

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

**2016 年度参加者公募型二次分析研究会**

**現代日本の格差と不平等に関する**

**データの二次分析**

**研究成果報告書**

東京大学社会科学研究所  
附属社会調査・データアーカイブ研究センター

2017 年（平成 29 年）3 月



## はじめに

盛山和夫（日本学術振興会・東京大学名誉教授）

格差と不平等の問題は、古くて新しい。本報告書は、社会階層と社会移動全国調査（SSM 調査）の 1955 年から 2005 年までのデータを活用した二次分析研究会の成果報告書であるが、それぞれの調査時点での問題関心に基づいて収集されたデータをもとに、格差と不平等の問題が今日的な関心で新しく分析されている。筆者は 2016 年度に実施された本研究会にアドバイザーとして参加し、若い研究者のみなさんがそれぞれの問題関心と観点から過去の SSM の調査データの再分析に取り組んでいる様子を、一年間、非常に興味深く拝見してきた。

ここでは、2005 年までの計 6 回、時代にして 50 年もの間隔のある SSM 調査データが二次分析の対象となっている。この間の社会変化は大きく、共通な枠組みが通用することもあるれば、そうはいかないテーマもある。まず、基本的に SSM 調査が始まった当初から 1970 年代くらいまでは、階層研究の第一義的な問題関心は何といても「体制の問題」であり「歴史的趨勢」の問題だった。つまり、階層的不平等の動向ははたしてマルクス主義が予言したような風になっているのか、あるいはそうではないのかという問題である。日本の SSM 調査はどちらかと言えばマルクス主義理論には懐疑的な研究として始まったが、マルクス主義を離れても、階層的不平等に関してはその「トレンド」が大きな問題関心であったことは間違いない。そもそも、SSM 調査ははじめから今日のように 10 年間隔で大規模な全国調査を実施するということが決まっていたわけではなく、この伝統が生まれたのは、1965 年の第 2 回調査を主導した安田三郎先生が、「1955 年の調査の後 10 年を経て、日本社会は階層的不平等という点でどのように変化しただろうか」という問題意識を抱いて、調査研究を企画・推進されたことによる。そして、さらに富永健一先生が 1975 年の第 3 回調査に取り組まれるにあたって、当時の若手研究者を多数招き入れるとともに、いち早く「データの電子化」を推進したことによって、今日のような「伝統」が確立したのであるが、この 1975 年の SSM 調査の一つの柱として「近代化理論」的仮説の検証という課題があったことはよく知られている。

しかしその後、階級・階層問題を中心として社会理論をめぐる知的状況は大きく変貌した。マルクス主義をはじめとする「大きな物語」が衰退し、1985 年調査の段階では「体制の問題」との関連で階層研究を捉える人はほとんどいなくなっていた。近代化理論もほとんど顧みられなくなってきたが、かろうじて「社会移動は業績主義化していだろうか」とか、「中意識はなぜ拡大したのか」というような問題意識の中に反映されていた程度であった。1989 年の東欧革命とその後のソ連邦解体によって階級・階層への知的関心はますます縮小していったため、1995 年の SSM 調査では、「なぜ今さら階層研究なのか」とわざわざ説明

しなければならぬという感覚も生じていたほどである。

ところが、皮肉なことに、バブル崩壊後の長引く不況、とりわけ 1997-8 年の東アジア通貨危機を契機とする急激な景気後退で新卒をはじめとする雇用環境が著しく悪化すると、にわかに「不平等社会日本」として格差と不平等への関心が高まっていった。「正規-非正規」という雇用身分の格差が問題となるのもこの頃からで、2005 年の SSM 調査の主テーマの一つは雇用構造の変化であった。さらにその後、2007-8 年のいわゆるリーマンショックによる世界的な景気後退を受けて、「Occupy Wall Street」運動に象徴されるように、格差と不平等の問題への関心は世界的に広がっていったのである。

今日、世界の格差と不平等問題に関する研究は、さまざまな統計データを駆使する形で、社会学、経済学、政治学など多くの分野で展開されている。そうした中であって、日本の SSM 調査データには他にはみられない次のような特徴が備わっている。

- (1) 1955 年以降、50 年以上もの長期にわたり、多くの変数ではほぼ同一のフォーマットで収集したデータからなっており、長期的な経時的分析ができる。
- (2) 単に所得や資産のような経済的変数だけではなく、職業、家族構成、学歴、社会意識などきわめて多様な変数を含んでおり、個人や世帯を単位とする多方面からの詳細な分析が可能となっている。
- (3) 対象者の職業経歴を職歴データとして詳細に収集しており、年次単位に構成し直すなどして、時代変化や年齢に伴う雇用や職業の動向を詳細に分析することができる。

むろん、それぞれの年次の調査データはその時々調査研究会によって一定程度は分析され尽くされたはずのものではあるが、以上のような特徴と、時間とともに生まれる新しい問題関心とさらには新しく開発される統計的分析手法の進化とによって、いわば無限に豊かな研究のための宝庫となっているともいえる。実際、本研究報告書に収められた若い人たちの研究には、調査を設計し実施した当時の研究者たちが想定もしていなかったような新しい問題関心や分析手法が縦横に展開されていて、非常に興味深い。こうした機会をつくっていただいた東京大学社会科学研究所の附属社会調査・データアーカイブ研究センターには深く感謝したい。

SSM 調査はこれからも将来にわたってさらに新しく継続発展していくものと想定しているが、そのデータがますます多くの研究者によって広く活用され、格差と不平等に関する研究により一層の進展がもたらされることを期待している。

## 研究会の概要

### テーマ

現代日本の格差と不平等に関するデータの二次分析

### 使用データ

- 【0759】 1955年SSM調査, 1955 (2015SSM調査管理委員会)
- 【0760】 1965年SSM調査, 1965 (2015SSM調査管理委員会)
- 【0761】 1975年SSM調査, 1975 (2015SSM調査管理委員会)
- 【0762】 1985年SSM調査, 1985 (2015SSM調査管理委員会)
- 【0763】 1995年SSM調査, 1995 (2015SSM調査管理委員会)
- 【0764】 2005年SSM日本調査, 2005 (2015SSM調査管理委員会)

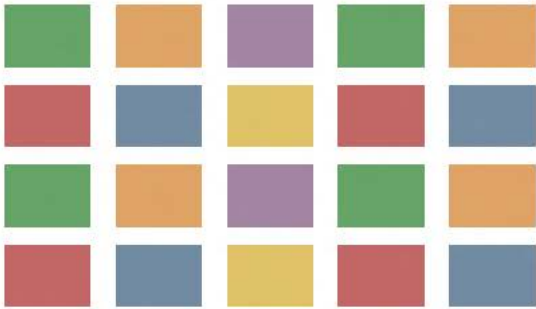
### 研究の概要

この研究会では、1955年から10年ごとに実施されてきた「社会階層と社会移動全国調査」(SSM調査)のデータ(調査番号0759 1955年SSM調査、調査番号0760 1965年SSM調査、調査番号0761 1975年SSM調査、調査番号0762 1985年SSM調査、調査番号0763 1995年SSM調査、調査番号0764 2005年SSM調査)の二次分析を行います。1995年SSM調査の研究代表者をアドバイザーに迎え、戦後日本の不平等のトレンドや現代日本の格差の実態を解明することを目指します。特徴的な調査項目としては、調査対象者と親世代の学歴、従業上の地位、産業、職業、役職などの社会的地位の指標、対象者の初職から現職にいたる職業キャリアの履歴、階層帰属意識などがあります。社会階層、家族社会学、教育社会学などを専門とする研究者だけでなく、経済学や政治学など隣接領域の研究者も参加が可能です。

### 活動の記録

- 第1回研究会 (2016年6月15日): 趣旨説明, データ, 変数, 研究テーマの紹介
- 第2回研究会 (2016年7月27日): 研究報告
- 第3回研究会 (2016年9月28日): 研究報告
- 第4回研究会 (2016年11月11日): 研究報告
- 第5回研究会 (2016年11月24日): 研究報告
- 第6回研究会 (2016年12月26日): 研究報告
- 第7回研究会 (2017年1月25日): 研究報告
- 第1回成果報告会 (2017年2月5日)
- 第2回成果報告会 (2017年2月15日)

# Center for Social Research and Data Archives



東京大学 社会科学研究所  
附属社会調査・データアーカイブ研究センター  
社会調査・データアーカイブ共同利用・共同研究拠点事業

## 二次分析研究会2016 参加者公募型研究 成果報告会

### 現代日本の格差と不平等に関するデータの二次分析

#### ■ 概要:

1955年から10年ごとに実施されてきた「社会階層と社会移動全国調査」(SSM調査)のデータの二次分析について、1995年SSM調査の研究代表者をアドバイザーに迎え、戦後日本の不平等のトレンドや現代日本の格差の実態を解明することを狙いとした二次分析の成果を報告します。

#### ■ 日時/場所:

2017年2月5日(日) 13:00 — 17:00

東京大学(本郷キャンパス) 赤門総合研究棟5階 549 センター会議室

#### ■ プログラム:

13:00- 開会の挨拶(盛山和夫/東京大学名誉教授)

#### 第1部 13:05-14:35

##### ◆コメンテータ: 古田和久(新潟大学)

13:05- (1)「子ども期の家庭環境・大学進学が地域間格差に与える影響」  
(戸田淳仁/リクルートワークス研究所)

13:35- (2)「出身大学の学校歴が初職に与える影響の再検討——大学での専攻分野に着目して」  
(豊永耕平/東京大学)

14:05- (3)「教育社会における機会の認知構造——出身階層と学歴に着目して」  
(山口泰史/東京大学)

#### 第2部 14:45-15:45

##### ◆コメンテータ: 竹ノ下弘久(上智大学)

14:45- (4)「地位へのマッチングからみる賃金格差の生成過程——企業規模と雇用形態に着目して」  
(麦山亮太/東京大学)

15:15- (5)「自営業層における職業による所得構造の趨勢」(仲修平/日本学術振興会・東京大学)

#### 第3部 16:00-17:00

##### ◆コメンテータ: 村上あかね(桃山学院大学)

16:00- (6)「仕事における自律性の検討とその影響」(樋口あゆみ/東京大学)

16:30- (7)「労働市場の変化からみる学歴同類結合の趨勢」(打越文弥/東京大学)

# Center for Social Research and Data Archives



東京大学 社会科学研究所  
附属社会調査・データアーカイブ研究センター  
社会調査・データアーカイブ共同利用・共同研究拠点事業

## 二次分析研究会2016 参加者公募型研究 成果報告会

### 現代日本の格差と不平等に関するデータの二次分析

#### ■ 概要:

1955年から10年ごとに実施されてきた「社会階層と社会移動全国調査」(SSM調査)のデータの二次分析について、1995年SSM調査の研究代表者をアドバイザーに迎え、戦後日本の不平等のトレンドや現代日本の格差の実態を説明することを狙いとした二次分析の成果を報告します。

#### ■ 日時/場所:

2017年2月15日(水) 13:00 - 17:30

東京大学(本郷キャンパス) 赤門総合研究棟5階 549 センター会議室

#### ■ プログラム:

13:00- 開会の挨拶(盛山和夫/東京大学名誉教授)

#### 第1部 13:05-14:35

##### ◆コメンテータ: 佐藤香(東京大学)

13:05- (1)「戦後女性の職業移動」(朝岡誠/立教大学)

13:35- (2)「SSM調査2005年における満足度尺度に関する一考察——満足度の高低が影響する行動とは」  
(久保隆志/日本福祉大学)

14:05- (3)「資格取得性向の推移と現代的特性」(武内建人/東京大学)

#### 第2部 14:45-15:45

##### ◆コメンテータ: 平沢和司(北海道大学)

14:45- (4)「大学進学の効果——効果の異質性に注目して」(森いづみ/東京大学)

15:15- (5)「大学等中退に階層差はみられるか」(下瀬川陽/東京大学)

#### 第3部 16:00-17:30

##### ◆コメンテータ: 田中隆一(東京大学)

16:00- (6)「労働市場における潜在的な地位とその変化——企業規模間格差から雇用形態間格差へ？」  
(鈴木恭子/東京大学)

16:30- (7)「夫の勤務先特性からみた妻の離職メカニズム」(田中茜/東北大学)

17:00- (8)「勤続年数分布は何に規定されるのか——分位点回帰分析を用いた検討」(福井康貴/東京大学)

■ 事前の申し込みは不要です

■ お問い合わせは、[s-analysis@iss.u-tokyo.ac.jp](mailto:s-analysis@iss.u-tokyo.ac.jp) まで







2016 年度参加者公募型二次分析研究会  
現代日本の格差と不平等に関するデータの二次分析  
研究成果報告書

目次

はじめに.....	<b>i</b>
	盛山和夫
研究会の概要.....	<b>iii</b>
成果報告会プログラム.....	<b>iv</b>
子ども期の家庭環境・大学進学が地域間格差に与える影響.....	<b>1</b>
	戸田淳仁
出身大学の学校歴が初職に与える影響の再検討.....	<b>11</b>
——大学での専攻分野に着目して——	
	豊永耕平
教育社会における機会の認知構造と格差.....	<b>29</b>
——出身階層と学歴に着目して——	
	山口泰史
地位へのマッチングからみる賃金格差の生成過程.....	<b>49</b>
——雇用形態と企業規模に着目して——	
	麦山亮太
自営業層における職業による所得構造の趨勢.....	<b>69</b>
——専門職の内部における格差——	
	仲修平
自律性概念の意味と意義.....	<b>91</b>
——質問紙調査で測られる「自律性」とは何か——	
	樋口あゆみ

機会構造は階層結合に影響するのか？.....	105	
——学歴と職業の対応関係とその変化に着目して——		打越文弥
戦後女性のライフコースの変容.....	121	
——高度経済成長は女性のライフコースを変えたのか——		朝岡誠
資格取得性向の推移と現代的特性.....	135	
		武内建人
大学進学の効果.....	151	
——効果の異質性に注目して——		森いづみ
大学等中退に階層差はみられるか.....	169	
		下瀬川陽
労働市場における潜在的な地位とその変化.....	179	
——企業規模間格差から雇用形態間格差へ？——		鈴木恭子
夫の勤務先特性からみた妻の離職メカニズム.....	209	
		田中茜
勤続年数分布の規定要因の検討.....	219	
——分位点回帰分析によるアプローチ——		福井康貴





# 子ども期の家庭環境・大学進学が地域間格差に与える影響

戸田 淳仁

(リクルートワークス研究所)

首都圏以外の出身者のうちどういう人が首都圏の大学に進学するか、首都圏で勤務するのか、また賃金は過去の地域間移動によってどれだけ異なるかを検証した。その結果、首都圏の大学に進学する確率を高める要因として子ども期の暮らしぶりが裕福であるかが影響し、首都圏に移動することで高い賃金が得られることが分かった。

## 1. はじめに

今、首都圏への人の集中が課題としていくつか議論されている。政府も2015年に閣議決定された「まち・ひと・しごと創生総合戦略」(2015改訂版)において、毎年数多くの若年者が地方から首都圏に流出し、それが地域経済の停滞に拍車をかけるという悪循環を問題視しており、地方創生と称して、地方にも人材を居住させ、または移動させず、地方における「雇用の質」の確保・向上を目指す方針を掲げている。

地方から首都圏に人が流入する理由については、これまでの地域間労働移動の研究から一定の事実が判明している。例えば、戸田・太田(2009)は1990年と2000年の『国勢調査』を用いた2時点パネル分析から、都道府県間の粗フロー移動率は、地域間の賃金格差や失業率格差といった変数によって大きく規定されており、「報酬水準」と「就業機会」が移動の主要な要因となっていることを明らかにしている。また、その他のアメニティ等の地域特性の影響も考慮した分析を行っている。ただし、首都圏への流入メカニズムをさらに深く理解するためには、どのようなタイプの労働者が首都圏に流入していて、そうした人々が首都圏の企業でどのように処遇されているかについて明確に把握する必要がある。しかしながら、そうした研究は日本において必ずしも多くないと思われる。

この文脈の研究として、太田聡一氏のいくつかの研究が挙げられる。最近の研究、太田(2016)によると、「ワーキングパーソン調査2014」を用いて東京圏(本稿で定義する首都圏と同じ)に転入した労働者の仕事や年収を検討し、その結果、所得や大卒以上の男性転入者は、東京圏出身でずっと東京圏で過ごしてきた人に比べて中学3年時の成績の自己評価が高く、一般入試経験者で、大学の専攻分野は理系であり、大学院卒の人が相対的に多く、そのことが転入者の高所得のひとつの源泉となっていた。大学卒業後に東京圏に転入してきた人は高い役職についていることが多いことがわかった。また、大卒以上の女性については、男性とは異なり、転入者の所得プレミアムは観察されないが、配偶者がいないサンプルに限定すればプレミアムが出現した、としている。

首都圏への異動とそれによる高い賃金が得られる背景として、質の高い教育を受け人的

資本がより蓄積されているとみられているが、それは子ども期の家庭環境や親からの教育が充実しているなど子ども期の状況が影響している可能性がある。たとえば、戸田・鶴・久米（2014）では、子ども期の家庭環境や非認知能力が、学歴、雇用形態、賃金といった労働市場における成果にどのような影響を与えているか検証した。子ども期の家庭環境について、学歴に対しては諸々の家庭環境が有意に影響を与えるが、就業以降は家庭環境の影響が弱まる。賃金に対しては蔵書の多い家庭で育った人ほど賃金が高くなる影響がみられる。また、中学3年時点の成績が高いと思っている人ほど賃金が高いという影響も検出された。

この研究を踏まえると子ども期の家庭環境において、例えば蔵書が多い、家庭環境が裕福であるような状況であると、首都圏の大学に進学することも含め、首都圏に居住して賃金の高い仕事に就く可能性があるかもしれない。もし裕福な家庭に住むことが首都圏の大学進学、居住して高い賃金を得ると言う可能性であれば、地域創生の議論において、教育費の支援などの政策対応が課題解決につながる可能性がある。

こうした問題意識を踏まえ、過去の先行研究からの新しい視点として子ども期の家庭環境が、首都圏の大学への進学、首都圏に居住するかということを検討し、子ども期からの居住地の異動が現在の賃金にどのような影響を与えるか改めて検証する。特に非首都圏の出身者一本稿では中学卒業時点での居住地で判断する一のうち、どんな要因により首都圏の大学に進学、首都圏で勤務するのかについて要因を探索する。あわせて、首都圏に移動することにより賃金にプラスの影響が出ているかも検討する。

2節以下の構成は次の通りである。2節では使用するデータについて説明する。3節では首都圏以外の出身者（中学卒業時に在住）に限定して、大学進学、首都圏への大学進学に与える要因の分析について結果を紹介する。4節では、大学進学者について、調査時点で首都圏に居住しているかを与える要因の分析について結果を紹介する。5節では、子ども期、大学在学時点、調査時点における居住地と調査時点における賃金との関係に関する分析について結果を紹介する。6節では結論を述べる。

## 2. 使用するデータ

本稿で使用するデータは「社会階層と社会移動全国調査」の「2005年SSM日本調査, 2005」留置A票（以下、SSM調査）である。社会階層と社会移動全国調査は、1955年以来10年毎に行われている継続性を持った社会階層と社会移動に関する調査であり、2005年は過去と比べ、子ども期の家庭環境について把握していることに一つの特徴があると考えられる。

SSM調査では、居住地について、調査時点の都道府県だけでなく、中学卒業時の居住地を都道府県、市町村レベルで把握している。また、大学に進学したことがある者に対しては、大学名、学部名についても調査しているため、大学の所在地も把握できる。本稿では、首都圏を東京・神奈川・埼玉・千葉と定義し、それ以外の道府県を非首都圏とする。大阪や名古屋など東京以外の大都市圏があるが、地方創生の議論でも東京一極集中に焦点が当てられ

ているため、東京を中心とした首都圏とそれ以外の区分に焦点を当てることにする。

以降の分析に合わせて大卒者の男性に限定して、15歳時点、大学在学時点、調査時点の居住地の割合は図1のようになる。

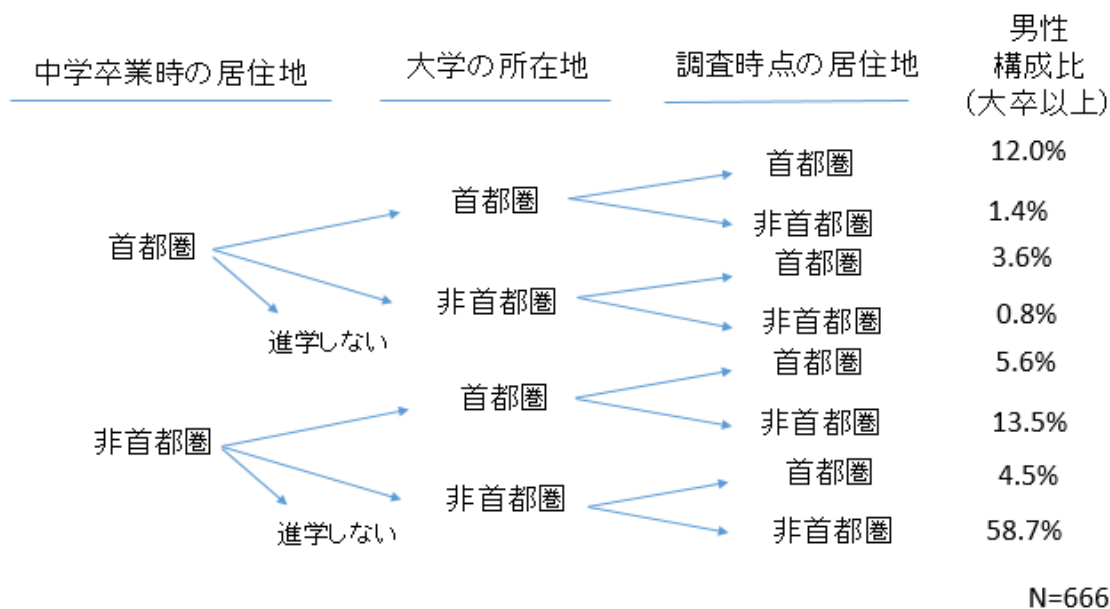


図1 中学卒業時・大学在学時・調査時点の居住地の割合

半数を超える割合で、中学卒業時、大学在学時、調査時点ともに非首都圏である一方、中学卒業時は非首都圏だが、調査時点で首都圏である者は10.1% (5.6+4.5) 存在する。一方、中学卒業時は非首都圏だが、首都圏の大学に通い、調査時点には非首都圏に戻るケースも13.5%存在する。一方で、中学卒業時は首都圏であった人は、多くは大学在学時、調査時点も首都圏である割合が高いことも分かる。

さて、子ども期の家庭環境として以下のいくつかの変数に着目する。第1に、子ども期における蔵書の数である。SSM調査では問11において、回答者が15歳のころに本がどのくらいあったかを聞いている。ここでは蔵書の本数が100冊以上と回答している人は、蔵書が多いと判断し、分析におけるダミー変数を作成している(200冊以上でも以下の分析では同様の結果が得られているが、それ以外の区分では有意な結果が得られない。また「わからない」という回答もあるが、これは蔵書が多いと言うダミー変数においては0としている)。

第2に、家庭の暮らし向きに関する問12である。質問文では「その頃(中学3年生の時)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。当日のふつうの暮らしむきとくらべてお答えください」としている。選択肢の中で「豊か」「やや豊か」と回答した人を当時の暮らし向きが良かったとしてダミー変数を作成している。なお、その他にも15歳のころに家庭で所有していた電化製品、家具などについても調査しているが本稿の分析

では利用していない。

また SSM 調査においては、15 歳時点（調査票では中学 3 年生時点）の成績についても問 14 で聞いている。成績が「上の方」「やや上の方」と回答した人を成績上位ダミーとして変数を作成する。暮らし向きもそうであるがこれらの変数は本人の主観的判断に基づくものであるため、どこまで客観的な指標であるか不明である。この点は分析の限界として、指摘しておきたい。

### 3. 大学進学に関する分析

第 1 の分析として、非首都圏出身者が、首都圏の大学に進学するか、そもそも大学に進学するかといった点について分析を行う。はじめにでも述べたように、地方創生の文脈では以下に、地域へ人材を移動させるかが重要であり、都会への人材流出を食い止める必要がある。その観点からは、どのような人が都会へ流入しているかを見る必要がある。その際に、はじめにでも述べたように、子ども期の家庭環境について注目する。

表 1 は大学卒業者（大学院も含む）を 1、それ以外を 0 としたダミー変数を被説明変数としたプロビット分析の結果である。また、大学卒業者に限定して首都圏の大学に通ったものを 1、それ以外を 0 としたダミー変数を被説明変数とした結果も掲載している。推定式には中学 3 年時点の成績をコントロールした場合とそうでない場合を掲載している。

まず大学卒業の有無に関する分析（表 1 の(1)式、(2)式）を見ると、中学 3 年生時点の暮らし向きが豊かか否かを表す暮らし向き豊かダミーは、中学 3 年成績上位ダミーをコントロールしてもコントロールしなくても、係数がプラスで有意であり、暮らし向きが豊かである人ほど大学に進学している傾向がうかがえる。また中学 3 年時点の成績が上位である注 3 成績上位ダミーも係数がプラスで有意であり、成績も大学進学に影響している。また、大学進学に関しては蔵書が 100 冊以上である蔵書多いダミーも係数がプラスで有意である。大学進学に関しては家庭環境が大きく影響しているといえる。また、子ども期の家庭環境の影響が世代によって異なる可能性も鑑み、(3) 式のように、暮らし向き豊かダミーと年齢階層の交差項を取ってみたところ、30 歳代ダミーにおいてマイナスで有意であるが、それ以外の年齢では有意ではなく、主効果である暮らし向き豊かダミーは係数がプラスで有意であった。30 歳代（1960 年代後半～70 年代前半）うまれでは、暮らし向きが豊かかといったことはあまり大学進学に影響しないのは、大学の定員が増え、退学進学率が上昇していることにより大学進学の可能性が広がっていることが影響しているかもしれないが、このことを検証することは今後の課題である。しかし 20 歳代においては、暮らし向きが豊かであるかがまた影響するようになっていることは興味深い。



表1 大学進学・首都圏の大学進学に関するプロビット分析

被説明変数	大学進学			首都圏の大学進学 (サンプルは大卒者)		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
年齢(vs. 20歳代)						
30歳代ダミー	0.040 (0.043)	0.014 (0.041)	0.048 (0.048)	0.118 (0.088)	0.117 (0.088)	0.105 (0.104)
40歳代ダミー	0.055 (0.042)	0.016 (0.041)	0.021 (0.046)	0.119 (0.084)	0.118 (0.084)	0.128 (0.102)
50歳代ダミー	-0.004 (0.039)	-0.047 (0.038)	-0.044 (0.043)	0.234*** (0.088)	0.233*** (0.088)	0.219** (0.106)
60歳代ダミー	-0.132*** (0.036)	-0.185*** (0.032)	-0.169*** (0.036)	0.283*** (0.110)	0.281*** (0.109)	0.204 (0.128)
暮らし向き豊かダミー	0.131*** (0.033)	0.102*** (0.033)	0.162* (0.094)	0.055** (0.025)	0.057** (0.029)	0.033* (0.147)
× 30歳代ダミー			-0.136** (0.066)			0.031 (0.183)
× 40歳代ダミー			-0.005 (0.097)			-0.047 (0.147)
× 50歳代ダミー			0.011 (0.104)			0.037 (0.176)
× 60歳代ダミー			-0.100 (0.088)			0.338 (0.255)
中3成績上位ダミー		0.365*** (0.024)	0.366*** (0.024)		0.007 (0.037)	0.006 (0.037)
兄弟姉妹の数	-0.002 (0.003)	-0.001 (0.003)	-0.001 (0.003)	0.002 (0.003)	0.002 (0.003)	0.003 (0.003)
蔵書多いダミー	0.323*** (0.034)	0.238*** (0.036)	0.241*** (0.036)	0.066 (0.042)	0.065 (0.042)	0.068 (0.042)
Observations	1,900	1,900	1,900	548	548	548

Robust standard errors in parentheses

プロビット分析の結果、表の値は限界効果

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

次に大学進学者に限定して、大学が首都圏か否かに関する分析（表1の(4)式, (5)式）を見ると、大学進学か否かと比べて、暮らし向き豊かダミーが依然としてプラスで有意であるが、中学3年時点の成績などは有意な影響が出ていない。この点からも首都圏の大学に進学するか否かについては、子ども期の家庭環境とくに暮らし向きが豊かであったかどうかが大きく影響していると言える。次に、こうした影響が、調査時点の居住地に影響しているかを見ていこう。

#### 4. 現在の居住地に関する分析

第2の分析として、大卒者に限定して、調査時点の居住地が首都圏か否かについての分析を行ったので、その結果について見ていきたい。

表2がその分析結果であり、被説明変数を現在の居住地が首都圏であれば1、それ以外を

表 2 現在の居住地に関するプロビット分析

被説明変数	現在の居住地が首都圏	
	(1)	(2)
年齢(vs. 20歳代)		
30歳代ダミー	0.020 (0.063)	0.015 (0.062)
40歳代ダミー	-0.051 (0.061)	-0.056 (0.061)
50歳代ダミー	0.026 (0.067)	0.022 (0.066)
60歳代ダミー	-0.065 (0.066)	-0.065 (0.066)
暮らし向き豊かダミー	0.008 (0.046)	0.011 (0.047)
中3成績上位ダミー	0.040 (0.038)	0.038 (0.038)
兄弟姉妹の数	0.000 (0.002)	0.001 (0.002)
蔵書多いダミー	0.054 (0.046)	0.055 (0.046)
中学卒業時首都圏在住ダミー	0.694*** (0.047)	0.691*** (0.047)
大学所在地首都圏ダミー	0.257*** (0.047)	0.259*** (0.047)
firstreg		0.049 (0.052)
Observations	666	666

Robust standard errors in parentheses

プロビット分析の結果、表の値は限界効果

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

0 とするダミー変数としたプロビット分析の結果である。関心のある変数である、暮らし向き豊かダミー、中3成績上位ダミー、蔵書多いダミーなどは有意ではない。また、学校卒業以降の就業状況に強く影響する可能性のある要因として、初職が正社員であったか否かについてもコントロールしてみたが、関心のある変数はどれも有意ではなかった。

戸田・鶴・久米（2014）でも見られたが、子ども期の家庭環境に関する変数は学校卒業後など時間があつた時にはあまり影響がせず、その他の要因が影響している可能性があると言える。

## 5. 賃金に関する分析

最後の分析として、中学卒業時、大学在学時、調査時点での居住地が賃金にどう影響を与えているかの分析を行う。1年間の所得の対数値を被説明変数とした最小二乗法による結果を表3に示す。

表3には掲載していないが、雇用形態（正社員をベースとして非正社員、経営者、自営者

の変数を投入), 産業 (サービス業をベースとして, 製造業, 金融業, 流通業の変数を投入), 企業規模 (100 人未満をベースとして, 100~999 人, 1000 人以上, 官公庁の変数を投入), 職業 (事務職をベースとして管理職, 専門職, サービス職の変数を投入) をコントロールしている. 所得関数については本来, 勤続年数などコントロールするのに必要な変数があるが, 本調査では得られないので年齢とその 2 乗項のみでコントロールしている.

表 3 年間の所得関数に関する分析 (最小二乗法)

	(1)	(2)	(3)	(4)
年齢	0.117*** (0.022)	0.120*** (0.023)	0.118*** (0.022)	0.121*** (0.022)
年齢の2乗(/100)	-0.113*** (0.024)	-0.116*** (0.025)	-0.114*** (0.024)	-0.117*** (0.025)
中学卒業時首都圏在住ダミー	-0.190* (0.103)	-0.191* (0.104)		
大学所在地首都圏ダミー	-0.080 (0.079)	-0.082 (0.080)		
調査時点首都圏在住ダミー	0.180** (0.073)	0.173** (0.073)		
居住地ダミー (非→非→非をベース、表記については本文参照)				
首→首→首			-0.158 (0.137)	-0.166 (0.136)
首→首→非			0.128 (0.164)	0.097 (0.172)
首→非→首			0.117 (0.220)	0.106 (0.218)
首→非→非			-0.002 (0.077)	-0.014 (0.093)
非→首→首			0.226*** (0.071)	0.220*** (0.073)
非→首→非			-0.087 (0.106)	-0.094 (0.109)
非→非→首			0.187** (0.074)	0.161** (0.077)
暮らし向き豊かダミー		0.102 (0.066)		0.095 (0.065)
中3成績上位ダミー		0.092 (0.056)		0.092* (0.056)
兄弟姉妹の数		0.002 (0.002)		0.002 (0.002)
蔵書多いダミー		0.033 (0.074)		0.034 (0.076)
Constant	3.146*** (0.474)	3.003*** (0.508)	3.121*** (0.471)	2.976*** (0.506)
Observations	553	553	553	553
R-squared	0.306	0.313	0.312	0.319

Robust standard errors in parentheses

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

表 3 の(1)式と(2)式は, 中学卒業時, 大学在学時, 調査時点の首都圏ダミーをコントロールしたものである. これを見ると, 中学卒業時首都圏ダミーの係数がマイナスで, 10%有意

水準ではあるが有意である。首都圏出身者だからと言って賃金が高いとは言えず、他の状況をコントロールするとマイナスになる可能性も示しており、興味深い。また、大学所在地首都圏ダミーはいずれもプラスではなく、調査時点首都圏在住ダミーは係数がプラスで有意である。居住地については調査時点、言い換えると大学を卒業して就職した後にどこに住むかが賃金に対して大きく影響していると言える。また、これまでの分析において関心のあった暮らし向き豊かダミー、中3成績上位ダミー、蔵書多いダミーなどは有意ではなく（(2)式参照）、またそれをコントロールしても調査時点に首都圏在住しているか否かが重要であることが分かる。

次に、居住地の移動パターンによって賃金に差があるかを見てみよう。表3の(3)式、(4)式が結果であり、この推定式においては、中学卒業時、大学在学時（正確には大学所在地）、調査時点の3点において非首都圏である、この表記を「非→非→非」とあらわし、これをベースとする。「非→非→非」の表記は居住地が非（非首都圏）であるか首（首都圏）であるかを表し、最初の矢印の前が中学卒業時、真ん中が大学在学時、右側が調査時点の居住地を表すとする。

子ども期の家庭環境をコントロールする場合としない場合でも、どちらでも「非→首→首」と「非→非→首」の係数がプラスで有意である。また係数の大きさを見ても、「非→非→首」よりも「非→首→首」の方が大きく、首都圏の大学に通うことで賃金が高くなるという効果があると言える。

## 6. むすびにかえて

これまでの分析結果をまとめると、非首都圏出身者のうち首都圏に勤務している人ほど賃金が高くなるといえる。また首都圏で勤務するには子ども期の家庭環境が大きく影響はしていないが、首都圏の大学に進学する決定要因として子ども期の家庭環境とくに中学3年生時点の暮らし向きが豊かであるかが影響していることが分かった。暮らし向きが豊かであれば子供に対して教育コストをかけることができ、人的資本蓄積につながると考えられる。こうした効果が統計的に観察できたといえるだろう。

政府が教育費を支援する政策を進めようとしているが、こうした政策はその効果を検証しないといけないが、地方在住の経済的に困窮している学生に対して教育の機会を与え、都会に移動する可能性を秘めている。機会の平等という点では教育費支援は効果が期待されるが、地方・都市の経済的格差についてはさらに議論を進めていく必要があるだろう。

本研究の限界として、子ども期の家庭環境が回顧データに基づくだけでなく主観が伴うものであり、変数として正確に測定できていない可能性も存在する。データの整備によるさらなる検証が必要だと言うことは言うまでもない。

### [謝辞]

本分析にあたり、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「社会階層と社会移動全国調査」(SSM 調査)の「2005年SSM日本調査, 2005」(2015SSM調査管理委員会)の個票データの提供を受けました。ここに記して感謝いたします。

### [参考文献]

太田聡一, 2016, 「東京圏への転入者の仕事・所得・Uターン志向」 Works Discussion Paper No.11.  
戸田淳仁・太田聡一, 2009, 「都道府県間労働移動の再検証—『国勢調査』による粗フロー分析」,  
清家篤・駒村康平・山田篤裕『労働経済学の新展開』慶應義塾大学出版会, 81-98.  
戸田淳仁・鶴光太郎・久米功一 (2014) 「子ども期の家庭環境, 非認知能力が学歴, 雇用形態,  
賃金に与える影響」 RIETI Discussion Paper Series 14-J-019.



# 出身大学の学校歴が初職に与える影響の再検討 ——大学での専攻分野に着目して——

豊永 耕平

(東京大学大学院教育学研究科)

本稿の目的は、大学での専攻分野に着目することを通じて、出身大学の学校歴が初職に与える影響を再検討することである。従来の研究では、銘柄大学出身者の初職威信スコアは高いことが繰り返し報告されてきたが、初職の職種を説明するのに本来は重要であるはずの専攻分野が果たす役割はほとんど検討されてこなかった。専攻分野にも着目した分析を行った結果、以下の3点が示された。第一に、出身大学の学校歴は初職の企業規模を説明する一方で、初職威信スコアが高い傾向にある専門職への到達は専攻分野が説明していた。第二に、出身階層の初職への影響を学校歴ではなく、専攻分野が大きく媒介していた。第三に、高等教育の大衆化を担った第2世代以降の私立大学の出身者では小企業やブルーカラーに到達する傾向にあった。今後の研究は、高等教育の大衆化の担い手や専攻分野を慎重に考慮して、大卒学歴内部を検討する必要がある。

## 1. 問題設定

本稿の目的は、大学での専攻分野に着目することを通じて、出身大学の学校歴が初職に与える影響を再検討することである。近年では、高等教育の大衆化によって、大卒学歴内部での質的な差異が拡大傾向にあることが指摘されている (Fujihara and Ishida 2016)。こうした大卒学歴内部の質的な差異を説明する上で、従来の日本の研究が重視してきたのは、出身大学の学校歴がもたらす影響の大きさだった (近藤 1997; 1998; 2000; 荒牧 1998; 中西 1998; 2000; 米澤 2008; 平沢 2011 など)。近藤 (2000) は、「大学の入試難易度 (横の違い) が教育年数 (縦の違い) と同程度の効果を初職に対して及ぼしていることから、戦後を通して学歴差と学校差が連続したハイアラーキーをなしてきた」と指摘している (近藤 2000: 239)。

そして、出身大学の学校歴の影響を検討した従来の日本の研究蓄積が繰り返し報告してきたのは、単純化を恐れずにいえば、「出身大学のランクが高ければ高いほど、平均的な初職威信スコアも高くなる」ということであった。例えば、学校歴が初職威信スコアに与える影響を検討した平沢 (2011) は、「学歴取得後の職業達成では、いやというほど学歴や学校歴間の差異をみせつけられた」と指摘した上で、「選抜度の高い大学の出身者が過度に優遇されてはいないのか、という疑問は残る」とまで結論付けている (平沢 2011: 167)。さらに、高等教育が大衆化する中で、平均的な初職威信スコアは、銘柄大学出身者では長期的には高い水準のまま安定傾向である一方で、非銘柄大学出身者では長期的には低下傾向にあることも繰り返し報告されてきた (近藤 1997; Fujihara and Ishida 2016)。つまり、同じ大卒学歴であっても、「どのような大学の出身か (学校歴)」によって「どのような職業に従事するか (職種)」が大きく異なっていることが、何度も強調されてきたといえる。

しかしながら、銘柄大学出身者の初職威信スコアの高さや、非銘柄大学出身者の初職威信スコアの低下傾向が意味するものは何なのかは必ずしも明らかではない点で課題がある。そもそも、出身大学の学校歴の重要性が議論されてきたのは、出身大学の選抜度の高さが「どのような職業に従事するか（職種）」を左右するからではなくて、「どのような職場に到達するか（企業規模）」を左右するからであったはずである（竹内 1995）。その意味では、社会階層論の地平から、出身大学の学校歴と就業機会の関連を初職威信スコアに基づいて議論してきた従来の研究蓄積は、「イイ大学、イイ職場」という企業規模との関連に着目してきた学歴研究での議論を、「イイ大学、イイ職業」という職種との関連にも拡張して、学校歴の影響の大きさを議論してきたといえる。「イイ大学、イイ職場」という形ならば、学校歴の影響は能力のシグナルとしての影響なのかもしれない。では、結局のところ、「イイ大学、イイ職業」という形での学校歴と職種との関連は何を意味しているのだろうか。

本稿が主張したいのは、「イイ大学、イイ職場（企業規模）」という議論を「イイ大学、イイ職業（職種）」にも拡張して議論するのは現実的ではないということである。出身大学の学校歴と職種との関連は、以下の3点で再検討する必要がある。第一に、大学での専攻分野の影響を見落としている点である。「どのような職業に従事するか（職種）」は、出身大学の学校歴ではなく、大学での専攻分野によって説明されると考える方が現実的である。例えば、非銘柄大学出身者でも、教育学部を卒業すれば、初職威信スコアが高い傾向にある学校教員に到達できる。他方、銘柄大学出身であっても、社会科学系の学部を卒業すれば、初職威信スコアが低い傾向にある事務職に到達しやすいだろう。このように考えれば、「どのような職業に従事するか（職種）」は「どこの大学出身か（学校歴）」ではなくて、「どのような学部出身か（専攻分野）」によって水路づけられていると考える方が現実的である<sup>9</sup>。

第二に、出身大学の平均的な初職威信スコアは、その大学の学部構成の偏りに影響を受ける点である。大学での専攻分野を考慮しない従来の研究の地平から眺めれば、社会的な威信度が最も高いと想定される東京大学の出身者よりも、北海道教育大学などの旧制の師範学校や専門学校を母体とする大学の出身者の平均的な初職威信スコアは高く評価されることになる。さらに、東海大学のような医学部を設置している大学の出身者の平均的な初職威信スコアは高くなる一方で、明治大学のような医学部を設置していない大学の出身者の場合には低くなる。したがって、仮に、初職の職種と学校歴の関連に問題関心があったとしても、出身大学の学校歴の影響を検討するには、大学での専攻分野を統制することが必要である。

第三に、高等教育の大衆化の担い手に着目していない点である。従来の研究では、主に、銘柄大学の出身者に焦点を当てた分析が行われてきた（尾嶋 1990; 近藤 1997; 荒牧 2000）。しかしながら、戦前の旧制専門学校や師範学校を母体とするような大学が多い銘柄大学は、戦後の高等教育の大衆化を大きくは担っていない（金子 1996）。したがって、銘柄大学出身者の平均的な初職威信スコアが高い水準で安定傾向にあるのは、高等教育の大衆化の当然の結果である。戦後の高等教育の大衆化は、新設の私立大学などの私立セクターが担ったこ



とを踏まえれば(米澤 2010),むしろ,高等教育の大衆化を担った第2世代以降の新設私立大学出身者の初職が,国公立大学や第1世代の私立大学の出身者と比べてどのような状況にあるのかを検討することが重要な課題であり,学校歴の影響を再検討する必要がある。

以上のような問題設定を踏まえて,本稿では,大学での専攻分野に着目して,出身大学の学校歴が初職に与える影響を再検討し,大卒学歴内部での質的な差異を明らかにしていく。本稿の構成を説明する。第2節では,大学での専攻分野が中心的なトピックとして重視されてきた海外の研究動向を踏まえた先行研究の整理を行い,大学での専攻分野に着目する視座を獲得する。以上を踏まえて,第3節では,分析に使用するデータと変数を説明し,第4節では分析を行う。そして,第5節では,本稿の結論と課題について言及したい。

## 2. 先行研究の整理

先述のように,大卒学歴の内部に着目した従来の日本の研究蓄積では,出身大学の学校歴に着目した分析が多くなされてきた。端的に言えば,「大学卒業者といえば,出身大学のランクが重要である」という議論の下に研究が蓄積されてきた。例えば,OE連関を検討した研究では,銘柄大学への進学には階層差が存在し,その関連が長期的には安定傾向にあることが繰り返し報告されている(尾嶋 1990; 荒牧 2000; 米澤 2008)。さらに,ED連関を検討した研究では,先述のように,銘柄大学出身者の初職威信スコアは長期的に高い水準で安定傾向にあり(近藤 1997; Fujihara and Ishida 2016),銘柄大学出身者は初職からの初めての転職先である「セカンドジョブ」の威信スコアすらも高いとされてきた(濱中・荻谷 2000)。

他方で,大卒学歴の内部に着目した海外の研究では,大学での専攻分野に着目した研究が多く蓄積されてきた(Davies and Guppy 1997; Jackson et al. 2008; Kraaykamp et al. 2013 など)。誤解を恐れずに言えば,「大学卒業者といえば,大学での専攻分野(College major)が重要である」という議論の下に研究が蓄積されている。例えば,Davies and Guppy (1997)では,アメリカの事例から,労働者階級の大学進学者にとっては専攻分野の選択が社会上昇の手段として機能していることを指摘している。また,Jackson et al. (2008)では,専攻分野は世代間移動の説明に大きな役割を果たさないことが報告されているものの,それを批判的に検討した van de Werfhorst and Luijkx (2010)では,父職と関連が強いような専攻分野を子どもが選択した場合に子どもが父職と同等の地位に到達する確率が高いことや,専攻分野の選択は父職の影響が大きいことが明らかにされている。そして,海外の研究では,高等教育の大衆化の中で,専攻分野と出身階層の関連が強まってきていることが指摘されており,専攻分野に着目した今後のさらなる研究蓄積が求められている(Kraaykamp et al. 2013)。

このように,高等教育が大衆化する中で,大卒学歴内部に着目する必要性は国内外の研究で見解が一致しているものの,中心的な分析視角は,海外の研究では大学での専攻分野にある一方で,日本の研究では出身大学の学校歴にあった。もちろん,近年では,日本の研究でも大学での専攻分野に着目されつつあるが,数自体は非常に少ない(高松 2008; 白川 2015;

胡中 2015)。例えば、ジェンダーによる職域分離を専攻分野から検討した高松（2008）は、人文系出身者は正規雇用になりにくいことを明らかにしている。こうした彼女の分析はED 関連を検討した研究であったが、OE 関連を検討した白川（2015）は、専門職の出身者には理工や保健を選ぶものが多いことや、社会科学系と保健系の選択率が世帯収入の高低と結びついていることを指摘している。しかしながら、彼の分析は、あくまでも短大の学科選択も含めた高校2年生の専攻分野希望の分析であり、進路決定ではないという課題がある。

他方で、大学での専攻分野と世代間移動の関連を検討した胡中（2015）は、大学に通った経験のある男性サンプルの分析から、「専攻分野が到達階層に影響する傾向ははっきりしている一方で、出身階層と専攻分野の関連ははっきり確認できなかった」（胡中 2015: 191）と結論付けているが、白川（2015）と相互に矛盾した結果である。胡中（2015）は専攻分野と世代間移動の関連を検討した点で意義があるが、サンプルサイズ自体が白川（2015）よりも格段に少ないこともあってか、大学の専攻分野と交絡すると考えられる出身大学の学校歴や入職コーホートなどが統制されていない点で課題がある。

以上のような日本と海外の研究動向を踏まえて本稿が議論したいのは、能力に基づいた教育選抜と学校歴の影響に大きな関心が払われ、濱口（2013）が述べるところの「教育と労働の密接な無関係」が現実味を持つ日本社会においても、実際には、一見すると自由な選択と思われる専攻分野が初職を大きく水路づけており、世代間移動を説明する上でも無視しえない役割を果たしているのではないか、ということなのである。奮勇をふるっていえば、大卒学歴内部に着目した従来の日本の研究は、「大学卒業者といえどとにかく大学ランクが重要である」と想定しすぎるあまりに、「いやというほど学歴や学校歴の差異をみせつけられた」（平沢 2011: 167）と、能力による教育選抜を伴う学校歴がその後のキャリアにもたらす影響の大きさを強調して事足りりとしてきたかもしれない。

そこで、本稿では、大学での専攻分野に着目することを通じて、出身大学の学校歴が初職に与える影響を再検討する。本稿の貢献によって、あまり意味のないように想定されてきた一見すると自由な教育選抜による専攻分野が、「専攻間トラッキング」としてその後の職業を大きく水路づける一方で、むしろ、出身大学の学校歴が初職に与える影響には「限定性」が伴うことが示されれば、出身大学の学校歴（≒教育選抜／1次効果的）だけではなく、大学での専攻分野（≒教育選抜／2次効果的）にも着目する必要性が示唆されるだろう<sup>2)</sup>。

### 3. 分析に使用するデータと変数

本稿の分析に使用するのは、「社会階層と社会移動全国調査（SSM 調査）」の1995年調査・2005年調査の合併データである。大学卒業者の十分なサンプル数を確保するだけでなく大学での専攻分野の影響を詳細に検討するために過去の調査データを合併している。

本稿の分析では、以下のように分析の対象を限定した。まず、旧制学歴の大学卒業者と、新制学歴の大学卒業者は大卒学歴の意味が異なると考えられるため、戦後に初職入職した

新制大学の卒業者に分析対象を限定した。また、それまでの職歴が職業達成に影響することが想定されるため、初職入職後に大卒学歴を獲得したサンプルも分析の対象から除外した。さらに、女性はサンプルサイズが小さいことから、大卒男性のみを分析の対象に限定した。次に、以上のような処理を行った上で、解釈を容易にするために、初職の従業上の地位が経営者（5名）・自営（7名）を除外し、初職の職種が農業（7名）を除外した。したがって、新制大学を卒業し、戦後に初職入職した大卒男性（919名）が本稿の分析対象となる<sup>3)</sup>。

分析に使用する変数の設定と記述統計量は、以下の表1の通りである。なお、多変量解析の際には多重代入法による欠損値の補正を行った。代入回数は20回、予測変数は表1に記載した変数のすべて、代入方法は多変量正規回帰とする。多重代入法は、欠損値を含むケースを除外するリストワイズ削除よりもバイアスの少ない手法とされている（van Buren 2012）。ただし、分析対象を大学卒業者に限定していることから、セレクションバイアスがあることに注意されたい。大卒サンプルのみを対象としているため、出身階層の影響を過少に推計することになっている。しかしながら、本稿の分析の焦点は大学進学を条件づけた上でも残存する出身階層の初職への影響にあるため、セレクションバイアスの補正は行わなかった。

他方、本稿の問題関心となる出身大学の学校歴と専攻分野について補足説明を行いたい。まず、出身大学の学校歴については、平沢（2011）が指摘するように、「どのような基準でいくつに分けるべきかについては、いまのところ定説がない」ため、「既存研究における分類は百花繚乱のごとき様相」（平沢 2011:157）である。しかしながら、高等教育研究に軸足を置く研究者たちは、大学の供給役割と設置時期に着目した分類を行ってきたことも事実である。例えば、金子（1996）は私立セクターの拡大に着目して、1960年以前設立の私立大学を「第1世代大学」、1960年代から1970年代中盤までに設立された私立大学を「第2世代大学」、それ以降に設立された大学を「第3世代大学」とした。その上で、「第1世代大学」を、1918年の大学令直後に成立して初期に拡大した「中核私立大学」と、周辺的な地位にとどまった「周辺大学」、小規模なまま存続した「ニッチ大学」に3分類している。

以上のような高等教育研究の蓄積を踏まえて、米澤（2008）は、「高等教育システムの拡大がもたらす高等教育機会そのものの質的な変化と多様性をもう少し意識した分析がなされてもよいように思う」（米澤 2008:118）と指摘し、第1世代大学を中核私立とその他の大学に分け、第2世代大学と第3世代大学を統合した分類からSSM2005年調査の分析を行っている。本稿でも、米澤（2008）に基づき、金子分類による大学類型を分析に使用した。

つぎに、専攻分野についても、高松（2008）が指摘するように、どのように分類しても恣意的にならざるをえないため、学校基本調査の学科系統大分類に準拠した専攻分野分類を用いている。ただし、理学・農学は単独ではケース数が少ないことから、工学と統合して「理工系」というカテゴリーにした。また、医学や薬学などの医療系専攻は単独ではケース数が少ないことから、「その他」のカテゴリーに統合して分析を行った。本稿では、「人文系」「社会科学系」「理工系」「教育系」「その他」から専攻分野の影響を検討していくことになる。

表1 分析に使用する変数の設定と記述統計量

変数名	変数の説明	記述統計量	
		有効度数	該当%
本人初職			
専門	SSM総合8分類を用いた。初職が専門職=1、それ以外=0	887	35.9%
大企業W	SSM総合8分類を用いた。初職が大企業W=1、それ以外=0	887	35.5%
小企業W	SSM総合8分類を用いた。初職が小企業W=1、それ以外=0	887	19.7%
ブルー	SSM総合8分類を用いたが、ケース数の関係から企業規模は考慮しなかった。初職がブルー=1、それ以外=0	887	8.9%
SSM調査年			
2005年調査	SSM2005年調査=1、それ以外=0	919	71.7%
1995年調査	SSM1995年調査=1、それ以外=0	919	28.3%
入職年コーホート			
1969年以前	入職年度が1969年以前=1、それ以外=0	919	20.6%
1970年代	入職年度が1970年代=1、それ以外=0	919	24.7%
1980年代	入職年度が1980年代=1、それ以外=0	919	27.8%
1990年代以降	入職年度が1990年代以降=1、それ以外=0	919	27.0%
初職時の居住地			
大都市圏	初職入職時の居住地が、宮城・埼玉・東京・神奈川・千葉・愛知・京都・大阪・兵庫・福岡=1、それ以外=0	907	19.0%
両親の学歴			
第1世代	父親・母親のいずれも非大卒=1、それ以外=0	787	75.5%
一方大卒	父親・母親のどちらかが大卒=1、それ以外=0	787	21.1%
両親大卒	父親・母親の両方が大卒=1、それ以外=0	787	3.4%
父職地位			
専門	15歳時の父職の地位が専門職=1、それ以外=0	661	21.8%
大企業W	15歳時の父職の地位が大企業W=1、それ以外=0	661	28.1%
小企業W	15歳時の父職の地位が小企業W=1、それ以外=0	661	7.0%
自営W	15歳時の父職の地位が自営W=1、それ以外=0	661	9.8%
大企業B	15歳時の父職の地位が大企業B=1、それ以外=0	661	6.4%
小企業B	15歳時の父職の地位が小企業B=1、それ以外=0	661	5.8%
自営B	15歳時の父職の地位が自営B=1、それ以外=0	661	10.9%
農業	15歳時の父職の地位が農業=1、それ以外=0	661	10.3%
学歴			
大学院修了	大学院修士課程を修了・博士課程を修了=1、それ以外=0	919	8.2%
学校歴			
国公立大学A群	基幹的国立大学に該当する。旧帝大（東京大学・京都大学・東北大学・九州大学・北海道大学・大阪大学・名古屋大学）に、一橋大学・東京工業大学・神戸大学・東京医科歯科大学を追加して分析に使用した。	791	9.1%
国公立大学B群	国公立大学A群以外の国公立大学に該当する。千葉大学や金沢大学のような総合大学もあるが、北海道教育大学や東京外国語大学のような旧専門学校に由来する単科大学もある。	791	19.3%
私立大学C群	中核私立大学に該当する。早稲田大学・慶應義塾大学・関西大学・関西学院大学・同志社大学・立命館大学・明治大学・青山学院大学・立教大学・中央大学・法政大学を含む。近年の状況から、学習院大学と上智大学も追加して使用した。	791	19.0%
私立大学D群	C群以外の第1世代大学に該当する。東北学院大学・日本大学・中京大学・龍谷大学・福岡大学などを含む1960年以前に設置された私立大学に該当する。	791	27.8%
私立大学E群	第2世代や第3世代大学に該当する。城西大学・和光大学・京都産業大学・久留米大学などを含む1960年以降に設置された私立大学に該当する。	791	24.8%
大学での専攻分野			
人文系専攻	出身学部・研究科が人文系=1、それ以外=0	871	7.9%
社会科学系専攻	出身学部・研究科が社会科学系=1、それ以外=0	871	47.8%
理工系専攻	出身学部・研究科が理学・工学・農学=1、それ以外=0	871	33.2%
教育系専攻	出身学部・研究科が教育系=1、それ以外=0	871	5.9%
その他専攻	出身学部・研究科がその他の系統=1、それ以外=0	871	5.3%

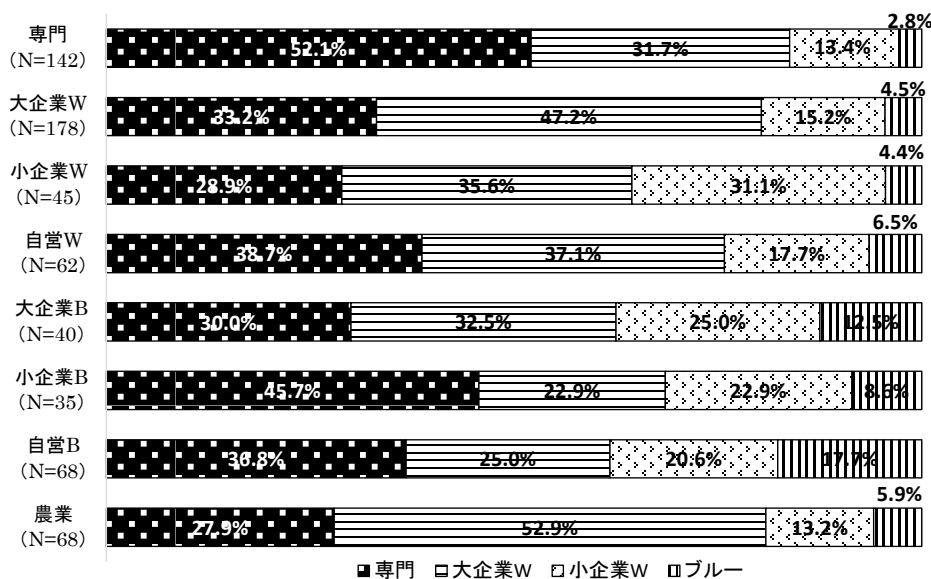
## 4. 分析

### 4.1 基礎分析

まず、大学進学を条件づけた上での出身階層の影響を検討していきたい。出身階層と初職の関連を検討した表 2 を確認すると、15 歳時の父職が専門職である場合には 52.1%の大卒男性が父職と同様の専門職に到達していることが確認できる。出身階層が大企業 W である場合にも同様の傾向にあり、そのうち 47.2%の初職は父職と同じ大企業 W であることが読み取れるだろう。また、出身階層が大企業 B や自営 B であると、初職もブルーカラーになりやすく、父職の企業規模が大きいほど、本人初職も大企業になりやすいといえる。

以上のように、父職の職種、企業規模の両面から大卒男性の初職は影響を受けており、大学に進学して卒業しても、出身階層の影響がリセットされるわけではない。しかしながら、このような出身階層の影響は、進学する大学ランクや専攻分野選択での階層差を反映したものの可能性がある。そこで、出身大学の学校歴、専攻分野と出身階層の影響を確認したい。

表 2 出身階層（父職）と初職の関連



出身階層と学校歴、専攻分野の関連を検討したものが、以下の表 3 と表 4 である。出身階層と学校歴の関連を検討した表 3 を確認すると、出身階層が専門職や大企業 W、そして自営 B である場合には、国公立大学 A 群の割合が高いことが確認できる。旧制の帝国大学などの社会的威信が高い国公立大学には、出身階層の高い層が進学する傾向にあることは事実であるが、自営 B などの出身階層が低い層にも高等教育の門戸を開いてきたのである。

このように、国公立大学が出身階層の低い層にも高等教育の門戸を開いてきたのは、国公立大学 B 群で顕著に確認できる。国公立大学 B 群には、出身階層がホワイトカラー層よりも、ブルーカラーや農業の層が多く進学していることが確認できる。他方で、高等教育の大

衆化を担った私立大学 E 群では、父職の企業規模が小さい層が進学しているといえる。先に確認したように、従来の研究では「銘柄大学」進学には階層差があることが繰り返し報告されてきた。しかしながら、本稿の分析結果が示唆しているのは、「大学ランクが高ければ高いほど、出身階層が高い層が進学する」という単純な関連ではなく、高等教育大衆化の担い手に応じて、出身階層と進学する大学群が多面的に結びついているということである。

次に、出身階層と専攻分野の関連を検討した表 4 を確認すると、専攻分野の選択にも出身階層の影響があることが確認できる。出身階層が専門職である場合には、教育系や、医療系を含む「その他」などの専門職への到達を保証するような専攻分野を選択しやすい。さらに、出身階層がホワイトカラーであると社会科学系を選択しやすい一方で、ブルーカラー層は

表 3 出身階層（父職）と学校歴の関連

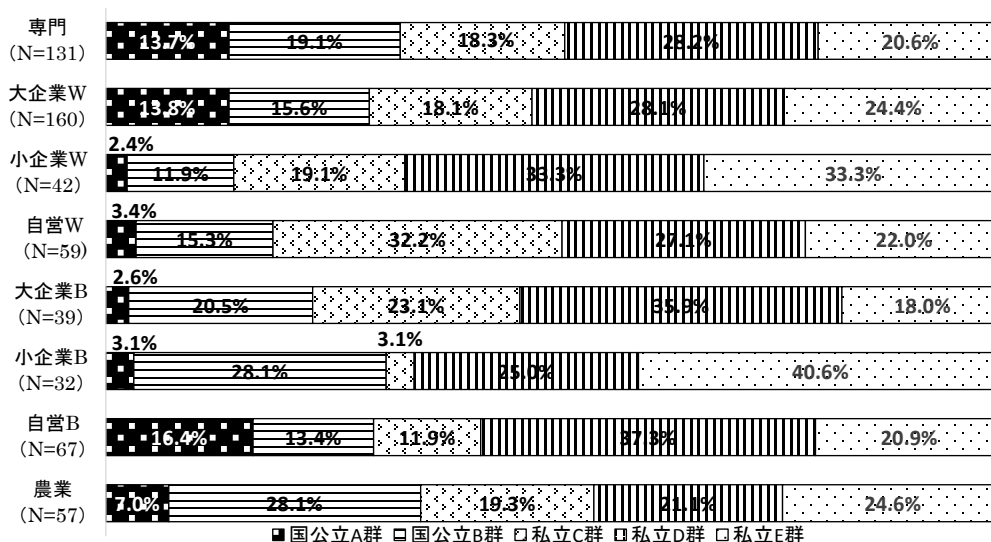
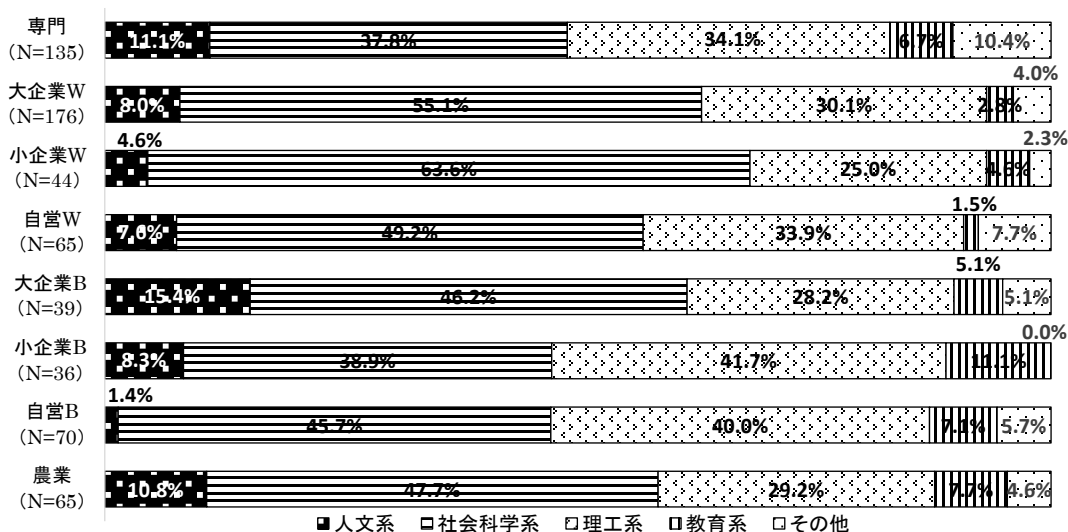


表 4 出身階層（父職）と専攻分野の関連



そもそも大学に進学しにくいものの、大学に進学する場合は理工系を選択しやすいといえる。このように、白川（2015）も指摘するように、一見すると自由な選択に思われる専攻分野の選択にも出身階層の影響があることが明らかになった。これらが、英語や数学などの特定の教科に偏向した教科選好によるものなのか、将来的な職業達成と専攻分野の結びつきを見通した教育選択の結果なのかは必ずしも明らかではないが、能力による教育選抜を伴う学校歴だけではなく、大学での専攻分野の選択にも出身階層差があることは事実である。

では、出身大学の学校歴や大学での専攻分野は初職にどのような影響を与えているのだろうか。以上を踏まえて、それらを検討したものが、以下の表5と表6である。

表5を確認すると、出身大学の学校歴が初職に明瞭な影響を与えているといえる。国公立大学A群と国公立大学B群の出身者では、専門職に到達する割合が圧倒的に多い。また、私立大学の出身者に関しては、ホワイトカラーに到達する割合が相対的に多いといえるだろう。そして、社会的な威信度が高いほど（C群ほど）、大企業Wに到達しやすい一方で、私立大学D群からE群にかけて、社会的な威信度が低くなるにしたがって、大企業Wではなく小企業Wになる割合が高くなり、ブルーカラーになる割合も顕著に高くなっている。特に、高等教育の大衆化を担った私立大学E群でブルーカラーが多いことが重要である<sup>4)</sup>。

表5 学校歴と初職の関連

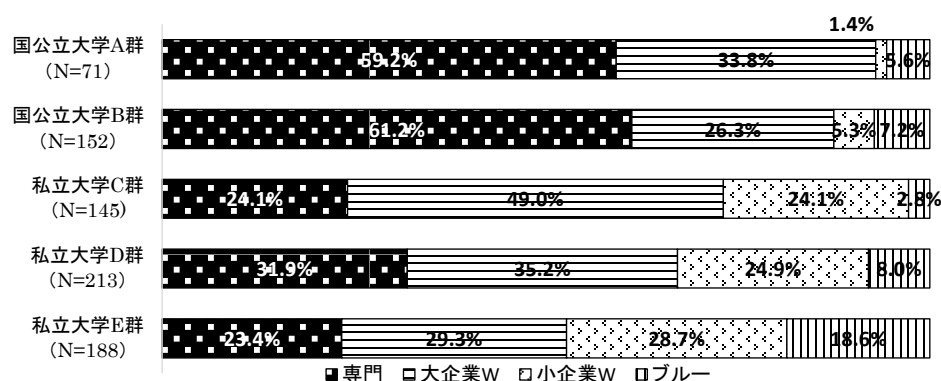
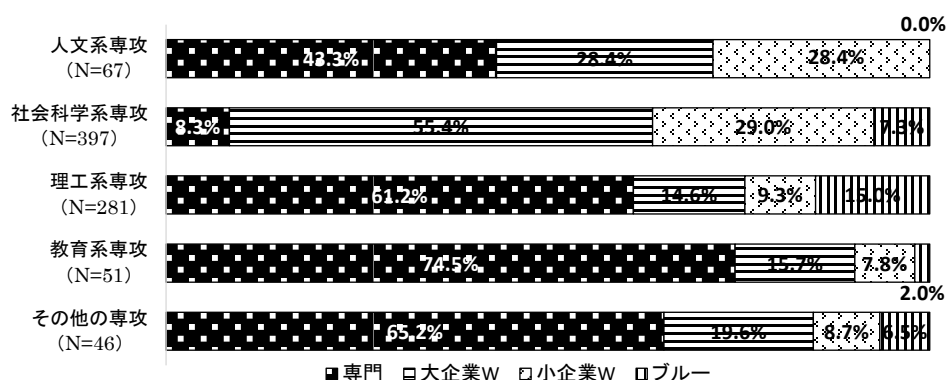


表6 専攻分野と初職の関連



しかしながら、表 6 を確認すると、出身大学の学校歴だけではなく、大学での専攻分野も初職に無視しえない影響を与えていることが確認できる。同じ「文系」とされるカテゴリーの中でも、人文系出身者は専門職になる傾向が強く、大企業 W に到達する割合が少ないのに対して、社会科学系出身者は 55.4%が大企業 W に到達していることが明らかになった<sup>5)</sup>。他方、理工系出身者は大企業 W になる割合が少ないものの、その分専門職やブルーカラーになりやすい<sup>6)</sup>。また、教育系出身者は専門職になりやすいことも読み取れるだろう。

こうした結果が示唆しているのは、出身大学の学校歴の影響に焦点を当てるのは、社会の現実のごく一面を捉えているに過ぎないということである。もちろん、学校歴は初職に明瞭な影響を与えており、「どこの大学の出身か (学校歴)」が重要な役割を果たしていることは事実である。しかしながら、一見すると自由な選択とされてきた専攻分野の選択にも階層差がある一方で、「どのような学部の出身か (専攻分野)」によって初職は明瞭に水路づけられている。いわば、大学での専攻分野は「専攻間トラッキング」として機能しているのである。

本稿が主張したいは、専攻分野選択 (≒教育選択/第 2 次効果的) による「専攻間トラッキング」で職業は水路づけられており、それを条件づけた範囲内で学校歴 (≒教育選抜/第 1 次効果的) の影響があるということである。現に、人文系進路希望者は、理工系進路希望者と同じ枠を巡って入試選抜を戦うわけではなく、理工系出身者が従事するような職業には到達しにくい。すなわち、実際には、「“条件付き” 傾斜選抜の構造」なのである。その意味では、従来の研究は、教育選抜による傾斜選抜構造を条件づける「専攻間トラッキング」の存在とその選択を見逃してきたといえる。重要なことは、出身大学の学校歴だけではなく、大学での専攻分野もまた、大卒男性の初職を明瞭に水路づけているということである。

## 4.2 多変量解析

以上の基礎分析を踏まえて、初職を従属変数にした多項ロジスティック回帰分析を行う。ただし、ロジットモデルなどの非線形モデルでは、重回帰分析などの線形モデルのように、追加変数による回帰係数の変動を単純に比較することでは媒介効果の推定ができないため、そうした問題に対応するために提案されている KHB method を使用した (Karlson et al. 2012)。しかるに、表 7 と表 8 の縮小モデルには、誤差分散パラメータをモデル間で統一するために、追加変数を他の変数で OLS した残差も投入しているが、回帰係数の掲載は省略した。また、各モデルに投入している SSM 調査年ダミーについても掲載は省略している。

ベースラインのモデルである表 7 を確認すると、種々の交絡要因を統制しても出身階層が初職に影響を与えていることが明らかになった。出身階層が大企業 W よりも専門職である場合には、専門職に到達しやすい。また、出身階層が大企業 W よりも小企業 W やブルーカラーの場合には小企業 W になりやすく、自営 B の場合にはブルーカラーになりやすい。そもそもブルーカラー層は大学に進学しにくいものの、進学して卒業した後でも出身階層の影響が消失するわけではなく、父職と同様の職業に到達しやすいことが明らかになった。



表 7 初職の規定要因分析（多項ロジスティック回帰分析：Model 1）

独立変数	基準：大企業W					
	専門		小企業W		ブルー	
	Model 1		Model 1		Model 1	
	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.
切片	-1.102 ***	0.331	-0.983 ***	0.291	-1.813 ***	0.421
就職年コーホート（基準：1970年代）						
1969年以前	0.650 *	0.301	0.027	0.291	-0.701	0.461
1980年代	0.672 *	0.283	-0.293	0.284	-0.608	0.395
1990年代以降	0.460	0.301	-0.246	0.307	-0.084	0.392
初職時の居住地（基準：非大都市圏）						
大都市圏	-0.019	0.410	0.629	0.430	0.053	0.671
両親の学歴（基準：第一世代）						
一方大卒	0.145	0.300	0.282	0.355	0.370	0.474
両親大卒	-1.055 †	0.601	-0.218	0.667	-0.708	1.133
父職地位（基準：大企業W）						
専門	1.086 ***	0.335	0.125	0.331	-0.311	0.630
小企業W	-0.094	0.549	0.994 *	0.438	0.522	0.701
自営W	0.476	0.430	0.410	0.419	0.478	0.638
大企業B	0.153	0.519	0.941 †	0.481	1.277 †	0.669
小企業B	0.969 †	0.550	1.035 †	0.559	1.310	0.792
自営B	0.742	0.468	1.007 *	0.411	2.012 ***	0.551
農業	-0.210	0.418	-0.122	0.419	-0.206	0.636
McFadden擬似決定係数			0.043			
-2Loglikelihood			2245.844			
N			919			

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

次に、出身大学の学校歴を投入したモデルが表 8 である。表 8 からは、基礎分析で確認した通り、出身大学の学校歴が初職に対して明瞭な影響を与えていることが明らかになった。私立大学 C 群と比較して、国公立大学や私立大学 D 群の出身者は大企業 W よりも専門職に到達しやすい。さらに、私立大学 C 群と比較して、第 2 世代以降の私立大学を示す私立大学 E 群では、小企業 W やブルーカラーになりやすいことが明らかになった。

しかしながら、学校歴を統制した上でも、出身階層の直接効果が残っていることが確認できるだろう。つまり、出身大学の学校歴は出身階層の影響をほとんど媒介しておらず、出身階層の初職への影響は、出身大学の学校歴の違いによるものではないのである。Model 1 では 1.086 であった専門職出身の回帰係数の値は、Model 2 では 1.008 までしか減少していない。自営 B 出身でも、2.012 から 1.995 に減少するのみであり、従来の研究が着目してきた出身大学の学校歴は、出身階層の影響をほとんど媒介していないことが明らかになった。

これら諸点を統合して考察すれば、銘柄大学出身者の初職威信スコアが安定して高い傾向にある一方で、非銘柄大学出身者の初職威信スコアが低下傾向にあるのは、高等教育の大衆化を担った第 2 世代以降の私立大学（私立大学 E 群）の出身者がブルーカラーに到達しやすいという異質な初職の傾向、すなわち、「新設私立大学の異質性」のためといえる。

表 8 初職の規定要因分析（多項ロジスティック回帰分析：Model 2）

独立変数	基準：大企業W					
	専門		小企業W		ブルー	
	Model 2		Model 2		Model 2	
	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.
切片	-1.923 ***	0.404	-1.045 **	0.352	-3.010 ***	0.615
就職年コーホート（基準：1970年代）						
1969年以前	0.733 *	0.307	0.201	0.298	-0.306	0.464
1980年代	0.717 *	0.283	-0.307	0.286	-0.582	0.395
1990年代以降	0.271	0.305	-0.257	0.307	-0.222	0.398
初職時の居住地（基準：非大都市圏）						
大都市圏	-0.005	0.411	0.581	0.428	0.053	0.666
両親の学歴（基準：第一世代）						
一方大卒	-0.015	0.298	0.390	0.368	0.411	0.478
両親大卒	-0.684	0.606	-0.414	0.656	-0.814	1.132
父職地位（基準：大企業W）						
専門	1.008 **	0.334	0.154	0.335	-0.244	0.628
小企業W	0.086	0.532	0.743 †	0.423	0.416	0.697
自営W	0.627	0.427	0.295	0.418	0.582	0.630
大企業B	0.088	0.516	0.903 †	0.479	1.413 *	0.665
小企業B	0.895 †	0.540	0.896	0.562	1.015	0.779
自営B	0.661	0.462	1.010 **	0.417	1.995 ***	0.548
農業	-0.317	0.424	-0.122	0.414	-0.238	0.631
学歴（基準：学部卒業）						
大学院修了	1.608 ***	0.400	-0.042	0.628	-0.173	0.752
学校歴（基準：私立大学C群）						
国公立大学A群	1.154 **	0.456	-1.309 †	0.683	0.967	0.794
国公立大学B群	1.730 ***	0.332	-0.651	0.440	1.071 †	0.631
私立大学D群	0.718 *	0.330	0.327	0.293	1.015 †	0.532
私立大学E群	0.408	0.348	0.787 **	0.313	2.183 ***	0.530
McFadden擬似決定係数			0.115			
-2Loglikelihood			2077.030			
N			919			

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

以上のような結果を踏まえて、従来の研究では見落とされてきた、大学での専攻分野を投入したモデルが表 9 である。まず、出身階層の回帰係数を確認すると、大学での専攻分野を投入したことで、専門職出身の回帰係数が大きく減少していることが読み取れるだろう。Model 2 では 1.008 であった専門職出身の回帰係数の値が、Model 3 では 0.622 まで大きく減少し、10%水準で有意になっている。このことは、父職が専門職である場合に専門職に到達しやすいのは、専攻分野の選択に階層差があることによる影響であることを意味している。出身階層の初職への影響は、従来の研究が着目してきた出身大学の学校歴ではなく、大学での専攻分野によって大きく媒介されることが明らかになった。しかしながら、Model 2 では 1.995 であった自営 B 出身の回帰係数の値は、Model 3 でも 1.800 まで減少するのみであり、出身大学の学校歴だけではなく、大学での専攻分野もほとんど媒介していない。すなわち、父職が自営 B である場合にブルーカラーに到達しやすいのは、出身大学や学部の影響では

表9 初職の規定要因分析（多項ロジスティック回帰分析：Model 3）

独立変数	基準：大企業W					
	専門 Model 3		小企業W Model 3		ブルー Model 3	
	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.
切片	-2.598 ***	0.431	-1.147 ***	0.354	-3.095 ***	0.600
就職年コーホート（基準：1970年代）						
1969年以前	0.704 *	0.311	0.194	0.298	-0.263	0.463
1980年代	0.643 *	0.286	-0.287	0.287	-0.761 †	0.393
1990年代以降	0.412	0.307	-0.250	0.309	-0.154	0.401
初職時の居住地（基準：非大都市圏）						
大都市圏	-0.084	0.413	0.582	0.427	-0.168	0.661
両親の学歴（基準：第一世代）						
一方大卒	-0.093	0.308	0.371	0.367	0.303	0.463
両親大卒	-0.962	0.618	-0.383	0.665	-0.938	1.140
父職地位（基準：大企業W）						
専門	0.622 †	0.339	0.124	0.333	-0.225	0.633
小企業W	0.303	0.533	0.775 †	0.422	0.462	0.680
自営W	0.344	0.436	0.287	0.419	0.439	0.633
大企業B	-0.085	0.526	0.847 †	0.483	1.651 *	0.661
小企業B	0.384	0.541	0.871	0.575	0.781	0.768
自営B	0.309	0.466	1.009 *	0.420	1.800 ***	0.531
農業	-0.462	0.437	-0.158	0.418	-0.104	0.632
学歴（基準：学部卒業）						
大学院修了	0.658	0.400	-0.125	0.627	-0.567	0.743
学校歴（基準：私立大学C群）						
国公立大学A群	0.640	0.460	-1.265 †	0.678	0.502	0.768
国公立大学B群	0.292	0.361	-0.718	0.452	0.702	0.601
私立大学D群	0.106	0.339	0.294	0.292	0.709	0.533
私立大学E群	-0.027	0.360	0.796 **	0.314	1.889 ***	0.527
大学での専攻分野（基準：社会科学）						
人文系専攻	2.197 ***	0.365	0.681 †	0.375	-2.108	1.911
理工系専攻	2.980 ***	0.266	0.185	0.291	1.771 ***	0.341
教育系専攻	3.231 ***	0.496	0.272	0.719	-0.608	1.321
その他専攻	2.831 ***	0.468	0.038	0.657	0.545	0.803
McFadden擬似決定係数			0.225			
-2Loglikelihood			1818.585			
N			919			

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

ない構造要因による影響である可能性が示唆される。

さらに、大企業Wよりも専門職になりやすい場合を確認すると、大学での専攻分野を投入したことでModel 2では確認できた出身大学の学校歴の影響が全く確認できなくなった。このことは、専門職への到達を説明する上では、出身大学の学校歴ではなく、むしろ、大学での専攻分野の方が重要であることを意味している。繰り返しにはなるが、従来の研究では、能力に基づく教育選抜と学校歴の関連から、機会の不平等が議論されてきた（平沢 2011）。しかしながら、「どのような職業に従事するか（職種）」は、学校歴ではなく、大学での専攻

分野こそが重要な役割を果たしているのである。特に、専門職は職業威信スコアが高い傾向にあることから、従来の研究は出身大学の学校歴の影響を過大に見積もってきたといえる。

しかしながら、出身大学の学校歴は、大企業 W と小企業 W の企業規模の違いを大きく説明している。大企業 W よりも小企業 W になりやすい場合を確認すると、私立大学 C 群の出身者と比較して、私立大学 E 群の出身者では小企業 W になりやすいことが読み取れる。つまり、学歴研究が議論してきたように、初職の企業規模を説明する上では、出身大学の学校歴は依然として重要なのである。「どこの大学出身か（学校歴）」は、「どのような職業に従事するか（職種）」ではなくて、「どのような職場に到達するか（企業規模）」を左右するのである。社会階層論の地平では重視される初職の職種は、あくまでも、「どのような学部出身か（専攻分野）」によって左右される。その意味では、出身大学の学校歴はすべてにおいて効果的に働くわけではなく、学校歴の影響には「範囲限定性」があるといえよう。

他方で、大企業 W よりも小企業 W になりやすい場合の専攻分野の効果を確認すると、社会科学系出身者よりも人文系出身者が、10%水準ではあるものの小企業 W になりやすいことが明らかになった。同じ「文系」とされるカテゴリーの中でも、人文系出身者は大企業 W に到達しにくいのである。このような本稿の分析結果は、人文系出身者の従業上の地位の低さや失業率の高さを指摘している Reimer et al. (2008) の議論と合致する。また、大企業 W よりもブルーカラーになりやすい場合の専攻分野の効果を確認すると、理工系出身者が初職でブルーカラーになりやすいことが明らかになった。以上のような理工系出身の効果からも読み取れるように、「どのような職業に従事するか（職種）」は、「〇〇大学出身だから（学校歴）」ではなくて、「××学部出身だから（専攻分野）」によって説明されるのである。

## 5. 結論

本稿では、大学での専攻分野に着目することを通じて、出身大学の学校歴が初職に与える影響を再検討してきた。従来の日本の研究では、「大学卒業者といえどとにかく出身大学の大学ランクが重要である」という前提の下で、銘柄大学への進学には出身階層差があることや、銘柄大学出身者の初職威信スコアが高いことが繰り返し報告されてきた（平沢 2011）。しかしながら、出身大学の学校歴が重要視されてきたのは初職の職種（イイ職業）ではなく、初職の企業規模（イイ職場）を左右するからであった（竹内 1995）。また、海外の研究での議論も踏まえれば、「どのような職業に従事するか（職種）」は「どこの大学出身か（学校歴）」ではなくて、「どのような学部出身か（専攻分野）」が重要である可能性を指摘した。本稿の分析から得られた具体的な結果とインプリケーションをまとめると、以下ようになる。

第一に、出身階層の初職への影響を、従来の研究が着目してきた出身大学の学校歴ではなくて大学での専攻分野が大きく媒介していることが明らかになった。「大学に進学するか否か」の壁を乗り越えても出身階層の影響はリセットされるわけではなく、父職が専門職であると専門職になりやすく、自営 B であるとブルーカラーになりやすかった。以上のような

出身階層との関連を出身大学の学校歴はほとんど媒介しておらず、むしろ、これまで着目されてこなかった大学での専攻分野が大きく媒介していることが明らかになった。社会階層研究の地平に立った従来の研究は、能力に基づく教育選抜を伴う出身大学の学校歴と不平等の関連という「第1次効果的な世界」を描いてきた。しかしながら、本稿の分析が示唆しているのは、将来的な職業達成を見通した、一見すると自由な教育選抜を伴う専攻分野と不平等の関連という「第2次効果的な世界」も重要な役割を果たしているということである。

第二に、初職に与える影響においても、出身大学の学校歴の効果には「限定性」があることが明らかになった。職業威信スコアが高い傾向にある専門職への到達は出身大学の学校歴の影響であるように見えるが、大学での専攻分野を統制すると全く確認できなくなった。あくまでも、「どのような職業に従事するか（職種）」は大学での専攻分野によって大きく水路づけられる一方で、「どのような職場に到達するか（企業規模）」は出身大学の学校歴によって説明されるのである。このように、出身大学の学校歴は何から何まで影響力を持つわけではない。出身大学の学校歴の影響には、効果的な部分の「範囲限定性」があるといえる。

本稿が主張したいのは、出身大学の学校歴は企業規模を説明するという「学校歴効果の範囲限定性」がある一方で、一見すると自由な教育選抜による「専攻間トラッキング」によって、「どのような職業に従事するか（職種）」は明瞭に水路づけられているということである。現に、海外の研究では、将来的な職業達成を見通した専攻分野の選択（教育選抜）と出身階層の関連が、RRA 仮説などの教育選抜の理論枠組みの拡張を伴いながら重要なトピックとして検討されてきた（Lucas 2009 など）。もちろん、日本の高校生たちがどの程度まで将来的な職業達成を見通して専攻分野の選択を行っているのかは必ずしも明らかではないが、日本の実際の進路選択場面でも専攻分野選択を条件づけた上で（≒教育選抜／2次効果的）、大学入学者選抜（≒教育選抜／1次効果的）が行われていることは事実である。こうした「専攻間トラッキング」による「“条件付き” 傾斜選抜の構造」を踏まえれば、従来の研究は、傾斜選抜構造の前段階の「専攻間トラッキング」の存在とその選択を見逃してきたといえる。

このような傾斜選抜構造を条件づける「専攻間トラッキング」の存在と「学校歴効果の範囲限定性」を主張する本稿の議論は、日本の文脈においても専攻分野選択のメカニズムと、それがもたらすキャリアへの影響を検討する必要性を示唆している。また、銘柄大学に着目した研究蓄積が多い中で、高等教育の大衆化を担った第2世代以降の私立大学の出身者がそれ以外の大学の出身者と比較してブルーカラーになりやすいという「新設私立大学の異質性」を指摘したことも重要である。出身大学の学校歴と初職や出身階層との関連は高等教育の大衆化の担い手に応じて多面的に結びついている。その意味では、「学校ランクが高ければ高いほど」という議論は、第1世代の私立大学的な価値観に基づくエリート選抜的な議論といえるかもしれない（中村 2011）。そもそも、雇用主が新設の私立大学の選抜度を正確に把握しているのか明らかではない以上は、社会的に広く認知されている銘柄大学出身者ではなく、むしろ、高等教育の大衆化を担った第2世代以降の新設の私立大学出身者の

初職でどのような論理が働いているのかを検討する必要があるだろう。こうしたことは、「学校ランクが高ければ高いほど」というエリート選抜的な議論では見落とされてしまう。

本稿には、専門職内部の多様性を踏まえられていないことや、大卒女性については検討できてきかないことなど課題が多いことは事実である。しかしながら、「大学卒業者といえば大学ランクが重要だよ」と想定されてきた日本社会に、海外の研究動向が見出してきた地平を味方につけて迫っていった本稿の議論は、日本の研究動向を相対化することで、今後の日本の研究の新たな地平を切り開いたと考えられる。本稿の議論は、大学での専攻分野に着目する今後の研究の礎石と位置付けられよう。

#### [注]

- 1) 例えば、従来の研究は「機械・電気・化学技術者（職種）」になることを、「〇〇大学出身だから（学校歴）」から説明してきた。本稿が指摘したいのは、実際には、「理工系出身だから（専攻分野）」から説明するのが現実的なのではないか、ということである。
- 2) 出身大学の学校歴（≡教育選抜／1次効果的）・大学での専攻分野（≡教育選択／2次効果的）と記述したが、「1次効果的な世界」と「2次効果的な世界」は単純に分割できるようなものではなく、相互に影響しあいながら入り組んでいる（van de Werfhorst and Hofstede 2007）。ここでは、「教育選抜を伴う学校歴は1次効果的な影響が大きそうだ」「教育選択を伴う専攻分野は2次効果的な影響が大きそうだ」というイメージで議論している。現に、学業達成が高ければみな等しく上位の学校を目指すだろうが、学業達成が高ければみな等しく医学部を目指すようになるわけではない。専攻分野の選択は、理数系学力に偏向した加熱と冷却があるにしても、将来的な職業達成を見通した教育選択とみなすのが妥当である。
- 3) 結果の解釈を容易にするために分析対象を限定したが、これらを分析対象に含めても結果は全く変わらなかった。大卒女性については今後の課題としたい。
- 4) 私立大学E群出身の大卒男性は、「684 現場監督・その他の建設作業者」「686 運搬労務者」としてブルーカラーに到達する割合が相対的に多かった。
- 5) 人文系専攻出身者が到達する専門職は、「523 高等学校教員」が相対的に多かった。
- 6) 理工系専攻出身者が到達する専門職は、「503 機械・電気・化学技術者」「504 建築・土木技術者」「506 情報処理技術者」が多かった。ブルーカラーは、「684 現場監督・その他の建設作業者」「677 電気工事・電話工事作業員」が多かった。

#### [謝辞]

〔二次分析〕にあたり、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターSSJ データアーカイブから「社会階層と社会移動全国調査」（SSM 調査）の「1995 年 SSM 調査, 1995」「2005 年 SSM 日本調査, 2005」（2015SSM 調査管理委員会）の個票データの提供を受けました。記して感謝申し上げます。

## [参考文献]

- 荒牧草平, 1998, 「高校教育制度の変容と教育機会の不平等——教育拡大のもたらしたも」  
岩本健良編『1995年SSM調査シリーズ9:教育機会の趨勢』1995年SSM調査研究会,  
15-31.
- , 2000, 「教育機会の格差は縮小したか——教育環境の変化と出身階層間格差」近  
藤博之編『日本の階層システム3:戦後日本の教育社会』東京大学出版会, 15-35.
- Davies, S and Guppy, N, 1997, “Fields of study, college selectivity, and student inequality in higher  
education” *Social Forces*, 75: 1417-1438.
- Fujihara, S. and Ishida, H., 2016, “The absolute and relative values of education and the inequality of  
educational opportunity: Trends in access to education in postwar Japan” *Research in Social  
Stratification and Mobility*, 43: 25-37.
- 濱口桂一郎, 2013, 『若者と労働——「入社」の仕組みから解きほぐす』中央公論社.
- 濱中義隆・荻谷剛彦, 2000, 「教育と職業のリンケージ——労働市場の分節化と学歴の効用」  
近藤博之編『日本の階層システム3:戦後の日本の教育社会』東京大学出版会, 79-103.
- 平沢和司, 2011, 「大学の学校歴を加味した教育・職業達成分析」石田浩他編『現代の階層  
社会2:階層と移動の構造』東京大学出版会, 155-170.
- Jackson, M., Luijckx, R., Pollak, R. Vallet, L.A. and van de Werfhorst, H.G., 2008, “Educational Fields  
of Study and the Intergenerational Mobility Process in Comparative Perspective” *International  
Journal of Comparative Sociology*, 49: 369-388.
- 金子元久, 1996, 「高等教育大衆化の担い手」天野郁夫・吉本圭一編『学習社会におけるマ  
ス高等教育の構造と機能に関する研究』放送教育開発センター, 37-59.
- Karlson, Holm and Breen, R., 2012, “Comparing Regression Coefficients Between Same-sample  
Nested Models Using Logit and Probit: A New Method,” *Sociological Methodology*, 42: 286-313.
- Kayaaykamp, G., Tolsma, J. and Wolbers, M.H.J, 2013, “Educational expansion and field of study:  
trends in the intergenerational transmission of educational inequality in the Netherlands” *British  
Journal of Sociology of Education*, 34: 888-906.
- 胡中孟徳, 2015, 「社会移動における専攻分野の位置づけの検討——大学での専攻分野に着  
目して」『全国無作為抽出データによる『教育体験と社会階層の関連性』に関する実証  
的研究 成果報告書』, 184-195.
- 近藤博之, 1997, 「教育と社会移動の趨勢」『行動計量学』24(1): 28-36.
- , 1998, 「社会移動の制度化と限界——教育の地位媒介機能を中心に」近藤博之編  
『教育と世代移動』1995年SSM調査委員会, 1-33.
- , 2000, 「『知的階層制』の神話」近藤博之編『日本の階層システム3:戦後日本の  
教育社会』東京大学出版会, 221-245.
- 中村高康, 2011, 『大衆化とメリトクラシー——教育選抜をめぐる試験と推薦のパラドクス』

- 東京大学出版会.
- 中西裕子, 1998, 「学校ランクと社会移動」 荻谷剛彦編『教育と職業——構造と意識の分析』  
1995年SSM調査研究会, 161-178.
- 中西裕子, 2000, 「学校ランクと社会移動」 近藤博之編『日本の階層システム3: 戦後日本の  
教育社会』東京大学出版会, 37-56.
- Lucas, S.R, 2009, “Stratification Theory, Socioeconomic Background, And Educational  
Attainment”, *Rationality and Society*, 21(4): 459-511.
- 尾嶋史章, 1990, 「教育機会の趨勢」 菊池城司編『現代日本の階層構造 3: 教育と社会移動』  
東京大学出版会, 25-55.
- Reimer, D., Noelke, C. and Kucel, A., 2008, “Labor Market Effects of Field of Study in Comparative  
Perspective——An Analysis of 22 European Countries,” *International Journal of Comparative  
Sociology*, 49(4): 233-256.
- 白川俊之, 2015, 「大学・短大の専門分野はどのように決まるのか——出身階層と高等教育  
の学科・専攻との関係」 中澤渉・藤原翔編, 『格差社会の中の高校生——家族・学校・進  
路選択』学事出版, 53-67.
- 高松里江, 2008, 「非正規雇用の規定要因としての高等教育専攻分野——水平的性別専攻文  
理の職域分離への転化に着目して」『年報人間科学』29(2): 75-89.
- 竹内洋, 1995, 『日本のメリトクラシー——心性と構造』東京大学出版会.
- van Buren, S. 2012, “Flexible Imputation of Missing Data” CRC Press.
- van de Werfhorst, H.G., and Hofstede, S., 2007, “Cultural capital or relative risk aversion? Two  
mechanisms for educational inequality compared,” *The British Journal of Sociology*, 58(3): 391-  
415.
- van de Werfhorst, H.G. and Luijckx R, 2010, “Educational field of study and social mobility:  
disaggregating social origin and education” *Sociology*, 44: 695-715.
- 米澤彰純, 2008, 「高等教育システムの拡大・分化と教育達成」 米澤彰純編『2005年SSM  
調査シリーズ5: 教育達成の構造』2005年SSM調査研究委員会, 118-149.
- , 2010, 『高等教育の大衆化と私立大学経営——「助成と規制」は何をもたらした  
のか』東北大学出版会.



