

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

## 2020 年度参加者公募型二次分析研究会

**全国就業実態パネル調査を用いた、就業や所得、  
学び、生活に関する実態と変化に関する 2 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

2021 年（令和 3 年）3 月

## 目 次

はじめに .....	萩原 牧子	i
「全国就業実態パネル調査」の概要 .....	萩原 牧子	ii
研究会活動の記録 .....		x
成果報告会プログラム .....		xi
仕事に関する学びの目的意識の規定要因—仕事と生活の関係に着目して— .....	宮部 峻	1
夫妻の家事時間の規定要因—縦断データを用いて— .....	伊藤 大将	14
副業がもたらす効果に関する探索的な検討—正規雇用者の副業に注目して— .....	池田めぐみ	29
性別職域分離構造下における専門職のキャリア移動の性差 .....	池田 岳大	41
労働者の仕事の質を規定する要因—転職の効果に注目して— .....	中村 由香	56
高齢期就業の変容パタンの検証 .....	渡邊 大輔	75
社会人大学生におけるウェルビーイングの規定要因 —学歴移行パターンと学習内容に注目して— .....	森村 繁晴	95
男女の賃金格差の要因分解—学歴の影響に注目して— .....	小池 裕子	112

## はじめに

萩原 牧子

(リクルートワークス研究所)

本報告書は、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センター (CSRDA) が実施した 2020 年度二次分析研究会参加者公募型研究「全国就業実態パネル調査を用いた、就業や所得、学び、生活に関する実態と変化に関する 2 次分析」の成果をまとめたものである。

「全国就業実態パネル調査」は、リクルートワークス研究所が 2016 年より実施しているパネル調査で、全国の 15 歳以上の男女約 5 万人強の同一人物を対象に、毎年 1 月に実査が行われている。調査項目は、主に実査前年の 1 年間の状況を問う形式で、就業形態、業種、職種、労働時間や所得、仕事の柔軟性、学び活動、副業、転職経験、仕事満足といった、就業に関する幅広い設問と、妊娠や出産、結婚や離婚、育児休業取得や介護休業取得、ストレス、生活費の収入源、生活満足、配偶者の就業状態など、ライフイベントや生活、家族に関する設問が含まれており、働き方や生活の実態・変化を把握できるのが特徴である。インターネットモニター調査であるが、回答者の偏りを考慮して、公的統計に合わせた割付（性、年代、就業状態、学歴、エリア別）が行われている（調査概要は別ページ参照）。調査の個票データは SSJDA に寄託されており、調査実施年の 12 月にはデータが活用できる。今回の二次分析研究会で扱ったのは、研究会開始時に SSJDA において公開されていた 2019 年の Wave4 までのデータである。

研究会には、公募によって、様々な専門分野の 10 名の研究者が参加し、各自の関心に基づいて設定したテーマに取り組んだ。新型コロナウイルス感染症の防止のために、本研究会はすべてオンラインで運営され、7 回の研究会と 2 月の最終成果報告会での報告とディスカッションを経て、報告書に掲載されている 8 本の論文が完成された。仕事に関する学び、夫妻の家事時間、副業、転職やキャリア移動、高齢期就業、社会人大学生、男女の賃金格差と、扱われた研究テーマは幅広く、まさに学際的な研究者が参加する本研究会ならではの研究成果であると感じられる。ぜひご覧いただき、ご自身の研究関心に火が灯った際には、SSJDA を通じてデータを入手いただき、また新たな研究成果を社会に発信いただきたい。

最後に、研究会の運営にご尽力いただいた三輪哲先生、佐藤香先生、藤原翔先生、黒川すみれ先生、鈴木富美子先生をはじめ CSRDA スタッフの皆様、成果報告会のコメンテーターをお引き受けいただいた小川和孝先生（東北大学）、久米功一先生（東洋大学）、永吉希久子先生（東京大学）に、心より御礼を申し上げます。

# 「全国就業実態パネル調査」の概要

萩原 牧子

(リクルートワークス研究所)

本研究会で用いられたデータは、リクルートワークス研究所が実施している「全国就業実態パネル調査」の2016年(Wave1)から2019年(Wave4)までのデータである。以下、調査の概要、設計、ウエイトなどについて説明する。

## 1. 「全国就業実態パネル調査」とは

「全国就業実態パネル調査」は、全国の就業・非就業の実態と変化を明らかにすることを目的に、2016年1月にリクルートワークス研究所が立ち上げたパネル調査である。全国の15歳以上の男女約5万人強の同一人物を対象に、毎年1月に追跡調査が行われている。

調査項目は、主に実査前年の1年間の状況を問う形式で、就業形態、業種、職種、労働時間や所得、仕事の柔軟性、学び活動、副業、転職経験、仕事満足といった、就業に関する幅広い設問と、妊娠や出産、結婚や離婚、育児休業取得や介護休業取得、ストレス、生活費の収入源、生活満足、配偶者の就業状態など、ライフイベントや生活、家族に関する設問が含まれている。同一個人に対して毎年調査し続けることで、働き方や生活の実態・変化を把握できることが特徴である。

## 2. 調査設計

質の高い調査を設計するために、調査設計委員会を組織化し、専門家との協働体制で調査を設計している。インターネットモニター調査であるが、回答者の偏りを考慮して、総務省統計局「労働力調査」をもとに割付(性、年代、就業形態、学歴、エリア別)を行っている(表1)。ただし、ボリュームの多い高年齢層と、非労働力人口の割合が高い10代については、真の母集団より少なく割付している。調査実施後に、母集団の構成に合わせて集計するには、ウエイトバック集計が必要になる。前回調査までの回答者に調査を依頼し、回収目標に満たない対象に対しては、毎年新しいサンプルを追加している。

## 3. ウエイト

「全国就業実態パネル調査」では、2種類のウエイトを提供している。1つは、クロスセクションウエイトである。設計段階で、高年齢層と10代を真の母集団より少なく割付していることに加え、回収目標に対して回収数が過不足の属性があるため、その調査年の真の母集団の構成に合わせて集計するための補正ウエイトである。もう1つは、脱落ウエイトである。回答継続者のデータを活用して、複数年の調査結果から変化を観測する際、その

表1 割付の詳細（南関東の場合）

		南関東													非労働力人口		
		労働力人口															
		自営業		家族従業者		役員		正規		非正規		完全失業		在学中	大卒未		在学中
		大卒未	大卒以	大卒未	大卒以	大卒未	大卒以	大卒未	大卒以	大卒未	大卒以	大卒未	大卒以		満	上	
		満	上	満	上	満	上	満	上	満	上	満	上		満	上	
		449	176	97	18	367	154	3377	1649	2174	628	232	97	215	1780	354	359
男性	15～19歳	0	0	0	0	0	0	17	0	37	0	3	0	19	0	0	37
	20～24歳	3	1	0	0	0	0	88	28	81	26	13	4	82	7	1	141
	25～34歳	21	15	3	2	12	9	493	358	109	79	30	22	7	43	14	17
	35～44歳	66	39	3	2	53	31	714	425	79	47	30	18	0	39	6	2
	45～54歳	66	39	3	2	72	43	578	346	59	35	20	12	0	42	10	0
	55～64歳	70	35	0	0	87	44	306	156	153	78	24	12	0	127	36	0
	65～69歳	27	7	1	0	32	9	22	6	57	16	5	1	0	79	16	0
	70歳以上	39	11	2	0	15	4	11	3	29	8	2	0	0	52	10	0
女性	15～19歳	0	0	0	0	0	0	9	0	48	0	2	0	21	5	0	37
	20～24歳	3	1	0	0	0	0	81	26	87	28	10	3	84	10	1	118
	25～34歳	14	7	3	2	3	2	324	163	202	102	24	12	2	211	66	7
	35～44歳	38	9	13	3	13	3	323	81	399	100	29	7	0	357	94	0
	45～54歳	41	6	18	3	27	4	254	40	426	68	23	4	0	274	51	0
	55～64歳	33	4	28	3	33	4	132	15	330	37	14	2	0	445	49	0
	65～69歳	11	1	9	0	12	1	14	1	54	3	2	0	0	52	0	0
	70歳以上	17	1	14	1	8	0	11	1	24	1	1	0	0	37	0	0

まま集計すると、後の調査になるほど、脱落者の影響を受けて回答者の構成分布に歪みが発生する。脱落者を考慮し歪みを調整して集計するために脱落ウエイトを活用する。なお、各調査の提供ウエイト名一覧は表2のとおりである。

表2 提供ウエイト名

調査名	クロス セクション ウエイト	脱落ウエイト					
		1. 初年度からの継続者 (Wave 1 からの継続者) に対する脱落ウエイト		2. 最新年度と前年度 を比較するための 脱落ウエイト		3. 最新年度と初年度 を比較するための 脱落ウエイト	
		全サンプル	20歳から64歳 までに限定し たサンプル *推奨脱落ウエイト	全サンプル	20歳から64歳 までに限定し たサンプル *推奨脱落ウエイト	全サンプル	20歳から64歳 までに限定し たサンプル *推奨脱落ウエイト
JPSSED2016	XA16	—	—	—	—	—	—
JPSSED2017	XA17	XA17_L16	XA17_L16_S	—	—	—	—
JPSSED2018	XA18	XA18_L16	XA18_L16_S	XA18_L17	XA18_L17_S	XA18_P16	XA18_P16_S
JPSSED2019	XA19	XA19_L16	XA19_L16_S	XA19_L18	XA19_L18_S	XA19_P16	XA19_P16_S

#### 4. 有効回収数や継続率

「全国就業実態パネル調査 2019 (Wave4)」の場合、有効回収数は 62,415 である。回答者は継続者（昨年回答者）と追加者（今回の新規回答者）と復活者（去年は回答していないが、それ以前の調査の回答者）の 3 種類が存在する。

継続者は、依頼数 48,510 で、有効回収数 38,451（有効回収率 79.3%）、追加者は、依頼数 30,690 で、有効回収数 20,315（有効回収率 66.2%）、復活者は、依頼数が 15,617 で、有効回収数 3,649（有効回収率が 23.4%）であった。有効回収数のうち 20 は、海外に移住していたため集計対象から除外している。そのほかの調査年の有効回収率や回収率については、全国就業実態パネル調査のホームページよりご覧いただきたい。

なお、全国就業実態パネル調査 2016 から 2019 までの継続率は表 3 のとおりである。

表 3 継続率

	分母	回収数	継続率
2016～2019 (Wave1→2→3→4) までの4回連続回答 (分母: JPSED2016有効回収数)	49,131	23,639	48.1%
2017～2019 (Wave2→3→4) までの3回連続回答 (分母: JPSED2017有効回収数)	48,763	30,564	62.7%
2018～2019 (Wave3→4) までの2回連続回答 (分母: JPSED2018有効回収数)	50,677	38,479	75.9%

#### 5. Wave による設問項目の違い

「全国就業実態パネル調査」の設問項目は約 8 割が毎年同じもので構成され、約 2 割が定期的に入れ替える設問やその年のアドホックテーマの設問である。調査実施後に追加調査を行い、その年のアドホックテーマに関する設問を中心に聴取している。

アドホックテーマは、2017 年調査は「働き方改革」、2018 年調査は「社会人の学び」、2019 年調査では「定年前後の働き方」である。追加調査の個票についても SSJDA を通じて活用可能である。

以上、「全国就業実態パネル調査」について概要をお伝えした。さらに詳しい情報は、全国就業実態パネル調査のホームページと、調査設計概要をご覧いただきたい。

□全国就業実態パネル調査 [https://www.works-i.com/surveys/panel\\_surveys.html](https://www.works-i.com/surveys/panel_surveys.html)

□設計概要 [https://www.works-i.com/research/works-report/item/jpsed\\_sekkei2019\\_1.pdf](https://www.works-i.com/research/works-report/item/jpsed_sekkei2019_1.pdf)

## 研究会活動の記録

- 第 1 回研究会 (2020. 6.16) : 趣旨説明, データの解説, 自己紹介など 参加者 15 名
- 第 2 回研究会 (2020. 7.30) : 研究報告 参加者 14 名
- 第 3 回研究会 (2020. 9.18) : 研究報告 参加者 12 名
- 第 4 回研究会 (2020.10.29) : 研究報告 参加者 13 名
- 第 5 回研究会 (2020.11.25) : 研究報告 参加者 10 名
- 第 6 回研究会 (2020.12.18) : 研究報告 参加者 12 名
- 第 7 回研究会 (2021. 1. 21) : 研究報告 参加者 10 名
- 成果報告会 (2021. 2. 15) : 研究成果報告 参加者 33 名

# 2020年度二次分析研究会 参加者公募型 研究成果報告会

## 全国就業実態パネル調査を用いた、 就業や所得、学び、生活に関する実態と変化に関する二次分析

### ■概要

リクルートワークス研究所が実施している「全国就業実態パネル調査、2016～2019」を使用データとした二次分析の成果を報告します。

### ■日時／場所

2021年 2月 15日（月） 13：00～16：40 / オンライン開催(zoom)