# 教育社会における機会の認知構造と格差 ——出身階層と学歴に着目して——

山口泰史

(東京大学大学院／日本学術振興会特別研究員)

本稿では、出身階層および学歴が教育社会における機会の認知構造にいかの影響をおよぼし、結果として格差を生み出しているのか、2005年度「社会階層と社会移動全国調査」(SSM2005)を用いて検討をおこなった。分析の結果、出身階層と学歴の関連認知(OE関連の認知)は出身家庭が裕福であった層および高学歴層で感じられにくく、学歴と地位達成の関連認知(ED関連の認知)は高収入層で感じられにくいということが分かった。併せて、現在の社会についての正当性判断だとされる不公平感、次世代の社会移動に結びつく高学歴志向との両者の関連をみたところ、不公平感とは2つの認知双方とも正に関連し、高学歴志向とは前者が負、後者が正の関連にあり、出身家庭の暮らし向き・学歴・現在の収入状況を受けて形成される社会における機会の認知が、格差生成・固定化に結びつく可能性が示唆された。

## 1. 問題の所在

社会理念としてのメリトクラシーを胚胎した戦後日本社会においても、学歴という1つの「業績」を軸にした社会経済的地位の達成メカニズムと、社会階層にもとづく教育達成・地位達成の不平等生成メカニズムは併存して機能しており、出自、教育、達成の3者の結びつきの中で、社会における格差がいかに生み出され固定化されているのかという探究がなされてきた。

そこでは、主として父母の職業や学歴、現職などの客観的な情報を用いた検討がなされてきており、今日の日本社会でも、依然として教育達成、地位達成に対する出身階層の一定の影響力が見られることが明らかにされてきた。その一方で、地位達成に対する学歴の影響も一定存在し、とくに日本においては、出自が教育達成、地位達成を規定する強固な階層社会から、学歴と職業の関連の下に、出自にかかわらず高い学歴を得て高い地位達成に結びつけるという「学歴メリトクラシー」への過渡期的な状況にあるということが指摘されている(Blau and Duncan 1967, 原・盛山 1999, 近藤 1990)

このような社会構造の中であって、人びとは社会における機会について、どのように認知しているのだろうか。誰しもが社会構造を客観的に認識し、出身階層と学歴、地位達成の3者の結びつきを感じているのだろうか。それとも、社会において(学歴)メリトクラシーの理念が浸透し、出身階層の影響は認めず、学歴と地位達成の間に強い結びつきを認めているのだろうか。はたまた、社会における機会の認知には、出自や学歴、地位による差異がみられるのだろうか。

荻谷(1995)は、「大衆教育社会」成立の要件として、広く大衆にメリトクラシーの理念

と制度認識が浸透するメリトクラシーの大衆化を挙げた。また 2000 年代以降、不平等社会・格差社会論が脚光を浴びることとなったが（橋木 1998, 佐藤 2000）、社会の平等化を目指すには、あらゆる人において、社会状況としての不平等についての認知が共有されることが求められる。

このように、社会における機会認知のあり方は、社会のレベルでは、メリトクラシーをはじめとする社会理念を含む世論・政策志向の形成、その前段階の社会に対する違和感につながることになる。また、個人のレベルでは、機会があると認知すると積極的に競争に臨み、機会がないと認知すれば、社会経済的地位の獲得に対する諦観を生む、というように、教育社会における戦略を通じて格差の生成・固定化に結びつく。そのため、このような問いに対する回答を求めて、不平等感、また学歴効用の認知を含む社会認知についての研究群では、多くはないながらも実証的な検討が行われてきた。そこでは、社会的に不利だとされる層において社会を不平等だと認知しやすいことや（Robinson 1983, 白川 2010, 白川 2011）、高校生では学校種別・ランクによって、社会での地位に対する学歴効用の認知に違いがみられるが、高校生の父母においては職業や学歴と明確な関連がみられるわけではないことなどが明らかにされてきた（有田 2000, 阿部 2001）。

しかし、これまでの研究においては、社会における機会の認知構造を、現在の地位にもとづく一時点のスナップショットとして捉える傾向があり、人びとが現在の地位を形成するまでの過程・経験の影響についてはかならずしも考慮されていない。つまり、義務教育段階における出身階層の経時的な影響のもとでの教育達成、そして、出身階層と学歴を踏まえた地位達成という社会経済的地位形成の過程で人びとが経た経験が社会における機会の認知に及ぼす影響は未だ明らかになっていないといえる。

これは 2 つの考え方を新たに導入する必要があることを意味する。1 つ目は、出身階層・学歴によりもたらされる自身の地位形成過程での経験による影響という考え方である。上述のように、社会における機会のあり方についての成人の認知を対象とした研究においては、学歴を含む現在の地位に基づいて社会認知が定まるとするモデルがとられてきた。しかし、出身階層や学歴などによって、自身や周囲の人びとがたどる地位形成の道筋が異なること、義務教育段階での社会認知の分化の可能性の指摘を考えれば、経験や社会認知それ自体を分化させる出身階層・学歴への着目が必要であると考えられよう。2 つ目は、出身階層から教育達成、そして地位達成というプロセスを考慮した、社会における機会認知の指標化である。教育を経由して地位形成を目指す現代社会では、地位形成に係る人びとの認識も教育達成によって分節化されていると考えられる。中村（2000）は、出身階層（Origin）・学歴（Education）・地位達成（Destination）の 3 者の関連をモデル化した OED トライアングルを踏まえ、OE の間の関連を認めるか、また ED の間の関連を認めるかによって、社会における機会の認知を 4 つのパターンに分類している。このように OED トライアングルを踏まえた、社会における機会認知の指標化が不可欠である。先に述べれば、中村（2000）を参考に、

本稿では、社会における機会の認知を、①出身階層と学歴の関連認知（以下、OE 関連の認知）、②学歴と地位達成の関連認知（ED 関連の認知）として設定する。これらは言い換えれば、出身階層による学歴の不平等、学歴による地位達成の不平等でもある。これらはそれぞれ、不平等感、学歴効用認知といった概念でのこれまでの研究蓄積もあり、それらを参照しながら検討することとなる。

これまでの研究も示唆しているように、社会における機会の認知構造は、公正に対する判断や個人の地位達成戦略に結びついて格差生成・固定化につながる（白川 2010, 木村 1997, 中村 2000）。そのため、社会における機会の認知構造を検討する上では、それがどのような判断や戦略に結びつくのかについても併せて検討することが不可欠である。これまで、社会のあり方に対する評価として不公平感（阿部 1996, 木村 1998, 白川 2010）、個人の戦略として高学歴志向や子どもへの教育期待などが検討されてきており（中村 2000, 山口 1997）、社会における機会の認知をあらためて指標化し検討する本稿においても、彼らを参考に、格差生成・固定化におけるその役割を明らかにすることが求められよう。

以上の問題設定のもと、本稿では、これまで検討されてきた、職業や収入などの現在の地位および学歴に加えて、出身階層が、いかに社会における機会の認知、つまり出身階層と学歴の関連、学歴と地位達成の関連それぞれの認知に影響を及ぼしているのかを検討する。また、社会における機会の認知が、社会の現在のあり方に対する評価としての不公平感、世代間での再生産や社会移動に向けた個人と家族の地位達成戦略としての高学歴志向に影響を及ぼしているのかを併せて検討する。これらの解明は、社会における機会のあり方に対する人びとの認知構造の実態把握はもちろんのこと、社会における格差の形成・固定化プロセスにおける人びとの社会認知の役割の描出に貢献するものである。

## 2. 先行研究の検討

### 2.1 OED トライアングルモデルと学歴メリトクラシー

出身階層と地位達成の関連については古くから関心が寄せられてきたが、とくに業績主義的色彩を強めた近代以降の社会では、教育達成を通じた社会経済的地位の形成を念頭に置いて、出自（Origin）・教育達成（Education）・到達（Destination）の3者の関連の強さをみる研究が蓄積されてきた（Blau and Duncan 1967, 原・盛山 1999, 平沢・古田・藤原 2013）。近藤（1990）は、OED トライアングルモデルを用いて、3者の関連構造の分析をおこない、出身階層が学歴・地位達成に及ぼす影響の存在を認めつつ、教育が世代間移動において大きな位置を占めていることを示した。近藤（1990）は、出身階層の影響を受けつつも学歴を通じた世代間移動が実現する社会を「学歴メリトクラシー」と呼んだが、その後の分析においても、出身階層が学歴に影響を及ぼし、学歴が地位達成に影響を及ぼすという関係性が見られることが明らかにされている（原・盛山 1999, 石田 1999）。

## 2.2 教育に関する社会認知

このように出身階層と学歴、学歴と地位達成の関連が見られる社会において、社会に対する人びとの認知のあり方が、教育達成・地位達成における格差を生むのではないかと考えられるようになった。たとえば、Coleman et al. (1966) は、義務教育段階において、自身の行動の効力感に、人種など社会的なカテゴリによる差が見られることを示し、それを通じた教育達成・地位達成における格差の懸念を示している<sup>2)</sup>。このような効力感や認知のあり方について、教育達成を通じた地位形成という学歴メリトクラシーの構造を包含する社会において検討する場合には、獲得した(する)学歴の地位達成への効果、その学歴を獲得するための自身の行動の効果(逆転させれば、学歴に対する出自の規定力)の2つが考えられる。それぞれについての検討として挙げられるのが、学歴の社会的効用認知に関する研究群と、不平等感についての研究群である。

高校生段階における、学歴社会に対する認知・イメージ、つまり学歴と社会での地位が結びつくとする考え方の検討では、それが高校種別・レベルによって分化していることが、有田(2000)や阿部(2008)によって指摘されている<sup>3)</sup>。

成人においてはどうか。自身の地位を既に一定形成している人びとにおいても、地位達成に対する学歴の効用についての認知には、属性による違いがみられるのだろうか。阿部(2001)は、分析対象が高校生の父母に限定されてはいるが、地位達成における学歴効用の認知には職業や学歴によって違いがみられないことを明らかにしている。ただし、出世条件として学歴が有用であるかという認知に限れば、高校生の父親では現職・学歴との間に関連がみられることも指摘されており(阿部1996)、高校生の父母に限定しない成人に敷衍した場合、学歴の社会的効用の認知と地位の関連は自明ではない。

成人においても、教育に対する社会認知のばらつきがもしあるとすれば、その子ども世代における教育格差につながりうる。古田(2007)は、決定木分析と呼ばれる手法を用いて、機会平等や学歴不公平といった社会状況認識を含む人びとの教育意識と教育費の家計負担意識の関連の検討をおこない、教育費を親が負担するか本人が負担するかという教育費負担意識の決定に教育機会平等についての認識が大きな影響を及ぼしていることを指摘する。中村(1998)は、学歴をめぐる社会移動構造の認知パターンの違いとして、OE関連・ED関連・OD関連のそれぞれに対する認知変数を用いて、OEDトライアングルモデルをもとにした8類型を設定し、これらのような認知パターンは、他の属性変数で統制しても高学歴志向に影響を及ぼしていることを明らかにした。山口(1997)は、学歴が社会での成功に必要なとする認識と、学歴が仕事での能力に結びつくとする認識で構成される学歴社会イメージが教育期待に及ぼす影響を検討し、自身の学歴、社会的成功の度合いと能力レベルの状況を矛盾なく説明できる社会イメージを描きやすいとする「自己経験の一般化説」を提示した。中村(2000)は、認知パターンを、OE関連とED関連の2変数をもとに、「再生産」(OE関連の認知:○, ED関連の認知:○), 「階層消費」(○, ×), 「学歴メリトクラシー」(×,

○)、「機会開放」(×, ×)の4類型へと分類し直し、年齢層ごとに認知パターンと高学歴志向の関連を検討している。その分析によれば、年齢層によって関連のあり方は異なっているが、総じて現実を「学歴メリトクラシー」と認知する人は、どの年齢層でも高学歴志向を持ちやすく、「機会開放」と認知する人は、どの年齢層でも高学歴志向を持ちにくい。

このように、学歴と地位達成の関連の認知については、高校生の段階で学校種別・ランクによる差異が生じているが、高校生の父母のデータでは、学歴や職業との関連がみられないことが指摘されている。一方で、学歴と地位達成の関連の認知におけるばらつきは、高学歴志向や教育費負担などの教育に対する意識の違いを生むことが明らかになっている。先に述べたように、成人における、学歴と地位達成の関連認知に対する属性の影響のあり方は自明でなく、高校生の父母に限定されない成人における学歴や職業、そして出身階層が、学歴と地位達成の関連の認知に及ぼす影響の検討が必要である。

### 2.3 不平等感・不公平感

社会における機会の分布状況の認知は、人びとの中の評価基準とあいまって、社会における機会の配分原理の正当性への評価である不公平感を形成することになる(海野・斎藤1990)。その不公平感について、近年のデータでは社会階層による差異が限定的ながらみられるものの(斎藤・大槻2011, 佐藤2008)、旧来、社会階層による分化が明確にはみられず、長らく議論の対象となってきた(海野・斎藤1990, 織田・阿部2000)。社会階層と明確に結びつくわけではない不公平感の生成メカニズムを探るべく、学歴社会イメージ、不平等認知のそれぞれを介在させた検討をおこなったのが、木村(1997)、白川(2011)である。

木村(1997)は、学歴が高いと社会的成功に有利になるとする「学歴社会イメージ」を持っているかどうか、学歴と不公平感の結びつきの有無を左右するというモデルを提示し、高校生の父親においてそのモデルに沿った結果が得られることを示している<sup>4)</sup>。また、白川(2010)は、不公平感を形成する前段階の意識として、不平等の認知に対する属性要因の影響の検討をおこない、社会的に不利だとされる、専門・管理職以外の職業に就く層や、世帯収入の低い層が不平等を認知しやすいことを指摘し、かつその不平等感が、属性を統制しても不公平感と正の関連にあることを示している<sup>5)</sup>。

このような社会における不平等についての認知構造の検証には、しばしば「自己利益仮説」が用いられる。これは、人びとが、自身の社会的属性に都合の良いような社会認知を持つ、すなわち有利とされる社会的属性を有していれば、社会を不平等だと認知しにくく、逆に不利とされる社会的属性にあれば、社会を不平等だと認知しやすい。とする仮説である。Robinson and Bell(1978)は、人びとが不平等だと社会を「評価」するかどうかについて、自己利益仮説と啓蒙効果仮説(あるいは客観的公正判断仮説、自身の社会的属性にとらわれず、たとえば大学で学ぶことで弱者について理解を深める、というような形で社会認識を持つ、とする仮説)の2つを設定し、イギリスとアメリカについて検証をおこなった。彼らの

分析によれば、イギリスでは2つの仮説を支持する結果、アメリカでは「自己利益」仮説を支持する結果が得られている。Robinson and Bell (1978) の分析は不平等に対する人びとの「評価」という不公平感と言い換えてもよい従属変数を用いた検討だが、Robinson (1983) は、人びとの不平等に対する認識について、認知過程と評価過程を区分し検討をおこなった。その結果、地位が低いなど、社会的に不利だとされる層において、不平等を認知しやすいことを指摘している。白川 (2011) は同様に、機会不平等の認知と収入格差の認知における高学歴、高威信職業従事者における不平等認知状況の相対的な低さを指摘し、認知においても自己利益仮説が整合的であることを示している。

このように、出身による不平等の認知、また学歴と地位達成の結びつきの認知はそれぞれ、不公平感を形成する前段階のプロセスだと考えられており、とくに前者の不平等認知には、自己利益仮説をはじめとする仮説を用いた検証が行われている。そこでは、学歴や現在の地位において、有利だとされる階層にある人が、不平等を認知しない傾向にあることが確認されている。ただし、1節においても述べたように、人びとのそれまでの地位形成における経験を規定する出身階層の影響力のはいまだ残された検討課題である。本稿では、前項でレビューした教育に対する社会認知についての研究も踏まえ、社会における機会と不平等認知の検討をおこなっていく。

### 3. 仮説の設定

本稿では、社会における機会の認知とそれが格差に結びつく可能性を検討するに当たって、①社会における機会の認知を、OE 関連の認知、ED 関連の認知の2つの指標として設定し、②格差に結びつく可能性として、それらの社会認知の不公平感・高学歴志向との関連を検討する。①は、中村 (1998) や中村 (2000) が述べるように、教育社会における移動構造は、出身階層を踏まえた学歴の形成、(出身階層と) 学歴を踏まえた地位の形成という過程をたどるため、教育社会における機会の認知は、その客観的構造に合わせた指標化が適切だと思われるためである。ただし本稿では、中村 (1998) や中村 (2000) がおこなったような、これらの指標に基づく認知のパターン化はおこなわず、それぞれ別個の指標として検討する。論理的には4パターンに整理されるとしても、OE 関連の認知、ED 関連の認知が連動して機能するとは限らないからである<sup>6)</sup>。また、②は、先行研究において、社会における機会の認知との関連が示唆されているということもあるが、社会における機会の認知のあり方にもとづく格差の生成・固定化の可能性として、1節で述べたように、社会理念を含む世論・政策志向の形成、また世代間の再生産戦略が考えられる。そして、それらを直接的に呼び込む意識がそれぞれ不公平感、高学歴志向だと想定されるためである。

よって本稿では、OE 関連の認知・ED 関連の認知に対する出身階層と学歴の影響を検討し、その上で、2つの社会認知が不公平感と高学歴志向という、格差の生成・固定化につながる2つの意識の形成にいかに関与しているのかを検討するということになる。

以下では、出身階層・学歴と OE 関連の認知、同様に ED 関連の認知、そして 2 つの社会認知と不公平感・高学歴志向の関連のそれぞれについて仮説を設定する。

### 3.1 出身階層・学歴と OE 関連の認知

OE 関連の認知、つまり出身階層と教育達成の関連についての認知は、出身階層により、教育達成における不平等が生じていると認識しているかどうかを意味する。そこで、不公平感・不公平感についての先行研究の仮説も踏まえ、以下の 3 つの仮説が設定される。

先行研究が指摘する自己利益仮説、つまり社会的属性において相対的に優位に立つとされる層は不平等を認知しやすく、逆に相対的に不利な層は社会を不平等だと認知しやすいとする仮説にしたがえば、社会階層上位とされる層の出身であること、高学歴であることは、それまで有利な経験を経てきたことを意味し、OE 関連を認知しにくくさせると考えられる<sup>7)</sup>。裏を返せば、それまで不利な経験を経てきた層は、OE 関連を認知しやすくなる。

一方で、出身階層・学歴と OE 関連の認知には関連がないと考えることもできる。2 節の冒頭でみたように、現代日本社会でも、客観的指標を用いると、OE 関連、ED 関連は一定程度みられる。だとすれば、それを誰しもが正しく認知しているのであれば、出身階層・学歴は OE 関連の認知に対し影響を及ぼさないはずである。また、荻谷 (1995) が指摘するように、メリトクラシーのイデオロギーが大衆に浸透し、誰しもがメリトクラシーとして社会を認知していれば、同様に出身階層・学歴は OE 関連の認知には影響しないと考えられる。

### 3.2 出身階層・学歴と ED 関連の認知

ED 関連の認知、つまり教育達成と地位達成の間に関連を見出す認知は、教育達成によって地位達成の不平等が生じるとする認識でもある。これについても基本的には OE 関連と同様の構造が考えられる。

自己利益仮説を援用すれば、出身階層の影響は自明でないものの、学歴が高い層は、ED 関連を認知しにくいと考えられるだろう。逆に学歴の低い層は、ED 関連を認知しやすくなることになる<sup>8)</sup>。

一方で、誰しもが客観的な状況を正しく認知している、またはメリトクラシーのイデオロギーが広く大衆に浸透しているのであれば、出身階層・学歴と ED 認知の間には関連が見られないと考えられる。

### 3.3 OE 関連の認知、ED 関連の認知が不公平感・高学歴志向に及ぼす影響について

OE 関連の認知、ED 関連の認知と、不公平感・高学歴志向について、出身階層・学歴・現在の地位といった属性を統制しても関連がみられるのだろうか。

2 節で示した木村 (1997) や白川 (2010) の指摘を踏まえれば、OE 関連を認知すると、また ED 関連を認知すると、不公平感を感じやすいという関連が想定されよう。木村 (1997)

や白川（2010）の検証では、出身階層は統制されておらず、また木村（1997）では、ED 関連の認知が直接的に不公平感に影響するかは検証されていないものの、学歴・現在の地位によって統制された上で、OE 関連の認知と不公平感の関連に出身階層が影響するルートは考えにくく、ED 関連の認知を、学歴による不平等認知と考えれば、OE 関連の認知と同様に不公平感に結びつくルートが想定される。よって、出身階層・学歴・現在の地位を統制した上でも、OE 関連の認知・ED 関連の認知は、不公平感に影響を及ぼすと考えられる。

高学歴志向については、中村（1998）、中村（2000）の指摘を踏まえれば、少なくとも OE 関連の認知は、それを高める方向に働くと想定される。一方、OE 関連の認知については、単体で働くというよりもむしろ、自身の現在の地位と交互作用的に働くと考えられる。つまり、現在の地位において有利だとされる層では、OE 関連を認知していれば、高学歴を目指すほうが良いと考えるのに対し、不利だとされる層では、機会が限定的だと認知することによって、高学歴を目指すほうがよいとは考えにくくなるのではないかと想定される。

## 4. データと方法

### 4.1 分析に使用するデータ

分析に用いるのは、「社会階層と社会移動全国調査」（SSM 調査）の 2005 年度のものである。このうち、社会における機会の認知に関する変数が含まれる A 票を用いるため、ケース数は SSM2005 の 5,742 のうち、A 票のみの 2,827 となる。また、分析に際して、分析に使用するすべての変数に回答したケースのみを使用するリストワイズ処理をおこなったため、実際に分析に使用するケース数は 1,165 となっている。

### 4.2 変数の設定

分析に使用する変数を、表 1 にまとめた。また、記述統計量を表 2 に示した。出身階層については、親の職業、学歴、また出身家庭の経済力の全てが、教育達成や地位達成を規定しており、社会における機会の認知についてもそれぞれ影響している可能性がある。そのため、本稿の分析では、多重共線性が発生していないことを確認した上で 3 変数を投入した。統制変数として投入する本人の現在地位も同様に、現在の職業と昨年度の世帯年収を用いた。



表1 変数の設定

OE関連の認知	「大学教育を受ける機会は、貧富の差に関係なく平等に与えられている」について、「そう思わない」「どちらかといえばそう思わない」を選択した場合を1とするダミー変数を作成し使用した。
ED関連の認知	「どんな学校を出たかによって人生がほとんど決まってしまう」について、「そう思う」「どちらかといえばそう思う」を選択した場合を1とするダミー変数を作成し使用した。
不公平感	白川（2010）に従って、「学歴による不公平」「所得による不公平」「資産による不公平」の3つについて4件法で尋ねた項目を、不公平だと感じていれば点数が高くなるように得点化した。尺度の内的一貫性を意味する信頼性係数は、 $\alpha=0.782$ であった。
高学歴志向	「子どもにはできるだけ高い教育を受けさせるのがよい」について、「そう思う」「どちらかといえばそう思う」を選択した場合を1とするダミー変数を作成し使用した。
男性ダミー	男性を1とするダミー変数を作成し使用した。
15歳時暮らし向き	15歳時の暮らし向きについて、「わからない」を除外し、豊かなほど点数が高くなるようにして使用した。
15歳時父職	15歳時の父親の職業について、職業8分類に区分し、専門・管理・事務・販売、熟練・非熟練・半熟練・農業、無職の3つのカテゴリにして使用した。
父教育年数・母教育年数	相澤（2008）を参考に、下記の通り値を割り振り、連続変数とした。 旧制尋常小学校＝6年、旧制高等小学校＝8年、旧制高等女学校／旧制実業学校／旧制師範学校＝11年、旧制高校／旧制専門学校／旧制高等師範学校＝14年、新制中学校＝9年、新制高校＝12年、新制短大／高専＝14年、新制大学＝16年、新制大学院＝18年、その他および無回答は欠損値扱いとした。
昨年度世帯年収（対数値）	生計をともにしている家族の収入について、選択肢ごとに中央値を割り当てて数値化し、対数値を取った。
本人現職	職業8分類に区分し、専門・管理・事務・販売、熟練・非熟練・半熟練・農業、無職の3つのカテゴリにして使用した。
年齢コーホート	調査時の年齢に応じて分類した。
本人高等教育卒ダミー	SSM学歴変数を使用し、高等教育学歴を有する場合を1とするダミー変数を作成し、使用した。

表 2 使用する変数の記述統計量

	平均値	標準偏差
OE関連の認知	0.614	0.487
ED関連の認知	0.282	0.450
不公平感	5.403	1.889
高学歴志向	0.707	0.455
男性ダミー	0.518	0.500
15歳時暮らし向き	2.935	0.876
父職		
専門・管理・事務・販売	0.383	-
熟練・非熟練・半熟練・農業	0.531	-
無職	0.086	-
父教育年数	9.742	3.322
母教育年数	9.434	2.704
年齢コーホート		
20代	0.064	-
30代	0.188	-
40代	0.237	-
50代	0.252	-
60代以上	0.259	-
本人高等教育卒ダミー	0.317	0.465
昨年度世帯年収（対数値）	6.312	0.655
本人職		
専門・管理・事務・販売	0.449	-
熟練・非熟練・半熟練・農業	0.304	-
無職	0.247	-

## 5. 分析結果

まず、OE 関連の認知、ED 関連の認知の状況を確認するため、性別、父職、本人学歴、年齢コーホートの各属性別に関連を認知している割合を見たのが、表 3 である。OE 関連の認知については、性別、本人学歴、年齢コーホートが影響し、ED 関連の認知については、性別、父職、本人学歴、現職が影響していること、また OE 関連についてはどのカテゴリでも過半数が認知しているのに対し、ED 関連の認知は、2 割から 3 割にとどまっていることが分かる。もっとも、これらの属性変数はお互いに関連しあっているため、どの変数の影響なのか明らかではない。そこで、多変量解析によって、それぞれの変数の影響をみることにする。

表 3 属性ごとにみた、OE 関連の認知、ED 関連の認知の割合

		OE関連の認知	ED関連の認知
性別	男性	58.71	31.34
	女性	64.23	24.73
	$\chi^2$ 値	3.750†	6.284*
父職	専門・管理・販売・事務	58.30	24.44
	熟練・非熟練・半熟練・農業	62.68	31.02
	無職	67.00	27.00
	$\chi^2$ 値	3.564 n.s.	5.618†
本人学歴	高等教育卒	55.83	22.76
	高校以下	63.94	30.65
	$\chi^2$ 値	7.009**	7.757**
現職	専門・管理・販売・事務	59.66	25.24
	熟練・非熟練・半熟練・農業	63.56	35.59
	無職	61.81	24.31
	$\chi^2$ 値	1.387 n.s.	13.991**
年齢 コーホート	20代	56.00	36.00
	30代	63.47	24.66
	40代	68.12	27.17
	50代	59.39	31.40
	60代以上	56.95	26.49
	$\chi^2$ 値	9.589*	5.676 n.s.
total		61.37	28.15

注：\*\*\*0.1%水準で有意 \*\*1%水準で有意 \*5%水準で有意 †10%水準  
で有意 n.s.有意差なし

### 5.1 OE 関連の認知、ED 関連の認知の規定構造

まず、OE 関連の認知を従属変数とした二項ロジスティック回帰分析の結果を表 4 に示した。Model 1 は性別・年齢コーホート，出身階層関連の変数を投入したモデル，Model 2 は Model 1 に加えて学歴変数を投入したモデル，Model 3 は Model 2 に加えて現職および世帯年収についての変数を投入したモデルである。出身階層は，学歴，現職および昨年度世帯年収で統制しても，15 歳時暮らし向きが負で有意となっており，暮らし向きがもっとも悪い層はもっとも良い層に比べて，約 2.2 倍の確率で OE 関連を認めていることが分かる。また，本人高等教育卒ダミーも，現職，昨年度世帯年収で統制した上で，負で有意となっており，大学を出ていれば，OE 関連を認める確率が約 0.7 倍になることが分かる。一方で，Model 3 でみれば，昨年度世帯年収や現職といった現在の状況は有意になっていない。まとめれば，

出身家庭の暮らし向きが相対的に良い層、または本人が大学をはじめとする高等教育機関を出ている層では、就いた職業や収入にかかわらず、OE 関連を感じにくいということになる。これは、自己利益仮説に整合的な結果であるといえよう<sup>9)</sup>。

表 4 OE 関連についての認知を従属変数とした二項ロジスティック回帰分析の結果

	OE関連の認知					
	Model 1		Model 2		Model 3	
	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.
男性ダミー	-0.285*	(0.124)	-0.248*	(0.125)	-0.231†	(0.130)
15歳時暮らし向き	-0.215**	(0.076)	-0.201**	(0.076)	-0.196*	(0.077)
15歳時父職 (基準：熟練・非熟練・半熟練・農業)						
専門・管理・事務・販売	-0.170	(0.146)	-0.087	(0.150)	-0.079	(0.152)
無職	0.175	(0.238)	0.159	(0.239)	0.168	(0.240)
父教育年数	-0.001	(0.030)	0.008	(0.030)	0.008	(0.030)
母教育年数	0.015	(0.039)	0.019	(0.039)	0.021	(0.040)
本人高等教育卒ダミー			-0.357*	(0.149)	-0.322*	(0.156)
昨年度世帯年収（対数値）					-0.107	(0.102)
本人現職 (基準：熟練・非熟練・半熟練・農業)						
専門・管理・事務・販売					-0.051	(0.160)
無職					0.025	(0.186)
年齢コーホート（基準：30代）						
20代	-0.317	(0.274)	-0.352	(0.275)	-0.375	(0.276)
40代	0.173	(0.197)	0.184	(0.198)	0.210	(0.199)
50代	-0.243	(0.207)	-0.252	(0.208)	-0.230	(0.209)
60代以上	-0.380†	(0.215)	-0.414†	(0.216)	-0.457*	(0.223)
切片	1.319**	(0.407)	1.222**	(0.410)	1.860*	(0.742)
N				1,165		
-2Loglikelihood		-763.597		-760.726		-759.922

注：\*\*\*0.1%水準で有意 \*\*1%水準で有意 \*5%水準で有意 †10%水準で有意

ED 関連の認知を従属変数とした二項ロジスティック回帰分析の結果は表 5 に示した。Model 1 をみると、出身階層のうち、15 歳時父職が専門・管理・事務・販売といったホワイトカラーであったことが有意となっているが、Model 2 で本人の学歴を統制すると有意ではなくなる。また、Model 2 で有意である本人高等教育卒ダミーが、Model 3 で現職・昨年度世帯年収で統制すると有意でなくなるため、出身階層が学歴、そして現在の職業や収入に媒介されて影響を及ぼしていることがうかがえる。Model 3 をみると、昨年度世帯年収が負で有意となっており、年収が高かった人は ED 関連を認知しにくいという形で、自己利益仮説に整合的な結果が現れている。本人の現在の状況としては、ほかに職業が無職であることが ED 関連の認知と負の関連にあることが分かるが、これは専業主婦（主夫）の立場にある層が、少なくとも自身にとっては、教育と地位の関連を感じるような場が少ないため、ED

関連を認知しにくいという結果が現れているのではないかと考えられる。

表5 ED関連の認知を従属変数とした二項ロジスティック回帰分析の結果

	ED関連の認知					
	Model 1		Model 2		Model 3	
	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.
男性ダミー	0.325*	(0.134)	0.364**	(0.135)	0.324*	(0.140)
15歳時暮らし向き	-0.110	(0.082)	-0.096	(0.083)	-0.092	(0.083)
15歳時父職 (基準：熟練・非熟練・半熟練・農業)						
専門・管理・事務・販売	-0.275†	(0.160)	-0.187	(0.164)	-0.143	(0.167)
無職	-0.209	(0.251)	-0.230	(0.252)	-0.202	(0.253)
父教育年数	-0.021	(0.033)	-0.012	(0.033)	-0.008	(0.033)
母教育年数	0.021	(0.043)	0.025	(0.043)	0.030	(0.043)
本人高等教育卒ダミー			-0.380*	(0.166)	-0.246	(0.175)
昨年度世帯年収（対数値）					-0.268*	(0.110)
本人現職 (基準：熟練・非熟練・半熟練・農業)						
専門・管理・事務・販売					-0.264	(0.168)
無職					-0.387†	(0.200)
年齢コーホート（基準：30代）						
20代	0.604*	(0.291)	0.575*	(0.292)	0.541†	(0.295)
40代	0.090	(0.215)	0.102	(0.215)	0.144	(0.217)
50代	0.242	(0.227)	0.238	(0.227)	0.274	(0.229)
60代以上	-0.013	(0.239)	-0.040	(0.240)	-0.018	(0.249)
切片	-0.784†	(0.442)	-0.885*	(0.445)	0.852	(0.793)
N				1,165		
-2Loglikelihood		-682.305		-679.636		-674.479

注：\*\*\*0.1%水準で有意 \*\*1%水準で有意 \*5%水準で有意 †10%水準で有意

## 5.2 OE関連の認知, ED関連の認知と不公平感, 高学歴志向の関連

不公平感を従属変数とした重回帰分析の結果を表6に示した。これをみれば、出身階層・学歴・現在の地位を統制した上でも、OE関連の認知・ED関連の認知は負で有意となっている。つまり、OE関連を認知すると、またED関連を認知すると、不公平感が強まっているという関連があることが分かる。

高学歴志向については、表7に示した。Model1を見れば、10%水準ではあるものの、出身階層・学歴・現在の地位を統制しても、OE関連の認知・ED関連の認知が有意となっている。ただし、係数の符号が異なっており、前者は負、後者は正となっている。つまり、OE関連を認知すると高学歴志向にならない傾向にあるが、ED関連を認知すると高学歴志向である可能性が高いということになる。3節で設定した仮説のもとに、OE関連の認知と昨年度世帯年収の交互作用項を投入したのがModel2だが、投入した交互作用項は有意でなく、昨年度世帯年収の代わりに現職を用いた場合も同様であった（結果省略）。よって、現在の

状態によって OE 関連の認知と高学歴志向の間の関連が変わるという結果は得られなかった。OE 関連の認知が単体で高学歴志向と負に関連する理由として、自身が有利かそうでないかにかかわらず、教育を得るための競争が開かれていること自体が、高い学歴を得ることの人びとの意識の中での効用を高める、といった可能性が考えられる。

表 6 不公平感を従属変数とした重回帰分析の結果

	不公平感	
	Coef.	S.E.
男性ダミー	-0.007	(0.114)
15歳時暮らし向き	-0.264***	(0.067)
15歳時父職 (基準：熟練・非熟練・半熟練・農業)		
専門・管理・事務・販売	0.02	(0.134)
無職	0.084	(0.205)
父教育年数	0.004	(0.027)
母教育年数	0.018	(0.035)
昨年度世帯年収（対数値）	-0.220*	(0.091)
本人現職 (基準：熟練・非熟練・半熟練・農業)		
専門・管理・事務・販売	0.182	(0.140)
無職	0.142	(0.163)
年齢コーホート（基準：30代）		
20代	-0.101	(0.248)
40代	0.379*	(0.172)
50代	-0.0577	(0.184)
60代以上	-0.293	(0.197)
本人高等教育卒ダミー	0.201	(0.139)
OE関連の認知	0.410***	(0.113)
ED関連の認知	0.561***	(0.122)
Constant	9.759***	(0.662)
N	1,165	
R-squared	0.071	

注：\*\*\*0.1%水準で有意 \*\*1%水準で有意 \*5%水準で有意  
†10%水準で有意

表 7 高学歴志向を従属変数とした二項ロジスティック回帰分析の結果

	高学歴志向			
	Model 1		Model 2	
	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.
男性ダミー	0.408**	(0.142)	0.411**	(0.142)
15歳時暮らし向き	0.068	(0.085)	0.069	(0.085)
15歳時父職 (基準：熟練・非熟練・半熟練・農業)				
専門・管理・事務・販売	0.024	(0.166)	0.029	(0.167)
無職	-0.229	(0.247)	-0.234	(0.247)
父教育年数	0.040	(0.034)	0.038	(0.034)
母教育年数	0.024	(0.044)	0.025	(0.044)
昨年度世帯年収 (対数値)	0.117	(0.111)	0.297†	(0.168)
本人現職 (基準：熟練・非熟練・半熟練・農業)				
専門・管理・事務・販売	0.136	(0.170)	0.133	(0.170)
無職	0.051	(0.198)	0.048	(0.198)
年齢コーホート (基準：30代)				
20代	-0.143	(0.285)	-0.124	(0.285)
40代	0.635**	(0.210)	0.634**	(0.211)
50代	0.748**	(0.225)	0.745**	(0.225)
60代以上	1.279***	(0.250)	1.279***	(0.251)
本人高等教育卒ダミー	0.666***	(0.180)	0.673***	(0.180)
OE関連の認知	-0.265†	(0.142)	1.613	(1.320)
ED関連の認知	0.265†	(0.154)	0.260†	(0.154)
OE関連の認知*昨年度世帯年収 (対数値)			-0.299	(0.209)
Constant	-1.655**	(0.822)	-2.783**	(1.135)
N	1,165			
-2Loglikelihood	-665.064		-664.043	

注：\*\*\*0.1%水準で有意 \*\*1%水準で有意 \*5%水準で有意 †10%水準で有意

## 6. 結論と考察

本稿では、社会における機会の認知を、OE 関連の認知、ED 関連の認知の 2 つで指標化した上で、それらの形成における出身階層・学歴の影響、またそれらの認知が不公平感・高学歴志向に及ぼす影響の検討を通じて、人びとの社会認知が出身階層の影響を受けながら、格差を生成・固定化するプロセスの検証を行ってきた。

分析の結果、相対的に出身階層が経済面で高い層、学歴が高い層が、現在の地位にかかわらず OE 関連を認知しにくいこと、出身階層や学歴は ED 関連の認知に影響するとはいえ、現在の収入が高いことが ED 関連を認知しないことにつながることで、OE 関連・ED 関連

を認知することは、不平等感に結びつくこと、高学歴志向は ED 関連を認知することで強まるが、OE 関連を認知すると逆に弱まること明らかになった。

つまり、出身階層と学歴の間に関連があると認知するかどうかは、成人後の現在の地位よりもむしろ、出身家庭の経済状況や大学を出たかどうかによって定まることになる。出身家庭の経済階層また学歴において有利だとされる層は、出身階層による教育達成の不平等があると感じにくく、そのような認知のあり方は、社会を不公平だと考えず、子どもにより高いレベルの教育を受けさせようとする方向にはたらく。一方で、学歴と地位達成の間に関連があると認知するかどうかは、現在の世帯収入状況によって定まる。すなわち、どのような過程をたどっても、最終的に高い収入を得ることができていれば、学歴による地位達成の不平等があるとは認知しにくい。そして彼らは不公平感を感じにくく、子どもにより高いレベルの教育を受けさせようとは考えにくいということになる。

このような結果は何を意味するのか。少なくとも、人びとは教育社会における機会と不平等について、客観的にというよりも、自分の経験や地位によって主観的に把握していることになる。そこにあるのは、荻谷（1995）が「大衆教育社会」という理念型をもって描いたような、メリトクラシーの価値が大衆化し、それによって不平等が覆い隠されている社会というよりも、人びとの社会における機会認知の面でも格差が生じている社会であり、それが格差に結びつきうる社会である。人びとは自己利益に沿うように社会を認知する傾向があるが、出身階層と学歴、学歴と地位達成のそれぞれの機会について、判断の準拠対象が経験か現在の状況かという点で異なっている。そして、蛮勇を奮って一歩進めば、出身階層や学歴、現在の地位において有利な層ほど、不公平感を認知しにくい、社会における機会の認知を通じて、子どもに高い教育を受けさせようとするには、現在の地位よりもむしろ、地位達成の過程で経てきた経験がものをいうと想定することができるだろう。

出身階層や学歴、現在の地位による社会における機会認知の差それ自体が問題なのかについては、議論の余地があるだろう。しかしそのような違いが、本稿で分析した不公平感・高学歴志向、あるいは別の意識の違いに結びつき、吉川（2006, 2009）が高等教育卒者とそうでないものの違いとして主張するような、社会意識の分断が広がるかもしれず、より詳細な検討を進めていくことが必要である。

#### [注]

- 1) とくに出身階層については、Bourdieu（1979=1990）の文化的再生産論や Breen and Goldthorpe（1997）の相対リスク回避仮説など、その出自によって、教育達成・地位達成に対する認知に分断が生じ、それにより、結果の不平等が生成されるという指摘がなされていることを踏まえれば、そのような分断が暫定的な地位達成を経た社会の構成員においても生じているのかを検討する必要があるといえよう。
- 2) 心理学者である Rotter（1966）は同時期に、統制の所在、すなわち自身の世界をコントロール



するのは、自身の行動のような内的なものか、それとも環境や運命のような外的なものかという考え方を”Locus of Control”として概念化した。概念自体はその後研究が展開されてきたものの、出身階層と不平等生成といった文脈での蓄積は少ない (Anderson et al. 2016)

- 3) ただし、この両者の分析において、高校 (学科) 種別・ランクと学歴社会に対する認知・イメージの関連のあり方は一致していない。有田 (2000) では、入学難易度の高い高校ほど「どんな学校を出たかで人生が決まってしまう」とする割合が高く、専門学科はその最下層に位置づく。阿部 (2008) では、進学校・進路多様校よりも、専門高校において、「学歴は社会的成功の条件」とする割合が高い (進学校・進路多様校間の違いはみられない)。
- 4) 学歴と地位達成の関連の認知という本稿の対象よりやや限定的だが、阿部 (1996) は、「出世条件」として学歴を認知していることが不公平感を高めるか、高校生およびその父母のデータを用いて検討し、母親データのみでその関連が見られることを示している。
- 5) ただし、佐藤 (2008) によれば、専門管理に分類される職業に就いている層では、他の職業に就いている層に比べて、機会平等感と不公平感を共に強く感じており、かならずしもその関連は一元的ではない。
- 6) これは、中村 (2000) において、年齢層によって各パターンと高学歴志向との関連のあり方にばらつきがあることから示唆されよう。また、白川 (2010) や木村 (1997) のように、OE 関連の認知、ED 関連の認知を別個に扱った先行研究との接合のしやすさも、これらを別個に検討する理由の1つである。
- 7) 「経験」という点を重視すれば、有利に思われる階層上位とされる層の出身だが高い学歴を得られなかったこと、逆に不利に思われる階層下位とされる層の出身だが高い学歴を得られたことが、OE 関連を認知しにくくさせるということも考えられる。しかし、5 節の分析 (表 4) において、出身階層 (ここでは 15 歳時暮らし向き) と本人学歴の代わりに、このような出身階層と学歴の「齟齬」がみられる層とそれ以外の層を比較するモデルも併せて検討を行ったところ (結果は省略)、単純に出身階層と本人学歴を投入したモデルよりも適合度が悪かったため、本稿では出身階層と本人学歴の単純な影響をみるモデルを採用した。
- 8) 注 7 と同様に、学歴が高いが地位達成が低い層、学歴が低いが地位達成が高い層が ED 関連を認知しにくいことが考えられる。そこで、5 節の分析 (表 5) において、本人学歴と本人現職の代わりに、このような学歴と本人現職の「齟齬」がみられる層とそれ以外の層を比較するモデルも併せて検討を行ったところ (結果は省略)、単純に本人学歴と本人現職を投入したモデルよりも適合度が悪かったため、本稿では本人学歴と本人現職の単純な影響をみるモデルを採用した。
- 9) なお、白川 (2010) や佐藤 (2008) で指摘されている、不平等認知に対する現職・収入の効果が本稿の分析では見られず、出身階層・学歴の変数を除いた分析、現職を職業威信スコアに変更しての分析を別途おこなっても、効果は有意にはならなかった。この理由としては、先行研究と異なり、出身階層と教育達成の間の関連の認知に限定して分析していることや、

そのために1つの設問を用いた二項ロジットモデルでの分析となっていることが考えられる。

### [謝辞]

〔二次分析〕にあたり、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターSSJデータアーカイブから「社会階層と社会移動全国調査」(SSM調査)の「2005年SSM日本調査, 2005」(2015SSM調査管理委員会)の個票データの提供を受けた。本研究は、日本学術振興会科学研究費補助金(特別研究員奨励費)による研究成果の一部である。

また、分析を進めるにあたり、二次分析研究会および報告会にて、盛山和夫先生、古田和久先生はじめ多くの方々にご助言を頂きましたことを記して感謝いたします。

### [参考文献]

- 阿部晃士, 1996, 「高校生と両親の出世観—社会のしくみに関する認知・理念・不公平感」鈴木昭逸・海野道郎・片瀬一男編『教育と社会に対する高校生の意識—第3次調査報告書』東北大学教育文化研究会, 43-58.
- 阿部晃士, 2001, 「努力観・能力観と社会イメージの形成—社会のしくみをどう認知するか」片瀬一男編『教育と社会に対する高校生の意識—第4次調査報告書』東北大学教育文化研究会, 161-175.
- 阿部晃士, 2008, 「社会意識はどのように変わったのか—満足感・不公平感の動態と学歴意識の変容—」海野道郎・片瀬一男編『〈失われた時代〉の高校生の意識』有斐閣, 167-190.
- 相澤真一, 2008, 「進学期待・進学行動の関連と社会的規定要因の継時的変化—ジェンダー間の差異を手がかりに—」中村高康編『2005年SSM調査シリーズ6 階層社会の中の教育現象』2005年SSM調査研究会, 1-20.
- Anderson, Charity, Turner, Ashley Cureton, Heath, Ryan D. and Charles M. Payne, 2016, "On the Meaning of Grit...and Hope...and Fate Control... and Alienation...and Locus of Control...and...Self-Efficacy...and Effort Optimism...and..." *Urban Review* 48: 198-219.
- 有田伸, 2000, 「学歴観・能力観と教育」中村高康・藤田武志・有田伸編著『学歴・選抜・学校の比較社会学—教育からみる日本と韓国』東洋館出版社, 195-220.
- Blau, P. M. and O. D. Duncan, 1967, *The American Occupational Structure*, New York: Free Press.
- Bourdieu, Pierre, 1979, *La Distinction*, Paris: Armand Colin. (=1990, 石井洋二郎訳, 『ディスタンクシオン』藤原書店.)
- Breen, Richard and John H. Goldthorpe, 1997, "Explaining Educational Differentials: Toward a Formal Rational Action Theory" *Rationality and Society* 9 (3): 275-305.
- Coleman, J. S., Campbell, E. Q., Hobson, C. J., McPartland, J., Mood, A. M., Weinfeld, F. D., and York, R. L., 1966, *Equality of educational opportunity*. Washington, DC: US Department of Health, Education, and Welfare, Office of Education.

- 古田和久, 2007, 「教育費支出の動機構造の解明に向けて—教育意識の決定木分析—」『教育社会学研究』 80: 207-225.
- 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.
- 平沢和司・古田和久・藤原翔, 2013, 「社会階層と教育研究の動向と課題—高学歴化社会における格差の構造」『教育社会学研究』 93: 151-191.
- 石田浩, 1999, 「学歴取得と学歴効用の国際比較」『日本労働研究雑誌』 472: 446-58.
- 荻谷剛彦, 1995, 『大衆教育社会のゆくえ—学歴主義と平等神話の戦後史』 中央公論新社.
- 吉川徹, 2006, 『学歴と格差・不平等—成熟する日本型学歴社会』 東京大学出版会.
- 吉川徹, 2009, 『学歴分断社会』 筑摩書房.
- 木村邦博, 1998, 「教育, 学歴社会イメージと不公平感」『理論と方法』 13 (1) : 107-126.
- 近藤博之, 1990, 「『学歴メリトクラシー』の構造」菊池城司編『現代日本の階層構造 3 教育と社会移動』 東京大学出版会: 185-208.
- 中村高康, 1998, 「世代間移動構造の認知パターンと高学歴志向—日本社会における教育熱の心理的メカニズムに関する分析—」 荻谷剛彦編『1995年SSM調査シリーズ11 教育と職業—構造と意識の分析—』 1995年SSM調査研究会: 199-215.
- 中村高康, 2000, 「高学歴志向の趨勢—世代の変化に注目して—」 近藤博之編『日本の階層システム3 戦後日本の教育社会』 東京大学出版会: 151-174.
- 織田輝哉・阿部晃士, 2000, 「不公平感はどのように生じるのか—生成メカニズムの解明—」 海野道郎編『日本の階層システム2 公平感と政治意識』 東京大学出版会, 103-126.
- Robinson, Robert V., 1983, “Explaining Perceptions of Class and Racial Inequality in England and the United States of America” *British Journal of Sociology* 34(3):344-366.
- Robinson, R. V. and W. Bell, 1978, “Equality, Success, and Social Justice in England and the United States.” *American Sociological Review* 43(2): 125-143.
- Rotter, Julian B., 1966, “Generalized expectancies for internal versus external control of reinforcement” *Psychological Monographs General and Applied* 80(1), 1-28.
- 斎藤友里子・大槻茂実, 2011, 「不公平感の構造—格差拡大と階層性」 斎藤友里子・三隅一人編『現代の階層社会3 流動化のなかの社会意識』 東京大学出版会: 219-232.
- 佐藤香, 2008, 「格差・不平等をめぐる意識の規定要因—誰が格差を感じているのか—」 土場学編『2005年SSM調査シリーズ7 公共性と格差』, 89-106.
- 佐藤俊樹, 2000, 『不平等社会日本—さよなら総中流』 中央公論新社.
- 白川俊之, 2010, 「配分格差評価としての領域別不公平感の規定構造—機会認知を介した社会階層との因果関係—」『社会学評論』 60 (4) : 570-586.
- 白川俊之, 2011, 「社会不平等・格差意識と居住地の社会構造—機会不平等・収入格差認知のマルチレベル分析」『現代日本の階層状況の解明—マイクロマクロ連結からのアプローチ』 「現代日本の階層状況の解明—マイクロマクロ連結からのアプローチ」研究会, 105-122.

橘木俊詔, 1998, 『日本の経済格差—所得と資産から考える』岩波書店.

海野道郎・斎藤友里子, 1990, 「公平感と満足感—社会評価の構造と社会的地位—」原純輔編『現代日本の階層構造 2 階層意識の動態』東京大学出版会, 97-124.

山口洋, 1997, 「学歴に関する社会イメージと子供に対する教育期待」『金沢大学文学部論集 行動科学・哲学篇』17: 61-81.

# 地位へのマッチングからみる賃金格差の生成過程

## —雇用形態と企業規模に着目して—

麦山亮太

(東京大学大学院人文社会研究科)

本稿の目的は、地位へのマッチングが賃金格差の生成過程においていかなる影響をおよぼしているかを明らかにすることにある。具体的には、正規雇用あるいは大企業の地位の得やすさが、地位獲得後の賃金に対して与える効果を検討する。2005年社会階層と社会移動全国調査のデータを用いた分析により、以下の結果を得た。正規雇用の地位を得る確率が高いことは、正規雇用に就いた場合に賃金を高める効果をもつ。一方で、非正規雇用雇用に就いた場合にはこの関連はみられない。大企業／中小企業に関しても同様の結果が得られたが、大企業の地位を得る確率の高さは、中小企業に就いた場合にも賃金を高める弱い効果が確認された。以上の結果は、どのような特性をもつ労働者がどのような地位に就くかが、賃金獲得に無視できない影響を及ぼしていることを示している。地位獲得段階における有利さは、地位獲得のみならず、地位獲得後の賃金決定にも影響し、賃金格差を生成する一因といえる。

### 1. 序論

賃金は、労働から得られる報酬として最も中心的かつ重要な指標であると同時に、その多寡は人びとの生活水準を大きく左右し社会経済的不平等を生み出す源泉である。賃金を決める要因として、以下の3つを想定できる(Granovetter 1981)。第1に、仕事(あるいは雇用主)の特性、すなわち需要側要因である。第2に、仕事に就いている個人の特性、すなわち供給側要因である。そして第3に、いかなる仕事にいかなる特性をもつ個人が結びついているか、というマッチングである。Granovetter (1981)は、賃金格差に関する既存の研究は第1および第2のいずれかのみ焦点を当てており、第3の要因がほとんど考慮されていないことを指摘した。

社会学では、地位(position)——階級あるいは職業などによって定義される——を賃金の格差を生み出す主要な原因として想定してきた。それゆえ、いかなる個人がいかなる地位を獲得できるか、という機会の不平等が主要な問題として扱われてきた。一方でここでは地位間の序列は所与の前提とされ、どのように地位と賃金とが結びついているかは直接扱われてこなかった。その結果社会学においては、いかに賃金が配分されるのかという不平等の最も根本的な問題について、未だ理論的・経験的な貢献は不十分である(Morris and Western 1999; 有田 2016)。

そこで本稿は、先に述べた賃金を決める3つの要因のうちの第3である、地位へのマッチングに着目し、社会学の視点から賃金格差の生成過程を明らかにする。ここで地位へのマッチングとは、「いかなる特性をもつ個人がいかなる地位に就いたのか」によって捉えられ

る。具体的には、社会における地位の序列を所与として、上位の地位に就きやすい特性を有する個人は、実際に上位の地位を獲得した場合により高い賃金を得られるかどうかを分析する。対象とする事例は、被雇用者を対象とする以下の2種類の指標である<sup>1)</sup>。第1に、雇用形態（正規雇用／非正規雇用）である。1990年代以降の非正規雇用の急速な拡大は、日本の労働市場における新たな二重性（duality）の出現として捉えられている（Rebick 2005; Keizer 2008; Imai and Sato 2011）。正規雇用と非正規雇用間の賃金格差は今や日本における最も重要な格差問題の1つとして認識されているとよい。第2に、企業規模（大企業／中小企業）である。これはいわば日本の労働市場における「古い」二重性にあたる。大企業と中小企業は、日本における労働市場の二重構造として関心を集めてきた（氏原 1966; 尾高 1984）。大企業と中小企業の間には戦後一貫して賃金格差が残り続けている（鹿又 2001; 原嶋・手嶋 2002）。以上2つの指標を事例として、地位へのマッチングが賃金獲得に与える影響を検討する。

## 2. 先行研究の整理

### 2.1 地位へのマッチングと賃金格差

本稿では、Sørensen and Kalleberg（1981）が提示した地位へのマッチングと賃金獲得の関係についての理論枠組みをもとに、検証する仮説を導出する。まず、かれらの理論を簡単に整理しよう。かれらは、地位の理念型として以下の2つを提示した。第1に、閉鎖的地位（closed position）である。閉鎖的な地位においては、労働者はOJTにより技能を習得し、職務の階梯（job ladder）があり、労働者は組合などを通じた集団行動を取る。雇用主は労働者に対して支払う賃金を労働者の生産性と直接対応させることが難しく、賃金は労働者個人よりもむしろ地位あるいは職務に対して付与されるものとなる。第2に、開放的地位（open position）である。ここでは労働者に対する雇用主の力が相対的に強く、賃金は労働者の生産性に対応して競争的に決定する<sup>2)</sup>。

これらの帰結として、それぞれの雇用関係における地位へのマッチングも異なった仕方となされる。閉鎖的地位の獲得は、地位の空席が生じることによって移動が起こる空席競争（Sørensen 1977, 1983）として特徴づけられる。雇用主は労働者の生産性と賃金を対応させることは難しく、一度雇い入れた労働者を解雇することも難しい。それゆえ、雇用主は採用にあたり望ましい能力をもつと想定される背景特性を参照して採用を決定する。雇用主は背景特性をもとに労働者を序列づけ、採用を決定する。ここでの背景特性にもとづく労働者の序列（labor queue）は、学歴などの訓練可能性としての代理指標のほか、訓練投資の回収見込みや雇用者の差別嗜好を反映して形成される（cf. Thurow 1975 = 1984; Reskin and Roos 1990）。採用後は、ここでの背景特性をもとに、訓練投資やより高い職務への配分を行う<sup>3)</sup>。一方で開放的地位には、閉鎖的地位を得られなかった者が参入する。開放的地位においては、雇用主は生産性と賃金とを対応させやすいため、採用にあたりこうした背景特性を賃金決

定に反映する必要は小さくなる。

以上の議論をまとめよう。マッチングと賃金獲得の関連の仕方は、地位がいかなる性質のものであるかによって異なる。雇用主に対する労働者の力が相対的に強い閉鎖的地位においては、当該の地位を獲得するにあたり有利な背景特性を持つ者がより高い賃金を得る。一方で労働者の力が相対的に弱い開放的地位においては、このような背景特性が直接賃金に対して影響しない。

## 2.2 地位獲得に関する先行研究

地位へのマッチングと賃金獲得の関連を明らかにするにあたって、いかなる背景特性が地位獲得と関連をもつかを特定する必要がある。これは序論でも述べたとおり、地位獲得機会の不平等という、社会学における主要な問題関心であった。地位の選択は決して自由に行われるわけではなく、社会的・制度的制約のもとでなされることが多くの研究によって示されてきた。

ここでは学校から仕事への移行（初職入職）と、入職後の転職市場との2つに分けて、地位獲得に関する先行研究で明らかにされてきた結果を本稿の関心に照らしてごく簡単にまとめる。学校から仕事への移行過程に着目した研究では、高い学歴（黒澤・玄田 2001; 石田 2005; 香川 2006）や、学校教育終了後に失業・無業期間を経ずに入職すること（石田 2005; Fong and Tsutsui 2015）、男性であること（黒澤・玄田 2001; 佐藤 2011; 小川 2014）、学校を利用した入職（濱中・苅谷 2000; 香川 2006; 小川 2014）などが、初職で高い地位を得る確率を高めることが示されている。移行期間の後には、結婚・出産にともなって就業を中断した女性がパートタイマーとして再就職する、というのが主な非正規雇用への参入ルートとなる（中井・赤池 2000）。また、中小企業は企業間の移動が比較的活発に行われる一方で、大企業はそれと比べると移動は乏しい（盛山ほか 1990）。年齢も地位獲得にあたり重要な要因である。とくに雇用形態に関しては、年齢が高いほど非正規雇用から正規雇用への移動は難しくなることが確認されている（小杉 2010）。

## 2.3 仮説

本稿で取り上げる雇用形態（正規雇用／非正規雇用）と企業規模（大企業／中小企業）の2つの指標は、地位間格差の問題として多くの関心を集めてきた。日本の労働市場において正規雇用は、OJTによる技能習得（小池 2005）や企業内労働組合の組織といった特徴をもち、先に述べた閉鎖的地位に近い性質をもつ。一方で非正規雇用は技能習得の機会が乏しく、労働組合からは排除される傾向にあり、先に述べた開放的地位に近い性質をもつといえる<sup>4)</sup>。また企業規模においてもこうした議論は成り立ち、大企業においては内部労働市場が発達し、中小企業と比較してもより多くの訓練投資がなされる。したがって、大企業はより閉鎖的、中小企業はより開放的な地位に近い性質をもつ。このような正規雇用／非正規雇用、大

企業／中小企業間の序列は日本社会の成員に広く共有されているとあってよいだろう。

以上から、本稿で検証する仮説を導出する。閉鎖的地位においては、当該の地位を獲得するにあたり有利な背景特性を持つ者がより高い賃金を得る。言い換えれば、ある閉鎖的地位を得やすい者が実際にその閉鎖的地位を獲得するというマッチングが成立しているときに、より高い賃金を得られるということである。すなわち以下の仮説が導かれる。

**仮説 1 (閉鎖的地位におけるマッチングと賃金獲得) :** 大企業／正規雇用の地位を得やすい者ほど、正規雇用／大企業の地位を得た場合により高い賃金を得る。

一方で開放的地位においては、背景特性と賃金獲得の関連は弱くなる。すなわち、ある閉鎖的地位を得やすい者がその地位を得ることができなかった場合には、賃金を高める効果は観察されないと考えられる。ここから、以下の仮説が導かれる。

**仮説 2 (開放的地位におけるマッチングと賃金決定) :** 正規雇用／大企業の地位の得やすさは、非正規雇用／中小企業の地位を得た場合に得られる賃金に対して影響をもたない。

### 3. 方法

#### 3.1 分析モデル

先に述べた仮説を検証するため、サンプルセレクションモデルあるいはスイッチング回帰分析 (Maddala 1983; Winship and Mare 1992) と呼ばれるモデルを用い、地位ごとの賃金を決める関数 (賃金関数) と、地位獲得を決める関数 (マッチング関数) を同時に推定する。正規雇用または大企業 ( $S_i = 1$ ) の時間あたり賃金の対数値を  $Y_{1i}$ , 非正規雇用または中小企業 ( $S_i = 0$ ) の時間あたり賃金の対数値を  $Y_{0i}$  とする。両者の賃金関数に加え、地位  $S_i$  の獲得を決定するモデルを設定する。

$$Y_{1i} = \mathbf{X}_{1i}\boldsymbol{\beta}_1 + \varepsilon_{1i} \quad \text{if } S_i = 1 \quad (1)$$

$$Y_{0i} = \mathbf{X}_{0i}\boldsymbol{\beta}_0 + \varepsilon_{0i} \quad \text{if } S_i = 0 \quad (2)$$

$$S_i = \begin{cases} 1 & \text{if } \mathbf{Z}_i\boldsymbol{\gamma} > u_i \\ 0 & \text{if } \mathbf{Z}_i\boldsymbol{\gamma} \leq u_i \end{cases} \quad (3)$$

ここで  $\varepsilon_{1i}, \varepsilon_{0i}, u_i$  は平均 0 で、以下の共分散行列をもつ 3 変量正規分布にしたがうものと仮定する。

$$\Omega = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & \cdot & \sigma_{1u} \\ \cdot & \sigma_0^2 & \sigma_{0u} \\ \sigma_{1u} & \sigma_{0u} & 1 \end{bmatrix} \quad (4)$$

推定には Stata/SE 14.0 の movestay コマンド (Lokshin and Sajaia 2004) を用い、(1)~(3)を完



全情報最尤法により同時推定する。(3)のマッチング関数を考慮することにより、両者の賃金決定モデルは以下のように表される。

$$\begin{aligned} E(Y_{1i} | S_i = 1) &= E(Y_{1i} | \mathbf{Z}_i \boldsymbol{\gamma} > u_i) \\ &= \mathbf{X}_{1i} \boldsymbol{\beta}_1 + \sigma_{1u} \left[ -\frac{\phi(\mathbf{Z}_i \boldsymbol{\gamma})}{\Phi(\mathbf{Z}_i \boldsymbol{\gamma})} \right] \quad (5) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} E(Y_{0i} | S_i = 0) &= E(Y_{0i} | \mathbf{Z}_i \boldsymbol{\gamma} \leq u_i) \\ &= \mathbf{X}_{0i} \boldsymbol{\beta}_0 + \sigma_{0u} \left[ \frac{\phi(\mathbf{Z}_i \boldsymbol{\gamma})}{1 - \Phi(\mathbf{Z}_i \boldsymbol{\gamma})} \right] \quad (6) \end{aligned}$$

$\phi(\cdot)$ は分布関数、 $\Phi(\cdot)$ は密度関数である。中括弧内は逆ミルズ比を適宜変換した項であり、正規雇用または大企業となりやすいほど高い値をとる。本稿ではこれをセレクション項とよぶ。係数 $\sigma_{1u}$ あるいは $\sigma_{0u}$ が正であれば、正規雇用または大企業勤務となりやすいことがそれぞれの地位において賃金を高める効果をもつと解釈できる。言い換えれば、地位獲得の際に有利に働く背景特性が、地位の獲得だけでなく、地位を得た後に賃金を上昇させる効果を持つといえる。

本稿と類似したモデルを用いた経験的研究と本稿の立ち位置の違いについて確認しておこう。スイッチング回帰分析の枠組みで地位ごとに異なる賃金関数を推定した研究は、日米の社会学・経済学を中心にいくつか存在する(Dickens and Lang 1985; Sakamoto and Chen 1991a, 1991b; 石川・出島 1994; 武内 2007; 鈴木 2017)。これらの研究は、地位が顕在的なものとして定義されるか、潜在的なものとして定義されるかといった違いはあるものの、基本的な関心は賃金決定メカニズムの異なる2つのセクターを同定することにある。一方で本稿の関心は、式(3)のマッチング関数と式(1)(2)の賃金関数の間にいかなる関連が見られるかという点にある。また、このようにマッチング関数と賃金関数の間の関連に着目した研究として、Eliason (1995)が挙げられる。Eliason (1995)はアメリカを対象に、職種を中心として複数の地位を設定し、それぞれの地位へのマッチングが賃金決定に与える効果を検討している。本稿は職種ではなく、企業規模と雇用形態という日本において大きな分断として認識されてきた地位を用いる点で異なっている。

### 3.2 データと変数

分析に用いるデータは、2005年「社会階層と社会移動全国調査」(以下、2005年SSM調査)である。本調査は、2005年9月30日時点で満20~69歳の男女を母集団とし、全国1010地点から層化二段確率比例抽出法により抽出された対象者に対して、訪問面接調査と留置調査によりデータを収集している(サンプルサイズは5742、有効回収率は44.1%)。本調査データを用いる利点として、対象者の初職から調査時点に至るまでの詳細な職業経歴を収集しており、マッチング関数の推定にとって必要な情報を多く含んでいることが挙げられる。分析に際しては、調査時点で有業かつ被雇用、民間企業勤務の20~59歳の男女のうち、

分析ごとに用いる変数に欠損があるケースを除いたサンプルを使用する。官公庁勤務者を除外するのは、官公庁の地位獲得が民間企業における地位獲得とは異なるメカニズムのもとでなされていると想定されるからである。

用いる変数について述べる。(1)(2)式の従属変数は時間あたり賃金の対数値である。これは、1年間の個人年収を1年間の総労働時間(1週間あたりの労働時間に52をかけて算出)で除した値を用いる<sup>5)</sup>。分析に用いるサンプルを限定した後に、上位・下位1%のケースについては分析から除外する。独立変数として、年齢およびその2乗<sup>6)</sup>、学歴(中学、高校、短大高専、大学大学院の4カテゴリ)、勤続年数およびその2乗、性別、配偶者の有無、性別と配偶者の有無との交互作用項、都道府県別最低賃金額の対数値、職業(SSM職業分類から、専門、管理、事務、販売、熟練、半非熟練の6カテゴリを作成)を用いる。(3)式の従属変数は、企業規模の分析においては大企業(従業員数300人以上の民間企業)または中小企業(従業員数299人以下)での就業を示す2値変数<sup>7)</sup>、雇用形態の分析においては正規雇用(経営者・役員または常時雇用されている一般従業者)または非正規雇用(臨時雇用・パート・アルバイト・派遣社員・契約社員・嘱託)を示す2値変数である。独立変数として、(1)(2)式と同じく学歴、性別、配偶者の有無および性別との交差項を用いるほか、現在の従業先への入社時年齢およびその2乗、外部経験年数(現在の従業先以外での従業経験年数)、学校教育終了後、初職入職までに1ヶ月以上の間断(失業・無業期間)があったかどうか、および就業中断経験の有無を用いる。以上の変数はいずれも2.2で述べたように地位獲得に影響する変数と考えられる。表1には、分析に用いる従属変数および独立変数についての記述統計量を、雇用形態別および企業規模別に記した。

表 1 性別・企業規模および雇用形態別変数の記述統計量

	正規雇用		非正規雇用		大企業		中小企業	
	Mean	SD	Mean	SD	Mean	SD	Mean	SD
時間あたり賃金	1841.1	1020.4	932.8	551.1	2028.7	1140.5	1384.8	863.8
対数時間あたり賃金	7.369	0.559	6.713	0.484	7.447	0.606	7.064	0.581
入社時年齢	28.066	9.739	36.738	10.313	27.446	9.744	31.973	10.722
外部経験年数	8.653	9.361	11.165	8.756	7.375	8.490	10.303	9.449
間断なし	0.878	—	0.836	—	0.894	—	0.854	—
就業中断経験	0.195	—	0.679	—	0.250	—	0.372	—
女性	0.330	—	0.871	—	0.409	—	0.517	—
配偶者あり	0.686	—	0.720	—	0.713	—	0.697	—
女性×配偶者あり	0.199	—	0.669	—	0.257	—	0.370	—
学歴								
中学	0.082	—	0.086	—	0.037	—	0.104	—
高校	0.582	—	0.695	—	0.566	—	0.635	—
高専短大	0.073	—	0.135	—	0.101	—	0.088	—
大学大学院	0.263	—	0.084	—	0.296	—	0.174	—
年齢	41.451	10.717	42.735	11.006	40.840	10.329	42.434	10.924
勤続年数	12.082	9.390	5.725	6.116	11.566	9.461	9.792	8.804
対数都道府県別最低賃金	6.490	0.052	6.491	0.052	6.500	0.051	6.485	0.052
職業								
専門	0.189	—	0.097	—	0.186	—	0.148	—
管理	0.075	—	0.000	—	0.074	—	0.045	—
事務	0.210	—	0.240	—	0.265	—	0.201	—
販売	0.134	—	0.194	—	0.150	—	0.149	—
熟練	0.195	—	0.170	—	0.154	—	0.204	—
半非熟練	0.198	—	0.299	—	0.171	—	0.254	—
N	1408		629		592		1341	

## 4. 分析結果

### 4.1 記述的分析

地位と賃金の関連はどのようになっているのだろうか。表 1 より、正規雇用／非正規雇用、大企業／中小企業間には大きな賃金格差があることが見てとれる。正規雇用／非正規雇用間の対数賃金の格差は 0.659 であり、大企業／中小企業間の対数賃金の格差は 0.383 である。ただしそれだけでなく、同じ地位内でも賃金格差は存在する。図 1 には、企業規模および雇用形態別に時間あたり賃金の分布を示した。確かに、正規雇用は非正規雇用よりも、大企業は中小企業よりも、賃金は高い水準にある。しかし、大企業／中小企業間、および正規雇用／非正規雇用間で賃金分布は重なっている部分も多く、格差のうち一定以上は地位内で生じているものである。

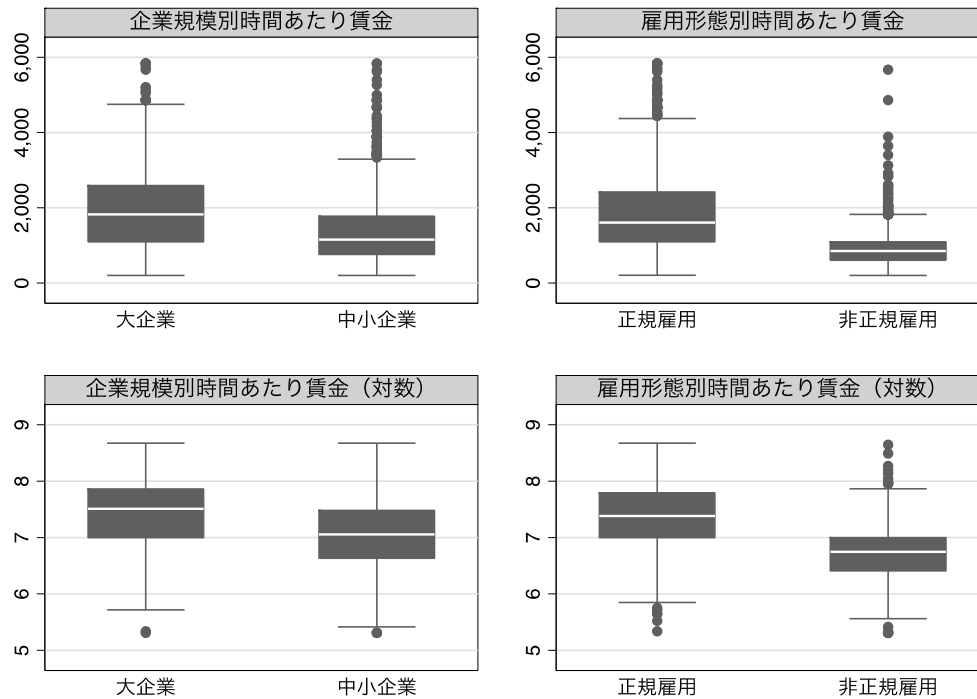


図 1 雇用形態・企業規模別時間あたり賃金のボックス・プロット

#### 4.2 正規雇用／非正規雇用へのマッチングと賃金格差

本稿では雇用形態（正規雇用／非正規雇用）に関して、賃金格差の生成に対してマッチングがいかなる効果を持っているかを検討する。表 2 には、3.1 で述べたモデルを用い、雇用形態へのマッチングを考慮した分析の結果を示した。model 1 は賃金関数に職業を投入しないで推定するモデルであり、model 2 は職業を投入したモデルである。

マッチング関数の結果を確認する。マッチング関数の係数はプロビット・モデルの係数として解釈でき、係数が正であれば、より正規雇用となりやすいことを意味している。model 1 のマッチング関数の結果をみると、係数の多くは統計的に有意な値を示し、いずれも先行研究で指摘されてきた結果とおおむね一致する。入社時年齢は 2 乗項も有意であるが、ほぼ線形に、入社時年齢が低いほど正規雇用となりやすい傾向が確認される。外部経験年数は他の変数を統制すると正の値を示すが、その効果はさほど大きくなく、入社時年齢の効果を打ち消すほどではない<sup>8)</sup>。また、間断なく初職に入職すると正規雇用となる確率が上昇し、就業中断を経験した場合は正規雇用となる確率が低下する。女性は男性と比較して正規雇用となりにくい。また配偶者ありの効果は男女で非対称であり、配偶者をもつ男性は正規雇用となりやすい<sup>9)</sup>。一方、配偶者をもつ女性についてはこうした効果はまったくない。最後に学歴については大学大学院卒であると正規雇用となりやすい。

表 2 正規雇用／非正規雇用へのマッチングと賃金獲得

	model 1			model 2		
	マッチング (正規)	賃金関数 正規 非正規		マッチング (正規)	賃金関数 正規 非正規	
入社時年齢	-0.099*** (0.024)			-0.098*** (0.024)		
入社時年齢 2 乗/100	0.070* (0.033)			0.071* (0.032)		
外部経験年数	0.016* (0.007)			0.016* (0.007)		
間断なし	0.210* (0.100)			0.206* (0.101)		
就業中断経験	-0.357*** (0.090)			-0.364*** (0.090)		
女性	-0.614*** (0.120)	-0.035 (0.046)	-0.066 (0.098)	-0.615*** (0.120)	-0.132** (0.046)	-0.154 (0.096)
配偶者あり	0.801*** (0.130)	0.134*** (0.037)	0.188 (0.135)	0.803*** (0.131)	0.097** (0.036)	0.201 (0.131)
女性×配偶者あり	-0.830*** (0.161)	-0.225*** (0.057)	-0.447** (0.145)	-0.840*** (0.161)	-0.194*** (0.054)	-0.444** (0.140)
学歴 (ref: 中学)						
高校	0.159 (0.132)	0.230*** (0.047)	0.050 (0.066)	0.148 (0.132)	0.173*** (0.045)	0.016 (0.066)
高専短大	0.058 (0.165)	0.383*** (0.064)	0.042 (0.081)	0.050 (0.166)	0.210*** (0.063)	-0.042 (0.082)
大学大学院	0.571*** (0.162)	0.465*** (0.051)	0.354*** (0.095)	0.564*** (0.163)	0.269*** (0.052)	0.181 (0.098)
年齢		0.059*** (0.010)	0.013 (0.016)		0.053*** (0.010)	0.008 (0.016)
年齢 2 乗/100		-0.056*** (0.012)	-0.013 (0.018)		-0.051*** (0.012)	-0.006 (0.018)
勤続年数		0.020*** (0.004)	0.024** (0.008)		0.018*** (0.004)	0.024** (0.008)
勤続年数 2 乗/100		-0.034** (0.012)	-0.062 (0.032)		-0.027* (0.012)	-0.060 (0.031)
対数都道府県別最低賃金		2.320*** (0.233)	1.307*** (0.344)		2.274*** (0.222)	1.284*** (0.334)
職業 (ref: 半非熟練)						
専門					0.341*** (0.041)	0.328*** (0.071)
管理					0.494*** (0.053)	—
事務					0.180*** (0.039)	0.142** (0.050)
販売					0.047 (0.042)	-0.027 (0.053)
熟練					0.027 (0.036)	-0.075 (0.053)
切片	2.654*** (0.420)	-9.517*** (1.514)	-2.009 (2.305)	2.649*** (0.419)	-9.064*** (1.443)	-1.677 (2.241)
セレクション項		0.186	-0.019		0.149	-0.058
$\rho$		-0.409*** (0.089)	0.042 (0.271)		-0.346** (0.104)	0.135 (0.262)
$\sigma$		0.456 (0.010)	0.445 (0.013)		0.430 (0.010)	0.434 (0.015)
N	2037	1408	692	2037	1408	692
Log likelihood		-2067.095			-1978.963	
$\chi^2$ test (vs. $\rho_{1u} = 0, \rho_{0u} = 0$ )		14.46***			8.78*	

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

注) 値は係数, 括弧内は標準誤差を示す. 割当関数の係数はプロビット・モデルの係数を意味する.  $\sigma$  は賃金関数の誤差項の標準偏差を,  $\rho$  は賃金関数と割当関数の誤差項の相関をそれぞれ意味する. セレクション項の係数は  $-\sigma \times \rho$  により定義され, 値が高いほど正規雇用となりやすいことを意味する.