### ■プログラム

13：00- 開会の挨拶（萩原牧子／リクルートワークス研究所）

**第1部 13:05-14:15** ◇司会 仲修平（東京大学） ◆コメンテータ 永吉希久子（東京大学）

- (1) 仕事に関する学びの目的意識の規定要因：仕事と生活の関係に着目して〔宮部峻／東京大学〕
- (2) 夫妻の家事時間の規定要因：縦断データを用いて〔伊藤大将／東洋大学〕
- (3) 副業がもたらす効果に関する探索的な検討：正規雇用者の副業に注目して〔池田めぐみ／東京大学〕

**第2部 14:20-15:30** ◇司会 藤原翔（東京大学） ◆コメンテータ 久米功一（東洋大学）

- (4) 性別職域分離構造下における専門職のキャリア移動の性差〔池田岳大／東京大学〕
- (5) 労働者の仕事の質を規定する要因：転職の効果に注目して〔中村由香／生協総合研究所〕
- (6) 高齢期就業の変容パタンの検証〔渡邊大輔／成蹊大学〕

**第3部 15:35-16:30** ◇司会 大久保 将貴（東京大学） ◆コメンテータ 小川和孝（東北大学）

- (7) 社会人大学生におけるウェルビーイングの規定要因〔森村繁晴／大東文化大学〕
- (8) 男女の賃金格差の要因分解：学歴の影響に注目して〔小池裕子／開智国際大学〕

16:35- 閉会の挨拶（三輪哲／東京大学）

■参加申込は、東京大学社会科学研究所 附属社会調査・データアーカイブ研究センターのWEBサイトをご確認ください。





# 仕事に関する学びの目的意識の規定要因

## 仕事と生活の関係に着目して

宮部峻

(東京大学大学院・日本学術振興会)

本稿の目的は、仕事に関する学習、及び学習に対する目的意識に対して、特に個人を取り巻く生活環境が影響を及ぼしているかどうかを検証することである。分析の結果、男性と女性とのあいだで仕事に関する学習の実施、学習に対する目的意識を持つかどうかに違いが見られることが明らかとなった。男性の場合、配偶者がいると、学習を実施しやすい傾向にあるのに対し、女性の場合、配偶者がいると学習を実施しない傾向にある。配偶者のいる男性では、仕事が長時間であると学習を実施しない傾向にあるのに対し、配偶者のいる女性では本人の家事負担が大きいと学習を実施しない傾向にある。学習行動をとる人のうち、学習の目的意識を持つ人はキャリアの見通しのある人である。学習行動、学びの目的意識に対して、性別・婚姻状態、仕事と生活の関係性が影響を及ぼしている可能性が示唆される。

### 1 本稿の目的

本稿の目的は、仕事に関する学習、及び学習に対する目的意識の規定要因を明らかにすることである。特に個人を取り巻く生活環境が仕事への学習、及び学習に対する目的意識に影響を及ぼしているかどうかを検証する。

仕事と生活の調和、すなわち、ワーク・ライフ・バランスの実現は政策目標の一つとなっている。ワーク・ライフ・バランスの実現として内閣府が掲げている数値目標の一つに、自己啓発を行っている労働者の割合の増加が掲げられている。自己啓発とは「労働者が職業生活を継続するために行う、職業に関する能力を自発的に開発し、向上させるための活動をいう（職業に関係ない趣味、娯楽、健康増進のためのスポーツ等は含まない）」（内閣府 2019: 104）とされる。自己啓発を行う労働者の割合は、2017年時点で正社員で44.6%、正社員以外で18.9%となっている（内閣府 2019: 104）。このように自己啓発、仕事に関する学習の支援が政策課題となりながらも、現実には多くの労働者が学習を行っていない。

労働者への自己啓発の支援を行なっている事業所の割合は、2018年度現在、正社員に対しては82.5%、正社員以外に対しては55.4%となっている（内閣府 2019: 114）。事業所の支援率の高さに比べて労働者が自己啓発を行わない理由として、仕事の忙しさが理由の第一として挙げられている。割合は、男性・正社員では64.1%、男性・正社員以外では42.1%、女性・正社員では49.4%、女性・正社員以外では34.8%である。また女性に限って見た場合、

家事・育児の忙しさを挙げる者の割合が、正社員で 38.3%，正社員以外では 45.7%と、男性の場合、それぞれ 17.6%，7.2%であるのに比べて高いことがわかる（内閣府 2019: 112）。企業の支援にもかかわらず、仕事の忙しさ、家事・育児の負担が自己啓発への阻害要因となっていることが推察される。

公的統計からわかるように、政策課題としてのワーク・ライフ・バランスの実現に向けて自己啓発が促進され、企業の支援があるにもかかわらず、仕事の忙しさ、家事・育児の負担という仕事と生活の両立の難しさによって、自己啓発には繋がっていない現状がある。他方でこの統計から見えてこない側面もある。すなわち、学ぶ目的を持つ人とはどのような人なのであるかという点である。自己啓発、仕事に関する学習という行動を取るためには、ある程度学ぶ目的を持っているということが考えられる。そこで本稿では、仕事に関する学習行動を実施する人がどういう人であり、学習の目的を持つ人はどういう人なのかを特に生活環境に着目して明らかにする。

## 2 先行研究と本研究の仮説

### 2.1 先行研究

仕事の学びに関する先行研究として孫亜文（2018）が挙げられる。孫は、自己啓発の効果を検証する研究がある程度存在する一方、自己啓発を行う要因については明確な答えがこれまで提示されなかったと指摘する。そこで、孫は、正社員に限定して、OJT や Off-JT のように企業が社員に提供する学習の機会、キャリアの昇進、異動、職務特性が自己啓発実施に与える効果を検証している。分析の結果として、孫は研修といった Off-JT が自己啓発を促すのに最も効果があることを指摘している（孫 2018）。

孫が社員への自己啓発に対する企業の働きかけに注目していたのに対し、本稿では、仕事と生活の関わりが自己啓発の実施に影響を及ぼしているのか、さらには学びへの目的意識に影響を及ぼしているのかを検証する。1でも述べたように、仕事の忙しさ、家事・育児の負担という仕事と生活の両立の難しさが、自己啓発の実施に繋がっていない理由とされている。そこで、企業の働きかけのみならず、どのような仕事をしていて、生活をしている人が自己啓発を実施しやすいのか、あるいはしにくいのかを問う。さらに、自己啓発を実施している人で学びの目的意識を持つ人はどういう人なのかを検証する。

### 2.2 仮説

まず、自己啓発の実施に与える影響について、本稿では仕事と生活の関係性に注目する<sup>1)</sup>。仕事と生活について、それぞれの時間の管理は、個人間で不均等であるとされる（Gerstel and Clawson 2018）。1でも見たように、男性の場合には、仕事の忙しさが、女性の場合には、家事・育児の負担が自己啓発の実施のされにくさの理由とされている。そこで、本稿は、性別ごとに学習行動の実施、目的意識に影響を与えるものが異なっているかどうかを検証する。

さらに、時間管理について、配偶者の有無に応じて家事負担が異なる可能性も想定される。そこで、配偶者別に家事負担が男女ごとに自己啓発の学習実施に影響を及ぼすのかも検証する。もっとも時間という客観的な仕事と家事の状況だけではなく、主観的な負担というのでも考慮しなければならない。そこで、仕事と家事の両立に対する主観的な意識も考慮する。

次に、自己啓発・学習とは文脈をやや異にするものの、職種による違いや働く時間が長いことで、ワーク・ライフ・バランス社会実現の政策課題の一つとされる地域への社会参加活動の時間は失われるとの指摘がある (Cornwell and Warburton 2014; 香川 2018)。そこで、学習の実施、学習の目的意識は職種ごとに異なるのかどうかを考慮する。

最後に仕事に関する学習の目的意識とは必ずしも同一とは言えないものの、主体的な学びを行う人は、仕事にやりがいを見出している人と言えるかもしれない。米田幸弘 (2008) によれば、仕事のやりがいの形成要因に関する仮説として、(1) 経済的に豊かな人ほど仕事にやりがいを持つ、(2) 学歴の高い人ほど、仕事を創造的な活動として意味づけようとする、(3) 職業条件に応じて、仕事にやりがいに違いがある、と三つの仮説がある (米田 2008: 117-8)。ただし、米田が指摘するように、雇用や生活の安定が望めなくなった社会では、かえって仕事仲間と楽しく働く志向が低階層で高まっている傾向もある (米田 2008: 121-3)。そこで、雇用や生活の安定について、キャリアの見通しに対する個人の意識についても考慮したモデルを作成する。

以上のように、仕事と生活、仕事と価値に関する先行研究が取り組んできた仮説を考慮して、学習行動をとる人、とらない人はどういう状況におかれたい人か、学びの目的意識を持つ人はどういう人かを検証する。

### 3 データと方法

分析に用いるデータは「全国就業実態パネル調査 2018」である。今回の分析にあたっての本データの利点は、他の年度とは異なり、仕事に関する学習行動についての追加項目を追加調査で尋ねている点にある。特に本稿の関心である学習行動に対する目的意識を持っている人がどういう人かを検証するのに資する。

分析方法は、学習行動の有無と学習行動に対する目的意識を従属変数とする二項ロジスティック回帰分析である<sup>2)</sup>。

分析に用いる従属変数は、それぞれ、学習行動の有無と学習行動に対する目的意識である。本稿では、それぞれを1か0の値をとるダミー変数として扱い分析する。

独立変数については、生活の状況を示す変数として、「配偶者の有無」、「子どもの数」、「家事時間」、「本人の家事時間」を用いる。仕事の状況を示す変数として、「非正規ダミー」、「大規模・官公庁ダミー」、「職種」、「労働時間」、「職場環境のフレキシブルさ」を用いる。仕事への将来性に対する主観的な変数として「キャリアの見通し」を用いる。仕事と家事の両立について主観的な変数として「ワークライフバランス」を用いる。経済的豊かさについては

「世帯収入」を用い、その他、年齢と学歴を用いている。

なお、それぞれの変数の作成方法については、表1の通りである。

表1 分析に用いた変数

変数	内容
学習行動	1=学習行動をとった, 0=学習行動をとらなかった
目的意識	1=「あなたの学び行動において、以下のことはどれくらい当てはまりますか。」に対し、「とてもあてはまる」、「あてはまる」と答えた場合 0=「どちらともいえない」、「あてはまらない」、「全くあてはまらない」と答えた場合
年齢	
学歴	「中学・高校」「専門・短大・高専」「大学・大学院」の3カテゴリー
年収（対数変換）	世帯収入を対数変換したもの
有配偶ダミー	1=配偶者あり, 0=配偶者なし
子どもの数	
非正規ダミー	1=非正規, 0=正規
大規模・官公庁ダミー	1=500人以上の企業・官公庁, 0=500人未満の企業
職種	「サービス職」「保安・警備職」「農林漁業関連職」「運輸・通信関連職」「生産工程・労務職」「管理職」「事務・営業・販売職」「専門職・技術職」の8カテゴリー
労働時間	「35時間以下」「35-45時間以下」「46-60時間以下」「61時間以上」
フレキシブル	「勤務日を選ぶことができた」「勤務時間を選ぶことができた」「働く場所を選ぶことができた」について5=あてはまる, 4=どちらかといえばあてはまる, 3=どちらともいえない, 2=どちらかといえばあてはまらない, 1=あてはまらないに対する回答を単純加算。3-15点の値をとる。
家事時間（勤務日）	勤務日の家事時間
家事負担（本人）	本人の家事負担割合
キャリアの見通し	「今後のキャリアの見通しが開けていた」について5=あてはまる, 4=どちらかといえばあてはまる, 3=どちらともいえない, 2=どちらかといえばあてはまらない, 1=あてはまらないとする値
ワークライフバランス	仕事と家庭生活の両立について1=強く感じていた, 2=感じていた, 3=少し感じていた, 4=感じていなかった, 5=全く感じていなかったとする値

## 4 結果

本章では、1節にて基礎的な統計量をもとに学習行動と学習の目的意識における男女差、仕事の忙しさと家事負担における男女差を確認する。2節にて、学習行動と学習の目的意識について二項ロジスティック回帰分析の結果を示す。

### 4.1 男女別で見た学習行動と学習の目的意識

本節では、仕事に関わる学習行動と学習の目的意識について男女差が見られるのかを基礎的な統計量から確認しておこう。

まず、男女別に分けて仕事に関する学習行動をとったかどうかを表すのが表2である。男女別で見た場合、学習行動をとる割合はそれぞれ35.0%、30.5%と学習行動をとる割合は低い。加えて、女性のほうが男性に比べて学習行動をとる割合が低いこともわかる。

表 2 学習行動をとった人の割合 (%)

性別	とった	とらなかった	N
男性	35.0	65.0	16354
女性	30.5	69.5	13869
全体	32.9	67.1	30223

Pearson chi2(1) = 67.9162 Pr = 0.000

次に学びの目的意識について、男女別に分けて表したものが表 3 である。表 3 からわかるように、男女別で見た場合、学びの目標やゴールが設定されている人の割合は、それぞれ 32.9%、28.1%である。この割合は、学習行動をとった人内であるから、男女ともに学習行動をとったとしても、目的をもっている人が少ないことがわかる。加えて、学習行動に対する目的についても女性のほうが男性に比べて割合が低いことがわかる。

表 3 学びの目標やゴールが設定されている人の割合 (%)

性別	設定されている	設定されていない	N
男性	32.9	67.1	7130
女性	28.1	72.0	6589
全体	30.6	69.4	13719

Pearson chi2(1) = 37.8379 Pr = 0.000

以上の結果を踏まえると、男性と女性とで学習行動をとるかどうかが、学びに対する目的意識を持つかどうかには差があることがわかる。それでは、男性と女性それぞれについて、学習行動をとるかどうかが、学びに対する目的意識を持つかどうかに影響を及ぼすものは何か。1 でみたように、男性は仕事の忙しさを理由に、女性は家事・育児の忙しさを理由に学習行動をとる割合が低いとされている。この点について本データをもとに基礎的な統計量を確認しておこう。

男性が学習行動を取りにくい理由として挙げている仕事の忙しさについて、週労働時間を示したものが表 4 と図 1 である。週労働時間の平均値が、男性の場合、女性よりも労働時間が長く、加えて、配偶者なしの場合には、その差が約 4.4 時間であるのに対し、配偶者ありの場合には、約 13.3 時間と大きく差が開いている。婚姻状態別でみた場合、女性の仕事時間が減っているが、それは次に示すように、女性に家事の負担が大きくかかっているからかもしれない。

表 4 週労働時間の平均値

性別	配偶者あり	配偶者なし	全体
男性	42.95	40.31	41.90
女性	29.62	35.92	32.78
全体	37.45	38.04	37.71

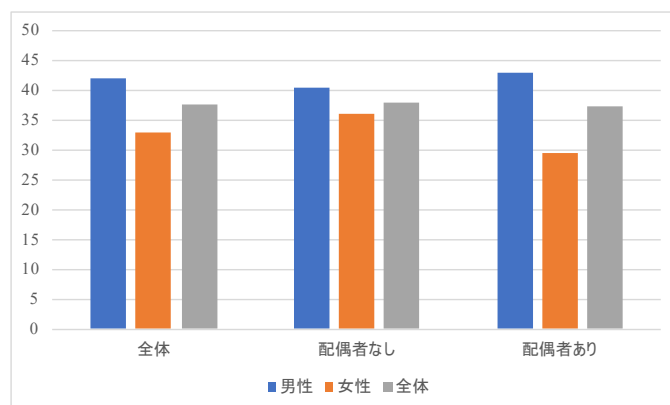


図 1 週労働時間の平均値

女性が学習行動を取りにくい理由として挙げている家事・育児の負担について、表 5 と図 2 に示した割合を見てみよう。2018 年度追加調査 Q13 「1 週間のうち、あなたとあなたの配偶者や家族が行っているすべての家事を 100 とした場合に、あなたが担っている家事はどの程度ですか」のうち、回答者本人の家事負担の割合の平均値を男女別、配偶者の有無に分けて示したのが、表 4 と図 2 である。表 4 と図 2 からわかるように、男性よりも女性のほうが家事負担の割合が高いことがわかる。加えて、配偶者の有無に基づいて分けると、配偶者なしの場合、男性と女性で割合の平均値は約 2.6%の差であるのに対し、配偶者ありの場合、約 58.3%の差と大きく違いが見られることがわかる。配偶者ありの場合、家事の負担は女性にかかっていることが推測できる。

表 5 家事負担の割合

性別	配偶者あり	配偶者なし	全体
男性	21.65	58.37	36.24
女性	79.88	61.03	70.43
全体	45.66	59.74	51.93

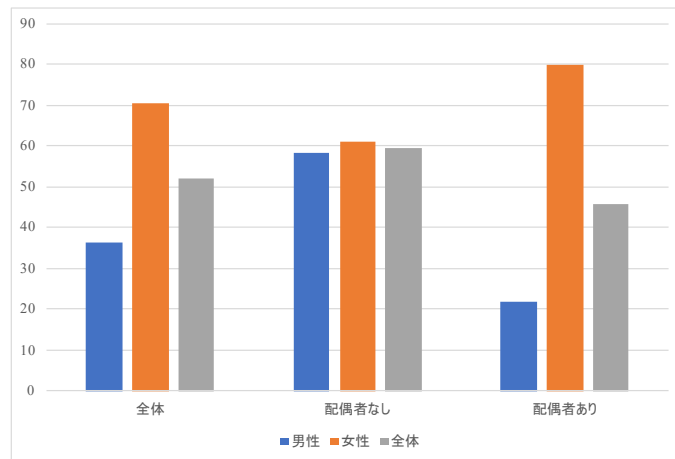


図 2 家事負担の割合

以上の記述的分析から言えることの一つ目は、男性と女性とのあいだには学習行動の取りやすさ、目的意識への差が見られることである。二つ目は男性と女性とのあいだには労働時間と家事負担の差が見られること、特にその差は配偶者のありなしによって大きく異なることである。

そこで次節では、まず男女別に分けて学習行動の取りやすさ、目的意識に仕事と家事・育児が影響を及ぼすかどうかを検証し、次に男女・配偶者のありなしに分けてその影響を検証する。

#### 4. 2 二項ロジスティック回帰による分析

表 6 と表 7 がそれぞれの分析に用いた変数の記述統計量である。表 8 と表 9 がそれぞれの分析結果である。

表 6 学習行動に関する記述統計量

	男性		女性		全体	
	Mean	SD	Mean	SD	Mean	SD
学習行動	0.35	0.48	0.31	0.46	0.33	0.47
年齢	43.89	12.82	41.90	12.81	42.97	12.85
学歴 (%)					1.92	0.84
中学・高校	40.59		38.88		39.80	
専門・短大・高専	20.00		38.60		28.59	
大学・大学院	39.41		22.52		31.61	
年収 (対数変換)	6.02	0.87	5.80	0.95	5.92	0.92
有配偶ダミー	0.60	0.49	0.49	0.50	0.55	0.50
子どもの数	1.02	1.12	0.89	1.08	0.96	1.10
非正規ダミー	0.22	0.41	0.54	0.50	0.37	0.48
大規模・官公庁ダミー	0.41	0.49	0.30	0.46	0.36	0.48
職種 (%)						
サービス職	9.66		15.76		12.48	
保安・警備職	3.30		0.26		1.90	
農林漁業関連職	0.47		0.21		0.35	
運輸・通信関連職	6.96		0.54		3.99	
生産工程・労務職	16.6		7.93		12.60	
管理職	9.90		1.49		6.02	
事務・営業・販売職	26.93		53.37		39.14	
専門職・技術職	26.18		20.42		23.52	
労働時間 (%)						
35時間以下	16.37		46.44		30.26	
35~45時間以下	52.58		44.06		48.64	
46時間~60時間	26.73		8.47		18.30	
61時間以上	4.32		1.03		2.80	
フレキシブル	6.18	3.35	7.38	3.71	6.74	3.57
家事時間 (勤務日)	1.35	2.31	2.91	2.97	2.07	2.75
家事負担 (本人)	36.48	37.01	70.46	33.15	52.17	39.13
キャリアの見通し	2.54	1.01	2.47	1.00	2.51	1.01
ワークライフバランス	3.02	1.05	3.21	1.02	3.11	1.04
N	14147		12138		26285	



表 7 学習行動の目的意識に関する記述統計量

	男性		女性		全体	
	Mean	SD	Mean	SD	Mean	SD
学習行動	0.33		0.47	0.28	0.45	0.46
年齢	41.85	12.73	40.39	12.80	41.15	12.78
学歴 (%)						
中学・高校	34.83		33.97		34.42	
専門・短大・高専	20.86		38.75		29.46	
大学・大学院	44.31		27.28		36.12	
年収 (対数変換)	6.06	0.87	5.84	0.95	5.95	0.91
有配偶ダミー	0.60	0.49	0.48	0.50	0.54	0.50
子どもの数	0.98	1.09	0.83	1.06	0.91	1.08
非正規ダミー	0.20	0.40	0.52	0.50	0.35	0.48
大規模・官公庁ダミー	0.47	0.50	0.36	0.48	0.41	0.49
職種 (%)						
サービス職	9.24		15.37		12.19	
保安・警備職	3.40		0.38		1.95	
農林漁業関連職	0.41		0.10		0.26	
運輸・通信関連職	5.14		0.56		2.94	
生産工程・労務職	12.58		5.72		9.28	
管理職	10.08		1.91		6.16	
事務・営業・販売職	27.61		49.91		38.32	
専門職・技術職	31.54		26.05		28.9	
労働時間 (%)						
35時間以下	15.00		43.01		28.46	
35~45時間以下	53.76		46.87		50.45	
46時間~60時間	27.29		8.86		18.44	
61時間以上	3.95		1.26		2.66	
フレキシブル	6.11	3.37	1.68	1.00	6.69	3.59
家事時間 (勤務日)	1.27	2.01	7.31	3.72	1.99	2.59
家事負担 (本人)	37.23	36.52	2.77	2.90	52.72	38.53
キャリアの見通し	2.64	1.05	69.47	33.29	2.61	1.04
ワークライフバランス	3.12	1.05	2.57	1.03	3.20	1.04
<i>N</i>	6328		5855		12183	

表 8 学習行動の有無に関するロジスティック回帰分析

	男性						女性					
	全体		配偶者あり		配偶者なし		全体		配偶者あり		配偶者なし	
	限界効果	S. E.	限界効果	S. E.	限界効果	S. E.	限界効果	S. E.	限界効果	S. E.	限界効果	S. E.
年齢	-0.003 ***	0.000	-0.004 ***	0.001	-0.003 ***	0.001	0.002 ***	0.000	0.003 ***	0.001	0.000	0.001
学歴 (基準: 中学・高校)												
専門学校・短大・高专	0.034 **	0.011	0.028 *	0.014	0.035 *	0.017	0.018 †	0.009	0.032 *	0.013	0.008	0.014
大学・大学院	0.078 ***	0.009	0.083 ***	0.012	0.066 ***	0.014	0.095 ***	0.012	0.110 ***	0.017	0.083 ***	0.016
年取 (対数変換)	0.038 ***	0.007	0.028 **	0.010	0.041 ***	0.009	0.021 **	0.006	0.028 **	0.010	0.026 **	0.009
有配偶ダミー	0.028 *	0.012					-0.040 **	0.012				
子どもの数	0.014 **	0.005	0.018 **	0.005	-0.001	0.012	0.002	0.005	-0.006	0.006	0.014 †	0.008
非正規ダミー	0.007	0.013	0.024	0.019	0.002	0.018	-0.024 *	0.011	-0.033 *	0.016	-0.011	0.015
大企業・官公庁ダミー	0.035 ***	0.008	0.034 ***	0.011	0.037 ***	0.013	0.061 ***	0.009	0.055 ***	0.012	0.064 ***	0.012
職種 (基準: サービス職)												
保安・警備職	0.001	0.026	-0.018	0.033	0.005	0.043	0.126	0.085	0.167	0.148	0.101	0.103
農林漁業関連職	0.121 †	0.062	0.144	0.088	0.090	0.085	-0.091	0.084	-0.039	0.116	-0.160	0.117
運輸・通信関連職	-0.106 ***	0.019	-0.147 ***	0.027	-0.059 *	0.028	-0.023	0.055	-0.048	0.076	0.006	0.081
生産工程・労務職	-0.115 ***	0.016	-0.132 ***	0.024	-0.099 ***	0.021	-0.143 ***	0.016	-0.136 ***	0.023	-0.146 ***	0.024
管理職	0.073 ***	0.019	0.061	0.025	0.087 *	0.037	0.073 *	0.037	0.064	0.052	0.070	0.051
事務・営業・販売職	0.001	0.015	-0.023	0.022	0.025	0.021	-0.026 *	0.013	-0.031 †	0.018	-0.017	0.018
専門職・技術職	0.102 ***	0.016	0.070 **	0.023	0.140 ***	0.022	0.192 ***	0.015	0.173 ***	0.022	0.209 ***	0.022
労働時間 (基準: 35時間以下)												
36-45時間	-0.009	0.013	-0.023	0.018	0.002	0.019	0.022 *	0.011	0.029 †	0.016	0.011	0.015
45-60時間	-0.029 *	0.015	-0.051 **	0.020	-0.003	0.021	0.045 **	0.017	0.045 **	0.028	0.036	0.022
61時間以上	-0.043 †	0.022	-0.051 †	0.030	-0.042	0.034	0.094 *	0.042	0.104	0.066	0.081	0.055
フレキシブル	-0.001	0.001	-0.001	0.002	-0.001	0.002	0.000	0.001	0.002	0.002	-0.003	0.002
家事時間 (勤務日)	-0.004 *	0.002	-0.005 *	0.002	-0.003	0.003	-0.002	0.002	-0.001	0.002	-0.001	0.003
家事負担 (本人)	0.000 *	0.000	0.001 *	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	-0.001 **	0.000	0.000	0.000
キャリアの見通し	0.071 ***	0.004	0.076 ***	0.005	0.064 ***	0.006	0.073 ***	0.004	0.076 ***	0.006	0.069 ***	0.006
ワークライフバランス	0.030 ***	0.004	0.030 ***	0.005	0.030 ***	0.006	0.031 ***	0.004	0.039	0.006	0.024 ***	0.006
Pseudo R2		0.075		0.069		0.081		0.093		0.102		0.089
N		14147		8424		5723		12138		5996		6142