賃金関数の結果はどうだろうか。賃金関数の従属変数は賃金の対数をとった値であるから、係数は半弾力性 (semi-elasticity) として解釈できる (Wooldridge 2013)。またマッチング関数でも考慮した独立変数は、地位獲得に与える効果とは別に、それ自体が賃金に与える固有の効果を表しているものと解釈できる。model 1 の結果を確認しよう。正規雇用について、配偶者をもつ男性は賃金が高くなる一方、女性は逆に賃金が低下し、結婚が男女の賃金に与える効果が男女で非対称であることが確認できる。そのほか、正規雇用においては、学歴が高いほど、年齢が高いほど、勤続年数が長いほど賃金が上昇する傾向が確認できる。一方非正規雇用については、正規雇用ほどは各変数の効果は顕著でない。配偶者をもつ女性は顕著に賃金が低い。また学歴は大学大学院の係数が有意な正の値を示すのみである。年齢は有意な効果をもたず、また勤続年数は正規雇用よりも早い段階で減少に転じる。具体的には、正規雇用の場合は勤続年数 30 年ころまで上昇し続けるのに対して、非正規雇用のピークは 20 年ころである。model 2 で職業を考慮すると、女性ダミーの係数と学歴の係数が大きく変化する。正規雇用において女性ダミーの係数が有意な負の値を示す。すなわち、同じ職業に就いていたとしても、女性であることによって受け取る賃金が低くなる。また学歴の係数は model 1 と比べて減少するが、これは学歴が賃金に与える効果の一部が、学歴の高いものがより賃金水準の高い職業に就くことによって媒介されるためと解釈できる。

では、本稿の主たる関心であるマッチングの効果を確認しよう。セレクションを考慮することでモデルの適合度は改善する。またセレクション項の係数は正規雇用において正の値を示す一方で、非正規雇用においてはほとんど効果をもたない。すなわち、正規雇用の地位を得やすいほど、正規雇用の地位を得たのちにより高い賃金を得られるが、非正規雇用においてはそうした関連は見られない。model 2 で職業を統制すると、正規雇用におけるセレクション項の係数は若干低下するもののなお正の値を示す。以上の結果は、仮説(1)および(2)と整合的である。

セレクション項は、背景特性から推定される正規雇用への入りやすさを示す項であるが、実際正規雇用に入りやすい者とはどのような特徴を有しているのだろうか。これを確認するため、セレクション項の値にしたがってサンプルを 5 分位の層に分割し、それぞれの層別に背景特性の平均値を求めたものが表 3 である。ここでは最も正規雇用となりやすい第 5 四分位と、最も正規雇用となりにくい第 1 四分位についてその特徴を確認しておく。第 5 四分位の層は正規雇用となる予測確率が 99.5%に達しており、きわめて正規雇用となりやすい。この層は、他の層と比較して入社時年齢が顕著に低く、就業中断経験がなく、大学大学院卒が多いという特徴をもつ。加えてこの層はほぼすべて (99.5%) 既婚男性により構成されている。この層は、日本における典型的な正規雇用者像——学校教育終了後ほどなくして現在の職場で働き始め、継続して働き続け、学歴が高い、既婚の男性——を反映しているといっていよい。では、第 1 四分位の層はどうであろうか。この層の正規雇用となる予測確率は 25.5%であり、最も非正規雇用となりやすい。入社時年齢は顕著に高く、その多くが就業中

断を経験し、大学大学院卒はほとんど含まれない。さらにこの層はすべて女性からなり、かつその大部分（87.5%）が既婚女性からなる。すなわちこの層は、日本における典型的な非正規雇用者像——仕事を辞めた経験をもち、学歴はさほど高くない既婚の女性——を反映している。

表 3 雇用形態に関するセレクション項の層別・変数の平均値

正規雇用／非正規雇用	セレクション項の 5 分位					Total
	1	2	3	4	5	
セレクション項 (1) <sup>a</sup>	-1.312	-0.779	-0.372	-0.148	-0.035	-0.530
セレクション項 (2) <sup>b</sup>	0.406	0.835	1.369	1.927	2.600	1.426
正規雇用 <sup>c</sup>	0.255	0.504	0.793	0.912	0.995	0.691
入社時年齢	43.005	32.034	27.079	29.706	21.830	30.744
外部経験年数	12.578	10.983	7.865	10.600	5.086	9.429
間断なし	0.833	0.814	0.879	0.870	0.929	0.865
就業中断経験	0.961	0.543	0.133	0.076	0.005	0.344
女性	1.000	0.880	0.603	0.000	0.000	0.497
既婚	0.875	0.587	0.404	0.623	0.995	0.697
女性×既婚	0.875	0.584	0.259	0.000	0.000	0.344
中学	0.105	0.061	0.086	0.113	0.049	0.083
高校	0.738	0.689	0.581	0.596	0.480	0.617
高専短大	0.142	0.137	0.131	0.027	0.025	0.092
大学大学院	0.015	0.112	0.202	0.265	0.446	0.208
N	408	409	406	408	406	2037

注) 値はすべて平均値を示し、カテゴリ変数の場合は比率を意味する。表 2 の model 1 の推定結果から得られたセレクション項の値を用いて層化している。

<sup>a</sup> 式 (5) の  $-\phi(\mathbf{Z}_i\gamma)/\Phi(\mathbf{Z}_i\gamma)$  を意味する。値が大きいほど、正規雇用である確率が高いことを意味する。

<sup>b</sup> 式 (6) の  $\phi(\mathbf{Z}_i\gamma)/[1 - \Phi(\mathbf{Z}_i\gamma)]$  を意味する。値が大きいほど、正規雇用である確率が高いことを意味する。

<sup>c</sup> 式 (3) により推定された  $S_i = 1$  となる予測確率を意味する。

### 4.3 大企業／中小企業へのマッチングと賃金格差

ついで本項では、企業規模へのマッチングと賃金格差との関連を検討する。表 4 に分析結果を示した。まずマッチング関数の結果を確認する。model 1 をみると、入社時年齢と外部経験年数の係数はいずれも統計的に有意な値を示す。入社時年齢は 2 乗項も有意であるが、ほぼ線形に、入社時年齢が低いほど正規雇用となりやすい傾向が確認される。外部経験年数は他の変数を統制すると正の値を示すが、その効果はさほど小さくなく、入社時年齢の効果を打ち消すほどではない<sup>10)</sup>。配偶者をもつ男性は大企業勤務である確率が高い。学歴はマッチングに際して強い効果をもち、学歴が高いほど大企業での就業確率が顕著に上昇する。そのほか、間断なく初職入職した場合には大企業勤務となる確率が高まる (model 2 では 5% 水準で有意)。

表 4 大企業／中小企業へのマッチングと賃金獲得

	model 1			model 2		
	マッチング (大企業)	賃金関数		マッチング (大企業)	賃金関数	
		大企業	中小企業		大企業	中小企業
入社時年齢	-0.098*** (0.019)			-0.099*** (0.018)		
入社時年齢 2 乗/100	0.093*** (0.026)			0.100*** (0.026)		
外部経験年数	0.017** (0.005)			0.013* (0.005)		
間断なし	0.143 (0.078)			0.155* (0.078)		
就業中断経験	-0.062 (0.076)			-0.054 (0.078)		
女性	0.185 (0.114)	-0.173* (0.074)	-0.144** (0.050)	0.166 (0.114)	-0.250*** (0.072)	-0.227*** (0.048)
配偶者あり	0.254** (0.094)	0.078 (0.064)	0.138** (0.045)	0.264** (0.094)	0.008 (0.062)	0.104* (0.042)
女性×配偶者あり	-0.200 (0.137)	-0.388*** (0.090)	-0.357*** (0.060)	-0.212 (0.137)	-0.317*** (0.087)	-0.299*** (0.056)
高校	0.531*** (0.133)	-0.043 (0.105)	0.059 (0.048)	0.518*** (0.133)	-0.125 (0.102)	0.027 (0.046)
高専短大	0.691*** (0.165)	0.036 (0.123)	0.045 (0.067)	0.682*** (0.165)	-0.164 (0.120)	-0.069 (0.065)
大学大学院	0.931*** (0.147)	0.104 (0.114)	0.291*** (0.059)	0.916*** (0.147)	-0.146 (0.114)	0.115 (0.061)
年齢		0.042*** (0.011)	0.059*** (0.015)		0.068*** (0.016)	0.039*** (0.010)
年齢 2 乗/100		-0.043*** (0.013)	-0.051** (0.017)		-0.062*** (0.019)	-0.040*** (0.012)
勤続年数		0.027*** (0.005)	0.017** (0.006)		0.019** (0.006)	0.023*** (0.004)
勤続年数 2 乗/100		-0.049*** (0.014)	-0.030 (0.017)		-0.037* (0.018)	-0.040** (0.013)
対数都道府県別最低賃金		1.728*** (0.247)	1.495*** (0.317)		1.642*** (0.337)	1.832*** (0.235)
専門					0.448*** (0.059)	0.364*** (0.044)
管理					0.418*** (0.081)	0.552*** (0.066)
事務					0.224*** (0.053)	0.170*** (0.039)
販売					0.096 (0.058)	0.010 (0.041)
熟練					0.047 (0.054)	-0.021 (0.036)
Constant	0.423 (0.316)	-4.454* (2.206)	-5.397*** (1.611)	0.420 (0.318)	-3.307 (2.069)	-5.957*** (1.531)
セレクション項		0.450	0.286		0.448	0.211
$\rho$		-0.807*** (0.051)	-0.564*** (0.089)		-0.831*** (0.048)	-0.452** (0.130)
$\sigma$		0.558 (0.036)	0.507 (0.018)		0.539 (0.036)	0.465 (0.017)
N	1933	1341	592	1933	1341	592
Log likelihood		-2300.715			-2192.228	
$\chi^2$ test (vs. $\rho_{1u} = 0, \rho_{0u} = 0$ )		32.57***			23.97***	

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

注) 値は係数, 括弧内は標準誤差を示す. 割当関数の係数はプロビット・モデルの係数を意味する.  $\sigma$  は賃金関数の誤差項の標準偏差を,  $\rho$  は賃金関数と割当関数の誤差項の相関をそれぞれ意味する. セレクション項の係数は  $-\sigma \times \rho$  により定義され, 値が高いほど大企業となりやすいことを意味する.



賃金関数の結果を確認する。model 1 をみると、大企業であっても中小企業であっても、女性であることが賃金を低めている。また配偶者をもつことで、この負の効果はさらに強まる。一方で中小企業において、配偶者をもつ男性は賃金が上昇することがわかる。結婚が賃金に与える効果は男女で非対称である。興味深いのが学歴の効果であり、マッチング関数で強い効果を持っていた学歴の係数は、中小企業における大学大学院を除き、いずれも有意な値を呈していない。すなわち学歴がそれ自体賃金を高める効果はあまり目立たず、むしろ大企業の地位を得るにあたり重要な意味を持つ。この結果は、学歴が生産性の多寡を意味し、賃金を上昇させるとする人的資本理論とは相反する結果である。さらに大企業・中小企業いずれにおいても年齢が高いほど、勤続年数が長いほど、賃金が上昇する。model 2 で職業を統制しても、以上の結果はさほど変わらない。

では、本稿の関心であるマッチングの効果について確認しよう。model 1 のセレクション項の係数は大企業と中小企業においても有意な正の値を示す。ただし大企業においてこの係数はより大きく、マッチングと賃金獲得の関連がより強いことがうかがえる。model 2 で職業を統制しても同様にこの関連が確認される。以上の結果は、大企業に入りやすい者は大企業に入ることによってより高い賃金を得られることを予想した仮説(1)とは整合的である一方、中小企業に入った場合には大企業への入りやすさが賃金に対して与える効果は失われること予想した仮説(2)には反する結果である。ただしこうしたマッチングと賃金獲得の関連は大企業においてより強いことは記しておく必要がある。

雇用形態に関する分析と同様に、大企業に入りやすい者の背景特性について確認しておこう。表 5 は表 3 と同様にセレクション項の値にしたがってサンプルを 5 分位の層に分割して平均値を計算した結果である。最も大企業勤務となりやすい第 5 四分位の層において、大企業勤務となる予測確率は 54.7% と高い。この層は、入社時年齢が低く、間断なく初職に入職しており、就業中断経験を持つ者が少なく、既婚男性が多く (61.3% = 88.0 - 16.7)、高い学歴を有する者が多いことを特徴とする。一方で第 1 四分位の層をみると、大企業勤務となる確率は 18.1% に過ぎず、多くは中小企業に勤務していることがうかがえる。入社時年齢は高く、間断がある者が多く、既婚女性が多く (58.9%)、学歴の低いものが多いことが特徴である。正規雇用／非正規雇用の場合と比べると、とくに学歴による違いが顕著なことが特徴である。中学卒の者の多くは第 1 四分位に集まっており、その一方で大学大学院卒のうち第 1 四分位に所属する者はほとんどいない。

表 5 企業規模に関するセレクション項の層別・変数の平均値

大企業／中小企業	セレクション項の 5 分位					Total
	1	2	3	4	5	
セレクション項 (1) <sup>a</sup>	-1.611	-1.347	-1.165	-0.991	-0.809	-1.185
セレクション項 (2) <sup>b</sup>	0.254	0.380	0.494	0.624	0.790	0.508
大企業 <sup>c</sup>	0.181	0.222	0.253	0.330	0.547	0.306
入社時年齢	41.424	36.953	28.718	24.740	21.039	30.587
外部経験年数	13.995	14.853	8.780	5.005	4.370	9.406
間断なし	0.778	0.850	0.827	0.902	0.974	0.866
就業中断経験	0.711	0.563	0.276	0.085	0.036	0.335
女性	0.703	0.612	0.411	0.420	0.271	0.484
既婚	0.731	0.736	0.597	0.567	0.880	0.702
女性×既婚	0.589	0.496	0.251	0.173	0.167	0.335
中学	0.315	0.059	0.031	0.010	0.000	0.083
高校	0.649	0.788	0.700	0.549	0.380	0.614
高専短大	0.031	0.106	0.111	0.082	0.130	0.092
大学大学院	0.005	0.047	0.158	0.358	0.490	0.211
N	387	387	387	388	384	1933

注) 値はすべて平均値を示し、カテゴリ変数の場合は比率を意味する。表 4 の model 1 の推定結果から得られたセレクション項の値を用いて層化している。

<sup>a</sup> 式 (5) の  $-\phi(\mathbf{Z}_i\gamma)/\Phi(\mathbf{Z}_i\gamma)$  を意味する。値が大きいほど、大企業勤務である確率が高いことを意味する。

<sup>b</sup> 式 (6) の  $\phi(\mathbf{Z}_i\gamma)/[1 - \Phi(\mathbf{Z}_i\gamma)]$  を意味する。値が大きいほど、大企業勤務である確率が高いことを意味する。

<sup>c</sup> 式 (3) により推定された  $S_i = 1$  となる予測確率を意味する。

## 5 結論

本稿の目的は、地位へのマッチングが賃金格差の生成過程においていかなる影響をおよぼしているかを明らかにすることにあった。具体的には、雇用形態（正規雇用／非正規雇用）および企業規模（大企業／中小企業）の 2 つの指標を事例に、地位へのマッチングが地位獲得後に賃金を高める効果を有するかどうかを検討した。マッチングの理論にしたがえば、閉鎖的地位へと入りやすい背景特性をもつことは、閉鎖的地位を獲得した場合には高い賃金獲得につながる一方で、開放的地位を獲得した場合にはこうした関連は見られなくなると予想される。分析の結果、企業規模と雇用形態のいずれについてもこの仮説はおおむね支持された。すなわち、正規雇用に入りやすい者は正規雇用においてより高い賃金を得、大企業に入りやすい者は大企業においてより高い賃金を得る。なお大企業に入りやすいことは中小企業に入ったとしても賃金を高める効果をもつが、その効果は大企業に入った場合と比べるとさほど大きくない。以上の結果は、正規雇用および大企業における賃金獲得は、いかなる特性をもつ個人がこれらの地位を得たのかによって左右される。その意味でこれらの地位は、閉鎖的地位としての特徴を有している。

以上の結果をもとに、以下の 3 点につき議論を展開する。第 1 に、日本の労働市場の分断構造に対する示唆である。本稿では企業規模と雇用形態という 2 つの指標を用いて賃金格差の生成過程におけるマッチングの影響の検討を通して、それぞれの地位における賃金決

定メカニズムの特徴を描き出した。従来から指摘されてきた企業規模間の分断構造は今なお存在している。大企業においてはマッチングの際に看取される背景特性が、賃金に直接影響し、賃金決定に競争的なメカニズムは相対的に弱い。中小企業ではこうした特徴はやや弱い、すべて失われるわけではない。一方で正規雇用と非正規雇用を比較すると、非正規雇用ではマッチングがまったく賃金に対して影響せず、開放的地位としての特徴を有している。まとめれば、現代日本の労働市場は、賃金決定メカニズムに着目すれば、もともと存在していた中核／周辺としての大企業／中小企業に、さらなる周辺的な層として非正規雇用が追加された、三層構造として描くことができる。このこと自体は先行研究が指摘してきた点といえるが (Rebick 2005; Imai and Sato 2011)、本稿はこれをマッチングと賃金獲得の関連に着目して経験的に確認した点で新しい。

第2に、変数の効果が、地位へのマッチングと賃金決定、どちらの場面で効果を持つものであるかを識別することの重要性である。これを端的に示していたのが、学歴の効果である。高い学歴は大企業に入る確率を顕著に高める一方で、いったん企業に入ってしまうと、学歴が直接賃金を高める効果は限定的である。すなわち、学歴の効果はそれ自体が賃金を高めるという人的資本理論的なメカニズムでなく、異なる企業規模へのマッチングを通して、間接的に影響しているという解釈ができる。企業内の昇進構造に関する研究においては、採用時点の高い学歴がキャリアの初期の役職昇進を早め、早い昇進がさらに後の昇進を促すという累積的な影響過程が確認されている (Rosenbaum 1986; 竹内 1995)。ここでの学歴を地位獲得の有利さを決める背景特性、昇進を賃金獲得と読み替えれば、本稿の分析は以上の累積的影響過程というメカニズムの存在をより一般的に拡張したものといえる。

第3に、最も重要な点として、いかなる特性をもつ個人がいかなる地位に就くのか、という地位へのマッチング、地位を獲得した後の賃金にも影響し、賃金格差を生み出す要因となっているという点である。雇用形態を事例に考えると、典型的な正規雇用者像に適合的な者は、正規雇用を得やすいだけでなく、正規雇用を得た場合に、より高い賃金を得る。一方で、こうした像に適合的でない者は、正規雇用の地位を得にくいだけでなく、たとえ正規雇用を得たとしても賃金水準は低く抑えられる。この結果は、これまで社会学が中心となって取り組んできた地位獲得に関する研究は、地位獲得だけにとどまらず、それ自体が賃金格差に関する研究にも有益な理論的・経験的知見を提供しうることを示している。

Granovetter (1981) は、地位へのマッチングを賃金格差の研究と結びつける研究こそ、社会学が取り組むべき課題と述べた。本稿は、マッチングをいかなる特性をもつ個人がいかなる地位に就くのか」と捉え、これが賃金獲得に対して無視できない効果を有することを示した。今後、本稿の分析枠組みを職業などその他の地位へと応用したり、マッチングが賃金を高めるメカニズムをより精緻に解明することを通して、社会学の立場から、賃金格差の生成過程を明らかにすることが望まれる。

## [注]

- 1) 本稿では自営・家族従業といった被雇用者からなる労働市場から外れる労働者については考慮しない。なぜなら、自営・家族従業は、選抜や報酬決定の構造が被雇用者におけるそれとは大きく異なっていると考えられるからである。
- 2) このような労働市場の描写は、労働市場を異質な2つのセクターからなると考える二重構造論 (Doeringer and Piore 1971 = 2007; Reich et al. 1973) と似ている。ただし労働市場の二重構造論は、それ自体は記述的な特徴に過ぎず、なぜある地位が一次/二次的労働市場に置かれているといえるのかについて十分な説明を与えていない (Hodson and Kaufman 1982)。本稿は、大企業/中小企業、および正規雇用/非正規雇用を一次/二次的労働市場に対応させてその違いを説明するという立場をとらず、それぞれにおいて成立している賃金決定メカニズムの検討を通して、これらの地位のもつ特徴を捉えるものである。
- 3) 背景特性がその後の訓練投資やより良い位置への配分がなされるという議論は、竹内(1995)による昇進構造の分析においてもみられる。竹内は、高い学校歴が早期の昇進を促し、早期に昇進したことがさらにその後の昇進を促すというふうに、その後のキャリアにとって有利に働くことを大企業のケーススタディから明らかにした。本稿は、この議論を学校歴以外に広げて、背景特性が賃金獲得に与える影響について論じるものと位置づけられる。
- 4) このような非正規雇用に対する排除が正規/非正規雇用間の賃金格差を生み出している要因として指摘する議論もある (太郎丸 2009, 2014)。
- 5) 2005年SSM調査で尋ねられている1年間の個人年収は所得源を区別しておらず、勤労所得以外の所得も含まれている点に注意が必要である。ただし、今回の分析対象である20-59歳の主たる所得源は勤労所得であると想定できるため、分析結果に大きな違いはもたらさないものとみてよいだろう。
- 6) (1)(2)式の特定化にあたり一般的に用いられるMincer型は、人的資本理論にしたがい、就業経験年数を用いている (Mincer 1974)。一方で本稿では年齢こそが賃金水準を決定する根本的な要因となっていると考える生活保障給仮説 (小野 1989) にしたがって、年齢を用いている。なお分析の結果、就業経験年数よりも年齢を用いるほうがモデルの適合度 (BIC) が改善することが確認された (結果は省略)。
- 7) 従業員数1000人以上の民間企業を大企業、それ以下を中小企業とする分析も行ったが、結果に大きな違いは生じなかった。
- 8) たとえば、10年間の外部経験をもつ場合の係数は0.16となるが、これは入社時年齢が31歳から34歳になったときの係数 (-0.161) と相殺されてしまう。
- 9) ここでは配偶者をもつタイミングと、正規雇用/非正規雇用となるタイミングについては区別していないため、配偶者ありの効果は正規雇用の男性が結婚しやすい (非正規雇用の男性が結婚しにくい) という因果関係を捉えている可能性がある。ただし、こうした逆因果が含まれていたとしても、その他の変数の解釈に大きな違いは生じない。

10) たとえば, 10年間の外部経験をもつ場合の係数は0.170となるが, これは入社時年齢が28歳から32歳になったときの係数(-0.169)と相殺されてしまう。

### [謝辞]

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「2005年SSM日本調査, 2005」(2015SSM研究会データ管理委員会)の個票データの提供を受けた。

本研究はSSJDA参加者公募型二次分析研究会「現代日本の格差と不平等に関するデータの二次分析」における成果の一部である。研究会では参加者のみなさまから多くのコメントをいただいた。とくに, 白波瀬佐和子先生, 竹ノ下弘久先生, 藤原翔先生, 打越文弥さん, 田中茜さんからいただいた指摘は本稿の改善にとって重要であった。記して感謝申し上げる。

### [参考文献]

- 有田伸, 2016, 『就業機会と報酬格差の社会学——非正規雇用・社会階層の日韓比較』東京大学出版会。
- Dickens, William T. and Kevin Lang, 1985, “A Test of Dual Labor Market Theory,” *American Economic Review* 75(4): 792–805.
- Doeringer, Peter B. and Michael J. Piore, 1971, *Internal Labor Markets and Manpower Analysis*, New York: M.E. Sharpe. (=2007, 白木三秀訳, 『内部労働市場とマンパワー分析』早稲田大学出版会。)
- Eliason, Scott R., 1995, “An Extension of the Sørensen-Kalleberg Theory of the Labor Market Matching and Attainment Processes,” *American Sociological Review*, 60(2): 247–71.
- Fong, Eric and Junya Tsutsui, 2015, “The High Cost of Missing a Boat under the Japanese Recruitment Practices: Timing of Regular and Non-Regular Employment after School Completion in Japan,” *Research in Social Stratification and Mobility*, 42:1–10.
- Granovetter, Mark, 1981, “Toward a Sociological Theory of Income Differences,” Ivar Berg ed., *Sociological Perspectives on Labor Markets*, London: Academic Press, 11–48.
- 濱中義隆・苅谷剛彦, 2000, 「教育と職業のリンケージ——労働市場の分節化と学歴の効用」近藤博之編『日本の階層システム3 戦後日本の教育社会』東京大学出版会, 79–104.
- 原嶋耐治・手嶋久也, 2002, 「賃金格差の実態」宮島洋・連合総合生活開発研究所編『日本の所得分配と格差』東洋経済新報社, 49–64.
- Hodson, Randy and Robert L. Kaufman, 1982, “Economic Dualism: A Critical Review,” *American Sociological Review*, 47(6): 727–39.
- Imai, Jun and Yoshimichi Sato, 2011, “Regular and Non-Regular Employment as an Additional Duality in Japanese Labor Market: Institutional Perspectives on Career Mobility,” Yoshimichi Sato and Jun Imai

- eds., *Japan's New Inequality: Intersection of Employment Reforms and Welfare Arrangements*, Melbourne: Trans Pacific Press, 1–31.
- 石田浩, 2005, 「後期青年期と階層・労働市場」『教育社会学研究』76: 41–57.
- 石川経夫・出島敬久, 1994, 「労働市場の二重構造」石川経夫編『日本の所得と富の分配』東京大学出版会, 169–209.
- 香川めい, 2006, 「学校から職業への移行に関する二つの経路——『間断』のない移行と『学校経由』の就職」『東京大学大学院教育学研究科紀要』46:155–64.
- 鹿又伸夫, 2001, 『機会と結果の不平等——世代間移動と所得・資産格差』ミネルヴァ書房.
- Keizer, Arjan, 2008, “Non-Regular Employment in Japan: Continued and Renewed Dualities,” *Work, Employment and Society*, 22(3): 407–25.
- 小池和夫, 2005, 『仕事の経済学 第3版』東洋経済新報社.
- 小杉礼子, 2010, 「非正規雇用からのキャリア形成——登用を含めた正社員への移行の規定要因分析から」『日本労働研究雑誌』602: 50–59.
- 黒澤昌子・玄田有史, 2001. 「学校から職場へ——「七・五・三」転職の背景」『日本労働研究雑誌』490: 4–18.
- Lokshin, Michael and Zurab Sajaia, 2004, “Maximum Likelihood Estimation of Endogenous Switching Regression Models,” *Stata Journal*, 4(3): 282–89.
- Maddala, G. S., 1983, *Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Morris, Martina and Bruce Western, 1999, “Inequality in Earnings at the Close of the Twentieth Century,” *Annual Review of Sociology*, 25(1): 623–57.
- Mincer, Jacob, 1974, *Schooling, Experience, and Earnings*, New York: Columbia University Press.
- 中井美樹・赤地麻由子, 2000, 「市場参加／社会参加——キャリア・パターンの多様性とその背景」盛山和夫編『日本の階層システム 4 ジェンダー・市場・家族』東京大学出版会, 111–31.
- 尾高煌之助, 1984, 『労働市場分析——二重構造の日本的展開』岩波書店.
- 小川和孝, 2014, 「高卒者の初職地位達成における雇用主の選抜メカニズムに関する研究——学校経由の就職の効果についての再検討」『教育社会学研究』94: 195–215.
- 小野旭, 1989, 『日本的雇用慣行と労働市場』東洋経済新報社.
- Rebeck, Marcus E., 2005, *The Japanese Employment System: Adapting to a New Economic Environment*, Oxford: Oxford University Press.
- Reich, Michael, David M. Gordon, and Richard C. Edwards, 1973, “Dual Labor Markets: A Theory of Labor Market Segmentation,” *American Economic Review*, 63(2): 359–65.
- Reskin, Barbara F. and Patricia A. Roos, 1990, *Job Queues, Gender Queues: Explaining Women's Inroads into Male Occupations*, Philadelphia: Temple University Press.
- Rosenbaum, James E., 1986, “Institutional Career Structure and the Social Construction of Ability,” John

- G. Richardson ed., *Handbook of Theory and Research for the Sociology of Education*, Greenwood Publishing Group, 139–72.
- Sakamoto, Arthur and Meichu D. Chen, 1991a, “Inequality and Attainment in a Dual Labor Marke,,” *American Sociological Review*, 56(3): 295–308.
- Sakamoto, Arthur and Meichu D. Chen, 1991b, “Sample Selection and the Dual Labor Market,” *Research in Social Stratification and Mobility*, 10: 171–98.
- 佐藤香, 2011, 「学校から職業への移行とライフチャンス」佐藤嘉倫・尾嶋史章編『現代の階層社会 1 格差と多様性』東京大学出版会, 65–79.
- 盛山和夫・都築一治・佐藤嘉倫・中村隆, 1990, 「職歴移動の構造」『現代日本の階層構造 1 社会階層の構造と過程』東京大学出版会, 83–108.
- Sørensen, Aage B., 1977, “The Structure of Inequality and the Process of Attainment,” *American Sociological Review*, 42(6): 965–78.
- Sørensen, Aage B., 1983, “Processes of Allocation to Open and Closed Positions in Social-Structure,” *Zeitschrift für Soziologie*, 12(3): 203–24.
- Sørensen, Aage B. and Arne L. Kalleberg, 1981, “An Outline of a Theory of the Matching of Persons to Jobs,” Ivar Berg ed. *Sociological Perspectives on Labor Markets*, London: Academic Press, 49–74.
- 鈴木恭子, 2017, 「日本における雇用形態が賃金格差に与える影響——Finite Mixture Model を用いた潜在クラス分析」『ISS Discussion Paper Series』J-219.
- 武内真美子, 2007, 「規模間賃金格差に関する実証分析」『OSIPP Discussion Paper』DP-2007-J-006.
- 太郎丸博, 2009, 『若年非正規雇用の社会学——階層・ジェンダー・グローバル化』大阪大学出版会.
- 太郎丸博, 2014, 「正規／非正規雇用の賃金格差要因——日・韓・台の比較から」落合恵美子編『親密圏と公共圏の再編成——アジア近代からの問い』京都大学学術出版会, 155–75.
- Thurow, Lester C., 1975, *Generating Inequality: Mechanisms of Distribution in the U.S. Economy*, New York: Basic Books. (=1984, 小池和男・脇坂明訳, 『不平等を生み出すもの』同文館.)
- 氏原正治郎, 1966, 『日本労働問題研究』東京大学出版会.
- Winship, Christopher and Robert D. Mare, 1992, “Models for Sample Selection Bias,” *Annual Review of Sociology*, 18: 327–50.
- Wooldridge, Jeffrey, 2013, *Introductory Econometrics: A Modern Approach (5th Edition)*, Cengage Learning.





# 自営業層における職業による所得構造の趨勢

## —専門職拡大の影響に注目して—

仲 修平

(日本学術振興会・東京大学)

近年の経済学や社会学における所得に関する研究では、職業による所得の格差が拡大していることが指摘されている。しかし、その多くは被雇用層に着目した研究のため、自営業層の所得構造については検討の余地が残されている。日本の自営業層の衰退は知られているが、その一方で1990年代以降に専門職自営業者数は増加している。ところが、自営業の職業構成の変化が所得にどのような影響を与えたのかはよくわかっていない。そこで本研究では、1975年から2005年のSSM調査データを用いて、自営業者の所得が職業によってどの程度異なるのか、その違いは時代によって変化しているのかを検証する。分析の結果、2つの知見が得られた。第一に、専門職と非専門職の所得差は近年になるほど緩やかに拡大していることがわかった。第二に、そうした傾向は専門性の高い職業に見られる一方で、専門性の低い職業は非専門職の職業と近い水準の所得で一貫していることが示された。

### 1. 問題の所在

本稿の目的は、自営業層の所得構造が1970年代から2000年代にかけてどのように変化してきたのかを明らかにすることである。とりわけ、自営業層の中でも近年になるほど拡大している「専門職」に着目し、専門職とそれ以外の職業の所得格差が拡大したのかを被雇用層と比較しながら検証する。以下では、職業による所得構造の趨勢を考察する意義を、所得の不平等に関する研究と自営業層の職業構成の変化という観点から論じる。

近年、所得の格差・不平等の問題は経済学や社会学などの学問領域のみならず、実社会においても人びとの関心を集めている。そして所得の不平等に関する研究では、所得の格差が拡大したことが指摘されており、その背景を説明するために国家間の比較研究から各国特有の背景を考慮した国内の研究へとシフトしている(Lemieux 2008)。さらに、最近の研究は所得と労働市場の関係に焦点を当てる枠組みから社会経済的な政策、政治的な制度や地域の企業活動などとの関係を組み込んだ枠組みへと拡張している(McCall and Percheski 2010)。

日本に関して言えば、橘木俊詔は1980年代以降において所得や資産の格差は拡大しており、その不平等の度合いは世界的に見ても高いことを示した(橘木 1998)。この研究を端緒として、所得や賃金の格差が拡大しているかどうかについての研究が数多く蓄積されてきた(e.g. 佐藤 2000; 大竹 2005)。さらに、2000年代以降の日本社会は非正規雇用者が増加することとともなって、正規雇用者との間に生じた所得や機会の格差にも注目が集まってきた(e.g. 太郎丸 2009; 有田 2016)。ところが、これらの研究の多くは基本的には

企業に雇われた「被雇用層」を研究対象としているため、企業から独立して働いている「自営業層」は経済学・社会階層研究の隙間に取り残された存在として等閑視されてきた。

しかしながら、自営業層は被雇用層の所得格差を考察するうえでも欠かせない存在である。なぜなら、1990年代以降に農業層を除く自営業層が衰退したことで被雇用層での所得格差は密接に結びついていると考えられるためである(野村 2014)。自営業層の衰退は雇用の世界が拡大することを意味する。そして、「雇用の世界がドミナントになると、学歴・学校歴が労働力の配分においても、個々人の職業アスピレーションにおいても、決定的に重要」になる(野村 2014:247)。つまり、企業社会のように「管理された所得格差」とは異なる世界を築くことが可能である「自営業」という選択肢が社会から消失していくことは、被雇用層の内部で生じている所得格差が拡大していく一つの要因となりうるのである。言い換えると、自営業層は所得格差の拡大に歯止めをかけるという社会的な役割を果たす可能性があると考えられる。

たしかに、1990年代以降の自営業層は衰退してきたが、その衰退は一律に生じているのではない。販売職や熟練職は減少している一方で、専門職だけは確実に増加している。特に、法律・会計・特許事務所、設計事務所、デザイン業、コンサルタント業や医療業などの専門サービス職である(八幡 1998)。そして、近年の自営業層は専門職の増加にともなってその内部構成の変化が生じ始めていることが指摘されている(鄭 2002)。

事実、2000年代の自営業層における専門職は販売職や熟練職と並んで中核を担いつつある。図1は、自営業者の職業構成比率の推移を示している。国勢調査の自営業層は、従業上の地位区分で「雇人のある業主」、「雇人のない業主」と「家庭内職者」である。一方、本稿が対象とする自営業者は、本人が自営業主・自由業者と認識している者と事業規模の小さい経営者であるため、定義が若干異なる点には留意が必要である(分析対象となる自営業者は第3節で操作的定義を改めて明示する)。図1を見ると、専門的・技術的職業従事者(以下、専門職)の比率は1985年から2010年にかけて上昇する傾向にあることが見て取れる。その比率は1985年の9.2%から2010年の16.4%へと増加している。ただし、就業者全体に占める専門職の比率を確認したところ(総務省労働力調査)、1985年では9.3%、2010年では15.8%であった。つまり、自営業者の専門職比率だけが増加しているというよりはむしろ雇用者も含めて専門職の比率が高まっていると考えられる。

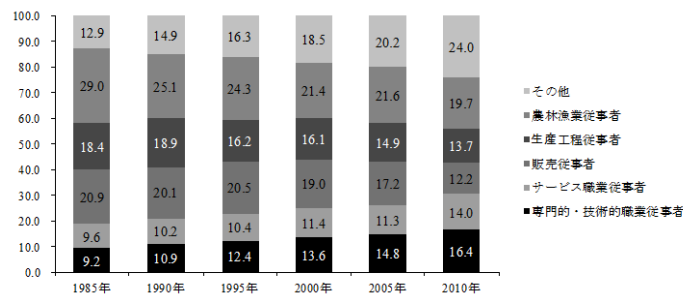


図2 自営業者の職業構成の趨勢

出所) 国勢調査より筆者作成<sup>1)</sup>

専門職以外にもサービス職業従事者やその他の職業も増加していることが見て取れるが、その中には専門職と親和性の高い職業も含まれている。例えば、専門的資格をもたない「その他の保健従事者」や医療や福祉関連施設での補助的な業務を担当する「その他の医療・福祉サービス職業従事者」などである。専門職比率の増加傾向は1995年までのデータを用いて指摘されているが(八幡 1998)、その傾向が2000年代に入ってさらに強まっていると考えられる<sup>2)</sup>。

日本の自営業層が減少している背景には、雇用者の所得に比べて自営業者の所得が劣化していることが指摘されている(玄田 2002, 2003)。玄田(2003)によれば、自営業者の加齢による所得の伸び悩みが自営業を敬遠する一つの理由になっていると説明している。また、戦後から1980年代までの自営業者の所得は被雇用者の所得よりも高いことが示されてきた(橋木 1994)。しかしながら、1990年代には常時雇用者の所得が自営業者のそれを上回っている可能性が示されてきた(鄭 2002)。

たしかに、既存研究が示すように自営業者全体としての所得は常時雇用者の所得と比べると低下する傾向にあると考えられる。ところが、近年に増加傾向にある専門職自営業者の所得を計量的に捉えた研究はほとんど存在していない。専門職は他の職業と比べると労働市場における希少価値が高いために、自営業者の所得が常時雇用者の所得に比べて低いかどうかは自明ではない。加えて、専門職と他の職業の所得の関係とその趨勢は未知の検討課題となっている。さらに言えば、自営業層において増加している専門職はその内実が多様であるために、専門職の内部をより丁寧に見ていく必要がある。自営業層の職業による所得構造の趨勢を考察することは、自営業の存立にかかわるだけでなく、被雇用層に生じている所得格差の背景を理解するうえでも必要不可欠である。

そこで本稿では、専門職と他の職業の所得がどのような関係になっているのか、その関係は時代によって異なっているのかを1975年、1985年、1995年、2005年に実施された全国規模の社会調査データを用いて検討していく。以下、第2節では自営業層の職業構成および所得に関する知見を整理したうえで残された課題と仮説を提示する。第3節ではデータと変数について説明し、第4節では分析結果を提示する。第5節では、分析結果をまとめたうえで議論を行う。

## 2. 先行研究

### 2.1 自営業層の職業構成に関する先行研究

日本の自営業層は前節で述べたように職業構成に占める専門職比率は1980年代以降に少しずつ高まってきた。しかし、こうした「自営業層の専門職化」は日本に限った現象ではない。例えば、1980年代から1990年代前半にかけて欧州で増加した自営業者は主に専門職、準専門職や非熟練職であることが知られている（OECD 2000）。これらの職業が従来から存在している販売職や熟練職に加わったことによって、自営業層の職業構成は異種混交となりつつあることが指摘されている（Mueller and Arum 2004）。Mueller and Arum（2004）は、自営業への参入／からの退出を専門職にも焦点を当てながら11カ国の比較研究を行なった結果、多くの国々では（とくにイタリア、アメリカ、イギリスやドイツなど）専門職が増加していることを指摘した。それらの国々と比べると日本の自営業層は専門職よりも熟練職の分厚さが一つの特徴となっていることが示されている（Ishida 2004）。ただし、2005年に実施された本稿と同様のデータを用いた研究では、自営業への参入後の職種を見ると、日本の専門職は韓国と台湾に比べると高い比率となっていることが指摘されている（竹ノ下 2011）。竹ノ下の論文ではいずれの時代に専門職自営業へ参入したのかについては焦点が置かれていないものの、日本の自営業層を捉える場合にはその後生じた「専門職の増加」という変化を考慮する必要性を示唆している。

というのも、日本では他国で生じた自営業の専門職化がやや遅れて生じた可能性が考えられるためである。自営業層の内部構成は、この40年ほどの間に大きな変化が生じているため、その内実を見ていく必要がある。そのうえで、日本の自営業層の所得について、専門職とそれ以外の職業との関係が特殊なものであるかどうかを他国の知見と比較しながら検討していくことが求められている。

これまでの研究においても、自営業層の職業構成がその構造的な変化の途上にあることが示されている（八幡 1998）。その一つの変化は専門職自営業の増加である。八幡は1975年から1995年の労働力調査を用いて、1975年を基準とした場合に専門職が7割増加していることを明らかにした。その研究が用いた労働力調査の専門職には、法律・会計・特許事務所、獣医業、設計事務所、デザイン業、個人教授業、コンサルタント業、医療業、保健衛生、廃棄物処理業、教育などが含まれている。実際、図1の2010年時点を見る限り、専門職比率は他の職業に比べても高い水準となっている。

他方、自営業の中でも職業に占める販売従事者や生産工程作業者の比率は、専門職比率とは逆に減少してきた（図1）。とりわけ、自営業層の中核を担ってきた販売職比率の減少は、販売職自営業者を保護する役割を果たしてきた大店法が2000年6月に廃止されたことと関係していると考えられる（鄭 2002）。加えて、サービス職業従事者やその他の職業も増加している。つまり、2000年代以降の自営業層は職業の内部構成の転換期となっていると考えられる。

しかし、このような転換期にある自営業層において職業と所得の関係がどのように推移してきたのか、その関係は被雇用層と比べてどのような特徴を持っているのかについては未解決の研究課題となっているのである。

## 2.2 自営業者の所得構造に関する先行研究

所得の不平等に関する研究は、経済学・社会学では最も重要な研究テーマの一つとして位置付けられてきた。なぜなら、所得は人びとの生活水準や生活様式のあり方を理解するうえで必要不可欠な指標のためである。ただし研究蓄積は膨大にあるため、ここでは本稿の研究関心に照らして、「自営業者の所得」に焦点を絞って既存研究を整理する。

自営業者の所得は被雇用者に比べると正確に把握することは次のような点において極めて難しいことが指摘されている。自営業者の所得は、税金の関係で収入を低く答える傾向があることに加えて、家計と収入が明確に分離されていないという特徴がある(鄭 2002)。そのため、社会調査によって所得を把握することの困難さは自営業を対象とする限り不可避であるだろう。したがって、本稿では所得を厳密に把握するというよりは、職業や就業形態の間でどのような違いが見られるのかという相対的な布置関係を捉えることに主眼を置く。とはいえ、そうした限界を踏まえつつも、これまでに研究が蓄積されている。次に主要な研究成果について見ていきたい。

経済学や社会学において自営業層は、資本主義社会以前から存在する旧中間層として、存立基盤が脆弱で限界的な存在として認識されてきた(Bechhofer and Elliot 1976)。旧中間層に対する認識は研究者の視点によって諸説あると考えられるが、「遅かれ早かれ没落するのであれば、本格的に論じるに値しない」という点では共有してきたと考えられる(野村 2014: 233)。事実、OECD 諸国を比較した研究では、自営業者の所得は低位だけでなく就労時間も長い労働条件であることが示されている(OECD 2000)。

日本においても農業の自営業を中心として長時間労働や低収入が常態化していることを指摘する研究もある(橋本 1999)。低い待遇となる理由としては、自営業は生産手段量が最低限(生産手段は本人か数名の労働力)のために、一人あたり生産手段量が資本主義的企業よりも小さいために、剰余の余地が少ないという説明である(橋本 1999)。この研究知見は、自営業者の所得が高くないという限界的な存在であることを示唆している。

他方、日本の自営業者の所得に関する計量的な研究では、1990年代前半を境として異なる知見が示されてきた。1950年代から1980年代において自営業者の収入は、大規模な調査データを踏まえた分析に基づいて被雇用者よりもおおむね高いことが報告されている(橋本 1994; 鄭 2002)。ところが、日本では1990年代に入って自営業層の所得の分布は被雇用層に比べて低い層が分厚くなっているだけでなく、上層に該当する人びとの減少も指摘されている(鄭 2002)。鄭(2002)は、分析に用いた就業構造基本調査において相対的に所得の高い「法人化した自営業」が調査対象から外れたことによって自営業層の所得が低

めに表れている可能性に言及している。

しかし、その後の研究によって、自営業層の所得の低さは必ずしも調査設計の変更だけではないことが示されている。被雇用者の所得と比べた時の自営業者の所得の相対的な低下は1990年代を通じて生じたことが明らかになっている（玄田 2003）。自営業者の収入を押し下げている背景には、都市部の優位性が失われていること、年齢に伴う収入増加が停滞していること、雇い人のいる業主の収入が下落していることがあると考えられている（玄田 2002, 2003）。より具体的には、事業収入がピークとなるのは1980年代では40代であったが、1990年代では30代後半になっていることを分析で示し、「首都圏を中心に雇い人を抱えながら事業を営んでいる40代を中心とした人々の所得が、特に深刻化した」と結論づけた（玄田 2003: 163）。

ただし、自営業者の収入は被雇用者の収入に比べると、その分布の散らばりは非常に大きいことがわかっている（鄭 2002; 小川 2016）。収入の低い層と高い層の混在した状況は、所得再分配調査を用いた研究でも指摘されており、日本の自営業層の一つの特徴となっている（橋木 1994）。

さらに、本稿と類似した全国規模の社会調査データ（日本版総合的社会調査）を用いて自営業者の所得について分析した研究がある（西村 2002, 2003）。西村（2002）によれば、性別によって所得の格差が大きいことが示されている。また自営業者の所得は教育の多寡による影響をほとんど受けていないことが確認されている。しかし、分析に用いているデータは2000年と2001年の二時点であるために補足している自営業者が300名弱と小さいことに加えて、2000年代の自営業層を特徴づけている専門職には十分な注意が払われていない。そうした限界はあるにせよ、西村は、現代の自営業層は「継承性といった前近代的な要因から脱却した近代的な市場を形成している可能性」に言及している点は注目に値する（西村 2003: 70）。

というのも、本人の技能の多寡によって事業が他の職業に比べると直接的に左右すると考えられる専門職は、「近代的な市場の形成」の一つの可能性として検討する意味があると考えられるためである。とはいえ、専門職自営業への参入は、本人の父親が専門職であることによって生じやすいことが示されており（Ishida 2004）、専門職だからといって「継承性が見られない」とは言えない。しかし、専門職の内実がどのようになっているのかについては社会階層領域で自営業層を扱う研究としてはほとんど存在していないのが現状である。

## 2.3 残された研究課題と仮説

2.1節でみたように、現代の自営業層は熟練職や販売職に加えて専門職の存在が一つの特徴になりつつある。そうした傾向は日本においても諸外国に比べると少し遅い1990年代の後半以降に顕著になっていることを示してきた。ところが、自営業層の所得に関する国内の研究では、職業による所得の違いは十分に検討されていないだけでなく、専門職自営業

層の所得の趨勢についてはほとんど研究蓄積がない状況にある(2.2節)。つまり、自営業層の専門職と所得の関係およびその時代的な変化は未解決の研究課題となっている。そこで本研究では、1975年から2005年に生じた自営業の専門職化が所得構造に及ぼした影響を検証する。前節の先行研究レビューを踏まえると、自営業の職業による所得構造の変化について二つの対立する仮説を立てることができる。

専門性を必要とする需要が近年になるほど高まることによって、相対的に生産性の高い専門職と生産性の低い非専門職は稼得能力に差が生じることが考えられる。そしてその傾向は生産手段量が被雇用者よりも小さい自営業においてより顕著に示されることを予想できる。つまり、専門職と非専門職の所得の差は、1970年代から2000年代にかけて自営業層において拡大していると考えられる(仮説1)。いわば、格差拡大仮説である。

一方、専門性を必要とする需要は高まっているが、自営業層で増加している専門職はそれほど専門性の高いとは言えない職業が含まれている。それらの職業はたとえ専門職であったとしても専門職以外の職業に比べて所得の優位性があるとは限らない。そのため、自営業層の専門職と非専門職の所得の差は、時代によって変化していないことが考えられる(仮説2)。この予測は仮説1とは異なる傾向を示すものであり、対立仮説として位置付ける。

### 3. データと変数

本稿で用いるデータは、「社会階層と社会移動全国調査(Social Stratification and Mobility)」(以下、SSM調査)を用いた。SSM調査は、1955年から10年おきに全国の20歳から69歳までの男女(女性は1985年から)を対象として行われている調査である。本研究では、1975年から2005年までを統合したSSM調査データを用いた。このうち分析対象者を男性の自営業者と常時雇用者に限定して、分析に必要な変数の欠損値がない5,095を分析対象とした。

本研究の自営業者は、社会階層領域の既存研究に基づいて、就業形態が「自営業主・自由業者」あるいは「経営者・役員」かつ事業規模が「1~29人」として操作的に定義した。一方、比較対象とする常時雇用者は就業形態が「常時雇用されている一般従業者」とした。

本研究の被説明変数は2005年を基準にして物価を調整した個人所得である。個人所得は対象者の調査前年度の税込み年間収入を17~35個のカテゴリで尋ねたものを用いた。1975年と1985年は25~50万円区切りの35カテゴリ、1995年は100~200万円区切りの17カテゴリ、2005年は25~100万円区切りの30カテゴリである。各カテゴリの中央値をとり連続変量化したうえで対数変換した値を用いた。

説明変数は職業である。職場における具体的な仕事の内容を尋ねたものを統合した5分類を用いる。専門職、販売職、熟練職、半熟練職、農業である<sup>3)</sup>。自営業には管理職が一部含まれていたが除いた。なお、常時雇用者については農業が少ないために分析からは除外した。専門職については、既存研究を踏まえてスキルレベルに応じてさらに上層専門職と下層

専門職に区分した。区分の詳細については4.3節で説明する。

また、統制変数としては次の変数を用いた。1975年、1985年、1995年、2005年の4カテゴリからなる調査年、気象庁の地域区分に基づいて北日本、東日本、西日本の3カテゴリからなる地域、年齢、年齢の二乗項、単独、1～29人、30～299人、300人以上の4カテゴリからなる事業規模である。表1は最終的なデータセットにおける各変数の記述統計量を示したものである。

表6 変数の記述統計量

変数名	自営業 常時雇用		変数名	自営業 常時雇用	
	N=1860	N=3235		N=1860	N=3235
	%	%		%	%
<b>職業</b>	<b>調査年</b>				
専門職	7.6	20.6	1975年	34.6	28.4
非専門職	92.4	79.4	1985年	23.5	24.6
<b>地域</b>	<b>調査年</b>				
北日本	14.4	12.2	1995年	22.9	25.3
東日本	46.7	51.5	2005年	19.0	21.7
西日本	39.0	36.3			
<b>事業規模</b>	<b>変数名 平均 (標準偏差)</b>				
単独	41.0	-	個人所得 (対数)	5.88(0.79)	5.92(0.51)
1-29人	59.0	30.8	年齢	49.7(11.6)	39.3(11.4)
30-299人	-	29.0			
300人以上	-	40.2			

#### 4. 分析

本稿の分析では、1975年から2005年にかけて職業による所得構造が変化したのかを検証する。分析の手順は以下の通りである。まず、自営業者と常時雇用者の職業と所得の関係、およびその時系列の変化を記述的分析により確認する。そのうえで、個人所得を被説明変数とする重回帰分析を用いて職業による所得差が拡大したかどうかを検証する。

##### 4.1 記述的分析

###### 職業による所得の分散分析 (時点ごと)

まず、自営業と常時雇用の職業による所得の分散分析を時点ごとに行った。表2は、職業ごとの平均所得、標準偏差と分散分析の結果である。

職業ごとの平均所得には変化が見られるのだろうか。表2を見ると、自営業者の平均所得はいずれの職業においても1975年から2005年にかけて上昇傾向にあることがわかる。その上昇は専門職においてより顕著であることが読み取れる。ただし、1995年の所得はいずれの職業でも高い値となったあとに2005年で低くなっている点には注意が必要である。また、専門職はサンプルサイズが相対的に小さいとはいえ、標準偏差の値は他の職業に比べると高い傾向にあることがわかる。

一方、常時雇用者の平均所得も自営業者と類似した傾向となっていることがわかる。専



門職常時雇用者の平均所得については、2005年時点では自営業者よりは低いものの近い値となっている。また、自営業者と常時雇用者の専門職の変動係数を算出したところ、1975年と2005年の値はそれぞれ0.720/0.774と0.495/0.432であった。すなわち、専門職自営業者の変動係数は常時雇用者のそれに比べて一貫して高いために、平均値の相違を考慮に入れたとしても所得の散らばりは大きいと判断することができる。

分散分析の結果は自営業者と常時雇用者のいずれにおいても統計的に有意な値を示しており、各時点の平均所得は職業によって違いがあることがわかった。自営業者の専門職の職業内容は、時代にかかわらずに該当する職業と近年になって該当する職業がある。前者としては、宗教家、医師、あん摩、公認会計士や個人教師などである。一方、後者としては、情報処理技術者、経営コンサルタント、社会福祉事業専門職員などである。

### 職業と時点による所得の分散分析

次に、年齢を共変量としてコントロールしたうえで、職業と時点による所得の分散分析を行った。時点（調査年）は、1975年、1985年、1995年、2005年を区別している。表3は分析結果である。加えて、職業と時点の交互作用効果を視覚的に理解するために、表3の分析結果から予測される職業ごとの（平均）値を各年でプロットした（図2）。

分散分析表を見ると、職業と時点の交互作用効果は1%水準で有意な値となっている。いずれの変数の主効果も有意な効果を持っていることがわかったため、職業と時点の組み合わせによって所得に対して異なる影響を及ぼしていることが読み取れる。ただし、偏イータ2乗の値を見ると、職業と調査年の値は相対的に小さく、所得の分散はこれらの変数以外の要因によって説明される部分が大きいことには留意が必要である。

表 7 職業ごとの個人所得の分散分析

	1975年			1985年			1995年			2005年			
	Mean	S.D.	N	Mean	S.D.	N	Mean	S.D.	N	Mean	S.D.	N	
自 営 業	専門	539.9	388.7	31	605.8	466.6	36	941.7	711.5	51	692.9	536.0	53
	販売	430.5	250.5	158	504.2	323.1	165	611.1	428.5	183	487.9	294.4	126
	熟練	401.3	289.3	149	416.0	223.2	150	541.1	268.2	140	489.2	326.6	154
	半熟練	429.8	230.9	68	502.0	293.1	60	579.6	365.8	58	483.6	392.1	36
	農業	306.9	226.2	323	333.6	305.5	147	373.9	320.1	102	508.0	341.8	106
	合計	401.4	288.4	729	471.8	339.9	558	598.2	437.1	534	554.8	405.4	475
F値	14.3	**		10.1	***		19.4	***		4.3	**		
常 時 雇 用	専門	452.8	224.3	149	514.7	282.1	176	603.7	277.5	206	649.7	280.6	205
	販売	376.0	149.6	519	472.0	217.5	461	557.8	245.5	499	507.5	205.7	373
	熟練	309.4	122.7	316	358.2	154.1	307	447.2	207.4	304	399.9	159.3	267
	半熟練	304.8	113.7	444	371.7	161.6	360	435.8	177.9	295	391.1	157.6	294
	農業	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	合計	364.8	166.2	1428	453.7	230.4	1304	534.9	264.0	1304	511.0	246.1	1139
F値	52.8	***		37.2	***		34.8	***		73.5	***		

注) \*\*\*: p<.001, \*\*: p<.01

次に、職業と時点の効果をグラフから確認しておきたい。図2の自営業者を見ると、専門職の所得は他の職業に比べると一貫して高く、その傾向は1975年から2005年にかけて上昇トレンドにあることがわかる。ただし、1995年の値は飛び抜けて高い（標準偏差も大きい）ため、積極的に解釈することは控えたい。一方、販売職、熟練職、半熟練職と農業の所得は1975年時点では職業間に差が見られたが、1995年にかけてその差は小さくなり、2005年ではそれぞれの差はほとんど見られないことがわかる。つまり、専門職の所得は増加傾向にある一方で、それ以外の職業の所得は収斂しつつ減少していることを確認できる。その結果として、専門職と非専門職の所得差は拡大傾向にある。この傾向は1995年までのSSM調査を用いた世帯収入に関する研究の知見とも整合的である（鄭 2002）。

常時雇用者の図を見ると、専門職の所得が1975年から2005年にかけて上昇しているという自営業者と類似した傾向が示されている。しかし、非専門職については自営業者とは異なった趨勢となっている。熟練職と半熟練職の所得は他の職業に比べて相対的に低く、両者は似通った動きをしていることがわかる。一方、販売職の所得は専門職と熟練／半熟練職の間であって、1975年から1995年にかけて上昇してきたものの、2005年にかけては反転してやや減少していることが見て取れる。常時雇用者の専門職と非専門職の所得格差が拡大したことは1985年から2005年のSSM調査を用いた研究で示されてきたが（長松 2008）、その傾向は常時雇用者に限ったものではなく自営業者においても同様に生じていたことがわかった。

表 8 職業と時点による所得の分散分析

	自営業		常時雇用	
	F値	偏イータ2乗	F値	偏イータ2乗
年齢	14.159 ***	0.054	435.9 ***	0.215
職業	42.451 ***	0.034	196.73 ***	0.092
調査年	30.395 ***	0.035	98.28 ***	0.056
職業×調査年	2.295 **	0.015	2.34 *	0.004
調整済みR <sup>2</sup>	0.143		0.332	
N	1963		4832	

注) \*\*\*: p<.001, \*\*: p<.01, \*: p<.05

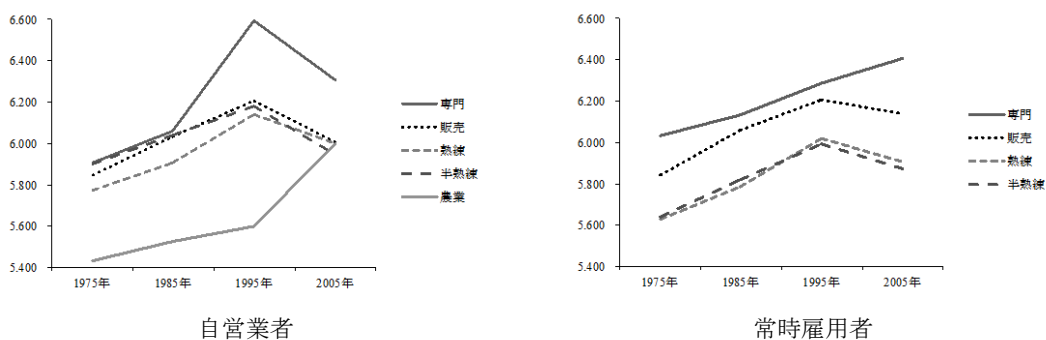


図 3 職業による所得の変化

職業ごとの所得の趨勢を簡単にまとめると、自営業では専門職の所得は上昇する一方で非専門職は収斂する形で 1995 年から 2005 年にかけて減少しており、専門職と非専門職の所得差が拡大する傾向にある。他方、常時雇用でも専門職の所得は他の職業に比べると上昇しているが、他の職業の所得は販売職、熟練／半熟練職の序列を形成しながらやや下降している。専門職と非専門職の所得差はいずれの就業形態においても拡大傾向にあるが、その内実は両方で異なっているものと判断できる。とりわけ、自営業に関しては専門職とそれ以外の職業との違いが重要であることが示された。

#### 4.2 重回帰分析

以上で見られたような職業による所得構造の変化は、他の変数を統制しても示されるのだろうか。この点を検証するために、対数変換をした個人所得を被説明変数とする重回帰分析を行う。

説明変数は、調査年（1975 年，1985 年，1995 年，2005 年），職業（専門職／非専門職）である。非専門職は、販売職，熟練職，半熟練職と農業をまとめたものである（常時雇用者は農業を除いている）。ここで職業を統合する理由は、前節で見たように専門職以外の職業は比較的類似した傾向を示しているため、専門職とその他の職業に焦点を当てた方が本稿の目的にかなっていると判断したためである。なお、コントロール変数は先行研究を踏まえて地域，年齢，年齢 2 乗項，事業規模である。

表 4 は、これらの説明変数に職業と時点の交互作用変数を投入した重回帰分析を行った結果である。すべての変数を投入したモデルと職業と時点の交互作用変数を加えたモデルを示した。

それでは、自営業者と常時雇用者について職業による所得構造が変化したのかを確認する（モデル 1 からモデル 4）。結果の解釈を容易にするために、非標準化偏回帰係数の指数をとった値（ $\exp(b)$ ）も合わせて用いる。この値は、説明変数の 1 単位の変化によって所得が何倍になるかを示す。

自営業者の専門職ダミー変数は所得に対して 0.1%水準で正の有意な効果をもっていた。基準カテゴリーの非専門職と比較すると、専門職は他の要因を統制しても高い傾向であることがわかる。専門職は非専門職に比べると 1.34 倍（0.290 の指数をとった値）である。一方、常時雇用者の専門職ダミー変数も自営業者と同様に有意な正の効果を持っていることがわかり、その効果は非専門職の 1.28 倍（0.245 の指数をとった値）であった。

統制変数についても簡単に見ておきたい。自営業者については年齢変数とは有意な関連は見られず、加齢によって所得が上昇しないという既存研究とも整合的な結果を示している（玄田 2002, 2003）。一方、常時雇用者については年齢が正の有意な効果、年齢の 2 乗項が負の有意な効果を示していることから、年齢にともなって所得が一定の年齢までは上昇していき、そのあとは減少する傾向であることがわかる。自営業者の規模については、単独を基準とすると雇い人がいると正の有意な効果を示しており、この結果も既存研究と同様の傾向であることが示された（橘木 1994; 鄭 2002）。

表 9 個人所得を被説明変数とする重回帰分析の結果

	自営業				常時雇用			
	モデル1		モデル2		モデル3		モデル4	
	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.
切片	5.664 ***	0.055	5.673 ***	0.055	5.588 ***	0.026	5.593 ***	0.027
地域 (基準: 北日本)								
東日本	0.075	0.051	0.073	0.051	0.130 ***	0.023	0.129 ***	0.023
西日本	-0.017	0.052	-0.018	0.052	0.082 ***	0.023	0.082 ***	0.023
調査年 (基準: 1975年)								
1985年	0.170 ***	0.045	0.170 ***	0.046	0.159 ***	0.020	0.161 ***	0.022
1995年	0.085	0.057	0.049	0.059	0.372 ***	0.020	0.374 ***	0.022
2005年	0.042	0.059	0.038	0.061	0.349 ***	0.020	0.323 ***	0.023
年齢	0.002	0.002	0.002	0.002	0.004 ***	0.001	0.004 ***	0.001
年齢 <sup>2</sup> 乗項	-0.001 ***	0.000	-0.001 ***	0.000	-0.001 ***	0.000	-0.001 ***	0.000
現職の職業 (基準: 非専門職)								
専門職	0.290 ***	0.064	0.114	0.142	0.245 ***	0.018	0.218 ***	0.037
現職の規模 (基準: 単独/1-29人)								
1-29人	0.433 ***	0.049	0.437 ***	0.049	-	-	-	-
30-299人	-	-	-	-	0.105 ***	0.018	0.105 ***	0.018
300人以上	-	-	-	-	0.310 ***	0.018	0.310 ***	0.018
交互作用								
1985年*専門職			0.071	0.193			-0.004	0.051
1995年*専門職			0.453 *	0.187			-0.001	0.050
2005年*専門職			0.119	0.185			0.119 *	0.051
Adj R-squared	0.159		0.161		0.375		0.376	
N	1860				3235			

注) \*\*\*: p<0.001, \*: p<0.05

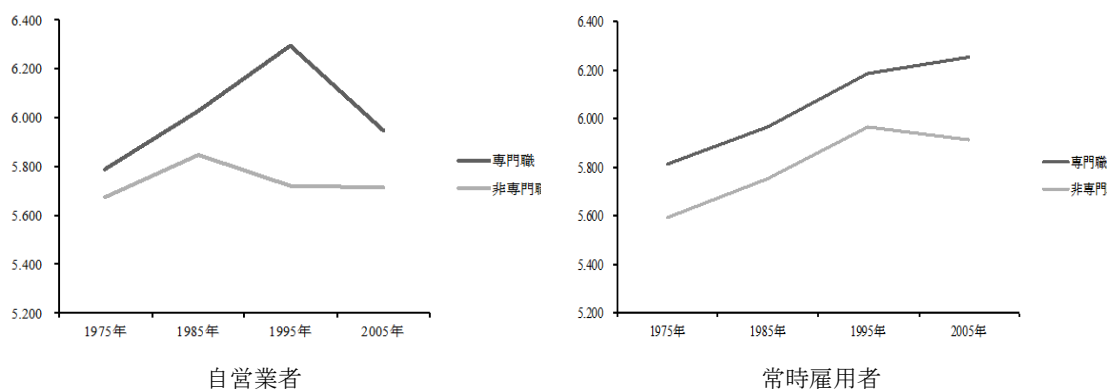


図 4 時点別に求めた職業ごとの所得の予測値

では、職業による所得構造は 1975 年から 2005 年にかけて変化したのだろうか。時点と職業との交互作用項を投入したモデル 2 とモデル 4 の結果から所得の予測値を計算した図 3 を踏まえて確認したい。自営業については 1995 年と専門職の交互作用項が 5%水準で所得に対して有意な効果をもっていることが示された。1985 年と 2005 年では統計的には有

意ではないが、非専門職を基準とした場合の専門職の所得に対する効果は近年になるほどゆるやかに高まっていることがわかる。

その効果を具体的に見ておきたい。2005年では1975年と比較して、非専門職を基準とした場合の専門職の所得は高い。2005年と専門職の交互作用変数の $\exp(b)$ は1.13(0.119)である。専門職の主効果の $\exp(b)$ が1.12(0.114)であるので、2005年において、専門職の所得は非専門職の $1.13 \cdot 1.12 = 1.26$ 倍である。同様に計算すると、1985年では1.20倍、1995年では1.76倍となる。つまり、1975年から2005年にかけて専門職と非専門職の所得の差は緩やかに拡大傾向であることがわかった。

一方、常時雇用については2005年と専門職の交互作用項が5%水準で有意な正の効果をもっていることが示された。ただし、1985年と1995年の効果は負の符号となっているため、専門職の効果が時点によって異なる傾向はそれほど顕著ではないことがわかる。先と同様に各時点の $\exp(b)$ の値を計算すると、1985年と1995年は1.24倍、2005年では1.40倍であった。その傾向は、専門職と非専門職の予測値の差はやや拡大しながら推移していることから理解することができる(図3)。

以上の分析より、自営業層と常時雇用層のいずれの就業形態においても職業による所得構造は時点によって違いがあること、専門職と非専門職の所得の差は1975年から2005年にかけて拡大傾向にあることが示された。しかしながら、4.1節で見たように、専門職自営業者の所得は専門職常時雇用者の所得と比べると分布の散らばりが極めて大きく、専門職の内部は異質なものとなっていることが考えられる。言い換えると、専門職の中でも所得の高い職業と低い職業が混在しているため、所得の上層と下層が相殺し合う形となった結果として、職業による所得構造の変化がありながら、その変化が小さく現れている可能性がある。つまり、専門職の内部をより丁寧に見ていく必要がある。

#### 4.3 専門職の内部構成を考慮した重回帰分析

そこで、専門職の内部を専門性の多寡によって峻別する方針をとる。その一つの手段として、専門職の内部をスキルレベルによって上層と下層における職業分類(EGP分類)を用いて再コードした<sup>4)</sup>。EGP分類にもとづく上層と下層の区分は次の通りである。主な上層専門職は、「建築・土木技術者」、「医師」、「歯科医師」、「薬剤師」、「弁護士」、「その他の法務従事者」、「公認会計士・税理士」から構成される。一方、主な下層専門職は、「情報処理技術者」、「あん摩・はり・きゅう師・柔道整復師」、「その他の保健医療従事者」、「宗教家」、「文芸家・著述家」、「記者・編集者」、「彫刻家・画家・工芸芸術家」、「デザイナー」、「写真家・カメラマン」、「俳優・舞踏家・演芸家」、「個人教師」、「経営コンサルタント」などから構成される。

つづいて、上層/下層専門職と非専門職の収入の平均値を確認しておきたい(図4)。この図を見ると、自営業層では専門職の上層と下層の所得は大きく異なることがわかる。対

数変換後の値と実測値の平均値は次の通りである。いずれの専門職も標準偏差が大きいとはいえ、平均値で見ると上層専門職が 6.6 (948.7 万) である一方、下層専門職は 6.0 (569.6 万) である。非専門職の収入は 5.9 (440.9 万) であり下層専門職と近い値となっていることがわかる。

他方、常時雇用者の上層／下層専門職の所得は、それぞれ 6.3 (600.1 万) と 6.2 (522.3 万) であった。つまり、上層／下層専門職の所得差は自営業者のそれと比べると小さいことがわかる。加えて、下層専門職と非専門職の間には大きな差が見られるため、専門職（上層と下層のいずれも）は他の職業と比べると優位性があると判断することができる。

以上、単純な記述によって専門職の内実をスキルレベルによって区別したところ、自営業の専門職の上層と下層の間に収入の差が大きいことがわかった。つまり、自営業では専門職のスキルレベルによって得られる報酬に明瞭な差があることが示された。

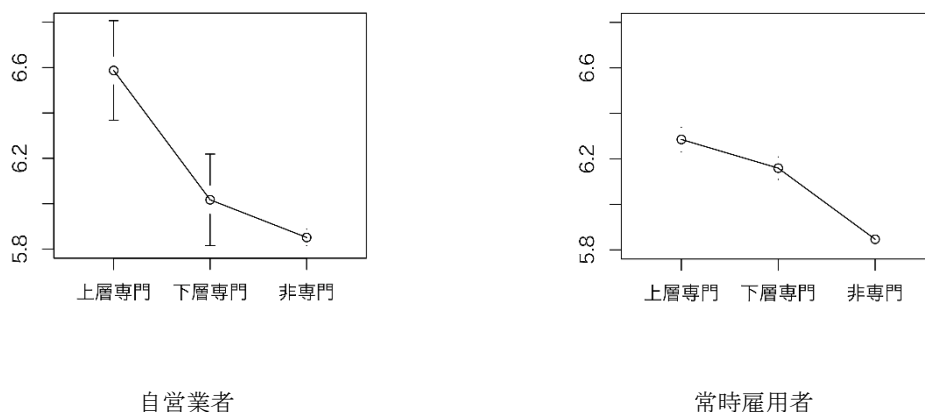


図 5 上層・下層専門職と非専門職の個人所得

ただし、ここで確認した 2 変数の関連は他の要因によって影響を受けている可能性があるため、調査年、年齢、学歴などの要因を統制した多変量解析を行う必要がある。そこで、先ほどと同様の枠組みで対数変換をした個人収入を被説明変数とする OLS を行った。表 5 は推定結果である。主効果は表 4 とほとんど同じ傾向であったため、ここでは趨勢の判断に必要な箇所のみを抜粋して示した。また交互作用の効果については直感的に判断するために予測値を合わせて示した (図 5)。

自営業を見ると (モデル 5)、非専門職と比べると上層専門職は所得に対して正の有意な傾向が示された一方で、下層専門職は有意な効果は見られなかった。他方、常時雇用を見ると (モデル 7)、上層／下層専門職はいずれも所得に対して正の有意な効果であることがわかる。つまり、自営業者の場合はたとえ専門職であったとしても、専門性の多寡によって異なる効果を有することがわかった。さらに、そうした傾向が時代によって変化しているのかを図 5 より確かめておきたい。自営業者の予測値を見ると、上層専門職は非専門職に比べ

で一貫して高い傾向であるが、下層専門職は非専門職より低いか同等であることが見て取れる。そして、その傾向は時代によって大きく変化しているとは言えない。一方、常時雇用の予測値は上層／下層専門職は非専門職と比べると高く、その差は1975年から2005年にかけて拡大する傾向である。

以上の分析から次の点が示された。第一に、専門職と非専門職の所得差は1975年から2005年にかけて自営業と常時雇用のいずれにおいても拡大する傾向であることがわかった。第二に、自営業に関しては専門性の高い上層専門職は非専門職に対して所得の優位性がある一方で、専門性の低い下層専門職では1995年を除いて非専門職と同水準で推移していることが明らかとなった。

表 10 個人所得を被説明変数とする重回帰分析の結果（抜粋）

	自営業				常時雇用			
	モデル5		モデル6		モデル7		モデル8	
	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.
切片	5.668 ***	0.054	5.677 ***	0.055	5.593 ***	0.026	5.597 ***	0.027
調査年（基準：1975年）								
1985年	0.175 ***	0.045	0.171 ***	0.046	0.156 ***	0.020	0.160 ***	0.022
1995年	0.092	0.057	0.061	0.059	0.369 ***	0.020	0.370 ***	0.022
2005年	0.054	0.059	0.052	0.061	0.347 ***	0.020	0.320 ***	0.023
現職の職業（基準：非専門職）								
上層専門職	0.564 ***	0.098	0.432 *	0.212	0.296 ***	0.025	0.214 ***	0.055
下層専門職	0.099	0.081	-0.134	0.189	0.183 ***	0.024	0.194 ***	0.048
交互作用								
1985年 * 上層専門職			0.174	0.312			0.088	0.072
1995年 * 上層専門職			0.261	0.271			0.049	0.070
2005年 * 上層専門職			0.062	0.281			0.183 *	0.073
1985年 * 下層専門職			0.137	0.244			-0.104	0.068
1995年 * 下層専門職			0.582 *	0.251			-0.025	0.065
2005年 * 下層専門職			0.188	0.239			0.082	0.067
Adj.R-squared	0.164		0.165		0.375		0.376	
N	1860				3235			

注) \*\*\*: p<0.001, \*: p<0.05



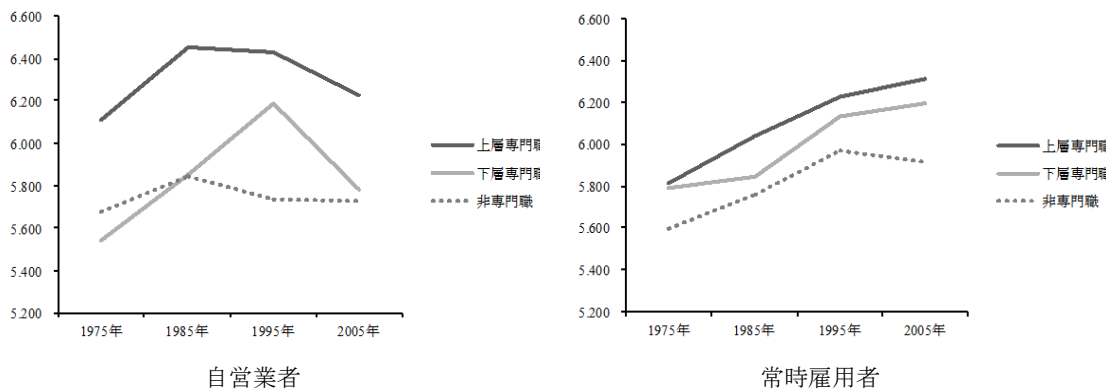


図6 時点ごとに求めた個人所得の予測値

## 5. 考察

本稿の目的は、自営業層の所得構造が1970年代から2000年代にかけてどのように変化してきたのかを明らかにすることであった。とりわけ、自営業層の中でも近年になるほど拡大している「専門職」に着目し、専門職とそれ以外の職業の所得格差が拡大したのかを被雇用層と比較しながら検証した。本研究の分析結果は、以下の2点にまとめることができる。

第一に、専門職と非専門職の所得差は自営業層と常時雇用層のいずれにおいても1970年代から2000年にかけて緩やかに拡大傾向であることが示された。ただし、その内実を見ると両者の間で異なった傾向となっていることがわかった。自営業層は専門職の所得が上昇する一方で、それ以外の職業（販売職、熟練職、半熟練職、農業）の所得は職業間の差が収斂する形で減少していることが明らかとなった。その結果として専門職と非専門職間の所得格差が拡大していた（仮説1を支持）。

他方、常時雇用層も専門職の所得が上昇するという点では自営業層と共通しているが、その他の職業の所得差が収斂する傾向は見られない。専門職の所得が上位にあり、続いて販売職、そしてさらに下方に熟練職と半熟練職という所得構造となっている。ただし、専門職以外の所得は1995年以降に減少傾向にあるため、その結果として専門職と非専門職の間の差が拡大する傾向となっている。

第二に、自営業層の専門職の所得はその内部において異質なものとなっていることが明らかとなった。相対的にスキルレベルの高い上層専門職の所得は非専門職に対して優位性を持っている一方で、下層専門職の所得は非専門職の所得と同等か低い水準であることが示された。そしてその傾向は1975年から一貫していることがわかった。他方、常時雇用層の専門職の所得は上層と下層の差は大きいものではなく、専門職と非専門職の間にある差が顕著であることが示された。

最後に、このような結果がなぜ生じているのか、そしてこの結果が示唆するものは何かについて考えてみたい。議論の出発点として、「専門職とは何であるのか」を簡単に整理し

たうえで考察する。

新社会学辞典によれば、専門職とは、「高度に体系的な知識と訓練を基礎に、社会の中心的な価値に関する問題に対して、有償で依頼人のサービスや助言を提供するサービス職業のこと」と定義されている（上林 1993:901）。また竹内によれば、専門職とは「体系理論を応用する職業で、応用に際しては単なる機械的応用でなく創造、判断の転轍工房をもつ職業あるいは体系理論そのものを純理論的に追求する職業」という（竹内 1971:61）。ただし、専門職と非専門職の分け方は理念型であって、現実には専門職と非専門職は連続体であると考えられている（竹内 1971）。つまり、専門職は体系的な知識を必要とする職業の集合体である一方、その内部には体系的な知識の深度や創造性の発揮において一定の幅があると考えることができる。いわば、「専門性の度合い」である。例えば、医師や弁護士のように体系的な知識がある程度確立された専門職と、情報処理技術者や経営コンサルタントのように体系理論を確立することが難しい専門職では、同じ専門職であったとしても専門性の度合いは異なっていると考えられる。この視点に立つならば、自営業層における下層専門職と非専門職の所得水準の近さを次のように解釈することができる。

自営業層における専門性の低い職業は、常時雇用者の類似した専門職と競合するために価格を低く抑える圧力が自営業にかかっている可能性が考えられる。極端に言えば、雇用層でも対応できる仕事をフリーランスとして独立する自営業層が下請けやアウトソーシングの一貫として引き受けている可能性である。例えば、ウェブデザイナー、編集や校正、カメラマン等の専門職は「業務委託契約」や「個人契約」という形で仕事を担っている人びとが含まれていることが指摘されている（佐藤 2012）。これらの専門職では、自営業者と常時雇用者が同じ市場の中で競合しているため、自営業者はたとえ得られる報酬を低くしても事業の存立のために仕事を引き受けざるを得ない状況が生じていることが考えられる。

ただし、自営業層の下層専門職の中には高所得者が一部に含まれている点には留意が必要である。それが顕著に現れているのが 1995 年である（図 5）。下層専門職の予測値が上層専門職に近い値となっているが、それは 2000 万円を超えるあん摩・はり・きゅう師と経営コンサルタントが各 1 名、1300 万円程度の彫刻家が 1 名、1000 万円程度の宗教家が 4 名の影響を大きく受けていると考えられる。これらの職業は職業分類上では「下層」にカテゴライズされるものの、所得は上層専門職と遜色ない。つまり、自営業の専門職には、たとえ専門性が低いとしても、所得が高い可能性があるということを示唆している。このような問題の対処については最後に課題として示したい。

一方、常時雇用者の下層専門職の所得はなぜ上層専門職の所得と同水準であるのだろうか。この点を考えるためには、就業者を取り巻く制度的な条件を考慮する必要がある。その一つとして、被雇用者の解雇を規制する雇用保護に関する制度（Employment Protection Legislation）である。竹ノ下（2014）は、自営業層の安定性（自営業からの退出）は、日本と台湾の比較を通して家族と労働市場の構造との関係の中で規定されていることを明らか

にしている。そして両者の自営業の安定性の相違は、雇用や産業の構造の違いに起因するという見解を示している。とりわけ、「日本の労働市場は、長期雇用慣行をはじめ、正規労働者に対する手厚い雇用保護によって説明される」と述べている（竹ノ下 2014: 191）。この点から敷衍すれば、専門職は常時雇用者の中でも相対的に高待遇で働いている可能性が考えられる。つまり、専門性の多寡によって所得が決まるというよりは、「雇われているか否か」によって一定程度の所得が保障されている可能性が考えられる。

ただし、日本の雇用保護は台湾と比べると手厚いと考えられるが、OECD が発表している雇用保護指数を確認する限り、日本の指数（正規雇用と有期雇用のいずれも）は OECD 諸国の中では低い値となっている点には留意が必要である。値が低いことは「解雇させやすい」ことを意味する<sup>5)</sup>。すなわち、日本の常時雇用者が「手厚い雇用保護」を受けているかについては慎重な判断が求められる。とはいえ、日本の労働市場における自営業層の担い手に対する制度は常時雇用層と比べると脆弱であると考えられる。そのため、専門職の内部における所得格差が自営業層において表出している可能性があるのだろう。言い換えると、自営業層の専門職化は、高所得を得る機会を拡げる一方で、低所得の自営業者を再生産するという二面性があることを示唆している。

最後に本研究の限界を述べておきたい。本稿では、専門職の内部を「スキルレベル」という一つの視点で区分してきたが、日本の文脈に照らして専門職をどのように捉えるかという理論的かつ実証的な検討が必要である。本稿の研究によって、専門職自営業者の所得は他の職業に比べると高いが、その内部で異質なものとなっている可能性を示した。実際、本稿と同様のデータを用いて所得を分析した小川によれば、「自営業は正規雇用よりも収入にかなりのばらつきをもたらす働き方になっている」ことが指摘されているが（小川 2016: 45）、そのばらつきをもたらす一つの要因として「専門職内の異質性」が考えられる。

その点をより詳細に検討するためには、所得の分散をグループ間とグループ内の分散に分解することが考えられる。その手法の一つとして、カテゴリの集団内不平等の固有の効果を測定する分散関数回帰分析がある（e.g. Western and Bloome 2009; 小川 2016）。対数分散による所得の要因分解の方法を用いることによって、専門職の分散の時点変化が職業間によって異なるか、というさらなる問いに答えることが可能となる。本稿では、専門職を既存の職業分類によって上層と下層にわけることによってアプローチしてきたが、サンプルサイズが小さくなるために推定が不安定になっていることをまぬがれない。そのため、この問題はグループ内の分散を説明する方針をとることによって、部分的に解決することができるだろう。

その研究に際しては、専門職と密接に関わっている非正規雇用者を含めた研究が期待される。専門職の労働市場は自営業、常時雇用に加えて非正規雇用などの就業形態を横断して広がっている。そのため、専門職における就業形態間の代替性がどのようになっているのか、さらにそうした違いが所得にどのような影響をもたらしているのかを探求する必要がある。

ある。その分析では、本稿が示したように専門職とその内部における相違を組み込んだ研究枠組みが必要となるだろう。

#### [注]

- 1) データは内閣府の報告書をもとにした。 <http://www.cao.go.jp> 最終アクセス：2017年1月23日
- 2) ただし、自営業層の絶対数（総務省労働力調査）は1985年から2010年にかけて916万人から582万人へと急激に減少している点には留意が必要である。なお、データは総務省統計局から得た。 <http://www.stat.go.jp/data/roudou/> 最終アクセス：2017年1月30日
- 3) 事務職は販売職に統合した。
- 4) EGP分類の詳細はEriksonらの研究をもとにしている（Erikson et al. 1979）。また、再コードに際しては竹ノ下らの研究を参照した（竹ノ下ほか 2007）。
- 5) この指標は、「正規契約（Regular contracts）」、「有期契約（Temporary contracts）」、「集団解雇（Collective dismissals）」を対象として21項目から測定されている。詳しくは、次のリンクを参照されたい。 [http://www.jil.go.jp/foreign/labor\\_system/2013\\_11/oecd\\_01.html](http://www.jil.go.jp/foreign/labor_system/2013_11/oecd_01.html)

#### [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〔「1975年SSM調査，1975」「1985年SSM調査，1985」「1995年SSM調査，1995」「2005年SSM日本調査，2005」（2005SSM研究会データ管理委員会）〕の個票データの提供を受けました。記して感謝申し上げます。本研究はJSPS科研費15J04049の助成を受けたものである。

#### [参考文献]

- 有田伸，2016，『就業機会と報酬格差の社会学——非正規雇用・社会階層の日韓比較』東京大学出版会。
- Bechhofer, Frank, and Brian Elliott, 1976, “Persistence and Change: the Petite Bourgeoisie in Industrial Society.” *European Journal of Sociology* 17: 74-99.
- Erikson, Robert, John H. Goldthorpe, and Lucienne Portocarero, 1979, “Intergenerational Class Mobility in Three Western European Societies: England, France and Sweden.” *British Journal of Sociology* 30 (4): 415-41.
- 玄田有史，2002，「見過ごされた所得格差——若年世代 vs. 引退世代，自営業 vs. 雇用者」『季刊社会保障研究』38(3): 199-211.
- 玄田有史，2003，「劣化する若年と自営業の所得構造」樋口美雄・財務省総合政策研究所編『日本の所得格差と社会階層』日本評論社，145-68.
- 橋本健二，1999，『現代日本の階級構造——理論・方法・計量分析』東信堂。

- Ishida, Hiroshi, 2004, "Entry into and Exit from Self-employment in Japan." Pp. 348-87 in *The Reemergence of Self-employment: A Comparative Study of Self-employment Dynamics and Social Inequality*, edited by Richard Arum and Walter Mueller, Princeton: Princeton University Press.
- 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.
- 上林千恵子, 1993, 「専門的職業」森岡清美・塩原勉・本間康平編 『新社会学辞典』有斐閣, 901-02.
- Lemieux, Thomas, 2008, "The Changing Nature of Wage Inequality." *Journal of Population Economics* 21(1): 21-48.
- McCall, Leslie, and Christine Percheski, 2010, "Income Inequality: New Trends and Research Directions." *Annual Review of Sociology* 36: 329-47.
- Mueller, Walter, and Richard Arum, 2004, "Self-employment Dynamics in Advanced Economies." Pp. 1-35 in *The Reemergence of Self-employment: A Comparative Study of Self-employment Dynamics and Social Inequality*, edited by Richard Arum and Walter Mueller, Princeton: Princeton University Press.
- 長松奈美江, 2008, 「職業による所得構造の変化——競争的セクターにおける中間層の所得劣化」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』2005年SSM調査研究会: 21-46.
- 西村幸満, 2002, 「就業者における所得関数の計測——JGSS-2000からみた日本の雇用システムの一側面」『JGSSで見た日本人の意識と行動——日本版 General Social Surveys 研究論文集』1: 55-68.
- , 2003, 「自営業: 就業選択と所得関数の推計——JGSS-2000とJGSS-2001を利用して」『JGSSで見た日本人の意識と行動——日本版 General Social Surveys 研究論文集』2: 61-74.
- 野村正實, 2014, 『学歴主義と労働社会——高度成長と自営業の衰退がもたらしたもの』ミネルヴァ書房.
- OECD, 2000, "The Partial Renaissance of Self-employment." Pp. 156-99 in *Employment Outlook*, edited by OECD, Paris: OECD.
- 小川和孝, 2016, 「社会的属性と収入の不安定性——グループ内の不平等に着目した分析」『理論と方法』31(1): 39-51.
- 大竹文雄, 2005, 『日本の不平等』日本経済新聞社.
- 佐藤博樹, 2012, 「雇われない働き方——個人請負やフランチャイズオーナー」佐藤博樹・佐藤厚編 『仕事の社会学——変動する働き方 [改訂版]』有斐閣, 201-16.
- 佐藤俊樹, 2000, 『不平等社会日本——さよなら総中流』中央公論新社.
- 橘木俊詔, 1994, 「自営業者の労働と所得保障」橘木俊詔編 『ライフサイクルと所得保障』

NTT 出版株式会社, 151-73.

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・返藤博之・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, 37-51.

———, 2014, 「自営業の継続と安定化——家族, ジェンダー, 労働市場の視点から」太郎丸博編『東アジアの労働市場と社会階層』京都大学出版会, 169-97.