†p<0.10, \*p<0.05, \*\*p<0.01, \*\*\*p<0.001

表 9 学習行動の目的意識に関するロジスティック回帰分析

	男性						女性					
	全体		配偶者あり		配偶者なし		全体		配偶者あり		配偶者なし	
	限界効果	S. E.	限界効果	S. E.	限界効果	S. E.	限界効果	S. E.	限界効果	S. E.	限界効果	S. E.
年齢	-0.001 *	0.001	0.000	0.001	-0.003 **	0.001	-0.001 †	0.001	0.001 †	0.001	-0.002 **	0.001
学歴 (基準: 中学・高校)												
専門学校・短大・高专	0.019	0.016	0.042 *	0.021	-0.014	0.026	-0.021	0.014	-0.020	0.020	-0.012	0.020
大学・大学院	0.042 **	0.014	0.043 *	0.018	0.041 †	0.022	0.029 †	0.016	0.023	0.024	0.039 †	0.022
年取 (対数変換)	-0.001	0.010	-0.010	0.016	0.015	0.014	-0.019 **	0.009	0.010	0.015	-0.018	0.012
有配偶ダミー	0.002	0.018					0.015	0.018				
子どもの数	0.005	0.007	0.006	0.008	-0.014	0.022	0.003	0.007	0.003	0.008	0.001	0.013
非正規ダミー	-0.009	0.020	-0.032	0.029	0.004	0.028	-0.035 *	0.016	-0.032	0.024	-0.026	0.022
大企業・官公庁ダミー	0.036 **	0.012	0.027 †	0.016	0.046 **	0.019	0.028 *	0.012	0.038 *	0.017	0.015	0.017
職種 (基準: サービス職)												
保安・警備職	-0.050	0.036	-0.060	0.044	0.012	0.064	0.140	0.103	0.180	0.168	0.132	0.130
農林漁業関連職	-0.027	0.091	-0.086	0.112	0.050	0.141	-0.145	0.125	-0.025	0.189	(not estimable)	
運輸・通信関連職	-0.042	0.031	-0.065	0.041	0.009	0.049	-0.069	0.074	0.027	0.109	-0.159 †	0.095
生産工程・労務職	-0.035	0.025	0.016	0.036	-0.077 *	0.035	0.004	0.029	0.028	0.040	0.001	0.043
管理職	0.064 *	0.028	0.067 †	0.036	0.077	0.056	0.082 †	0.047	0.161 *	0.066	-0.041	0.063
事務・営業・販売職	0.007	0.023	0.035	0.032	-0.018	0.032	-0.004	0.018	0.032	0.025	-0.029	0.025
専門職・技術職	0.024	0.022	0.027	0.031	0.036	0.033	0.005	0.020	0.044	0.028	-0.028	0.028
労働時間 (基準: 35時間以下)												
36-45時間	-0.046 *	0.021	-0.037	0.028	-0.051 †	0.030	0.020	0.016	0.035	0.023	-0.004	0.022
45-60時間	-0.031	0.023	-0.031	0.030	-0.022	0.034	0.064 *	0.025	0.090 *	0.042	0.035	0.032
61時間以上	-0.066 †	0.034	-0.018	0.046	-0.132	0.052	-0.017	0.051	-0.074	0.075	0.013	0.069
フレキシブル	0.008 ***	0.002	-0.037 **	0.002	0.008 **	0.003	0.008 ***	0.002	0.010 ***	0.002	0.006 **	0.003
家事時間 (勤務日)	0.005 †	0.003	-0.031 *	0.004	0.003	0.005	-0.002	0.002	-0.002	0.003	0.006	0.004
家事負担 (本人)	0.000 †	0.000	-0.018	0.000	0.000 †	0.000	0.000	0.000	-0.001	0.000	0.000 *	0.000
キャリアの見通し	0.094 ***	0.005	0.106 ***	0.007	0.079 ***	0.008	0.090 ***	0.006	0.089 ***	0.008	0.089 **	0.008
ワークライフバランス	0.013 *	0.006	0.018 *	0.008	-0.009	0.009	-0.002	0.006	0.013	0.009	-0.015 †	0.008
Pseudo R2		0.055		0.061		0.058		0.052		0.059		0.057
N		6328		3771		2557		5855		2827		3026

†p<0.10, \*p<0.05, \*\*p<0.01, \*\*\*p<0.001

分析の結果として明らかになったのは、次の通りである。

まず、学習行動の有無に関して確認する。

学習行動の有無に関して、年齢が一貫して負の効果を持つことがわかる。また、中学・高校卒業の者に比べて、大学・大学院卒の者のほうが学習行動をとる傾向にある。配偶者の有無については、男性の場合、正の効果を持つのにに対し、女性の場合、負の効果を持つことが確認された。企業規模については、大企業・官公庁に勤めている人のほうが学習行動をとる傾向にある。職種については、サービス職を基準とした場合、生産工程・労務職の場合、学習行動を取らない傾向があり、専門職・技術職の場合、学習行動を取る傾向がある。労働時間については、男性の場合、配偶者のいないものを除いて、長時間であればあるほど、学習行動をしない傾向にある。家事負担については、女性で配偶者のいるものは、本人の家事負担の割合が大きいほど、学習をとらない傾向にある。なお、主観的な変数として、キャリアの見通しについては、性別・配偶者の有無を問わず、正の効果を持ち、主観的なワークライフバランスの充実については、配偶者を持つ女性を除いて正の効果を持つことが確認された。

次に学習行動の目的意識に関して確認する。

年齢は男女ともに配偶者がいない場合、負の効果を持つ。学歴については、配偶者を持つ女性を除いて、中学・高校卒業の者に比べて、大学・大学院卒の者のほうが学習行動をとる傾向にある。企業規模については、配偶者のいない女性を除いて、大企業・官公庁に勤めている人のほうが学習行動の目的意識を持つ傾向にある。雇用環境については、男性・配偶者ありの場合についてはフレキシブルさについて負の効果が確認されたのを除き、正の効果を持つ。職種については、男性全体と女性・配偶者ありの場合は、サービス職に比べて管理職の方が目的意識を持つ傾向にある。キャリアの見通しは、性別・配偶者の有無を問わず正の効果を持つ。

## 5 考察・議論

分析の結果、男性と女性とのあいだで仕事に関する学習の実施、学習に対する目的意識を持つかどうかの違いが見られることが明らかとなった。男性の場合、配偶者がいると、学習を実施しやすい傾向にあるのに対し、女性の場合、配偶者がいると学習を実施しない傾向にある。配偶者のいる男性では、仕事が長時間であると学習を実施しない傾向にあるのに対し、配偶者のいる女性では本人の家事負担が大きいと学習を実施しない傾向にある。学習行動をとる人のうち、学習の目的意識を持つ人はキャリアの見通しのある人である。学習行動、学びの目的意識は、性別・婚姻状態に伴う、仕事と生活の関係性が影響を及ぼしている可能性が示唆される。すなわち、結婚は男女の生活時間に影響を与えるうえ、女性にとって学習行動の阻害要因になっている可能性がある。

ただし、学習行動に対して目的意識を持つかどうかについて、生活に関連した効果は見られなかった。キャリアの見通しについては、いずれも正の効果が見られたことから、客観的な生活状況よりも主観的な将来性への期待が学習行動に対する目的意識の有無に繋がって

いるのかもしれない。

ワーク・ライフ・バランスで推奨される主体的な自己啓発については、二つの局面を考慮すべきなのかもしれない。つまり、まずは学習行動を実施できるかどうかについては、男性と女性、婚姻状態、家事負担といった生活環境の問題が絡んでいる。ただし、目的意識を明確に持った主体的な自己啓発を行うには、さらに仕事に対する将来的な見通しが必要だという二つの局面である。主体的な学びを実施するには、仕事と生活の客観的な条件の改善だけでなく、個人に安定したキャリアの見通しを与える社会的環境の整備が必要だと言えるかもしれない。もっとも、この点を議論するには、キャリアの見通しに影響を及ぼす条件を考慮に入れていく必要がある。

また本稿で明らかになったことは、時間的余裕によって学習行動をとるかどうかが、目的意識に影響が与えられるということである。時間的余裕が失われた後に学習習慣を取り戻すことができるのかについては、パネルデータを生かした分析が可能であろう。さらに、分析で示唆されたのは、専門職・技術職であったり、学歴の高い人、大企業・官公庁で働いている人、所得の高い人であれば、学習行動が行われやすいということであった。これについては、学習行動の習慣化によるものか、データの偏りによるものか、企業の提供する学習機会によるものか、昇進の必要に迫られるものなのか、といったことが考えられる。これらの点については、今後の課題としたい。

#### [注]

- 1) 筒井淳也 (2019) が指摘するように、ワーク・ライフ・バランスの議論において、「ライフ」という概念は多義的である。本稿では、仕事と家事に対する客観的な条件を考慮して、家事・育児に関わる側面を「ライフ」として捉えている。加えて、仕事と家事の両立に関する主観的な意識も考慮に入れている。
- 2) 本データの学習行動は、継続的、体系的な学びだけでなく、単発的な学習も含んでいる。

#### [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「全国就業実態パネル調査、2016～2019」（リクルートワークス研究所）の個票データの提供を受けました。本稿に対して、二次分析研究会の皆様から多くのご助言をいただきました。記してお礼申し上げます。

#### [参考文献]

- Cornwell, Benjamin and Elizabeth Warburton, 2014, “Work Schedules and Community Ties,” *Work and Occupations* 41(2): 139-74.
- Gerstel Naomi and Dan Clawson, 2018, “Control over Time: Employers, Workers, and Families Shaping Work Schedules,” *Annual Review of Sociology* 44: 77-97.

- 香川めい, 2019, 「労働時間シフトとワーク・ライフ・バランス——『社会生活基本調査』を用いた類型化の試み」『社会科学研究』70(1): 97-113.
- 内閣府『仕事と生活の調和（ワーク・ライフ・バランス）レポート 2019 ワーク・ライフ・バランスの希望を実現——多様な個人の選択が叶う社会へ』
- 孫亜文, 2018, 「どうすればひとは学ぶのか——企業の働きかけに着目して」『Works Review』13: 1-12.
- 筒井淳也, 2019, 「社会学におけるワーク・ライフ・バランス——『ライフ』概念の多義性を巡って」『大原社会問題研究所』723: 4-16.
- 米田幸弘, 2008, 「格差社会のなかの仕事の価値志向——脱物質主義化仮説の再検討」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, 111-25.

# 夫妻の家事時間の規定要因

——縦断データを用いて——

伊藤大将

(東洋大学)

夫妻の家事時間の規定要因を探る多くの研究は、相対的資源理論、時間的制約説、ジェンダーディスプレイ、経済自立モデルの4つの理論のいずれかで説明できるかをテストしている。当該分野の研究の多くは、クロスセクショナルデータを用いており、因果関係が明確ではない。本稿では、2017年から2019年にかけて年に一度回収された全国就業実態パネル調査を用いて分析を行った。妻の相対的収入、収入の絶対値、労働時間は他の調査参加者(個人間)と比較したときには家事時間に影響を与えているが、固体内の変化を見た時には有意ではなかった。家事の分担を決める際に妻の収入が多かったり、労働時間が長かったりすれば、夫と交渉し家事時間を減らすことができるが、夫妻の間で家事の役割分担が決まると、その後、夫妻の収入や労働時間が変化したとしてもその分担を変えるのは難しいことが推測される。

## 1. はじめに

日本の共働き世帯の数は、1980年には約600万世帯で、専業主婦世帯の約1,100万世帯の約半分であった。1992年に初めて共働き世帯の数が専業主婦世帯の数を抜き、90年代には共働き世帯と専業主婦世帯は900万～1,000万世帯で並んでいた。2000年台に入ると、共働き世帯の数が一貫して専業主婦世帯よりも多いという状態が続き、特に2012年以降は共働き世帯の増加傾向が強くなり、2012年に1,054万世帯だったのが、2019年には1,245万世帯と大きく増加している(労働政策研究・研修機構 nd)。

一方、家事・育児・介護時間に関しては、女性は1996年から2016までに1日約3時間半で大きな変化はなく、男性は1996年から2016年の20年間で、20分増加しているのみである(男女共同参画白書令和2年版, 2020)。共働き世帯に限ってみても、妻の家事・育児・介護時間は1986年の253分から2016年の258分、夫の15分から39分と女性の家事・育児・介護時間に変化はなく、男性は24分増加しているだけである。このデータから、女性は仕事と家事・育児・介護の両方を担っているセカンドシフトの状態にあると考えられる(Hochschild and Machung 1989)。男性の家事・育児・介護時間は微増しているようではあるが、6歳未満の子供を持つ世帯の家事時間と育児時間を別々に見ると、育児時間は1996年の18分から2016年の49分と1日30分ほど増加しているが、家事時間は同期間に5分から17分と育児時間に比べると増加幅は小さい(総務省, 2017)。男性は、子どもと遊んで面倒を見る時間のような一般的に人が好んで行う活動の時間は増えているが、食事の準備、洗濯、掃除といった煩雑で女性的な仕事と考えられる活動の時間が増加しているとは言い難い。