竹ノ下弘久・田辺俊介・鹿又伸夫, 2007, 「階層移動の国際比較に向けての階層カテゴリーの構成——SSM 職業小分類の EGP 分類への変換とその方法」『人文論集』58(2): 17-42.

竹内洋, 1971, 「専門職の社会学——専門職の概念」『ソシオロジ』16(3): 45-66.

太郎丸博, 2009, 『若年非正規雇用の社会学——階層・ジェンダー・グローバル化』大阪大学出版会.

Western, Bruce and Deirdre Bloome, 2009, “Variance Function Regressions for Studying Inequality.” *Sociological Methodology* 39: 293-326.

八幡成美, 1998, 「雇用者から自営業主への移行」『日本労働研究雑誌』40(1): 2-14.

# 自律性概念の意味と意義

——質問紙調査で測られる「自律性」とは何か——

樋口あゆみ

(東京大学総合文化研究科)

組織のなかの個人の自律性を尊重することが創造的な企業活動にとって重要だとされてきた。とくに個人が活動に対して自律的に動機づけられるとき、より高いレベルの業務遂行を行ったり、仕事満足が向上することが自己決定理論を下敷きにしたワーク・モチベーション論では主張され、実証研究も多くなされている。加えて近年はマネジメントの側面からだけでなく、一部の労働研究でも労働者の自律性が注目されている。しかしそうした質問紙調査で測られている自律性は、個人の裁量を測定するというよりはむしろ、個人の決定の感覚を測定している。そうして指標化された変数を感覚の尺度として捉えることで、自己決定理論の部分的実証や、産業横断的な調査での検討可能性を提示した。

## 1. はじめに

経営学や組織論では、個人の自律性を尊重し、個人の裁量の幅を広げたり、自由度を上げたりすることが創造的な企業活動にとって重要だとされてきた (Druker 1888; Nonaka & Takeuchi 1995 など)。あるいは、具体的な水準では、Deci らの自己決定理論 (Deci 1973) に基づいて、個人の自律性が業務のパフォーマンスや仕事満足の向上に関わるとして数多くの実証研究がワーク・モチベーション論の領域でなされてきてもいる (Deci & Ryan 2002 など)。特に知識創造やイノベーション創出に関わる領域では、こうした自律性や自発性の重要性はいわば共通認識であるとも指摘される (高尾 2005)。

しかし、組織における個人の自律性が、どういった意味で自律的であり、どのような自律性が想定されているかについては未だ不鮮明な点がある。とりわけ質問紙調査で測られてきた自律性は、質問意図と測られる変数の対応には差異やずれが見られる。もちろん、どういった概念や変数も定義の操作化の過程で、そうしたずれは一定程度やむを得ず発生するものであるが、こと自律性に関して言えば、それが結果の解釈に与える影響への考慮が足りないように思われる。

そこで本稿では、個人の自律性が測られる際にどのような変数が設定され、何が測られているのかについて検討したうえで、2005年「社会階層と社会移動全国調査」(SSM調査)のデータを用いて質問紙調査で測る自律性の有効性と限界について考察する。

## 2. 仕事における自律性概念の検討

自律性を実証的に調査しようとする際、それはどのような問いによって測られているの

だろうか。実際の質問紙の質問を検討する前に、まずはワーク・モチベーション論の基礎となる自己決定理論について概略を確認したい。

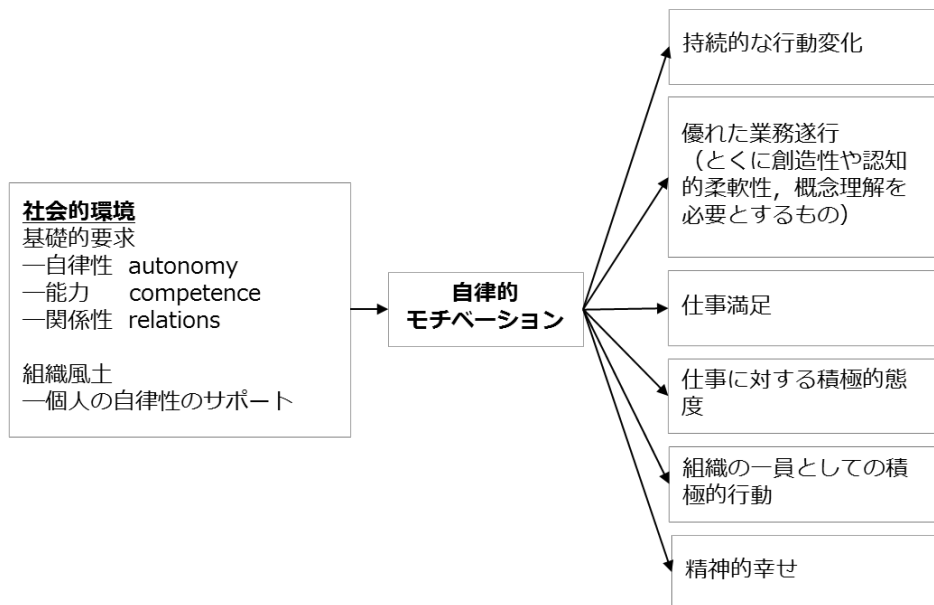
## 2.1 自己決定理論とワーク・モチベーションの接続

自己決定理論 (Self-Definition Theory = SDT と略記) は人に基礎的な要求 (needs) があると想定し、それが満たされたり、周囲からの自律的な行動への支持を得ることで、自律的な動機 (autonomous motivation) が保たれ、周囲の環境との適応を可能にし、個人が精神的幸せを感じたり、あるいは学習や行動そのものを楽しんで、積極的に取り組むとされる。自律的動機に対比されるのは統制的動機で、外部からはたらきかけとしての報酬やプレッシャー、締め切りなどに動機づけられる例などが挙げられる (Deci & Ryan 2002)。

SDT は当初、心理学的実験や教育学などの実証研究が多くなされてきたが、そうした研究の応用として、組織行動研究の関心から 1970 年代以降、社員の自律的動機が仕事満足にもたらす影響や、仕事満足が業務遂行にもたらす影響に関する研究が数多く蓄積されている (Eden 1975; Deci et al. 1989; Baard et al. 2004 など)。

Gagné と Deci (2005) は、組織行動研究に限らず、心理学的実験や教育などの他の領域での調査の知見も含めて検討した上で、基礎的要求を満たすような組織風土をもつ組織は、従業員の自律的に働くよう動機づけ、次のような結果をもたらすと主張した。(1) 持続的な行動変化、(2) 優れた業務遂行 (なかでも創造性や認知的柔軟性、概念理解を必要とするもの)、(3) 仕事満足、(4) 仕事に対する積極的態度、(5) 組織の一員としての積極的行動、(6) 精神的幸せ (well-being) などである (図 1 参照)。





(Gagné & Deci 2005: 337 をもとに執筆者作成)

図1 自己決定理論とワーク・モチベーション論の接続

## 2.2 「自己決定の感覚」を問う調査票

それでは自己決定理論が実際に実証研究に適用される際には、どのような変数が使われるのだろうか。図1の左側に見られるように、SDTでは人の基礎的な要求として、relatedness (関係性)、competence (能力)、および autonomy (自律性) の変数を想定している。Deciらの定義を確認すると、competence や autonomy は、その訳語から一般的に想像される対象とやや異なっているかもしれない。Competence は「社会環境とやりとりするなかで、自己がうまく影響を与えていると感じることと、自己の可能性を実行したり表現したりする経験する機会を得ること」といい (Ryan & Deci 2002: 7)、単に「なにかをすることができる」という意味での能力や技能というよりも、「周囲との関係において適応したり変化を起こしたりできること」と捉えた方が妥当だ。

同様に autonomy は「自分の行為が自己に由来する、あるいは自己が起点になっていると認識されること」(Ryan & Deci 2002: 8) と定義されている。ただし、この基礎的要求の autonomy も注意が必要である。組織研究などで職場での個人の「自律性」が議論される場合に念頭におかれているのは、ここで述べられている基礎的要求としての autonomy ではない。そうではなく基礎的要求の3変数 (relatedness, competence, autonomy) を統合した潜在変数としての「自律的モチベーション」が、組織や上司の命令や、金銭報酬を直接行動の理由としない、いわゆる個人の自律性の源泉として扱われるのが一般的である (図1参照)。本稿においてもこの一般的な用語法にのっとり、以下の議論では「自律性」という場合には自律的モチベーション (または後述する「自己決定の感覚」) を指し、基礎的要求のひとつを指す場合は autonomy と表記する。

さてその上で、この基礎的要求としての3変数に共通するのは、変数を測定する質問項目の焦点が自己の認識にあることである。たとえば Baard らが銀行や投資会社に対して行った調査では、基礎的要求に関連した23の質問（「仕事で与えられる課題を楽しんでいる」、「仕事では周りの人とうまくやっているといる」など）を5尺度で尋ね、それを主因子分析によって近接する問いをそれぞれ関係性、能力、自律性の3変数として振り分けることで、下位要素を作成している。また組織風土に関しては「上司は自分の仕事について選択する機会と選択肢を与えてくれる」など、上司が自分の自律性を支えてくれるように感じるかを15個7尺度の質問で聞いている (Baard et al. 2004)。このように各変数の要諦は、個人の自己決定の感覚や、自らが周囲に対して影響を与えられると感じるか否かの感覚に測定の基準が置かれている。

上記の Baard らの研究は心理学であることもあり、変数の設定がかなり細かい。実際に経営学や社会学で自律性概念を扱う際には、より簡略化した変数が使用されているが、それにもかかわらず詳細を確認したのは、ひとつには組織論でたびたび言及される個人の自律性とパフォーマンスの議論の元をたどることが議論の整理に役立つからである。

たとえば高橋伸夫は、Deci のモチベーション論の一部である「有能さと自己決定の感覚が高くなれば、満足感は増加する」という仮説を検証する研究において、日本生産性本部に属する企業の385の部署に対し、次の5つの質問を「はい」=1、「いいえ」=0の2尺度で聞き、それを合成して変数化している。

- Q1 「トップの経営方針と自分の仕事との関係を考えながら仕事をしている」
- Q2 「上司からの権限移譲がなされている」
- Q3 「自分の意見が尊重されていると思う」
- Q4 「21世紀の自分の会社のあるべき姿を認識している」
- Q5 「良いと思ったことは、周囲を説得する自信がある」 (Takahashi 2002)。

「Deci の仮説検証」とされるには幾分か独自の変数設定がされているものの、Q2、Q3、Q5などはそれぞれ上記の基礎的要求の autonomy, relatedness, competence を聞く項目に該当すると捉えられる。そして、それぞれの項目が Baard らと同様「自分ができると感じるか」という、いわば「自己決定の感覚」を測る指標になっている。

さらに、こうした自律性の変数に個人の主観的な指標を用いるのは理論的背景に SDT を選択した調査に限ったものではない。1979年の「職業と人間」調査、2001-2002年の「情報化社会に関する全国調査」を用いて雇用関係の変化を考察した長松奈美江 (2006) は、階級研究および労働過程研究を下敷きに被雇用者の自律性の「水準」と「規定要因」の変化を考察している。

そのなかで長松が使用した自律性の指標は「管理の厳格性」である。具体的には「あなたの仕事の仕事で何をどのようにするかを決めるさいに、上役からどの程度 of 自由を認められていますか」、「上役があなたに何かをしてもらいたいとき、命令／相談しますか」、「あな

たは、上役に反対意見をどれくらい自由に言えますか」という問いに、回答者が3尺度または4尺度で答えるものだ。これはBaardらが作成した組織風土の変数に類似した方法で、個人が他者からどれほど管理されていると感じるか、という感覚の指標化である。長松も書いているように「指標は主観的なもの」（長松 2006: 487）だろう。

ただ、ここで主観的指標であることを批判しようとしているのではない。問題は組織における個人の自律性が言及される際には、冒頭で述べたように個人の裁量の自由度や権限などが想定されるにも関わらず、むしろ質問紙調査の場合には、それを個人の認識で問うているということで、この違いは再度確認したい。

たとえば、各人の権限や裁量を測ろうとする場合、個人が会議などの承認機会なしに支出が許されている決済の額や、企画立案の際に必要な手続きの数などを測って、自律性の指標とすることも可能性として考えられうるが、そうしたもので検討した先行研究はこれまでのところみられない。

そうした指標がつかられない理由自体は明解で、上記のような質問を適切に設定するには対象産業への理解や知識、あるいは企業内の決定の体系をあらかじめかなりの程度知らないといけないからだろう。企業横断的・産業横断的な調査ならば、なおさらそうした客観的数値を指標に用いるのは難しい。しかし、そうだとすれば、業界や企業が限定されない大規模調査において、「自己決定の感覚（≒自律性）」指標から、どのような事実を引き出すことができるのだろうか。

### 2.3 企業・産業横断的な調査とメタ分析から考える

これにはふたつの方向性が考えられる。ひとつは、「自己決定の感覚」が個人の属性や所属などによって水準が変わるのか、その条件を探るもの。もうひとつは、SDTで言われる自律的モチベーションが組織や個人に及ぼすとされる様々な影響のうち、主観的変数だという特性を加味しても妥当な関係について検討することである。

たとえば前者は「社会階層と社会移動全国調査」（SSM調査）などの全国的な調査で「自己決定の感覚」変数を指標として扱う場合、SDTの一般的な調査が一企業や同業他社を対象に行われることが多いため、逆に大規模調査で得られる多様な情報を用いるという方向が考えられる。すなわち対象者の多様性を利用して性別や職種、会社規模などが変数に与える影響を観察するアプローチである<sup>1)</sup>。

後者については、たとえばSDTのなかでも仕事満足と仕事のパフォーマンスの関係解明はワーク・モチベーション論のなかで多くの研究者を惹きつけてきた。しかし300を超える研究をメタ分析したJudgeらは、これら2変数の間に相関関係はあるが、そのモデルについては複数の可能性がありえ、いまだどれも決着していないと結論づけた（Judge et al. 2001）<sup>2)</sup>。それはたとえば仕事満足がパフォーマンスに影響するのか、逆なのか、はたまた相互影響的なのか、あるいは両者を統制する媒介変数があるのか、そのどれも可能性は残っているとす

る (Judge et al. 2001: 377) .

このように満足度とパフォーマンスの関係について一貫した結果が出ないのにはいくつか理由が考えられるが、もっとも根本的な問題は、SDT 研究のパフォーマンス評価変数が多くの場合上司からの評価によって作成されており、満足度に寄与する基礎的要求にも「関係性」指標が含まれているがゆえに、ある種の循環構造をはらんでしまう点だと考えられる。職場で周囲の人を動かせる、影響を与えられるといった要素が基礎的要求の「関係性」指標に含まれており、上司からいい評価を受けることと、上司とうまくやっていけることとは近傍する認識を測ってしまっている。

そうした理由から、論理の循環がより想定されない「自己決定感覚が高いほど仕事満足が高くなる」のは計測可能だとしても、「自己決定感覚が高いほどパフォーマンスが高くなる」あるいは「仕事満足が高いと、より優れた業務遂行がなされる」といった仮説は、少なくとも上司の評価といった指標を使う限り、一貫した結果がでないのではないかと考えられる。

### 3. 自己決定の感覚と仕事満足、自己決定感覚の条件

#### 3.1 データと指標

以上のような考察から、2005 年の「社会階層と社会移動全国調査」(SSM 調査)を用いて、3.2 節では「自己決定の感覚が高いと個人の仕事満足も高くなる」という SDT を構成する仮説の一部について検証する (図 1 参照)<sup>3)</sup>。3.3 節では自己決定の感覚が、性別や職種、従業上の地位などの外的な要因によってどのように変化しうるか検討する。

まず 3.2 節では SDT がおもにホワイトカラーを対象とした議論であることから、対象として 20 歳から 65 歳の男性、従業上の地位は常勤および経営者・役員、職種は SSM 職業大分類における管理、専門、事務および販売に限定した (N=655)。従来、自律性は職業の専門性が上がるほど高いことが指摘されてきた (Goldthorpe 2000)。そうした違いをみるために職種が管理の者を「管理」、専門を「専門」、それ以外の「事務・販売」を「ホワイトカラー」の 3 層に分類した。従業員数が 300 人以上を「大企業」、300 人未満を「中小企業」とし、官公庁はあらかじめ分析から除いた。また組織内の地位も、自己決定の感覚に関連性がみこまれるため、長松 (2006) を参考に、役職を「役職なし」、「監督、職長、班長、組長」、「係長」、「課長」、「部長」に分類した。ここで経営者・役員は役職に含まずに役職なしに分類し、職種の「管理」の効果としてみる。

「自己決定の感覚」は次のように作成した。次の 3 つの質問をそれぞれ基礎的要求の自律性、関係性、能力を問う質問だと判断し、「かなりあてはまる」から「あてはまらない」までの 4 尺度を、数値が大きいほど高い点数になるように反転させて用いる。質問は、「自分の仕事の内容やペースを自分で決めることができる」、「職場全体の仕事のやり方に自分の意見を反映させることができる」、「自分の能力が発揮できる」である。これらの変数の主成分分析を行った結果、3 つの変数の寄与率はほぼ同等だったため (それぞれ順に 0.53, 0.62,

0.56), それらを合成して, 最小値が 1 になるように調整し, 10 尺度の「自己決定の感覚」変数とした.

仕事満足は「あなたは, これらの事柄についてどの程度満足していますか. 現在の仕事の内容」という項目に対し, 「満足している」から「不満である」までの 5 尺度で答えるもので, 「満足している」の数値が大きくなるように反転して用いた. 賃金満足についても同様に 5 尺度を「かなりあてはまる」が大きくなるように反転した. 自己決定の感覚と仕事満足の相関係数は 0.38, 賃金満足との相関係数は 0.20, 仕事満足と賃金満足の相関係数は 0.47 であり, それぞれ重回帰に説明変数として投入して問題ないと判断した.

3.3 節では 3.2 節で使用したデータに女性を加え (N=438), 「自己決定の感覚」に関する職種間の差を検討する.

表1 記述統計量

	男性	女性
年齢	44.55 (10.667)	40.91 (11.54)
職種		
ホワイト	0.508	0.632
専門	0.264	0.345
管理	0.235	0.022
企業規模		
大企業	0.439	0.304
中小企業	0.561	0.605
役職		
役職なし	0.542	0.867
監督, 職長, 班長, 組長	0.071	0.074
係長	0.134	0.037
課長	0.197	0.019
部長	0.104	0.002
自己決定の感覚(最小値1, 最大値10)	7.446 ( 1.862)	6.815 ( 2.011)
仕事満足(最小値1, 最大値5)	3.995 (0.932)	4.000 ( 0.978)
賃金満足(最小値1, 最大値5)	3.362 (1.18)	3.457 ( 1.191)
N	655	438

注) 値は平均値を、括弧内の数値は標準偏差を示す。

### 3.2 自己決定感覚の仕事満足への影響

まず自己決定の感覚のみを説明変数とした回帰分析を行い、その後、以下の統制変数を投入して、統制後もなお自己決定の感覚が仕事満足に影響を及ぼしているかを検討した。統制変数としては年齢、年齢の2乗、職種（ホワイト、専門、管理）、企業規模（大企業、中小企業）、賃金満足を投入した。

表 2 仕事満足に従属変数とした重回帰分析

	モデル1		モデル2	
	係数	標準偏差	係数	標準偏差
切片	2.570 ***	(0.138)	2.008 ***	(0.534)
自己決定の感覚	0.191 ***	(0.018)	0.156 ***	(0.017)
年齢			-0.013	(0.024)
年齢 2乗/100			0.070	(0.029)
職種(基準: ホワイト)				
専門職			-0.036	(0.073)
管理職			-0.175 *	(0.083)
企業規模(基準: 中小企業)				
大企業			0.009	(0.063)
賃金満足			0.331 ***	(0.027)
N	649		649	
調整済み決定係数	0.145		0.307	

\*p &lt; .05, \*\*p &lt; .01. \*\*\* p &lt; .001

重回帰分析の結果、自己決定の感覚は他の統制変数を投入しても有意となっている ( $p < 0.001$ )。Deci の仮説通り、自己決定の感覚が上がるほど仕事満足も上がる結果となった。また管理職は仕事満足を下げる要因に、賃金満足は仕事満足を上げる要因となっている(ただし、この「仕事満足」変数は正確には仕事内容への満足であるので、とくに賃金満足と仕事満足の関係は因果ではなく相関関係と考えられる)。モデル2のほかに役職変数を投入したモデルも検討したが、役職はどれも有意とはならなかった。企業内調査の場合は細かい役職の差異との関連を観察することは有効かもしれないが、企業横断的な調査においては企業間の差異が大きく、管理職か否かの程度の差異でないと関連性を見出す違いにならないのではないかと考えられる。

### 3.2 自己決定感覚の外的条件

このように仕事満足に正の関連が見出された自己決定の感覚だが、この変数自体、前述のように性別や職種、雇用条件によって左右されると考えられる。たとえば仕事満足の性差については野崎 (2010) がすでに指摘、分析している。そのなかで野崎は、女性が男性に比べて労働環境が悪いことが指摘されているにもかかわらず、仕事満足度が男性より高いか、もしくは同等である要因について、仕事満足度の低い女性が結婚を機に退出する可能性や、そもそも男性に比べて仕事への期待が低いために満足度が高くなっている可能性を示唆した。

また Takahashi(2002)は、自己決定度と仕事満足度の関係について非正規雇用の場合、自己決定度は正規雇用に比べて低くなることを指摘している。自己決定の感覚についても類似的な違いが現れるだろうか。以下、表3および図2に性別・雇用・職種ごとの自己決定感覚の平均と標準偏差を記した。

表3 自己決定感覚

	男性(N= 649)		女性( N= 438)	
	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差
常勤雇用者／役員				
ホワイト	7.11	1.91	6.80	2.04
専門	7.41	1.76	6.72	1.92
管理	8.21	1.64	8.70	1.70
非正規雇用者	5.56	2.61	6.08	2.15

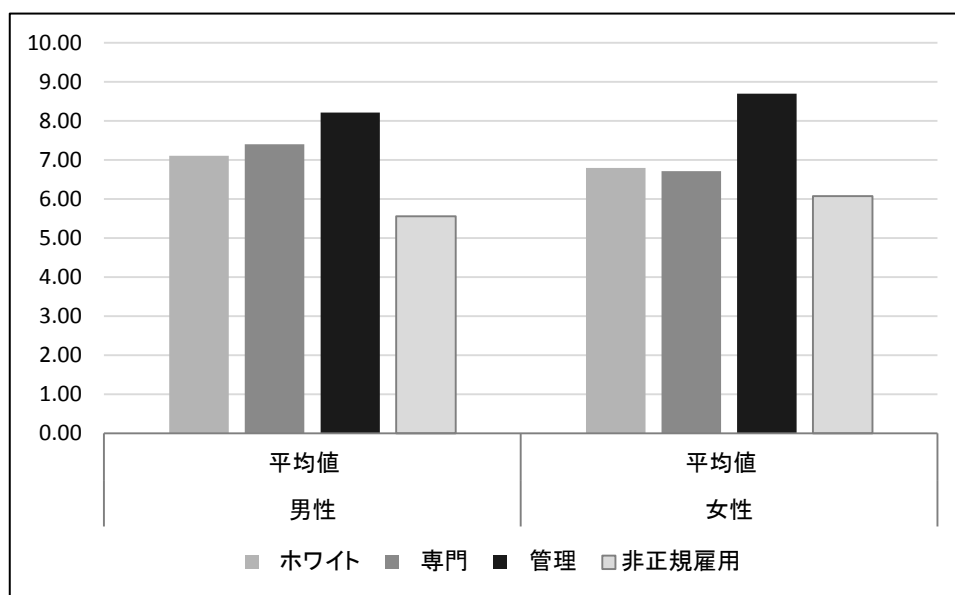


図2 職種・性別ごとの自己決定の感覚

女性の管理職のケース数が10と少ないので(表1参照)注意が必要だが、男女ともに職種としての「管理」の平均値の高さと標準偏差の小ささは共通している。同様に非正規雇用の平均値の低さ、および標準偏差が大きい点も共通している(男性の非正規雇用のケース数は393、女性は59で、常勤雇用者と同様に事務・販売職に限定している)。非正規雇用の平均値が女性に比べて男性の方が低い上に、常勤雇用者(ホワイト)との差も大きい点は、野崎(2010)が示唆する男女の仕事への期待の差である可能性があるものの、今回はケース数が少ないために検証は難しい。



そのため以下では男性に限って、自己決定の感覚に対して役職、職種、そして企業規模との関連性をみていく。役職に関しては仕事満足と同様、関連はみられなかった。管理職であることは自己決定の感覚が高いことと正の相関関係がみられ、反対に大企業に属していることは負の相関関係がみられた（どちらも1%水準で有意）。

表4 自己決定の感覚を従属変数とした重回帰分析

	モデル1		モデル2	
	係数	標準偏差	係数	標準偏差
切片	6.678 ***	(1.190)	6.662 ***	(1.167)
年齢	-0.01	(0.056)	0.004	(0.055)
年齢 2乗/100	0.064	(0.060)	0.031	(0.088)
役職(基準: 役職なし)				
監督、職長、班長、組長	-0.49	(0.287)	-0.326	(0.283)
係長	-0.34	(0.024)	-0.095	(0.224)
課長	-0.090	(0.197)	-0.206	(0.201)
部長	0.368	(0.025)	0.118	(0.261)
職種(基準: ホワイト)				
専門			0.324	(0.167)
管理			0.831 ***	(0.203)
企業規模(基準: 中小企業)				
大企業			-0.532 ***	(0.145)
N	649		649	
調整済み決定係数	0.069		0.106	

\*p < .05, \*\*p < .01, \*\*\* p < .001

#### 4. 議論

自己決定の感覚を強くもっている人は仕事満足が高いという仮説は日本においても確認された。ただしこの意義については慎重に議論する必要がある。自己決定の感覚が高いのは、SDT で言えば自律的モチベーションに裏打ちされ、自発的に業務に取り組み、そこから満足を引き出す個人の像が思い描かれる。その先には、創造的で生産性の高い個人も含まれている。SDT が非常に興味をもって受け入れられ、多数の実証研究を誘発した要因でもあるだろう。

ただし今回に限っていえば結果から敷衍できるのは、業務に関わる各人の自己決定の感

覚が高くなるようにマネジメントするべきという、ある意味、実践的には常識的ともいえる解であろう。そして、これは単に個人への権限の拡大のことを指すのではなく、変数のもとを辿れば分かるように、SDTの基礎的要求の3変数の上昇をむしろ意味している。そうした変数は、業務の時間拘束性を下げるという制度設計上の細かい変更や、あるいは個人の業務に対して承認や助言の言葉をかけたりするような、細かいコミュニケーションの積み重ねなどを通じて達成されることでもある。

もちろん、日本で90年代に盛んになった組織改革にあったような組織内の階層削減や、現場への権限委譲などもその手段のひとつとして含まれる余地はあるが、その有効性を直接傍証するものではない。しばしばこのふたつの事象は都合よく結び付けられて、飛躍して解釈されてきたのではないだろうか。

また、本稿においては自己決定の感覚の高さが管理職と正の相関関係があることは見て取れたが、これも時系列で追っていないこともあり、因果関係ではなく、相関だということしかない。そもそも自己決定の感覚の高さは周囲の環境との関係性で決まり、それをうまく変えていけるということにある。これは初発のDeciによる定義に寄り添うものであり、質問用紙調査で聴取できるのも、まさにこの点である。その意味で職位が高く、環境を変える決定権をもっている管理職の自己決定の感覚が高いこともまた常識的な感覚に合致するが、その特性を生かして時系列調査を行うことができれば、マネジメントの調査項目としては有意義なものになると考えられる。

#### [注]

- 1) あるいは異なる時点で同じ質問を維持している場合は、変数の水準の変化を観察することも可能だろう。今回分析にあたって、1995年と2005年でこうした水準の変化を観察できるか試みたが、質問が一部変更され、変化は上下といった水準ではなく、分布の仕方が大きく異なる点に表れたため、同じ変数とみなして変遷を追うのは難しいと判断した。具体的には、1995年SSM調査の変数は以下の4つである。1「自分の仕事の内容や仕事のペースをほとんど自分で決めたり変えることができる」、2「自分は、職場全体の仕事のやり方や編成を変えたり決めたりするのに発言権がある」、3「事業内容の企画や決定の一部ないしそれ以上について、自分の意思を反映させることができる」、4「部下の仕事の内容ややり方を、ほとんど私が決めている」について、それぞれ4尺度で測っている（部下の仕事については「部下はいない＝非該当」の回答が別途ありえる）。比較的近い1, 2, 3を2005年と同様に数値が大きい方を「あてはまる」になるように変換した上で3.1節と同様に主因子分析を行い、三変数を合成したが、2005年自己決定感覚の指標の分布が「あてはまる」を中心に正規分布になるのに対し、1995年は正規分布にはならず、「かなりあてはまらない」から「かなりあてはまる」まで度数に一定の傾向はみられなかった。
- 2) そのなかでJudgeらは唯一、仕事の複雑性が両者の媒介変数であることは一貫している、と

指摘している。仕事の複雑性の指標については長松らが別途作成および検討しており、企業横断的な指標として期待できる（長松ほか 2009）。

- 3) これは Takahashi (2002) の再検討でもある。高橋は作成した「自己決定度」変数 (0-5) の大ききごとに 6 つに分類したグループのうちで、「満足 (yes=1, no=0)」と答えた人の割合をグループの満足比率とし、自己決定度とグループの満足比率の関係を回帰分析している。が、これは生態学的誤謬 (Robinson 2009) であり、個人の自己決定度と満足度の間の関係を測るべきである。

#### [謝辞]

[二次分析] にあたり、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターSSJ データアーカイブから「社会階層と社会移動全国調査」(SSM 調査) の「2005 年 SSM 日本調査, 2005」(2015SSM 調査管理委員会) の個票データの提供を受けました。

#### [参考文献]

- Baard, P. P., Deci, E. L. & Ryan, R. M., 2004, Intrinsic Need Satisfaction: A Motivational Basis of Performance and Well-Being in Two Work Settings 1, *Journal of Applied Social Psychology*, 34(10), 2045–2068.
- Deci, Edward L., 1973, *Intrinsic Motivation*. Plenum Press, New York.
- Deci, Edward L. & Ryan Richard M. ed., 2002, *Handbook of Self-Determination Research*, University of Rochester Press.
- Drucker, P.F., 1988, The coming of the new organization, *Harvard Business Review*, 66(1), 45-53.
- Gagné, Marylène & Edward L. Deci, 2005, “Self-Determination Theory and Work Motivation.” *Journal of Organizational Behavior* 26 (4). John Wiley & Sons, Ltd, 331–62.
- Goldthorpe, J. H., 2000, *On Sociology*, New York: Oxford University Press.
- 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。
- Judge, Timothy A., Carl J. Thoresen, Joyce E. Bono & Gregory K. Patton, 2001, “The Job Satisfaction-Job Performance Relationship: A Qualitative and Quantitative Review.” *Psychological Bulletin* 127 (3): 376–407.
- 長松奈美江, 2006, 「仕事の自律性からみた雇用関係の変化」『日本社会学評論』57(3): 476–92.
- 長松奈美江・阪口祐介・太郎丸博, 2009, 「仕事の複雑性スコアの構成——職務内容を反映した職業指標の提案」『理論と方法』24(1): 77-93.
- Nonaka, Ikujiro & Takeuchi, Hirotaka, 1995, *The knowledge-creating company : How Japanese companies create the dynamics of innovation*, New York: Oxford University Press.
- 野崎華世, 2010, 「日本における仕事満足度と性差」『生活経済学研究』32: 33-49.
- Robinson, WS, 2009, “Ecological Correlations and the Behavior of Individuals.” *International*

*Journal of Epidemiology* 38 (2): 337–41.

Ryan, Richard M., & Edward L. Deci, 2002, “An Overview of Self-Determination Theory: An Organismic-Dialectical Perspective,” In *Handbook of Self-Determination Research*, edited by Richard M. Deci, Edward L. Ryan, 3–36. New York: The University of Rochester Press.

Takahashi, Nobuo, 2002, “The Degree of Self-Determination and Job Satisfaction of White-Collar Workers in Japanese Firms,” *Annals of Business Administrative Science*, 1(1): 1-8.

高橋伸夫, 2010, 『虚妄の成果主義——日本型年功制復活のススメ』筑摩書房.

高尾義明, 2005, 『組織と自発性』白桃書房.

# 機会構造は階層結合に影響するのか？ ——学歴と職業の対応関係とその変化に着目して——

打越文弥

(東京大学大学院人文社会系研究科)

本稿の目的は、機会構造の影響に着目して階層結合の説明を試みることである。日本では職縁を通じた出会いが趨勢的であるという知見から、本稿では個人が従事している職業を機会構造の代理指標として、本人と配偶者の学歴の関連が機会構造により説明されるかを検討した。分析結果から、本人の結婚2年前に従事していた職業により、本人と配偶者の学歴の関連の一部が説明されることがわかった。この背景には、職場で働く大卒男性の分布が職業ごとに異なる点があると考えられる。出生コホートごとに分析すると、職業の媒介効果は1951-65年出生コホートで顕著であるが、近年のコホートでは本人結婚前職業と配偶者男性の学歴との関連は見られない。近年のコホートで関連がみられないのは、大卒男性との出会いの機会が多い事務職を、大学時代のネットワークから大卒配偶者と出会いやすい大卒女性が担うようになってきたためであると考えられる。

## 1. はじめに

階層結合とはカップルの社会経済的地位がある傾向性を持つことであり、社会階層論では同じ地位同士の結合（同類婚）が社会開放性の観点から検討されてきた（Ultee and Luijkx 1990）。個人が持つさまざまな種類の特徴の中でも学歴に基づく同類婚が注目され、これまで学歴同類婚の趨勢やその要因、および帰結について多くの研究が蓄積されている。

階層結合を開放性尺度としてみなした場合には、そのパターンや趨勢の記述に関心が向けられるが、なぜある傾向性をもった階層結合パターンがみられるかを説明する一般的な分析枠組みに関しては Kalmijn (1991) による同類婚の理論が知られている。この枠組みでは主として (1) 配偶者候補者同士の選好、(2) 結婚市場における機会の構造の二つが階層結合を形成する要因であるとされる。近年、アメリカをはじめとする先進国では学歴同類婚の増加が指摘されているが、この階層結合の変化の要因としてはもっぱら選好の変化が指摘される。一方で、日本においては学歴同類婚が弱体化傾向にあり、その背景を選好に着目した既存研究では説明することが難しい。

そこで本研究では、日本の階層結合において機会構造が与える影響を考察する。機会構造に着目した学歴結合に関する研究は数が限られるが、既存研究では直接的に誰がどこで出会ったかに着目するものと、学歴と関連する職業的な要因に着目した研究がある。本研究では後者の研究に依拠して、学歴分布を統制したとしても、ある職業に就くことが特定の学歴の配偶者と結婚するチャンスに影響するか、及び両者の関係は時系列的に見て変化しているかを、「社会階層と社会移動全国調査」(SSM 調査)の分析を通じて検討する。このよう

な問題関心から、本稿では学歴と職業の対応関係が大きく変化してきた女性に分析対象を限定する。

## 2. 先行研究と本稿の問い

### 2.1 地位同類婚の趨勢に関する経験的知見

社会階層論における地位同類婚の趨勢に関する研究によれば、日本を含む先進諸国では出自的地位（出身階層）から個人の達成的地位に基づく同類婚が生じている（白波瀬 1999）。こうした達成的地位の中でも、近代社会の業績主義的な編成原理は教育により秩序づけられており、学歴はその後の経済的成功見込みを規定する重要な要因であるため、階層結合の趨勢を検討する際には学歴が中心的に用いられてきた（Blossfeld and Timm 2003: 341）。

このような理論的想定をもとに、既存研究は夫婦の学歴に着目して、階層結合のパターンを検討してきた。社会階層論では伝統的に社会開放性の指標としての同類婚（homogamy）に関心があり（Ultee and Luijkx 1990）、各国によってトレンドの違いはあるものの、経験的研究からはアメリカ（Schwartz and Mare 2005）やヨーロッパ（Blossfeld and Timm 2003）で学歴同類婚の増加傾向が確認される。

日本における階層結合の趨勢についても検討が加えられてきた。戦後日本においては、出身階級よりも高学歴者同士、低学歴者同士という男女の学歴による結合パターンがコーホートを通じて優勢であり、コーホート間に違いがないことを白波瀬（1999）が指摘する。かつては同類婚の急激な低下が指摘されたが（志田ほか 2000）、最新の知見では学歴同類婚は緩やかな弱体化の傾向にあると示されている（三輪 2007; Miwa 2007; Uchikoshi 2016; 福田・余田・茂木 2017）。

このように、日本における学歴同類婚の趨勢は弱体化傾向にあることが指摘されているが、これは同類結合の強化を指摘する先進諸国の知見とは対立する。先進諸国において同類婚の強化を説明する理論として有力とされるのが、高学歴女性の労働市場における稼得能力の上昇（Mare 1991）、より一般的にはジェンダー格差仮説である（Schwartz 2013）。この仮説によれば、高学歴化に伴って女性が労働市場に進出し、フルタイムで就労する女性がかつてより増えたために、男性側も女性の将来的な稼得能力を重視する傾向を強める（Oppenheimer 1988）。この結果、稼得能力の高い高学歴女性は、同じく稼得能力の高い高学歴男性と結婚するようになり、同類結合が強化される。

日本社会においても女性の高学歴化は進んでいるが、労働市場との関係については人的資本の蓄積とは関連が薄い、すなわち学歴を取得したにもかかわらず就業率が低い（脇坂・富田 2001）。このように、先進諸国でみられる学歴同類結合の強化、ならびにその背景として指摘される高学歴女性の稼得能力の上昇を、日本社会に当てはめることは難しいと考えられる。

## 2.2 同類婚の理論

アメリカをはじめとする先進国における同類婚強化の背景は女性の高学歴化と稼得能力の上昇にあるとしたが、理論的に両者の接点は選好の変化によって説明される。すなわち、かつては配偶者選択の際に女性の稼得能力が重視されていなかったのに対し、近年の配偶者選択では、より女性の稼得能力を相手が考慮するようになってきている。

これまで述べてきた同類婚のように、ある特定の傾向性を持った配偶者選択がなぜ生じるのかについては、Kalmijn (1991) による同類婚の理論が知られている。Kalmijn の枠組みでは (1) 候補者同士の選好、(2) 結婚市場における機会の構造、そして (3) 家族などの第三者 (third party) の影響の三つの要因があげられている。ここでは、主として検討される選好と機会構造の二つについて詳述する。

階層結合の第一の要素である選好とは、配偶者選択において個人が自己の利益を最大化させるために配偶者を選択する側面を指す。選好の根拠として、配偶者の学歴といった地位に関心を持つ場合もあるだろうし (Oppenheimer 1988)、容姿など身体的な特徴に選好が置かれることもある。先進諸国における同類結合の強化を指摘する研究がその背景としてあげる女性の稼得能力の向上は、選好要因を重視したものと解釈できるだろう。

これに対して第二の要素である機会構造とは、社会的な属性によって分類されたカテゴリごとの相対的なサイズや地理的な配分によって選択が左右されることを指す。人々にとって、配偶者となる候補は社会におけるすべての人間ではなく、あくまで当該個人の直接的な紐帯、周囲の人間や環境を通じて、出会いの機会が提供される。ここで、階層結合のパターンは機会構造の制約を受ける (Kalmijn and Flap 2001)。例えば、配偶者選択は地域の若年人口密度や性比の影響を受ける (朝井・水落 2010)。こうした地域レベルの構成比の側面に加え、日本では未婚化の一要因として日本的雇用慣行の中で存在した職場を通じた良縁の紹介が衰退していったことが指摘されており (岩澤・三田 2005)、こうした制度的なメカニズムも機会構造の影響である。

## 2.3 機会構造と階層結合の関係

定量的なデータを用いて、どのように機会構造の影響を検討するのだろうか。直接的なのは「どこで出会ったか」を尋ねるものである。人々のネットワークは社会経済的な特徴によって分断しており (McPherson et al. 2001)、例えばある個人が教会での活動を通じて配偶者と知り合った場合、両者の宗教は同質的である可能性が高い (Kalmijn and Flap 2001)。その場合、出会いのきっかけの質問に学校や教会、職場といった選択肢を設けることで、機会構造の影響を検討できる。このような検討が可能になるのは、機会と階層的地位が直接的に関連している場合である。

本稿が用いる SSM 調査のような日本の社会調査でも、配偶者との出会いのきっかけについては尋ねられている。しかし、機会構造を適切に把握できているかについては留保が必要

である。例えば 2005 年 SSM 調査では、留置き票 B で「配偶者の方と知り合うきっかけ」となったものについて複数回答で尋ねている。選択肢には「仕事」、「学校」「親・きょうだい・親族からの紹介」、「友人からの紹介」、「結婚相談所・結婚仲介サービス」など 8 つが設定されている。この質問を用いることで、大まかに見合い結婚（親や親族からの紹介）から友人などを介した恋愛結婚への趨勢の移り変わりや、機会構造のおおよその分布を把握することはできる。ただし、この選択肢には友人といった個人の人的ネットワークと仕事、結婚相談所のような個人が埋め込まれている制度や組織の両方が盛り込まれている。そのため、例えば職場の友人の紹介で結婚した場合には、それが友人を介したものなのか、あるいは職縁を通じたものなのか、回答者の間で回答がばらける可能性は否定できない。

一方で、機会構造が間接的に作用して、異なるタイプの階層結合を形成することもある。例えば、職場を通じた出会いは、同じ職業同士の同類婚を生じさせると考えられるが、職業ごとの学歴の構成割合が異なる以上、職場を通じた出会いは学歴結合に対しても影響する (McClendon et al. 2014)。これは、ある学歴同士の関連が本人の職業や出会いの機会によって媒介されることで説明できる。

ここまで確認してきたように、ジェンダー格差仮説などの学歴階層結合の趨勢を説明する既存理論は選好の変化を強調する傾向にあった。しかし、日本では必ずしも女性の学歴と稼働能力の関係が線形的ではなく、選好を重視する既存理論では日本における同類婚の弱体化トレンドを説明できない。近年の若年層における雇用悪化や女性稼ぎ手役割の重視に着目して、日本の学歴同類婚の趨勢について仮説検証を行っている福田・余田・茂木 (2017) でも、同類婚の趨勢の変化を配偶者選択における選好の変化として仮定しているが、仮説と反する高学歴同類婚の弱体化を説明できていない。

そこで本稿では、階層結合の変化を機会構造によって説明する前段階として、社会調査データを用いて機会構造と学歴階層結合の間に関連があるかを検討する。

数ある機会構造の中でも、本稿が着目するのは職業である。その理由として、以下の二点が挙げられる。まず、日本の配偶者選択において主要な出会いの機会として機能したのは職場であり、結婚したカップルの出会いのきっかけを時系列的に振り返ると、いまだに職場を通じた出会いが趨勢的である (太郎丸 2011)<sup>1)</sup>。次に、後述するように戦後の高学歴化を通じて職業と学歴の対応関係は変化しており、この関係の変化が階層結合に何らかの影響を与えていることが考えられる。

## 2.4 職業と学歴の対応関係と企業慣行の変化

職業ごとの学歴構成が異なる場合、ある職業に就くことが、どのような学歴の配偶者と出会うかを制約する。一時点で見たときには、専門職の方が高学歴者の割合が多いため、そうした職業に就くことで高学歴の配偶者と出会う機会が増すだろうと考えられる。

ただし、階層結合パターンの時系列的な変化に関心がある場合には、同一の職業内の学歴



構成が変化している点も重要になる。高学歴であるほど専門職になりやすいと考えられるが、その関連の強さは時代によって異なるだろう。このような学歴と職業の対応関係の変化という関心に照らし合わせた時、この数十年でその関係が大きく変化してきたのは女性である。例として図 1 では各年の学校基本調査を用いて、女性における学歴別の学卒後の就職率を、進学者を除いて算出した<sup>2)</sup>。この図が示すように、1980 年代までは四大卒よりも短大卒、短大卒よりも高等学校卒の女性の方が学卒後の就職率が高かったことがわかる（文部省・文部科学省学校基本調査）。この背景には、当時の女性新卒採用者は数年で結婚退職をする期待があったとされる。1970 年代後半の日本の商社を対象とした質的研究の知見によれば、事務職として入職した女性にとってのキャリアは結婚に至るまでの通過駅（A way station on the route to marriage）として理解されており、四年制大学を卒業した女性は 25 歳までに結婚するべきという「クリスマスケーキ」に例えられる規範の中では（Brinton 1992）、わずか 1-2 年しか働けないために、企業は四大卒女性の採用を見送っていた（McLendon 1983: 158）。

就職した女性の中でも、学歴と職業の対応関係は変化している。図 2 は図 1 と同じく学校基本調査を用いて、高等学校、短期大学、そして大学卒女性の学卒後の職業を示したものである。煩雑さを避けるために、主要進路である専門・技術職、事務職、そして販売・サービス職の三つを示している。販売・サービス職については、水準差はあるがいずれの学歴においても増加傾向にあることがわかる。しかし、専門・技術職と事務職に関しては、学歴によって変化の向きが異なる。まず、1970 年代までに事務職の中心を担っていたのは高等学校卒の女性だった。この時期はまだ高等学校を卒業してから仕事につくものが多く、絶対数としても事務職を供給していたのは高等学校であった。

しかし、1980 年代に入ると、短大卒女性の事務職としての入職が増加し始める。短大卒業者は調査開始時点から事務職として就職する傾向が強かったが、当時はまだ専門職として就職した卒業者の方が多かった。図は省略するが、当時の専門職のうちおよそ半分、全体でみても 3 割程度を占めていたのが小中学校を中心とする教員である。小中高大の教員割合が教員全体に占める割合は 60 年代に急減し<sup>3)</sup>、その後緩やかな減少を経て、現在では教員として就職するのはほとんどが幼稚園教員となっている。近年になって事務職が減少に転じる代わりに専門職が増加しているのは、この幼稚園、あるいは保育園で働く卒業生の増加、ないし介護や福祉系に就職する学生の増加が背景にある。

大卒女性の入職先は当初、もっぱら専門職に占められていた。しかし、高学歴化に伴い大学に進学する女性の絶対数が増加する中で、徐々に事務職、販売・サービス職が増加する。短大卒女性の事務職としての入職が減少する 2000 年代を境に、四大卒女性の事務職としての入職が主要になる。この変化には、90 年代以降の事務的業務における技術革新により、事務職の供給源が短大卒から四大卒に代替されたことが背景にある（小方・金子 1997）。

ここまで、女性の高学歴化や労働市場における需要の変化に着目しながら、女性において

学歴と職業の対応関係に変化が見られることを指摘した。これに加えて、先行研究では職場を通じた出会いの機会を提供する制度的な慣行が、この数十年の間に変化したことを示唆する。すなわち、先述の通り終身雇用を前提とし、男性社員の生涯を織り込んだ「日本的経営」の時代には、職場において上司や同僚がマッチメイカーの役割を果たす職縁による結婚が少なくなかった（岩澤・三田 2005）。しかし、90年代以降の経済不況によって、企業ではかつてのような終身雇用制を維持することが難しくなり、代替的な労働力を非正規雇用へと転換した。結果として、人材の流動性が高まり、職縁結婚を支えていたような企業慣行が失われたという。このようにかつて機能していた職縁結婚において、25歳前後で退職する女性の職業として典型とされたのは事務職であったと考えられる。

冒頭で述べたように、女性の入職先と学歴の対応関係の変化が重要なのは、どのような職場に入るかによって、どのような学歴の男性と出会うかが変わってくるからである。特に、上昇婚規範が根強いとされる日本において（藤見 2009）、中学・高校卒、ならびに短大卒女性にとっては在学中に大学を卒業すると見込まれる男性と出会う機会は四大卒女性に比べると少ないため、卒業後の職場での出会いが重要になると考えられる。四大卒男性との出会いの機会が提供されている職業は、専門職や事務職であると考えられるが、こうした比較的高スキルなノンマニュアル職に就くためには、ますます大卒学歴が重要になってくる。加えて、日本的経営の時代に成立していた職場の紹介ネットワークを通じたマッチメイキング、及び事務職女性の退職慣行もなくなりつつある。このように考えると、近年のコーホートでは、職業に代表される機会構造の影響が弱くなっているかもしれない。

したがって次節以降では、ここまで検討してきた既存研究の知見を用いながら、本稿における問いを提示する。

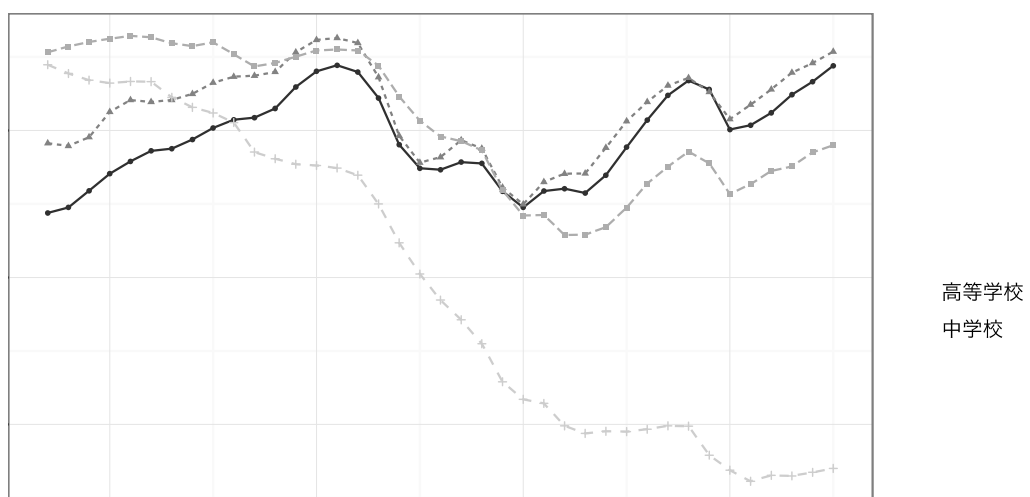


図1 進学者を除く学卒後の就職率の推移（女性，出所：学校基本調査）

高等学校

専門・技術 事務 販売・サービス

図2 女性の学卒後の職業の推移（出典：学校基本調査）

## 2.5 問いと仮説の提示

本節では、ここまで述べてきた点を仮説としてまとめる。本稿では機会構造要因による学歴結合の趨勢の説明を念頭に、その前段階として機会構造によって階層結合パターンが異なるかを検討する。

日本における労働市場の特徴、及び女性における学歴と職業の対応関係を踏まえれば、以下の二つが仮説として考えられる。まず、時代によって学歴構成は変わるが、事務職並びに専門職に従事する女性は、他の職業の女性よりも職場を通じて高学歴男性と結婚する機会が多いと考えられる。図2で確認したように、こうした職業と学歴の間には関連があるため、仮説1が支持されるのであれば、本人と配偶者の学歴の関連の一部は本人の結婚前の職業によって媒介的に説明されるだろう。

仮説1. 事務職及び専門職であると大卒男性と結婚しやすい。

次に、学歴と職業の対応関係の「変化」に着目すれば、以下の仮説が考えられる。図2で示したように、かつては高等学校、その後に短期大学が事務職の供給を担っていたが、近年のコーホートでは大卒層が供給源となっている。大卒女性は他の学歴の女性よりも大学時代のネットワークから同じ大卒男性と結婚する機会が提供されていると考えられる。加えて、かつての日本的経営の時代に成立していたような職場を通じたマッチメイキングと事務職女性の退職慣行が徐々に弱体化している。

以上より、近年のコーホートでは結婚前に事務職であることと大卒男性と結婚する機会

は関連がみられないと考えられる。

仮説 2. 事務職であることと大卒男性との結婚しやすさは近年のコーホートでは関連がみられない。

### 3. データと方法

本分析では「社会階層と社会移動全国調査」(SSM 調査)の 2005 年データ(以下, SSM2005 と省略)を用いて, 以上で述べた仮説を検討する。分析対象となるのは調査時点で既婚の女性である。初婚と再婚では発生メカニズムは異なるとされているが, 本調査ではこの点について区別できない。また, 調査時点で離別・死別にある対象者については結婚時の情報がわからない。そのため, 分析対象となる既婚者は一部代表性を欠いている点に注意したい。

分析に際しては同じモデルを複数のコーホートで検討する。本調査では 1935 年から 1985 年生まれの対象者が含まれるが, 40 歳時点を結婚タイミングの一つの終了と捉え, 調査年に 40 歳となる 1965 年を前後にコーホートを分ける。したがって, 分析では 1965 年以前のコーホートを 15 年刻みで二つ(1935-1950 年と 1951-1965 年)に分け, 1966 年-1985 年コーホートと比較する。

女性に関して結婚時点の職業分布を確認すると, 少なくない対象者が無職となっている。これは結婚前後に退職しているためであると考えられる。そこで本稿では職歴データがわかる SSM 調査の利点を生かし, 「結婚 2 年前」の職業情報を時変の変数として求める。なお, 仮に結婚が初職入職後 2 年間に生じている場合には, 初職の情報を用いている。

加えて, 本人学歴と配偶者学歴, 及び配偶者選択の分析で用いられる父学歴 15 歳時の家庭の暮らし向き(5 段階で値が大きくなるほど豊かと解釈できるようにリコード), そして結婚 2 年前の従業先の規模を用いる。

本稿では相手学歴を従属変数としたロジットモデルを用いるが, 細かく学歴を分けすぎるとケースが少ないために推定が不安定になる。特に本稿のような階層結合の分析の場合には中学卒と四大卒といったような結合パターンは非常に生じにくい。本稿が検討する仮説が学歴の高い男性との結婚にあるため, ここでは中学卒と高校卒をまとめる。また, 男性に関しては短大・高専卒は非常に少ないため, これを四大卒以上のカテゴリと統合した。女性に関しては中学, 高校, 短大・高専, そして四大以上の四つを用いている。

次に, モデルについて確認する。本稿では男性配偶者の学歴(中学・高校/高等教育の 2 値)を従属変数とする二項ロジットモデルを用いる。関心となる独立変数は本人学歴である。まず, モデル 1 では学歴以外に, 結婚タイミングの推定の際に用いられる 16 歳からの経過年と 15 歳時の生活水準, そして父親学歴を統制変数として用いる。

モデル 1. 
$$\log\left(\frac{p_i}{1-p_i}\right) = \beta_1 edu_i + \beta_2 Z_i$$

続いて、本人の結婚 2 年前の職業についての変数をモデル 2 で投入する。用いる変数は本人の職業以外に、無職ダミーと企業規模である。

モデル 2. 
$$\log\left(\frac{p_i}{1-p_i}\right) = \beta_1 edu_i + \beta_2 Z_i + \beta_3 num_i + \beta_4 job_i$$

なお、本稿では本人と配偶者の学歴の関連の一部が本人（女性）の結婚前の職業によって説明されるかを検討するものである。そのためロジットなど非線形モデルの媒介効果を検討する際に用いられる KHB 法（Karlson and Anders 2011）を使用する。

本稿の分析に用いるケース数は 2110 となっている。表 1 では記述統計を示した。

表 1 記述統計 (%)

	1935-50	1951-65	1966-85
配偶者学歴			
中学・高校	79.95	60.97	55.89
高等教育	20.05	39.03	44.11
本人学歴			
中学	33.21	5.74	2.85
高等学校	58.36	68.62	59.76
短大・高専	5.46	15.82	20.93
四大以上	2.97	9.82	16.46
父親学歴			
中学校	55.99	43.49	25.00
高等学校	9.37	20.28	41.87
高等教育	12.22	15.31	17.68
わからない	22.42	20.92	15.45
職業			
専門/管理	8.30	18.37	19.92
事務	28.11	33.29	39.02
その他	63.58	48.34	41.06
無職	6.05	4.59	9.55
企業規模			
小企業 (1-99人)	61.33	51.15	45.53
中企業 (100-999人)	13.29	15.18	18.09
大企業 (1000人-)	7.35	12.76	13.82
官公庁	5.81	8.04	7.52
無職	6.05	4.59	9.55
わからない	6.17	8.29	5.49
16歳からの経過年 (平均)	13.68	14.11	11.63
	(6.97)	(5.746)	(3.836)
15歳時点の生活水準 (平均)	2.81	3.02	3.17
	(0.919)	(0.794)	(0.745)
N	839	781	490

出典 SSM2005データ，下段括弧は標準偏差

## 4. 分析結果

### 4.1 記述的分析

はじめに、本稿の関心である本人の結婚前職業と配偶者の学歴の関係について確認したい。図3は結婚したものにサンプルを限定して、本人の結婚2年前の職業ごとに配偶者の高等教育卒の割合を示したものである。本稿の関心から職業を専門・技術、事務、及びそれ以外の職業の三つに分類している。「その他」と比べると、いずれのコーホートでも専門・技術職、及び事務職の場合には配偶者が高等教育卒である割合が高いことがわかる。全体平均（「合計」）と比べても両職業の場合に高等教育卒である割合は高い。

ただし、半ば自明なことではあるが本人の学歴と職業も関連している。すなわち、専門・技術職や事務職の場合には他の職業よりも学歴が高い傾向にあるだろう。そのため、図3にみられるような本人の職業と配偶者の学歴といった関連は、その職業に就くことによって特定の学歴の配偶者と出会うやすいという機会構造の効果というより、本人の学歴を統制すれば消えてしまう疑似相関かもしれない。そこで、次節の多変量解析では本人の学歴を統制した上で、本人の職業と配偶者の学歴の関連を検討する。

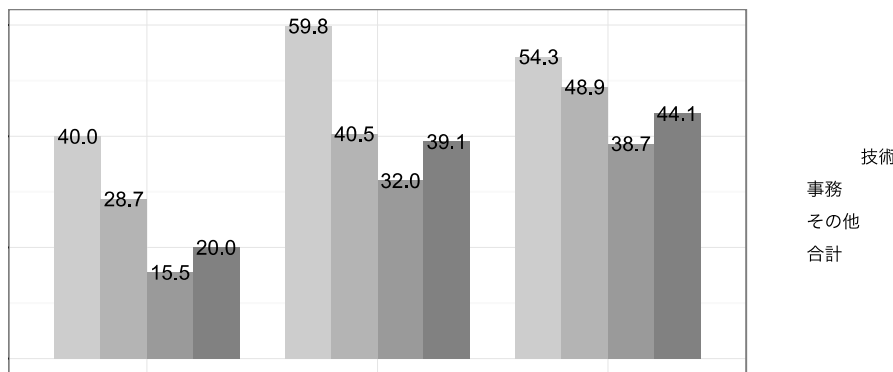


図3 本人職業別の配偶者高等教育卒割合（出典：SSM2005）

### 4.2 多変量解析

続いて、ここまでみてきた職業と配偶者の学歴の関連性について、その他の変数を統制した上でも関連が見られるかを確認したい。因果関係としては、職業変数は本人と相手の学歴の中間にあると考えられるため、はじめに本人学歴とその他統制変数を投入したモデル1から始め、モデル2で職業変数を投入することで本人学歴と配偶者学歴の関係が職業変数によって部分的に説明されるかを検討する。なお、直近の1966-1985年コーホートでは中学卒がわずかしかおらず、推定ができなかったため高校卒と統合している。

表2から以下の点が指摘できる。第一に、モデル1ではいずれのコーホートでも高校卒

と比べた時に短大・高専卒及び四大卒以上の場合に配偶者が高等教育卒になりやすい。四大卒に関してはどのコーホートでも係数は 2 以上であり、高校卒と比べておよそ 8.9 倍から 15.1 倍程度、高等教育卒の配偶者と結婚しやすいといえる。これに対して、短大・高専卒の場合には直近のコーホートでは係数は 1.037 と他の二つのコーホートよりも小さい。これでも 2.8 倍程度高校卒と比べて高等教育卒の配偶者と結婚しやすいが、他のコーホートに比べれば、高等教育卒の配偶者とは結婚しにくくなっている。

第二に、モデル 2 で職業変数を投入すると学歴の係数はどれも弱まっており、これらの変数が学歴の効果を一部媒介していることがわかる。例えば 1951-65 年コーホートではその他の職業に比べて専門・管理に従事している場合、高等教育卒の配偶者と結婚するのが 2.21 倍 ( $=\exp(0.792)$ ) となっている。職業と関連する学歴を投入した上でもこれらの変数には有意な効果があり、効果の一部は機会構造を反映していると考えられる。

ただし、職業はどのコーホートでも階層結合に影響しているわけではない。具体的には直近のコーホートでは、その他の職業と比べた時に専門・管理及び事務職いずれも、配偶者が高等教育卒かどうかには違いがない。仮説 2 では事務職のみ関連がなくなると予想したが、実際には専門職においても高等教育卒との結婚しやすさはみられなくなる。

なお、従属変数は質的な変数であり、分析にはロジットモデルを用いているため回帰表だけからは媒介効果を適切に検討できない。そこで学歴同士の関連の一部が職業変数によって媒介されているかを統計的に確かめるため、KHB 法 (Karlson and Anders 2011) を用いた。本稿の関心である本人学歴を独立変数、結婚前の職業を媒介変数、その他を統制変数として KHB 法を適用したところ、1935-50 年、及び 1966-85 年コーホートでは、結婚前の職業を媒介変数として投入することによる学歴効果の減少幅は有意ではなかった。一方で、1951-65 年コーホートでは職業による媒介効果は高校卒をレファレンスとした時に、中学卒と大学卒で 5%水準、短大卒は 10%水準で有意であった (結果は省略)。なお、中学卒をレファレンスとした時は 1935-50 年コーホートでも媒介効果は有意となっていた。以上より、本人と配偶者の学歴の関連の一部は、結婚前の職業による媒介効果によって説明されることがわかる。本稿では、この効果が確認されたことをもって、学歴同士の連関が機会構造によって部分的に説明できるとしたい。

最後に結婚前の職業について、係数が有意だった二つのコーホートを小分類レベルで確認すると、共通して 1 割以上のシェアを占めていたのが看護師と小学校教員であった。この職業は専門職の中でも四大卒だけではなく短大卒も参入しやすい領域であり、このような大卒に限定されない資格によって職業に就くことによって、高学歴男性との出会いの機会が提供されていたと考えられる。直近のコーホートに関しては、特に大きなシェアを占める職業はみられない。このコーホートはまだ 40 歳に達しておらず、専門職や事務職には学歴が高いものが就くことを考えると、今後結婚をした結果、他の職業と比べて高等教育卒と結婚しやすくなる可能性もあるため、解釈には慎重を要する。

表2 二項ロジットの分析結果 (出典: SSM2005)

	モデル1		モデル2		コーホート		1966-1985年コーホート	
	モデル1	モデル2	モデル1	モデル2	モデル1	モデル2	モデル1	モデル2
本人学歴 (ref:高校)								
中学	-2.076***	-1.905***	-1.929***	-1.748***	-1.517*	-1.346*		
短大・高専	1.511***	1.388***	2.022***	1.873***	1.685***	1.520***	1.037***	0.914***
四大以上	2.595***	2.350***	2.191***	1.864**	2.715***	2.474***	2.575***	2.426***
16歳からの経過年	0.127**	0.133***	0.130*	0.135*	0.108†	0.114†	0.281*	0.286*
16歳からの経過年 (2乗)	-0.003**	-0.003**	-0.004†	-0.004*	-0.003	-0.003	-0.010†	-0.010†
15歳時点の生活水準	0.054	0.071	0.064	0.091	-0.005	-0.001	0.142	0.182
父親学歴 (ref: 中学校)								
高等学校	0.360*	0.329*	0.733*	0.699*	0.180	0.190	0.208	0.189
高等教育	0.946***	0.933***	1.047***	1.071***	1.148***	1.099***	0.558	0.603†
わからない	0.310*	0.337*	0.340	0.358	0.206	0.229	0.269	0.271
無業ダミー		0.635**		0.351		0.610		1.023**
企業規模 (ref: 小企業 (1-99人))								

## 5. 結果の要約と議論

本稿の目的は、先進諸国における同類婚の増加の背景として指摘されてきた女性の稼得能力の向上とそれに伴う配偶者選択の変化という選好に着目した説明が、同類結合が弱体化する日本社会においては適合しないことから出発して、選好ではなく機会構造に着目した階層結合の説明を試みることであった。機会構造を社会調査の枠組みで直接的に測る際には、対象者に配偶者と出会った機会について尋ねる方法があるが、本稿で指摘したように、日本の社会調査で尋ねてきた出会いのきっかけは個人のネットワークと個人が埋め込まれている制度や組織の二つが混じっており、階層結合との関連が見出しにくい。

そこで本稿では、日本では職縁を通じた出会いが趨勢的であるという知見から、個人が従事している職業を機会構造の代理指標として、本人と配偶者の学歴の関連を機会構造によって部分的に説明できるかを検討した。本稿の問いは記述的なものであるが、問題背景としては日本における階層結合の弱体化を説明することが念頭にあるため、学歴と職業の関連が時系列的に見て変化してきている女性に絞った分析を行った。

分析結果から、本人の結婚2年前に従事していた職業によって、本人と配偶者の学歴の関



連の一部が説明されることがわかった。加えて、職業の媒介効果は1951-65年出生コーホートで顕著であり、近年のコーホートにおいては本人結婚前職業と配偶者男性の学歴との関連は見られなくなっていた。

以上より、本稿で検討した仮説1と仮説2はともに支持される。近年のコーホート以外で本人学歴を統制したとしても本人結婚前職業と配偶者学歴との間に関連がみられたのは、専門職や事務職として働く職場にはその他の職業に比べて大卒男性が多く働いているという分布の効果が考えられる。近年のコーホートにおいて関連がみられなくなっているのは、大卒男性との出会いの機会が多い事務職は近年では大卒女性が担うようになっており、これらの学歴の女性は大学時代のネットワークから配偶者と出会うことを考えれば、事務職としての入職が配偶者選択に対して影響しなくなっているのかもしれない。専門職に関しても、短大卒層ではかつての教員から介護・福祉系の准専門職への移行が進む中で、専門職として働く職場において大卒男性との出会いが必ずしも相対的に多く提供されているわけではないことが示唆される。

加えて、日本的雇用慣行が成立していた時代においては事務職として入職する女性は結婚後の退職を前提に採用されており、このような期待のもと企業では上司や同僚が事務職女性のマッチメイカーとしての役割を持っていたとすれば、そうした慣行が成立していた時代においては、事務職として入職することが配偶者の学歴に対して影響を与えていた可能性はある。これらの議論は本分析から峻別できないが、分析結果からは本人の学歴分布を統制したとしても本人の結婚前の職業と相手学歴の間には関連がみられるため、機会構造の影響を検討した仮説自体は支持される。

もっとも、職業と相手学歴の関連を機会構造のみに帰する必然性はない。例えば、専門職や事務職であることが稼得能力を示す指標になりえると解することもできる。本研究では、学歴や専門スキルといった指標が配偶者選択の際に男性配偶者候補によって考慮される説明が、日本で妥当性を欠いているという立場をとったため、こうした視点については検討していない。しかし、今後はより選好と機会構造の影響を峻別した分析が必要になるだろう。また、本稿では分析対象を調査時点で結婚しているものに限定しているが、こうした集団には未婚から既婚に至るまでの過程に選択性がある。このような選択バイアスの問題を考慮に入れた上で分析する必要は十分あるが、本稿で確認したのはできるだけシンプルな分析から、機会構造と学歴結合の関連を検討したものである。個人の意思決定過程に機会構造がどのように影響するかには焦点を当てる場合には、未婚から結婚への移行も考慮に入れる必要があるだろう。

最後に、本研究の今後の可能性について述べる。中澤・余田(2014:189)が指摘するように、日本における学歴同類婚の趨勢に関しては、記述的なものにとどまっているものが大半であり、「同類婚の減少トレンドを説明する理論仮説」の検証を試みたものは管見の限り存在しない。本稿では既存研究では見逃されてきた機会構造の視点に着目し、本人の結婚前職

業と配偶者学歴との関連から機会構造が階層結合に影響するかを検討したが、将来的には機会構造に着目して学歴同類婚の減少トレンドを説明することが求められる。例えば本稿では、近年において結婚前職業と配偶者学歴の効果が本人学歴を統制するとなくなることに對して、事務職が短大卒からもともと大学時代のネットワークを通じて大卒層と結婚しやすいと考えられる四大卒に代替されるようになったためと解釈した。これは、かつては職場を通じた出会いが短大卒と四大卒の高学歴同類婚<sup>4)</sup>を可能にしていたが、近年になると短大卒女性が四大卒男性と出会う機会がもともと四大卒男性と結婚しやすい四大卒女性に移ったために、短大卒女性と四大卒男性の同類婚が減少するようになった可能性を示唆するものである。あらためて今後の研究では、分析から浮かび上がってきた仮説をより直接的に検証することが必要だろう。

#### [注]

- 1) ただし、未婚化の議論では、職場を通じた出会い（職縁結婚）の衰退が一つの要因として指摘される点には注意が必要である（岩澤・三田 2005）。
- 2) 算出方法は以下の通りである。大学＝就職者／（卒業生－進学者－臨床研修医），短期大学＝就職者／（卒業生－進学者），高等学校・中学校＝就職者／（卒業生－進学者等（就職進学者を除く））。
- 3) この背景には、1964年に当時の教育職員免許法が改正され、一級免許状の基礎資格として小中学校教員が「学士の称号を有すること」、また高等学校教員に関しても一級免許状は修士、二級免許状は学士の称号を有することが条件となったことが、その要因である（高橋 2015: 144）。
- 4) 既存研究では短大卒は高等教育として四大卒と同じ分類とされてきた（Miwa 2007）。

#### [謝辞]

〔二次分析〕にあたり、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターSSJ データアーカイブから「社会階層と社会移動全国調査」（SSM 調査）の「2005年SSM 日本調査，2005」（2015SSM 調査管理委員会）の個票データの提供を受けました。

#### [参考文献]

- 朝井由紀子・水落正明，2010，「結婚タイミングを決める要因は何か」佐藤博樹・永井暁子・三輪哲編『結婚の壁——非婚・晩婚の構造』勤草書房，144-158。
- Blossfeld, H.-P. and A. Timm, 2003, *Who Marries Whom?* Springer.
- Brinton, M. C., 1992, “Christmas Cakes and Wedding Cakes: the Social Organization of Japanese Women's Life Course.” Pp. 79–107 in *Japanese Social Organization*, edited by T. S. Lebra. University of Hawaii Press.

- 藤見純子, 2009, 「夫婦のかたち・結婚のかたち」藤見純子・西野理子編『現代日本人の家族』有斐閣, 55-71.
- 福田節也・余田翔平・茂木良平, 2017, 「日本における学歴同類婚の趨勢: 1980年から2010年国勢調査個票データを用いた分析」『国立社会保障・人口問題研究所 Working Paper Series (J)』No. 14, 1-22.
- 岩澤美帆・三田房美, 2005, 「職縁結婚の盛衰と未婚化の進展 (特集 仕事・出会い・結婚)」『日本労働研究雑誌』47(1): 16-28.
- Kalmijn, M., 1991, "Status Homogamy in the United States." *American Journal of Sociology* 97(2):496-523.
- Kalmijn, M. and H. Flap, 2001, "Assortative Meeting and Mating: Unintended Consequences of Organized Settings for Partner Choices." *Social Forces* 79(4):1289-1312.
- Karlsou, K. B. and H. Anders, 2011, "Decomposing Primary and Secondary Effects: a New Decomposition Method." *Research in Social Stratification and Mobility* 29(2):221-37.
- Mare, R. D., 1991, "Five Decades of Educational Assortative Mating." *American Sociological Review* 56(1):15-32.
- McClendon, D., J. C.-L. Kuo, and R. K. Raley. 2014, "Opportunities to Meet: Occupational Education and Marriage Formation in Young Adulthood." *Demography* 51(4):1319-44.
- McClendon, J., 1983, "The Office: Way Station or Blind Alley?." Pp. 156-82 in *Work and Lifecourse in Japan*, edited by D. W. Plath. State University of New York Press.
- McPherson, M., L. Smith-Lovin, and J. M. Cook, 2001, "Birds of a Feather: Homophily in Social Networks." *Annual Review of Sociology* 415-44.
- 三輪哲, 2007, 「日本と韓国における階層同類婚の変動」『社会学研究』81, 67-92.
- Miwa, S., 2007, "Long-Term Trends in Status Homogamy." Pp. 140-60 in *Deciphering Stratification and Inequality*, edited by Y. Sato. Trans Pacific Press.
- 中澤智恵・余田翔平, 2014, 「〈家族と教育〉に関する研究動向」『教育社会学研究』95, 171-205.
- 小方直幸・金子元久, 1997, 「『女子事務職』の形成と融解 —短大卒を中心に」『日本労働研究雑誌』第445号, 2-12.
- Oppenheimer, V. K. 1988. "A Theory of Marriage Timing." *American Journal of Sociology* 94(3):563-91.
- Schwartz, C. R., 2013, "Trends and Variation in Assortative Mating: Causes and Consequences." *Annual Review of Sociology* 39(1):451-70.
- Schwartz, C. R. and R. D. Mare, 2005, "Trends in Educational Assortative Marriage From 1940 to 2003," *Demography* 42(4):621-46.
- 志田基与師・盛山和夫・渡辺秀樹, 2000, 「結婚市場の変容」盛山和夫編『日本の階層シス

- テム 4 : ジェンダー・市場・家族』東京大学出版会, 159-176.
- 白波瀬佐和子, 1999, 「階級・階層, 結婚とジェンダー——結婚に至る階層結合パターン」  
『理論と方法』14(1): 5-18.
- 高橋哲, 2015, 「高等学校教員——「灯火」としての独自給与体系」橋本鉦市編著『専門職  
の報酬と職域』玉川大学出版部, 134-158.
- 太郎丸博, 2011, 「若年非正規雇用と結婚」佐藤嘉倫・尾嶋史章編「現代の社会階層 1 : 格  
差と多様性」東京大学出版会, 131-142.
- Uchikoshi, F., 2016, "Current Trends in Homogamy and Its Consequences in Japan." paper presented  
at *Association for Asian Studies-in-ASIA*, Kyoto, June 26.
- Ultee, W. C. and R. Luijkx, 1990, "Educational Heterogamy and Father to Son Occupational Mobility  
in 23 Industrial Nations," *European Sociological Review* 6(2):125-49.
- 脇坂明・富田安信編, 2001, 『大卒女性の働き方——女性が仕事をつづけるとき, やめると  
き』日本労働研究機構.

# 戦後女性のライフコースの変容

## —高度経済成長は女性のライフコースを変えたのか—

朝岡 誠

(立教大学)

本稿の目的は、SSM 調査の就業経験がある女性データを用いて、女性のライフコースが時代によってどのように変化したのかを明らかにすることである。

1990 年代後半以降、性別役割観に根ざした M 字型就労パターンが変化しつつあり、戦後日本型ライフコースがゆらぎつつある。ライフコース研究では要因として教育機会の拡大がライフコースの多様化の要因の一つとしてあげられるが、女性の教育機会が拡大した高度経済成長期にそのような動きが見られたのであろうか？本稿では時代を戦後復興期、高度経済成長期、オイルショック後の 3 つに区分し、1) 「出稼ぎ的性格」を持つといわれる戦後復興期と若年層労働力率が急上昇するオイルショック後をつなぐ高度経済成長期がどのような時代であったのか 2) 時代によって女性の初職キャリアと学歴の関係が変化したのかを SSM85 年データと 95 年データを用いて検討する。

### 1. 戦後日本女性のライフコースの変遷

第二次世界大戦後以降、日本の女性のライフコースと就業は大きく変化した。産業化の進展による農業人口が急激に減少し、1950 年労働力調査では 1408 万人のうち 878 万人 (62.3%) が農林業に従事しており、非雇用就業者は 300 万人 (21.3%) であったが、1975 年労働力調査をみると、1953 万人のうち農業従事者は 323 万人 (16.5%)、非雇用就業者が 1159 万人 (59.3%) とこの四半世紀で農業従事と非雇用の関係は逆転しており、非雇用就業者が 4 倍近く増え、女性の雇用機会が量的に拡大していたことがわかる<sup>1)</sup>。

雇用者の増加は女性のライフコースに大きな変化を与えた。農業が減少したことにより家業として働かなくてはならない女性を減らし、結婚して家事に専念し、「主婦化」(原・盛山 1999) する女性を増やすことになった。これが 20 代前半で結婚を機に仕事を辞め、家事や育児に専念し、育児が一段落した時点で家計の補助のために再び就労するといった M 字型就労パターンを生み出した。高度経済成長以降、M 字型就労パターンは戦後日本のライフコースの象徴として論じられてきたが、1990 年代後半以降よりこのライフコースに大きな変化が見られるようになる(岩井 2011)。オイルショック後、1975 年以降から女子労働力率、とりわけ M 字の谷間である 25-29 歳の労働力率が急速に上昇し、これまで進行していた主婦化の流れがストップしたということは原・盛山 (1999) など様々な研究者が指摘していたことだが、2007 年の就業構造基本調査において女性の年齢別就業率のグラフが M 字というよりも台形に近い形状になり、「社会階層と社会移動全国調査」(SSM 調査) 2005 年データにおいても M 字型就労パターンが急速に変化していることが確認されており(平田 2011)、戦後日本型ライフコースが大きく変化したと考えても良いだろう<sup>2)</sup>。

それでは戦後日本のライフコースの象徴ともいえる M 字型就労パターンは日本特有の現象であるかといえばそうではない。M 字型就労パターンは第 2 次世界大戦後の先進諸国において「フォーディズム型ライフコース」(岩井 2006)として広く見られた現象であり、産業化の進展によって性別役割分業型のライフコースが浸透するのは日本だけではない。ただし、欧米先進諸国でこのような現象がみられたのは 1970 年代までであり、雇用や福祉制度、特にアメリカでは女性の高学歴化と密接に関連したイデオロギー的環境の変化によって「フォーディズム型ライフコース」にズレが生じ、個人主義的な「ポスト・フォーディズム型ライフコース」に移行したとされている(岩井・真鍋 2000, 岩井 2011)。岩井(2011)は日本における昨今のライフコースの変化をフォーディズム型ライフコースからポスト・フォーディズム型ライフコースへの移行であると捉え、個人主義化の観点から女性の高学歴化とライフコースの変化の関係を考察している。

ポスト・フォーディズム型ライフコースへの移行の背景には製造業の衰退、サービス経済化による低賃金労働の増加といった産業構造の変化とそれともなう雇用、福祉制度の変化もあるが、学校教育の普及による「個人主義」の浸透があると考えられる(Meyer 1986)。学校教育は自分の生き方は自分で決めるという個人主義を育むため、高学歴化の進展は画一的なフォーディズム型ライフコースとは異なるライフコースの選択につながる。特に性別役割分業型のライフコースは女性をつらい労働からの解放した反面、女性を家庭に縛り付け、就業の機会を奪う生き方であるので、女性の教育機会と就業機会の拡大はこの性別役割分業型ライフコースを否定し、結婚しないで働くといった新たなライフコースを選択する女性を増やすはずである。岩井(2011)の SSM2005 データの分析からも 1990 年代に 20 代を過ぎた第 2 次ベビーブーム世代の大卒女性の就業継続傾向が高まっていることが明らかになっており、高等教育機会の拡大は女性のライフコースの変容に影響があったといえる<sup>3)</sup>。

それでは、なぜ日本ではフォーディズム型ライフコースがここまで持続したのであるか?その説明の一つとして戦前から性別役割分業に基づく雇用慣行が存在しており、これが社会全体で深く浸透していたことがあげられる。戦前の繊維工業は「ジェンダーによって厳しく分けられた労働市場」(ハンター 2008)であり、若い女性を低賃金で短期間雇用したことから「出稼ぎ的性格」と呼ばれるが、一方で母性保護を目的とした労働者保護政策と結びついており、そういった法的保護がない農家に比べて「奴隷的」であったとはいえない。この妻や母になることを前提にした信念は女性労働者にも受け入れられていたと考えられる。戦時に入ると女性が様々な職種につくことになり、戦後には占領軍による「平等主義」と「個人主義」の政策が進められたが、アパム(2001)は「戦後社会における女性のあり方は、占領軍の打ち出した平等主義と個人主義をほとんど無視したものだった」と論じている。佐藤・元治(2015)は 1951 年に実施された京浜工業地帯調査を使って戦後復興期の女性労働者の分析から、戦後になっても戦前の「出稼ぎ的性格」が継続しており、高度経済成長に

成立する「日本的雇用システム」の土台となっていると論じている。

## 2. リサーチクエスチョン

前節の議論を次のようにまとめることができる。

- ① 産業化の進展によって性別役割分業型のライフコースが浸透することは共通事項であるが、戦前から「ジェンダーによって厳しく分けられた労働市場」が確立しており、この雇用慣行が戦後になっても継続した。
- ② 欧米先進諸国では 1970 年代より産業構造、雇用、福祉制度の変化、そして教育機会の拡大によって浸透した「個人主義」によって性別役割分業型ライフコースからの移行がみられるようになったが、日本では M 字型就労パターンが継続した。
- ③ 日本では 1975 年以降より若年層女性の就業率の上昇と性別役割分業型ライフコースからのゆらぎがみられるようになり、近年になり高学歴女性を中心に M 字型就労パターンからの脱却がみられるようになった。

戦前より継続した性別役割分業を基調にした雇用慣行がフォーディズム型ライフコースを確立し、高学歴化によって浸透した「個人主義」を抑えてきたが、オイルショック後の 1975 年より若年女性が夢から覚めたかのように新たなライフコースを模索し始めたというようにまとめることができるが、若年女性の就業率の上昇は 1975 年になって突然生じた事象なのであろうか？戦前の繊維工業の「出稼ぎの性格」の労働市場が戦後になっても継続したというのは佐藤・元治の研究で言及されているが、この時代と若年女性の就業率が上昇する 1975 年の間にある高度経済成長期で何らかの変化が見られないのであろうか？原・盛山（1999）は高度経済成長を「ある面では主婦化が進み、近代的な性別役割分業が強化されていった時代である。その一方で、潜在的にはその動きを逆転させる基盤が準備されていた」と両義的に評しているように、この時代について明確な評価がなされていない。またこの時代は男性に比べるとずっと遅れていたとはいえ、高学歴化が進展した時代であり、ポスト・フォーディズム型ライフコースの萌芽が見られるかもしれない。

本稿では、人々の職業移動を焦点行われた「社会階層と社会移動全国調査」（SSM 調査）データを用いて戦後復興期からオイルショック後の時代の女性のライフコース、特に初職に就いてから職業キャリアがどのように継続しているのかを分析する。

## 3. 基礎分析

本節では、分析に用いたデータについて紹介し、簡単な基礎分析を行う。本稿では SSM85 年女性票と SSM95 年 A 票の女性データを合併し、職歴がないサンプルと 1945 年までに初職キャリアが途切れたサンプルを除く 2548 サンプルを分析の対象とし<sup>4)</sup>、女性のライフコース、特に初職に就いてからのキャリア（以降、初職キャリア）の継続期間が時代によって

どのように変化したのかを分析する。初職キャリアの継続期間は、初職入職年から無職になるまでの期間と定義する。時代の区分は原・盛山（1999）を参考に、1945年から1960年を「高度経済成長期」、1961年から1975年を「高度経済成長期」、1976年以降を「オイルショック以降」と定義する。

次節ではパーソンイヤーデータを用いて離散時間ロジットモデルを用いて初期キャリアに対する時代と学歴の影響を分析するが、本節では出生コホート間で初期キャリアの動態を比較してみよう。コホートは20歳を迎えた時点でのどの時代にいたのかで区分し、1925-1940年出生コホートを「戦後復興期コホート」（N=802）、1941-55年出生コホートを「高度経済成長期コホート」（N=986）、1956-75年出生コホートを「オイルショック後コホート」（N=652）とした。85年と95年データを使っている関係上、オイルショック後コホートは若年層が多いため初職キャリア中途のデータが多いことに注意する必要がある。

まずは職歴データを用いて初等教育終了から30歳までの職業経歴の推移をコホートごとに見てみよう。図1-a～cは女性の初期キャリアをコホート別に職業総合8分類を使って視覚化したものである。なお、オイルショック後コホートについては95年データで30歳以上のサンプルのみを取り扱っているためサンプルが小さくなっている。

図1aは戦後復興期に20歳を迎えたコホートのライフコースを示したものである。15歳時点で20%が就業しており、農業や中小ブルーへの就業が目立つ。中等教育が終了する17歳から大W、小Wの割合が増え、中等教育卒業者がホワイトカラー職に就業していることがみてとれる。20歳を過ぎた時点から結婚することで退職し、ホワイトカラーと小Bの割合が減少する。これらと入れ替わる形で自営Wと自営Bへの就業が増加していることから結婚後、家族従業者になっていることが予想される。

図-bは高度経済成長期に20歳であったコホートのライフコースを示したものである。戦後復興期のコホートと比較すると、農業従事者が激減していることがみてとれる。また、

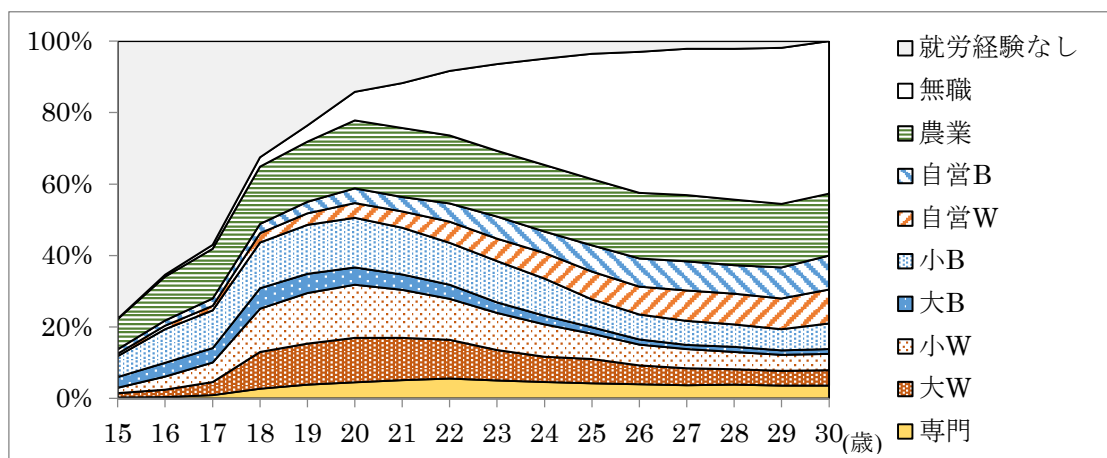


図 1a 戦後復興期コホートのライフコース (N=780)



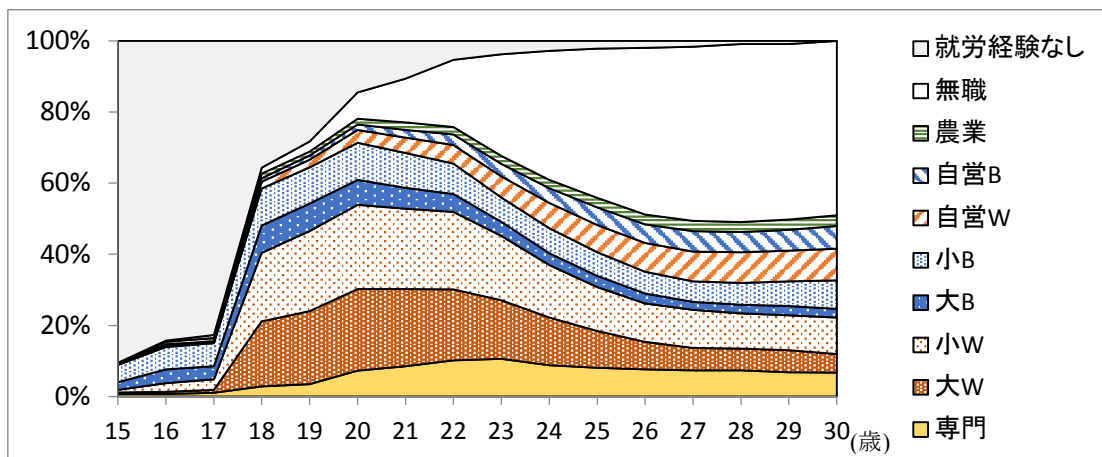


図 1b 高度経済成長期コホートのライフコース (N=986)

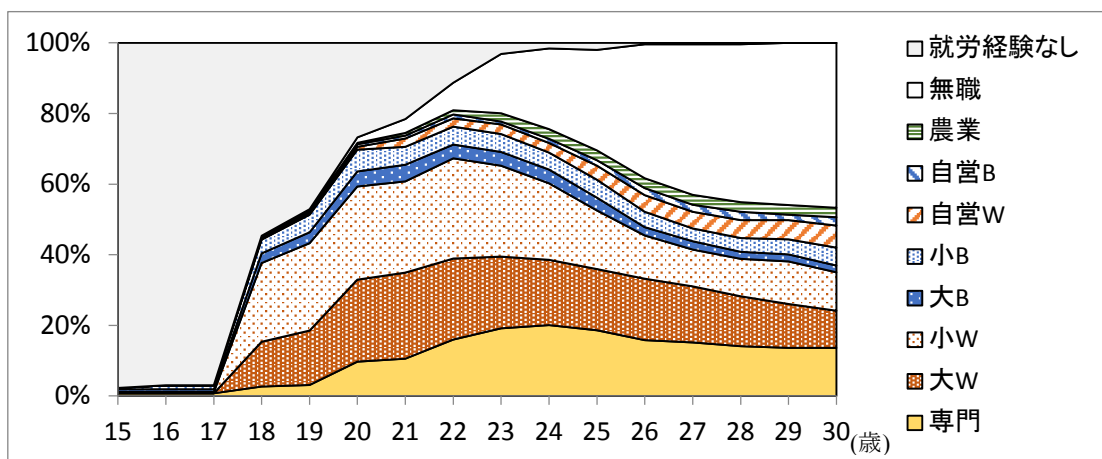


図 1c オイルショック後コホートのライフコース (N=263)

ホワイトカラーの比率が大きく 20 歳時では 45%以上の女性はホワイトカラー職に就いている。22 歳をピークに離職する女性が増え、戦後復興期と比べて退職のピークが遅れてきており、25 歳の 3 年間の間に急激に退職し、無職になっていることがわかる。佐藤・元治 (2015) が論じているとおり、戦前期の繊維工業の労務管理が、ホワイトカラー職に波及したと考えられる。

図 1c はオイルショック後に 20 歳であったコホートのライフコースを示したものである。高度経済成長期とくらべて専門職の割合が増えていることがわかる。高度経済成長期と同じく 22 歳をピークに離職する女性が増えるが、専門職と大企業ホワイトカラーに従事する女性の割合はそれほど減少しないのが特徴としてあげられる。就業率だけをみると高度経済成長期と大差はないが、その職業構成は異なる。3 つのコホートのライフコースにおいて M 時就労パターンがみられるが、戦後復興期と高度経済成長期のコホート間では産業構成が、高度経済成長期とオイルショック後のコホートの間では特に 20 代後半から大きな違いが見られる。

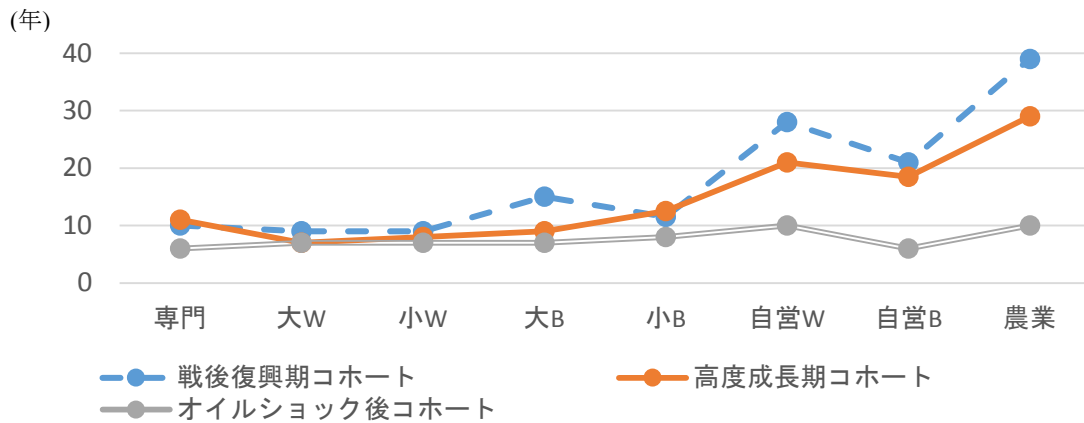


図2 コホート 初職別初職キャリア継続年数の中央値

次に初職キャリアの継続期間についてみてみよう。単純に3つの時代の初職キャリア平均勤続年数をとると、戦後復興期コホートの平均継続年数は20.86年(中央値15)、高度経済成長期の平均継続年数は13.58年(中央値9)、オイルショック後コホートの平均継続年数は7.42年(中央値7)であり、時代を経るにしたがって勤続年数が短くなっていることが分かる。しかし、各コホートによって産業構成、観察打ち切りのタイミングが異なるため、単純に平均継続年数で判断することはできない。図2はコホートと初職別で初職キャリア継続年数の中央値を示したグラフである。自営業、農業といった継続しやすい職業ではコホート間で大きな差がみられるが、これはコホートによって観察打ち切りのタイミング

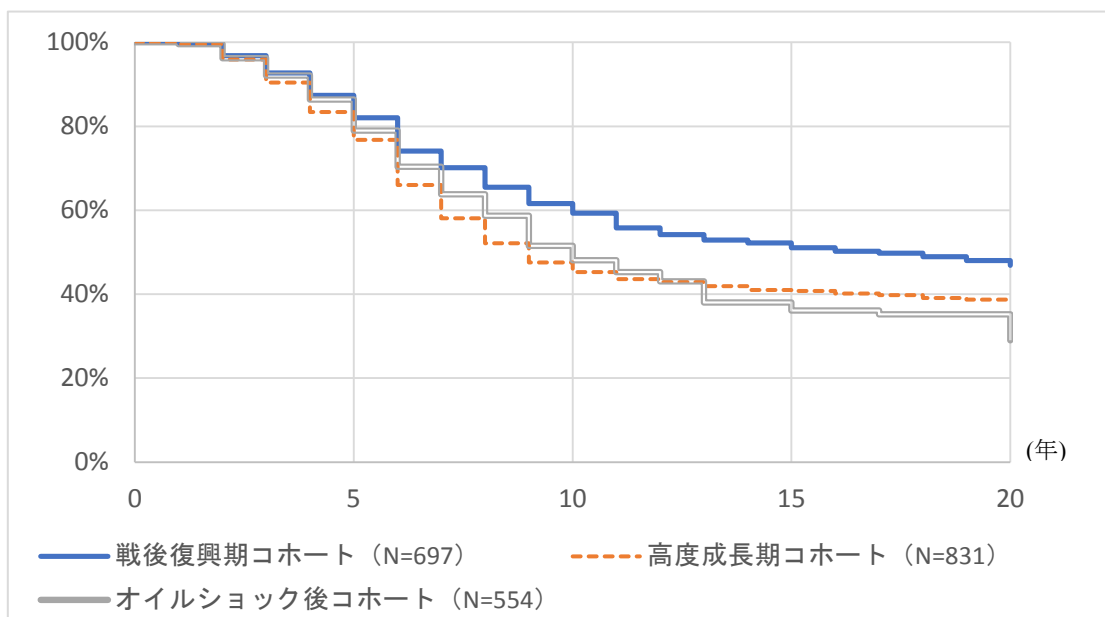


図3 コホート別 初職キャリアの継続年数の推移

グが異なるためであり，若いコホートの場合はこの後もキャリアが継続していくことも考えられる．そこでイベントヒストリー分析を用いて，このデータを分析してみよう．

前頁図 3 は Kaplan-Meier 法を用いて初職キャリア継続の動態をコホート別に示したものである．これをみると戦後復興期コホートは継続率が高いことが分かる．また，高度成長期コホートは初期における脱落が大きく，継続年数 6 年目で大幅に継続率が下がる事がわかる．10 年後以降は安定するものの 10 年までの継続率でみると高度経済成長期に 20 歳を迎えたコホートはオイルショック後以降のコホートに比べてキャリアを継続しにくいことが分かる．

次に各時代で学歴が初職キャリアの継続にどのように影響したのかについてみてみよう．図 4a~c は先の分析と同じく，コホートごとに Kaplan-Meier 法を使って初職キャリアの継続を学歴別に示したものである．戦後復興期コホートについて高卒のサンプルが，オイルショック後コホートについては中卒のサンプルが 20 と少ないことに注意が必要である．

図 4a は戦後復興期に 20 歳であったコホートにおける初職キャリアの継続の動態を学歴別に示したものである．これをみると高卒，大卒に比べて中卒の方がキャリアを継続しやすいことが分かる．これは農業従事者が多いからであると予測できる．また，大卒と高卒を比較すると大卒女性の方が早期にキャリアが途切れやすいことが分かる．これは学校卒業から結婚までの期間が短いことによるのではないかとと思われる．

図 4b は高度経済成長期に 20 歳であったコホートにおける初職キャリアの継続の動態を学歴別に示したものである．初職についてから離職までのタイミングこそ高学歴者の方が早いが高卒のキャリアの継続パターンはほぼ近似している．学校卒業時の年齢で考えれば 20

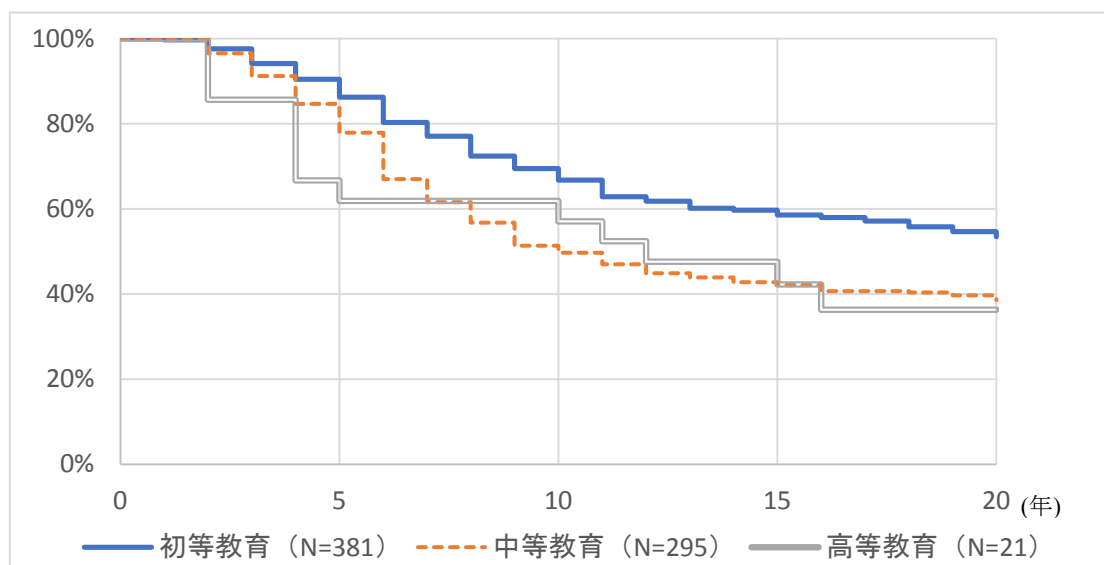


図 4a 学歴別 初職キャリアの継続年数の推移 (戦後復興期コホート)

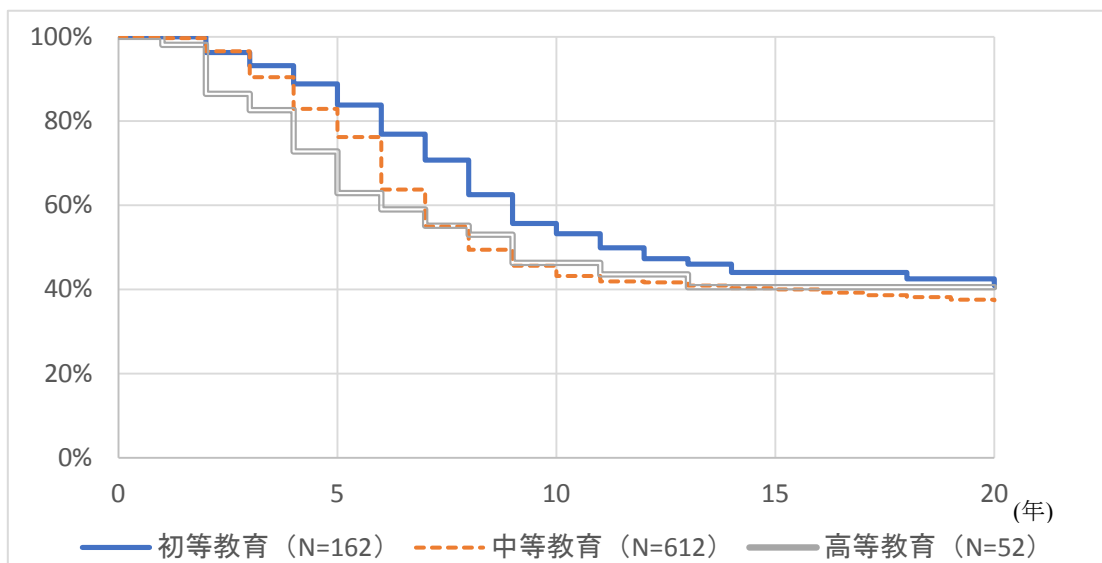


図 4b 学歴別 初職キャリアの継続年数の推移（高度経済成長期コホート）

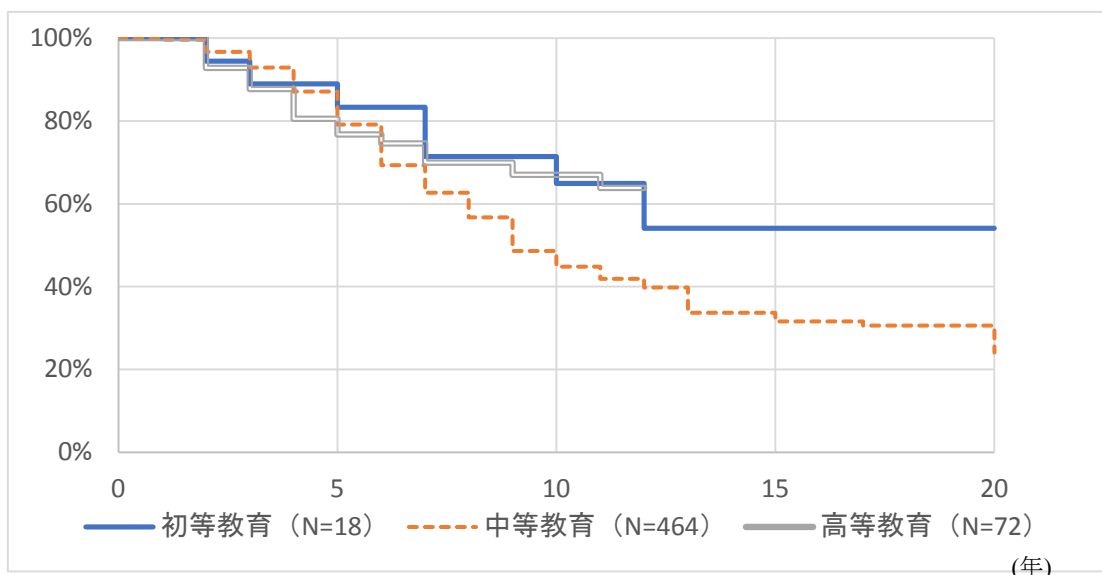


図 4c 学歴別 初職キャリアの継続年数の推移（オイルショック後コホート）

代前半で退職するというライフコースが浸透していたと考えることができる。いわゆる「クリスマスケーキ理論」が合致する結果となった<sup>5)</sup>。

図 4c はオイルショック後に 20 歳であったコホートにおける初職キャリア継続の動態を学歴別に示したものである。図 4b と比べると高卒女性のパターンは近似しているが、中卒女性と大卒女性についてはキャリアが継続しやすくなっている。中卒についてはサンプルが少ないので比較することは難しいが、学歴によるライフコースの分断が生じている可能性を見出すことができる。

#### 4. 分析結果

前節ではイベントヒストリー分析を用いて、①高度経済成長期に20歳を迎えた世代は他の世代に比べて早期に初職キャリアをリタイアする傾向にあること②各世代によって学歴と初職キャリアの関係が異なることが明らかになった。しかし、これらの分析は時代ではなく世代を対象にした分析であり、時代によって職業構造などが異なるため職業構造や出身階層の影響、本人職業、そして結婚相手の影響力を統制した分析が必要である。そこでパネソニイヤーデータを用いた離散時間ロジットモデルを用いた分析を行う。

分析で用いる従属変数は初職から仕事が継続しているかどうかであり、転職をしても無職を挟まなければ0、無職になれば1のダミー変数を与え、観察を打ち切る。

主な独立変数は時代と教育年数である。時代区分は1945年から60年までを戦後復興期、1961年から73年までを高度経済成長期とし、74年と75年を高度経済成長期とそれ以降の時代の境としてオイルショックとし、高度経済成長期とそれ以降の時代とは区別した。それぞれ1976年以降を基準とし、ダミー変数として投入する。

コントロール変数としては次の変数を用いた。各年の年齢と年齢の二乗項、対数変換を施した基底時間（初職キャリア継続年数）、初職職種（専門、ホワイト、農業、ブルーが基準）と初職従業上の地位（自営かどうか）、初職企業規模（300人以上かどうか）、初職キャリア内で転職したかどうか、既婚ダミー、結婚後初職に参入したかどうか、出身階層の代理指標として父職職種、アスピレーション形成モデル（岩永 1990）として母親のキャリア、初婚時夫の職種と職業従業上の地位と企業規模をダミー変数として投入する。母親の

表1 記述統計量

	平均(比率)	標準偏差		平均(比率)	標準偏差
従属変数			転職ダミー	0.185	0.388
イベント(離職)	0.040	0.196	初婚後就業ダミー	0.080	0.271
独立変数			既婚ダミー	0.628	0.483
時代区分			父職		
戦後復興期ダミー	0.193	0.394	職種(専門管理)	0.129	0.335
高度経済成長期ダミー	0.306	0.461	職種(ホワイトカラー)	0.195	0.396
オイルショックダミー	0.056	0.229	職種(ブルーカラー)	0.416	0.493
教育年数	10.63	2.38	母キャリア		
コントロール変数			母キャリアダミー(継続)	0.510	0.500
年齢	31.99	11.66	母キャリアダミー(職歴あり)	0.178	0.383
年齢二乗項	1158.94	856.36	夫職		
基底時間(対数)	2.200	1.026	職種(ホワイトカラー)	0.207	0.405
初職			職種(専門職)	0.282	0.450
職種(ホワイトカラー)	0.427	0.495	職種(農業)	0.140	0.347
職種(専門職)	0.102	0.303	従業上の地位(自営)	0.080	0.272
職種(農業)	0.182	0.386	企業規模(300人以上)	0.152	0.359
従業上の地位(自営)	0.118	0.322			
企業規模(300人以上)	0.242	0.428			

キャリアは「ずっと働いていた」を継続、「働いていたことがある」を職歴ありとして、未就労を基準とした。

以上の変数のいずれかで欠損したケースはリストワイズとして処理したところ、観察数は31388となった。表1はそれぞれの変数の記述統計量を示した表である。

表2は初職キャリアの終了をイベントとした離散時間ロジットモデル分析の結果である。モデル1はコントロール変数と時代を投入したモデル、モデル2は教育年数を追加したモデル、モデル3は時代と教育年数の交互作用効果を追加したモデルである。それぞれ変数を追加することでモデルが改善されたのかをオムニバス検定を使って検討した結果、モデル1は(コントロール変数のみと比較して)5%の水準( $\chi^2=10.60$ , 自由度3)で、モデル2は1%の水準( $\chi^2=10.37$ , 自由度1)で有意に改善されたが、モデル3はモデル2を有意に改善していないので、時代と教育年数の交互作用の影響に関しては慎重な判断が必要である。

まずはコントロール変数の効果について確認しておこう。初職でブルーカラーに就いていた場合に比べ、初職でホワイトカラーに就いていると初職キャリアを継続しにくいこと、そして自営、農業に就くと初職キャリアを継続しやすいことがわかる。また転職経験がある場合や結婚後に初職に就いた場合についてもキャリアを継続しにくいことがわかる。父職でみると、父親が主に農業に従事していた場合に比べ、父親が専門管理、またはブルーカラーであった女性ほどキャリアを継続しにくいことが分かる。そして母親が未就労であった場合と比べ、ずっと働いていた母親をもつ女性の方がキャリアを継続しやすい傾向があり、母親の就業キャリアが娘の就業キャリアに影響することも確認できる。そして、初婚時の夫がブルーカラーであった場合に比べて、ブルーカラーに就いている男性と結婚した場合に比べ、農業、自営業に就いている男性と結婚した女性は初職キャリアを継続しやすく、専門職に就いている男性や大企業に勤務している男性と結婚した女性は初職キャリアを継続しにくい傾向があることが分かる。このことは労働を続けることができる、辞めさせられると捉えるよりも、労働から抜け出せない、労働から解放されたと捉えるべきであろう。

次に独立変数の効果をみると、時代についてはオイルショック期以降と戦後復興期では初職キャリアの継続しやすさに有意な差がみられないが、高度経済成長期とオイルショック期以降では、本人の就業形態や属性要因をコントロールしても、高度経済成長期では初職キャリアを継続しにくい傾向がある。これはイベントヒストリー分析で確認したとおりの結果といえよう。そして学歴については教育年数が長い人ほど離職しやすいという傾向も明らかになった。この傾向については高度経済成長コホートの女性を対象にしたイベントヒストリー分析で確認した通りの結果である。イベントヒストリー分析を行なった際には時代と学歴に交互作用効果がみられたが、離散時間ロジットモデルでは交互作用効果は統計的に有意とならなかった。

表2 離散時間ロジットモデルによる推定結果

	モデル1		モデル2		モデル3	
	$\beta$	S.E.	$\beta$	S.E.	$\beta$	S.E.
切片	3.405 ***	0.374	2.913 ***	0.405	3.234 ***	0.457
基底時間(自然対数)	0.543 ***	0.085	0.627 ***	0.090	0.628 ***	0.091
年齢	-0.487 ***	0.026	-0.510 ***	0.027	-0.505 ***	0.027
年齢の二乗	0.005 ***	0.000	0.005 ***	0.000	0.005 ***	0.000
既婚ダミー	1.703 ***	0.089	1.686 ***	0.088	1.684 ***	0.088
初職(基準:ブルーカラー)						
ホワイトカラー	0.371 ***	0.076	0.293 ***	0.079	0.289 ***	0.079
専門職	0.299 *	0.118	0.182	0.124	0.185	0.124
農業	-0.817 ***	0.157	-0.792 ***	0.158	-0.773 ***	0.158
職業的地位(自営)	-0.467 ***	0.130	-0.459 ***	0.130	-0.456 ***	0.130
企業規模(300人以上)	0.081	0.072	0.073	0.072	0.075	0.072
転職ダミー	1.190 ***	0.073	1.192 ***	0.072	1.193 ***	0.073
初婚後就業ダミー	0.756 ***	0.161	0.851 ***	0.163	0.850 ***	0.163
父親の職業(基準:農業)						
専門管理	0.361 ***	0.087	0.295 **	0.090	0.301 **	0.090
ホワイト	0.038	0.078	0.003	0.079	0.002	0.079
ブルーカラー	0.166 *	0.062	0.160 *	0.062	0.151 *	0.063
母親のキャリア(基準:未就労)						
就業継続	-0.205 **	0.070	-0.202 **	0.070	-0.201 **	0.070
就業経験あり	0.005	0.083	0.007	0.083	0.007	0.083
夫結婚時職(基準:ブルーカラー)						
ホワイトカラー	0.044	0.074	0.027	0.074	0.024	0.074
専門職	0.294 **	0.110	0.239 *	0.111	0.245 *	0.111
農業	-0.427 **	0.146	-0.404 **	0.146	-0.396 **	0.146
職業的地位(自営)	-0.315 **	0.104	-0.311 **	0.104	-0.311 **	0.104
企業規模(300人以上)	0.328 ***	0.078	0.317 ***	0.078	0.318 ***	0.078
時代区分(基準:1976-95)						
戦後復興期(1945-1960)	-0.060	0.096	0.077	0.105	-0.556	0.480
高度経済成長(1961-1973)	0.152 *	0.076	0.217 *	0.078	-0.421	0.449
オイルショック(1974-1975)	0.263 *	0.125	0.294 *	0.125	0.245	0.782
教育年数			0.068 **	0.021	0.038	0.030
交互作用項						
教育年数×戦後復興期					0.056	0.043
教育年数×高度経済成長					0.054	0.038
教育年数×オイルショック					0.003	0.067
対数尤度	-4564.1		-4558.9		-4557.4	
観察数			31388			
個人数			2171			
イベント数			1258			

## 5. 考察

本稿では、過去のSSMデータを用いて戦後復興期からオイルショック後の時代の女性のライフコース、特に初職に就いてからのキャリアの継続を主に分析した。その結果、①本人の職業や家庭環境を統制しても、高度経済成長期は女性が仕事を続けにくい時代であったこと②学歴の高い女性ほど仕事を続けにくい。高度経済成長期においては、20代前半で仕事を辞めるといったライフコースが画一的に浸透していたが、オイルショック後以降、大卒女性が仕事を辞めにくくなっていることが確認された。本稿で行った分析結果を見る限り、高度経済成長期は原・盛山が論じた通り「ある面では主婦化が進み、近代的な性別役割分業が強化されていった時代」であると論じてもいいだろう。20代前半で仕事を辞めるといったフォーディズム型ライフコースが画一的に浸透しており、高学歴女性が「個人主義」的なライフコースを模索する素地は全く見られなかった。オイルショック後、高学歴女性が「夢」から覚めたかのように新しいライフコースを模索するようになるが、なぜこのような急激な変化が生じたのかについては本稿で用いたデータでは伺い知ることができない<sup>6)</sup>。しかし、本稿では高度経済成長期という時代の特殊性とオイルショックを挟んで戦後女性のライフコースが大きく変容したことを示せたのではないだろうか。

### [注]

- 1) 原・盛山(1999)159頁に掲載されている労働力調査年報各年版を参考にした。
- 2) 平田(2011)は家事や育児と両立しやすい非正規雇用の増加によってM字型就労パターンの底にあたる30代女性の有職率を引き上げているのではないかと推測している。
- 3) 木村(2000)はSSM95年データの分析から性別役割分業に否定的だった女性が高等教育を受けるのであり、学校教育を受けることで性別役割分業に対して否定的な価値観を持つということに対して疑問を投げかけている。
- 4) 85年の1278サンプルと、95年の1270サンプルを合併した。職歴のないサンプルは85年データに99サンプル、95年データに81サンプル、1945年までに初職キャリアが途切れたサンプルは85年データに33サンプルあった。
- 5) 1970年代に世間一般に流布していた俗説。クリスマスケーキは25日を過ぎると値打ちが下がるのと同様に、女性も24歳までに結婚しないと売り時を逃してしまうことを指す。
- 6) SSM85年調査では15歳時のキャリアアスピレーションを尋ねているので、世代・学歴・キャリア希望の関係を考察することができるが、回顧データである点と1975年以降に就業したサンプルが十分ではないことから分析するのは難しいと考えられる。

### [謝辞]

[二次分析]にあたり、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターSSJデータアーカイブから「社会階層と社会移動全国調査」(SSM調査)の「1985年SSM調



査, 1985」「1995年SSM調査, 1995」(2015SSM調査管理委員会)の個票データの提供を受けました。本稿の執筆にあたり成果報告会のコメンテーターである佐藤香先生と司会の三輪哲先生、そして盛山和夫先生より大変貴重な有益なコメントを頂きました。また立教大学の前田豊先生にはパーソニヤーデータの作成と離散時間ロジットモデル分析に関して適切なアドバイスを頂きました。記して感謝申し上げます。

### [参考文献]

- 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。
- 平田周一, 2011, 「女性のライフコースと就業－M字型カーブの行方」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, 223-238。
- Hunter, Janet, 2003, *Women Labour Market Japan's Industrializing Economy: The Textile Industry before the Pacific War*, Routledge. (2008, 阿部武司・谷本雅之監訳 『日本の工業化と女性労働 -- 戦前期の繊維産業』有斐閣)。
- 岩井八郎・真鍋倫子, 2000. 「M字型就業パターンの定着とその意味－女性のライフコースの日米比較を中心に」盛山和夫編『日本の階層システム 4 ジェンダー・市場・家族』東京大学出版会, 67-92。
- 岩井八郎, 2006. 「ライフコース研究の20年と計量社会学の課題」『理論と方法』21(1): 13-31。
- 岩井八郎, 2011, 「学歴と初期キャリアの動態－戦後日本型ライフコースの変容」石田浩・近藤博之・中尾啓子(編)『現代の階層社会 2－階層と移動の構造』東京大学出版会, 205-222。
- 岩永雅也, 「アスピレーションとその実現－母が娘に伝えるもの」岡本英雄・直井道子(編)『現代の日本の階層構造 4－女性と社会階層』東京大学出版会, 91-118。
- 木村邦博, 2000, 「労働市場の構造と有配偶女性の意識」盛山和夫編『日本の階層システム 4 ジェンダー・市場・家族』東京大学出版会, 177-192。
- Meyer, John, 1986. "The Self and the Life Course." Pp. 199-216 in *Human Development and the Life Course*, edited by A.B.Sorensen, F.E.Weinert, & L.R.Sherrod. Hillsdale NJ: Erlbaum.
- 佐藤香・元治恵子, 2015, 「戦後復興期の女性労働者」橋本健二『戦後日本社会の誕生』弘文堂, 109-139。
- 竹中恵美子, 1996, 「日本型労働市場の再編から変容へ」石畑良太郎・佐野稔(編)『現代の社会生活』有斐閣。
- 田中重人, 2000, 「性別分業を維持してきたもの－郊外型ライフスタイル仮説の検討」盛山和夫編『日本の階層システム 4 ジェンダー・市場・家族』東京大学出版会。
- Upham, Frank K., 1993, "Unplaced Persons and Movements for Place", *Postwar Japan as History*, edited by Andrew Gordon. University of California Press. (2001, 古関彰一訳 「社会的弱者の人権」中村政則監訳『歴史としての戦後日本 下』みすず書房)。



# 資格取得性向の推移と現代的特性

武内建人

(東京大学大学院)

本研究の目的は、SSM2005における資格の取得に関する質問項目を利用し、資格取得性向の推移と資格取得の効果の時代変化を分析することである。前者については、資格を取得した年齢から資格を取得した時点(西暦)を割り出し、15-24才、25-39才の資格取得および資格保有の推移を分析した。その結果、資格取得性向の大きな傾向は時代を通じて共有されるが、そのなかで特定の資格が目立って取得される場合があることが明らかになった。次に、出生コホート別に40才時職業威信を従属変数とする重回帰分析を行った結果、国家資格を保有することは一貫して有意な正の効果を有していたのに対して、民間資格については、二分した出生コホートのうち後半の出生コホートで2個以上保有することが有意な正の効果を有していた。これは国家資格の安定性と近年の民間資格の多様性を反映した結果として理解される。

## 1. 研究目的

### 1.1 研究背景

日本では1990年代以降、職業資格への注目度が高まっている。それは学歴に替わる能力評価指標としての期待であったり、キャリア形成における資格の活用への関心であったりするが、近年では資格取得の効果を検証する調査研究も様々に行われている(今野・下田1995; 阿形1998, 2000, 2008, 2010; 労働政策研修機構2010; 池田2015)。こうしたなか、資格への関心が学歴社会の後退や雇用の流動化といった社会状況と関連づけられることは少なくないが、資格そのものの特性は変化していないのだろうか。

社会制度としての職業資格を理解するにあたっては、制度史的な把握もひとつの定跡となっており、「資格社会(Credential Society)」という語を用いてアメリカ社会における資格の制度化を歴史社会的に論じたR. コリンズ(Collins 1979=1984)はその代表である。ほかにも、望田編(1995, 2003)は、ドイツ社会においてエリート層で成立した資格制度が、葛藤を含みつつも非エリート層へ「下方展開」した過程を分析している。柳田(2004)は、イギリスにおいて伝統的に職業団体により実施されていた職業資格が、NQFと呼ばれる国家的枠組みへと移行する過程を論じている。また、日本の資格制度に関する代表的な制度史研究としては、明治以後に設置された300を超える公的職業資格の制度史的展開をまとめあげた辻(2000)がある。

こうした制度史研究は、資格の「設置」の側面からみたときの資格制度の趨勢や性質の変化を明らかにするものであるが、そこには次のような限界もある。ひとつは、民間資格の拡大を扱いつらい点である。こんにちの日本社会において資格は広く普及しているが、そのなかには、法令等に規定されている国家資格だけでなく、多くの民間資格が存在することも知

られている。「日本の資格制度をもっとも包括的に研究するためには、今日夥しい数のいわゆる民間資格を含めて考察する必要がある」（辻 2000: 14）わけだが、民間資格の実態の把握は難しく、社会的な関心に比して学術的な関心が持たれることは少ない。辻(2000)をはじめとする制度史研究も公的職業資格制度に寄っている。

制度史研究のもうひとつの限界は、設置された資格のなかで、どのような資格がどの程度取得されていたのかという側面を捨象する点である。その資格が制度的にどのような性格を持っているのかだけではなく、どのように取得されているのかも資格を特徴づける重要な要素となりうる。また、資格の取得が注目される際には、資格制度の普及により学歴社会に替わる「資格社会」が到来するかどうかという点もしばしば議論されるが(依田 1976; 阿形 2000)、社会のなかで資格がどれだけ定着しているかという「資格社会」をめぐる議論にとっては、どのような資格が制度として存在しているか以上に、それらが人々によって取得されているかどうか重要である。

本研究は、社会調査の個票データを用いた、いわば「取得」の側面からみた資格の現代史を記述する試みである。

## 1.2 研究課題

いま述べたように、本研究の課題は取得からみた資格の変遷を明らかにすることである。本研究の課題は次の 2 つから成っている。第一は、資格の取得性向の推移の分析であり、第二は、資格の効果の時代的推移の分析である。いずれの分析においても資格を取得した時点に関する情報あるいはそれに準ずる取得したときの年齢の情報を必要とする。

本研究で使用するのは、「社会階層と社会移動全国調査」(SSM 調査)の個票データである。SSM 調査において、資格の取得に関する質問項目は SSM1995 と SSM2005 において採用されているが、分析で使用するのは、資格を取得したときの年齢(正確には、「何才のころ」に取得したか)をたずねている SSM2005 のみである。資格の取得に関する質問項目は SSM2005 留置調査票 B 問 21 であり、具体的な質問文は以下の通りである。

### SSM2005 留置調査票 B 問 21

- (1) あなたは、何か職業上の資格(たとえば、税理士、ボイラー技士、簿記検定など)を持っていますか。
- (2) 「持っている」と答えた方におたずねします。持っている資格の名前を教えてください。複数の資格をお持ちの方は、あなたが「仕事に役立つ」と思う順に 3 つまであげてください。また、その資格を取得されたのは、あなたが何才のころだったでしょうか。つぎの ( ) のなかに、それぞれ資格名と取得した年齢をご記入ください。

資格名を自由回答式でたずねていることがひとつの特徴である。コードブックでは個別の資格に割り当てられた小分類コードに加えて、大分類コードと中分類コードが用意されているほか、国家資格と民間資格の区別も記されている<sup>1)</sup>。

本研究では、資格を取得したときの年齢から資格がいつ（西暦何年に）取得されたのかを割り出し、時点ごとの資格の分布とその推移について分析する。

## 2. データおよび基礎分析

### 2.1 データとその加工

分析対象はSSM2005のうちB票に回答した2,915名である。先にみたように、SSM2005では取得した資格を3つまでたずねているが、回答から「分類不能」「非該当」「無回答」および取得時年齢が不明なものを除外する<sup>2)</sup>と、1番目の資格が1,127件、2番目の資格が563件、3番目の資格が268件、計1,958件が回答されている。本分析では1番目から3番目までの資格を全て使用し、また回答は順不同なものとして扱う。

加えて、阿形(1998)を参考にしつつ、次の問題が生じているケースに関してはデータの編集（データ内容の変更）を行った。まず、一般に職業・職務に直接影響することの少ない「第1種普通自動車運転免許（普通免許）」は除外した（22件）。同様に、自動車免許のうちでその種別が不明である「自動車免許」も、普通免許を指している場合が多いものとみなして除外した（31件）。

次に、職歴を参照して「就いている職業からすると当然もっているはずの資格について回答していない場合」（阿形 1998: 60）について補完した。ただし、看護師、理容師、美容師に関しては、職歴とともに学歴も参照し、関連の学部学科や専門学校を修了している場合についてのみ、資格を補完した<sup>3)</sup>。補完したのは、小学校教員15件、中学校教員6件、高等学校教員5件、幼稚園教諭3件、看護師7件、栄養士1件、理容師1件、美容師7件、保育士14件、公認会計士1件<sup>4)</sup>の計60件である<sup>5)</sup>。これらのケースでは資格を取得した年齢は正確には判断できないが、当該の職業に最初に入職したときの年齢を代入することとした。ただし、看護師、理容師、美容師に関しては、当該の職業への入職時点より専門学校の修了時点があとの場合は専門学校を修了した年齢を代入した。以上の操作を加えると、回答された資格の取得件数は計1,965件となる。

### 2.2 取得時年齢層別でみた基礎分析

本研究の主眼は資格取得性向の年次的な推移にあるが、それに先立って取得時年齢層別の分析を確認しておこう。

まず、表1は取得時年齢層別の取得件数と性別・最終学歴別の内訳である。これをみると、15-19才と20-24才という若い年齢層における取得件数が多く、これらの年齢層では女性による資格取得が多くみられる。若い年齢層の取得件数が多いのは、単に若い年齢層の方

が当該の年齢層に含まれるケース数が多いことも影響しているが、それを考慮してもなお、若年層の資格取得性向が高いことには変わらない。年齢層が高くなるにしたがって徐々に資格取得件数は減少し、25-29才から50-54才までは男性の割合が女性を上回っている。また、すべての年齢層を通じて、高卒以下による取得件数が多い。

表1 取得時年齢層別の取得件数と属性別の割合

取得時年齢	取得件数	性別		最終学歴*		
		男性	女性	中学・高校	短大・高	大学・大学
10-14才	29	20.7%	79.3%	79.3%	10.3%	10.3%
15-19才	448	31.0%	69.0%	88.6%	4.0%	7.4%
20-24才	635	38.9%	61.1%	50.6%	21.0%	28.4%
25-29才	246	72.4%	27.6%	57.7%	8.1%	34.1%
30-34才	196	73.0%	27.0%	73.0%	4.1%	23.0%
35-39才	119	70.6%	29.4%	77.3%	5.0%	17.6%
40-44才	114	63.2%	36.8%	71.9%	8.8%	19.3%
45-49才	77	66.2%	33.8%	63.6%	13.0%	23.4%
50-54才	53	54.7%	45.3%	81.1%	3.8%	15.1%
55-59才	35	40.0%	60.0%	82.9%	0.0%	17.1%
60才-	13	53.8%	46.2%	69.2%	0.0%	30.8%
合計	1,965	49.4%	50.6%	67.7%	10.7%	21.6%

\* 最終学歴は「わからない」1名を除く。

次に、それぞれの年齢層において取得件数が多い資格を小分類レベルで確認しよう(表2, ただし15-54才に限る)。これをみると、年齢層によって取得する資格の種類が異なっていることがわかる。15-19才では、簿記と珠算の取得が他の資格よりも非常に多くなっているなど、民間資格が多く登場する。また、調理師や美容師、准看護師といった、資格取得のための学歴要件が高くないものも多く取得されている。続く20-24才では、保育士や教員免許をはじめとして、大学卒業とともに取得される資格が多い。25-29才になると一転して工業や建設の分野において職務経験を積んで取得する資格が目立つようになり、その傾向は35-39才まで一貫している。40才以上では、25-39才と同様の傾向もみられるものの、訪問介護員や介護支援専門員といった介護分野の資格が目立つ。これは中高年層の特徴ともいえるが、中高年層による取得は近年の状況のみを反映するものであるため、近年の介護分野に対する注目度の高さも影響しているものと考えられる。加えて、そのなかでも年齢層の高い50-54才においては、「茶道・華道、生花」や「着付け」といった趣味を通じて取得した資格とみられるものも確認できる。

表2 取得時年齢層別にみた取得件数上位資格(資格小分類)

15-19 才	20-24 才	25-29 才	30-34 才
簿記 (144) 珠算 (63) ワープロ, 文書処理 (16) 実用英語技能検定 調理師 (15) 美容師 (13) 危険物取扱者 (12) 准看護師 (11) 秘書 (11) 簿記検定(日商) (11)	保育士 (51) 看護師 (35) 教員免許* (34) 栄養士 (23) 危険物取扱者 (23) 調理師 (22) 幼稚園教諭 (22) 小学校教員 (20) 美容師 (19) 幼稚園教諭二種 (15)	土木施工管理技士 危険物取扱者 (9) 電気工事士 (8) 簿記 (8) 医師 (7) 1級建築士 (6) 水道関連資格 (6) ボイラー技士 (5) MOUS** (5) 技能士 (5) 宅地建物取引主任者 (5)	危険物取扱者 (14) 技能士 (11) 土木施工管理技士 簿記 (10) 訪問介護員二級 (9) フォークリフト (8) 調理師 (6) クレーン (4) 運転関連資格 (4) 建築施工管理技士 宅地建物取引主任者 (4) 電気工事士 (4)
35-39 才	40-44 才	45-49 才	50-54 才
危険物取扱者 (8) フォークリフト (7) クレーン (6) 調理師 (5) 医療事務技能者 (4) 管工事施工管理技士 (3) 技能士 (3) 玉掛技能講習 (3) 電気工事施工管理技士 (3) 土木施工管理技士 簿記 (3) 訪問介護員二級 (3)	調理師 (9) 訪問介護員二級 (7) 危険物取扱者 (6) 技能士 (5) フォークリフト (4) ボイラー技士 (4) 宅地建物取引主任者 (4) クレーン (3) 介護支援専門員 (3) 損害保険 (3)	訪問介護員二級 (5) 介護支援専門員 (4) 第1種大型免許 (4) アーク溶接作業 フォークリフト (3) 技能士 (3) 工業・技術・労働安全衛生関連資格 (2) 危険物取扱者 (2) 技術士, 技術士補 証券外務員 (2) 生命保険 (2) 宅地建物取引主任者 (2) 電気通信の工事担任者 (2) 土木施工管理技士 無線従事者 (2)	訪問介護員二級 (5) 介護支援専門員 (4) フォークリフト (3) 茶道・華道, 生花 着付け (3) 訪問介護員 (3) 建築関連技術資格 車両系建設機械運転技能者 (2) 損害保険 (2) 調理師 (2) 防火管理者 (2) 溶接 (2)

注：名称は適宜省略している。括弧内の数字は取得件数、下線は民間資格を表す。

\* 具体的な資格名（「小学校教員免許」など）が不明なものを表す。

\*\* 「マイクロソフト・オフィス・ユーザ・スペシャリスト」を表す。

### 3. 方法

#### 3.1 資格取得性向の推移

続いて、本研究の方法について述べる。まず、資格を取得したときの年齢から資格を取得した時点（西暦）を割り出す。これは調査時点の年齢から計算して求めることができる。観測された資格取得全体のなかで最も早い時点は1953年、最も遅い時点は2005年であった。

分析に際して、得られた資格の取得の状況をそのまま時点ごとに整理することも可能である。しかし、時代を下るにしたがってその時点に含まれるケースの年齢幅が広がるため、各時点における資格の取得の分布を単純に比較することはできない。各時点の分布を比較

可能なものにするためには、それぞれの時点において特定の年齢層の人々によって取得された資格を取り出す必要がある。このとき、対象となる年齢層を広く設定すれば比較可能な時間幅は短くなり、対象となる年齢層を狭く設定すれば比較可能な時間幅は長くなる。ここでは、できるだけ多くの資格取得の情報を含めた分析を行うために、複数の年齢層を設定する。先の表2にあらわれた各年齢層における取得性向の違いから、15-24才、25-39才の2つの年齢層を用意した。それぞれの年齢層において設定される時間幅は異なり、15-24才では1960-2000年、25-39才では1975-2005年となる。

また、本研究では、一度取得された資格は、失わずにその後も保有し続けるという前提を置くこととする。例えばある個人が1980年に取得した資格があれば、1980年以降ずっとその資格を保有しているものとして扱われる。分析では、資格の「取得」だけでなく、こうして得られた資格の「保有」の情報も扱う。保有の情報は取得の情報から導出されるものであって、情報としては冗長であるともいえる。しかし、「取得」はある時点における人々の行為を示すものであるのに対して、「保有」は社会のなかでどのような資格が取得されているかという社会の状態を示すものであり、これらはそれぞれ異なる意味合いを持つ指標であると考えられる。保有について分析する際は、各年齢層において、①その年齢層の間に“取得”されたものあって、②その年齢層の間で“保有”されている、という2つの条件を満たすものを扱うこととする。

## 3.2 資格の効果の時代変化

### 3.2.1 資格の効果

資格取得の効果を検証する調査研究がすでに試みられていることは、先に述べた通りである。今野・下田(1995)は資格の効果を「所得向上効果」と「キャリア向上効果」の2つに大別しており、さらに後者は「企業内昇進効果」「転職効果」「独立開業効果」の3つに分けられるとする(今野・下田 1995: 94)。今野・下田はホワイトカラーによる資格取得を念頭に置いているが、資格の効果を分析した研究のほとんどは、今野・下田がまとめたうちのいずれかの効果について分析したものとして整理することができる。

所得向上効果については、阿形(1998, 2000, 2010)、小倉(1998)などで検証されているが、分析対象を特定の集団に限定した場合においてのみ効果が確認されている。企業内昇進効果について、上西(1999)は企業の人事担当者への調査を通じて、資格・検定が職業能力評価機能を有するとしている。転職効果について、阿部ほか(2004)は、資格の取得には書類選考を通過させやすくする効果があるとしている。また、池田(2015)は、入職後の資格取得が女性の再就職に正の効果をもたらすとしている。独立自営効果について、阿形(2008)は取得者数の多い代表的資格の取得者の職歴移動について検証し、資格取得後の自営への移行が一定数みられることを示している。

阿形(2000)は資格の効果についてより包括的に論じており、資格の効果を「人びとの取得



した資格が職業に結びつき、何らかの社会的な有利さをもたらす場合」に生じる「機能的効果」と、「資格が直接職業とは結びつかず何らの有利さももたらさないが、資格の保持自体が威信や尊敬に結びつく場合」に生じる「象徴的効果」に分ける(阿形 2000: 141-142)。先にみた資格の効果を分析した諸研究は機能的効果にあたるものについて分析したものとして理解されるが、機能的効果をめぐる議論では資格が職業に結びつく国家資格的な資格のあり方が前提とされている。

他方、民間資格は一般に特定の技能と結びつくものである。職業と関連づけられることで社会的な有利さをもたらす可能性もあるが、直接職業と結びついているわけではない。民間資格を射程に含めたときにまず検証されるべきことは、資格を取得することが職業と結びついているかどうか、よりよい職業の獲得に寄与するかどうかである。そこで、抽象的な指標ではあるが、職業威信への効果を分析することとした。効果を測定する地点としては、40才時を設定する。分析対象は1936-1965年出生の40才時職者となる。

### 3.2.2 出生コーホートの設定

時代変化に関しては、出生コーホート別の分析を行う。コーホートの設定に際して参考になるのは、資格の制度史的展開である。辻(2000)や総務省(2000)によれば、日本の公的職業資格制度においては、1975年頃を境に、創設される資格の性格が変化した。それ以前は特定の職業・職務に独占する業務独占資格が多かったのに対して、それ以後は、特定の種別の事業所の運用のために取得者の設置が必要となる必置資格、さらに1990年代以降は特定の名称を独占的に使用することができる名称独占資格が増加している。

これらは公的職業資格(国家資格)のみの展開ではあるが、これらの変化の前後の時期が取り出されることが望ましい。本研究では分析対象である1936-1965年出生コーホートを15年幅で二分することとした。15年幅の出生コーホートを設定したとき、対応する資格取得コーホートは15年を超える幅になる。例えば1936-1950年出生コーホートの人々が15-39才で取得した資格は1951-1989年時点において観測される可能性がある。しかし、そのなかでも特定の時点における資格取得の分布がより色濃く反映されており、この場合、1965-1975年における資格取得の分布が強く反映される。同様に、1951-1965年出生コーホートの人々が15-39才で取得した資格については、1980-1990年における資格取得の分布が強く反映される。したがって、厳密な意味で特定の資格取得コーホートを扱うことはできないが、ある程度特定の資格取得コーホートに焦点を当てることが可能である。

## 4. 資格取得性向の推移の分析

### 4.1 資格取得性向の量的傾向

では、分析に移ろう。まず、資格取得性向の量的な傾向を確認する。15-24才、25-39才それぞれの年齢層におけるケース数と資格保有件数の関係を表したのが図1、図2である。

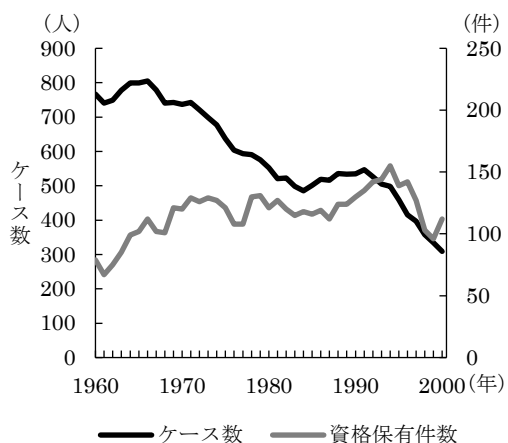


図1 ケース数と資格保有件数（15-24才）

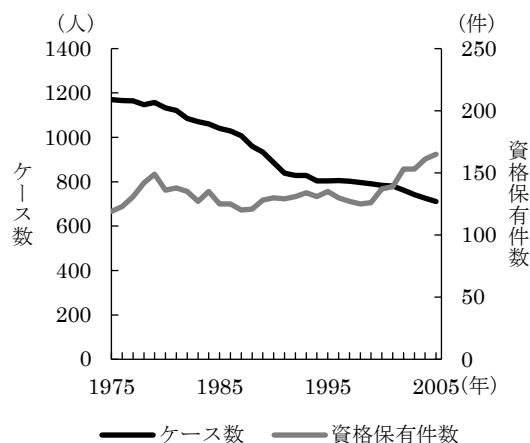


図2 ケース数と資格保有件数（25-39才）

これらを見ると、どちらの年齢層においても、ケース数は減少傾向にあるのに対して、資格保有件数は多少の増減はありつつも概ね横ばいである。1人あたりの資格保有件数を求めると、15-24才では1960年に0.10件であったのが、2000年には0.36件となっている。25-39才では1975年に0.10件であったのが、2005年には0.23件となっている。したがって、どちらの年齢層においても資格取得性向は増大している。

#### 4.2 15-24才における資格取得性向

次に、15-24才における資格取得性向の推移を分析する。

まず表3は、取得時点を10年ごとの年代に区分し、それぞれの年代における取得件数上位10資格を示したものである。これを見ると、国家資格においても趨勢がみられることがわかる。1960年代には第1種大型免許や第2種運転免許といった自動車運転免許が目立っている。1970年代、80年代には幼稚園教諭や保育士の取得が目立つが、これは短大進学率の上昇とともに、これらの資格の取得が増加したことによる。そして1980年代には看護師も件数を伸ばしている。ここで注目すべきは、幼稚園教諭や保育士、あるいは看護師といった資格は、取得が目立つ年代に新たに創設されたわけではないという点である。総務省(2000)によれば、それぞれの資格の創設年度は、幼稚園教諭(教員免許)が1949年、保育士は1948年、看護師は1951年である。したがって、取得からみた資格の趨勢は、制度史的な展開とは必ずしも一致するものではないことが分かる。一方民間資格については、1960、1970年代には簿記と珠算以外登場していないのに対して、1980年代には実用英語技能検定が登場し、さらに1990年代には、珠算が登場しなくなる一方でワープロや秘書といった資格の取得が増加しており、民間資格が多様化していることがわかる。

今度は保有の情報から推移をみてみよう。図3は資格大分類別にみた資格保有件数の推

移である。

表3 取得時点別の取得件数上位10資格（15-24才）

1960-1969年	1970-1979年	1980-1989年	1990-2000年
簿記 (42)	簿記 (28)	簿記 (31)	簿記 (33)
珠算 (21)	保育士 (17)	看護師 (17)	ワープロ、文書処理 (13)
教員免許* (10)	調理師 (16)	保育士 (16)	保育士 (12)
第1種大型免許 (7)	珠算 (13)	珠算 (14)	栄養士 (11)
危険物取扱者 (7)	幼稚園教諭 (12)	危険物取扱者 (11)	秘書 (11)
理容師 (6)	看護師 (10)	幼稚園教諭 (8)	美容師 (10)
看護師 (5)	教員免許* (9)	教員免許* (8)	看護師 (8)
保育士 (5)	美容師 (9)	調理師 (8)	危険物取扱者 (8)
美容師 (5)	危険物取扱者 (7)	正看護師 (7)	実用英語技能検定
第2種運転免許 (5)	小学校教員 (6)	実用英語技能検定	コンピュータ・情報処理 (7)
	栄養士 (6)		

注：名称は適宜省略している。括弧内の数字は取得件数、下線は民間資格を表す。

\* 具体的な資格名（「小学校教員免許」など）が不明なものを表す。

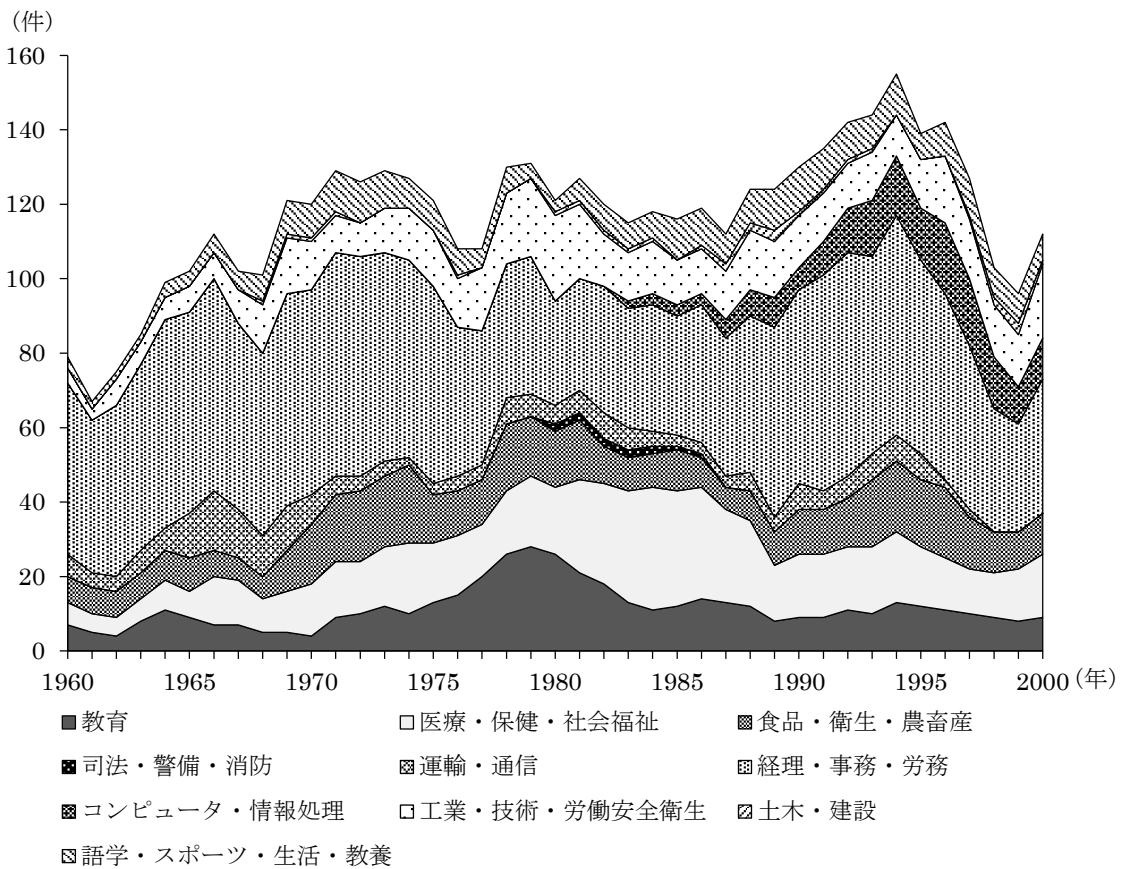


図3 資格大分類別の資格保有件数（15-24才）

全体を通じて「経理・事務・労務」が目立っているが、1960年時点ではそれが顕著である。そこから1975年頃までは「医療・保健・社会福祉」「食品・衛生・農畜産」「工業・技術・労働安全衛生」「語学・スポーツ・生活・教養」といった大分類がまんべんなく増大している。その後、1975年から1990年にかけては、「教育」と「医療・保健・社会福祉」の件数が増加しており、これは表3の結果とも対応している。そして1985年頃からは、「コンピュータ・情報処理」の件数が増加しており、近年のIT関連技能への需要の高さが反映されているものと考えられる。

#### 4.3 25-39才における資格取得性向

同様に25-39才における資格取得性向の推移についてもみてみよう。

まず表4をみると、25-39才では国家資格が多く取得されており、民間資格は比較的小さいことがわかる。1975-1984年と1985-1994年では工業系、土木・建設系の資格が多く登場している。これらの分野の資格は、入職後に職務を通じて取得されるものも多いため、この年齢層における取得が多いものと考えられる。なお、労働省関連の公的職業資格が整備されたのは昭和40年代（1965-1974年）のことであり（阿形1998）、1975年以前にさかのぼれば異なる分布がみられる可能性もある。1995-2005年になると、訪問介護員（ホームヘルパー）と介護福祉士の取得件数が増大している。ともに創設年度は1987年と比較的新しい資格であり、近年の介護分野への関心の高さも相まって取得件数が増大した格好である。

次に図4の資格保有件数の推移をみると、15-24才とは構成する大分類の比率が大きく異なっている。「工業・技術・労働安全衛生」と「土木・建設」が大きな割合を占めており、1995年以降は「医療・保健・社会福祉」が増大している。これは表4でみたとおりである。1990年代以降に「コンピュータ・情報処理」が増加している点は15-24才の場合と同様であるが、同じ時期に「経理・事務・労務」も増加しており、これは「資格ブーム」と呼ばれてホワイトカラーによる資格取得が注目されていた時期と重なっている（今野・下田1995）。

#### 4.4 小括

ここまで資格取得性向の推移を分析してきた。分析から明らかになったことは、いずれの年齢層においても、取得ないし保有されやすい資格は比較的一貫していることである。すなわち、あるジャンルから別のあるジャンルへと、取得性向の比重が大きくシフトするような事態は起こっていない。全体としての資格取得性向が高まっていくなかで、一定の構成比は保たれながら、いくつかの変化が起こってきたとみるのが適切であろう。また、そうした変化は、必ずしも新たな資格の創設という制度的な変化に対応しているわけではなく、以前から存続している資格であっても取得件数が増加する場合があることも確認される。資格取得性向の推移には、設置の側面からみた推移とは違った特徴が現れている。

表 4 取得時点別の取得件数上位 10 資格 (25-39 才)

1975-1984 年	1985-1994 年	1995-2005 年
危険物取扱者 (11)	危険物取扱者 (10)	訪問介護員二級 (15)
土木施工管理技士 (10)	土木施工管理技士 (9)	<u>簿記</u> (9)
調理師 (6)	<u>簿記</u> (7)	土木施工管理技士 (7)
技能士 (6)	フォークリフト (7)	<u>MOUS*</u> (6)
電気工事士 (5)	電気工事士 (6)	<u>クレーン</u> (5)
フォークリフト (5)	技能士 (6)	フォークリフト (5)
管工事施工管理技士 (4)	1 級建築士 (6)	介護福祉士 (4)
<u>簿記</u> (3)	建築施工管理技士 (6)	第 1 種大型免許 (4)
職業訓練指導員 (3)	医師 (3)	<u>医療事務技能者</u> (4)
ボイラー技士 (3)	調理師 (3)	危険物取扱者 (4)
<u>クレーン</u> (3)	<u>簿記検定(日商)</u> (3)	玉掛技能講習 (4)
<u>運転関連資格</u> (3)	第 1 種情報処理技術者	
<u>水道関連資格</u> (3)	玉掛技能講習 (3)	
宅地建物取引主任者 (3)	電気工事施工管理技士	
<u>着付け</u> (3)		
<u>編物, 編物講師</u> (3)		

注：名称は適宜省略している。括弧内の数字は取得件数，下線は民間資格を表す。

\* 「マイクロソフト・オフィス・ユーザ・スペシャリスト」を表す。

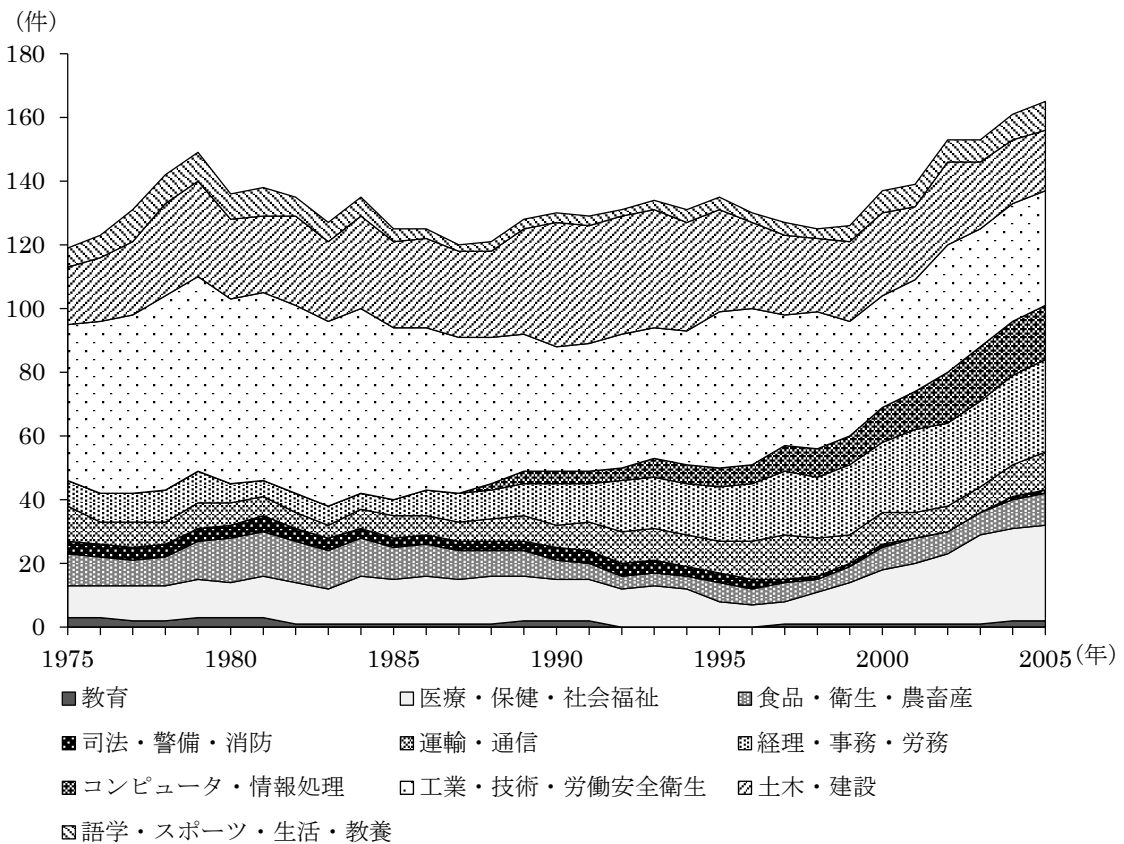


図 4 資格大分類別の資格保有件数 (25-39 才)

## 5. 資格の効果の時代変化

続いて、資格の効果の時代変化の分析に移る。分析では、国家資格と民間資格を区別し、それぞれを1個保有している場合と2個以上保有している場合に分けている。なお、ここでの資格保有は15-39才時に取得した資格に限定している。

表6は40才時職業威信を従属変数とする重回帰分析の結果である。コーホート全体を対象とした分析および出生コーホート別の分析において、国家資格を1個ないし2個以上保有することがそれぞれ正の効果を有している。また、民間資格については、コーホート全体では2個以上保有することが、コーホート別でみると前半の出生コーホートでは1個、後半の出生コーホートで2個以上保有することがそれぞれ正の効果を有している。

個々の資格区分の効果について詳しくみていきたい。国家資格の効果は一貫したものであるが、国家資格は学歴との関連性も強い。詳細は示さないが、資格保有を含めずに重回帰分析を行った場合と比較すると、資格保有を含めた分析では高卒および短大・高専卒の効果、とりわけ短大・高専卒の効果は大きく減少する。

次に、民間資格について、まず前半の出生コーホートで民間資格のみ1個保有しているケースのなかには、職業威信の高い「会社役員」（職業威信スコア78.1）の2名が含まれている。2名は、いずれも高校在学時に簿記を取得したのち四年制大学を卒業しており、資格の効果によって高い職業威信を獲得したとは言い難い。この2名を除外して分析したところ、民間資格のみ1個保有の効果は認められなくなった。

表5 重回帰分析に使用した変数と記述統計量

出生コーホート		全コーホー	1936-1950年	1951-1965年
40才時威信		50.868	49.951	51.927
性別	男性	0.552	0.573	0.528
父属性	父教育年数	8.935	8.116	9.881
	父職威信	50.281	49.750	50.895
学歴	高卒	0.546	0.506	0.593
	短大・高専卒	0.058	0.036	0.083
	大学・大学院卒	0.215	0.156	0.285
資格保	国家民間両方保有	0.045	0.041	0.049
	国家資格のみ1個	0.194	0.156	0.239
	国家資格のみ2個以	0.070	0.044	0.099
	民間資格のみ1個	0.042	0.050	0.034
	民間資格のみ2個以	0.036	0.019	0.055
N		1,091	585	506

注：数値は平均。括弧内の数値は標準偏差。

表 6 40 才時職業威信を従属変数とする重回帰分析 (40 才時有職者)

出生コーホート 保有コーホートの中	全コーホート		1936-1950 年 (1965-1975 年)		1951-1965 年 (1980-1990 年)	
(定数)	38.571	(1.49)	39.156	(1.90)	37.674	(2.80)
性別						
男性	1.457 **	(0.48)	2.033 **	(0.61)	0.855	(0.78)
父属性						
父教育年数	0.175 *	(0.08)	0.187	(0.11)	0.165	(0.12)
父職威信	0.128 ***	(0.03)	0.112 **	(0.04)	0.143 **	(0.04)
学歴						
高卒	0.974	(0.62)	0.973	(0.66)	1.298	(1.85)
短大・高専卒	0.021	(1.12)	0.387	(1.62)	0.041	(2.25)
大学・大学院卒	7.501 ***	(0.81)	7.401 ***	(1.03)	8.027 ***	(1.96)
資格保有						
国家民間両方保有	0.256	(1.09)	0.624	(1.44)	0.004	(1.66)
国家資格のみ						
1 個	4.871 ***	(0.59)	3.968 ***	(0.80)	5.596 ***	(0.87)
2 個以上	3.257 ***	(0.90)	2.728 +	(1.40)	3.700 **	(1.25)
民間資格のみ						
1 個	1.284	(1.12)	2.539 +	(1.32)	-0.937	(1.99)
2 個以上	2.214 +	(1.22)	0.546	(2.09)	2.886 +	(1.60)
N	1,091		585		506	
Adjusted R <sup>2</sup>	0.274		0.261		0.264	

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

注：括弧内は標準誤差。基準カテゴリは、「性別」：女性，「学歴」：中卒，「資格保有」：資格なし。

興味深いのは、後半の出生コーホートにおいて民間資格を複数保有することが正の効果をもっている点である。サンプル全体のなかでの民間資格のみ複数保有者の内訳をみると、前半の出生コーホートでは 75.0% (28 名中 21 名)、後半の出生コーホートでは 81.0% (42 名中 34 名) が高卒以下の女性である。表 7 は、民間資格のみ複数保有者における資格大分類上の組み合わせを出生コーホート別に示したものである。前半の出生コーホートでは、「経理・事務・労務」どうしの組み合わせが 35 件中 25 件であり 71.2% を占める。さらにそのうち、簿記と珠算の組み合わせが 18 件であり全体の組み合わせの半数以上を占めている。それに対して後半の出生コーホートでは、「経理・事務・労務」どうしの組み合わせは 54 件中 36 件であり 66.7% を占めているが、「経理・事務・労務」以外の大分類との組み合わせも増大していることが分かる。また、簿記と珠算の組み合わせは 17 件で、全体の 3 割程度に減少しており、その代わりに、簿記と「医療事務技能者」や「書写検定」といった異なる分野の資格との組み合わせもみられるようになってきている。民間資格を複数保有することの効果は、こうした異なる分野の資格を保有することによる効果であると考えられる。

表 7 民間資格のみ複数保有者における資格大分類上の組み合わせ（サンプル全体）

1936-1950 年出生コーホート			1951-1965 年出生コーホート		
大分類 1	大分類 2	件	大分類 1	大分類 2	件
経理・事務・労	経理・事務・労	25	経理・事務・労	経理・事務・労	36
経理・事務・労	語学・スポーツ・生活・教養	5	経理・事務・労	語学・スポーツ・生活・教養	8
語学・スポーツ・生活・教養	語学・スポーツ・生活・教養	3	語学・スポーツ・生活・教養	語学・スポーツ・生活・教養	3
医療・保健・社会福祉	語学・スポーツ・生活・教養	1	経理・事務・労	コンピュータ・情報処理	2
土木・建設	土木・建設	1	司法・警備・消 運輸・通信	経理・事務・労	2
			食品・衛生・農畜産	経理・事務・労	2
		35		経理・事務・労	1
					54

注：3 個保有している場合は 2 個の組み合わせを 3 組分計上した。

先の資格取得性向の推移とあわせて考えると、国家資格に関しては、取得性向には変化も見られたが、効果は一貫しており、その性格は安定的であることがわかる。一方、民間資格に関しては、その多様化に伴って複数保有することの効果が生じている。資格の効果一般を考えれば国家資格と民間資格の違いは大きいですが、民間資格の効果がまったくみられないわけではない。とはいえ、その効果は安定したものではないため、分析においては時代変化を考慮することが有効であったといえる。

## 6. 結論

本研究では、SSM2005 の個票データを用いて、資格取得性向の推移と資格の効果の時代変化について分析した。全体としての資格取得性向は時代を通じて高まっており、保有される資格の種類は大分類レベルでは比較的一貫している。資格を「設置」の側面からみる制度史研究では、社会・経済的状況の変化に伴う資格の創設が重視されがちであるが、取得の側面から全体的な傾向をみる限り、明確に大きな趨勢があるとはいえない。また、いくつかの変化も起こっていたが、それも必ずしも制度史的な展開と一致するわけではない。

資格の効果に関しては、国家資格が一貫して効果を有している一方で、直近のコーホートにおいては民間資格を複数保有することが効果を有していた。民間資格においては、複数の異なる分野の資格を保有していることに意味があることが示唆される。資格の効果をめぐる議論では、個々の資格が特定の学歴や職業・職能と結びつけられて把握されることが多いが、民間資格とその多様化を含めて考えたとき、それは必ずしも正しい捉え方ではない可能性がある。本研究の分析から、従来の理解とは異なる資格のあり方について構想することができるのではないだろうか。

こうした示唆はあくまで本研究が抱える限界を認めたいうえでのものである。本研究では取得の側面から資格の趨勢を分析したが、制度史との関連については改めて検討されなければならない。また、資格の効果をより精緻に明らかにするためには、職業威信という抽象



的な指標だけでなく、取得時の状況や資格取得者の職歴形成についても視野に入れる必要がある。こうした多面的かつ具体的な検討が本研究の課題である。

#### [注]

- 1) 「ファイナンシャルプランナー(AFP・CFP), ファイナンシャルプランニング技能士(FP)」では同じ小分類コード内に国家資格と民間資格が混在しているが、本研究では民間資格として扱った。
- 2) 具体的な資格名が分からないものとして、資格大分類および資格中分類に対応した「その他の医療・保健・社会福祉関連資格」などといった区分があるが、それらは除外せず、それぞれ1種類の資格として扱った。
- 3) 職業コード上の「看護師」, 「美容師・理容師」は、資格が不要な補助的な業務に従事している場合と区別することができない。
- 4) 職業コード上の「公認会計士・税理士」は2つの資格にまたがっているが、税理士に対応する資格コードが存在しない(回答されていない)ため、便宜的に公認会計士を割り振ることにした。
- 5) すでに3番目の資格まで回答されているケースについては追加しなかった。

#### [謝辞]

[二次分析]にあたり、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターSSJデータアーカイブから「社会階層と社会移動全国調査」(SSM調査)の「2005年SSM日本調査, 2005」(2015SSM調査管理委員会)の個票データの提供を受けました。

#### [参考文献]

- 阿部正浩・黒澤昌子・戸田淳仁, 2004, 『資格と一般教育訓練の有効性—その転職成功に与える効果』経済産業研究所。
- 阿形健司, 1998, 「日本の職業資格—その現状と効果—」荻谷剛彦編『教育と職業—構造と意識の分析』1995年SSM調査シリーズ11, 57-83。
- , 2000, 「資格社会の可能性 学歴主義は脱却できるか」近藤博之編『日本の階層システム3 戦後日本の教育社会』東京大学出版会。
- , 2008, 「職歴形成における職業資格利用者の分析」阿形健司編『働き方とキャリア形成』2005年SSM調査シリーズ4, 85-102。
- , 2010, 「職業資格の効用をどう捉えるか」『日本労働研究雑誌』594: 20-27。
- Collins, Randall, 1979, *The Credential Society: An Historical Sociology of Education and Stratification*, New York: Academic Press. (=1984, 新堀通也ほか訳『資格社会—教育と階層の歴史社会学』有信堂高文社.)

- 池田岳大, 2015, 「職業資格の取得が女性再就職移行にもたらす効果」『社会学年報』44: 47-56.
- 今野浩一郎・下田健人, 1995, 『資格の経済学』中央公論社.
- 望田幸男編, 1995, 『近代ドイツ＝「資格社会」の制度と機能』名古屋大学出版会.
- , 2003, 『近代ドイツ＝資格社会の展開』名古屋大学出版会.
- 小倉一哉, 1998, 「資格と中高年期の働き方」日本労働研究機構『調査研究報告書 No.118 中高年の働き方と生活設計に関する調査報告書』日本労働研究機構, 58-91.
- 総務省行政監察局, 2000, 『規制行政に関する調査報告書 ―資格制度等―』.
- 辻功, 2000, 『日本の公的資格制度の研究』日本図書センター.
- 上西充子, 1999, 「企業による資格・検定の利用状況」日本労働研究機構『調査研究報告書 No.121 職業能力評価および資格の役割に関する調査報告書』日本労働研究機構, 130-151.
- 労働政策研究機構, 2010, 『労働政策研究報告書 No.121-1 我が国における職業に関する資格の分析—WEB 免許資格調査から—』労働政策研究機構.
- 柳田雅明, 2004, 『イギリスにおける「資格制度」の研究』多賀出版.
- 依田有弘, 1976, 「日本の公的資格制度について」大月書店編集部『現代の労働組合運動 第6集』大月書店, 160-192.