女性の家事時間が男性の家事時間よりも長いという状況は、世界中で起こっており、社会

学者はその規定要因を探ってきた。これまでの研究では、相対的資源理論(relative resource hypothesis)、時間的制約説、ジェンダーディスプレイ(gender deviance neutralization)、経済自立モデル(autonomy theory)の4つの理論が注目を集めてきた。これらの理論のどれが夫妻の家事時間の規定要因になっているかを分析している研究は数多くあるが、それらのほとんどがクロスセクショナルなデータを用いており、収入や労働時間といった労働状況が家事時間に影響を与えるという理論的な推測を基にしている。しかし、家事や育児をするために労働時間を減らし、そのために収入が減少するという逆の因果関係も考えられる(鈴木2012)。そこで本研究では、パネルデータを用いて、共働きで子どもが同居していない日本人夫妻の家事時間の規定要因が上記に挙げた4つの理論のいずれで説明されるのかを調査する。子供と同居していない夫妻を選んだのは、夫の参加が増加している育児ではなく、家事への参加のみを分析できるからである。

## 2. 理論的枠組みと先行研究

理論的枠組みは、ジェンダーが影響するかしないかでまとめられることが多い。相対的資源理論と時間的制約説はジェンダーに関係なく、経済的自立モデルとジェンダーディスプレイはジェンダーが影響する。先行研究は、因果関係について検討したもの、パネルデータを用いて分析した研究、因果関係が最も明確な実験形式の調査についてまとめる。

### 2.1 相対的資源理論

相対的資源理論とは、より多くの資源を持っていると交渉を有利に進められるという、交換理論を原点とした理論的枠組みである。当該分野の研究では、収入を多く稼ぐ人ほど資源が多いと仮定され、交渉を通して家事のような煩雑で人がやりたくない仕事を収入が少ない人にさせることができると考える。世帯収入を100%として、妻の収入の割合が多くなればなるほど(これを妻の相対的収入と呼ぶ)、妻の家事時間は減少し、夫の家事時間は増加する(Brines 1994)。この理論においては、男性であるか女性であるかは関係なく、世帯収入にどれだけ貢献しているかが影響を与える。

相対的資源理論を用いた分析では、妻の相対的収入が増加すると、妻の家事時間は減少するという結果がいくつかの調査で得られているが、夫の家事時間が増加するという結果は出ていない場合が多い(Bittman et al. 2003; Greenstein 2000; 吉田 2009)。家事時間ではなく、家事分担率を独立変数として用いた調査を行った大野祥子らは、妻の相対的収入が多くなれば夫の家事分担率が上がると報告している(大野・田矢・柏木 2003)。

### 2.2 時間的制約説

時間的制約説は、夫でも妻でも時間がある方が家事に従事するという考え方である(Bianchi et al. 2000; England and Farkas 1986)。夫と妻それぞれの一週間の労働時間が少ない

ほうが家事に従事するため、ジェンダーは影響しない。

時間的制約説は多くの研究で支持されているが(Bianchi et al. 2000; Bittman et al. 2003; Brines 1994), 効果は限定的であることが多い。共働き世帯の女性を対象とした分析では、妻の労働時間が長くなれば妻自身の家事・育児時間は短くなるという結果が得られたが、夫の家事・育児時間には影響がなかった。同様に、夫の労働時間も夫自身の家事・育児時間には影響していたが、妻の家事・育児時間を増減させなかった(伊藤 2018; 鈴木 2012)。

### 2.3 ジェンダーディスプレイ

ジェンダーディスプレイとは、妻の収入が男性の収入よりも多くなると、妻の家事時間が増加することを指す概念である(Brines 1994; Greenstein 2000)。Bittman et al. (2003)は、妻の相対的収入が50%付近になるまでは、妻の家事時間は減少するが、50%を超えると増加する曲線を描くことを報告した。妻の相対的収入が多くなるにつれ、一家の稼ぎ手であるはずの夫の男性らしさが傷つけられる。そうなった上に家事をすることになるとさらに男性らしさが傷つけられるため、それを補うために妻は家事時間を増やすという概念である。研究では、妻の相対的収入の二乗項を入れて分析される。

Bittman et al.の研究(2003)によってジェンダーディスプレイの概念は広まったが、その後、Gupta(2006, 2007)によって否定され、近年ではジェンダーディスプレイは誤った概念だったと結論付けられている(Sullivan 2011)。しかしドイツで研究を行った Vivien Procher et al. (2017)は、ジェンダーディスプレイが観察されると報告している。伝統的なジェンダー意識が強く残る国ほどジェンダーディスプレイは観察されるのではないかという説明もあり(Bittman et al. 2003)、ジェンダーディスプレイの概念を完全に否定するまでには至っていない。

### 2.4 経済自立モデル

経済自立モデルとは、妻の相対的収入ではなく、妻の収入の絶対値が大きければ妻の家事時間は減るという考え方である。妻は自分で稼いだお金を使って、自身がするはずだった家事をアウトソースすることができ、結果的に家事時間が減少する(Gupta 2006, 2007)。夫の収入が多くても妻の家事時間は減少しないことから、経済自立モデルはジェンダーの影響を受けるとされる。

Alexandra Killewald and Margaret Gough (2010)も Gupta(2006, 2007)と同様、米国人を対象とした研究で経済自立モデルを支持する結果を得たうえで、世帯収入が高い家庭ほど、妻の家事・育児時間の減少がなだらかになると報告している。加えて、相対的資源理論と経済自立モデルが、妻の家事時間において、同時に成り立つという研究もあり(Schneider 2011; Usdansky and Parker 2011)、さらなる検討が必要である。



## 2.5 因果関係

以上 4 つ挙げた理論的枠組みであるが、いずれも収入や労働時間といった仕事に関する状況が家事時間に影響を与えることを想定している。しかし家事時間が収入や労働に影響するという考え方もあり、それが人的資本理論(human capital theory)である(Becker, 1985)。

Daniel L. Carlson and Jamie L. Lynch (2017)は、どちらの因果関係の方が強いのかを、構造方程式モデリングの非逐次モデルを用いて分析した。その結果によると、収入と家事時間の関係は妻にとっては相互に影響を与え合っていることがわかった。効果量を見ると、収入が家事時間に与える影響の方が、家事時間が収入に与える影響よりも 5 割ほど大きかった。よって妻については、仕事が家事時間に与える因果関係の方が人的資本理論よりも適していることを示している。一方夫では、家事時間が収入に与える影響のみが確認された。夫の家事時間と収入の関係は、人的資本理論を用いたほうが適切であると報告している(Carlson and Lynch 2017)。

## 2.6 パネルデータを用いた研究

当該研究においては、パネルデータを用いた分析も数は少ないが実施されている。米国での研究では、妻の相対的収入が上がれば、家事時間は減少するが、相対的収入が 5 割を超えると上昇するというジェンダーディスプレイの結果がクロスセクショナルデータとパネルデータの両方の分析の結果で得られている(Killewald and Gough 2010)。同研究では、労働時間も分析に含めている。クロスセクショナルデータ分析では、夫の労働時間が長いと妻の家事時間は長くなるが、その傾向はパネルデータでは見られず、妻自身の労働時間は、どちらの分析でも有意ではなかった。

日本でもパネルデータを用いた分析が行われている。福田節也(2007)によると、結婚をしている妻と夫の家事・育児時間は、自身の労働時間が長くなると短くなり、配偶者の労働時間が長くなると自身の家事・育児時間は長くなるという関係があった。男性の平日の家事・育児時間を対象にした佐々木(2018)による研究でも、同様の結果が得られている。年収に関しては、妻の相対的収入、妻の収入の絶対値、夫の収入の絶対値が増加すると妻の家事・育児時間は減少したが、夫の家事・育児時間にはほとんど影響はなかった(福田 2007)。福田(2007)の研究の結果とは異なり、相対的収入は有意ではなかったという報告もある(佐々木 2018)。

「全国家族調査パネルスタディ」を用いて、筒井淳也と竹内麻貴(2016)は、夫妻の労働時間や収入の変化が家事時間ではなく、家事頻度の差を縮めているか、夫の家事頻度の比が増加しているかを調査した。変量効果モデルでは、食事の準備、あとかたづけ、買い物、洗濯、掃除といった項目の頻度は、労働時間と年収の差がそれぞれ大きくなると減少するが、固定効果モデルではその効果が小さくなったり、有意ではなくなったりした。その結果から、「クロスセクション調査データの分析は、未観察の個体間異質性の効果を労働時間や所得の影

響として組み入れてしまっていた可能性がある」(筒井・竹内 2016 : 23)と指摘している。

これらの研究では、平日と休日では家事の分配のパターンが異なる可能性があることが指摘されているが(Hook 2017)、平日と休日で家事頻度を分けていなかったり、家事頻度ではどの程度時間をかけてしているかわからなかったり(例えば、掃除で、念入りに時間をかけて掃除するのか、簡単に短時間で掃除をするのかでは負担が異なる)、家事時間と育児時間を分けていなかったりする。そういった点から、本研究で平日と休日の家事時間を別々に分析し、家事時間を育児時間から区別することには意義がある。

## 2.7 アンケート実験による研究

家事・育児時間の規定要因を探る研究では、アンケートを回収して得たデータを統計的に分析する研究がほとんどである。Long Doan and Natasha Quadlin(2019)は、実験的な手法を用いて相対的資源理論とジェンダーディスプレイの理論をテストした。実験を用いた方法は人工的であるという点で批判されることもあるが、因果関係がはっきりとわかる手法でもあるため、ここでは詳しく触れる。

方法は、アンケートで異なる特徴を持つ夫妻について簡潔に説明した上で、回答者に女性が行いがちである食事の準備や掃除といった家事、男性が行いがちである修理といった家事、性別役割区別のない家計や買い物といった家事の3つを誰がすべきか尋ねた。夫婦の記述には、3つの要素が含まれており、それらは収入、性別、ジェンダーである。またジェンダーの影響を比較するため、同性のカップルも記述に含まれる。例えば、異性婚のカップルについては、「男らしい男性で給与高と女らしい女性で給与低」「男らしい男性で給与低と女らしい女性で給与高」「女性的な趣味を持つ男性で給与高と男性的な趣味を持つ女性で給与低」「女性的な趣味を持つ男性で給与低と男性的な趣味を持つ女性で給与高」の組み合わせの記述がある。

研究結果によると、効果は大きくなかったが、収入が少ない人ほど女性がしがちな家事に割り当てられやすかった。ジェンダーも効果は大きくなかったが、女性らしい人は女性らしい家事に、男性らしい人は男性らしい家事にあてがわれがちだった。性別の効果は最も大きく、女性は女性がしがちな家事に、男性は男性がしがちに家事に割り当てられがちだった。この結果は、女性が女性らしい家事をすべきという伝統的な性別役割分業意識が米国人が家事を分担するときに用いる要因であるということを示唆している(Doan and Quadlin 2019)。

## 3. データ

本分析では、リクルートワークス研究所によって回収された全国就業実態パネル調査2017年から2019年のデータを用いる。全国就業実態パネル調査はインターネットモニターを用いた調査で、15歳以上の男女の就業の実態を明らかにする目的で回収されている(リクルートワークス研究所 2018, 2019)。追跡調査を行うとともに、毎年新規サンプルも追加さ

れている。2017年調査では48,763人、2018年調査では50,677人、2019年調査では62,415人からアンケートを回収している。前年からの継続サンプルは2018年も2019年も約8割であった。男性・女性回答者に対し、それぞれの配偶者の収入や仕事について聞いているため、その情報を用いて分析をする。本データは夫妻の両方から回収されているわけではないため、解釈には注意が必要である。

#### 4. サンプルと変数

本研究では、共働きで子どもが同居していない夫と妻を調査の対象としている。そのため以下4つの条件が2017年から2019年のすべての回答にあてはまる回答者のみに限定した。一つ目は、夫と妻の両方が2017年から2019年を通して仕事をしていることである。出産で休職する場合等、家事時間には一時的な変化が見られる可能性があるためである。二つ目は、配偶者と二人で住んでいる夫と妻であることを条件とした。子どもがいると育児時間が増えることは前述したが、回答者の親や義理の親と同居している場合、家事を夫と妻ではない人が担う可能性もあるためである。三つ目の条件は夫と妻ともに介護をしていないことである。介護をしている場合、育児時間と同様に介護の時間が増加する。家事時間のみに焦点を当てるのが本研究の目的であるため、サンプルから除外した。四つ目の条件は2019年の調査時点で59歳以下であることである。60歳で定年退職をする人が多く、定年退職後は収入や家事時間の分担には変化が生じると考えられるので、定年退職前の人を分析対象とした。加えて、欠損値がある場合は、分析から削除した。最終的なサンプル数は、男性551名、女性830名だった。

従属変数は、妻の勤務日の家事時間、妻の休日の家事時間、夫の勤務日の家事時間、夫の休日の家事時間の4つである。それぞれ平均的な日の家事・育児時間を10分単位で聞いており、単位は分で揃えた。

独立変数は、世帯収入における妻の収入の割合、その二乗項、妻の収入の絶対値、回答者の労働時間である。回答者の収入は主な仕事からの年収と副業・兼業からの年収の2つを合算したものを使用し、配偶者の収入は「あなたの配偶者の昨年の1年間の仕事からの年収(税込みの実績)を教えてください」という質問への回答を使用した。回答者の収入と配偶者の収入を合算したものを世帯収入とし、妻の相対的収入は妻の収入÷世帯収入で算出した。相対的収入の単位はパーセントで、収入の単位は万円である。労働時間は、主な仕事の労働時間、副業の労働時間、通勤時間の合計で、単位は時間である。

コントロール変数として、年齢層(16-29歳、30-39歳、40-49歳、50-59歳)と仕事のフレキシビリティの2つを分析に投入した。フレキシビリティは、勤務日を選ぶことができたか、勤務時間を選ぶことができたか、働く場所を選ぶことができたかの3項目で尋ねており、数字が大きいほどフレキシビリティがあるというコーディングになっている。

表 1 従属変数と独立変数の平均値と度数分布 (Overall)

	夫(%)	妻(%)
勤務日の家事時間(分)	62.18	166.27
休日の家事時間(分)	74.81	209.14
収入	518.28	154.59
配偶者の収入	276.27	562.03
相対的収入	35.25	21.18
労働時間	49.97	35.42
フレキシビリティ(0-6)	1.42	2.36
年齢グループ	度数(%)	度数(%)
16-29	18 (1.05%)	108 (2.92%)
30-39	309 (18.04%)	555 (15.70%)
40-49	684 (39.93%)	1,371 (40.29%)
50-59	702 (40.98%)	1,296 (41.08%)

## 5. 結果

表 1 に 2017 年から 2019 年までのデータの overall の記述統計を示した。勤務日の妻の家事時間は約 166 分と夫の約 62 分の 3 倍弱だった。休日の家事時間は勤務日より長く、妻は約 209 分、夫は約 75 分で、休日も妻は夫の 3 倍弱の時間を家事に費やしている。収入は男性の平均が 520 から 560 万円で夫妻の回答が似ているが、妻の収入は妻の回答が約 155 万円であるのに対し夫の回答が 276 万円と、本調査に参加した夫の妻のほうが収入が多かった。妻の相対的収入の平均は、約 21%から 35%である。一週間の労働時間の平均は夫の約 50 時間に対して、妻は約 35 時間と夫のほうが長く、仕事のフレキシビリティは妻のほうが高かった。

次に本研究の従属変数である家事時間に関して、t 時点から t+1 時点の間で夫の平日と休日の家事時間がどの程度移行しているかを調べた(表 2a)。平日・休日ともに家事を全くしていない夫の約 60%が次の調査においても家事をしていない。逆に言えば、約 4 割の夫が 10 分以上の家事をし始めているということになる。平日も休日も家事時間の増減は観察されるが、近似値(一つ上と一つ下のカテゴリー)間での移動が多く、家事をしていた状態から全くしていない状態になるケースも 10%から 20%ほど観察された。全体的に見て、家事時間 1 時間以内の小さい範囲での移動にとどまっている。

妻の移行表(表 2b)を見ると 4 割から 6 割強の妻の家事時間は、平日、休日ともに変化していない。夫の回答と同様に増減どちらとも見られるが、家事時間が 1 日 2 時間以内の妻は増加傾向が、家事時間が 130 分以上の妻は、同範囲にとどまる傾向が見られた。

固定効果モデル、変量効果モデル、プールド OLS を用いて分析した結果を示す。固定効果モデルは個体内の変化を、プールド OLS は個体間の差を(水落 2016)、変量効果モデルは固定効果モデルの特殊なケースという特徴を持っている(Mundlak 1978 cited in Allison 2009)。変量効果モデルは、個体特性と独立変数の間に相関がないことを前提としているが、社会科学の分野でそれを前提とすることは難しい(奥井 2015)。本分析結果を解釈するうえで、注意が必要な点である。

表 2 a 夫の平日と休日の家事時間の移行表 (%)

	平日				休日			
	0	10-30	40-60	>60	0	10-30	40-60	>60
0分	60.3	17.8	12.5	9.4	58.4	12.3	15.5	13.9
10-30分	19.0	52.2	23.4	5.4	18.9	44.7	24.2	12.1
40-60分	13.2	18.8	47.7	20.4	17.6	14.7	40.1	27.6
>60分	11.6	9.0	37.0	42.3	11.4	4.1	18.2	66.3

表 2 b 妻の平日と休日の家事時間の移行表 (%)

	平日				休日			
	0-60	70-120	130-240	>250	0-60	70-120	130-240	>250
0-60分	55.9	24.6	11.8	7.7	44.4	24.0	21.9	9.7
70-120分	16.3	46.3	30.4	7.0	16.7	40.9	34.2	8.2
130-240分	5.2	20.0	59.1	15.7	6.8	14.8	54.5	23.8
>250分	8.4	13.1	32.7	45.8	7.4	4.4	25.1	63.2

表 3 は夫の勤務日、表 4 は夫の休日の家事育児時間の分析結果である。変量効果モデルとプールド OLS では、妻の相対的収入が多いほど、夫の家事時間は増加するが、固定効果モデルではその結果は出ていない。これは固定効果モデルの標準誤差が大きいためだと考えられる。そのほか、相対的収入二乗項が有意になっており、妻の相対的収入が多くなると、男性の家事時間は大幅に増加する。全体的に見て有意になっている変数は少なかった。夫の休日の家事時間に関しては、妻の相対的収入が上がれば、増加する傾向がすべての分析で見られた。また年齢が上の人ほど、家事時間は少ない傾向があった。勤務日の分析と同様、休日の家事時間も有意な変数は少なかった。

表 5 と表 6 には、それぞれ妻の勤務日と休日の家事時間の分析結果を提示した。妻の勤務日の変量効果モデルの結果はプールド OLS の結果と似ており、妻の相対的収入と収入の絶対値が大きければ家事時間は減少し、労働時間が長ければ家事時間は減るという結果が得られた。しかしこれらの結果は固定効果モデルでは得られなかった。標準誤差に差があるが、係数の大きさも異なるため、この分析には含まれていない変数によって相対的収入、収入の絶対値、労働時間と家事時間の関係が説明されたと推測される。

妻の休日の家事時間に関しては、プールド OLS では、相対的収入が多い妻は、少ない妻と比較して家事時間が少ない。また仕事に柔軟性がある妻ほど、休日の家事時間は少ない傾向が変量効果モデルとプールド OLS で観察されたが、固定効果モデルでは観察されなかった。係数に大きな差はないため、標準誤差の大きさによる影響と考えられる。

表3 夫の家事時間の規定要因の推定(勤務日)2017-2019

	固定効果		変量効果		プールド OLS	
収入	.002 (.053)	.013 (.053)	-.006 (.019)	-.015 (.019)	-.006 (.017)	-.014 (.017)
配偶者の収入	.002 (.056)	.046 (.058)	.002 (.030)	.024 (.031)	.000 (.028)	.018 (.029)
相対的収入	.805 (.673)	-2.227 (1.295)	.874* (.378)	-.581 (.725)	.890* (.353)	-.341 (.669)
相対的収入二乗		.033** (.012)		.016* (.007)		.013* (.006)
労働時間	-.034 (.310)	-.078 (.310)	-.074 (.211)	-.027 (.211)	-.042 (.200)	.007 (.201)
年齢グループ	-7.701 (14.182)	-10.254 (14.167)	-4.517 (4.117)	-6.115 (4.175)	-4.138 (3.585)	-5.465 (3.633)
柔軟性	-2.976 (-2.976)	-2.711 (2.362)	1.166 (1.534)	.974 (1.535)	1.947 (1.445)	1.741 (1.446)
定数項	54.356 (50.536)	98.238** (52.860)	46.229* (20.654)	72.343** (23.434)	42.469* (18.996)	64.078** (21.440)
n	1,561		1,561		1,561	
個体数	551		551			
F	1.63***					
BP	48.35***					
Hausman	8.14					

\*\*\*p<.001, \*\*p<.01, \*p<.05. カッコ内は標準誤差

表4 夫の家事時間の規定要因の推定(休日)2017-2019

	固定効果		変量効果		プールド OLS	
収入	.032 (.037)	.033 (.037)	.009 (.016)	.009 (.017)	.002 (.014)	.004 (.014)
配偶者の収入	-.047 (.039)	-.043 (.041)	-.018 (.025)	-.020 (.026)	-.010 (.023)	-.014 (.024)
相対的収入	1.067* (.473)	.785 (.913)	.789* (.312)	.935 (.604)	.713* (.292)	.957 (.554)
相対的収入二乗		.003 (.008)		-.002 (.005)		-.003 (.005)
労働時間	-.128 (.218)	-.132 (.218)	-.066 (.169)	-.069 (.169)	-.011 (.166)	-.021 (.167)
年齢グループ	.911 (9.968)	.674 (9.994)	-12.37** (3.721)	-12.20*** (3.767)	-13.31*** (2.964)	-13.05*** (3.008)
柔軟性	.471 (.471)	.495 (1.666)	.039 (1.244)	.049 (1.245)	-.218 (1.195)	-.177 (1.198)
定数項	38.474 (35.518)	42.556 (37.288)	78.933*** (17.431)	76.256*** (19.837)	82.454*** (15.707)	78.157*** (17.754)
n	1,561		1,561		1,561	
個体数	551		551			
F	2.94***					
BP	29.11***					
Hausman	3.61					

\*\*\*p<.001, \*\*p<.01, \*p<.05. カッコ内は標準誤差

## 6. 考察

本稿では、相対的資源理論、時間的制約説、ジェンダーディスプレイ、経済自立モデルという4つの理論のうちどれが日本人夫妻の家事時間を説明できるかをテストした。相対的資源理論に関しては、夫妻の勤務日と休日を対象とした分析の少なくとも1つで、有意であ

表5 妻の家事時間の規定要因の推定(勤務日)2017-2019

	固定効果		変量効果		プールド OLS	
収入	-.012 (.061)	-.032 (.064)	-.061* (.028)	-.059* (.029)	-.052* (.024)	-.048 (.025)
配偶者の収入	.011 (.028)	.014 (.028)	.013 (.013)	.012 (.014)	.010 (.012)	.008 (.012)
相対的収入	-.198 (.474)	.524 (.905)	-.588* (.292)	-.698 (.570)	-.725** (.270)	-1.047* (.533)
相対的収入二乗		-.009 (.009)		.001 (.006)		.004 (.005)
労働時間	.009 (.279)	.010 (.279)	-.588** (.196)	-.582** (.198)	-.768*** (.187)	-.742*** (.191)
年齢グループ	5.74 (9.448)	5.77 (9.449)	10.88** (3.303)	10.87** (3.305)	11.27*** (2.678)	11.22*** (2.679)
柔軟性	1.063 (1.691)	1.102 (1.691)	1.320 (1.167)	1.300 (1.170)	1.303 (1.088)	1.232 (1.092)
定数項	153.93*** (30.310)	145.05*** (31.762)	184.70*** (13.902)	186.24*** (15.510)	193.85*** (12.130)	198.33*** (13.710)
n	2,221		2,221		2,221	
個体数	830		830			
F	2.51***					
BP	27.07***					
Hausman	16.32*					

\*\*\*p<.001, \*\*p<.01, \*p<.05. カッコ内は標準誤差

表6 妻の家事時間の規定要因の推定(休日)2017-2019

	固定効果		変量効果		プールド OLS	
収入	.068 (.066)	.028 (.070)	-.036 (.034)	-.047 (.035)	-.044 (.029)	-.048 (.030)
配偶者の収入	-.045 (.030)	-.038 (.030)	.002 (.016)	.005 (.016)	.008 (.014)	.010 (.014)
相対的収入	-.442 (.514)	1.001 (.982)	-.529 (.344)	.168 (.670)	-.708* (.323)	-.373 (.636)
相対的収入二乗		-.017 (.010)		-.008 (.007)		-.004 (.006)
労働時間	.349 (.302)	.351 (.302)	.163 (.228)	.134 (.229)	.197 (.224)	.170 (.228)
年齢グループ	-12.842 (10.257)	-12.773 (10.250)	10.592* (4.103)	10.696** (4.106)	13.316*** (3.196)	13.374*** (3.198)
柔軟性	-2.659 (1.836)	-2.581 (1.835)	-2.915* (1.364)	-2.798* (1.368)	-3.582** (1.298)	-3.509** (1.304)
定数項	252.93*** (32.904)	235.17*** (34.454)	210.92*** (16.818)	201.15*** (18.657)	209.17*** (14.477)	204.51*** (16.363)
n	2,221		2,221		2,221	
個体数	830		830			
F	3.39***					
BP	26.02***					
Hausman	23.45***					

\*\*\*p<.001, \*\*p<.01, \*p<.05. カッコ内は標準誤差

り、部分的に支持されたといえるだろう。妻の相対的収入が多くなれば、夫の家事時間は増加し、妻の家事時間は減少する。しかし、固体内の変化を観察した固定効果モデルの結果では、妻の相対的収入は妻の勤務日の家事時間も休日の家事時間も減少させていない。言い換えると、相対的収入が多い妻と少ない妻を比較すると、多い妻の方が家事時間は少ないが、