# 大学進学の効果

## ——効果の異質性に注目して——

森 いづみ

(東京大学)

本稿では、大卒学歴が本人の職業やキャリアに及ぼす因果効果を、反実仮想アプローチにもとづく傾向スコアを用いて推計した。その際とくに、大学進学  
の確率が低いにもかかわらず大学に進学した場合の効果に着目した。学校から  
職業への移行をみる際の枠組みとして、知識や技能の習得を重視する人的資本  
の考え方に注目し、初職が専門職であるか否を従属変数とした分析を行った。  
その結果、男性・女性ともに、とくに大学へ進学しにくい人々が大学へ進学し  
た場合ほど、初職で専門職につきやすくなることが分かった。

### 1. 問題関心

大卒の学歴は、本人の職業やキャリアにとってどのような「効果」を持つのだろうか。とりわけ、両親の学歴や職業的地位が低いなど、大学進学  
の確率が低いにもかかわらず大学に進学した場合に、どのような影響があるだろうか。本稿で注目するこうした教育効果の異質  
性というテーマは、近年とくに海外でさかんに研究されてきた。もっとも大学に進学しにく  
い人ほど、大学進学からより大きな利益を得るとする Negative Selection 仮説 (Brand and  
Xie 2010 ; Hout 2012) や、大学に進学する確率の低い女性が進学した場合、結婚が遅くな  
る可能性 (Musick et al. 2012) などが計量的に明らかにされてきた。また、低所得の大学  
進学者層は米国でこれまで一枚岩にとらえられることが多かったが、実は高校での学校  
環境や教員のサポートの違いなどにより、大学になじんで主体的に勉学や生活を送れるか  
どうかの違いがあるということが、質的研究から明らかにされている (Jack 2016)。

国内の教育効果の異質性に関する研究としては、学習塾が高校進学へ及ぼす因果効果を  
推計した結果、男子の場合は通塾のしやすい生徒ほど進学をしやすい一方、女子の場合  
は通塾のしにくい生徒ほど高校進学への効果があることを明らかにしたものがある (中澤  
2013)。これらの研究は、ある処置効果の影響が、必ずしもすべての集団に等しく行きわた  
るとは限らない可能性を示している。教育の効果に関する計量的な研究の中で、もしこのよ  
うな異質な効果が存在する場合、従来の分析方法ではそれらが一部相殺されてしまうとい  
うことも起こりうる (Xie et al. 2012)。また、より政策的介入の効果の大きい集団や条件  
を見いだし、効率性と公平性の両方を追及した政策的介入の根拠を見い出すという意味で  
も、効果の異質性に着目することには意義がある (Xie et al. 2012)。

### 2. 先行研究

これまでの日本における大卒の効果に関する研究としては、概して以下の二つの潮流が

ある。一つは教育の収益率に関する研究である（岩村 1996；島 1999, 2013；平木 2011；妹尾・日下田 2011）。これらの研究は、学歴が経済的な収益に及ぼす影響を、学歴別、企業規模別、産業別、地域別などに分けて効果を推計している。こうした研究は、就職後の社会集団間の収入差や、学歴による生涯賃金の差を実際の学費や機会費用もふまえて推計する点などで優れている。一方で、マクロデータによる推計が基本となっているため、個人が進学以前に持っている属性による異質性の検討は行われていない。

もう一つは、階層と教育・地位達成に関する研究である。とくに社会階層と社会移動全国調査（SSM 調査）の分析から、戦後日本における学歴と職業的地位達成との関連が、経年で見えた場合にそれほど大きく変化していないことが明らかにされている（原・盛山 1999；直井・藤田 2008；石田・三輪 2011）。また、近年は大学が初職や現職などにおよぼす影響を検討する際、大学の学校歴を考慮した知見も蓄積されつつある（荒牧 2000；近藤 2000；中西 2000；平沢 2011 など）。このような社会学的な階層研究の場合、従属変数は経済学でよく扱われる収入のような経済的指標であるよりも、社会的な意味合いも大きい職業が指標であることが多い。

このように、国内外の先行研究を参照すると、大学の効果を測る際の従属変数としては、初職、現職、年収、結婚などさまざまな変数が存在することが分かる。その中でも、本稿では初職が因果効果として大卒学歴に最も直接的に結びついており、大学進学の効果の推論に適していると考えられる。現職の場合は、結婚により就業していない女性について観察することができないが、初職であれば男女ともに観察されやすい。また、初職が現職を規定するもっとも重要な要因であることも注目に値する（石田 2005）。さらに、大学と職業の結びつきを説明する理論の一つとして人的資本の観点に立てば、「初職が専門職であるか否か」というのは、大学での知識や技能の習得が専門性に結びつきやすいという意味で、大学効果の検証にも適していると考えられる<sup>(1)</sup>（Becker 1975=1976；平沢 2005）。

ここで、本稿の問いと課題を改めて整理しよう。本稿では、大学進学の効果の異質性に着目する。大学に進学することで得られるメリットは、すべての人にとって同じとは限らない。たとえば相対的リスク回避説（Breen & Goldthorpe 1997）や学歴下降回避説（吉川 2006）が示唆するように、親の職業的地位や学歴が高く、もともと大学に進学しやすい人々は、親の階層や学歴を下回らないだけの学歴を「とりあえず」取得しようという動機が働きやすいかもしれない。一方で親の職業的地位や学歴が低く、もともと大学に進学しにくい人々があえて大学に進学する場合、そこにはより明確な目標や動機があるという可能性が想定される。そうした人々にとって、大学に進学しなかった場合と比べた際の、大学進学から得られるメリットは、より大きなものになるのではないか。なお、ここでメリット（効果）という場合、上述のように、本人の初職が専門職であるか否かに注目する。つまり、大学進学によって、自分の能力やスキルがより発揮しやすい仕事につきやすくなるかどうかを効果として設定する。よって本稿では、親の職業的地位や学歴の低さほか、さまざまな「逆境を

越えて」あえて大学に進学する人々は、もともと大学進学しやすい人々よりも、初職で専門職につきやすくなるのではないかという点の検証を試みる<sup>(2)</sup>。

### 3. 分析方法とデータ

本稿では、大学進学の効果을推計するため、反実仮想アプローチにもとづく傾向スコアマッチングを方法として用いる (Rosenbaum and Rubin 1983 ; Guo & Fraser 2015)。社会学の分野では、これまでも大卒の学歴が職業や年収におよぼす影響が、とくに階層研究の文脈で繰り返し検討されてきた。こうした研究では、しばしば回帰分析を用いて、結果変数に対して大卒学歴を説明変数とし、結果変数に影響しうるいくつかの要因を統制した上で、大卒学歴の回帰係数の大きさを解釈するということが行われてきた。こうした従来の手法は、現実世界において観察される大卒者の職業や収入の優位性を定量的に理解する上で、十分な意義をもつものであった。

一方、近年はとくに経済学の分野で、政策の効果を測定する場合などに、より厳密な意味での「効果」を検証することが課題となっている。たとえば、少人数学級政策が生徒の学力を向上させるのかや、職業訓練プログラムが雇用者の生産性を向上させるのかなど、具体的な政策的処置を行った場合に、本当にその処置による影響が見られるかということが、検討の焦点となっている。こうした視角は、とくに米国などで近年「エビデンス・ベースド」の政策が重視されていることもあり、パネルデータを用いた分析を含め、因果効果を推計するためのさまざまな分析手法を用いた分析事例が蓄積されている (Angrist and Pischke 2009 ; 橋野 2016)。

こうした効果測定の背後にあるのが、実験研究の発想である。実験とは一般的に、原因となる条件や要因を研究者が操作した上で、結果となる現象がどのように変化するかを調べる方法である。こうした考えを統計学的な議論に応用したのが、擬似実験的な手法の考え方である。実験の根本にあるのは、原因となる独立変数への割り当てが無作為であるという点である (星野 2009 : 7)。しかし、人や社会を対象とした研究の場合、ある条件や変数を集団ごとに無作為に割り当てるとするのは、現実的にも倫理的に難しい場合が多い。

本稿で用いる傾向スコアによる分析も、こうした擬似実験的な手法の一つにあたる。大学進学「効果」を分析しようとするとき、通常、実際に大学に進学した人々については進学したことによる効果のみが観察され、大学に進学しなかった人々については、進学しなかったことの効果のみしか観察されない (Holland 1986)。ところが、現実には存在し得ない効果についても「潜在的な結果変数」を定義したとき、それらをあわせて用いることで平均的な処置効果を推計することが可能になる。こうした考えは、反実仮想アプローチと呼ばれる (Rosenbaum and Rubin 1983 ; Morgan and Winship 2007)。

傾向スコアとは、ある処置 (本稿の場合は大学進学) に影響するような複数の共変量を、一つの変数に縮約した予測確率である。一般的にはロジスティック回帰モデルやプロビッ

ト回帰モデルが使用されることが多い。この傾向スコアを用いることで、大学に進学する確率が高いと予想されるが実際には進学しなかった人々や、大学に進学する確率が低いと予想されるが実際に進学した人々というように、通常は観察されず欠損となる変数に限りなく近い状況を利用して、より厳密な因果効果を推計することが可能になる。

こうしたアプローチにもとづいて因果効果を推計する際、共変量の選択が重要になってくる。共変量の選択では、「潜在的な結果変数」と「割り当て」のいずれにも影響する変数を選ぶことが大事である。大学進学の効果の場合は、大学への進学と、本稿で結果とみなす初職の双方に影響しうる変数を共変量として設定する。こうした共変量の影響を除去することで、処置にあたる割り当て変数「独自」の結果変数への効果を推計できる(星野 2009)。

なお本稿では、こうしたアプローチにもとづく上で、さらに効果の異質性を検討する。その際、Xie, Brand, and Jann (2012) の提唱する層化マルチレベル法 (Stratification-Multilevel Method) を適用する。これは、一定の範囲ごとに区切られる傾向スコアの「層」を利用した推計法で、この手法を利用することにより、より体系立った異質性の検討が可能になる。具体的には、まず最初に観察されたデータを用いて、大学進学についての傾向スコアを作成する。次に、それぞれの「層」(strata) の内部において、共変量が処置群(大学進学者)と統制群(非進学者)との間で等しくなるようにそうした層を作成する。このステップは、Stata のコマンド `pscore` でサポートされており、各層内の共変量の平均値について有意差がないよう検定を行い、最終的にいずれの共変量についても層内での有意差がなくなるところで、最終的な層の数が確定する(Becker and Ichino 2002)。

今度はその傾向スコアの層を用いて、層ごとの処置効果を推計する。この際、単純に処置群と統制群の間で結果変数を比較する場合と、各層内でさらに回帰モデルをあてはめ、残る共変量の不均衡を修正する場合とがある(Xie et al. 2012)。本稿では後者に沿って分析を進め、結果変数である初職が専門職か否かのダミー変数に対して、各層内でロジスティック回帰分析をあてはめる。なお、最初の傾向スコア作成の際に、各層内での共変量はうまくバランスがとれたため、層内での回帰モデルには処置変数(大学進学)のみを独立変数として投入した。この場合は、処置群と統制群の間で結果変数を比較を比較するのと同じことになる。

最後に、上記で推計された層ごとの処置効果を、マルチレベルモデル上の「レベル2」の次元でモデル化し、効果の異質性に何らかの組織的な傾向が見られるのかを判断する。とくに線形モデルをあてはめることで、層ごとの効果が傾向スコアの大小に対して正の関係にあるのか、負の関係にあるのかといった点を検討することは、理論的にも実証的にも意味をもつ(Brand and Xie 2010)。なお、以上に説明した層化マルチレベル法は、層ごとの傾向スコアの関係を示した図の作成を含め、Stata の `hte` というユーザーコマンドでサポートされている(Jann et al. 2010)。

本稿では、2005年の社会階層と社会移動全国調査(SSM調査)を用いて分析をおこなう。

なお、分析の際、男女別の進学および就業メカニズムは異なる可能性があるため、男女別に分けた分析をおこなう。対象者の学歴は「高校卒業以上」とし、最終学歴が「中学卒」や「学歴なし」や「不明」のものは分析から除く。男性の場合、四年制大学の卒業者を大学進学者とみなし、彼らと高卒者との対比で効果を推計する。男性の場合は大卒・高卒両者との関係が明確でないため、「高専卒」と「短大卒」も分析から除く。一定の大学院進学者を考慮し、分析に含む年齢は25才以上とする。また、女性の場合は、男性よりも遅れて四年制大学への進学が増加してきたという歴史的経緯をふまえ、短期大学と四年制大学をあわせて大学進学者とみなし、分析をおこなう。分析に含む年齢は23才以上とする。

分析に使用する変数は以下のとおりである（表1）。これらの変数は、上述の傾向スコアの共変量としての特性に合うよう、大学進学の実態や背景に関する先行研究を考慮して選択した。

表1 分析に使用する変数

変数	説明
大学進学	男性の場合は最終学歴が「大学」「大学院」の場合=1、それ以外=0、女性の場合は最終学歴が「短大」「大学」「大学院」=1、それ以外=0とする
初職専門職	初職が専門職=1、それ以外=0
女性	男性=0、女性=1
年齢	回答者の年齢(20~70)
15才時のきょうだい数	15才時の自身を含めたきょうだい数(0~13)
15才時の経済状況	15才時の家庭の暮らし向き(1 貧しい~5 豊か)
15才時の家庭所有物	以下18項目の合計数(持ち家、風呂、子供部屋、学習机、応接セット、ピアノ、テレビ、ラジオ、ビデオデッキ、冷蔵庫、電子レンジ、電話、カメラ、文学全集・図鑑、パソコン・ワープロ、クーラー・エアコン、乗用車、美術品・骨董品)
15才時の本の数	カテゴリの中央値を10冊単位に変換した値(例:11~25冊は18冊なので1.8とする)。なお欠損値が15%程度と多く、サンプル数を確保するため、欠損値と他のさまざまな変数との相関を検討した上で、それらを一律1.2にリコードした。
国立・私立中学	通った中学校が国立または私立=1、公立=0
中学3年時の成績	学年の中での成績(1 下の方~5 上の方)
親学歴	父または母学歴の高い方を教育年数に変換したもの(6~18)
父職専門・管理	15才時の父親の職業が専門・技術職または管理職
父職ノンマニュアル	15才時の父親の職業が事務、販売、サービス、保安職
父職マニュアル	15才時の父親の職業がマニュアル職
父職その他	15才時の父親の職業がその他または分類不能
15才時ひとり親	父職、母職および父母の死亡年齢の情報を利用し、15才時に少なくとも一人の親が不在・死亡であった場合を1とする(『現代の階層社会1』の稲葉(2011)の分類を参照)
高校普通科	通った高校の学科が普通科・理数科、語学科、芸術科の場合に1とする
高校実業科	通った高校の学科が上記以外の場合に1とする
高校進学度	高校の同級生で大学や短大に進学した人の割合(1 ほとんどいない~5 ほぼ全員)
大都市	15才時居住地が東京都と大阪府の全域、政令指定都市、および埼玉、千葉、神奈川、愛知、京都、兵庫、福岡の市部であった場合を1とする(『現代の階層社会1』の荒牧(2011)の分類を参照)

#### 4. 分析結果

表 2 は大学進学者と大学非進学者それぞれについて、傾向スコアを用いたマッチング前の共変量の平均値の分布を男女別に示したものである。各変数について、処置群（大学進学者）、統制群（大学非進学者）の間では統計的に有意な差が見られる（t 検定による）。男性・女性の場合ともに、大学進学者は年齢が低く、きょうだい数が少なく、15 才時の家庭環境が豊かであるといった特徴がある。大学進学者の方が国立・私立中学へ進学した割合が高く、中学 3 年時の成績や親学歴、親の職業的地位も高い。大学進学者は非進学者よりもひとり親家庭である割合が低く、進学度の高い高校に通い、実業科よりも普通科の高校で学び、15 才時に大都市に居住していた傾向が強い。

表 2 共変量の分布

	男性			女性		
	大学非進学	大学進学	sig.	大学非進学	大学進学	sig.
年齢	49.83	47.00	***	48.51	41.18	***
15才時のきょうだい数	3.41	2.81	***	3.33	2.61	***
15才時の経済状況	2.78	3.11	***	3.01	3.40	***
15才時の家庭所有物	8.77	11.00	***	9.61	12.89	***
15才時の本の数	5.63	12.55	***	5.88	14.46	***
国立・私立中学	0.04	0.08	***	0.04	0.13	***
中学3年時の成績	3.04	3.89	***	3.16	3.70	***
親学歴	9.50	11.92	***	10.04	12.73	***
父職専門・管理	0.06	0.32	***	0.10	0.30	***
父職ノンマニュアル	0.19	0.33	***	0.21	0.28	*
父職マニュアル	0.60	0.26	***	0.57	0.31	***
父職その他	0.15	0.10	***	0.13	0.11	
15才時ひとり親	0.11	0.06	***	0.10	0.04	*
高校普通科	0.42	0.91	***	0.62	0.90	***
高校実業科	0.58	0.09	***	0.38	0.10	***
高校進学度	1.97	3.72	***	2.28	3.80	***
大都市	0.33	0.47	***	0.33	0.45	***
N	961	636		1424	606	

\*\*\*p<.001, \*\*p<.01, \*p<.05

表 3 は、傾向スコアを作成する過程で行ったロジスティック回帰分析の結果である。大学進学についての先行研究とおおむね合致する結果が出ているが、本稿ではこの表の各係数を注意深く解釈することはしない。あくまでこれらの共変量の情報をすべて含めた一元的な尺度として、傾向スコアが作成されたという点が重要である。

なお、章末の別表 1 と別表 2 は、男性と女性それぞれについて、傾向スコアの各層ごとの共変量の平均値を示したものである。検定結果は示していないが、すべての層内で、すべての共変量について、大学進学者・非進学者の間で差がない状態となっている。その結果、男



性については7つ、女性については9つの層が形成された。各層の傾向スコアの平均値および含まれるケース数についても図中に示している。Xie et al. (2012)によると、各層の処置群、統制群それぞれのケースは、最低20程度あるのが望ましいとされている。なお、大学への進学確率を適切に予測した結果、当然ではあるが傾向スコアの低い層では大学非進学者が多く、傾向スコアの高い層ほど大学進学者が多くなるという状況が見られる。

なお、共変量として、高校の進学度がそもそも大学進学に決定的な影響を及ぼしやすく、見方によってはこの変数を共変量に含めてよいのかといった疑問もあろう。日本の高校は学校間格差が大きく、高校のランクがそれ以前の小学校や中学校段階からの影響も受けつつ、階層構造化されているということがこれまで指摘されてきた(中西2000; Ono2001)。

しかし、さきにも述べたように、傾向スコアを用いた分析がめざす因果効果のより適切な推計という点からすれば、割り当て変数である大学進学と、結果変数である初職の専門性の両方に影響するという点で、この高校進学度の変数を共変量に含むことには意味がある。このように平均値だけを見ると、傾向スコアの低い層には高校進学度の低い人のみ、高い層には高い人のみが集まっているように感じられるかもしれない。しかし、実際には標準偏差(表内では省略)をみると、高校進学度については0.5~1程度のばらつきがあり、場合によっては、傾向スコアの低い方の層にも進学度の高い生徒が含まれうるし、傾向スコアの高い方の層に進学度の低い生徒が含まれることもある。これは、他の共変量すべてにも言えることである。傾向スコアとしては層ごとに処置群、統制群の間でバランスがとれていても、一つ一つの共変量については必ずしもそうであるとは限らないというのが、傾向スコアの重要な点である(Xie et al. 2012: 321)。

また、米国の大卒の効果を分析したBrand and Xie (2010)も、大卒になるかどうかを予測するための共変量の一つとして、“college track”(大学準備用のコースをとっているか等)を傾向スコアの推計に含めている。

表3 大学進学についてのロジスティック回帰分析

	男性		女性			
	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.		
年齢	0.025	(0.009)	**	-0.011	(0.008)	
15才時のきょうだい数	-0.174	(0.057)	**	-0.098	(0.056)	+
15才時の経済状況	0.052	(0.096)		0.169	(0.091)	+
15才時の家庭所有物	0.078	(0.028)	**	0.090	(0.027)	***
15才時の本の数	0.000	(0.005)		0.005	(0.004)	
国立・私立中学	0.093	(0.323)		0.378	(0.252)	
中学3年時の成績	0.663	(0.083)	***	0.465	(0.078)	***
親学歴	0.043	(0.028)		0.110	(0.025)	***
父職専門・管理	1.270	(0.237)	***	0.610	(0.193)	**
父職ノンマニュアル	0.700	(0.177)	***	0.233	(0.158)	
父職その他	-0.027	(0.267)		0.362	(0.231)	
15才時ひとり親	-0.187	(0.293)		-0.578	(0.303)	+
高校実業科	-1.075	(0.191)	***	-0.511	(0.178)	**
高校進学度	0.681	(0.072)	***	0.661	(0.063)	***
大都市	0.199	(0.150)		0.045	(0.131)	
切片	-6.781	(0.765)	***	-6.653	(0.677)	***
Likelihood Ratio $X^2$	911.050			850.610		
$p > X^2$	0.000			0.000		
Pseudo (McFadden's) $R^2$	0.424			0.344		
N	1597			2030		

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

表4は、大学進学が初職が専門職であるか否かのダミー変数に対するロジスティック回帰分析を、傾向スコアの各層内で行った結果を、男女別に示したものである。傾向スコアの低い層ほど、男女ともにロジットの回帰係数が高い傾向にある。傾向スコアが高くなるにつれて、これらの係数の値は減少していく傾向が見てとれる。表内の係数の値を用いて、こうした層ごとの関係をプロットし、レベル2の傾きとして表現したのが、図1と図2である。男性の場合は-0.262、女性の場合は-0.322の傾きが得られ、いずれも右下がりの直線が当てはめられた。

表 4 大学進学が初職専門職に及ぼす効果の異質性

	男性		女性	
	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.
Level-1 Slopes				
P-score Stratum 1	2.735	(0.516) ***	2.060	(0.602) ***
男性[0.0-0.1], 女性[0.0-0.10]				
P-score Stratum 2	2.128	(0.720) **	2.627	(0.521) ***
男性[0.1-0.2], 女性[0.1-0.15]				
P-score Stratum 3	2.296	(0.564) ***	1.703	(0.541) ***
男性[0.2-0.4], 女性[0.15-0.2]				
P-score Stratum 4	1.529	(0.491) **	1.364	(0.559) *
男性[0.4-0.6], 女性[0.2-0.3]				
P-score Stratum 5	2.156	(0.742) **	0.994	(0.268) ***
男性[0.6-0.8], 女性[0.3-0.40]				
P-score Stratum 6	1.373	(0.775) +	0.849	(0.309) **
男性[0.8-0.9], 女性[0.40-0.60]				
P-score Stratum 7	1.007	(0.676)	0.514	(0.509)
男性[0.9-1.0], 女性[0.60-0.70]				
P-score Stratum 8			-0.149	(0.450)
女性[0.70-0.80]				
P-score Stratum 9			0.145	(0.534)
女性[0.80-1.0]				
Level-2 Slope	-0.262	(0.119) *	-0.322	(0.068) ***
N	1597		2030	

\*\*\*p<.001, \*\*p<.01, \*p<.05, +p<.10

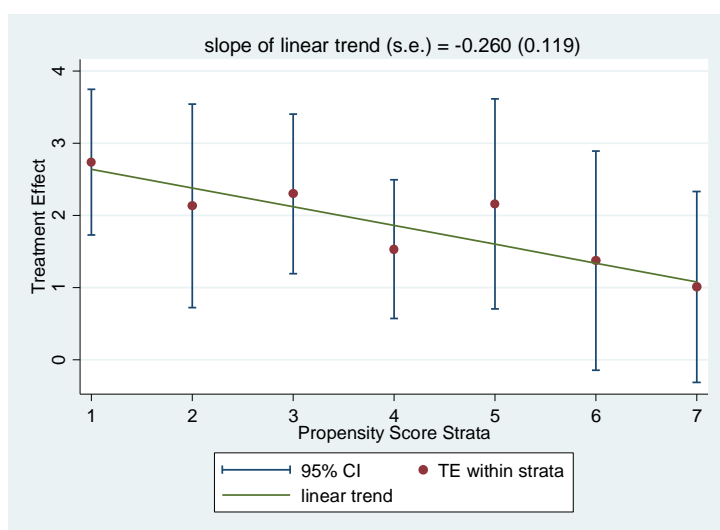


図 1 大学進学が初職専門職への効果（男性）

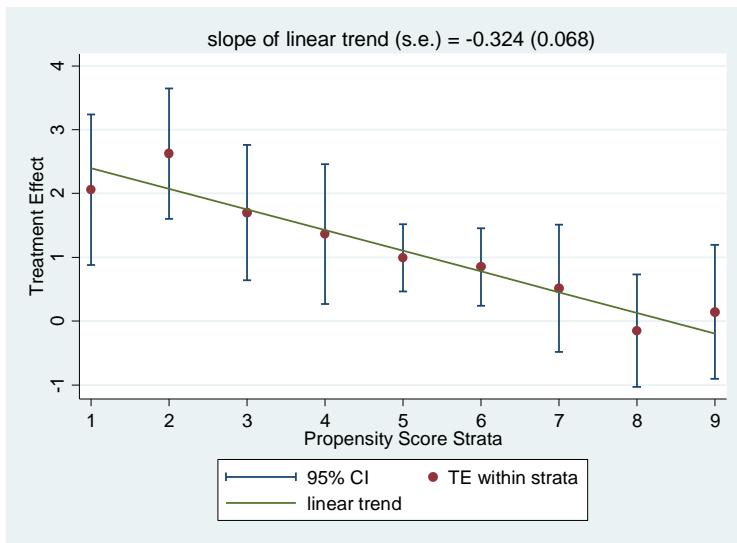


図2 大学進学 of 初職専門職への効果 (女性)

表5は、人々が初職で専門職につく実際の比率について、傾向スコアの層ごとに平均値を示したものである。男性は大学へ進学しないと、進学しない950人のうち、全体で4%しか初職で専門職につく者がいない。大学に進学する男性629人の中では、全体で32%が初職で何らかの専門職についている。同様に、女性の場合、短大または大学へ進学しない1364人のうち、初職で専門職につくのは12%である。これは男性より多いが、女性の場合は看護師や保育士など、専門職の中でも女性に多い職業が一定数含まれていることが特徴である(天野1980;尾嶋2001;元治2004)<sup>(3)</sup>。なお、大学に進学する女性593人の中では、37%が初職で専門職につくことが分かるが、この比率には傾向スコアの層を通じてあまり大きな差がない。こうした傾向から、女性の場合、必ずしも大学進学の高確率が高くなくとも、ひとたび大学へ進学すれば、もともとの進学のしやすさ(傾向スコア)にかかわらず、およそ3分の1以上の学生が初職で専門職につきやすいということが見てとれる。

分析で得られた層を手がかりに、専門職の具体的な内容をもう少し見ていくと、男性の専門職は技術者や研究者、教員が多い。ただ、同じ専門職でも、医師や歯科医師は、男女ともに傾向スコアの高い層のみで見られる傾向にあった。女性の専門職は看護師や保育士、教員などが多い。なお、男性で傾向スコアが低く、大学へ進学しないと、事務員、販売員のほか、ブルーカラー(工場労働者、製造作業員、組立工・修理工、大工や左官やとび職など)の職業につくものが多い。女性の場合で傾向スコアが低く大学へ進学しないと、事務員、販売員、サービス職業従事者、またはブルーカラーの仕事につく場合が多い。

なお、それぞれの比率にもとづいたオッズ比と、その対数をとったロジットの値も表中に示している。オッズ比は、大学に進学する男性(または女性)が専門職につく程度が、非進学の男性(または女性)が専門職につく程度と比べて、どの程度違うかを示すものである。なおロジットの値は、表4の各層ごとの推計値とも合致しており、適切に分析がなされたこ

とが確認できる。

表 5 初職で専門職につく比率（男性）

	大学非進学		大学進学		オッズ比	ロジット
	比率	N	比率	N		
Stratum 1	0.02	(456)	0.28	(29)	15.41	2.735
Stratum 2	0.03	(173)	0.20	(20)	8.40	2.128
Stratum 3	0.03	(154)	0.25	(48)	9.93	2.296
Stratum 4	0.07	(84)	0.26	(84)	4.61	1.529
Stratum 5	0.04	(50)	0.26	(170)	8.64	2.156
Stratum 6	0.10	(20)	0.30	(105)	3.95	1.373
Stratum 7	0.23	(13)	0.45	(173)	2.74	1.007
計	0.04	(950)	0.32	(629)	12.65	2.538

表 6 初職で専門職につく比率（女性）

	大学非進学		大学進学		オッズ比	ロジット
	比率	N	比率	N		
Stratum 1	0.07	(393)	0.38	(13)	7.84	2.060
Stratum 2	0.07	(242)	0.53	(19)	13.83	2.627
Stratum 3	0.09	(168)	0.35	(20)	5.49	1.703
Stratum 4	0.10	(105)	0.29	(24)	3.91	1.364
Stratum 5	0.17	(271)	0.36	(94)	2.70	0.994
Stratum 6	0.19	(111)	0.35	(119)	2.34	0.849
Stratum 7	0.23	(31)	0.33	(61)	1.67	0.514
Stratum 8	0.42	(26)	0.39	(93)	0.86	-0.149
Stratum 9	0.35	(17)	0.39	(150)	1.16	0.145
計	0.12	(1364)	0.37	(593)	4.28	1.455

## 5. 結論と考察

本論文では、大卒学歴が本人の職業やキャリアに及ぼす因果効果を、傾向スコアを用いて推計した。その際とくに、大学進学の高率が低いにもかかわらず大学に進学した場合の効果に着目した。初職が専門職であるか否を結果変数とし、分析を行った結果、男性・女性ともに、とくに大学へ進学しにくい人々が大学へ進学した場合ほど、初職で専門職につきやすくなることが分かった。

なお、女性の場合は、大学へ進学しない場合でも、もともと大学へ進学する傾向が高い人々は、大学進学者と同程度、初職で専門職につくことができていた。この理由としては、女性の場合は看護師やその他の保健医療従事者、保育士、個人教師など、必ずしも短大や大学へ行かなくとも、専門学校へ通ったり、場合によっては各種の講座や資格試験などを通じて専門職につくことができる人々が対象群に含まれていたことが考えられる。

今後の課題は以下のとおりである。第一に、専門学校的位置づけである。現在は回答者が高校卒業後に専門学校へ通った場合も、高卒と同等の統制群に含めているが、とくに上述のような可能性が考えられうる以上、少なくとも各層の大学非進学者の中に、どの程度の専門学校の学歴保持者がいるかどうか、検討に含めるべきだろう。

第二に、専門分野との関連である。大学に進学しにくい人が実際に大学へ行く場合、そもそもめざしやすい専門分野はあるのだろうか。たとえば特定の技術や資格の習得を最初からめざして大学へ進学するといったことがあるなら、それは厳密には大学の効果であるだけでなく、進学以前のモチベーションも含んでの効果と言ったほうが正しいのかもしれない。ただ、大学に進学しにくい人が、実際に大学に進学したからこそ、(それまで必ずしも目標としていなかったとしても) 人的資本のように何らかのスキルを習得し、専門職へ向かっていくという可能性も、十分に想定可能であろう。

第三に、上記のモチベーションとも関連して重要なのは、観察されない変数 (unobserved variables/ omitted variables) の効果の可能性である。これは傾向スコアを用いた分析に限らず、従来の回帰分析などにも共通して言える点であるが、一時点の社会調査データではこうした可能性は常についてまわる。経済学系の論文ではよく、こうした点が内生性 (endogeneity) バイアスの問題とされ、たとえば「能力」の違いがよく例として引き合いに出される (赤林 2012, 橋野 2016)。もし、大卒者と非大卒者の間で能力が異なり、前者で能力が高い場合は、大学の効果が過大に推定されることになる。このような問題への対処として、経済学の実証研究では操作変数法、差分の差分法、回帰不連続デザインといったさまざまな手法が開発・適用されてきた。本稿で用いた傾向スコアも、観察データを用いて無作為割り当てに似た状況をつくるという点で、同じく内生性の問題に対処するという発想を持っている。しかし、それでもやはり、仮にモチベーションや非認知能力のような要因が、大学進学とその効果の両方に影響している場合、因果効果からそれらを分離することは難しい。

SSM 調査でも、たとえば「学校以外にも、教育や訓練の機会が豊富にある」や、「自分の能力が思い切り発揮できるような仕事を重視する」など、いくつかの付随する意識項目を補足的に用いて分析すれば、そのような観察しにくい変数の問題にも、ある程度までは迫れるのかもしれない。SSM データの豊富な変数情報を生かしたこうした丁寧な分析は、今後の課題としたい。

第四に、今回は傾向スコアという一元的な尺度の利点を生かした分析を行ったが、現実世界で大学への進学しやすさと言った場合、たとえば「成績はよいが経済的に豊かでない」場合、「成績はよくないが親の経済力はある」場合といったように、色々なタイプの「異質性」が想定されうる。そもそも、異質性を検討するためのよりシンプルな方法は、回帰分析の中で交互作用の効果を見ることである。そうした個別の場合に関心がある場合は、交互作用項を用いての検討も併せておこなっていききたい。

最後に、大卒学歴のコホート別の効果を考慮することである。大卒者は近年増加しており、数十年前のコホートと比べれば、大卒の効果やメカニズムが同じであるという保障は必ずしもない。今回は年齢を共変量として統制してあり、分析の知見上大きな問題はないと考える。しかし、そもそもある社会における「処置群」（本稿の場合は大学進学者）の構成比が変わること自体が、効果の大きさやメカニズムに影響しうる可能性については、今後ひきつづき検討を行っていきたい。

#### [注]

- 1) 大学と職業の結びつきを説明するそれ以外の理論として、スクリーニング論（大学入試によってもともと潜在的能力の高い者が選別される）や葛藤理論（有名大学の卒業生のほうが経営者に近い文化や忠誠心を持っている）や訓練可能性説（難易度の高い大学の学生ほど入社後の訓練費用が安い）などがある（平沢 2005）。もし今回の従属変数が専門職ダミーでなく、大企業ホワイトカラーであったり、学校歴も加味した大卒効果の分析をおこなう場合は、これらの理論も参照すべきであろう。
- 2) 初職のほか、本人の収入も、大卒効果の異質性をみるための「効果」として設定される。しかし、本人収入への効果は、初職や現職を経由したり、結婚による配偶者の影響を受けたりなど、メカニズムを特定することが容易ではない。さらに、より重要な理由として、収入は大学への行きやすさ、行きにくさにかかわらず、とりあえず大学進学に対して人々が一般的に期待することとして想定できる。つまり、大学に進学しにくい人にとってだけでなく、大学に進学しやすい人にとっても、実際に大学に進学することにより、収入の面で同じくらいのメリット（効果）があることが想定されうるため、本稿ではこれを異質性をみるための指標としては使用しない。
- 3) これまでの調査では、高学歴化志向にともない、とりわけ女子で専門的スキルを生かせる専門職志向が強まっていることが指摘されている。女子では依然としていわゆる「女子向き」専門職（教員・看護師など）を志望する者が多いものの、一部では従来は「男子向き」とされた専門職（法律家・技術者など）への志望も見られることが明らかにされている（片瀬 2005：144-149）。本稿の分析結果も、こうした知見に沿うものである。

#### [謝辞]

〔二次分析〕にあたり、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターSSJ データアーカイブから「社会階層と社会移動全国調査」（SSM 調査）の「2005 年 SSM 日本調査、2005」（2015SSM 調査管理委員会）の個票データの提供を受けました。

また、成果報告会にて貴重なコメントをいただきました平沢和司先生、保田時男先生ほか、フロアの皆様に御礼を申し上げます。

## [参考文献]

- 赤林英夫, 2012, 「人的資本理論」『日本労働研究雑誌』 621, 8-11.
- 天野正子, 1980, 「女性にとっての青年期とその進路選択」山村健・天野郁夫編『青年期の進路選択——高学歴時代の自立の条件』有斐閣.
- Angrist, Joshua D. and Jorn-Steffen Pischke, 2009, *Mostly harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*, Princeton University Press.
- 荒牧草平, 2000, 「教育機会の格差は縮小したか——教育環境の変化と出身階層間格差」近藤博之編『日本の階層システム3 戦後日本の教育社会』東京大学出版会, 15-35.
- 荒牧草平, 2001, 「学校生活と進路選択——高校生活の変化と大学・短大進学」尾嶋史章編著『現代高校生の計量社会学——進路・生活・世代』ミネルヴァ書房.
- 荒牧草平, 2011, 「教育達成過程における階層差の生成——『社会化効果』と『直接効果』に着目して」佐藤嘉倫・尾嶋史章編『現代の階層社会1 格差と多様性』東京大学出版会.
- Becker, Gary S., 1975, *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis*, University of Chicago Press. (=佐野陽子訳『人的資本——教育を中心とした理論的・経験的分析』東洋経済新報社.)
- Becker, Sascha, and Andrea Ichino, 2002, “Estimation of Average Treatment Effects Based on Propensity Score, ” *Stata Journal* 2: 358-77.
- Brand, Jennie E. and Yu Xie, 2010, “Who Benefits Most from College? Evidence for Negative Selection in Heterogeneous Economic Returns to Higher Education.” *American Sociological Review* 75(2): 273-302.
- Breen, Richard and John H. Goldthorpe, 1997, “Explaining Educational Differentials: Towards a Formal Rational Action Theory,” *Rationality and Society* 9: 3: 275-305.
- 元治恵子, 2004, 「女子高校生の職業アスピレーションの構造——専門職と女性職」『応用社会学研究』 46: 67-78.
- Guo, Shenyang and Mark W. Fraser, 2015, *Propensity Score Analysis: Statistical Methods and Applications, 2nd Edition*, SAGE Publications.
- 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.
- 橋野晶寛, 2016, 「教育政策研究から見た教育経済学」『教育学研究』 83 (3) : 315-23.
- 平沢和司, 2005, 「大学から職業への移行に関する社会学的研究の今日的課題」『日本労働研究雑誌』 542 : 29-37.
- 平沢和司, 2011, 「大学の学校歴を加味した教育・職業達成分析」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.
- 平木耕平, 2011, 「教育収益率の地域差と地域移動効果——JGSS データを用いた所得関数の分析」『JGSS 研究論文集』 11 : 273-85.
- Holland, Paul W., 1986, “Statistics and Causal Inference, ” *Journal of the American Statistical Association*



81: 945-60.

- 星野崇宏, 2009, 『調査観察データの統計科学——因果推論・選択バイアス・データ融合』岩波書店.
- Hout, Michael, 2012, “Social and Economic Returns to College Education in the United States,” *Annual Review of Sociology* 38 : 379-400.
- 稲葉昭英, 2011, 「ひとり親家庭における子どもの教育達成」佐藤嘉倫・尾嶋史章編『現代の階層社会 1 格差と多様性』東京大学出版会.
- 井上義和, 2005, 「大学教育における第一世代問題の構造——私立中下位 3 大学の調査結果から」『大学教育学会誌』27 (1) : 25-30.
- 石田浩, 2005, 「後期青年期と階層・労働市場」『教育社会学研究』76 : 41-57.
- 石田浩・三輪哲, 2011, 「社会移動の趨勢と比較」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.
- 岩村美智恵, 1996, 「高等教育の私的収益率——教育経済学の展開」『教育社会学研究』58 : 5-28.
- Jack, Anthony Abraham, 2015, “(No) Harm in Asking: Class, Acquired Cultural Capital, and Academic Engagement at an Elite University,” *Sociology of Education* 89(1) : 1-19.
- Jann, Ben, Jennie E. Brand, and Yu Xie, 2010, “hte: Stata Module to Perform Heterogeneous Treatment Effect Analysis” in *Stata: scc install hte* (<http://econpapers.repec.org/software/bochocode/s457129.htm>).
- 片瀬一男, 2005, 『夢の行方——高校生の教育・職業アスピレーションの変容』東北大学出版会.
- 吉川徹, 2006, 『学歴と格差・不平等——成熟する日本型学歴社会』東京大学出版会.
- 河野銀子, 2006, 「大学第一世代の進路選択」濱名陽子ほか『ユニバーサル段階における“大学第一世代”への学習支援に関する基礎的研究』(平成 15-17 年度科学研究費補助金基盤研究(B)研究成果報告書), 83-97.
- 近藤博之, 2000, 「『知的階層性』の神話」近藤博之編『日本の階層システム 3 戦後日本の教育社会』東京大学出版会, 221-45.
- Morgan, Stephen, 2001, “Counterfactuals, Causal Effect Heterogeneity, and the Catholic School Effect on Learning.” *Sociology of Education* 74: 341-74.
- Morgan, Stephen and Christopher Winship, 2007, *Counterfactuals and Causal Inference: Methods and Principles for Social Research*, Cambridge University Press.
- Musick, Kelly, Jennie E. Brand, and Dwight Davis, 2012, “Variation in the Relationship Between Education and Marriage: Marriage Market Mismatch?” *Journal of Marriage and Family* 74(1): 53-69.
- 中西祐子, 2000, 「学校ランクと社会移動——トーナメント型社会移動規範が隠すもの」近藤博之編『日本の階層システム 3 戦後日本の教育社会』東京大学出版会, 37-56.
- 中澤渉, 2013, 「通塾が進路選択に及ぼす因果効果の異質性——傾向スコア・マッチングの応用」

- 『教育社会学研究』92 : 151-74.
- 直井優・藤田英典, 2008, 『講座社会学 13 階層』東京大学出版会.
- 尾嶋史章, 2001, 「進路選択はどのように変わったのか——16年間にみる進路選択意識の変化」  
尾嶋史章編著『現代高校生の計量社会学——進路・生活・世代』ミネルヴァ書房.
- Ono, Hiroshi, 2001, “Who Goes to College? Features of Institutional Tracking in Japanese Higher Education, ” *American Journal of Education* 109 : 161-195.
- Rosenbaum, Paul R., and Donald B. Rubin, 1983, “The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects, ” *Biometrika* 70: 41-55.
- 島一則, 1999, 「大学進学行動の経済分析——収益率研究の成果・現状・課題」『教育社会学研究』64 : 101-121.
- 島一則, 2013, 「教育投資収益率研究の現状と課題——海外・国内の先行研究の比較から」『大学経営政策研究』3 : 15-35.
- 妹尾渉・日下田岳史, 2011, 「『教育の収益率』が示す日本の高等教育の特徴と課題」『国立教育政策研究所紀要』140 : 249-63.
- Xie, Yu, Brand, Jennie E. Brand, and Ben Jann, 2012, “Estimating Heterogeneous Treatment Effects with Observational Data, ” *Sociological Methodology* 42(1) : 314-47.

別表1 傾向スコア層別の共変量の平均値（男性）

	Stratum 1		Stratum 2		Stratum 3		Stratum 4		Stratum 5		Stratum 6		Stratum 7	
	非進学	進学	非進学	進学	非進学	進学	非進学	進学	非進学	進学	非進学	進学	非進学	進学
年齢	50.45	50.45	50.24	51.05	50.44	48.83	47.61	49.45	49.52	46.83	39.81	44.96	47.08	45.68
15才時のきょうだい数	3.68	3.14	3.34	4.00	3.17	3.33	3.00	2.99	3.06	2.91	2.33	2.59	2.77	2.43
15才時の経済状況	2.65	2.69	2.76	2.65	2.99	2.94	2.90	3.04	3.06	3.09	3.10	3.05	3.23	3.39
15才時の家庭所有物	7.97	8.55	8.80	8.50	9.21	9.63	10.35	10.04	9.66	10.69	12.76	11.54	12.62	12.53
15才時の本の数	3.57	5.23	5.04	5.73	6.21	6.90	7.75	10.70	13.99	10.08	19.10	13.89	11.93	18.59
国立・私立中学	.03	.00	.03	.00	.04	.06	.07	.05	.04	.06	.10	.08	.00	.16
中学3年時の成績	2.66	2.83	3.16	3.40	3.33	3.46	3.55	3.48	3.80	3.76	4.10	4.02	4.23	4.48
親学歴	8.80	8.00	9.31	10.30	10.13	10.15	10.55	10.63	10.89	11.50	12.26	12.17	13.04	14.12
父職専門・管理	.01	.00	.03	.00	.09	.13	.13	.13	.20	.21	.29	.35	.54	.63
父職ノンマニュアル	.09	.14	.20	.20	.32	.33	.36	.33	.38	.39	.29	.36	.38	.29
父職マニュアル	.75	.72	.61	.60	.41	.42	.42	.42	.32	.28	.24	.21	.08	.03
父職その他	.16	.14	.16	.20	.18	.13	.10	.12	.10	.12	.19	.07	.00	.05
15才時ひとり親	.12	.10	.12	.05	.13	.17	.07	.06	.08	.06	.05	.07	.00	.02
高校普通科	.15	.07	.40	.50	.71	.71	.89	.93	.96	.99	1.00	.99	1.00	1.00
高校実業科	.85	.93	.60	.50	.29	.29	.11	.07	.04	.01	.00	.01	.00	.00
高校進学度	1.41	1.52	1.90	1.85	2.17	2.17	2.86	2.94	3.74	3.70	4.33	4.37	4.69	4.74
大都市	.26	.31	.38	.10	.33		.50	.48	.38	.47	.48	.46	.62	.55
傾向スコア	<b>.05</b>	<b>.06</b>	<b>.14</b>	<b>.15</b>	<b>.28</b>	<b>.30</b>	<b>.49</b>	<b>.51</b>	<b>.69</b>	<b>.71</b>	<b>.84</b>	<b>.85</b>	<b>.93</b>	<b>.95</b>
N	458	29	173	20	156	48	84	85	50	172	21	107	13	175
N(非進学・進学計)		487		193		204		169		222		128		188

別表2 傾向スコア層別の共変量の平均値(女性)

	Stratum 1		Stratum 2		Stratum 3		Stratum 4		Stratum 5		Stratum 6		Stratum 7		Stratum 8		Stratum 9	
	非進学	進学	非進学	進学	非進学	進学	非進学	進学	非進学	進学	非進学	進学	非進学	進学	非進学	進学	非進学	進学
年齢	54.86	52.23	50.44	53.14	46.85	44.30	45.29	45.42	43.77	44.62	42.58	39.47	36.21	40.00	40.31	39.58	37.00	38.24
15才時のきょうだい数	4.07	4.31	3.29	3.62	3.29	2.75	2.86	2.50	2.91	2.92	2.56	2.63	2.27	2.43	2.88	2.41	2.10	2.31
15才時の経済状況	2.74	2.92	3.04	2.95	3.09	3.00	3.08	2.92	3.15	3.19	3.30	3.35	3.36	3.32	3.38	3.32	3.65	3.87
15才時の家庭所有物	6.80	8.00	9.10	9.10	10.49	10.65	11.08	9.88	11.28	11.43	12.35	12.78	13.70	13.56	13.35	13.64	15.55	14.84
15才時の本の数	2.98	4.57	3.77	6.19	4.46	4.51	6.25	4.41	7.23	9.57	11.72	12.04	10.71	18.26	13.33	12.29	37.26	24.06
国立・私立中学	.02	.00	.03	.05	.02	.00	.06	.00	.06	.04	.05	.05	.18	.11	.12	.15	.10	.29
中学3年時の成績	2.89	2.77	3.06	3.29	3.17	3.30	3.15	3.08	3.31	3.37	3.61	3.47	3.79	3.89	4.00	3.77	3.85	4.27
親学歴	8.04	7.77	9.37	9.19	10.34	10.45	10.79	11.48	11.55	11.72	12.56	12.22	12.12	12.72	13.42	13.52	13.95	14.68
父職専門・管理	.02	.08	.04	.05	.07	.10	.13	.21	.12	.18	.28	.19	.24	.24	.38	.28	.50	.59
父職ノンマニュアル	.13	.08	.19	.19	.20	.20	.28	.21	.26	.32	.32	.30	.36	.37	.31	.39	.30	.21
父職マニュアル	.69	.69	.67	.62	.60	.65	.50	.46	.49	.42	.30	.39	.33	.32	.19	.18	.05	.11
父職その他	.17	.15	.09	.14	.12	.05	.09	.13	.13	.08	.10	.13	.06	.08	.12	.15	.15	.08
15才時ひとり親	.18	.23	.06	.10	.09	.00	.03	.04	.08	.04	.03	.07	.03	.02	.00	.03	.00	.01
高校普通科	.40	.54	.54	.71	.62	.55	.67	.67	.85	.79	.87	.93	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	.99
高校実業科	.60	.46	.46	.29	.38	.45	.33	.33	.15	.21	.13	.07	.00	.00	.00	.00	.00	.01
高校進学度	1.46	1.46	1.94	1.81	2.15	2.00	2.32	2.46	2.90	2.85	3.50	3.68	4.00	3.98	4.38	4.58	4.85	4.84
大都市	.28	.54	.28	.24	.35	.25	.37	.13	.34	.34	.43	.47	.52	.40	.35	.45	.45	.61
傾向スコア	<b>.02</b>	<b>.03</b>	<b>.07</b>	<b>.08</b>	<b>.12</b>	<b>.13</b>	<b>.17</b>	<b>.18</b>	<b>.29</b>	<b>.30</b>	<b>.50</b>	<b>.51</b>	<b>.65</b>	<b>.66</b>	<b>.74</b>	<b>.75</b>	<b>.86</b>	<b>.89</b>
N	405	13	247	21	172	20	105	24	277	95	113	122	33	63	26	95	20	153
N(非進学・進学計)		418		268		192		129		372		235		96		121		173

# 大学等中退に階層差はみられるか

下瀬川 陽

(東京大学大学院教育学研究科)

近年、高等教育からの中退が関心を集めているものの、中退しやすさの階層差について検討した研究は数少ない例外を除き、ほとんど行われていない。本稿では順序ロジットモデルおよび二項ロジットモデルを用いて、出身階層が大学等中退に影響しうる可能性について検討した。また、経済的側面を統制してもなお、文化的側面からの影響がみられるかを確認した。その結果、性別および父専門・管理、母学歴については大学等進学と大学等卒業のあいだで効果が小さくなることが示された。また特に父が高等教育である場合に中退が抑止されやすいことが明らかになった。反対に、経済的側面は効果を持たない可能性が示された。経済的支援だけではアプローチしきれない側面へ着目する必要があるといえる。

## 1. はじめに

近年、高等教育からの中退が関心を集めている。朴澤 (2012) は学校基本調査を用いて、高等教育の拡大とともに中退者が増加していることを示唆したが、それは文部科学省が 2014 年 9 月に出した報道発表においても裏付けられており、いまや大学等中退者は 8 万人近くにもなる。報道発表において最も多いとされたのが経済的理由だったこともあってか、メディアにおいても経済的な負担に焦点をあてて中退を取り上げることが多い (たとえば、クローズアップ現代 2016 年 8 月 25 日)。学費の自己負担額が極めて大きい我が国においては、親の社会階層を含む家庭背景が中退選択に影響することは容易に想像しうる。しかし現実には、大学等中退の階層差について検討した研究は村澤 (2008) のような数少ない例外を除き、ほとんど行われていない。教育機会の不平等に関する研究は数多く蓄積されてきたが、その多くは、最終学歴や進学可能性に着目するものであった (たとえば尾嶋 1990; 鹿又 2006)。

我が国よりもはやくに高等教育の量的拡大を経験し、かつ中退率も高い欧米においては、出身階級・出身階層が中退に与える影響について古くから指摘され検証を重ねられてきた。当然ながら、経済的側面からの影響を示唆する研究は数多く行われており、近年では経済的支援による中退選択の促進または防止についても頻繁に取り上げられる。たとえば Titus (2006) や Chen & DesJardins (2008) は出身家庭の収入や SES (Socio Economic Status) が低い学生で中退リスクが高いことや、その一方で大学の経済支援や特定の種類の奨学金がリスクを低減させる可能性があることを明らかにしている。我が国においても朴澤 (2016) が、奨学金受給が大学等中退を抑制する可能性があることを示唆した。

他方、Eckland (1964) は向学習傾向や進学アスピレーションのような、心理・文化的側面

からの階層要因の影響を示したが、これは近年においても変わらず支持されている。特に文化的側面の重要性を指摘したのが Lehmann (2007) である。Lehmann はカナダの大学中退者へのインタビュー調査から、大学第一世代や労働者階級において、たとえ学業成績が悪くなくても大学になじめないと答える傾向にあることを明らかにした。それは彼・彼女らが出身階級に基づくハビトゥスに照らして大学での経験を解釈しているからで、卒業するためには周囲になじむような新たなハビトゥスを獲得する必要があると結論づけた。このように、海外諸国では一定程度の説明力を認められていながら、我が国の新制大学の中退について文化的側面から説明する試みは片瀬 (2005) を除き行われていない。

したがって本稿では、大学等中退に (特有の) 出身階層の影響がみられるのかを検討することで、中退を階層的問題と位置づけることを第 1 の目的とする。そのうえで、経済的側面を統制してもなお、文化的側面からの影響がみられるかを確認することを第 2 の目的とする。

## 2. データ・変数

本稿における分析に使用するデータは「社会階層と社会移動全国調査」(以下 SSM 調査) の 1995 年および 2005 年調査データである。1995 年調査は互いに異なる質問項目を含む A 票と B 票に分かれているが、本稿では共通する項目のみ用いる。

従属変数は高卒以下が 1・大学等中退が 2・大学等卒業が 3 をとる学歴カテゴリである。ここで大学等とは新制大学・新制短大・高専・専門学校を指す<sup>2)</sup>。1995 年調査では最後に通った学校とその修業状況を尋ねているのに対し、2005 年調査では通ったことのある大学等に関して 3 つまで情報を得ることができる。そこで 2005 年調査データについては、一度でも大学等を中退した経験がある場合には、大学等中退に分類することとした。ただし、各調査年データとも新制大学院に関する回答は分析から除外した。

独立変数として用いるのは、本人性別、本人出生コーホート、父職業、父推定所得 (対数値)、父母学歴、文化的財の保有点数、調査票の種類である。各変数の作成方法については以下のとおり。

- ・ 本人性別/本人出生コーホート.....それぞれ、男性を 1・女性を 0, 1965 年以降生まれを 1・1964 年以前生まれを 0 とする 2 値のダミー変数である。
- ・ 父職業.....下層ホワイトカラーを基準とし、上層ホワイトカラー (専門・管理)、ブルーカラー (熟練・反熟練・非熟練)、農業・自営を表す 3 つのダミー変数を作成した。ただし、上層ホワイトカラーのみ自営に優先する。
- ・ 父推定所得 (対数値) .....吉田崇 (2011) による所得関数を用いて推定を行ったもの。推定に用いた父の情報は、回答者 15 歳時の年齢・学歴・職業 (SSM8 分類)・企業規模・役職である。
- ・ 父母学歴.....父と母それぞれについて、最終学歴が高等教育以上の場合 1・それ以外

を 0 とする 2 値のダミー変数を作成した。

- ・ 文化的財の保有点数.....片岡 (2002) にならい, ピアノ, 文学全集・図鑑, 美術品・骨董品のうちいくつを所持しているかを表す変数を作成した, ひとつも持っていない場合は 0, すべて持っている場合は 3 をとる連続変数として用いている。
- ・ 調査票の種類.....2005 年調査を基準とし, 1995 年 A 票および 1995 年 B 票を表すダミー変数を作成した。本稿では統制変数として用いるにとどめ, 積極的に解釈しない。

### 3. 大学等中退に対する出身階層の影響

ここでの分析には, 高卒以下・大学等中退・大学等卒業の 3 つからなる学歴カテゴリを従属変数とした順序ロジットモデルを用いる。順序ロジットモデルでは各独立変数の効果は従属変数の値にかかわらず共通であるという並行性の仮定のもとで推定される。並行性の仮定が満たされない変数があるとき, その効果はしきい値の前後で同一とは言いきれないことになる。本稿での関心に引き付けて言い換えれば, 高校以下卒と比較したときの大学等中退および大学等卒業のなりやすさと, 高校以下卒および大学等中退と比較したときの大学等卒業のなりやすさとのあいだで, その変数の効果が異なる可能性があるということである。この場合, 3 つの学歴カテゴリを高卒以下とそれ以外, 大学等卒業とそれ以外の 2 パターンにわけそれぞれを従属変数とした二項ロジットモデルにより各変数の係数を推定する。もし大学等中退に対し階層的要因が影響を及ぼさないとすれば, 後者のロジットモデルにおいては係数の絶対値が極めて小さくなるか, あるいは有意ではなくなるだろう。なお, 上述の変数にひとつでも欠損があるケースは分析から除外した。最終的に分析対象となったのは 5661 ケースである。記述統計量は表 1 のとおり。

表 1 記述統計量 (順序ロジット)

	Obs	Mean	S.D.	Min	Max
男性	5661	.475	.499	0	1
1965以降生まれ	5661	.232	.422	0	1
父上層ホワイト	5661	.198	.399	0	1
父ブルーカラー	5661	.318	.466	0	1
父農業・自営	5661	.497	.500	0	1
父推定所得 (対数)	5661	13.964	1.077	0.522	15.427
父高等教育卒	5661	.151	.358	0	1
母高等教育卒	5661	.057	.233	0	1
所有財 (文化)	5661	.773	.883	0	3
ssm95A	5661	.262	.440	0	1
ssm95B	5661	.271	.445	0	1
高卒以下	3630 (64.12%)				
大学等中退	103 (1.82%)				
大学等卒業	1928 (34.06%)				

表2に順序ロジットモデルの推定結果を示した。表中の cut1, cut2 はしきい値を表している。各変数の係数は、これまでに数多く蓄積されてきた知見と整合的である。すなわち、男性の方が・新しいコーホートの方が・父の職業が専門または管理である方が・親が高学歴である方が・文化的所有財を多く保有している方が、より高い学歴カテゴリに至りやすいことが、本稿の分析においても確認された。

ここで関心があるのは、これら係数が並行性の仮定を満たしているか否かという点である。そこで、brant test を用いて検定を行った。ここで帰無仮説となるのは、各係数が並行性の仮定を満たしていることである。結果を表3に示したが、これを見ると、男性ダミー・父上層ホワイトダミー・父推定所得・母高等教育卒ダミーは5%水準で有意であり、並行性の仮定を満たさないことがわかる。

表2. 学歴カテゴリを従属変数とする順序ロジットモデル

	Coef.	S.E.
男性	.351 ***	.065
1965以降生まれ	.443 ***	.077
父上層ホワイト	.653 ***	.102
父ブルーカラー	-.267 **	.078
父農業・自営	-.377 ***	.078
父推定所得(対数)	.193 ***	.036
父高等教育卒	.958 ***	.101
母高等教育卒	.123	.156
所有財(文化)	.682 ***	.040
ssm95A	-.646 ***	.081
ssm95B	-.515 ***	.078
cut 1	3.898	.516
cut 2	4.006	.516
N	5661	
Pseudo R <sup>2</sup>	.192	
AIC	6656.349	
BIC	6742.686	

※ \*\*\*p<.001, \*\*p<.01

先にも述べた通り、これが棄却されるということは、どの学歴カテゴリへ入るかのあいだで当該独立変数の効果が異なる可能性があるということである。したがって以下では、2つの二項ロジットモデルにおける係数の値を確認する(表4)。1つは高校卒以下(表中1)とその他の2つのカテゴリ(表中2, 3)を比較するモデル、いま1つは大学等卒業(表中3)とその他の2つ(表中1, 2)を比較するモデルである。先に並行性の仮定が満たされることが明らかになった、男性ダミー・父上層ホワイトダミー・父推定所得・母高等教育卒ダミーについて係数を確認すると、父推定所得ではほとんど違いがみられないことがわかる。ところが、男性ダミー、父上層ホワイトダミー、母高等教育卒ダミーではどの学歴カテゴリをまたぐかによって係数がやや異なり、いずれもより学歴が高い位置



(すなわち表中の右のモデル) で小さくなっている。男性ダミーに関していえば、大学等進学に関しては男性の方がおおよそ 1.50 倍 ( $=e^{.407}$ ) 起こりやすかったのが大学等卒業に関してはおおよそ 1.23 倍 ( $=e^{.288}$ ) になる。同様に大学等進学については父上層ホワイトの方が約 2.02 倍 ( $=e^{.705}$ )、母高等教育卒の方が約 1.30 倍 ( $=e^{.266}$ ) 起こりやすいのに対し、大学等卒業ではそれぞれ約 1.88 倍 ( $=e^{.629}$ )、約 1.08 倍 ( $=e^{.081}$ ) となり、特に母学歴による違いはほとんど見られなくなる。

表 3. brant test の結果

	chi2	p>chi2	df
男性	30.860	.000	1
1965以降生まれ	.100	.750	1
父上層ホワイト	4.080	.043	1
父ブルーカラー	.020	.892	1
父農業・ 自営	.160	.693	1
父推定所得( 対数)	4.740	.030	1
父高等教育卒	.010	.934	1
母高等教育卒	4.890	.027	1
所有財( 文化)	2.390	.122	1
ssm95A	6.000	.014	1
ssm95B	2.380	.123	1

表 4. 二項ロジットモデルにおける各変数の係数

	1 vs 2,3	1,2 vs 3
男性	.407	.288
1965以降生まれ	.452	.443
父上層ホワイト	.705	.629
父ブルーカラー	-.261	-.264
父農業・ 自営	-.364	-.373
父推定所得( 対数)	.200	.181
父高等教育卒	.963	.966
母高等教育卒	.266	.081
所有財( 文化)	.690	.669
ssm95A	-.667	-.607
ssm95B	-.537	-.498
cons	-4.029	-3.784

#### 4. 経済的側面および文化的側面からの影響

表 1 の記述統計量や表 2 のしきい値を見ると明らかなように、分析に含まれる大学等中退の数は多いとは言えない。これにより、特に大学等卒業とその他の 2 つとを比較する二項ロジットモデルにおける結果は、実際には高卒以下と大学等卒業との比較に大きく影響されていることが考えられる。そのため、以下では大学等卒業を基準とした大学等中退の

なりやすさを従属変数とした二項ロジットモデルを用いて、経済的側面と文化的側面の影響について検討する。前節と同様、用いる変数にひとつでも欠損があるケースは分析から除外した。最終的に分析対象となったのは2031ケースである。記述統計量は表5のとおり。

表5 記述統計量（二項ロジット）

	Obs	Mean	S.D.	Min	Max
男性	2031	.502	.500	0	1
1965以降生まれ	2031	.353	.478	0	1
父上層ホワイト	2031	.386	.487	0	1
父ブルーカラー	2031	.238	.426	0	1
父農業・自営	2031	.315	.464	0	1
父推定所得（対数）	2031	14.247	.862	4.173	15.427
父高等教育卒	2031	.310	.463	0	1
母高等教育卒	2031	.124	.330	0	1
所有財（文化）	2031	1.230	.944	0	3
ssm95A	2031	.209	.407	0	1
ssm95B	2031	.226	.418	0	1

※ 大学等卒業および中退者の数は表1に同じ

表6 大学等の修業状況を従属変数とする二項ロジットモデル

	Model 1		Model 2		Model 3		Model 4	
	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.
男性	1.150 ***	.233	1.157 ***	.233	1.096 ***	.236	1.101 ***	.236
1965以降生まれ	-.122	.227	-.148	.227	-.114	.231	-.142	.232
父上層ホワイト	.031	.288	.002	.288	.142	.302	.114	.301
父ブルーカラー	.176	.262	.182	.262	.151	.265	.156	.265
父農業・自営	.207	.260	.245	.262	.124	.264	.166	.265
父推定所得（対数）			.151	.139			.178	.144
父高等教育卒					-.608 *	.303	-.628 *	.303
母高等教育卒					.645 †	.347	.641 †	.347
所有財（文化）					-.134	.121	-.145	.122
ssm95A	-.439	.286	-.438	.286	-.404	.287	-.402	.287
ssm95B	-.208	.260	-.210	.260	-.156	.261	-.158	.261
_cons	-3.603 ***	.320	-5.754 ***	2.008	-3.371 ***	.349	-5.894 **	2.078
N	2031							
Pseudo R <sup>2</sup>	0.0391		0.0407		0.0474		0.0495	
AIC	799.037		799.716		798.220		798.510	
BIC	843.967		850.262		859.999		865.906	

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

Model1 は本人の性別・出生コーホート・調査票ダミーに父職業のみを加えたモデル、

Model2 は Model1 に父推定所得を加えたモデル， Model3 は Model1 に両親学歴と文化資本保有量を加えたモデル， Model4 はすべてを投入したモデルである．父職業および父推定所得が一貫して有意でないのに対し，父学歴および母学歴はその他の変数を統制した後にも効果が見られる．興味深いことに，父高等教育卒であることが退学を抑制する方向へ働きかけるのに対し，母高等教育卒であることは退学を促進する方向へ影響する．試みに，両親が高等教育卒の場合・父のみが高等教育卒の場合・母のみが高等教育卒の場合・両親ともに高卒以下の場合の中退者数を示したものが以下の表 7 である．

表 7 両親学歴別中退者数

	卒業	中退	合計
両親高等教育卒	204 94.88%	11 5.12%	215 100%
父のみ高等教育卒	403 97.11%	12 2.89%	415 100%
母のみ高等教育卒	33 89.19%	4 10.81%	37 100%
両親高卒以下	1,288 94.43%	76 5.57%	1,364 100%
合計	1,928 94.93%	103 5.07%	2,031 100%

※ Pearson chi2(3) = 7.338 Pr = .062

中退者数こそ父のみ高等教育卒で多いものの，中退者数の占める割合（セル下段，%表示）は父のみ高等教育で低く，母のみ高等教育で高くなっている．割合の大きさは周辺度数に影響されていることが考えられるものの，独立性のカイ二乗検定の結果は 10 パーセント水準で有意であり，両親のどちらが高等教育を出ているかによって中退しやすさが異なる可能性は否定しきれない<sup>3)</sup>．

## 5. まとめ

本稿では順序ロジットモデルおよび二項ロジットモデルを用いて，出身階層が大学等中退に影響しうる可能性について検討した．順序ロジットモデルの分析結果からは，性別および父専門・管理，母学歴については大学等進学と大学等卒業のあいだで効果が小さくなることが示された．特に出身階層の効果に関していえば，（時期的にはわずかな違いとはいえ）より後期の選択に位置する大学等卒業への効果が弱まる（消失する）という結果は，Shavit & Blossfeld（1993）によるライフコース仮説と整合的であるかのように見える．言い換えれば，大学等への進学と中退（卒業）はあたかも同じ直線状に位置し，出身階層の影響を受けるメカニズムを共有していて，その程度のみが異なるように思われる．

しかし本稿での分析における課題の 1 つとして，分析に含まれる大学等中退の数が多く

ないことが挙げられる。このため分析結果は頑健であるとは言い難い。大学等を卒業するか否かについては大学等へ進学するか否かとはまったく異なるメカニズムが働いているにもかかわらず（あるいは出身階層の影響は見られないにもかかわらず）、出身階層の効果が縮小しているように見えているという可能性を考慮する必要がある。実際に、レアイベントロジットモデルをもちいた三輪・下瀬川（近刊）は、高校中退も含めて考えればライフコース仮説は支持されないとし、さらに出身階層の効果の表れ方が進学時点と中退選択時点で異なることを示している。本稿の二項ロジットモデルにおいても親学歴のみに有意な効果が見られたことを考えても、現実に即したかたちで2つの時点での出身階層の影響のメカニズムを明らかにするためには、より踏み込んだ理論的検討が必要である。

中退抑止の観点に引き付けて言えば、現在検討されている奨学金の拡充政策のような、経済的支援だけではアプローチしきれない可能性があるといえよう。Eckland（1964）や片瀬（2005）が示したように、親学歴が低い層では入学前の心理・文化的側面での不利が大きく、それが高等教育入学後に顕現するということが考え得る。たとえば、高等教育に対するアスピレーションが低く、周囲にあわせて「なんとなく」進学したために入学後に不適應を起こす、というストーリーは想像に難くない<sup>4)</sup>。

既に述べたように、本稿においては対象となるイベントの観測数が極めて少ないという課題を残している。そのため用いた時代区分は極限まで単純化したものであり、高等教育を取り巻く社会的背景を反映した結果を示すことができなかった。また、各教育機関のランクや本人の成績、本人がアクセスしうる社会関係資本など、統制されるべき変数をモデルに組み込むことはかなわなかった。これら課題については稿をあらためアプローチすることとしたい。

## [注]

- 1) 片瀬（2005）においては、旧制大学からの「中途退学」に対して出身階層が与える影響についての知見を整理したうえで、新制大学においても「インセンティブ・ディバイド」（荻谷 2001）をもちいてに依拠して説明できる可能性が提示されている。また、新制大学中退に対する出身階層の影響は三輪・下瀬川（近刊）においても指摘されているものの、どのような資源の多寡によるものかという点までは実証されていない。
- 2) ただし 1995 年データでは専門学校に通った人については修業状況を知ることができないため、分析には含んでいない。
- 3) なおここで用いているケースは両親の学歴がともに得られているものに限定しているため、ひとり親であることの影響は除かれている。
- 4) さらに片瀬は親学歴が高い層でも、「よりよい学習環境を求めて」中退していくという可能性に言及している。

## [謝辞]

本稿での二次分析にあたり，東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターSSJ データアーカイブから「社会階層と社会移動全国調査」(SSM 調査)の「1995年SSM 調査，1995」「2005年SSM 日本調査，2005」(2015SSM 調査管理委員会)の個票データの提供を受けました。またコメンテーターの盛山和夫先生，平沢和司先生を含む2016年度参加者公募型二次分析研究会(テーマB)参加者の皆様にいただいたご意見を参考にさせていただきます。なお，本稿中の誤りはすべて筆者に帰します。

## [参考文献]

- Chen, R. & DesJardins, S. L., 2008, “Exploring the effects of financial aid on the gap in student dropout risks by income level,” *Research in Higher Education* 49(1): 1-18.
- Eckland, B., 1964. ”Social Class and College Graduation: Some Misconceptions Corrected,” *American Journal of Sociology* 70(1): 36-50.
- 朴澤泰男, 2012, 「学校基本調査にみる中退と留年」『IDE 現代の高等教育』546: 64-67.
- , 2016, 「奨学金は大学中退を抑制するか：時系列データを用いた検討」『家計経済研究第』110: 75-83.
- 鹿又伸夫, 2006, 「計量社会学における多重比較の同時分析——ロジットモデルによる教育達成分析」『理論と方法』21(1): 33-48.
- 苅谷剛彦, 2001, 『階層化日本と教育危機：不平等再生産から意欲格差社会へ』有信堂.
- 片岡栄美, 2002, 「教育達成におけるメリトクラシーの構造と家族の教育戦略」近藤博之編『1995年SSM 調査シリーズ 10 教育と世代間移動』1995年SSM 調査委員会: 35-66.
- 片瀬一男, 2005, 「意欲があつて大学を去る者，意欲を失つてやめる者——二つの不幸な退学理由へのブール代数アプローチ」『東北学院大学教育研究所報告集』5: 43-69.
- Lehmann, W., 2007, ““I just didn’t feel like I fit in”: The role of habitus in university dropout decisions,” *Canadian Journal of Higher Education* 37(2): 89-110.
- 三輪哲・下瀬川陽, 「戦後日本における高等教育中退に対する出身階層の影響」『大学論集』49 (近刊).
- 村澤昌崇, 2008, 「大学中途退学の計量的分析」『比治山高等教育研究』1:153-165.
- 尾嶋史章, 1990, 「教育機会の趨勢分析」菊池城司編『現代日本の階層構造 3』東京大学出版会: 23-55.
- Shavit, Y. & Blossfeld, H-P. Eds. , 1993, *Persistent Inequality: Changing Educational Attainment in Thirteen Countries*. Boulder: Westview Press.
- Titus, M. A., 2006, “Understanding college degree completion of students with low socioeconomic status: The influence of the institutional financial context,” *Research in Higher Education* 47(4): 371-398.



# 労働市場における潜在的な地位とその変化

## ——企業規模間格差から雇用形態間格差へ？——

鈴木恭子

(東京大学社会科学研究所 学術支援専門職員)

本稿では、1960年代と2000年代の2つの時点をとりあげ、労働市場の実態が「2つの異なる賃金決定メカニズム」から構成されていると見なせるか、またその2つを分ける基準がそれぞれ「企業規模」と「雇用形態」であるといえるかを検証した。分析には潜在クラス分析の一つである Finite Mixture Model を用いた。その結果、2000年代では雇用形態を基準に2つの異なる賃金決定メカニズムがはっきり析出される一方、1960年代は企業規模を基準とするそうした2つのクラスは析出されず、むしろ労働市場の賃金決定メカニズムは単一であったことが確認された。実態として労働市場が単一だった60年代には「二重構造」問題がさかんに論じられ、実態として二重構造が深刻化している今日ではそうした問題のとらえ方は忌避されている。こうした労働市場の実態と我々の問題のとらえ方の乖離を指摘し、今後の検討課題としたい。

### 1. はじめに

#### 1.1 問題意識 —日本の労働市場における2つの”Dualism”

「二重構造」、という労働市場に関する議論がある。かつてこの言葉は、日本の産業が大企業と中小企業の二つの層から構成されており、両者の間には生産性の観点でも賃金の観点でも大きな格差が存在する、という文脈でさかんに用いられた(尾高 1984)。なかでも労働研究の分野に大きな影響を与えたのが、氏原正治郎(1954, 1966)が京浜工業地帯調査に基づいて提唱した「労働市場の模型」である。この中で氏原は、労働者の移動パターンの観点から、労働市場が大工場と中小工場の異なる2つの層から形成されているということを提唱した。その後、「二重構造論」はその論点を企業規模間の賃金格差へと移しながら、長きにわたって日本の労働市場が抱える最大の課題として論じられることになる。しかし、こうした状況は90年代に入って大きく転換する。玄田(2011)によると、いまや「二重構造」は少なからずの経済学者が忌避するタブーの言葉であり、経済論文の題名に「二重構造」もしくは「二重労働市場」という言葉が登場することはほとんどない。この玄田の論考を収録した『日本労働研究雑誌』の特集号タイトル、「あの議論はどこへいった」が示すとおり、「二重構造論」はもはや多くの人に忘れられた議論となり今日に至っている。一方で、労働市場の実態に目を転ずれば、「二重構造論」が忌避されるようになったまさにその時代、日本では正規雇用と非正規雇用間の格差拡大が進行した。正規/非正規間で処遇やキャリアパスに大きな格差のある日本の労働市場の状況は、海外からは Dualism と表現される。例えば OECD Economic Survey においては日本の労働市場における課題はその深刻な “Dualism” を打破することであると繰り返し述べられている(OECD 2013)。こうした海外からの Dualism

という状況定義にも関わらず、日本においては正規/非正規の格差問題を「二重構造」という概念を用いて表現することはほぼ皆無であったといつてよい。

こうしてみると、Dualism という現象は「労働市場の実態についてのレベル」と、「実態をどのように認識し議論するかという言説のレベル」とを、区別してとらえることができる。実態としては二重構造が存在しているのに我々は「二重構造論」を忌避するかもしれない、また実態として二重構造が存在しなくても我々は熱心に「二重構造論」を論じる場合もありうる。もしそうした状況があるとすれば、問われるべきは「なぜそのようなねじれが生じるのか」また「そうしたねじれがどのような帰結をもたらすのか」ということだろう。

この問いに取り組むのは別の機会にゆずることとし、本稿においてはまず、労働市場において「二重構造」とみなしうる実態が存在しているかどうかを検証することに焦点をあてたい。こんにち Dualism といえは正規/非正規間格差を指しているが(OECD 2013)、かつて Dualism といえは大企業/中小企業間の企業規模間格差を指していた(玄田 2011)。本稿では、これら2つの Dualism が(少なくとも言説のうへでは)最も顕著であった2005年と1965年の時点を取りあげて、それぞれ労働市場が実態として「二重構造」とみなせる特徴を備えているか否かを明らかにし、さらにそうした構造を規定する主要な要因がそれぞれ「企業規模」と「雇用形態」であったといえるか、という点を検証したい。

## 1.2 分析の枠組み —実証においてどのように Dualism を同定するか

実証において、「労働市場が二重構造であるとはどういう状態を指すか」、また「分断を規定している要因をどのように同定すればよいか」という問題には、多くの議論がある(Hodson and Kaufman 1984; Sakamoto and Chen 1991)。

「二重労働市場論 (Dual Labour Market Theory)」では、労働市場が異質な2つのセクターに分断されており、それぞれに異なる採用・退出・賃金決定のルールに支配されているとみる(Berger and Piore 1980)。一方には高賃金・安定した雇用・昇給/昇進等に恵まれた条件の良いセクターがあり、他方には低賃金・不安定雇用・昇給/昇進等が期待できない不利なセクターがあり、両者の間には移動障壁がある(Doeringer and Piore 1971)。こうした「二重労働市場」に関するこれまでの実証研究は、セクター間の「移動」に関する領域と、セクター間での「賃金」の違いに関する領域の、大きく2つに分けることができる。このうち「移動」を扱った日本の研究としては、京浜工業地帯の調査に基づく氏原(1966)、SSM55/SSM60調査に基づく尾高(1984)等がある。彼らは職業移動データの分析から大企業と中小企業の2つのセクターで移動が非対称である、すなわち中小企業セクター内での移動は頻繁であるが大企業セクターでは移動自体が少ないこと、また大企業から中小・零細企業への移動は見られるものの中小・零細企業から大企業への移動はまれであることを明らかにした。一方「賃金」の領域については、企業規模間の賃金格差を扱った研究には豊富な蓄積がある(隅谷 1961; 小野 1973)。そのなかでも二重労働市場論との関わりを分析の中心にすえて、「2つのセクタ



一は単に賃金の水準が異なるのみではなく、そもそも賃金決定メカニズムが異なる」という点を実証したのが、アメリカの労働市場を分析対象とした Dickens and Lang (1985)であり、彼らの分析を日本の労働市場に適用した石川・出島 (1994)である。本稿では、「移動」ではなく「賃金」の領域に焦点をあてることとし、特に「2つの異なる賃金決定メカニズムが存在する」ということをもって労働市場が「二重構造」とみなせるか否かを判定する立場を採用する。なお、SSM 調査においては「賃金」の代わりに「所得」のデータを取得しているため、実際の分析では個人の「所得」に対する影響を分析の対象とする。

いま、本稿が採用する立場を明確にするために、ここでは鈴木 (2017) において整理した3つの異なる賃金関数推定のアプローチにもとづき、その違いを考えたい。図1は、特定の変数が賃金に与える影響を推定するための、3つの異なるモデルを示している。ここでは特定の変数として「雇用形態」を例にとって図示している。

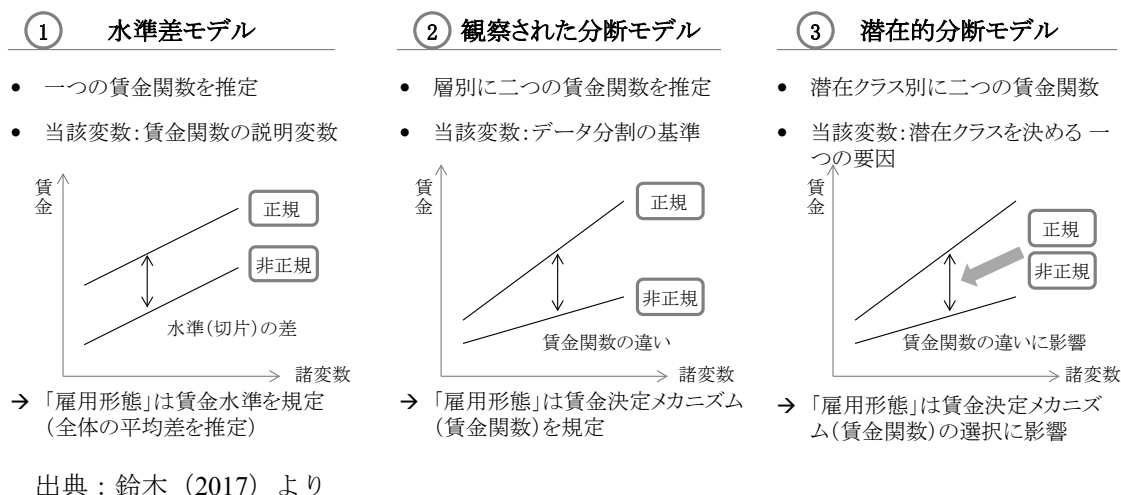


図1 賃金関数推定の3つのアプローチ

1つ目の「① 水準差モデル」は、「雇用形態」を賃金関数の説明変数に用いて、全体で1つの賃金関数を推定する。このモデルにおける「雇用形態」は、賃金の「水準」を直接に規定する要因として位置づけられる。2つ目の「② 観察された分断モデル」は、「雇用形態」によって賃金決定メカニズムが異なることを想定し、正規/非正規で層別に賃金関数を推定する。このモデルにおける「雇用形態」とは、いずれの「賃金決定メカニズム」(賃金関数)に従うかを決定する要因である。3つ目の「③ 潜在的な分断モデル」は、②のモデルと同様に市場に2つの異なる賃金決定メカニズムが存在することを仮定しながらも、その区分は「雇用形態」とは一致せず、その他の要因の影響も受けながら潜在的な分断として存在していると考えられる (鈴木 2017)。

これまで、「雇用形態」が賃金に与える影響を推定するために多くの先行研究が用いてきたのが、「①水準差モデル」である。そもそも日本における正規/非正規間の格差については、「人的資本や職務の違いに起因する合理的なもので、雇用形態に固有の格差はない」とする見方もながらく優勢であったが、そうしたなか「①水準差モデル」は、様々な統制変数を加えたモデルで他の要因に帰することができない「雇用形態」固有の影響を明らかにしてきた（太郎丸 2009; 有田 2016）。しかし、このモデルは正規/非正規間で1つの賃金関数を共有しているため、他の諸要因が賃金に及ぼす影響の大きさは雇用形態間で差がないこと、また「雇用形態」が賃金に及ぼす影響も他の変数とは関係なく一律であることが仮定されている。このモデルからは見えにくいのが、「正規/非正規雇用がそもそも異なる賃金決定メカニズムにしたがう」という側面である。

こうした側面に光をあてるのが「②観察された分断モデル」である。このモデルでは2つの賃金関数の間で説明変数やその係数が異なること、すなわち諸要因が賃金に及ぼす影響が雇用形態間で異なることが許容されている。ここで「雇用形態」は賃金水準には直接影響を及ぼさず、賃金決定メカニズムの選択のみに関与し、しかも賃金決定メカニズムを分ける唯一の基準となっている。このタイプのアプローチも古郡（1997）、永瀬（2003）など、非正規雇用研究において早くから用いられてきた。

これに対して「③潜在的な分断モデル」では、「雇用形態」はそれらの選択に影響を与える要因のひとつにすぎず、その選択自体はモデル内で潜在クラスを用いて内生的に決定されるという点に特徴がある。この手法は Dickens and Lang（1985）、石川・出島（1994）が採用したものであり、彼らはこの手法にそれまでの二重労働市場論の実証研究が抱えていた困難を克服する可能性を見出した。

二重労働市場論に基づく実証研究においては、労働市場における2つのセクターをどのように同定するかという点が常に問題となってきた（Hodson and Kaufman 1982）。当初アメリカでは「職種」「産業」などを基準としてセクターを分類するアプローチが盛んであったが、どのように基準を精緻にしようとどこかに無理が生じる（Sakamoto and Chen 1991）。1つの職種の中にも職位の上下によって労働条件が全く異なる仕事があるし、1つの産業の中にも当然多様なジョブやポジションが混在するからである。こうした問題に対して、特定の基準を用いて分析者が事前にセクターを二分するのではなく、実際のデータをもっともよく説明できるように、2つのセクターを潜在クラスとして内生的に推定するという方法を採用したのが「③潜在的な分断モデル」である。このモデルを使用することで、「2つのクラスを想定することが1クラスよりも統計的に有意か」、また「クラスの割当てにどのような変数がより強い影響を与えているか」という点を、計量的に評価することも可能になった。こうしたメリットをふまえて本稿では、「労働市場に二重構造とみなせる特徴があるか」を判定するために、「③潜在的な分断モデル」を採用することとする。具体的には、1) モデルを推定した結果2つの異なる賃金決定メカニズムが統計的に有意となるか

をもって、各時点に労働市場が「二重構造」とみなせる特徴を備えているかという問いにこたえることとし、2) 賃金関数の選択に影響を与える要因の影響の大きさを比較することで、二重構造を規定する最大の要因がそれぞれ「企業規模」と「雇用形態」といえるか、という問いにこたえることとする。

### 1.3 先行研究と分析の仮説

分析に先立ち、本稿の問いにどのような結論が予想されるか、先行研究をふまえて検討したい。

まず 2000 年代における雇用形態間の格差に関しては、鈴木（2017）において就業構造基本調査 2002 年度匿名データを使用し、本稿と同じ Finite Mixture Model を用いた労働市場の構造を検討している。その結果、日本の労働市場は単一の賃金決定メカニズムを想定するより、異なる 2 つの賃金決定メカニズムから構成されるとみなすことがはるかに適切であるという結論を得ている。また、その区分は正規/非正規という区分と大きく重複しながらも完全には一致せず、正規雇用の一部（相対的に賃金の低い層）を非正規雇用側に巻き取るような形で労働市場の分断が存在していることが明らかになった。この潜在的な分断を規定している最も強い要因が「雇用形態」であり、また 2 つの賃金決定メカニズムはそれぞれ「二重労働市場論」が想定するような形、すなわち一方には賃金水準が高く学歴や勤続年数によるプレミアムがつくセクターがあり、もう一方には賃金水準が低く学歴や勤続年数などの人的資本へのリターンが小さいセクターがあることが明らかになっている。就業構造基本調査を用いた分析は、頑健性の観点から信頼に足るものであるため、本稿では同じ分析を繰り返すことはせず、新たに 2 つの分析の観点を追加したい。1 点目は、潜在クラスの数に 2 つに制限せず 3 つ以上に拡張して、いくつのクラスを想定することが最も労働市場の実態に合っているか、データの適合性の観点から判定することである。というのも、鈴木（2017）において、正規雇用が相対的に条件の良い層と悪い層に 2 分されることが明らかになり、非正規雇用を加えて労働市場が全体で 3 つのクラスから構成される可能性が示唆されたためである。2 点目は、SSM データの持つ強みをいかして、労働市場における潜在的な地位と「階層」との関連の有無を検討したい。具体的には、各人がいずれのクラスに割当てられるかを決定する要因として、本人の出身階層がどのように影響を与えるかという点に注目したい。これまで先行研究においては、正規雇用/非正規雇用の地位に出身階層の影響があるか否かについては、議論の分かれるところであった。例えば、石田(2005)は父親の職業は子供が非正規雇用になるかどうかには有意な影響を及ぼさないとしているが、太郎丸（2005）は父が失業・非正規・不在の場合に本人も無業や非正規になる影響を認めている。このように世代間継承の影響の有無を判定するのが難しい理由の一つは、こんにちの「非正規雇用」が新しく形成されたカテゴリであり、過去の調査において必ずしも対応するカテゴリを持たないためである。たとえば、過去の調査において取得した情報のうち「非正規雇用」

とみなせる区分に「臨時・日雇（従業上の地位）」があるが、このカテゴリは今日の非正規雇用を形成するカテゴリのほんの一部にしか過ぎない。そこで、本稿では SSM 調査において 60 年代から用いられてきた「SSM 新総合職業分類」を用いて、労働市場における潜在的な地位と世代間継承との関連を検討することとする。

次に 1965 年データの分析にあたって、念頭においておくべきいくつかの先行研究を整理する。この時代、企業規模間格差は労働研究における中心的な関心の的であり、その格差の大きさを報告する研究を数多く確認することができる。当時の議論は公的統計の集計データを用いた議論が多かったが、大企業と中小企業のカテゴリ間で賃金平均は 2 倍近く異なる場合もあることが観察されていた。ところがこうした通説に対して、企業規模に起因する固有の格差に否定的な研究が、かなり早い時期に現れている。たとえば隅谷（1961: 1964）は、大企業/中小企業の平均賃金に大きな格差が存在するのは、企業の賃金カーブが年功的になっているところに、大企業には中高年が多く中小企業には若年層が多いという年齢構成の違いがあるためであると主張している。若年層の賃金水準を比較するとほとんど違いがないが、中高年になると大企業は勤続がのびる一方で、中小企業は移動が頻繁であるために、賃金水準に大きな違いが出てくる。同様の議論を展開したのが小野（1973）であり、集計データから性別・年齢・職種・産業を固定した「標準化賃金」を作成し、時系列でみたときに企業規模間の格差縮小・拡大にもっとも強く影響しているのが年齢構成の変化であることを明らかにした。こうした結論は通説としての「二重構造」の存在をある面では否定するものであるが、小野は企業規模間で労働者構成が大きく異なること自体が二重構造の存在を反映していると論じている。また別の論点として、企業規模間にはたしかに生産性や賃金の格差が存在するものの、その実態は大企業と中小企業とで二極化した「二重構造」ではなく、規模が大きい方から小さい方へ順次遞減していく「傾斜構造」であるという指摘もある（大川 1962; 尾高 1984）。これらの指摘をふまえると、1965 年の時点では通説となっている「二重構造」という用語からイメージされるような明確な分断線、明確な異質性は析出できない可能性が考えられる。

以上をふまえて、先行研究をふまえた仮説を以下の通り提示できる。2005 年時点においては 2 つの異なる決定メカニズムを析出することができ、最適なクラスの数も 3 つ以上である可能性もある。この割当に影響を与える最大の要因は「雇用形態」であるだろう。一方、1965 年時点においては、企業規模が必ずしも他の要因とは独立して賃金に影響を与えておらず、観察される企業規模間格差は年齢構成の差で説明されると予想される。また明確に異なる 2 つの賃金決定メカニズムは析出できない可能性もある。

## 2. データ, 変数, 分析モデル

### 2.1 使用するデータ

分析に使用するののは、「社会階層と社会移動全国調査」(SSM 調査)である。ここでは、企業規模間「二重構造」を検証する対象として 1965 年調査を、および雇用形態間「二重構造」を検証する対象として 2005 年調査を選択した。企業規模間格差については 50 年代からこんにちに至るまで長期にわたる議論の蓄積があるが、以下の理由から 1965 年調査を選択した。ひとつは、「二重構造」という用語を普及させるきっかけとなった主要な研究が 1960 年前後に現れていること(氏原 1954:1966)、もう一つは「SSM 総合職業分類」に初めて企業規模が階層的地位を規定する要因として取り入れられたのが SSM65 であったためである(安田 1969)。また雇用形態間格差について SSM2005 を選択した理由としては、使用可能なデータのうち最も新しい調査であること、またこの調査の際に正規/非正規雇用間の格差が一つの中心的な分析課題として設定されていたこと(佐藤 2008)、等の理由による。

2005 年調査と 1965 年調査の最大の違いは、2005 年調査のサンプルには男女とも含まれているのに対し、1965 年調査は男性のみのサンプルであるという点である。男性のみを対象とする場合と、男女を含めた場合とでは、当然ながら析出される労働市場の構造も大きく異なることが予想されるため、厳密に比較を行うためには 2005 年調査についても男性のみにサンプルを限定して分析を行うという方針が望ましい。しかしながら、1965 年の調査に女性が含まれなかったということ自体が、当時の労働市場における女性の存在というものが女性を階層研究における主体と見なしえないような性質のものであったことを示唆する、一つの現実である。こうした労働市場の構成員に誰が含まれるかの違いも踏まえたうえで、本稿では 65 年調査は男性のみ 2005 年調査は男女を分析の対象とする。

分析の対象は、20 歳～59 歳までの有職の男女のうち、経営者/役員・自営業・家族従業者等を除く被雇用者を対象とした。SSM 調査において勤続年数は年単位でしか取得できないが、所得に及ぼす影響の誤差を小さくするため現在の就業先に勤続年数 1 年以下のレコードは対象から除外した。また説明変数に欠損値のあるレコードも除外した。調査のサンプルサイズは 1965 年が 2,077 件、2005 年が 5,742 件であるが、分析の対象となるサンプルサイズは 1965 年が 854 件、2005 年が 1,802 件である。1965 年は農業従事者の割合が多く被雇用者が少ないために、分析の対象が少なくなっている。記述統計は註 1) のとおりである。

### 2.2 分析に用いる変数

SSM 調査は「賃金」の情報を取得しておらず「所得」の情報しかないため、被説明変数には本人の 1 年あたりの所得の対数値を使用する。

表 1 は賃金関数および割当関数に使用する変数を、それぞれ 2005 年のデータに適用するモデルと、1965 年のデータに適用するモデルについて、まとめたものである。両時点とも可能な限り同じ変数でミンサー型関数を構成するが、それぞれの調査時点における変数の

制約や、モデルのフィットをふまえて使用する変数を選んでいる。具体的な変数の処理については註2)に記載した<sup>2)</sup>。まず、2005年のデータについては、「学歴（大卒ダミー）」「勤続年数」「経験年数」に加えて、「企業規模」「性別」「婚姻状態」を含めている。「雇用形態（非正規ダミー）」については、1-Class モデルについては賃金関数の説明変数に、2-Class 以上のモデルについては割当関数の説明変数に用いている。また割当関数のみに用いる説明変数には、「出身階層（上層ダミー）」を含めており、逆に「勤続年数」「経験年数」はクラス割当の時点では影響を持たないとみなす先行研究（石川・出島 1984）にならぬ除外している。次に、1965年のデータについては、「学歴（旧制高校・新制大卒）」「年齢」「年齢2乗」「経験年数」に加えて、「雇用形態（非正規ダミー）」を含めている。「企業規模（大企業ダミー）」「企業規模（零細企業ダミー）」については、1-Class モデルについては賃金関数の説明変数に、2-Class 以上のモデルについては割当関数の説明変数にのみ用いている。また割当関数のみに用いる説明変数として「職種（ホワイトダミー）」「出身階層（上層ダミー）」を含めており、逆に「年齢」「年齢2乗」「経験年数」は除外している。サンプルが男性だけで構成されているため、1965年調査については「性別」に関する変数は使用できない。

表1 モデルに使用する変数

2005年に適用するモデル				1965年に適用するモデル			
Description	1 Class	2+ Class		Description	1 Class	2+ Class	
	Wage Eq. (X)	Wage Eq. (X)	Class Eq. (Z)		Wage Eq. (X)	Wage Eq. (X)	Class Eq. (Z)
定数項	✓	✓	✓	定数項	✓	✓	✓
人的資本 大卒ダミー	✓	✓	✓	人的資本 旧制高卒・新制大卒以上	✓	✓	✓
勤続年数	✓	✓		年齢	✓	✓	
経験年数	✓	✓		年齢2乗	✓	✓	
企業規模 大企業ダミー (300人以上)	✓	✓	✓	外部経験年数	✓	✓	
性別 女性ダミー	✓	✓	✓	企業規模 大企業ダミー (300人以上)	✓		✓
婚姻状態 既婚ダミー	✓	✓	✓	零細企業 (30人未満)	✓		✓
女性・既婚ダミー交差項	✓	✓	✓	雇用形態 非正規ダミー	✓	✓	✓
雇用形態 非正規ダミー	✓		✓	職種 ホワイトダミー			✓
出身階層 上層出身ダミー (*)			✓	出身階層 上層出身ダミー (*)			✓

\* 新総合職業分類の、「専門」「大ホワイト」を対象

\* 新総合職業分類の、「専門」「大ホワイト」を対象

### 2.3 分析モデル

分析に用いるのは、Finite Mixture Model (FMM) あるいは Latent Class Regression とよばれるモデルで、潜在クラス分析の一種である。このモデルは、クラス数を2つと仮定した際、Dickens and Lang (1985)および石川・出島 (1994)において Switching Regression with Endogenous Variables とよばれるモデルと同じものになる(Maddala 1983)。堀 (2012)も Switching Regression による二重労働市場の推定を行っているが、そこでは2つのクラスは潜在クラスとして内生的に推定されるのではなく、「雇用形態」をクラスを表す変数とし

て与えらうえで割当確率が推定されており、むしろ図 1 に示した「②観察された分断モデル」に近いモデルであると考えられる。

FMM でモデルを推定するためには、最初にクラスの数を決める必要がある。モデルは、潜在クラスの数に等しい異なる賃金関数(Wage Equations)と、各人のクラス割当を決定する割当関数(Classification Equation)から構成される。そしてこれら複数の関数から 1 つの尤度関数を構成し、最尤法にて同時推定を行うというのが、モデルの概要である。以下に詳細を定式化する (Greene 2012; Vermunt 2013)。

いま、賃金関数と割当関数を以下のとおり定義する。それぞれの変数の添え字の  $i$  は個人、 $k$  は割当られるクラスを表す。

(賃金関数) : ある個人  $i$  のクラス  $k$  における賃金関数

$$f(\ln W_i | k) = X_i \beta_k + u_{ki} \quad (\text{i})$$

ただし、

$W_i$	: 各人の賃金
$X_i$	: 賃金関数の説明変数のベクトル
$\beta_k$	: 賃金関数のパラメーターのベクトル
$u_{ki}$	: 賃金関数の誤差項, 正規分布

(割当関数) : ある個人  $i$  がクラス  $k$  に属する確率を決める潜在変数

$$y_{ki}^* = Z_i \gamma_k + \varepsilon_{ki} \quad (\text{ii})$$

ただし、

$y_{ki}^*$	: 各人のクラス割当を決める観察不能な潜在変数
$Z_i$	: 割当関数の説明変数ベクトル
$\gamma_k$	: 割当関数のパラメーターのベクトル
$\varepsilon_{ki}$	: 割当関数の誤差項

このとき個人  $i$  の marginal probability density は、各クラスへの割当確率をウェイトとして次のようにあらわされる。各人がいずれのクラスに割当てられるかは各人の属性によって影響を受け、賃金の水準は各人の属性とそれぞれの賃金関数へのフィットに影響を受ける。

$$f(\ln W_i | Z_i, X_i) = \sum_{k=1}^K Pr(\text{class}_i = k | Z_i) \cdot f(\ln W_i | \text{class}_i = k, X_i)$$

また各人の属性 (割当関数の説明変数  $Z_i$ ) が与えられた場合の各クラスへの割当確率は、 $\varepsilon_i$  に multinomial distribution を仮定すると以下のようにあらわすことができ、multinomial logit model に相当する。

$$Pr(\text{class}_i = k | Z_i) = Pr(\varepsilon_i > -Z_i \gamma_k | Z_i) = \frac{\exp(Z_i \gamma_k)}{\sum_{k=1}^K \exp(Z_i \gamma_k)}$$

いま  $u_{ji}$  は正規分布に従うと仮定しているから、クラス  $k$  に条件づけた Conditional Density は以下のようにあらわせる。

$$f(\ln W_i | \text{class}_i = k, X_i) = N(X_i \beta_k, \sigma_k^2) = \frac{\exp\left[-\frac{1}{2}(\ln W_i - X_i \beta_k)^2 / \sigma_k^2\right]}{\sigma_k \sqrt{2\pi}}$$

ただし  $k = 1, 2, \dots, K$ ,  $\sigma_k^2$ : 各クラスの賃金関数の誤差項の分散

したがって個人  $i$  の marginal probability density は以下の通り定義され、

$$f(\ln W_i | Z_i, X_i) = \sum_{k=1}^K \left\{ \frac{\exp(Z_i \gamma_k)}{\sum_{j=1}^K \exp(Z_i \gamma_j)} \cdot \frac{\exp\left[-\frac{1}{2}(\ln W_i - X_i \beta_k)^2 / \sigma_k^2\right]}{\sigma_k \sqrt{2\pi}} \right\}$$

また Log-Likelihood は以下のように定義される。

$$\ln L = \sum_{i=1}^n \ln \left[ \sum_{k=1}^K \left\{ \frac{\exp(Z_i \gamma_k)}{\sum_{j=1}^K \exp(Z_i \gamma_j)} \cdot \frac{\exp\left[-\frac{1}{2}(\ln W_i - X_i \beta_k)^2 / \sigma_k^2\right]}{\sigma_k \sqrt{2\pi}} \right\} \right]$$

ここから観察可能な変数  $(\ln W_i, X_i, Z_i)$  のデータを用いて、最尤法 (Maximum Likelihood Estimation, MLE)によりパラメーター  $\beta_k, \gamma_k$  と誤差項の分散  $\sigma_k^2$  を同時に推定する。本稿ではこれらのモデルを用いて、以下の2点を検証する。まず、1) モデルを推定した結果2つ (以上) の異なる賃金決定メカニズムが統計的に有意となるかをもって、各時点に労働市場が「二重構造」(あるいは多重構造) とみなせる特徴を備えているかという問いにこたえることとし、2) 賃金関数の選択に影響を与える要因の影響の大きさを比較することで、二重 (多重) 構造を規定する最大の要因がそれぞれ「企業規模」と「雇用形態」といえるか、という問いに答えたい。

### 3. 分析結果

#### 3.1 最適なクラス数の判定

Finite Mixture Model において最適なクラス数を判定するにはいくつかの方法が考えられるが、いずれも問題が指摘されている。ひとつの方法は尤度比検定(Likelihood Ratio Test)を用いて、より多いクラス数からより少ないクラス数に落とすことが可能かを検定するものである。例えば2-Classと1-Classの対数尤度(LL)の差から2-Classで追加された変数がJointly Insignificant であるという帰無仮説を検定する方法である。ところがこの場合、ふたつのクラスの間の制約の数は必ずしも明らかではない。というのも、2-Classが成り立たない状況では、ふたつの賃金関数がひとつに収束するのみならず、割当関数自体が消滅してしまうか



らである。そのため、1-Class と 2-Class とのモデルの差には、割当関数が含まれるともみなせるし含まれないともみなせる。(Green 2012)。もうひとつの方法としては、少ないクラス数からクラス数を順次増やして推定し、新たに追加したクラスが LL (対数尤度) や BIC (ベイズ情報量規準) などの基準となる統計量に影響を及ぼさなくなるクラス数を見極める方法である。しかし、正しくないクラス数で推定された値は一致性を持たない点をふまえると、この方法も信頼性に欠けるという批判もある。今回のように 1-Class と 2-Class 以上のモデルで変数が入れ子構造を取らない場合にはそもそも尤度比検定を用いることはできないため、後者の方法を採用することとし、BIC が最小となる段階を最適なクラス数とみなすこととする。表 2 は、2005 年度データと 1965 年度データについて、各年で表 1 に記載の同じ所得関数・割当関数を用いて、1-Class Model から順にモデルを推定し、モデルの適合性の指標として Log-Likelihood(LL)と Baye's Information Criteria(BIC)をまとめたものである<sup>3</sup>。「雇用形態」「企業規模」の変数は、それぞれ 1-Class のみ所得関数の説明変数に、2-Class 以上のモデルでは割当関数の説明変数として使用している。

表 2 クラス数と情報量規準の推移

SSM2005				SSM65			
Model	LL	BIC(LL)	# of Var.	Model	LL	BIC(LL)	# of Var.
1-Class	-1220	2514	10	1-Class	-483	1026	9
2-Class	-997	2190	26	2-Class	-428	998	21
3-Class	-910	2143	43	3-Class	-416	1068	35
4-Class	-849	2148	60				

SSM2005 では、1-Class と 2-Class とを比較すると、LL も BIC も大きく変化しており、モデルの適合度が大きく改善したことが分かる。しかし 2-Class から 3-Class を比較すると LL も BIC も改善しているもののその変化はごくわずかとなっている。3-Class と 4-Class とを比較すると BIC が増加に転じており最適なモデル数を超過したことが分かる。一方 SSM65 では、1-Class と 2-Class を比較すると LL と BIC は改善しているものの、変化はそれほど大きくはない。2-Class と 3-Class とを比較すると、BIC が増加に転じており最適なモデル数を超過したことが分かる。以上より、SSM2005 については 3-Class が最も適合度の高いクラス数と判定できるものの 2-Class も同程度に適合性が高く、SSM65 では 2-Class が最も適合度は高いものの 1-Class との差もわずかである。そのため、それぞれクラスの具体的な内容を確認した上で、最適なクラス数を判断することとする。

## 3.2 SSM2005 の分析結果

### 3.2.1 「雇用形態」は所得に効果を及ぼすか

表3は、表1で定義したモデルと表2の推定結果に基づいて、1-Classモデルと3-Classモデルの推定結果をしめしたものである。まず、各変数が独立で及ぼす影響の有無を確認するために、1-Classモデルの推定結果を確認する。「学歴（大卒ダミー）」「勤続年数」「外部経験年数」「企業規模（300人以上ダミー）」「性別（女性ダミー）」「婚姻状態（既婚ダミー）」「性別・婚姻状態（女性・既婚交差項ダミー）」「雇用形態（非正規ダミー）」のいずれも、有意になっている。このうち「雇用形態」は所得水準への影響が最も大きく、77%のマイナスとなる。また、「企業規模（300人以上）」も他の要因とは独立に所得を28%引き上げる効果がある。それではこの所得関数を想定したうえで、労働市場の中に互いに異なる2つの所得関数を析出することが可能だろうか。

表3 3-Classモデル推定結果（2005年）

	1-Class Model	3-Class Model						
		Wage Equation				Classification Equation		
		Class1	Class2	Class3	Wald (=)	Class1	Class2	Class3
定数項	14.755 ** (0.040)	14.711 ** (0.034)	14.514 ** (0.126)	14.085 ** (0.454)	(4.530)	1.869 ** (0.376)	-0.552 (0.538)	-1.317 * (0.598)
大卒ダミー	0.217 ** (0.029)	0.247 ** (0.022)	-0.219 ** (0.077)	-1.923 ** (0.552)	(49.411) **	1.062 ** (0.387)	-0.341 (0.351)	-0.721 (0.481)
勤続年数	0.016 ** (0.001)	0.019 ** (0.001)	0.008 * (0.003)	-0.007 (0.020)	(11.066) **			
外部経験年数	0.003 * (0.001)	0.007 ** (0.001)	-0.005 + (0.003)	0.039 (0.027)	(15.776) **			
大企業ダミー	0.275 ** (0.025)	0.264 ** (0.023)	0.130 ** (0.048)	0.056 (0.448)	(6.785) *	0.655 * (0.257)	-0.392 (0.261)	-0.263 (0.379)
女性ダミー	-0.158 ** (0.049)	-0.122 ** (0.045)	-0.237 + (0.137)	-2.154 ** (0.580)	(12.906) **	-0.336 (0.495)	1.238 * (0.590)	-0.902 (0.706)
既婚ダミー	0.206 ** (0.040)	0.184 ** (0.031)	0.349 * (0.171)	-0.405 (0.575)	(1.722)	0.043 (0.465)	0.604 (0.659)	-0.647 (0.744)
女性・既婚ダミー	-0.389 ** (0.056)	-0.200 ** (0.052)	-0.673 ** (0.178)	0.503 (0.722)	(7.170) *	-0.121 (0.602)	-0.837 (0.756)	0.959 (0.932)
非正規ダミー	-0.769 ** (0.032)					-4.008 ** (0.584)	2.250 ** (0.379)	1.758 ** (0.438)
上層ホワイト出身ダミー						0.754 * (0.381)	-0.715 * (0.321)	-0.039 (0.369)
N	1802	1802						
Log-likelihood	-1220	-910						
BIC (LL)	2514	2143						
Error Variance	0.227	0.099	0.165	0.446				
R2	0.643	0.529	0.432	0.672				
構成比 (%)	100%	67%	30%	3%				
（うち正規）	(75%)	(67%)	(7%)	(1%)				
（うち非正規）	(25%)	(0%)	(23%)	(2%)				
所得平均（円/年）	3,316,929	4,686,047	1,506,275	629,827				

\*\* 1%水準で有意, \* 5%水準で有意, + 10%水準で有意

### 3.2.2 2つの異なる賃金決定メカニズムがあるか

表3の1-Classの隣が、3-Classモデルの推定結果である。このうち左側がそれぞれのクラスの所得関数（Wage Equation）の係数をあらわし、右側が割当関数（Classification Equation）の係数をしめす。表の最下部に、各クラスの構成比、クラスの中での正規/非正規雇用の内訳、および所得の予測値の平均をしめしている。

クラスの構成比の欄を確認すると、推定された結果、Class1が67%、Class2が30%、Class3が3%を占めている。どのような人が各クラスに割当てられたかを確認するため正規/非正規の内訳を確認すると、Class1はすべて正規雇用によって占められており、Class2はほとんど非正規雇用によって構成されているがうち1/4は正規雇用が混ざっている。所得平均を確認すると、Class1が469万、Class2が151万、Class3が63万となっている。Class3で年収が極端に低いのは恐らく供給側事由によるもので、また全体に占める割合も3%とごくわずかであることから、独立したクラスとはいえない。よって、労働市場を構成するセクターとして検出されたのは、実質的にはClass1とClass2の2つであるとみなしても良いだろう。ただし、この結果は本分析が被説明変数として「年収」を用いているために特に生じたもので、「時間あたり賃金」を用いた場合には異なる結果が生じる可能性もある。しかし、Class1が正規雇用のみで構成されており、Class2はすべての非正規雇用と正規雇用の一部を巻きとる形で構成されているという結果は、「時間あたり賃金」を用いて分析した鈴木（2017）とも一致するものであることから、この点は被説明変数が「年収」か「時間あたり賃金」かという違いを超えて2000年代の労働市場に安定的に析出される構造であると考えられる。

Class1とClass2が賃金決定メカニズムという観点からどの程度異なるセクターであるかをみるには、それぞれのセクターの所得関数の係数を比較する。Class1とClass2の所得関数の多くの係数は1%水準で有意となっている。また、その右隣の「Wald(=)」列は3つのクラスの係数が等しいという帰無仮説を検定するための統計量だが、この結果からもほとんどの係数についてクラス間で値が異なるということが確認できる。こうした推定結果から2つのクラスの賃金関数はお互いに異なり、したがってこの時代の労働市場は実態として「二重構造」的特徴を強く備えていると結論付けることができる。

図2は、所得関数における主な係数についてClass1とClass2の比較をしたものである。

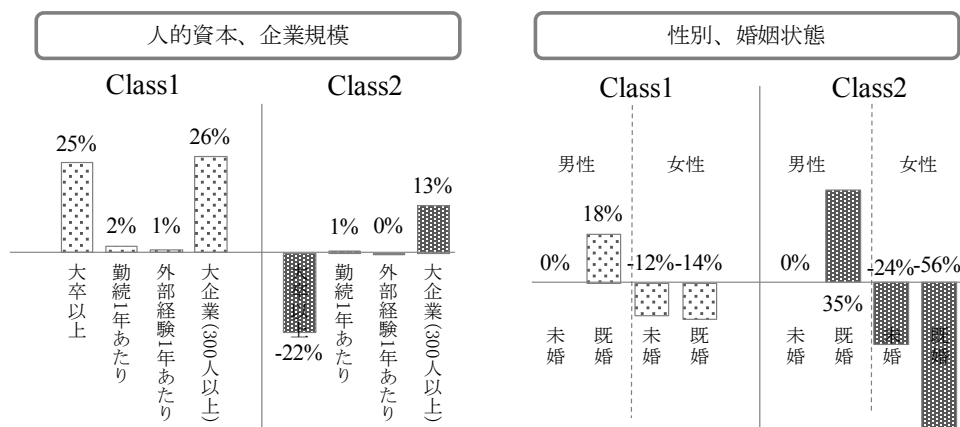


図2 所得関数における係数の比較

左側のグラフを確認すると、「学歴」「勤続年数」「企業規模」などいわゆる日本型雇用において高いプレミアムが指摘されてきた変数については、Class1において収入に強い影響をもっているが、Class2ではその程度が小さいかマイナスとなっている。Class2で大卒の影響がマイナスとなっている点は一見不可解だが、ほとんどを女性の既婚者が占めていること、供給側要因により年収が低い人々（いわゆるパートタイマー）の中にも大卒女性が含まれていることが反映された結果と考えられる。要するにClass2は、大卒であっても勤続が長くても大企業につとめていても、所得が上がらないセクターである。一方で右側のグラフは「性別」と「婚姻状態」の影響をみたものである。Class1でもClass2でも男性であれば既婚のプレミアムが付くのに対して、女性は未婚であっても男性より所得が低いが、既婚になるとさらに所得が低くなるのがわかる。そしてこうした傾向はClass1よりもClass2で一層その程度が甚だしく、このことからClass2は性別や婚姻状態の影響をより強く受けるセクターでもあることがわかる。

各クラスへの割当を規定するのがどのような要因かを確認するには、表3右側の割当関数（Classification Equation）の係数を確認する。Class1への所属確率を高めるのは、「大卒」であること、「大企業」であること、「正社員」であること、出身階層が「上層」であることである。Class2への所属確率を高めるのは、「女性」であること、「非正規」であること、出身階層が「上層以外」であることである。なかでも、圧倒的に大きな影響を及ぼしているのは、予想された通り「雇用形態（正規/非正規）」である。その結果、2つのクラスの区分は「正規」「非正規」の区分と大きく重複することになる。

本モデルによって推定された潜在クラスとは、労働市場における相対的な（上層・下層という）地位であると見なすことができるが、最後にこの労働市場における地位が出身階層の影響を受けているかについて検討したい。分析にあたっては、先行研究において相対的に高い階層と考えられてきた「専門」「大企業ホワイト」を『上層』とみなし、残りの「中小企業ホワイト」「大企業ブルー」「中小企業ブルー」「自営ホワイト」「自営ブルー」を『上層以外』

とおいた。3-Class モデルの推定結果をみると、出身階層が『上層』であることは Class1 への割当確率を有意に高めている。一方で、出身階層が『上層』であることは Class2 への割当確率を有意に低くすることが明らかになった。したがって、こんにちの労働市場においてどのような地位を得られるかは、出身階層の影響を明確に受けていると結論することができる。

### 3.2.3 小括

以上より 2005 年の時点では、労働市場が異なる 2 つの賃金決定メカニズムから構成されているとみなすことが可能で、その意味で労働市場は「二重構造」的な特徴を備えているといえる。またその 2 つの賃金決定メカニズムへの割当を規定する最大の要因は「雇用形態」であるということも明らかになった。学歴・勤続年数・企業規模が賃金を引き上げる効果のある相対的に有利な条件の賃金決定メカニズムが支配するセクター (Class1) は、主に正規雇用から構成されている。一方で、学歴・勤続年数・企業規模にかかわらず賃金が低く、また女性・特に女性既婚者であれば賃が一層低くなる不利な条件の賃金決定メカニズムが支配するセクター (Class2) は、非正規雇用と正規雇用の下層から構成されている。この後者のセクターの中における非正規雇用と正規雇用との間には分断線は見いだせず、両者は賃金決定メカニズムの観点からは同質的である。また、こんにちの労働市場において Class1 (相対的に有利なセクター、正規雇用からなる)・Class2 (相対的に不利なセクター、非正規雇用と正規雇用下層からなる) のいずれの地位を得ることができるかは、出身階層の影響を明確に受けていることが明らかになった。

## 3.3 SSM1965 の分析結果

### 3.3.1 「企業規模」は所得に効果を及ぼすか

次に、1965 年のデータについて分析を行う。最初に 1-Class モデルを推定し、「企業規模」が他の変数とは独立に所得に及ぼす影響の有無を確認する。推定結果を示したものが表 4 である。

表 4 1-Class モデル推定結果 (1965)

	① 勤続年数モデル	② 年齢モデル	③ 職種追加モデル
定数項	12.526 ** (0.043)	10.980 ** (0.213)	10.971 ** (0.212)
学歴 新制大卒・旧制高卒ダミー	0.424 ** (0.043)	0.283 ** (0.041)	0.250 ** (0.043)
年数 年齢		0.089 ** (0.012)	0.088 ** (0.012)
年齢二乗		-0.001 ** (0.000)	-0.001 ** (0.000)
勤続年数	0.022 ** (0.002)		
外部経験年数	0.005 ** (0.002)	-0.016 ** (0.002)	-0.015 ** (0.002)
既婚ダミー	0.225 ** (0.044)		
企業規模 大企業ダミー(300人以上)	0.113 ** (0.039)	0.114 ** (0.038)	0.103 ** (0.038)
零細企業ダミー(30人未満)	-0.120 ** (0.045)	-0.083 (0.044)	-0.079 (0.044)
雇用形態 臨時・日雇ダミー	-0.628 ** (0.121)	-0.592 ** (0.118)	-0.566 ** (0.118)
職種 ホワイトカラーダミー			0.080 * (0.033)
N	854	854	854
R2 (Adjusted)	0.327	0.362	0.366
F	60.363	70.358	62.653
p-value	0.000	0.000	0.000

\*\* 1%水準で有意, \* 5%水準で有意

①は 2005 年分析と同じ変数を用いたモデル, ②は「勤続年数」の代わりに「年齢」「年齢二乗」を用いたモデル, ③はそれに「職種 (ホワイトカラーダミー) を追加したモデルである。1965 年のデータでは, 2005 年分析と同じ変数を用いた①のモデルの適合度が下がっている。参考までに Adjusted R-square を比べると 2005 年が 0.643 と 1965 年が 0.327 である。当時の賃金水準の分析では年齢が水準を規定する主要な要因として扱われていることを踏まえて, ②で「勤続年数」の代わりに「年齢」「年齢二乗」を用いると, データへの適合度はわずかに改善する。係数を確認すると, 年齢が所得に与えるプレミアムは 1 年あたり 9% であり, その影響は非常に大きい。同時に「年齢」をコントロールすることで, 「外部経験年数」の効果がプラスからマイナスに転じており, 同じ年齢であれば他社経験が短い (ない) 方が所得が高いことが分かる。一方, 「企業規模」はこれらの変数を統制した後も所得に影響を及ぼしているものの, その影響は 300 人以上の大企業で約 +10%, 30 人未満の零細企業で -12% である。しかし「年齢」を用いたモデルでは零細企業 (30 人未満) の効果が有意ではなくなる。これは, 企業規模と年齢が何らかの形で関連していることを示唆している。概して, 1965 年時点で「企業規模 (300 人以上)」が単独で所得に及ぼす影響の大きさ (+10%) は, 2005 年時点で同じく 300 人以上の企業規模の及ぼす影響が 27% であったことと比較し

ても、決して大きいとはいえない。一方、当時はホワイトカラーとブルーカラーで所得が異なるという認識が一般的であり、SSM 階層分類においてもホワイトカラーとブルーカラーが階層を分ける基準として用いられる。しかし「職種（ホワイトカラーダミー）」を加えたモデル③の係数を確認すると、その所得に及ぼす効果は 8%とこれも大きいとはいえない。こうした結果から、この時代の賃金水準に関する通説ともいえる「企業規模の違いや職種で所得が大きく異なる」という特徴は、あくまでカテゴリ間の平均の話であり、それぞれの要因が及ぼす固有の影響という観点からは必ずしも正しくないということが分かる。

### 3.3.2 異なる 2 つの賃金決定メカニズムがあるか

それでは、このとき異なる 2 つの賃金決定メカニズムが存在しているといえるだろうか。表 5 は 1965 年のデータで 2-Class モデルを推定した結果である。

表 2 で確認したとおり BIC(LL)については 1-Class と 2-Class でほとんど差がなく、適合度に大きな違いがないことが分かる。それでは、推定された 2 つのクラスは、賃金決定メカニズムやどのような人が割り当てられるかに関して、互いに明確に異なるといえるだろうか。まず平均賃金を確認すると、Class2 は Class1 の約 6 割強の水準となっており、大きな違いが観察される。表の最右列よりクラスの割当に影響を持つ変数を確認すると、予想されたとおり最も大きな影響をもつのは「企業規模」であり他の変数を大きく引き離しており、その次に影響を持つのが「職種（ホワイトカラー）」である。一方で、2005 年の結果とは異なり、「出身階層（上層ホワイト）」は労働市場における潜在的な地位への割当に影響を及ぼしてはいない。

全体にしめる構成比は Class1 が 79%、Class2 が 21%となっている。その企業規模別の内訳をみると、Class2 がほぼすべて中小企業に勤務するもので構成されているのに対し、Class1 は約 2/3 が大企業に勤務するもので約 1/3 が中小企業に勤務するものから構成されている。「企業規模」がクラスを分ける主要な要因であることがわかるが、それでは企業規模だけによる区分と推定されたクラスとにどのような違いがあるのだろうか。図 3 は企業規模別と推定されたクラス別に、所得分布を比較したものである。左側のパネルよりもともと大企業と中小企業の所得分布にはかなりの重複があったが、右側のパネルの推定されたクラス別では重複の幅が小さくなっていることから、中小企業のなかで所得の高めの人々が Class1 に取り込まれたことがわかる。

表5 2-Classモデルの推定 (SSM65)

	1-Class Model	2-Class Model			Classification Equation
		Class1	Wage Equation Class2	Wald (=)	
定数項	10.959 ** (0.210)	11.042 ** (0.215)	10.776 ** (0.633)	(0.150)	0.022 (0.248)
人的資本 学歴	0.286 ** (0.041)	0.181 ** (0.040)	1.380 ** (0.278)	(18.989) **	0.026 (0.458)
年齢	0.091 ** (0.012)	0.089 ** (0.012)	0.105 ** (0.036)	(0.169)	
年齢二乗	-0.001 ** (0.000)	-0.001 ** (0.000)	-0.001 * (0.001)	(1.149)	
外部経験年数	-0.016 ** (0.002)	-0.016 ** (0.002)	-0.016 * (0.007)	(0.006)	
企業規模 大企業(300人以上)	0.115 ** (0.037)				1.654 ** (0.562)
零細企業(30人未満)	-0.082 (0.044)				-0.467 * (0.233)
雇用形態 非正規ダミー	-0.590 ** (0.117)	-0.441 ** (0.117)	-1.209 ** (0.298)	(6.073) *	0.616 (0.436)
職種 ホワイトカラー					0.564 * (0.258)
出身階層 上層ホワイト					0.913 (0.572)
構成比 (%)	1%	79%	21%		
(うち大企業)	56%	55%	1%		
(うち中小企業)	44%	24%	20%		
年間所得平均 (円)	513,934	553,823	357,700		
N	858	858			
Log-likelihood	-483	-428			
BIC (LL)	1026	998			
Error Variance	0.181	0.127	0.197		
R2	0.370	0.435	0.427		

\*\* 1%水準で有意, \* 5%水準で有意



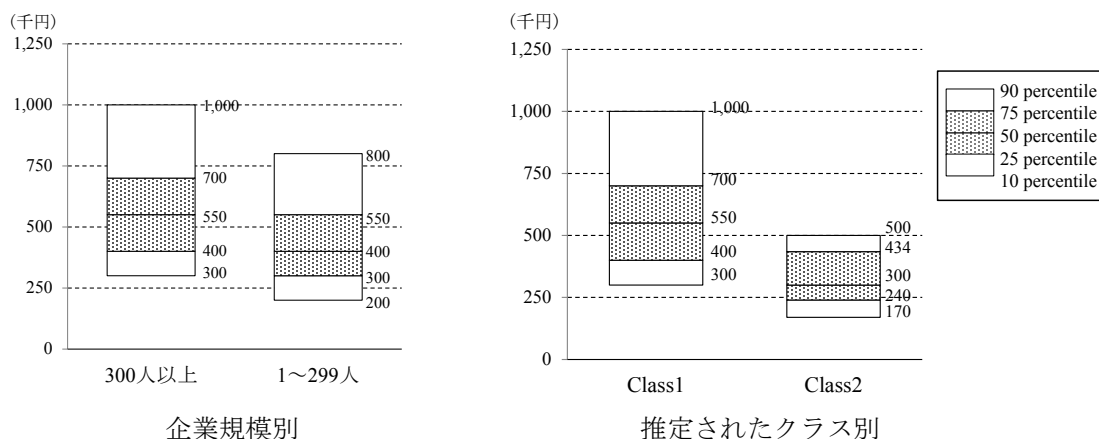


図3 所得水準の分布（1965）

はたして推定された2つのクラスは、異なる賃金決定メカニズムを持つと見なすことができるだろうか。そこで表5よりあらためて推定された所得関数の係数を確認すると、Wald(=)列の統計量の結果から、2つのクラスで係数の値が統計的に有意に異なるのは「学歴」と「雇用形態」のみであることがわかる。しかし、これらの係数に違いがあったとしても、現実の所得の分布における影響はほとんどなかったと考えられる。なぜならば、分析の対象としたサンプルを確認したところ、Class2でかつ「学歴」が旧制高卒・新制大卒に該当するレコードは全体の1%、また「雇用形態」で臨時・日雇に該当するレコードは全体の2%と、いずれもごく例外的なためである。そして、これら「学歴」と「雇用形態」以外の変数は、2つのクラス間でその影響の大きさに統計的に有意な違いは見られない。

以上の推定結果をふまえると、1965年データにおいて2つのクラス間の賃金決定メカニズムの差は必ずしも明らかではない。その意味で、当時の労働市場において「異なる賃金決定メカニズム」という意味での二重構造的な特徴は備えておらず、賃金決定メカニズムの観点からはむしろ労働市場は単一であった可能性がある。しかしながら一方では、大企業/中小企業間の「二重構造」が社会的に強い関心をあつめていたという現実がある。当時、人々が企業規模間の格差を熱心に論じた背景には、どのようなリアリティがあったのだろうか。先行研究が示唆するように、企業規模間の賃金格差は年齢構成比の違いによって説明できるのだろうか。この点を検証するため、次に所得格差の要因分解を行う。

### 3.3.3 企業規模間格差の要因

ここでは格差を要因分解する方法として、Blinder-Oaxaca分解を用いる(Blinder 1973; Oaxaca 1973; 小川 2006; 杉橋 2009)。Blinder-Oaxaca分解では、まず図1で整理した3つのモデルのうち②「観察された分断モデル」を用いて特定の変数(ここでは企業規模)別に所得関数を推定する。

$$\ln W_L = \sum \beta_{Lj} \cdot x_{Lj} \quad (\text{大企業の賃金関数})$$

$$\ln W_S = \sum \beta_{Sj} \cdot x_{Sj} \quad (\text{中小企業の賃金関数})$$

ただし、 $W$ : 賃金,  $x$ : 説明変数,  $\beta$ : パラメーター

添え字の  $L$  は大企業,  $S$  は中小企業,  $j$  は説明変数の種類

推定された所得関数からは、各レコードの所得予測値が求められる。2つの層に同じ所得関数を適用した場合、これらの所得予測値を層別に平均したうえで観察される水準の差は、所得関数を構成する説明変数の「分布の違い (Endowments)」に起因するものと、あるいはその変数への「評価の違い (Coefficients)」などに起因するものとに分解できる。

$$\begin{aligned} \ln W_L - \ln W_S &= \sum \beta_{Lj} \cdot x_{Lj} - \sum \beta_{Sj} \cdot x_{Sj} \\ &= \sum (\beta_{Lj} \cdot x_{Lj} - \beta_{Sj} \cdot x_{Sj} - \beta_{Lj} \cdot x_{Sj} + \beta_{Lj} \cdot x_{Sj}) \\ &= \sum [(\beta_{Lj} \cdot x_{Lj} - \beta_{Lj} \cdot x_{Sj}) + (\beta_{Lj} \cdot x_{Sj} - \beta_{Sj} \cdot x_{Sj})] \\ &= \sum \beta_{Lj} (x_{Lj} - x_{Sj}) + \sum (\beta_{Lj} - \beta_{Sj}) x_{Sj} \end{aligned}$$

先行研究によれば、大企業と中小企業間の賃金水準を年齢別にみたとき、若年層では殆ど水準に差がないものの、年齢が高くなるに従い水準に差が開いていく傾向がある。この指摘からは、賃金関数において「年齢」という変数に対する係数が企業規模間で異なる（大企業でより係数が大きい）ことが想定される。一方で、企業規模間格差を構成する最も大きな要素は、企業規模間で従業員の年齢構成が異なること（中小企業ほど賃金の安い若年層の割合が高い）であり、格差の変動に最も大きな影響を与えてきたのも年齢構成の変化であることが報告されている（隅谷 1964; 小野 1973）。この指摘からは、「年齢」という変数の分布/構成が企業規模間で異なることが示唆される。

そこで、1965年のデータを用いて企業規模別に2つの所得関数を推定し、その所得関数から予測される所得の格差を Blinder-Oaxaca 分解を用いて要因分解を行った<sup>4)</sup>。2つの所得関数と分解結果の詳細は註4の表9に掲載しているが、表6はその中からおもな結果を抜粋して示したものである。推定された所得関数から予測される所得の平均値には企業規模間で31%の差があるが、これを「各変数の分布の違い」からもたらされる差と、「各変数の係数の違い」等からもたらされる格差とに分解している。全体で見ると、変数の分布の違いからもたらされる水準差が13%、係数の違い等からもたらされるその他の要因による水準差が18%である。内訳をみると、先行研究が明らかにしてきたとおりに「年齢」「年齢二乗」で全体の水準差のほとんどを説明しており、分布の違いからもたらされる部分が5%、係数の違い等からもたらされる部分が（統計的に有意になっていないとはいえ）33%を占めている。

表 6 企業規模別格差の要因分解 (1965)

	要因分解	
	変数分布	係数他
定数項		-5%
人的資本 学歴	4% **	-5% **
年齢	5% *	33%
年齢二乗		
外部経験年数	4% **	-6%
雇用形態 非正規ダミー	1%	0%
小計	13% **	18% **
推定値(平均)の差	31%	

\*\* 1%水準で有意, \* 5%水準で有意

年齢に関する変数の分布の違いと評価の違いとは、どのようなメカニズムで賃金に影響を与えていたのだろうか。図 4 は、年齢を横軸に、所得に与える年齢の影響を縦軸にとって、賃金プロファイルを描いたものである。サンプルは一時点でのクロスセクショナル・データだが、先行研究が指摘するとおり若年層では差が小さいものの、年齢が増えるほど所得に与える影響の差が大きく開いている。しかしながら、この格差はいまだ本格的には実現していない格差であるということもできる。というのも、この時代における企業の従業員の年齢構成は若年層に大きく偏っていたためである。図 5 は企業規模別の年齢構成を示したものであるが、先行研究の指摘のとおり大企業は 30 歳代の占める割合が最も多いのに対して、中小企業では 20 歳代が最も多くなっており、年齢構成に違いがある。しかし同時に、1965 年時点では大多数の社員はいまだ、図 4 のグラフにおいて水準に大きな差がない 30 歳代までに集中していることがわかる。本当に深刻な企業規模間の格差は、これらの社員の勤続年数がのびて中高年層の社員が増えた際に実現するということが予想できる。こうした事態が実際に起こったかを検証するには 1965 年以降のデータを確認する必要があるため、別稿にゆずりたい。

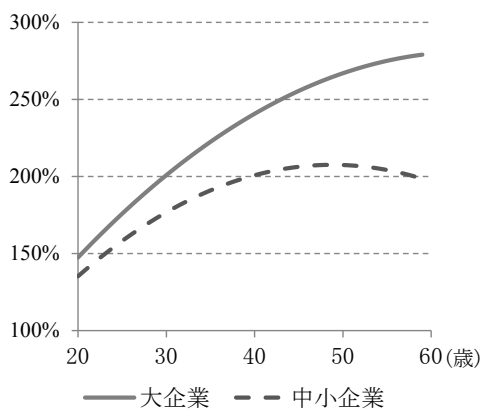


図4 年齢が所得に及ぼす影響

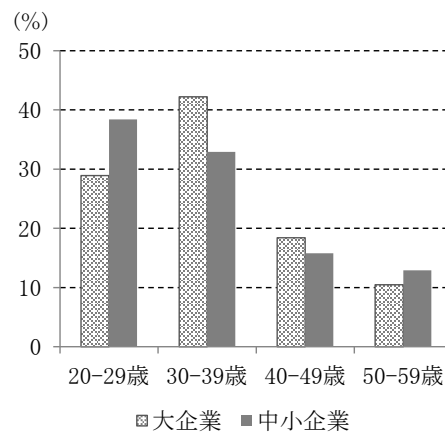


図5 企業規模別年齢構成

### 3.3.4 小括

1965年時点において、労働市場は「賃金決定メカニズム」という観点からは概ね同質的であり、少なくとも「異なる賃金決定メカニズム」という観点からは「二重構造」とみなせるような特徴がはっきり析出されない。しかし、この時代は企業規模間の「二重構造」が社会問題として熱心に議論された時代であり、大企業と中小企業の平均賃金には30%以上の格差が観察されているのも事実である。その水準差に対して要因分解を行った結果、大部分は年齢に対する評価の違いと年齢構成の違いによって説明されることが確認できた。大企業と中小企業の間には年齢に対する評価が異なり、大企業は年齢とともに賃金が上昇し続けるのに対して、中小企業はその程度が小さく早期に頭打ちとなる。また同時に年齢構成に明確な差があり、大企業は30歳代が最も多い一方で、中小企業は20歳代が最も多く若年層に偏っている。こうした2つの要因が組み合わさって、平均賃金の格差につながっていることが確認された。

## 4. 議論とまとめ

### 4.1 分析対象および分析方法に関する議論

本稿の分析対象にはいくつか議論の余地がある。第一に、分析対象が1965年は男性のみで2005年が男女ともになっていること。第二に、「非正規雇用」というカテゴリーの内容が1965年と2005年で全く異なること。第三に、2時点しか対象としていないために、1965年から2005年の間の推移がみえないことがあげられる。

まず、1965年が男性のみのサンプルで、2005年が男女ともサンプルになっていることについて、当然ながら両者の間では労働市場の性質が異なっているため、析出される構造も異なることが予想される。しかしながら、1965年の時点で女性がSSM調査の対象に含まれていないということ自体が、労働市場における女性の地位が独立した階層主体としてみなせないような性質のものであったということを示唆している。当時、企業規模間格差に

基づく労働市場の「二重構造」がさかんに論じられ問題視されていたが、そこで対象にされていたのは男性の労働市場の話であり、そこに女性は含まれていない。それに対して、2005年時点においては、女性を階層研究における主体として扱うことが当然とされるほどに、労働市場における女性の地位は「進歩」した。こんにちにおける正規/非正規問題とは、何よりも女性が労働市場の中で集中的に不利益を蒙っているという問題である。したがって、65年の労働市場については男性のみ、2005年の労働市場については男女ともを分析の対象とすることは、それぞれの時点における「二重構造」言説に対応する現実を把握するという目的にある意味かなっている。もちろん、2時点の間の変化を理解するためには、2005年のデータについても男性のみを対象に分析を行い1965年との比較を行うことで、まずは男性の労働市場がどのように変化したかをみるのが望ましいだろう。

2つ目の問題は、2005年の分析が「非正規雇用」カテゴリを中心に扱っているにもかかわらず、1965年のデータではそれに相当するグループを抽出できておらず、その点でも2時点の比較が難しくなっている点である。1965年時点では従業上の地位における「日雇・臨時」というカテゴリのみを「非正規雇用」として含めている。しかしこのカテゴリはこんにちにおける「非正規雇用」のうち、ほんの一部を構成するにすぎない。その結果、1965年時点においては「非正規雇用」が実態よりも大幅に過小に見積もられており、全体の2%程度と例外的となっている。その変数分布の歪みのために、モデルの推定における検出力が弱くなっている恐れがある。1965年時点における「日雇・臨時」以外の「非正規雇用」に相当する周縁的な労働は、はおそらく「社外工」「自営業」「内職」等に含まれていたとみられるが、SSMデータにおいてこれらのグループのうちから「非正規雇用」に相当するもののみ抽出することは不可能である。この問題にどのように対処しうるかは、重要な課題である。

3つ目の問題は、分析が2時点に限られているので、1965年の構造から2005年の構造にどのような経過をたどって推移したかがみえないことである。本稿で示唆したように1965年の時点で予期されていた年齢に対する評価の違いによる格差の拡大がその後実際に実現したのか。また男性のみに限定した場合、労働市場はどのような変化を経験したのか。さらに、企業規模・年齢・性別・学歴・雇用形態などが賃金に及ぼす効果の大きさはこの間どのように推移したのかは、あらためてフォローすべき課題である。

最後に分析方法について、本稿ではFMMにおける各クラスへの帰属を「割当てられる」と表現しており、あたかもなにかの力によって労働市場における地位が決まるとみなしている。そうした見方の対極には、個人が何らかの合理性に基づいて行う意思決定の結果として、いずれかのクラスを「選択」しているという見方がある。この2つの見方は現実の解釈としては対立するものだが、データ上で区別したりどちらがより適切かを判断することはできない。「二重構造論」とはそもそも個人の選択をこえたところに労働市場の制度を見出すという立場である。しかし、こんにち「非正規雇用」の問題は「不本意非正規」という用語からも明らかのように、本人が希望して選択したか否かに重要な意味合いが付与されて

いる。個人の選択と構造的な作用をどのように切り分けていくかについては、今後の検討課題としたい。

### 4.3 結論と今後の課題

賃金や所得にはさまざまな格差が存在している。それらのなかである格差は不公平であり解消すべきものとして社会的に問題化される一方で、ある格差は合理的な根拠に基づくものとして社会的にも正当化される。

本稿の分析結果によると、1965年における男性の労働市場は、ほぼ単一の賃金決定メカニズムで構成されており、異なる二つの賃金決定メカニズムが見いだせないという意味において「二重構造」であったとは言い難い。また他の諸要因をコントロールして「企業規模」が賃金に独自に及ぼす影響は、こんにちのそれと比較してもずっと小さい。しかし年齢に対する所得のプレミアムには、大企業と中小企業とでわずかに差があった。その差は、他の諸要因をコントロールすると統計的には有意にならない程度だが、それでも働き始めて20年もたつと年齢が所得に与える影響には大きな差がつく。資金力のない中小企業はこの賃金プロファイルの違いを利用し、人件費を圧縮するために賃金水準の低い若年層を積極的に採用したといわれる。その結果、大企業では30代が最も多いのに対して中小企業では20代が最も多くなり、従業員の年齢構成に差がうまれることで大企業と中小企業とではその賃金平均に3割程度の格差がうまれた。当時の日本の社会は、こんにちの基準からは必ずしも明確には認定できないこの格差を「二重構造」として熱心に社会問題化した。この告発の背景には、この格差が男性の労働市場で起こったからこそ、すなわち本来同じであるべきものの間に差がついているからこそそれを問題とみなす捉え方があったのではないだろうか。一方で、2005年の時点における女性も含めた日本の労働市場には、「異なる賃金決定メカニズム」という観点からは、「二重構造」とみなすべき特徴が明確に見いだせる。1つのセクターでは、学歴や勤続年数や企業規模などが高く評価されて所得を引き上げる一方で、もう片方のセクターではそうした要因が評価されずに「性別」や「婚姻状態」により所得が大きく引き下げられる。セクターの区分は正規雇用/非正規雇用との違いとほぼ重複している。1965年と比較すると、「二重構造」の程度はずっと深刻である。ところが、こうしたメカニズムの違いは長らくのあいだ社会的にはあまり問題視されてこなかったといってよい。この背景には、やはりこれが大筋では男性と女性との間で起こったために、すなわちそもそも異なって当然とみなしているものの中についた差であるために、問題化する視線が弱かったのではないだろうか。

なぜこのような違いがうまれるのか、またそれぞれの認識のあり方が社会における人々の行動にどのような影響を与えているかという点については、今後の課題としたい。

[注]

1) 本稿で用いたデータの記述統計は以下のとおりである。

表 7 記述統計

		1965	2005		
			男性	女性	合計
全標本		855	951	850	1801
		-	52.8%	47.2%	-
年齢	20-29歳	32.8%	11.9%	14.0%	12.9%
	30-39歳	24.5%	29.2%	24.8%	27.1%
	40-49歳	26.6%	28.8%	26.5%	27.7%
	50-59歳	26.3%	30.1%	34.7%	32.3%
	平均(歳)	35.0	42.4	42.7	42.6
	標準偏差	9.6	10.4	10.7	10.5
学歴	旧制小学校	31%	-	-	-
	旧制中学校	14%	-	-	-
	旧制高校	4%	-	-	-
	旧制大学	2%	-	-	-
学歴	新制中学校	18%	7.9%	6.0%	7.0%
	新制高校	22%	54.2%	64.9%	59.3%
	新制高専短大	1%	2.9%	15.6%	8.9%
	新制大学	9%	35.0%	13.4%	24.8%
勤続	平均(年)	10.3	15.1	10.3	12.8
	標準偏差	7.7	10.8	8.5	10.1
外部経験	平均(年)	6.9	8.2	13.8	10.8
	標準偏差	8.7	10.1	11.0	10.9
企業規模	大企業(従業員300人以上)	56%	48.3%	33.6%	41.4%
	中小企業(従業員300人未満)	44%	51.7%	66.4%	58.6%
大卒ダミー	旧制高卒・新制大卒以上	15.4%	35.0%	13.4%	24.8%
	それ以外	84.6%	65.0%	86.6%	75.2%
婚姻状態	既婚	76.4%	77.3%	79.3%	78.2%
	未婚	23.6%	22.7%	20.7%	21.8%
雇用形態	正規雇用	98.4%	5.6%	47.6%	25.4%
	非正規雇用	1.6%	94.4%	52.4%	74.6%
産業	農・林・漁業	2.3%	.5%	.5%	.5%
	鉱・建設業	11.6%	12.7%	1.2%	7.3%
	製造業	38.4%	28.9%	19.5%	24.5%
	電気・ガス・熱・水道業	1.3%	1.1%	.5%	.8%
	運輸・旅行業	10.9%	7.7%	2.6%	5.3%
	卸売・小売業、飲食店	10.5%	11.1%	23.0%	16.7%
	金融・保険業	3.8%	2.0%	3.9%	2.9%
	不動産業	0.1%	0.7%	0.6%	0.7%
	新聞・放送・出版・広告業	.5%	.7%	.9%	.8%
	情報・通信サービス	4.2%	5.1%	1.3%	3.3%
	医療・福祉サービス	1.2%	2.6%	21.6%	11.6%
	教育・研究サービス	0.5%	3.9%	7.4%	5.6%
	法律・会計サービス	0.0%	0.4%	0.7%	0.6%
	その他サービス	4.2%	13.5%	13.7%	13.6%
	公務	10.7%	9.1%	2.7%	6.1%

2) 具体的な変数の処理については、以下のとおりである。

表 8 変数の処理方法

変数名	取得・処理方法	
	SSM2005	SSM65
被説明変数		
賃金 (対数値)	SSMは賃金の情報を取得していないため、代わりに問33本人年収(q33a)を用いる。階級値での回答であるため、各階級の中央値を計算し、その対数値を使用する。	SSMは賃金の情報を取得していないため、代わりに問33個人収入(q33b)を用いる。実数値(万)での回答であるため、その対数値を使用する。
説明変数		
学歴 人的資本 (大卒ダミー) (旧制高卒・新制大卒)	問17通学経験・SSM学歴(ed_ssm)のうち、5.大学、6.大学院を1、それ以外を0とした。	問9本人の学歴(q09a)のうち、4.旧制高校、5.旧制大学、15.新制大学(大学院を含む)を1とし、それ以外を0とした。
勤続年数	「問1(2)調査時年齢(q01_2a)」-「現職開始年齢」で計算した。「現職開始年齢」は、問8職歴記入枚数(dansu)に基づいて新しい職歴からさかのぼり、従業員番号(q08nXX)が変わる前の段の開始年齢(q08paXX)を取得した。	「問8本人満年齢(q08a)」-「現職開始年齢」で計算した。「現職開始年齢」は、職歴記入枚数(njob)に基づいて新しい職歴からさかのぼり、従業員番号(jobXXno)が変わる前の段の開始年齢(jobXXget)を取得した。
(外部) 経験年数	「問1(2)調査時年齢(q01_2a)」-「教育年数+6」-「勤続年数」で計算した。	「問8本人満年齢(q08a)」-「教育年数+6」-「勤続年数」で計算した。
年齢 年齢	(作成せず)	問8本人の満年齢(q08a)を使用。
年齢二乗項	(作成せず)	「年齢」を二乗。
企業規模 大企業ダミー	問2c本人現職・従業員数(q02c)のうち、300人以上および官公庁(7,8,9,10)を1とし、1~299人(1,2,3,4,5,6)を0とした。	問10d本人現職・従業員数(q10d)のうち、300人以上および官公庁(5,6,7)を1とし、1~299人(2,3,4)を0とした。
零細企業ダミー	(作成せず)	問10d本人現職・従業員数(q10d)のうち、1~29人(2,3)を1とし、30人以上(4,5,6,7)を0とした。
性別 女性ダミー	問1(1)性別(q01_1)のうち、2.女性を1、1.男性を0とした。	(該当データなし)
婚姻状態 既婚ダミー	問24(1)婚姻状況(q24_1)のうち、結婚したことのあるもの、すなわち2.結婚している、3.離別、4.死別を1とし、1.未婚を0とした。	問12結婚時期(q12ERA)のうち、結婚したことのあるもの(0,1,2,3,4,5,6,7,8)を1とし、98.非該当(未婚)を0とした。
女性・既婚ダミー交差項	「女性ダミー」「既婚ダミー」が双方とも1の場合に1、それ以外は0とした。	(該当データなし)
雇用形態 非正規ダミー	問2a従業員上の地位(q02a)のうち、3.臨時雇用・パートアルバイト、4.派遣社員、5.契約社員、嘱託の場合に1、それ以外は0とした。	問10本人の役職(q10F)のうち、29.臨時日雇の場合に1、それ以外は0とした。ただし、単独・自営業・家族従業者は除外する。
職種 ホワイトダミー	(作成せず)	問10本人の役職(q10F)を、SSM職業8分類に基づいてコーディングし、1.専門 2.管理 3.事務 4.販売を1、その他を0とした。
出身階層 上層出身ダミー	問23(2)父親の主な職業(q23)を、SSM新総合職業分類に基づいてコーディングし、「専門」「大ホワイト」のみを1、その他を0とした。	問25父親の主な職業(q25)を、SSM新総合職業分類に基づいてコーディングし、「専門」「大ホワイト」のみを1、その他を0とした。

3) 推定は Latent Gold (version5) にて行った。



4)推定は Stata (version13)で `oaxaca` コマンドを用いて行った(Jann 2008). 推定オプションは `pooled (two-fold)` とし, 分解結果において年齢項・年齢二乗項は一つの要素としてまとめた.

表9 Blinder-Oaxaca 分解 推定結果

	Wage Equation		Decomposition	
	Large	Small/ Medium	Explained	Unexplained
定数項	11.062 ** (0.251)	11.112 ** (0.342)		-5% (0.402)
人的資本 学歴	0.182 ** (0.042)	0.617 ** (0.088)	4% ** (0.009)	-5% ** (0.013)
年齢	0.087 ** (0.014)	0.085 ** (0.019)	5% * (0.020)	33% (0.407)
年齢二乗	-0.001 ** (0.000)	-0.001 ** (0.000)		
外部経験年数	-0.017 ** (0.003)	-0.009 * (0.004)	4% ** (0.011)	-6% (0.035)
雇用形態 非正規ダミー	-0.571 ** (0.171)	-0.734 ** (0.157)	1% (0.007)	0% (0.0050)
Total			13% ** (0.021)	18% ** (0.0318)
Prediction Difference	13.191 **	12.880 **		
	0.311			
N	482	393		
Adj. R-squared	0.418	0.248		
F	69.94	26.9		

\*\* 1%水準で有意, \* 5%水準で有意

### [謝辞]

二次分析にあたり, 東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センター SSJ データアーカイブから「社会階層と社会移動全国調査」(SSM 調査) の「1965 年 SSM 調査, 1965」「2005 年 SSM 日本調査, 2005」(2015SSM 調査管理委員会) の個票データの提供を受けました.

本稿の執筆にあたっては, 二次分析研究会にて盛山和夫先生・三輪哲先生・藤原翔先生ほかメンバーの皆さまよりたくさんの有益なアドバイスを頂戴しました. 分析法に関しては, 毛塚和宏さん・太郎丸博先生・麦山亮太さんに多くを教えていただきました. また, 有田伸先生は構想段階で, 田中隆一先生は草稿を読んで数多くの貴重なコメントを下さり, 玄田有史先生はじめ多くの先生方からも報告会等で貴重なコメントを頂戴しました. この場を借りて感謝申し上げます.

[参考文献]

- OECD, 2013, *OECD Economic Surveys: Japan 2013*, OECD Publishing, Paris
- Berger, S., and M. J. Piore., 1980, *Dualism and discontinuity in industrial societies*, Cambridge University Press.
- Blinder, Alan S., 1973, Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates, *Journal of Human Resources*, vol.8
- Oaxaca, Ronald L. 1973, Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets, *International Economic Review*, vol.14 No.3
- Dickens, W. T., and K. Lang., 1985, "A Test of Dual Labor Market Theory." *The American Economic Review*, 75 (4), 792-805.
- Doeringer, P. B., M. J. Piore., 1971, *Internal labor markets and manpower analysis*, Heath.
- Greene, W. H., 2012, *Econometric Analysis 7th Edition*, Prentice Hall
- Hodson, R., and R. L. Kaufman., 1982, "Economic Dualism: A Critical Review." *American Sociological Review*, 47 (6), 727-739.
- Jann, Ben., 2008, The Blinder-Oaxaca decomposition for linear regression models., *The Stata Journal* 8(4).
- Maddala, Gangadharrao S., 1986, *Limited-dependent and qualitative variables in econometrics*, Cambridge university press.
- Sakamoto, A., and M. D. Chen., 1991, "Inequality and Attainment in a Dual Labor Market." *American Sociological Review*, 56 (3), 295-308.
- Vermunt, J. K., Magidson, J., 2013, *Technical Guide for Latent GOLD 5.0*, Statistical Innovations Inc.
- 有田伸, 2016, 『就業機会と報酬格差の社会学: 非正規雇用・社会階層の日韓比較』 東京大学出版会.
- 石田浩, 2005, 「後期青年期と階層・労働市場」『教育社会学研究』 Vol.76: 41-57
- 石川経夫, 出島敬久, 1994, 「労働市場の二重構造」石川経夫編『日本の所得と富の分配』 東京大学出版会:169-209.
- 氏原正治郎, 1966, 『日本労働問題研究』 東京大学出版会.
- 大川一司, 1962, 『日本経済分析—成長と構造』 春秋社.
- 小川雅弘, 2006, 「ブラインダー・ワハカ分解について」『大阪経大論集』 第 57 卷第 2 号
- 尾高煌之助, 1984, 『労働市場分析—二重構造の日本的展開』 岩波書店.
- 小野旭, 1973, 『戦後日本の賃金決定』 東洋経済新報社.
- 玄田有史, 2011, 「二重構造論—再考」『日本労働研究雑誌』 53 (4), 2-5.
- , 2008, 「内部労働市場下位層としての非正規」『経済研究』 Vol.59 (4), 340-356
- 佐藤嘉倫編, 2008, 『2005 年 SSM 調査シリーズ 15 流動性と格差の階層論』 2005 年 SSM 調査研究会
- 杉橋やよい, 2009, 「男女間賃金格差の要因分解手法の意義と内在的限界」『経済志林』 Vol.76(4)

- 鈴木恭子, 2017, 「日本における雇用形態が賃金格差に与える影響 —Finite Mixture Model を用いた潜在クラス分析」, ISS Discussion Paper Series J-219
- 隅谷三喜男, 1961, 「中小企業労働問題の本質」『日本労働協会雑誌』
- , 1964, 『日本の労働問題』 東京大学出版会.
- 太郎丸博, 2009, 『若年非正規雇用の社会学 階層・ジェンダー・グローバル化』 大阪大学出版会.
- 原純輔・盛山和夫, 1999, 『社会階層—豊かさのなかの不平等』 東京大学出版会
- 古郡頼子, 1997, 『非正規労働の経済分析』 東洋経済新報社.
- 堀春彦, 2012, 「『二重労働市場』と賃金格差」 労働政策研究・研修機構編 『「JILPT 多様就業実態調査」データ 二次分析結果報告書』 労働政策研究報告書 No.143
- 安田三郎, 1969, 『社会調査ハンドブック』 有斐閣.
- 安田三郎・原純輔, 1982, 『社会調査ハンドブック』 [第3版] 有斐閣.



# 夫の勤務先特性からみた妻の離職メカニズム

田中茜

(東北大学大学院)

本研究の目的は、家庭内における性別分業と女性の離職について検討することである。家庭内において性別分業体制が成立する要因として、夫が勤務する企業の特性に着目する。夫の勤務する企業が伝統的であり、男性従業員に性別分業を前提とした働き方を要求するような職場であれば、配偶者である妻が家庭役割を担うこととなり、その女性自身は退職することが想定される。このように、夫婦間での役割分業体制が生じることにより女性の離職が生じるというメカニズムを検討するために、妻と夫の要因の交互作用に着目した。

その結果、大企業に勤務する男性との結婚が、女性の初職離職に影響を及ぼすことが明らかにされた。また男性の属性として学歴や産業、夫婦の企業規模の交互作用項などの検討も行ったが、有意な関連は見られず、大企業勤務の夫とその妻の間に、特有な性別役割分業体制が存在することが示唆された。

## 1. 問題の所在

「夫は外、妻は家」という性別役割分業体制は高度経済成長期に浸透した。1950年代後半から工業化が進行し、労働力が農業や自営業から雇用労働へと移行した。これに伴い、都市部への人口移動が生じ、都市部では核家族化が進行した。さらに男性の所得水準の上昇が、妻となった女性の専業主婦化を促した。それにより女性たちは家庭内の家事や育児といった役割を担い、男性は外で労働する役割を担う分業体制が生まれた(筒井 2015)。こうした分業体制を支えるために、日本は「男性稼ぎ主」型の社会保障システムによって、家族を扶養する男性に安定的な雇用が与えられるように労働市場を規制してきた。育児や家事などのケアに関する責任は、家庭内の女性が担うものとされてきたのである(大沢 2002; 2007)。

しかし1970年代以降、日本社会は大きく変化していく。まず1970年代の石油危機や1990年代のバブル経済崩壊を受け、日本経済は長期にわたる不況に陥った。そのため以前までは労働市場の規制によって守られていた男性雇用が不安定化していった。男性の収入が不安定になったことにより、女性が家計を補助する形で労働市場へ参加していった。第2に脱工業化に伴って製造業からサービス業への移行が生じ、専門職・事務職・販売職の需要が高まっていった。第3に1990年代から女性の高学歴化が進み、4年制大学への進学率が上昇した。こうした背景をうけ、女性の労働力率が上昇した。しかしその上昇は、子育て後のパート労働者の増加によるものであり、性別役割分業体制に基づいた、結婚や出産による退職行動には変化がみられないとされている(内閣府 2008; 永瀬 1999; 岩澤 2004)。また、一般的に高学歴化は、就業によって得られる報酬を増加させ、女性の就業を促進する役割を果たすと考えられている(Goldin 1990)ものの、日本においては女性の学歴と労働力供給の間にはっきりとした関連がみられない(Brinton 1993)という知見もある。さらに、家庭内の夫

婦間家事負担の在り方には大きな変化がない(筒井 2014)。夫が家事分担をしない場合には、妻が家事を担わざるを得なくなり、退職し、結婚を機に家庭内における分業体制が成立する。そのため家庭内における役割分担の程度が、女性の就業行動に影響を及ぼすことが考えられる。そこで本研究では、男性の勤務先特性を性別分業の必要性の指標として、女性の離職に及ぼす影響を検討する。

## 2. 先行研究と分析課題

家庭内における性別分業の理論としては、Becker (1981) の性別分業モデルがある。経済学の古典的な消費者モデルに生産関数アプローチと人的資本概念を取り入れることにより、初めて性別役割分業を理論的に定式化した。ベッカーは仕事役割と家庭役割を、夫婦がそれぞれ得意な役割に専念することにより、より多くの利得を生み出すことが可能であるとした。それにより両者の関係が相補的になるため、性別役割分業が合理的であると結論付けている。

日本では高度経済成長期以降、「男性稼ぎ主モデル」型の福祉レジームを前提に社会保障や働き方などが決められており、それに沿うような性別役割分業が「標準型家族」として浸透した。そのため、女性は家庭での役割の遂行に専念するようになった。その後就業機会や教育機会の拡大を受け、女性も被雇用者としての就業機会が広がったものの、結婚までの腰掛のキャリアや、子育て後にパート労働者として就業するという就業パターンが一般化していった。女性が被雇用者として働くようになって、「家庭役割の妨げにならないよう」に働くことが求められ、家事・育児などの無償労働の多くは女性が担ったままであった。こうした性別分業を支えたのは、先に述べた福祉レジームや1985年に成立した第3号被保険者制度による税制であると考えられる。滅私奉公的に長時間働く男性雇用者を手厚く保護する一方で、その配偶者である女性が家庭内の役割を一手に引き受けていたのである。このように世帯を単位としてみた場合には、Beckerの性別役割分業が合理的であり、男性が、専業主婦の支えが前提として求められるような伝統的な職場で働くことは、同時に、妻が仕事を辞め、家庭に入ることを意味することとなる。

また家事分担に関する先行研究では、家事分担の規定要因についての研究が蓄積されてきた。時間制約仮説・相対的資源仮説・イデオロギー仮説・家庭内需要仮説などが挙げられている。その中でも時間制約仮説とイデオロギー仮説から、男性が伝統的な職場において長時間働くことが、妻の就業行動に影響を及ぼすと考えられる。なぜなら、長時間労働を企業側から要求された男性は、職場で過ごす時間が多くなる一方で、家庭での時間は相対的に少なくなる。そうした長時間の拘束があっても生活することができるのは、家庭での食事の用意や洗濯などの家事を担う専業主婦がいるからである。そうした専業主婦に支えられることが前提とされる男性従業員が集まることにより、企業の風土が形成され、それによって個人のイデオロギーも伝統的になると考えられる。

そこで本研究の分析課題は、夫の職場特性が妻の離職行動に及ぼす影響を検討することである。具体的には、大企業や製造業といった伝統的な職場に勤めている男性と結婚することにより、女性が離職しやすくなるという仮説を検討する。

### 3. データと変数

#### 3.1 使用データ

本研究では、社会階層と社会移動全国調査（SSM 調査）の「1995 年 SSM 調査, 1995」および「2005 年 SSM 日本調査, 2005」のデータを使用する。SSM 調査は、1955 年以来 10 年ごとに実施されている全国規模の社会調査であり、使用データは第 5 回目と第 6 回目の調査となる。調査対象者は、両調査ともに 20 歳から 69 歳の日本全国に居住する男女である。1995 年調査は、職歴がたずねられている A 票のみを用いた。

#### 3.2 変数

使用する変数は以下のとおりである。

時間によって変化しない属性は、出生コーホート:1946-1955 年生まれを基準として、1956-1965 年生まれ、1966-1975 年生まれ、1976-1985 年生まれというように 10 年間隔で区切った。本人学歴：高卒を基準として、中卒、短大・高専卒、4 大卒以上。初職情報として、従業上の地位（正規雇用ダミー）、職業（専門管理職ダミー）、産業：製造業を基準として農林魚鉱業、小売、金融・不動産、医療福祉、教育、その他サービス、公務のカテゴリ、企業規模（従業員数 300 人以上大企業ダミー）、入職コーホート：男女雇用均等法前の 1976-1985 年を基準として、高度経済成長期（1961-1975 年）、均等法後（1986-1991 年）、就職氷河期（1992-2004 年）を用いた。

時間とともに変化する変数としては、婚姻状態（有配偶=1、無配偶=0）、子ども有無、結婚時の夫の属性として、学歴（4 大卒以上ダミー）、企業規模（大企業ダミー）・産業（製造ダミー・サービス業ダミー）・職業（専門管理職ダミー）を用いた。夫の属性については、婚姻状態が無配偶から有配偶に変化した時に、夫の属性も変化するように変数を作成した。表 1 に仮想データの例を示した。4 大卒以上の大企業に勤務する男性と結婚した ID1 の場合、夫学歴と夫企業規模に 1 が入る。他方、4 大卒ではない大企業勤務の男性と結婚した ID2 は、夫学歴は変化せず、夫企業規模のみに 1 が入る。無配偶のままの ID3 は、婚姻状態・夫学歴・夫企業規模すべてが 0 のままである。したがって、夫属性の変数は婚姻状態との交互作用項として解釈することができる。そのため、夫の属性を複数同時に検討すると解釈が複雑になるため、1 つずつ投入して検討する。

表 11 仮想データの例

ID	婚姻状態	夫学歴 (4 大卒以上)	夫企業規模 (大企業)
1	0	0	0
1	1	1	1
1	1	1	1
2	0	0	0
2	0	0	0
2	1	0	1
3	0	0	0
3	0	0	0
3	0	0	0

次にリスクの定義について説明する。分析対象者は、初職で被雇用者（正規雇用または非正規雇用）の女性に限定し、初職後に無職になったケースを初職離職のリスクが発生したものと定義した。別の職場に転職したり、雇用形態の変化を伴って就業を継続したりしている場合は打ち切りとして対処している。リスク開始時点は初職入職時であり、観察期間の打ち切りは40歳時である。

分析対象は1946年から1985年の間に生まれた女性であり、使用変数に回答している2142ケースに限定した。

## 4. 分析

### 4.1 記述的分析

表2には、本分析で用いるサンプルの記述統計量を示した。サンプルの中で、初職離職を経験したのは1061ケースであり、約半数の者が経験している。初職離職を経験した者における平均離職年齢は24.3歳である。



表 12 記述統計量

	Obs	Mean	S. D.	Min	Max
初職離職		0.495	0.500	0	1
初職正規雇用		0.897	0.304	0	1
初職大企業		0.352	0.478	0	1
初職専門管理		0.199		0	1
初職産業					
農林魚鉱		0.026	0.160	0	1
小売		0.253	0.435	0	1
製造			ref.		
金融・不動産		0.082	0.274	0	1
医療福祉		0.135	0.342	0	1
教育		0.069	0.253	0	1
その他サービス		0.145	0.352	0	1
公務		0.028	0.165	0	1
入職コーホート					
高度経済成長期(1961-1975)	2,142	0.415	0.493	0	1
均等法前(1976-1985)			ref.		
均等法後(1986-1991)		0.163	0.370	0	1
就職氷河期(1992-2004)		0.122	0.327	0	1
学歴					
中卒		0.084	0.278	0	1
高卒			ref.		
短大・高専		0.164	0.371	0	1
4大卒以上		0.110	0.313	0	1
結婚		0.934	0.249	0	1
出産		0.914	0.280	0	1
出生コーホート					
1946-1955			ref.		
1956-1965		0.316	0.465	0	1
1966-1975		0.246	0.431	0	1
1976-1985		0.043	0.203	0	1
初職離職年齢	1,061	24.329	4.355	16	55

図 1 は Kaplan-Meier 法により推定された生存関数を示している。妻の学歴別に初職の離職のしやすさを示したものである。大卒以上の方が離職のタイミングが早いものの、初職離職の経験率は、それ以外の学歴と比べて少ないことが分かる。

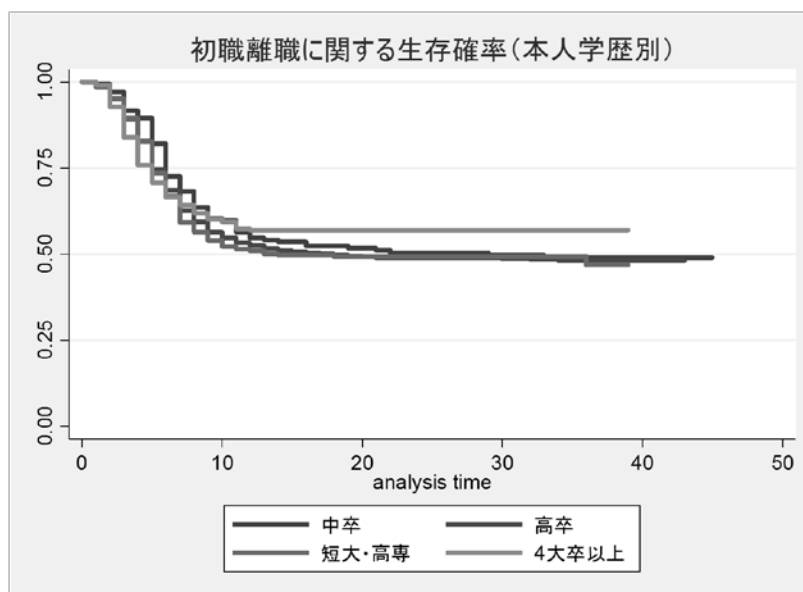


図 7 初職離職に関する生存関数（学歴別）

学歴間における生存関数の違いをログランク検定で推定したところ（表 3）、有意な違いは見られなかった。このことから、単に学歴の差と初職離職の生起のしやすさの関連を県都すると、女性が高学歴であるほど初職を継続しやすいわけではないということが示される。

表 13 初職離職の生存関数の学歴間比較（ログランク検定）

学歴	Events observed	Events expected
中卒	90	95.87
高卒	694	683.77
短大・高専卒	177	170.47
大卒・大学院	100	110.89
Total	1061	1061
	chi2(3)	= 1.96
	Pr>chi2	= 0.5815

#### 4.2 離散時間ロジットモデルの結果

次に他の属性を統制した場合の学歴の影響や、時間依存の属性とリスクの生起のしやすさの関連を検討する。そのためにパーソンピリオドデータを作成し、初職離職を従属変数とした離散時間ロジットモデルによる分析を行った。分析結果は表 4 に示している。各モデルについて説明する。全てのモデルには、リスク開始からの継続時間が投入されている。リスク開始から 1-2 年目を基準カテゴリとして、3-4 年目、5-6 年目、…、9-10 年目、11-13 年目、14-17 年目、18-26 年目を示すダミー変数である。それらの係数は表 4 では割愛した。

モデル 1 はリスク開始からの継続時間のみを投入したが、表では割愛している。モデル 2

ではモデル 1 に学歴の変数を投入した。モデル 3 では、モデル 2 に加えて本人の初職の情報を投入している。モデル 4 以降は、時間依存変数を投入しており、モデル 6 以降で夫の属性の影響を検討した。

分析結果の解釈にうつる。まずすべてのモデルに投入されているリスク開始からの継続時間からハザード確率の時間的変化をみる。3-4 年目で離職のハザード確率がピークになり、9-10 年目以降はリスクが生じにくくなる。1-2 年目と比較すると、3-4 年目では約 1.64 倍 (=exp(0.497))、5-6 年目では、約 1.66 倍離職が起きやすい。初職開始から 3-6 年目の間に退職が生じやすいということが分かる。

次にモデル 2 から学歴の効果についてみる。先述したログランク検定の結果とも整合するが、学歴と初職離職のしやすさには有意な関連はみられない。しかしモデル 3 において、初職時の情報を投入することにより、高卒と比較して短大・高専では約 1.2 倍、4 大卒以上では約 1.35 倍離職しやすいことがわかる。また初職の情報についてみると、正規雇用であると非正規雇用に比べて離職しやすい。これは初職が非正規雇用の場合には、離職後に無職にならずに他の職場に転職しやすいためであると考えられる。また産業に特徴が表れている。金融・不動産業では製造業と比較した場合に、約 1.28 倍離職しやすい。一方で教育産業での離職のしやすさのオッズは、製造業のその 0.67 倍である。金融機関に勤務する女性は、窓口業務などの周知的業務に従事し、24 歳から 25 歳までの結婚適齢期までに退職し、その後は専業主婦になりやすいという状況を示していると考えられる。他方で、教育産業は初職離職が生じにくい。教師は 1972 年の「勤労婦人福祉法」や 1975 年の「特定職種育児休業法」などにより早くから育児休業制度の取得が可能だった(矢邊 1994)。また平尾(1999)は、教育関係の職に就くことが初期労働への定着を高めることを述べているが、その知見とも整合的な結果である。また入職コーホートが就職氷河期の 1992 年から 2004 年にかけての層は初職離職をしにくい。

モデル 4 以降では、時間依存変数の効果を検討している。モデル 4 では、結婚の影響を検討したが、初職離職のしやすさと結婚には有意な関連がみられなかった。モデル 6 以降で、結婚と夫の属性・勤務先の特性についてみていく。モデル 6 ではまず、夫の学歴の影響を検討したが、有意な関連は見られなかった。次にモデル 7 では、夫が大企業に勤務している影響を検討した。その結果、大企業勤務男性と結婚することは、それ以外の男性と結婚する場合と比較して、約 1.27 倍<sup>1)</sup> 離職しやすい。モデル 8 では夫婦の大企業勤務の交互作用を、モデル 9 では夫の産業、モデル 10 では夫の専門管理職の効果を検討したものの、有意な関連は見られなかった。

表 14 離散時間ロジットモデルの結果

	Model2	Model3	Model4	Model5	Model6	Model7	Model8	Model9	Model10
学歴 (ref.高卒)									
中卒	-0.095 (0.118)	-0.159 (0.125)	-0.164 (0.125)	-0.178 (0.125)	-0.165 (0.125)	-0.166 (0.125)	-0.166 (0.125)	-0.167 (0.125)	-0.164 (0.125)
短大・高専	0.011 (0.089)	0.193** (0.094)	0.194** (0.094)	0.184* (0.095)	0.204** (0.096)	0.188** (0.094)	0.192** (0.095)	0.196** (0.095)	0.188** (0.095)
4大卒以上	-0.129 (0.112)	0.298** (0.133)	0.305** (0.133)	0.284** (0.134)	0.327** (0.138)	0.300** (0.133)	0.301** (0.133)	0.310** (0.134)	0.287** (0.135)
出生コーホート (ref.1946-1955)									
1956-1965		-0.108 (0.130)	-0.113 (0.131)	-0.159 (0.134)	-0.113 (0.131)	-0.123 (0.131)	-0.124 (0.131)	-0.114 (0.131)	-0.115 (0.131)
1966-1975		-0.271 (0.216)	-0.281 (0.218)	-0.359 (0.221)	-0.285 (0.218)	-0.288 (0.218)	-0.290 (0.218)	-0.285 (0.218)	-0.282 (0.218)
1976-1985		0.320 (0.322)	0.320 (0.322)	0.251 (0.326)	0.319 (0.322)	0.306 (0.323)	0.305 (0.323)	0.316 (0.322)	0.319 (0.322)
初職正規									
		0.341** (0.135)	0.337** (0.135)	0.300** (0.136)	0.338** (0.135)	0.335** (0.135)	0.337** (0.136)	0.337** (0.135)	0.338** (0.135)
初職大企業									
		0.108 (0.074)	0.107 (0.074)	0.093 (0.074)	0.108 (0.074)	0.085 (0.075)	0.069 (0.077)	0.102 (0.074)	0.106 (0.074)
初職専門管理									
		-0.148 (0.147)	-0.148 (0.147)	-0.161 (0.148)	-0.148 (0.147)	-0.148 (0.147)	-0.144 (0.147)	-0.146 (0.147)	-0.157 (0.147)
初職産業 (ref.製造)									
農林魚鉱		0.243 (0.203)	0.242 (0.203)	0.242 (0.203)	0.243 (0.203)	0.247 (0.203)	0.247 (0.203)	0.250 (0.203)	0.235 (0.203)
小売		0.148 (0.093)	0.146 (0.093)	0.152 (0.093)	0.147 (0.093)	0.150 (0.093)	0.151 (0.093)	0.157* (0.093)	0.144 (0.093)
金融・不動産		0.250** (0.122)	0.247** (0.122)	0.232* (0.122)	0.248** (0.122)	0.238* (0.122)	0.239** (0.122)	0.260** (0.122)	0.244** (0.122)
医療福祉		0.011 (0.165)	0.011 (0.165)	0.039 (0.166)	0.012 (0.165)	0.019 (0.165)	0.017 (0.166)	0.018 (0.166)	0.010 (0.165)
教育		-0.394* (0.202)	-0.393* (0.202)	-0.380* (0.201)	-0.387* (0.202)	-0.382* (0.201)	-0.385* (0.202)	-0.381* (0.202)	-0.406** (0.202)
その他サービス		0.085 (0.113)	0.085 (0.113)	0.088 (0.113)	0.086 (0.113)	0.088 (0.113)	0.091 (0.113)	0.098 (0.113)	0.083 (0.113)
公務		-0.363 (0.241)	-0.362 (0.241)	-0.366 (0.241)	-0.358 (0.241)	-0.346 (0.241)	-0.348 (0.241)	-0.337 (0.243)	-0.380 (0.242)
入職コーホート (ref.1976-1985)									
高度経済成長期(1961-1975)		0.071 (0.136)	0.066 (0.136)	0.028 (0.140)	0.066 (0.136)	0.060 (0.137)	0.061 (0.136)	0.064 (0.136)	0.064 (0.136)
均等法後(1986-1991)		-0.202 (0.178)	-0.198 (0.178)	-0.195 (0.180)	-0.194 (0.178)	-0.202 (0.179)	-0.204 (0.179)	-0.197 (0.178)	-0.197 (0.178)
就職氷河期(1992-2004)		-0.486** (0.231)	-0.485** (0.231)	-0.463** (0.234)	-0.487** (0.231)	-0.489** (0.232)	-0.488** (0.232)	-0.483** (0.232)	-0.479** (0.232)
結婚									
			-0.049 (0.090)	0.237** (0.096)	-0.022 (0.100)	-0.137 (0.098)	-0.140 (0.098)	-0.121 (0.137)	-0.074 (0.094)
出産									
				-0.827*** (0.133)					
夫大卒以上									
					-0.091 (0.147)				
夫大企業									
						0.378** (0.149)	0.216 (0.238)		
夫大企業*妻大企業									
							0.255 (0.282)		
夫製造									
								0.245 (0.169)	
夫サービス									
								0.004 (0.157)	
夫専門管理									
									0.176 (0.180)
-2LL	7914.10	7820.44	7820.14	7779.03	7819.75	7814.06	7813.22	7817.24	7819.21
観測数(人×時点)	25,976	25,976	25,976	25,976	25,976	25,976	25,976	25,976	25,976

## 5. 結論

結婚時に夫が勤務する企業規模が、妻の初職離職と関連を持つことが明らかになった。この知見からは、どのような（職場に勤務する）男性と結婚するかということが、女性の就業行動に影響を及ぼすことを示唆している。大企業に勤務する男性と結婚することで、男性が仕事に専念し、女性が初職を辞め、無職になることで家庭に専念するという性別役割分業の体制が示唆された。

また女性自身の学歴と初職離職の関連は、ほぼ一貫して、高学歴であるほど初職離職しやすいことを示していた。女性の就業行動を説明する法則として、ダグラス＝有沢の法則があるが、高学歴女性の方が将来安定した収入を得られると見込まれる高学歴な男性と結婚しやすく（学歴同類婚）、将来的に離職しやすいというメカニズムが考えられる。しかし、本研究では男性の学歴を検討したものの、有意な関連がみられなかった。さらに大企業に勤務する同士で結婚する（交際のしやすさ）と、女性が離職しやすいというメカニズムについても考慮し、夫婦の企業規模の交互作用項も検討したが、有意な関連がみられなかった。大企業では、短大卒の女性を男性従業員の「花嫁候補」として採用し、入職から2,3年のうちに企業内で結婚相手を見つけ寿退社をすることが一般的とされる風土があったとされている。こうした風土の効果が交互作用項として見られると予想されたものの、期待通りの結果は得られなかった。また女性については初職産業に特性があったものの、夫の産業と妻の離職行動の間には関連がなかった。その中でも夫の大企業勤務が、妻の離職行動に影響を持つことは、大企業特有の企業文化や慣習があることが考えられる。

今後女性の学歴の持つ効果と大企業特有の風土についてのメカニズムをより深く検討していく必要がある。さらに、女性のライフコースの選択は就業経験の有無から結婚・出産時の離職・転職パターンにいたるまで、夫や家族など「重要な他者（significant other）」の意見や意識に強く影響される（山口 1998）ことから、女性の属性による就業行動の規定要因の検討や、女性が勤務する職場の制度のみの効果に着目した検討にとどまるだけでなく、夫側の職場の環境との相互作用の検討も必要になるであろう。

### [注]

- 1) 結婚による効果が-0.137、夫が大企業勤務である効果が 0.378 であるので、大企業勤務男性と結婚する効果は $-0.137+0.378=0.241$  であるので、 $\exp(0.241)=1.27$  倍離職しやすい。

### [謝辞]

〔二次分析〕にあたり、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターSSJ データアーカイブから「社会階層と社会移動全国調査」（SSM 調査）の「1995 年 SSM 調査, 1995」「2005 年 SSM 日本調査, 2005」（2015SSM 調査管理委員会）の個票データの提供を受けました。

[参考文献]

- Becker, Gary S, 1981, *A Treatise in the Family*, Cambridge, Harvard and University Press.
- Brinton., Mary C, 1993, *Women and the Economic Miracle: Gender and Work in Postwar Japan*, Berkeley: University of California Press.
- Goldin C., 1990, *Understanding the Gender Gap: An Economic History of American Women*, New York: Oxford University Press.
- 岩澤美帆, 2004, 「妻の就業と出生行動—1970年～2002年結婚コーホートの分析」『人口問題研究』60(1): 50-69.
- 永瀬伸子, 1999, 「少子化の要因：就業環境か価値観の変化か——既婚者の就業形態選択と出産時期の選択」『人口問題研究』
- 内閣府, 2008, 『平成20年版 少子化社会白書』
- 大沢真理, 2002, 『男女共同参画社会をつくる』日本放送出版会.
- 大沢真理, 2007, 『現代日本の生活保障システム——座標とゆくえ』岩波書店.
- 筒井淳也, 2014, 「女性の労働参加と性別役割分業——持続する「稼ぎ手」モデル」『日本労働研究雑誌』648:70-83.
- 筒井淳也, 2015, 『仕事と家族——日本はなぜ働きづらく、産みにくいのか』中公論新社.
- 山口一男, 1998, 「続き行く職歴中断:結婚, 出産・育児による利転職率の歴史的変化とその決定要因について」『日本労働研究機関報告書』112: 34-57.