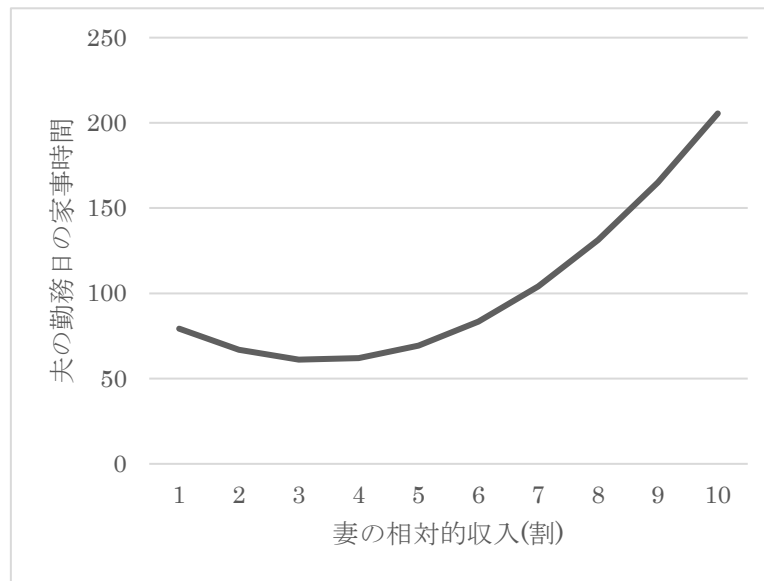


図 1：妻の相対的収入と夫の勤務日の家事時間の関連

妻の相対的収入が増加したからといって家事時間が減少するわけではないことが示唆される。また、夫の休日の家事時間には妻の相対的収入の影響がすべての分析で出ている。妻の相対的収入が増加すると、夫は仕事がない休日に家事時間を増加させる。夫妻を分析しているわけではないため注意が必要だが、妻の家事時間が減少しているわけではないことから、妻が行っている家事を夫が代わりにしているわけではないようである。

時間的制約説に関しては、夫の労働時間は夫自身の家事時間には影響を与えておらず、支持されなかった。一方、妻の労働時間は妻の勤務日の家事時間に影響を与えていた。労働時間に関しても相対的収入と同様、固体内の変化を考慮する固定効果モデルでは、有意ではなかった。これは妻の労働時間が増減しても、家事時間には変化がないことを示唆している。よって労働時間に関しては、労働時間が比較的長い妻は、労働時間が比較的短い妻と比べて家事時間は少ないと言えるだろう。妻の労働時間は、休日の家事時間への影響はなかった。これは勤務日にできない家事を休日にまとめてしているわけではないと読み取れる。

相対的収入の二乗項は妻の家事時間では有意ではなく、ジェンダーディスプレイについては支持されなかった。興味深いことに、相対的収入の二乗項は夫の勤務日の家事時間で有意である。図 1 に固定効果モデルの相対的収入と相対的収入の二乗項を用いてグラフを作成した。このグラフによると、妻の相対的収入が 4 割を超えたあたりから夫の家事時間が増加する。妻の相対的収入が少ない場合はお小遣い程度にしか考えられないが、収入が多くなるにつれ家計の一部として考えられ(重川 2004)、夫の家事時間が増加するのかもしれない。

経済自立モデルは妻の勤務日の家事時間に影響を与えており、部分的に支持された。妻の収入の絶対値が高いと、低い妻と比べて家事時間は短くなる。Gupta (2006, 2007)が言うように、収入の多い妻は家事をアウトソースしている可能性がある。この結果も変量効果モデル



とプールド OLS では見られたが、固定効果モデルでは有意ではなかった。妻は収入が増えたからといって、家事をアウトソースし始めるわけではないのであろう。

## 7. まとめと今後の研究の展望

本研究では、相対的資源理論、時間的制約説、ジェンダーディスプレイ、経済自立モデルの4つの理論をパネルデータを用いてテストした。その結果、相対的資源理論、時間的制約説、経済自立モデルは、個体間の比較では観察されたが、固体内の変化を捉えた分析では観察されなかった。この結果は筒井・竹内(2016)の家事頻度の差と頻度比を用いた調査の結果と似ている。夫妻の間で家事の役割分担が決まると、その後、主に夫妻の収入や労働時間が変化したとしてもその分担を変えるのは難しいのではないかと推測できる。家事の分担を決める際に妻の収入が多かったり、労働時間が長かったりすれば、夫と交渉し家事時間を減らすことができるため、それが個体間を比較した分析には現れるが、固体内の変化を比較した分析では現れない理由だと考えられる。当該分野の研究では、クロスセクショナルのデータを用いた分析が多くされてきたが、この点を明らかにしたことがパネルデータを用いた本分析の学術的な貢献である。オーストラリアやドイツの西部を対象にした研究では、第一子の出産を経験すると女性の家事・育児時間は増加するが、男性の家事・育児時間は変化しなかったり(Baxter, et al. 2008), より伝統的な性別役割分業に移行したりする(Grunow, et al. 2012)と言われている。今後の研究では、結婚直後から第一子の出産や第二子の出産、退職といったイベントを経験した後の夫妻の家事・育児時間とその規定要因を長期的に調べ、その時の家事・育児時間が収入や労働時間が後に変化しても維持されるのか調査する必要があるだろう。

Allison(2009)は、変量効果モデルで有意であったが固定効果モデルで有意ではなくなった場合、標準誤差の大きさが原因ではないかをチェックすることを勧めている。また標準誤差が理由ではない場合、その分析で観察されていない変数が固定効果モデルで見られた効果を取り去ったと解釈するのが妥当であると書いている。本調査でも妻の勤務日の家事時間において、相対的収入、収入の絶対値、労働時間が変量効果モデルでは有意であったが、固定効果モデルでは有意ではなかったと。これら3つの変数に影響を与える可能性があるのは、ジェンダー意識ではないだろうか。伝統的なジェンダー意識を持っていると仕事をセーブし、家事に従事する時間を確保するはずである。ジェンダー意識に似た概念として、小笠原裕子(2005)は、夫妻の生計維持分担意識に着目して調査を行い、生計維持分担意識が強い夫妻ほど家事育児を分担すると報告している。このようなジェンダー意識や生計維持分担意識を変数として分析に入れた研究が有益であると考えられる。

女性の社会進出が進み男女の賃金格差が小さい欧米の国々では、妻の相対的収入にバリエーションがあるが、日本では欧米の国ほどのバリエーションはまだない。Doan and Quadlin(2019)が行ったようなアンケート実験を用いた方法を使うことで、収入、労働時間、

ジェンダーのどの要素が家事の分配に影響を与えるのか、明らかにできる可能性がある。

本研究分野では、理論をテストする目的の研究が多いためか、量的調査が行われることが多い。伝統的な性別役割分業意識が強い日本において、夫妻は仕事を優先して考えるために仕事の状況が家事時間に影響を与えるのか、家事を優先して考えるために家事時間が働き方に影響を与えているのか、明らかではない。日本の夫妻がどのように仕事と家事をやりくりしているのかをとらえるために、夫妻に話を聞く質的な調査が必要であると考え。

男女共同参画社会基本法が 1999 年に施行されてから 20 年以上経過したが、労働環境の改善や男性の家事・育児への参加の進み具合は緩慢である。本分野の研究を活発に行い、その結果を積極的に社会に公表することを通し、男性や女性をはじめとし、様々な異なる特徴を持つ人々、皆が働きやすく住みやすい社会の構築に貢献して欲しい。

#### [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「全国就業実態パネル調査, 2016~2019」(リクルートワークス研究所)の個票データの提供を受けました。

#### [参考文献]

- Allison, Paul D., 2009, *Fixed Effects Regression Models*, California: Sage Publications.
- Baxter, Janeen., Belinda Hewitt, and Michele Haynes, 2008, “Life Course Transitions and Housework: Marriage, Parenthood, and Time on Housework,” *Journal of Marriage and Family*, 70:259-272.
- Becker, Gary S., 1985, “Human Capital, Effort, and the Sexual Division of Labor,” *Journal of Labor Economics*, 3:533-558.
- Bianchi, Suzanne M., Melissa A. Milkie, Liana C. Sayer, and John P. Robinson, 2000, “Is Anyone Doing the Housework?: Trends in the Gender Division of Household Labor,” *Social Forces*, 79(1):191-228.
- Bittman, Michael., Paula England, Liana Sayer, Nancy Folbre, and George Matheson, 2003, “When Does Gender Trump Money? Bargaining and Time in Household Work,” *American Journal of Sociology*, 109(1):186-214.
- Brines, Julie, 1994, “Economic Dependency, Gender, and the Division of Labor at Home,” *American Journal of Sociology*, 100(3):652-688.
- Carlson., Daniel L., and Jamie L. Lynch, “Purchases, Penalties, and Power: The Relationship Between Earnings and Housework,” *Journal of Marriage and Family*, 79:199-224.
- Doan, Long., and Natasha Quadlin, 2019, “Partner Characteristics and Perceptions of Responsibility for Housework and Child Care,” *Journal of Marriage and Family*, 81:145-163.

- England, Paula., and George Farkas, 1986, *Household, Employment and Gender: A Social, Economic, and Demographic View*, New York: Routledge.
- 福田節也, 2007, 「ライフコースにおける家事・育児遂行時間の変化とその要因—家事・育児遂行時間の変動要因に関するパネル分析—」『家計経済研究』76:26-36.
- Greenstein, Theodore N, 2000, “Economic Dependence, Gender, and the Division of Labor in the Home: A Replication and Extension,” *Journal of Marriage and the Family*, 62:322-335.
- Grunow, Daniela., Florian Schulz, and Hans-Peter Blossfeld, 2012, “What Determines Change in the Division of Housework Over the Course of Marriage?,” *International Sociology*, 27(3):289-307.
- Gupta, Sanjiv, 2006, “Her Money, Her Time: Women’s Earnings and Their Housework Hours,” *Social Science Research*, 35:975-999.
- , 2007, “Autonomy, Dependence, or Display?: The Relationship Between Married Women’s Earnings and Housework,” *Journal of Marriage and Family*, 69:399-417.
- Hochschild, Arlie., and Anne Machung, 1989, *The Second Shift: Working Families and the Revolution at Home*, New York: Penguin Books.
- 伊藤大将, 2018, 「妻の収入と家事・育児分担との関係：共働き夫婦を対象とした研究」『夫婦データを用いた, 家計, 就業, 子育てに関する二次分析研究成果報告書』169-186.
- Killewald, Alexandra., and Margaret Gough, 2010. “Money Isn’t Everything: Wives’ Earnings and Housework Time,” *Social Science Research*, 39:987-1003.
- 水落正明, 2016, 「パネルデータ分析法・応用編」筒井淳也・水落正明・安田時男編『パネルデータの調査と分析・入門』47-59.
- 内閣府, 2021, 「令和2年版男女共同参画白書」, (2021年2月1日取得,  
[https://www.gender.go.jp/about\\_danjo/whitepaper/r02/zentai/pdf/r02\\_tokusyuu.pdf](https://www.gender.go.jp/about_danjo/whitepaper/r02/zentai/pdf/r02_tokusyuu.pdf)).
- 小笠原裕子, 2005, 「有償労働の意味—共働き夫婦の生計維持分担意識の分析—」『社会学評論』56(1):165-181.
- 奥井亮, 2015, 「固定効果と変量効果」『日本労働研究雑誌』657:6-9.
- 大野祥子・田矢幸江・柏木恵子, 2003, 「男性の家事分担を促進する要因」『発達研究』17: 53-68.
- Procher, Vivien., Nolan Ritter, and Colin Vance, 2017, “Housework Allocation in Germany: The Role of Income and Gender Identity,” *Social Science Quarterly* 1-19.
- 労働政策研究・研修機構, n.d. 「専業主婦世帯と共働き世帯」(2021年2月1日取得,  
<http://www.jil.go.jp/kokunai/statistics/timeseries/html/g0212.html>).
- 佐々木昇一, 2018, 「ワーク・ライフ・バランス時代における男性の家事育児時間の規定要因等に関する実証分析」『生活経済学研究』47:47-66.
- Schneider, Daniel., 2011, “Market Earnings and Household Work: New Tests of Gender Performance Theory,” *Journal of Marriage and Family*, 73:845-860.

- 重川純子, 2004, 「夫妻の収入バランスが夫妻関係に及ぼす影響」『家計経済研究』64(10):35-44.
- 総務省, 2017, 「平成 28 年社会生活基本調査生活時間に関する結果要約」, (2021 年 2 月 1 日取得, <https://www.stat.go.jp/data/shakai/2016/pdf/youyaku2.pdf>).
- Sullivan, Oriol, 2011, “An End to Gender Display Through the Performance of Housework? A Review and Reassessment of the Quantitative Literature Using Insights from the Qualitative Literature,” *Journal of Family Theory & Review*, 3:1-13.
- 鈴木富美子, 2012, 「仕事時間が短くなれば, 夫の家事・育児時間は増えるのか—パネルデータからみた夫婦における仕事と家庭の影響関係」『家計経済研究』96: 35-46.
- 筒井淳也・竹内麻貴, 2016, 「家事分担研究の課題—公平の視点から効果の視点へ—」『季刊家計経済研究』109:13-25.
- Urdansky, Margaret L., and Wendy M. Parker, 2011, “How Money Matters: College, Motherhood, Earnings and Wives’ Housework,” *Journal of Family Issues*, 32:1449-1473.
- 吉田千鶴, 2009, 「日本の夫妻の就業状態と家事・育児分担との関係」『人口問題研究』65(1): 3-20.