# 勤続年数分布の規定要因の検討

## ——分位点回帰分析によるアプローチ——

福井康貴

東京大学

本研究では、1985年、1995年、2005年の「社会階層と社会移動全国調査」(SSM調査)データを用いて、勤続年数分布における短期勤続(.25)、中期勤続(.5)、長期勤続(.75)に焦点をあてた分析を行った。

基礎分析によれば、まず、男性の勤続年数の安定性と女性の勤続年数の上昇が生じている。さらに、若年で短期勤続層が増加する中で若年男性に二極化の兆しがみられる。中年では男性で長期勤続層が減少する一方、女性では短期勤続層の減少と長期勤続層の増加がみられる。女性の中で若年・中年の両方で、以前よりも長く働く人々が増えている。

分位点回帰分析の結果、学歴と転職が勤続年数と負の関連をもつこと、ベースラインの勤続年数は男性で短期化、女性で長期化の傾向があることの2点が明らかになった。部分的に職業間や産業間の差なども存在するが、高学歴化による就学期間の長期化と離職・転職が勤続年数を短くする主要因だと考えられる。

### 1. 問題の所在

本研究の目的は、勤続年数分布の規定構造を、性別・年齢階級別に、時点間で比較することである。この検討作業を通じて、長期雇用の変容が、勤続年数分布のどの側面で、またどのような要因によって生じているのかを探求する手がかりを得ることにしたい。

長期雇用は、年功賃金や企業別組合とともに、日本的雇用システムの重要な要素だと考えられてきた。アベグレンによる『日本の経営』の訳書で登場した「終身雇用」という概念は、日本の労働者と企業の関係を示す言葉として国際的にも広まっていった。実態として「終身雇用」に該当する労働者の割合は決して多くないとはいえ(野村 1994)、アメリカや他の先進諸国と比較して、日本の男性労働者が企業により定着していることは事実であり(Hashimoto and Raisian 1985; Ono 2009)、長期雇用は日本の労働市場を考える上で最も重要なキーワードの1つである。いわゆる「失われた20年」において、日本の長期雇用が失われつつあるという認識が広まり、現在もその検証作業が進められている(Chuma 1998; Kato 2001; 山口 2004; Farber 2007; 稲田 2008; Ono 2009; Shimizutani and Yokoyama 2009; Hamaaki et al. 2011; Kambayashi and Kato 2011; Kawaguchi and Ueno 2013; 加藤・神林 2016)。

表1は、就業構造基本調査の時系列データから、1985年、1995年、2005年、2015年の4時点について、一般労働者の平均勤続年数を示したものである。男性に関しては50歳未満で短期化、50歳以上では長期化している。女性の場合は35歳未満で短期化、35歳以上

で長期化している。

表1 一般労働者の平均勤続年数（調査年・性・年齢階級別）

男性									
	年齢階級計	25～29歳	30～34歳	35～39歳	40～44歳	45～49歳	50～54歳	55～59歳	60～64歳
1985年	11.9	5.4	9.4	12.6	16.2	18.1	19.4	16.8	10.5
1995年	12.9	5.1	8.5	11.9	15.8	19.3	22.1	21.8	13.4
2005年	13.4	4.8	8.2	11.7	15.2	18.6	21.7	22.6	14.5
2015年	13.5	4.6	7.3	10.4	14.0	17.6	20.9	22.7	18.8
女性									
	年齢階級計	25～29歳	30～34歳	35～39歳	40～44歳	45～49歳	50～54歳	55～59歳	60～64歳
1985年	6.8	5.4	7.7	8.1	8.7	9.9	11.7	12.6	12.0
1995年	7.9	5.2	7.7	9.3	10.5	11.2	13.0	14.4	13.3
2005年	8.7	4.5	7.3	9.4	10.5	11.9	13.7	15.5	14.3
2015年	9.4	4.3	6.7	8.9	10.9	12.3	13.7	15.8	15.7

出所：厚生労働省「賃金構造基本統計調査」

日本では、年金受給年齢の引き上げと連動する形で、雇用継続・定年延長措置が行われてきたため、50代・60代の長期化の一部は、退職年齢の上限が制度的に引き上げられた結果だと考えることができる。しかし、若年層を中心とする男女の短期化傾向や、女性の長期化傾向は、退職年齢の上方シフトでは説明ができない現象であり、ここに社会科学が解くべき謎がある。

長期雇用を測定する上で様々な指標が考えられるが（Ono 2009）、本稿では勤続年数の分位点を検討する。多くの研究は勤続年数の平均や比率（離職率や残存率など）を検討対象としているが、分位点に注目することによって、勤続年数分布に関するより多くのきめ細かい情報を引き出すことができる<sup>1)</sup>。たとえば、平均勤続年数の低下という現象が、短期勤続層、中期勤続層、長期勤続層のどこで生じているのか、勤続年数の規定構造は分布のどの部分でも同一なのか、といった問いの検証が、分位点の検討で可能になる。

本稿の構成は以下の通りである。2節で近年の先行研究を紹介し、3節で使用するデータ、変数、分析手法を説明する。4節では勤続年数と説明変数の分布を確認する。5節で多変量解析を行った上で、結果を6節でまとめる。

## 2. 先行研究

Ono(2009)は、終身雇用労働者の割合は約20%であり、ジェンダー、企業規模、学歴によりその割合が大きく異なること、日本で特に長期雇用が普及し、いまま維持されていることを多角的な検討によって明らかにしている。

賃金構造基本統計調査を使用した Hamaaki et al. (2010)によると、男性正社員において、近年ほど、特にキャリアの中・後期で、年齢-賃金プロファイルがフラット化しており、2000



年代初期以降、大卒の若年労働者において、終身雇用者割合<sup>3)</sup>の低下がみられる。

Hamaaki et al. (2010)と同じデータを使った Shimizutani and Yokoyama(2009)では、2つの要因分解法（Oaxaca-Blinder Decomposition; DiNardo, Fortin, and Lemieux Decomposition）を用いて、勤続年数の平均と分布の変化を検討している。その結果、フルタイム労働者における90年代以降の勤続年数の変化は、労働者と企業の属性変化ではなく、属性の影響の変化に起因していることや、雇用保護の強い大企業の労働者が平均勤続年数の増加を享受していることを明らかにしている。

Kawaguchi and Ueno(2013)は、就業構造基本調査と賃金構造基本統計調査を使用して、age-specific mean tenure の推移を検討している。彼らの研究によれば、男性正社員の平均勤続年数は戦後を通じて一貫して低下しており、女性正社員でも1970年コーホートを境に低下している。こうした低下トレンドが産業や企業規模を問わず生じていることも指摘されている。

加藤・神林（2016）は、平均勤続年数の低下が、勤続5年に至らない短期勤続者の増加によって生じており、勤続5年を超えた労働者では平均勤続年数が低下していないという興味深い指摘をしている。また大卒者に注目した検討を踏まえて、いったん定着した大卒労働者の雇用が尊重されなくなったわけではないと述べている。

2005年SSM調査を使用した稲田（2008）では、「長期在籍者」比率<sup>2)</sup>を入職コーホートごとに算出した結果、1966～75年と1976～85年を比較すると、「長期在籍者」比率は、すべての職業、企業規模、学歴（大卒と高卒）で低下したと主張している。

### 3. データ、変数、分析手法

分析に使用するのは、1985年調査、1995年調査（A票）、2005年調査のデータである。3時点のデータは合併せず、時点ごとに分析する。

分析対象は、調査時に有業の正社員であり、調査時年齢が25～54歳（1925～84年出生）の男女である。退職年齢引き上げの影響を除去するため55歳以上のサンプルは分析対象から除外した。正社員に限定するのは、（男性）正社員が長期雇用の潜在的な対象者であり、日本的雇用システムの変容を検討する上で、そうしたコア層に着目することが適切だと考えられるためである。年齢階級を25～39歳（若年層）と40～54歳（中年層）の2つに層別し、男女別に分析を行う。

先行研究を踏まえると、退職年齢の引き上げ以外に勤続年数を上下させる要因として、個人と企業の属性、具体的には、最終学歴、転職経験、職業、産業、企業規模が考えられる。そこでこれらの変数を表2のように定義して用いる。

現職（調査時点の従業先）における勤続年数が目的変数である。説明変数は、性別（男性／女性）、学歴（大学・大学院卒／非大学・大学院卒）、職業（専門／ホワイトカラー／ブルーカラー）、企業規模（中小企業／大企業・官公庁）、産業（工業関連産業／サービス

関連産業／その他産業)、従業員番号(現職が1社目の従業員／2社目以上の従業員)である。全てダミー変数として用いる。変数の記述統計量は付表1に示している。

職業と企業規模の定義は、SSM総合職業分類に依拠している。産業に関してはSSM産業分類(大分類)を使用した。従業員番号は現職に至るまでの転職の有無を表している。女性の場合は、晩婚化に伴う就業継続期間の伸びが、平均勤続年数の上昇に反映されている可能性がある。ただし配偶関係や子どもの有無を含めた分析は今後の課題としたい。

分析手法は条件付分位点回帰(Conditional Quantile Regression: CQR)である(Hao and Naiman 2007)。CQRは、OLSのように残差平方和を最小化する代わりに、(重み付けした)残差の絶対値の総和を最小化するという基準によって、分位点ごとにパラメータを推定することが可能な手法である。以下では、いわゆる四分位数(.25, .5, .75)を、短期勤続、中期勤続、長期勤続と想定して分析を行っている。

表2 分析に使用する変数

変数	定義
勤続年数	調査時の従業員における勤続年数(現年齢-現職開始年齢)
性別	①男性, ②女性
学歴	①大学・大学院卒, ②非大学・大学院卒
職業	①専門, ②ホワイトカラー, ③ブルーカラー. SSM総合職業分類にもとづく
企業規模	①中小企業(1-299人), ②大企業(300人-)・官公庁
産業	①工業関連産業(製造業、鉱業、建設業), ②サービス関連産業(運輸業、卸売・小売業・飲食店、情報・通信サービス業、福祉サービス業、教育・研究サービス業、法律・会計サービス業、その他のサービス業), ③その他産業(電気・ガス・熱供給業、金融・保険業、不動産業、新聞・放送、出版業、広告業、映画製作業、公務). SSM産業分類(大分類)を基礎とする
従業員番号	①1社目の従業員、②2社目以上の従業員. 転職の有無を示す

#### 4. 勤続年数と要因の基礎的分析

##### 4.1 勤続年数の分布

図1では勤続年数の箱ひげ図を示している。具体的な値を掲載した付表2も参照しながら、第1四分位数(.25)、中央値(.5)、第3四分位数(.75)に着目して検討する。

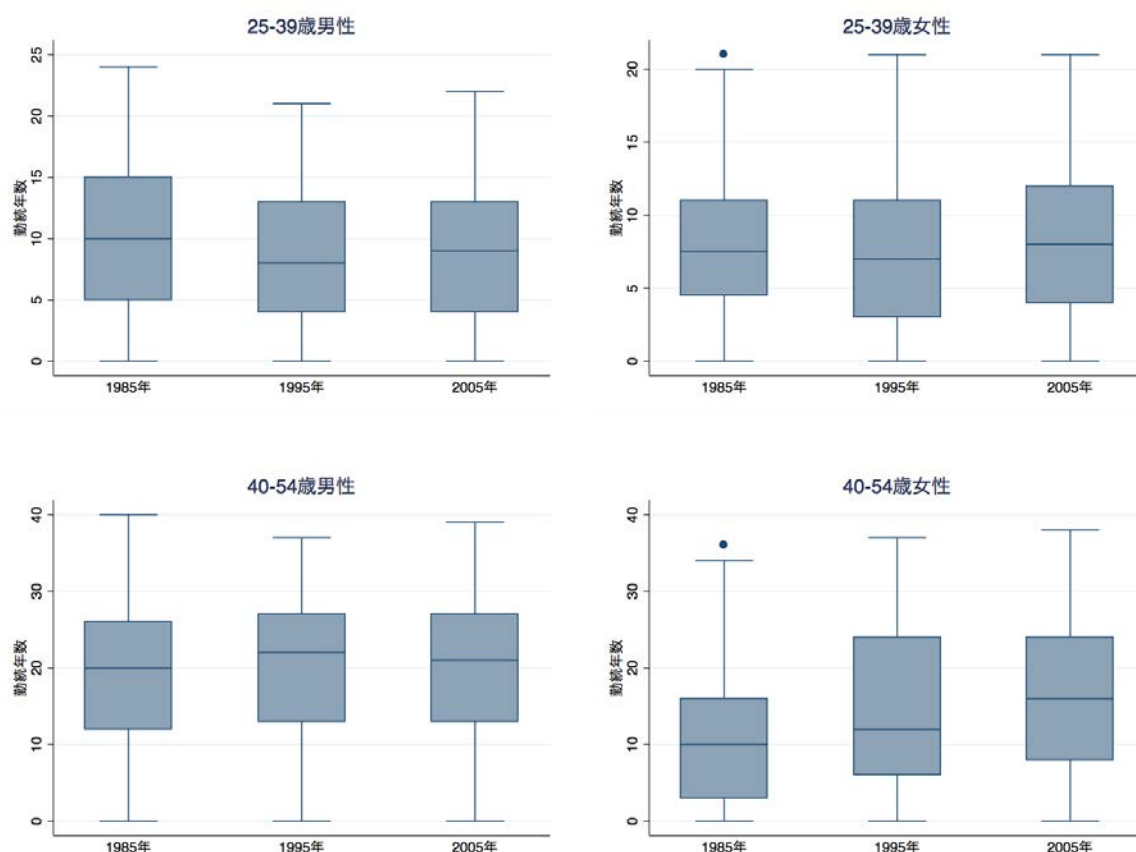
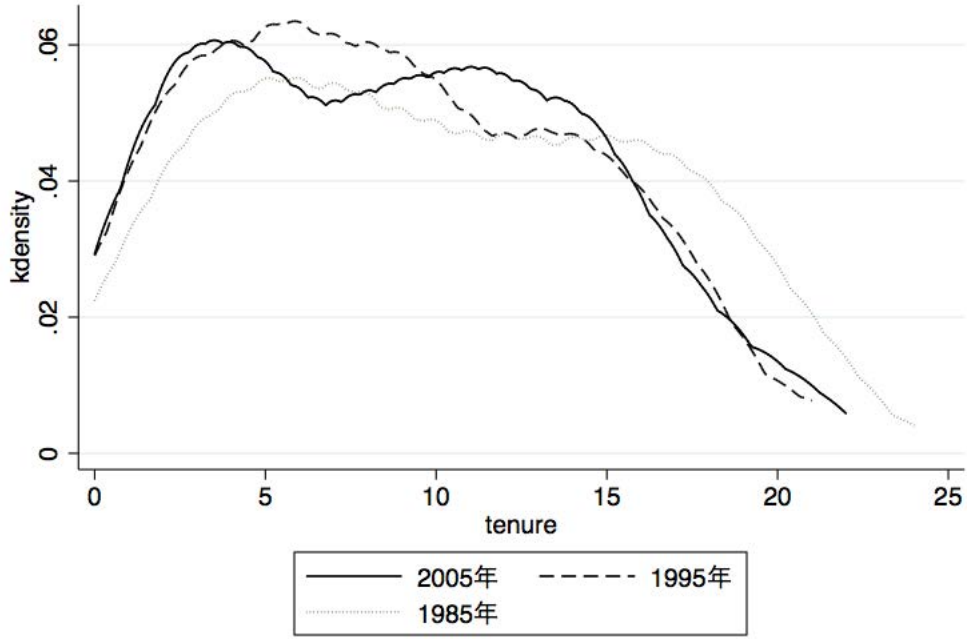


図1 正社員の勤続年数（箱ひげ図）（調査年・性・年齢階級別）

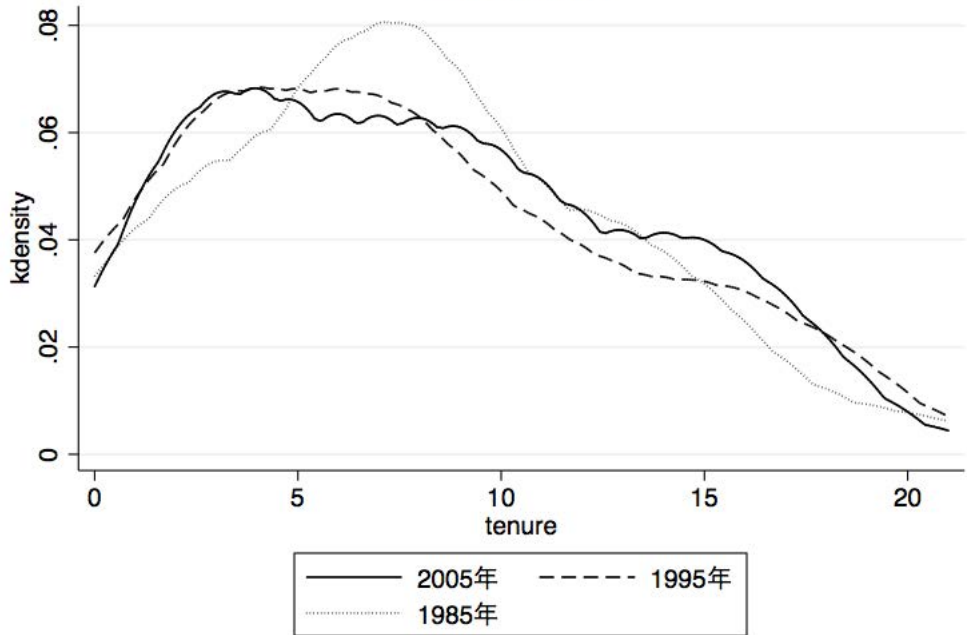
若年層では、第1四分位数 (.25) が男女とも4年前後、中央値 (.5) は男性が8～10年、女性は7～8年であり、第3四分位数 (.75) は男性が13～15年、女性は11～12年である。3時点の推移をみると、1985年から2005年にかけて、男性の第1四分位数 (.25)、中央値、第3四分位数 (.75) はすべて低下している。女性の中央値と第1四分位数 (.75) は1995年時点が最も低くなっている。2005年時点での男女差を確認すると、第1四分位数 (.25) では差がみられないが、中央値と第3四分位数 (.75) において、女性のほうが1年短くなっている。

中年層では、第1四分位数 (.25) は男性が12～13年、女性が3～8年であり、中央値 (.5) は男性が20～22年、女性は10～16年であり、第3四分位数 (.75) は男性が26～27年、女性は16～24年である。3時点の推移をみると、どの分位点でも、男性の勤続年数は安定的であるが、女性は上昇している。特に長期勤続である第3四分位数 (.75) で男女差が縮小している。2005年時点の勤続年数は、どの分位点でも依然として男性が女性を上回っているものの、その差は、第1四分位数 (.25) と中央値 (.5) では5年、第3四分位数 (.75) では3年である。

### 25-39歲男性



### 25-39歲女性



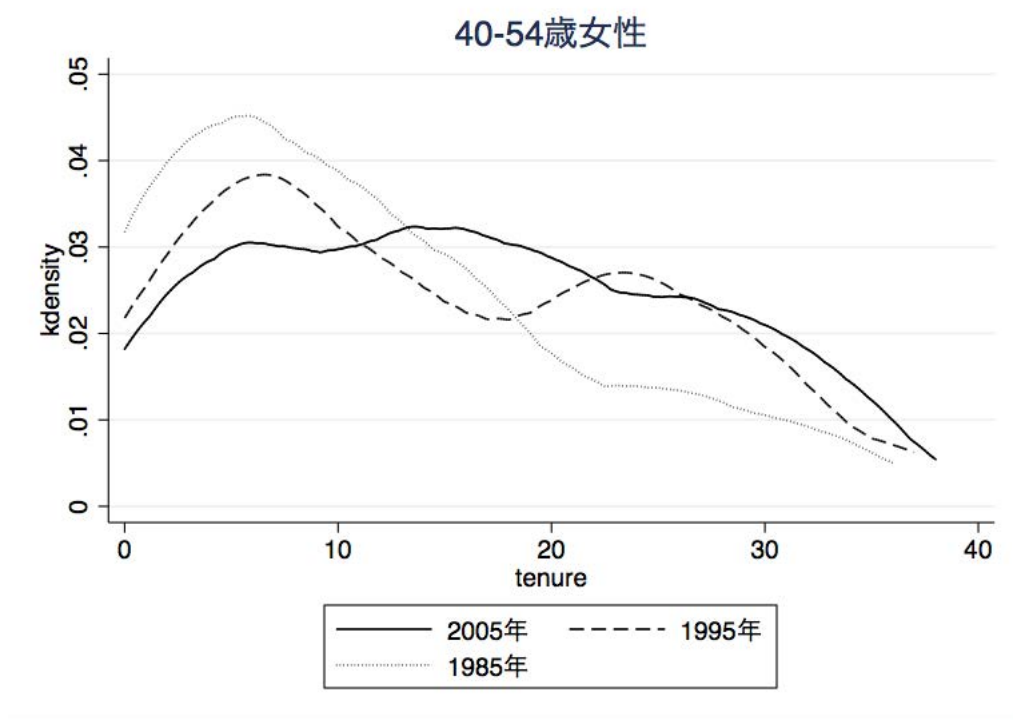
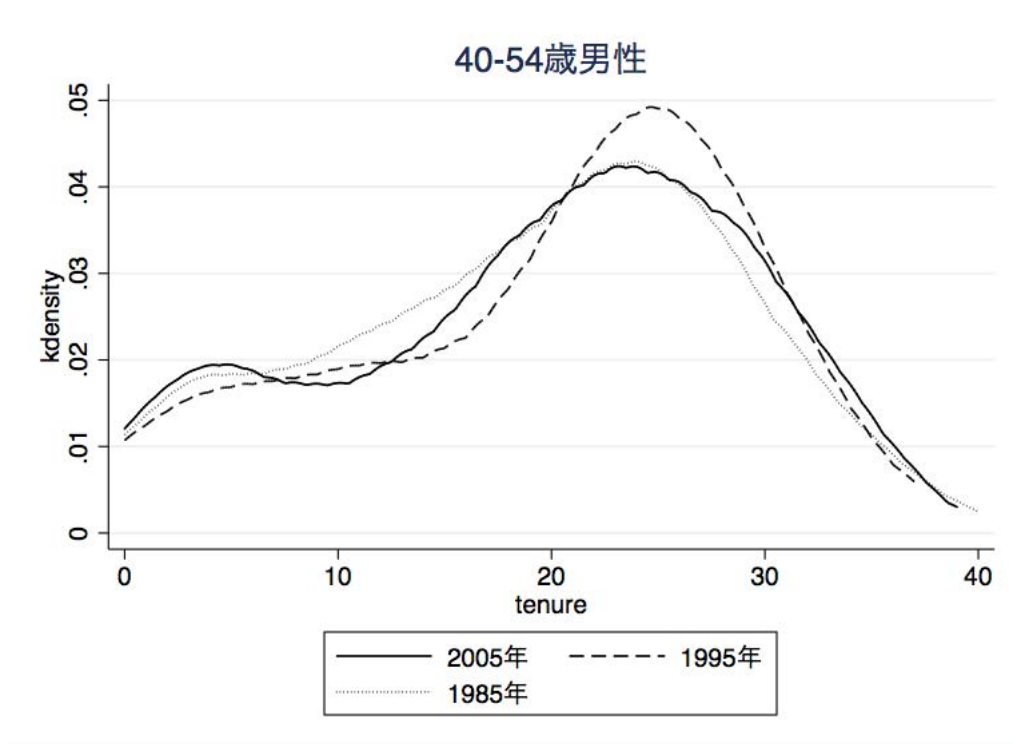


図2 正社員の勤続年数（カーネル密度推定）（調査年・性・年齢階級別）

続いて、正社員の勤続年数の確率密度関数を推定した結果が図2に示されている。まず、若年男女と中年女性は、短期勤続の山が高く右に skew した分布、中年男性のみ長期勤続

の山が高い左に skew した分布となっている。ただし、3 時点での変化は、男女および年齢階級の間で、やや異なっている。

若年層では、男女とも短期勤続層が増加している。この変化は、男性では分布の山が高くなる形で、女性では分布の山が左方向へ移動する形で生じている。男性の場合は勤続 10～15 年程度の山が 2005 年に高くなっており、二峰型分布が現れている。

中年層に関しては、3 時点での変化の方向が、男女で大きく異なる。男性では、勤続 20～30 年の層は、1995 年から 2005 年にかけて減少している。これに対して女性では、短期勤続層が減少すると同時に、勤続 20 年以上の層は、1985 年から 1995・2005 年にかけて増加している。

#### 4.2 規定要因の分布

あわせて説明変数についても時点間の変化を簡単に確認しておく。なお、以下の図 3～7 は付表 3～7 に対応している。

まず学歴構成をみると（図 3）、1985 年から 2005 年にかけて、大学・大学院卒が増加している。これは性別や若年・中年を問わない傾向であるが、2005 年時点でも、大学・大学院卒比率は男性が女性をなお上回っている。具体的には、若年層では約 17%ポイント、中年層では約 23%ポイント、女性のほうが低くなっている。

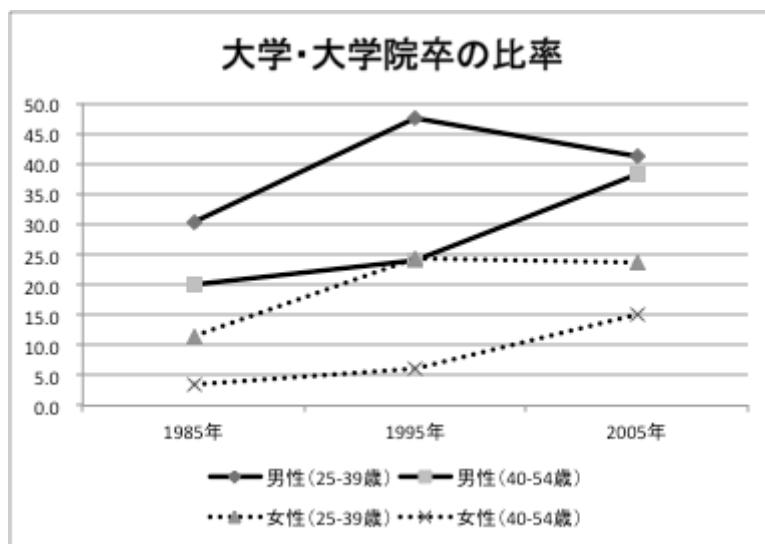


図 3 学歴構成（調査年・性・年齢階級別）

現職の産業構成は若年層と中年層に分けて示している（図 4）。男性に関しては若年・中年ともに大きな変化がなく安定的である。女性の場合は、工業関連産業の減少とサービス関連産業の増加がみられる。とりわけ中年層で顕著である。

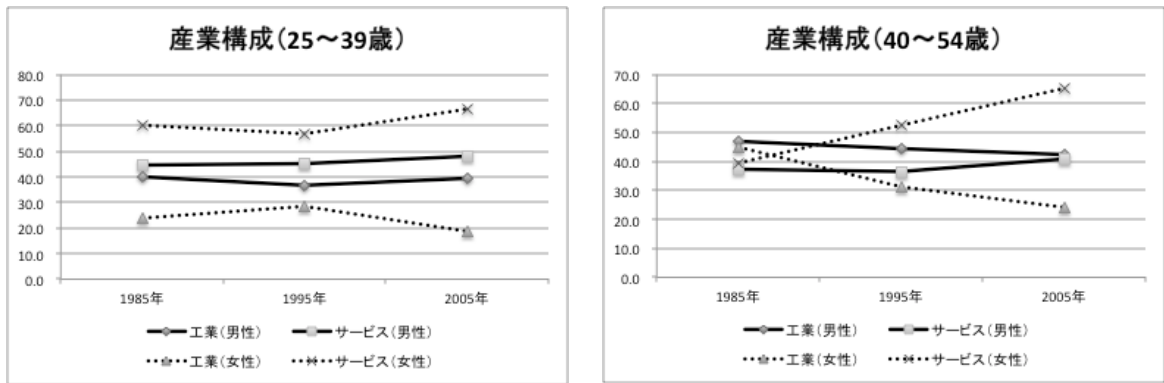


図4 産業構成(調査年・性・年齢階級別)

現職の職業構成(図5)をみると、男性では、中年層で専門が増加すると同時に、ブルーが減少している。女性では、特に中年層で専門が増加する一方、ブルーとホワイトが減少している。付表5をみると、中年層の女性における専門の増加幅は30%ポイントもあり、かなり大きな変化だといえるだろう。

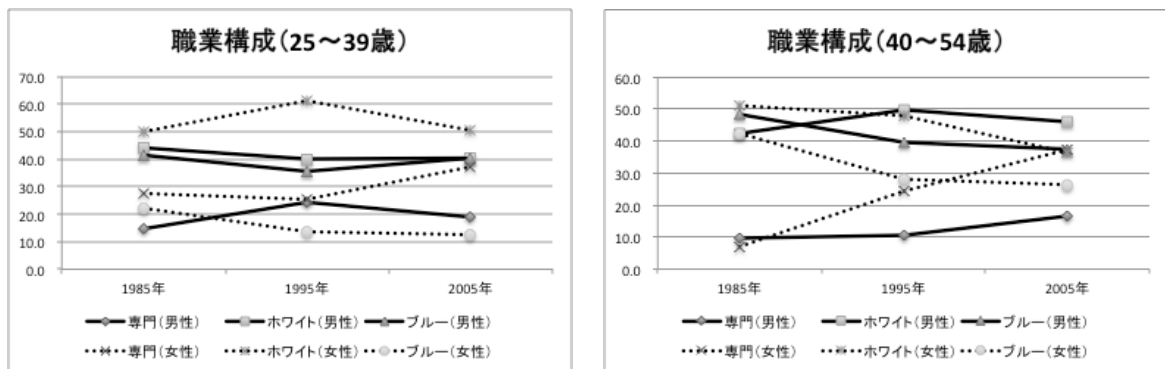


図5 職業構成(調査年・性・年齢階級別)

現職の企業規模については、図6に大企業・官公庁比率を示している。男性は3時点ともおおむね50%前後であり、比較的安定しているといえる。女性の場合は、1985年から1995年にかけて、大企業・官公庁比率が増加した。付表6を確認すると、若年層は約14%ポイント、中年層は7%ポイントの増加となっている。2005年時点で中年層は横ばいだが若年層は8%ポイント減少している。

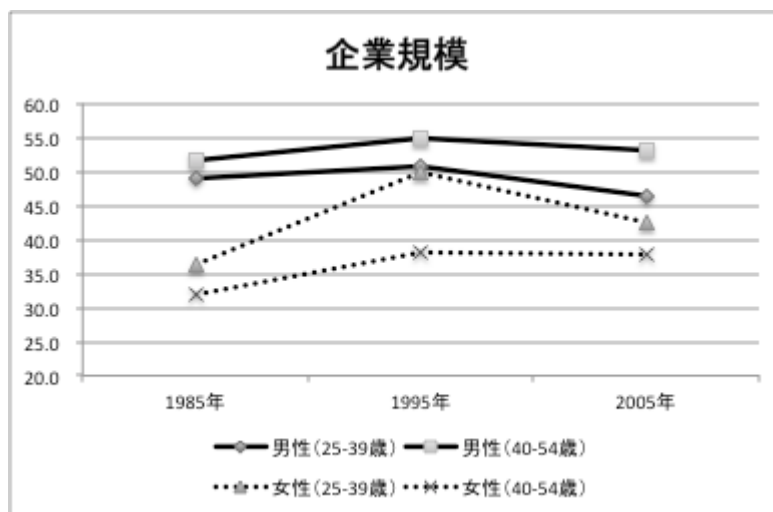


図6 企業規模 (調査年・性・年齢階級別)

転職の有無の指標として、図7では現職が2社目以上の従業先である比率を示した。これによると、男性の若年層で増加傾向にあるが、男性の壮年層と女性では1985年から2005年にかけて10%ポイント程度減少している。

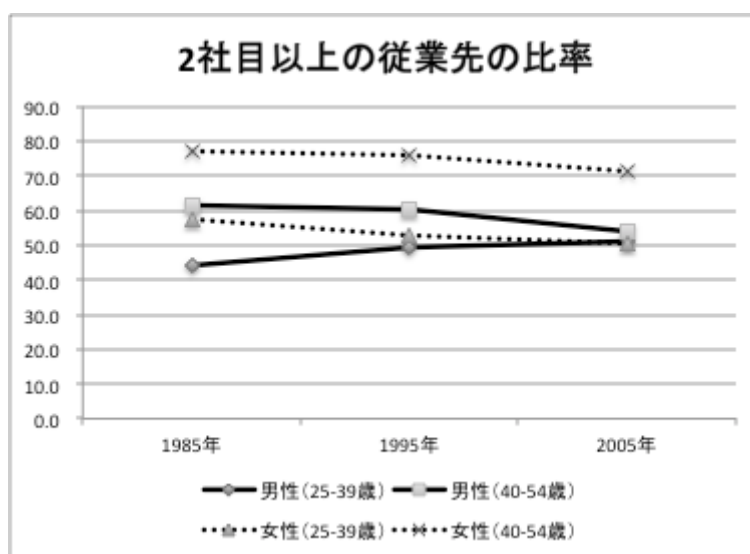


図7 従業先番号 (調査年・性・年齢階級別)

以上、図3～図7までの検討結果は、表3にまとめた通りである。高学歴化が男女共通でみられるが、それ以外の要因は男女間・年齢階級間でやや異なる形で変化していることが確認できる。やや乱暴に3時点の傾向をまとめるならば、男性が安定的か変化の幅が小さいのに対して、女性の現職の構成は大きく変化したといえる。



表 3 説明変数の時点間比較

	男性	女性
学歴	大学・大学院卒の増加	大学・大学院卒の増加
産業	変化なし	工業の減少/サービスの増加 (40～54歳層で顕著)
職業	専門の増加/ブルーの減少(40～54歳層)	専門の増加/ブルーの減少/ホワイトの減少
企業規模	変化なし	85～95年間で大企業・官公庁が増加 05年でやや減少
2社目以上	増加(25～39歳層)/減少(40～54歳層)	減少(25～39歳層と40～54歳層の両方)

## 5. 分析結果

本研究では、男女・年齢階級別に、3つの分位点(.25, .5, .75)に対する分位点回帰分析を、1985年、1995年、2005年の3時点で行った。解釈を容易にするため、一般的な表記の仕方による推定結果は付表8・9に回し、ここでは要因ごとに推定結果をまとめた(表4～10)。

表4の定数項は、他の変数を統制したベースラインの勤続年数を表していると考えられる。値は全て正であり統計的に有意である。3時点の大きさを比較すると、どの分位点でも、男性は安定的だが、女性は大きくなっている。つまり、1985年から2005年にかけて、男性の勤続年数が大きく変わらない中で、女性の勤続が長くなる傾向がみてとれる。

表 4 定数項の時点間比較 (年齢階級・性別)

		25～39歳											
		男性			女性								
		0.25	0.5	0.75	0.25	0.5	0.75						
1985		9	**	13	**	18	**	6	**	10	**	13	**
		(0.664)		(0.772)		(0.733)		(1.261)		(1.898)		(1.705)	
		7.667	**	13	**	15	**	8	**	11	**	14	**
1995		(1.276)		(1.229)		(1.782)		(1.814)		(1.979)		(2.072)	
		9.5	**	13	**	17	**	9	**	14	**	15	**
		(0.638)		(0.637)		(0.829)		(1.263)		(1.370)		(1.909)	
		40～54歳											
		男性			女性								
		0.25	0.5	0.75	0.25	0.5	0.75						
1985		21	**	25	**	29.5	**	12	**	19	**	30	**
		(1.073)		(1.023)		(0.816)		(3.014)		(2.617)		(3.536)	
		23	**	23	**	28	**	26	**	28	**	30	**
1995		(1.695)		(2.056)		(1.509)		(2.379)		(2.587)		(4.332)	
		23	**	27	**	32.7	**	26	**	28	**	32	**
		(1.254)		(1.327)		(1.168)		(1.600)		(2.089)		(2.412)	

表5では大学・大学院卒が勤続年数に与える影響をみている。符号の向きはおおむね負である。女性の中年層ではあまり統計的に有意でないが、男性の中年層と若年層では有意な場合が多い。

転職回数を統制しているため、この結果については、就学年数の関係で高学歴者は勤続年数が短くなる、という解釈が考えられる。そう考えると、中年層の女性（特に1985年と1995年時点）は、大学・大学院の学歴と中高卒の学歴との差が、勤続傾向に対して影響をもちにくい可能性がある。

表5 大学・大学院卒の影響の時点間比較（年齢階級・性別）

		25～39歳											
		男性					女性						
		0.25	0.5	0.75		0.25	0.5	0.75					
1985		-4 (0.728)	**	-5 (0.847)	**	-5 (0.804)	**	-3 (1.390)	*	-4 (2.093)	†	-3 (1.879)	
1995		-1 (1.201)		-2.5 (1.157)	**	-3 (1.677)	†	-3 (1.379)	*	-2 (1.504)		-4 (1.574)	*
2005		-2.5 (0.659)	**	-4 (0.659)	**	-4 (0.856)	**	-1 (0.860)		-2 (0.933)	*	-3 (1.300)	*
		40～54歳											
		男性					女性						
		0.25	0.5	0.75		0.25	0.5	0.75					
1985		-3 (1.324)	*	-3 (1.263)	*	-4.5 (1.008)	**	8 (6.743)		-3 (5.854)		-8 (7.910)	
1995		-4 (1.569)	*	-3.25 (1.904)	†	-4 (1.398)	**	-1 (3.644)		-2 (3.962)		0 (6.635)	
2005		-4 (1.113)	**	-5 (1.178)	**	-5 (1.036)	**	-2 (1.593)		-4.5 (2.079)	*	-3 (2.401)	

従業先番号（表6）に関しては、全ての符号が負となっており、統計的にも全て有意である。従業先番号は現職に至るまでの転職の有無を表しているため、転職によって勤続年数が短くなるということである。

回帰係数の大きさを、同じ時点・分位点において男女間で比べると、若年層ではあまり差がないが、壮年層で大きな男女差がある。これは中年層の女性が、結婚や出産に伴う比較的長い就業中断を経験しているためだと考えられる。さらに中年層の女性について、同じ分位点で3時点の推移をみると、1985年から1995・2005年にかけて、短期勤続と中期勤続において、転職者と非転職者の差が大きくなっている。付表2でも、若年層より中年層の分散が大きく、特に中年層の女性の分散は1985年から1995・2005年にかけて増大している。これは推測であるが、結婚・出産によって就業を中断する女性と就業を継続する女性の差が、ここに反映されている可能性がある。婚姻状態や子どもの有無を統制することで、この点は確かめることができるだろう。

表 6 従業先番号の影響の時点間比較（年齢階級・性別）

		25～39歳					
		男性			女性		
		0.25	0.5	0.75	0.25	0.5	0.75
1985		-5 ** (0.601)	-6 ** (0.699)	-5.5 ** (0.663)	-4 ** (0.926)	-4 ** (1.394)	-5 ** (1.252)
1995		-4.67 ** (1.055)	-6.5 ** (1.016)	-5 ** (1.474)	-5 ** (1.203)	-5 ** (1.312)	-6 ** (1.374)
2005		-6 ** (0.565)	-7 ** (0.564)	-7 ** (0.733)	-5 ** (0.719)	-5 ** (0.779)	-5 ** (1.086)
		40～54歳					
		男性			女性		
		0.25	0.5	0.75	0.25	0.5	0.75
1985		-14 ** (0.939)	-11 ** (0.896)	-9.5 ** (0.714)	-8 ** (2.671)	-13 ** (2.319)	-17 ** (3.133)
1995		-15 ** (1.404)	-8.75 ** (1.704)	-5 ** (1.251)	-19 ** (1.923)	-17 ** (2.091)	-16 ** (3.502)
2005		-16 ** (1.043)	-12 ** (1.104)	-9.3 ** (0.971)	-17 ** (1.271)	-15.5 ** (1.659)	-15 ** (1.916)

職業に関しては、ホワイトカラー（表 7）や専門（表 8）が、基準であるブルーカラーとどれだけの差があるかをみている。符号の向きからホワイトカラーはブルーカラーよりも勤続年数が長くなることが分かるが、統計的にはほとんど有意でない。専門に関しては正と負の符号が混在してははっきりした傾向を掴むことが困難である。統計的にも全く有意ではない。職業で説明できる勤続年数の差は大きくないと考えられる。

表 7 ホワイトカラーの影響の時点間比較（年齢階級・性別）

		25～39歳					
		男性			女性		
		0.25	0.5	0.75	0.25	0.5	0.75
1985		1 (0.721)	2 ** (0.838)	0.5 (0.796)	2 (1.230)	0 (1.852)	1 (1.663)
1995		0 (1.355)	0 (1.305)	0 (1.892)	0 (1.991)	-2 (2.171)	-3 (2.273)
2005		1 (0.734)	1 (0.734)	1 (0.954)	-2 † (1.167)	-2 (1.265)	-1 (1.764)
		40～54歳					
		男性			女性		
		0.25	0.5	0.75	0.25	0.5	0.75
1985		0 (1.047)	0 (0.999)	0 (0.797)	2 (2.368)	4 † (2.056)	-1 (2.778)
1995		-1 (1.549)	0.5 (1.880)	0 (1.380)	-4 (2.259)	-2 † (2.456)	4 (4.113)
2005		2 (1.240)	2 (1.312)	-1 (1.155)	0 (1.549)	1.5 (2.022)	2 (2.336)

表 8 専門の影響の時点間比較（年齢階級・性別）

		25～39歳					
		男性			女性		
		0.25	0.5	0.75	0.25	0.5	0.75
1985		0 (0.995)	-1 (1.157)	-1.5 (1.099)	2 (1.491)	-1 (2.245)	-2 (2.016)
1995		-1.33 (1.514)	-1.5 (1.458)	0 (2.114)	2 (2.518)	-2 (2.746)	-2 (2.875)
2005		0 (0.922)	0 (0.921)	0 (1.197)	-2 (1.272)	-1 (1.379)	-1 (1.923)
		40～54歳					
		男性			女性		
		0.25	0.5	0.75	0.25	0.5	0.75
1985		2 (1.869)	3 † (1.784)	2 (1.423)	2 (5.140)	6 (4.462)	2 (6.029)
1995		-2 (2.273)	-0.25 (2.758)	-2 (2.024)	-2 (2.748)	2 (2.988)	1 (5.004)
2005		1 (1.604)	1 (1.697)	-1.3 (1.493)	-1 (1.766)	2.5 (2.305)	3 (2.661)

表 9 と表 10 は、それぞれ大企業・官公庁（基準：中小企業）、サービス関連産業（基準：工業関連産業）の勤続年数に対する影響である。表 9 をみると、多くのセルで符号は正であるが有意な差はあまり検出されない。中年男性では 1985、1995 年で存在した有意差が 2005 年では見られなくなっている。

サービス関連産業と工業関連産業の差（表 10）に関しては、やはり有意な差があまりみられないが、2005 年で部分的に有意差が現れている。2005 年時点の中年女性では比較的大きな負の影響がある。2005 年時点でサービス関連産業に勤める中年層の女性の勤続年数は、第 1 四分位（.25）で 4 年、中央値（.5）で 4.5 年、同一時点で工業関連産業に勤める女性よりも短くなる。

表9 大企業・官公庁勤務の影響の時点間比較（年齢階級・性別）

		25～39歳					
		男性			女性		
		0.25	0.5	0.75	0.25	0.5	0.75
1985		1 (0.622)	2 (0.723)	** (0.687)	1.5 (1.019)	** (1.534)	-1 (1.378)
1995		-0.33 (1.092)	0 (1.051)	1 (1.524)	2 (1.242)	3 (1.354)	* (1.418)
2005		1.5 (0.587)	** (0.586)	1 (0.762)	† (0.762)	1 (0.788)	-1 (0.855)
		40～54歳					
		男性			女性		
		0.25	0.5	0.75	0.25	0.5	0.75
1985		4 (0.955)	** (0.911)	3 (0.727)	** (2.476)	2.5 (2.150)	4 (2.904)
1995		3 (1.373)	* (1.666)	4.75 (1.223)	** (1.890)	3 (2.055)	* (3.442)
2005		0 (1.101)	1 (1.165)	0.3 (1.025)	2 (1.255)	2 (1.638)	0 (1.892)

表10 サービス関連産業所属の影響の時点間比較（年齢階級・性別）

		25～39歳					
		男性			女性		
		0.25	0.5	0.75	0.25	0.5	0.75
1985		-1 (0.645)	-1 (0.751)	-1 (0.713)	0 (1.198)	1 (1.803)	2 (1.619)
1995		0.33 (1.080)	-1 (1.041)	0 (1.509)	-2 (1.667)	0 (1.818)	3 (1.903)
2005		-1.5 (0.614)	** (0.613)	0 (0.797)	-1 (1.006)	1 (1.091)	-2 (1.521)
		40～54歳					
		男性			女性		
		0.25	0.5	0.75	0.25	0.5	0.75
1985		-1 (1.012)	-1 (0.966)	-0.5 (0.770)	-3 (2.509)	-3 (2.178)	0 (2.943)
1995		0 (1.418)	0.75 (1.720)	1 (1.263)	0 (2.208)	-3 (2.401)	-2 (4.020)
2005		-1 (1.043)	-2 (1.104)	† (0.971)	-1.3 (1.556)	-4 (2.032)	* (2.346)

## 6. まとめ

本稿では、1985年、1995年、2005年のSSM調査データを用いて、現職の勤続年数分布の分析を行った。分位点に注目し、短期勤続（第1四分位数、.25）、中期勤続（中央値、.5）、長期勤続（第3四分位数、.75）に焦点をあてた。

箱ひげ図の検討から以下の特徴が見出された。まず、若年層の男性において、短期、中

期、長期に対応する勤続年数が1年程度低下しており、若年層の女性では中期と長期に対応する勤続年数が1年程度上昇している。若年男女は比較的安定的である。他方、中年層の男性では、短期、中期、長期のいずれでも勤続年数の推移は横ばいであるが、中年層の女性ではいずれの分位点でも勤続年数が上昇している。その結果、3つの分位点で勤続年数の男女差は縮小している。まとめれば、男性の勤続年数が比較的安定的なのに対して、女性の勤続年数は上昇するという、男女で異なる変化の傾向が見出される。

つぎに、確率密度関数の推定結果からは以下のことが明らかになった。まず、若年層では男女とも *right skew* の分布であるが、次第に短期勤続層が増加している。しかし男性では、勤続10～15年の層の厚みも1995年から2005年にかけて生じており、二峰型の分布が現れている。中年層では3時点の変化の傾向が、男女で大きく異なることが明らかになった。男性は *left skew* の分布であるが、勤続20～30年の層の減少が生じている。女性は短期勤続層の減少と勤続20年以上の層の増加が生じた結果、*right skew* の分布から二峰型の兆候が現れているようにみえる。つまり、若年男性と中年女性において、二極化とこのような異質性の増大がみられる。

分位点回帰分析を行った結果、1) 学歴と従業員番号が勤続年数と負の関連をもつこと、2) 定数項の大きさの変化から、1985年から2005年にかけて、ベースラインの勤続年数は男性で安定的だが、女性は長期化の傾向があることの2点が明らかになった。部分的には職業間や産業間の差なども存在するが、高学歴化による就学期間の長期化と離職・転職が勤続年数を短くする主な要因だと考えられる。

女性の勤続年数の長期化に対して、今回多変量解析で検討した中には、正の効果をもつ要因があまりみられなかった。女性の場合、結婚・出産が勤続と密接に関連すると考えられるため、晩婚化による就業継続を疑う必要があるだろう。中年層の女性では近年ほど転職の影響が大きくなるという結果に触れたが、それが示唆するような、配偶関係や子どもの有無に関わる女性内の差異にも目配りが必要である (Hollister and Smith 2014)。

仮に離職・転職が勤続年数の低下をもたらすとしても、それが自発的なものであるならば、勤続年数の低下は(さしあたりは)大きな問題ではない。しかし、非自発的な離職であったり、結婚・出産に伴う半ば強いられた就業中断であるならば、望ましくない状態を解消する必要がある。そうした「なぜそうなっているか」を説明することは、ストック変数である勤続年数分布の分析のみでは困難であり、現職に至るプロセスの分析によって補完する必要がある。

本稿における分位点回帰分析の解釈は、時点間・男女間・年齢階級間の差異にやや偏っており、分位点間での規定構造の違いに関する読み取りが不足している。この点に関しては *Interquantile range* を検討するなど、多くの情報を要約する仕方を工夫すべきである。

また、条件付分布の分位点は無条件分布に一般化することが困難であるが、近年 *Unconditional Quantile Regression (UQR)* の手法およびそれを用いた要因分解の進展があり

(Firpo et al. 2009; Fortin et al. 2011; Borah and Basu 2013; Killewald and Bearak 2014), 今後の研究の方向性として有望であると考えられる。

なお、全体としての勤続年数の低下には、非正規雇用の増加が関わっている (Kawaguchi and Ueno 2013)。今回は正社員のみを検討したが、非正規雇用労働者も含めた比較検討も重要である。また、今回検討した要因は官庁統計の個票データでも分析することが可能である。今後はSSMの抱負な質問項目を活かした分析も試みたい。

\*勤続年数の算出の仕方に誤りがありました。本稿は該当箇所を修正した訂正版です (2018.3.23)。

#### [注]

- 1) Shimizutani and Yokoyama 2009 も、平均だけでなく分布に着目する必要性を指摘し、要因分解法による検討を行っている。勤続年数の分位点を記述的に分析した研究として Farber (1998) を挙げるができる。
- 2) 職業経歴において、最も長期間在籍した従業先の勤続年数を最長勤続年数とし、最長勤続年数が 20 年以上の者を「長期在籍者」と定義している。
- 3) 終身雇用者は、学卒直後に企業に入社し、調査時点まで同一企業に勤めている者と定義されている。

#### [謝辞]

二次分析にあたり、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センター SSJ データアーカイブから「社会階層と社会移動全国調査」(SSM 調査) の「1985 年 SSM 調査, 1985」「1995 年 SSM 調査, 1995」「2005 年 SSM 日本調査, 2005」(2015SSM 調査管理委員会) の個票データの提供を受けました。盛山和夫先生をはじめ研究会参加者の方から、研究の位置づけや分析方針に関する重要な示唆を得ました。成果報告会では田中隆一先生から研究を進展させる充実したコメントを頂戴しました。記して感謝いたします。

#### [参考文献]

- Borah, Bijan J. and Anirban Basu, 2013, “Highlighting Differences between Conditional and Unconditional Quantile Regression Approaches through an Application to Assess Medication Adherence,” *Health Economics*, 22:1052-70.
- Chuma Hiroyuki, 1998, “Is Japan’s Long-Term Employment System Changing?,” Ohashi, Isao and Toshiaki Tachibanaki eds., *Internal Labour Markets, Incentives and Employment*, London: Macmillan Press: 225-68.
- Farber, Henry A., 1998, “Are Lifetime Jobs Disappearing?: Job Duration in the United

- States, 1973-1993,” John Haltiwanger, Marilyn E. Manser and Robert Topel eds., *Labor Statistics Measurement Issues*, Chicago: University of Chicago Press: 157-206.
- Farber, Henry A., 2007, “Labor Market Adjustment to Globalization: Long-Term Employment in the United States and Japan,” Working Paper 519, Princeton University Industrial Relations Section.
- Firpo, Sergio, Nicole M. Fortin and Thomas Lemieux, 2009, “Unconditional Quantile Regression,” *Econometrica*, 77(3): 953-73.
- Fortin, Nicole, Thomas Lemieux, Sergio Firpo, 2011, “Decomposition Methods in Economics,” Card, David and Orley Ashenfelter eds., *Handbook of Labor Economics*, 4th Edition: Elsevier North Holland: 1-102.
- Hao, Lingxin and Daniel Q. Naiman, 2007, *Quantile Regression*, Thousand Oaks: Sage.
- Hamaaki, Junya, Masahiro Hori, Saeko Maeda and Keiko Murata, 2011, “Changes in the Japanese Employment System in the Two Lost Decades,” *Industrial and Labor Relations Review*, 65 (4): 810-46.
- Hashimoto, Masanori and John Raisian, 1985, “Employment Tenure and Earnings Profiles in Japan and the United States,” *The American Economic Review*, 75:(4): 721-35.
- Hollister, Matissa N. and Kristin E. Smith, 2014, “Unmasking the Conflicting Trends in Job Tenure by Gender in the United States, 1983-2008,” *American Sociological Review*, 79(1): 159-81.
- 稲田雅也, 2008, 「長期雇用の推移—ポスト高度経済成長期世代と『終身雇用』」高田洋編『階層・階級構造と地位達成』(2005年SSM調査シリーズ2): 99-110.
- Kato, Takao, 2001, “The End of Lifetime Employment in Japan?: Evidence from National Surveys and Field Research,” *Journal of the Japanese and International Economies*, 15: 489-514.
- 加藤隆夫・神林龍, 2016, 「1980年代以降の長期雇用慣行の動向」Discussion Paper Series A(Institute of Economic Research, Hitotsubashi University) No.644
- Kawaguchi, Daiji and Yuko Ueno, 2013, “Declining Long-Term Employment in Japan,” *Journal of the Japanese and International Economies*, 28: 19-36.
- Killewald, Alexandra and Jonathan Bearak, 2014, “Is the Motherhood Penalty Larger for Low-Wage Women?: A Comment on Quantile Regression,” *American Sociological Review*, 79(2): 350-7.
- 野村正實, 1994, 『終身雇用』岩波書店.
- Ono, Hiroshi, 2010, “Lifetime Employment in Japan: Concepts and Measurements,” *Journal of the Japanese and International Economies*, 24: 1-27.
- Shimizutani, Satoshi and Izumi Yokoyama, 2009, “Has Japan’s Long-Term Employment



Practice Survived?: Developments since the 1990s,” *Industrial and Labor Relations Review*: 62(3): 313-26.

山口一男, 2004, 「終身雇用」の実態と其の変化: 戦後から 1995 年までの動向」RIETI Discussion Paper Series 04-J-044 .

付表 1 記述統計量 (.25, .5, .75 Quantile) (調査年・性・年齢階級別)

	男性 (25~39歳)														
	1985年					1995年					2005年				
	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
	.25th Quantile														
勤続年数	598	10.20	6.07	0	24	233	8.67	5.39	0	21	455	8.94	5.53	0	22
大学・大学院卒	598	0.30	0.46	0	1	233	0.47	0.50	0	1	455	0.41	0.49	0	1
専門	598	0.14	0.35	0	1	233	0.25	0.43	0	1	455	0.19	0.39	0	1
ホワイトカラー	598	0.44	0.50	0	1	233	0.39	0.49	0	1	455	0.40	0.49	0	1
ブルーカラー	598	0.42	0.49	0	1	233	0.36	0.48	0	1	455	0.41	0.49	0	1
大企業・官公庁	598	0.49	0.50	0	1	233	0.51	0.50	0	1	455	0.46	0.50	0	1
工業関連産業	598	0.40	0.49	0	1	233	0.37	0.48	0	1	455	0.39	0.49	0	1
サービス関連産業	598	0.44	0.50	0	1	233	0.45	0.50	0	1	455	0.49	0.50	0	1
その他産業	598	0.16	0.37	0	1	233	0.18	0.38	0	1	455	0.12	0.33	0	1
2社目以上の従業先	598	0.44	0.50	0	1	233	0.49	0.50	0	1	455	0.51	0.50	0	1
	.50th Quantile														
勤続年数	598	10.20	6.07	0	24	233	8.67	5.39	0	21	455	8.94	5.53	0	22
大学・大学院卒	598	0.30	0.46	0	1	233	0.47	0.50	0	1	455	0.41	0.49	0	1
専門	598	0.14	0.35	0	1	233	0.25	0.43	0	1	455	0.19	0.39	0	1
ホワイトカラー	598	0.44	0.50	0	1	233	0.39	0.49	0	1	455	0.40	0.49	0	1
ブルーカラー	598	0.42	0.49	0	1	233	0.36	0.48	0	1	455	0.41	0.49	0	1
大企業・官公庁	598	0.49	0.50	0	1	233	0.51	0.50	0	1	455	0.46	0.50	0	1
工業関連産業	598	0.40	0.49	0	1	233	0.37	0.48	0	1	455	0.39	0.49	0	1
サービス関連産業	598	0.44	0.50	0	1	233	0.45	0.50	0	1	455	0.49	0.50	0	1
その他産業	598	0.16	0.37	0	1	233	0.18	0.38	0	1	455	0.12	0.33	0	1
2社目以上の従業先	598	0.44	0.50	0	1	233	0.49	0.50	0	1	455	0.51	0.50	0	1
	.75th Quantile														
勤続年数	598	10.20	6.07	0	24	233	8.67	5.39	0	21	455	8.94	5.53	0	22
大学・大学院卒	598	0.30	0.46	0	1	233	0.47	0.50	0	1	455	0.41	0.49	0	1
専門	598	0.14	0.35	0	1	233	0.25	0.43	0	1	455	0.19	0.39	0	1
ホワイトカラー	598	0.44	0.50	0	1	233	0.39	0.49	0	1	455	0.40	0.49	0	1
ブルーカラー	598	0.42	0.49	0	1	233	0.36	0.48	0	1	455	0.41	0.49	0	1
大企業・官公庁	598	0.49	0.50	0	1	233	0.51	0.50	0	1	455	0.46	0.50	0	1
工業関連産業	598	0.40	0.49	0	1	233	0.37	0.48	0	1	455	0.39	0.49	0	1
サービス関連産業	598	0.44	0.50	0	1	233	0.45	0.50	0	1	455	0.49	0.50	0	1
その他産業	598	0.16	0.37	0	1	233	0.18	0.38	0	1	455	0.12	0.33	0	1
2社目以上の従業先	598	0.44	0.50	0	1	233	0.49	0.50	0	1	455	0.51	0.50	0	1

女性 (25~39歳)															
1985年					1995年					2005年					
.25th Quantile															
	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
勤続年数	123	7.98	4.98	0	21	99	7.77	5.37	0	21	261	8.33	5.21	0	21
大学・大学院卒	123	0.12	0.33	0	1	99	0.25	0.44	0	1	261	0.24	0.43	0	1
専門	123	0.28	0.45	0	1	99	0.26	0.44	0	1	261	0.37	0.48	0	1
ホワイトカラー	123	0.50	0.50	0	1	99	0.61	0.49	0	1	261	0.51	0.50	0	1
ブルーカラー	123	0.21	0.41	0	1	99	0.13	0.34	0	1	261	0.12	0.32	0	1
大企業・官公庁	123	0.34	0.48	0	1	99	0.51	0.50	0	1	261	0.43	0.50	0	1
工業関連産業	123	0.23	0.42	0	1	99	0.27	0.45	0	1	261	0.19	0.39	0	1
サービス関連産業	123	0.62	0.49	0	1	99	0.58	0.50	0	1	261	0.67	0.47	0	1
その他産業	123	0.15	0.36	0	1	99	0.15	0.36	0	1	261	0.15	0.35	0	1
2社目以上の従業先	123	0.58	0.50	0	1	99	0.54	0.50	0	1	261	0.51	0.50	0	1
.50th Quantile															
	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
勤続年数	123	7.98	4.98	0	21	99	7.77	5.37	0	21	261	8.33	5.21	0	21
大学・大学院卒	123	0.12	0.33	0	1	99	0.25	0.44	0	1	261	0.24	0.43	0	1
専門	123	0.28	0.45	0	1	99	0.26	0.44	0	1	261	0.37	0.48	0	1
ホワイトカラー	123	0.50	0.50	0	1	99	0.61	0.49	0	1	261	0.51	0.50	0	1
ブルーカラー	123	0.21	0.41	0	1	99	0.13	0.34	0	1	261	0.12	0.32	0	1
大企業・官公庁	123	0.34	0.48	0	1	99	0.51	0.50	0	1	261	0.43	0.50	0	1
工業関連産業	123	0.23	0.42	0	1	99	0.27	0.45	0	1	261	0.19	0.39	0	1
サービス関連産業	123	0.62	0.49	0	1	99	0.58	0.50	0	1	261	0.67	0.47	0	1
その他産業	123	0.15	0.36	0	1	99	0.15	0.36	0	1	261	0.15	0.35	0	1
2社目以上の従業先	123	0.58	0.50	0	1	99	0.54	0.50	0	1	261	0.51	0.50	0	1
.75th Quantile															
	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
勤続年数	123	7.98	4.98	0	21	99	7.77	5.37	0	21	261	8.33	5.21	0	21
大学・大学院卒	123	0.12	0.33	0	1	99	0.25	0.44	0	1	261	0.24	0.43	0	1
専門	123	0.28	0.45	0	1	99	0.26	0.44	0	1	261	0.37	0.48	0	1
ホワイトカラー	123	0.50	0.50	0	1	99	0.61	0.49	0	1	261	0.51	0.50	0	1
ブルーカラー	123	0.21	0.41	0	1	99	0.13	0.34	0	1	261	0.12	0.32	0	1
大企業・官公庁	123	0.34	0.48	0	1	99	0.51	0.50	0	1	261	0.43	0.50	0	1
工業関連産業	123	0.23	0.42	0	1	99	0.27	0.45	0	1	261	0.19	0.39	0	1
サービス関連産業	123	0.62	0.49	0	1	99	0.58	0.50	0	1	261	0.67	0.47	0	1
その他産業	123	0.15	0.36	0	1	99	0.15	0.36	0	1	261	0.15	0.35	0	1
2社目以上の従業先	123	0.58	0.50	0	1	99	0.54	0.50	0	1	261	0.51	0.50	0	1
男性 (40~54歳)															
1985年					1995年					2005年					
.25th Quantile															
	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
勤続年数	549	19.12	9.44	0	40	291	19.82	9.36	0	37	510	19.51	9.65	0	39
大学・大学院卒	549	0.19	0.40	0	1	291	0.25	0.43	0	1	510	0.38	0.49	0	1
専門	549	0.10	0.30	0	1	291	0.11	0.31	0	1	510	0.17	0.37	0	1
ホワイトカラー	549	0.42	0.49	0	1	291	0.49	0.50	0	1	510	0.46	0.50	0	1
ブルーカラー	549	0.48	0.50	0	1	291	0.40	0.49	0	1	510	0.37	0.48	0	1
大企業・官公庁	549	0.52	0.50	0	1	291	0.55	0.50	0	1	510	0.53	0.50	0	1
工業関連産業	549	0.48	0.50	0	1	291	0.44	0.50	0	1	510	0.43	0.50	0	1
サービス関連産業	549	0.37	0.48	0	1	291	0.37	0.48	0	1	510	0.40	0.49	0	1
その他産業	549	0.15	0.36	0	1	291	0.19	0.39	0	1	510	0.17	0.38	0	1
2社目以上の従業先	549	0.62	0.49	0	1	291	0.61	0.49	0	1	510	0.55	0.50	0	1
.50th Quantile															
	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
勤続年数	549	19.12	9.44	0	40	291	19.82	9.36	0	37	510	19.51	9.65	0	39
大学・大学院卒	549	0.19	0.40	0	1	291	0.25	0.43	0	1	510	0.38	0.49	0	1
専門	549	0.10	0.30	0	1	291	0.11	0.31	0	1	510	0.17	0.37	0	1
ホワイトカラー	549	0.42	0.49	0	1	291	0.49	0.50	0	1	510	0.46	0.50	0	1
ブルーカラー	549	0.48	0.50	0	1	291	0.40	0.49	0	1	510	0.37	0.48	0	1
大企業・官公庁	549	0.52	0.50	0	1	291	0.55	0.50	0	1	510	0.53	0.50	0	1
工業関連産業	549	0.48	0.50	0	1	291	0.44	0.50	0	1	510	0.43	0.50	0	1
サービス関連産業	549	0.37	0.48	0	1	291	0.37	0.48	0	1	510	0.40	0.49	0	1
その他産業	549	0.15	0.36	0	1	291	0.19	0.39	0	1	510	0.17	0.38	0	1
2社目以上の従業先	549	0.62	0.49	0	1	291	0.61	0.49	0	1	510	0.55	0.50	0	1
.75th Quantile															
	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
勤続年数	549	19.12	9.44	0	40	291	19.82	9.36	0	37	510	19.51	9.65	0	39
大学・大学院卒	549	0.19	0.40	0	1	291	0.25	0.43	0	1	510	0.38	0.49	0	1
専門	549	0.10	0.30	0	1	291	0.11	0.31	0	1	510	0.17	0.37	0	1
ホワイトカラー	549	0.42	0.49	0	1	291	0.49	0.50	0	1	510	0.46	0.50	0	1
ブルーカラー	549	0.48	0.50	0	1	291	0.40	0.49	0	1	510	0.37	0.48	0	1
大企業・官公庁	549	0.52	0.50	0	1	291	0.55	0.50	0	1	510	0.53	0.50	0	1
工業関連産業	549	0.48	0.50	0	1	291	0.44	0.50	0	1	510	0.43	0.50	0	1
サービス関連産業	549	0.37	0.48	0	1	291	0.37	0.48	0	1	510	0.40	0.49	0	1
その他産業	549	0.15	0.36	0	1	291	0.19	0.39	0	1	510	0.17	0.38	0	1
2社目以上の従業先	549	0.62	0.49	0	1	291	0.61	0.49	0	1	510	0.55	0.50	0	1

女性(40~54歳)															
1985年					1995年					2005年					
	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max	.25th Quantile					Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
						Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max					
勤続年数	110	11.65	9.51	0	36	122	14.86	10.44	0	37	233	16.05	10.05	0	38
大学・大学院卒	110	0.04	0.19	0	1	122	0.07	0.25	0	1	233	0.16	0.37	0	1
専門	110	0.07	0.26	0	1	122	0.26	0.44	0	1	233	0.37	0.48	0	1
ホワイトカラー	110	0.52	0.50	0	1	122	0.46	0.50	0	1	233	0.36	0.48	0	1
ブルーカラー	110	0.41	0.49	0	1	122	0.28	0.45	0	1	233	0.27	0.44	0	1
大企業・官公庁	110	0.31	0.46	0	1	122	0.37	0.48	0	1	233	0.38	0.49	0	1
工業関連産業	110	0.44	0.50	0	1	122	0.33	0.47	0	1	233	0.24	0.43	0	1
サービス関連産業	110	0.41	0.49	0	1	122	0.51	0.50	0	1	233	0.65	0.48	0	1
その他産業	110	0.15	0.36	0	1	122	0.16	0.37	0	1	233	0.11	0.31	0	1
2社目以上の従業先	110	0.77	0.42	0	1	122	0.75	0.44	0	1	233	0.72	0.45	0	1
	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max	.50th Quantile					Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
						Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max					
勤続年数	110	11.65	9.51	0	36	122	14.86	10.44	0	37	233	16.05	10.05	0	38
大学・大学院卒	110	0.04	0.19	0	1	122	0.07	0.25	0	1	233	0.16	0.37	0	1
専門	110	0.07	0.26	0	1	122	0.26	0.44	0	1	233	0.37	0.48	0	1
ホワイトカラー	110	0.52	0.50	0	1	122	0.46	0.50	0	1	233	0.36	0.48	0	1
ブルーカラー	110	0.41	0.49	0	1	122	0.28	0.45	0	1	233	0.27	0.44	0	1
大企業・官公庁	110	0.31	0.46	0	1	122	0.37	0.48	0	1	233	0.38	0.49	0	1
工業関連産業	110	0.44	0.50	0	1	122	0.33	0.47	0	1	233	0.24	0.43	0	1
サービス関連産業	110	0.41	0.49	0	1	122	0.51	0.50	0	1	233	0.65	0.48	0	1
その他産業	110	0.15	0.36	0	1	122	0.16	0.37	0	1	233	0.11	0.31	0	1
2社目以上の従業先	110	0.77	0.42	0	1	122	0.75	0.44	0	1	233	0.72	0.45	0	1
	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max	.75th Quantile					Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
						Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max					
勤続年数	110	11.65	9.51	0	36	122	14.86	10.44	0	37	233	16.05	10.05	0	38
大学・大学院卒	110	0.04	0.19	0	1	122	0.07	0.25	0	1	233	0.16	0.37	0	1
専門	110	0.07	0.26	0	1	122	0.26	0.44	0	1	233	0.37	0.48	0	1
ホワイトカラー	110	0.52	0.50	0	1	122	0.46	0.50	0	1	233	0.36	0.48	0	1
ブルーカラー	110	0.41	0.49	0	1	122	0.28	0.45	0	1	233	0.27	0.44	0	1
大企業・官公庁	110	0.31	0.46	0	1	122	0.37	0.48	0	1	233	0.38	0.49	0	1
工業関連産業	110	0.44	0.50	0	1	122	0.33	0.47	0	1	233	0.24	0.43	0	1
サービス関連産業	110	0.41	0.49	0	1	122	0.51	0.50	0	1	233	0.65	0.48	0	1
その他産業	110	0.15	0.36	0	1	122	0.16	0.37	0	1	233	0.11	0.31	0	1
2社目以上の従業先	110	0.77	0.42	0	1	122	0.75	0.44	0	1	233	0.72	0.45	0	1

付表2 正社員の勤続年数（調査年・性・年齢階級別）

付表2 正社員の勤続年数(調査年・性・年齢階級別)																
25-39歳 (男性)	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max	Percentiles									Skewness	Kurtosis
						1%	5%	10%	25%	50%	75%	90%	95%	99%		
1985年	611	10.24	6.04	0	24	0	1	2	5	10	15	19	20	23	0.16	1.96
1995年	235	8.71	5.39	0	21	0	1	2	4	8	13	16	17	20	0.27	2.08
2005年	469	8.90	5.50	0	22	0	1	2	4	9	13	16	19	21	0.21	2.07
40-54歳 (男性)	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max	Percentiles									Skewness	Kurtosis
						1%	5%	10%	25%	50%	75%	90%	95%	99%		
1985年	557	19.12	9.47	0	40	0	2	5	12	20	26	31	33	37	-0.28	2.26
1995年	294	19.88	9.34	0	37	0	2	5	13	22	27	30	33	36	-0.55	2.34
2005年	518	19.59	9.62	0	39	0	2	4	13	21	27	31	33	36	-0.39	2.22
25-39歳 (女性)	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max	Percentiles									Skewness	Kurtosis
						1%	5%	10%	25%	50%	75%	90%	95%	99%		
1985年	128	7.91	4.93	0	21	0	1	1	4.5	7.5	11	15	16	20	0.42	2.65
1995年	102	7.77	5.39	0	21	0	1	1	3	7	11	16	18	19	0.48	2.27
2005年	268	8.22	5.20	0	21	0	1	2	4	8	12	16	17	20	0.36	2.13
40-54歳 (女性)	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max	Percentiles									Skewness	Kurtosis
						1%	5%	10%	25%	50%	75%	90%	95%	99%		
1985年	111	11.56	9.52	0	36	0	0	1	3	10	16	27	30	36	0.82	2.77
1995年	126	14.78	10.40	0	37	0	1	2	6	12	24	28	34	36	0.35	1.93
2005年	245	16.24	10.15	0	38	0	1	3	8	16	24	31	33	36	0.19	1.96

付表3 学歴構成（調査年・性・年齢階級別）

	男性						Total
	2005年 25-39歳	1995年 25-39歳	1985年 25-39歳	2005年 40-54歳	1995年 40-54歳	1985年 40-54歳	
非大学・大学院卒	276	125	430	320	229	458	1,838
	58.9	52.5	69.6	61.8	75.8	80.1	67.7
大学・大学院卒	193	113	188	198	73	114	879
	41.2	47.5	30.4	38.2	24.2	19.9	32.4
Total	469	238	618	518	302	572	2,717
	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
	女性						Total
	2005年 25-39歳	1995年 25-39歳	1985年 25-39歳	2005年 40-54歳	1995年 40-54歳	1985年 40-54歳	
非大学・大学院卒	204	78	115	207	124	110	838
	76.4	75.7	88.5	84.8	93.9	96.5	84.7
大学・大学院卒	63	25	15	37	8	4	152
	23.6	24.3	11.5	15.2	6.1	3.5	15.4
Total	267	103	130	244	132	114	990
	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

出所：SSM調査。推定前のサンプルを使用。

付表4 産業構成（調査年・性・年齢階級別）

	男性						Total
	2005年 25-39歳	1995年 25-39歳	1985年 25-39歳	2005年 40-54歳	1995年 40-54歳	1985年 40-54歳	
工業	184	87	244	219	133	269	1,136
	39.5	36.7	39.9	42.4	44.2	47.2	42.0
サービス	225	107	272	210	110	213	1,137
	48.3	45.2	44.4	40.6	36.5	37.4	42.1
その他	57	43	96	88	58	88	430
	12.2	18.1	15.7	17.0	19.3	15.4	15.9
Total	466	237	612	517	301	570	2,703
	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
	女性						Total
	2005年 25-39歳	1995年 25-39歳	1985年 25-39歳	2005年 40-54歳	1995年 40-54歳	1985年 40-54歳	
工業	50	29	31	59	41	51	261
	18.7	28.4	23.9	24.2	31.3	44.7	26.4
サービス	179	58	78	159	69	45	588
	66.8	56.9	60.0	65.2	52.7	39.5	59.5
その他	39	15	21	26	21	18	140
	14.6	14.7	16.2	10.7	16.0	15.8	14.2
Total	268	102	130	244	131	114	989
	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

出所：SSM調査。推定前のサンプルを使用。

付表5 職業構成（調査年・性・年齢階級別）

	男性						Total
	2005年 25-39歳	1995年 25-39歳	1985年 25-39歳	2005年 40-54歳	1995年 40-54歳	1985年 40-54歳	
専門	90	58	90	86	32	54	410
	19.2	24.5	14.7	16.6	10.7	9.5	15.2
ホワイト	189	95	270	238	149	241	1,182
	40.4	40.1	44.1	46.0	49.7	42.3	43.7
ブルー	189	84	253	194	119	275	1,114
	40.4	35.4	41.3	37.5	39.7	48.3	41.2
Total	468	237	613	518	300	570	2,706
	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
	女性						Total
	2005年 25-39歳	1995年 25-39歳	1985年 25-39歳	2005年 40-54歳	1995年 40-54歳	1985年 40-54歳	
専門	99	26	36	91	32	8	292
	36.9	25.2	27.7	37.5	24.2	7.0	29.5
ホワイト	136	63	65	88	63	58	473
	50.8	61.2	50.0	36.2	47.7	50.9	47.8
ブルー	33	14	29	64	37	48	225
	12.3	13.6	22.3	26.3	28.0	42.1	22.7
Total	268	103	130	243	132	114	990
	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

出所：SSM調査。推定前のサンプルを使用。

付表6 企業規模（調査年・性・年齢階級別）

	男性						Total
	2005年 25-39歳	1995年 25-39歳	1985年 25-39歳	2005年 40-54歳	1995年 40-54歳	1985年 40-54歳	
中小企業	246	117	312	241	136	273	1,325
	53.6	49.2	51.1	47.0	45.2	48.4	49.3
大企業・官公庁	213	121	299	272	165	291	1,361
	46.4	50.8	48.9	53.0	54.8	51.6	50.7
Total	459	238	611	513	301	564	2,686
	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
	女性						Total
	2005年 25-39歳	1995年 25-39歳	1985年 25-39歳	2005年 40-54歳	1995年 40-54歳	1985年 40-54歳	
中小企業	150	51	81	147	80	77	586
	57.5	50.0	63.8	62.3	62.0	68.1	60.5
大企業・官公庁	111	51	46	89	49	36	382
	42.5	50.0	36.2	37.7	38.0	31.9	39.5
Total	261	102	127	236	129	113	968
	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

出所：SSM調査。推定前のサンプルを使用。

付表 7 従業先番号 (調査年・性・年齢階級別)

	男性						Total
	2005年 25-39歳	1995年 25-39歳	1985年 25-39歳	2005年 40-54歳	1995年 40-54歳	1985年 40-54歳	
1社目の従業先	229	121	346	239	119	221	1,275
	48.8	50.8	56.0	46.1	39.4	38.7	46.9
2社目以上の従業先	240	117	272	280	183	350	1,442
	51.2	49.2	44.0	54.0	60.6	61.3	53.1
Total	469	238	618	519	302	571	2,717
	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
	女性						Total
	2005年 25-39歳	1995年 25-39歳	1985年 25-39歳	2005年 40-54歳	1995年 40-54歳	1985年 40-54歳	
1社目の従業先	133	49	56	71	32	26	367
	49.6	47.1	42.8	29.0	24.2	22.8	36.9
2社目以上の従業先	135	55	75	174	100	88	627
	50.4	52.9	57.3	71.0	75.8	77.2	63.1
Total	268	104	131	245	132	114	994
	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

出所:SSM調査. 推定前のサンプルを使用.

付表 8 男性の勤続年数に関する推定結果 (.25, .5, .75 Quantile)

	男性(25~39歳)						男性(40~54歳)						
	.25th			.25th			.25th			.25th			
	1985年	1995年	2005年	1985年	1995年	2005年	1985年	1995年	2005年	1985年	1995年	2005年	
大学・大学院卒	Coef. -4 ** (0.728)	Coef. -1 (1.201)	Coef. -2.5 ** (0.659)	Coef. -3 * (1.324)	Coef. -4 * (1.569)	Coef. -4 ** (1.113)	大学・大学院卒	Coef. -5 ** (0.847)	Coef. -2.5 ** (1.157)	Coef. -4 ** (0.659)	Coef. -3 * (1.263)	Coef. -3.25 † (1.904)	Coef. -5 ** (1.178)
専門	0 (0.995)	-1.333 (1.514)	0 (0.922)	2 (1.869)	-2 (2.273)	1 (1.604)	専門	-1 (1.157)	-1.5 (1.458)	0 (0.921)	3 † (1.784)	-0.25 (2.758)	1 (1.697)
ホワイトカラー	1 (0.721)	0 (1.355)	1 (0.734)	0 (1.047)	-1 (1.549)	2 (1.240)	ホワイトカラー	2 ** (0.838)	0 (1.305)	1 (0.734)	0 (0.999)	0.5 (1.880)	2 (1.312)
大企業・官公庁	1 (0.622)	-0.333 (1.092)	1.5 ** (0.587)	4 ** (0.955)	3 * (1.373)	0 (1.101)	大企業・官公庁	2 ** (0.723)	0 (1.051)	1 † (0.586)	3 ** (0.911)	4.75 ** (1.666)	1 (1.165)
サービス関連産業	-1 (0.645)	0.333 (1.080)	-1.5 ** (0.614)	-1 (1.012)	0 (1.418)	-1 (1.043)	サービス関連産業	-1 (0.751)	-1 (1.041)	0 (0.613)	-1 (0.966)	0.75 (1.720)	-2 † (1.104)
その他産業	-1 (0.923)	3 † (1.562)	-1 (0.983)	0 (1.368)	0 (1.910)	0 (1.476)	その他産業	-1 (1.074)	1.5 (1.505)	0 (0.982)	1 (1.305)	-0.5 (2.317)	0 (1.562)
2社目以上の従業員	-5 ** (0.601)	-4.667 ** (1.055)	-6 ** (0.565)	-14 ** (0.939)	-15 ** (1.404)	-16 ** (1.043)	2社目以上の従業員	-6 ** (0.699)	-6.5 ** (1.016)	-7 ** (0.564)	-11 ** (0.896)	-8.75 ** (1.704)	-12 ** (1.104)
定数項	9 ** (0.664)	7.667 ** (1.276)	9.5 ** (0.638)	21 ** (1.073)	23 ** (1.695)	23 ** (1.254)	定数項	13 ** (0.772)	13 ** (1.229)	13 ** (0.637)	25 ** (1.023)	23 ** (2.056)	27 ** (1.327)
N	598	233	455	549	291	510	N	598	233	455	549	291	510
Pseudo R <sup>2</sup>	0.170	0.141	0.216	0.340	0.319	0.353	Pseudo R <sup>2</sup>	0.186	0.138	0.234	0.275	0.194	0.241

†: p<0.10, \*: p<0.05, \*\*: p<0.01.

	男性(25~39歳)						男性(40~54歳)						
	.5th			.5th			.5th			.5th			
	1985年	1995年	2005年	1985年	1995年	2005年	1985年	1995年	2005年	1985年	1995年	2005年	
大学・大学院卒	Coef. -5 ** (0.847)	Coef. -2.5 ** (1.157)	Coef. -4 ** (0.659)	Coef. -3 * (1.263)	Coef. -3.25 † (1.904)	Coef. -5 ** (1.178)	大学・大学院卒	Coef. -5 ** (0.804)	Coef. -3 † (1.677)	Coef. -4 ** (0.856)	Coef. -4.5 ** (1.008)	Coef. -4 ** (1.398)	Coef. -5 ** (1.036)
専門	-1 (1.157)	-1.5 (1.458)	0 (0.921)	3 † (1.784)	-0.25 (2.758)	1 (1.697)	専門	-1.5 (1.099)	0 (2.114)	0 (1.197)	2 (1.423)	-2 (2.024)	-1.3 (1.493)
ホワイトカラー	2 ** (0.838)	0 (1.305)	1 (0.734)	0 (0.999)	0.5 (1.880)	2 (1.312)	ホワイトカラー	0.5 (0.796)	0 (1.892)	1 (0.954)	0 (0.797)	0 (1.380)	-1 (1.155)
大企業・官公庁	2 ** (0.723)	0 (1.051)	1 † (0.586)	3 ** (0.911)	4.75 ** (1.666)	1 (1.165)	大企業・官公庁	1.5 ** (0.687)	1 (1.524)	1 (0.762)	2.5 ** (0.727)	3 * (1.223)	0.3 (1.025)
サービス関連産業	-1 (0.751)	-1 (1.041)	0 (0.613)	-1 (0.966)	0.75 (1.720)	-2 † (1.104)	サービス関連産業	-1 (0.713)	0 (1.509)	-1 (0.797)	-0.5 (0.770)	1 (1.263)	-1.3 (0.971)
その他産業	-1 (1.074)	1.5 (1.505)	0 (0.982)	1 (1.305)	-0.5 (2.317)	0 (1.562)	その他産業	-0.5 (1.019)	3 (2.182)	-1 (1.276)	0.5 (1.041)	0 (1.701)	1 (1.374)
2社目以上の従業員	-6 ** (0.699)	-6.5 ** (1.016)	-7 ** (0.564)	-11 ** (0.896)	-8.75 ** (1.704)	-12 ** (1.104)	2社目以上の従業員	-5.5 ** (0.663)	-5 ** (1.474)	-7 ** (0.733)	-9.5 ** (0.714)	-5 ** (1.251)	-9.3 ** (0.971)
定数項	13 ** (0.772)	13 ** (1.229)	13 ** (0.637)	25 ** (1.023)	23 ** (2.056)	27 ** (1.327)	定数項	18 ** (0.733)	15 ** (1.782)	17 ** (0.829)	29.5 ** (0.816)	28 ** (1.509)	32.7 ** (1.168)
N	598	233	455	549	291	510	N	598	233	455	549	291	510
Pseudo R <sup>2</sup>	0.186	0.138	0.234	0.275	0.194	0.241	Pseudo R <sup>2</sup>	0.200	0.127	0.190	0.230	0.125	0.178

†: p<0.10, \*: p<0.05, \*\*: p<0.01.

	男性(25~39歳)						男性(40~54歳)						
	.75th			.75th			.75th			.75th			
	1985年	1995年	2005年	1985年	1995年	2005年	1985年	1995年	2005年	1985年	1995年	2005年	
大学・大学院卒	Coef. -5 ** (0.804)	Coef. -3 † (1.677)	Coef. -4 ** (0.856)	Coef. -4.5 ** (1.008)	Coef. -4 ** (1.398)	Coef. -5 ** (1.036)	大学・大学院卒	Coef. -5 ** (0.804)	Coef. -3 † (1.677)	Coef. -4 ** (0.856)	Coef. -4.5 ** (1.008)	Coef. -4 ** (1.398)	Coef. -5 ** (1.036)
専門	-1.5 (1.099)	0 (2.114)	0 (1.197)	2 (1.423)	-2 (2.024)	-1.3 (1.493)	専門	-1.5 (1.099)	0 (2.114)	0 (1.197)	2 (1.423)	-2 (2.024)	-1.3 (1.493)
ホワイトカラー	0.5 (0.796)	0 (1.892)	1 (0.954)	0 (0.797)	0 (1.380)	-1 (1.155)	ホワイトカラー	0.5 (0.796)	0 (1.892)	1 (0.954)	0 (0.797)	0 (1.380)	-1 (1.155)
大企業・官公庁	1.5 ** (0.687)	1 (1.524)	1 (0.762)	2.5 ** (0.727)	3 * (1.223)	0.3 (1.025)	大企業・官公庁	1.5 ** (0.687)	1 (1.524)	1 (0.762)	2.5 ** (0.727)	3 * (1.223)	0.3 (1.025)
サービス関連産業	-1 (0.713)	0 (1.509)	-1 (0.797)	-0.5 (0.770)	1 (1.263)	-1.3 (0.971)	サービス関連産業	-1 (0.713)	0 (1.509)	-1 (0.797)	-0.5 (0.770)	1 (1.263)	-1.3 (0.971)
その他産業	-0.5 (1.019)	3 (2.182)	-1 (1.276)	0.5 (1.041)	0 (1.701)	1 (1.374)	その他産業	-0.5 (1.019)	3 (2.182)	-1 (1.276)	0.5 (1.041)	0 (1.701)	1 (1.374)
2社目以上の従業員	-5.5 ** (0.663)	-5 ** (1.474)	-7 ** (0.733)	-9.5 ** (0.714)	-5 ** (1.251)	-9.3 ** (0.971)	2社目以上の従業員	-5.5 ** (0.663)	-5 ** (1.474)	-7 ** (0.733)	-9.5 ** (0.714)	-5 ** (1.251)	-9.3 ** (0.971)
定数項	18 ** (0.733)	15 ** (1.782)	17 ** (0.829)	29.5 ** (0.816)	28 ** (1.509)	32.7 ** (1.168)	定数項	18 ** (0.733)	15 ** (1.782)	17 ** (0.829)	29.5 ** (0.816)	28 ** (1.509)	32.7 ** (1.168)
N	598	233	455	549	291	510	N	598	233	455	549	291	510
Pseudo R <sup>2</sup>	0.200	0.127	0.190	0.230	0.125	0.178	Pseudo R <sup>2</sup>	0.200	0.127	0.190	0.230	0.125	0.178

†: p<0.10, \*: p<0.05, \*\*: p<0.01.

付表9 女性の勤続年数に関する推定結果 (.25, .5, .75 Quantile)

	女性(25~39歳)			女性(40~54歳)		
	.25th			.25th		
	1985年	1995年	2005年	1985年	1995年	2005年
	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.
大学・大学院卒	-3 *	-3 *	-1	8	-1	-2
	(1.390)	(1.379)	(0.860)	(6.743)	(3.644)	(1.593)
専門	2	2.000	-2	2	-2	-1
	(1.491)	(2.518)	(1.272)	(5.140)	(2.748)	(1.766)
ホワイトカラー	2	0	-2 †	2	-4	0
	(1.230)	(1.991)	(1.167)	(2.368)	(2.259) †	(1.549)
大企業・官公庁	-1	2.000	-1	4	1	2
	(1.019)	(1.242)	(0.788)	(2.476)	(1.890)	(1.255)
サービス関連産業	0	-2.000	1	-3	0	-4 *
	(1.198)	(1.667)	(1.006)	(2.509)	(2.208)	(1.556)
その他産業	0	-2	1	-3	0	-2
	(1.570)	(2.031)	(1.277)	(3.444)	(3.157)	(2.289)
2社目以上の従業先	-4 **	-5.000 **	-5 **	-8 **	-19 **	-17 **
	(0.926)	(1.203)	(0.719)	(2.671)	(1.923)	(1.271)
定数項	6 **	8.000 **	9 **	12 **	26 **	26 **
	(1.261)	(1.814)	(1.263)	(3.014)	(2.379)	(1.600)
N	123	99	261	110	122	233
Pseudo R <sup>2</sup>	0.202	0.239	0.160	0.103	0.318	0.353
†: p<0.10, *: p<0.05, **: p<0.01.						
	女性(25~39歳)			女性(40~54歳)		
	.5th			.5th		
	1985年	1995年	2005年	1985年	1995年	2005年
	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.
大学・大学院卒	-4 †	-2	-2 *	-3	-2	-4.5 *
	(2.093)	(1.504)	(0.933)	(5.854)	(3.962)	(2.079)
専門	-1	-2	-1	6	2	2.5
	(2.245)	(2.746)	(1.379)	(4.462)	(2.988)	(2.305)
ホワイトカラー	0	-2	-2	4 †	-2	1.5
	(1.852)	(2.171)	(1.265)	(2.056)	(2.456)	(2.022)
大企業・官公庁	0	3 *	1	4	2	2
	(1.534)	(1.354)	(0.855)	(2.150)	(2.055)	(1.638)
サービス関連産業	1	0	-2 †	-3	-3	-4.5 *
	(1.803)	(1.818)	(1.091)	(2.178)	(2.401)	(2.032)
その他産業	-1	-2	-3 *	-2	-4	-1
	(2.364)	(2.215)	(1.385)	(2.990)	(3.433)	(2.988)
2社目以上の従業先	-4 **	-5 **	-5 **	-13 **	-17 **	-15.5 **
	(1.394)	(1.312)	(0.779)	(2.319)	(2.091)	(1.659)
定数項	10 **	11 **	14 **	19 **	28 **	28 **
	(1.898)	(1.979)	(1.370)	(2.617)	(2.587)	(2.089)
N	123	99	261	110	122	233
Pseudo R <sup>2</sup>	0.119	0.274	0.186	0.213	0.354	0.334
†: p<0.10, *: p<0.05, **: p<0.01.						
	女性(25~39歳)			女性(40~54歳)		
	.75th			.75th		
	1985年	1995年	2005年	1985年	1995年	2005年
	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.
大学・大学院卒	-3	-4 *	-3 *	-8	0	-3
	(1.879)	(1.574)	(1.300)	(7.910)	(6.635)	(2.401)
専門	-2	-2	-1	2	1	3
	(2.016)	(2.875)	(1.923)	(6.029)	(5.004)	(2.661)
ホワイトカラー	1	-3	-1	-1	4	2
	(1.663)	(2.273)	(1.764)	(2.778)	(4.113)	(2.336)
大企業・官公庁	0	2	2 †	1	5	0
	(1.378)	(1.418)	(1.191)	(2.904)	(3.442)	(1.892)
サービス関連産業	2	3	-1	0	-2	-3
	(1.619)	(1.903)	(1.521)	(2.943)	(4.020)	(2.346)
その他産業	0	1	0	-1	-8	0
	(2.122)	(2.319)	(1.930)	(4.040)	(5.749)	(3.450)
2社目以上の従業先	-5 **	-6 **	-5 **	-17 **	-16 **	-15 **
	(1.252)	(1.374)	(1.086)	(3.133)	(3.502)	(1.916)
定数項	13 **	14 **	15 **	30 **	30 **	32 **
	(1.705)	(2.072)	(1.909)	(3.536)	(4.332)	(2.412)
N	123	99	261	110	122	233
Pseudo R <sup>2</sup>	0.165	0.295	0.199	0.254	0.262	0.325
†: p<0.10, *: p<0.05, **: p<0.01.						



---

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

2016 年度参加者公募型二次分析研究会  
現代日本の格差と不平等に関するデータの二次分析  
研究成果報告書

---

2017 年 3 月

編集・発行  
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

---