# 副業がもたらす効果に関する探索的な検討

——正規雇用者の副業に注目して——

池田 めぐみ

(東京大学)

2018年1月、モデル就業規則を改定され、副業が解禁された。これに伴い、正規雇用者の副業に注目が集まっている。本研究では、副業と成長実感の関連および、副業とキャリアの見通しの関連について、副業の目的や内容も考慮に入れた上で検討を行った。その結果、第1に、専門性を活かした副業をしている人ほど成長実感が高い傾向にはあったものの、全体として副業の有無が成長実感に有意な影響を与えない傾向にあることが確認された。第2に、専門性を活かした副業をしている人ほどキャリアの見通しが開けている傾向にあり、さらに固定効果モデルにおいても、副業ダミーと専門性を活かした副業ダミーはキャリアの見通しに有意な正の影響を与えることが確認された。

## 1 はじめに

### 1.1 副業の解禁

2018年1月、モデル就業規則を改定され、副業が解禁された。具体的には、労働者の遵守事項における「許可なく他の会社等の業務に従事しないこと」という規定が削除され、副業は原則容認される運びとなった。それに伴い、正規雇用者の副業に注目が集まっている。

副業を容認する企業は、近年増加傾向にあることが示唆されている。2018年10月にパーソル総合研究所が行った、「副業の実態・意識調査」では、約半数の企業が条件付き容認を含め、副業を容認していることが確認されている(パーソル総合研究所 2018)。同調査では、これらの企業が副業を容認した時期に関しても検討しており、その結果、ここ3年以内に副業容認をはじめた企業の割合はそのうちの52%であった。

就業構造基本調査を見ると、副業を有する者の割合はさほど高くはないが、副業を希望する者は緩やかに増加傾向にあることが伺える。平成29(2017)年の就業構造基本調査の結果報告によると、副業者の割合は正規の職員・従業員で2.0%である。副業希望者に相当する、追加就業実態希望者に着目すると正規の職員・従業員の追加就業実態希望者比率は、図1に示すように緩やかに増加している(総務省統計局 2017)。

門倉(2006)の、企業の大半が副業を禁止している日本では、副業は公式統計に現れないいわゆる「闇労働」となってしまふことが多いと指摘を踏まえ、民間企業の行った調査からも副業を有する者と副業希望者の割合について確認した。リクルートワークス研究所が、全国の15歳以上の男女を対象に行った「全国就業実態パネル調査2020」の結果についてまとめた、阿部(2021)によると、正規の職員・従業員の副業者の割合は10.4%であり、副業を希望する者の割合は、37.2%であった。これらのことから、副業を有する者の割合はさほど

多くはないものの、副業希望者の割合は一定数いると推測される。

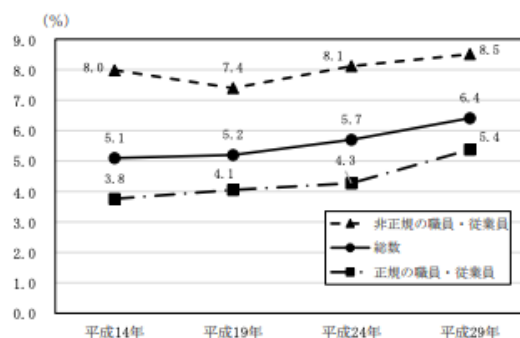


図1 追加就業希望者比率の推移

出典：総務省統計局「平成29年就業構造基本調査結果」

以上より、2018年のモデル就業規則の改定とともに副業を容認する企業も存在し、また、副業希望者が一定数存在することから副業者の数が増加する可能性があるが、そうなった場合、雇用主と被雇用者が関心を持つのは副業の成果であると考えられる。雇用主にとっては、副業が本業の役に立ち得るのかということが主な関心事項であろう。また、被雇用者は副業を通じた成長やキャリア形成に関心があるかもしれない。そこで、本研究では、副業の効果に関して検討を行うこととした。

## 1.2 副業に関する先行研究

副業に関する先行研究は、副業を促す要因を検討するものと、副業の効果を検討するものに大別できる。

副業を促す要因を検討する研究には、ある程度知見の蓄積がある。例えば、荻原・戸田(2016)は、非正社員であることや本業の時間が25-45時間よりも短いこと、年収が低いことが副業の先行要因になることを示唆している。また同調査では、それに加え、男性では年齢が高くなるにつれて副業をしない傾向にあることや、女性では配偶者がいる場合、副業をしない傾向にあることを確認している。その他にも、川上(2017)は労働日数や賃金が副業に負の影響を与えることを示しているほか、サラリーマンを対象を限定した高石(2004)は、労働時間や収入などの職場や家庭の環境、専門性、独立志向の3つが副業を促す要因だと指摘している。

副業の効果を検討する研究は、近年始められたばかりであるが、副業は(1)従業員の育成や、(2)個人のキャリア形成にメリットをもたらす可能性が示唆されている。(1)従業員の育成について、例えば、荻原・戸田(2016)は副業を容認もしくは推奨する21社にヒアリングを行い、副業を容認することの企業側のメリットを検討しているが、その中には、「人材育成」「生産性向上」「ビジネスの情報と人脈」が挙げられている。また、パーソル総合研究所が2018年に行なった、「副業の実態・意識調査」では、約半数程度の副業経験者がスキル

アップの効果実感を得ていたことが示されている（パーソル総合研究所 2019）。（2）キャリア形成について、高石（2004）は、サラリーマンの副業の効果として、転職や独立の準備、失業対策を挙げている。このように、副業は従業員の育成や、個人のキャリア形成にメリットをもたらす可能性がある。

副業の効果は、副業をする理由やその内容によっても異なる可能性が示唆されている。例えば、川上（2017）は、副業をする理由を金銭的動機と非金銭的動機、複合動機に分類し、それによって、本業に役立っていると言う感覚に違いがあるか検討している。その結果、非金銭的動機、複合動機の副業の場合、本業の役に立っていると回答する傾向が、金銭的動機と比べて大きいことを確認している。また、石山（2016）は副業を含む社外活動と、労働者の主体的な仕事の再定義と創意工夫を意味するジョブ・クラフティングとの関係について、社外活動の目的や性質に注目して検討している。その結果、副業そのものは、ジョブ・クラフティングに有意な影響を与えていなかったものの、活動での成長期待といった社外活動への参加目的や、相互作用といった社外活動の性質がジョブ・クラフティングに有意な正の影響を与えていることが示されている。

### 1.3 先行研究の課題と本研究の目的

このように、先行研究から副業は、従業員の育成や個人のキャリア形成にとってメリットとなることが確認されている。また、副業に参加する目的やその内容によっても効果は異なる可能性があることが示唆されている。

しかしながら、先行研究には2点課題がある。課題の1つ目は、副業の効果に関する検証は、ヒアリングによる検討（荻原・戸田 2016）、平均点の比較（川上 2017）、調査結果報告（パーソル総合研究所 2019）などが主であり、従業員の育成や個人のキャリア形成に影響を与える他の要因を統制した上でも、副業が従業員の育成や個人のキャリア形成に効果を示すか検討できていないことである。課題の2つ目は、副業の効果に関する研究のほとんどが、横断データを用いており、縦断データを用いた検討は行われていないことである。

そこで、本研究では従業員の育成の成果変数として成長実感に、キャリア形成の成果変数としてキャリアの見通しに注目し、以下の2つの研究課題について検討することにした。

(1) 副業と成長実感の関連性を明らかにする。

1-A：副業をしている人ほど、成長実感が高いか？（横断的な問い）

1-B：副業をすると、成長実感が高まるか？（縦断的な問い）

(2) 副業とキャリアの見通しの関連性について明らかにする。

2-A：副業をしている人ほど、キャリアの見通しが開けているか？（横断的な問い）

2-B：副業をすると、キャリアの見通しが開けるか？（縦断的な問い）

なお、副業に参加する目的やその内容によっても副業がもたらす効果は異なる可能性があることを踏まえ（e.g. 川上 2017, 石山 2016）、これらの研究課題の検討にあたっては、

副業の有無による影響だけでなく、成長意欲を伴う副業の影響、専門性を活かした副業の影響についても検討を行った。

## 2 方法

### 2.1 使用したデータ

本研究では、全国就業実態パネル調査（JPSSED）2018 と 2019 のデータを用いて分析を行った。副業の有無に加え、副業をした理由と副業の仕事内容を尋ねている貴重なパネルデータであるため、副業がもたらす効果について検討するにあたり、最適なデータであると考えられる。本研究では目的に沿って、両年ともに「正規の職員・従業員」を選択している 60 歳までの者のデータのみを分析に使用した。また、副業を始めることが成果に寄与するのかを検討するために、2018 年に副業を行っていない人のデータのみを分析の対象とした。

### 2.2 使用した変数

#### 2.2.1 副業と成長実感の関連を検討する上で用いた変数

まず、従属変数である成長実感は、「仕事を通じて『成長している』という実感を持っていた」に対する 5 件法の回答を、成長実感が高いほど大きな値を取るよう置き換えた変数を用いた。

次に、使用した独立変数について説明する。第 1 に、副業の有無に関しては、「去年 1 年間の間で主な仕事以外に収入を伴う（副業・兼業）をしましたか」という問いに関する回答について、「はい」を 1、「いいえ」を 0 とする副業ダミーを作成した。第 2 に、成長意欲を伴う副業に関しては、副業をした理由に関する回答（複数選択）について、「転職や独立の準備のため」「新しい知識や経験を得るため」「様々な分野の人とつながり、人脈を広げるため」「自分の知識や能力を試してみたいため」「社会貢献したいため」のいずれかを選択した副業者を 1、その他を 0 とする成長意欲を伴う副業ダミーを作成した。第 3 に、専門性を活かした副業に関しては、副業・兼業の仕事内容について、「その仕事の内容は、主な仕事と同じ」を選択した副業者を 1、その他を 0 とするダミー変数を作成した。

最後に、統制変数について説明する。本研究においては、性別、年齢のほか、成長実感に影響を与えられと考えられる、学習活動、仕事のレベルアップの程度、仕事の量的負担、OJT 機会、自己啓発活動の影響を統制した。性別については、男性を 1、その他を 0 とする男性ダミーを作成した。学習活動、OJT 機会、自己啓発活動については、それぞれ、無い旨の回答を 0、その他を 1 とするダミー変数を作成した。仕事のレベルアップの程度については、レベルアップしたと感じる程度が強いほど大きな値を取るよう置き換えた変数を用いた。記述統計量および、副業の有無の変化については表 1 と表 2 に示す。



表 1 副業と成長実感の関連の検討で用いる変数の記述統計量

Variable	Mean	S.D.	Min	Max
成長実感	2.863	1.005	1	5
副業ダミー	.026	.161	0	1
成長意欲を伴う副業ダミー	.006	.080	0	1
専門性を活かした副業ダミー	.009	.094	0	1
男性ダミー	.690	.462	0	1
年齢	42.214	9.897	18	60
学習活動のあり	.512	.500	0	1
仕事のレベルアップ	3.153	.675	1	5
OJT あり	.488	.500	0	1
自己啓発活動あり	.365	.482	0	1
仕事の量的負担	3.003	1.125	1	5

表 2 副業の有無の変化

		t+1 時点		
		副業なし	副業有り	Total
t 時点	副業なし	12,052	667	12,719
		94.76	5.24	100
	副業有り	647	750	1,397
		46.31	53.69	100
Total		12,699	1,417	14,116
		89.96	10.04	100

		t+1 時点		
		成長意欲を伴う副業なし	成長意欲を伴う副業有り	Total
t 時点	成長意欲を伴う副業なし	13,487	255	13,742
		98.14	1.86	100
	成長意欲を伴う副業有り	222	152	374
		59.36	40.64	100
Total		13,709	407	14,116
		97.12	2.88	100

		t+1 時点		
		専門性を活かした副業なし	専門性を活かした副業有り	Total
t 時点	専門性を活かした副業なし	13,384	300	13,684
		97.81	2.19	100
	専門性を活かした副業有り	289	143	432
		66.9	33.1	100
Total		13,673	443	14,116
		96.86	3.14	100

上段は度数を，下段が行方向の%を示す．なお，分母には t 時点で副業を行っていないもののデータのみを使用している．

## 2.2.2 副業とキャリアの見通しの関連を検討する上で用いた変数

まず，従属変数であるキャリアの見通しは，「今後のキャリアの見通しが開けていた」に対する 5 件法の回答を，見通しが開けているほど大きな値を取るよう置き換えた変数を用いた。

独立変数については，成長実感との関連を検討するのに用いた変数と同様のものを用いた。また，副業とキャリアの見通しの関連を検討するにあたり，性別，年齢のほか，キャリアの見通しに影響を与えると考えられる，ライフイベント，転職，人事異動，昇格，降格，自己啓発活動の影響を統制した。性別は前項と同様，男性ダミーを作成した。ライフイベントダミー，転職ダミー，人事異動ダミー，昇格ダミー，降格ダミー，自己啓発活動に関して

は、それぞれ、無い旨の回答を 0、その他を 1 とするダミー変数を作成した。記述統計量および、移行表を表 3 と表 4 に示す。

表 3 副業とキャリアの見通しの関連の検討で用いる変数の記述統計量

Variable	Mean	S.D.	Min	Max
キャリアの見通し	2.543	.979	1	5
副業ダミー	.026	.160	0	1
成長意欲を伴う副業ダミー	.006	.080	0	1
専門性を活かした副業ダミー	.009	.094	0	1
男性ダミー	.687	.464	0	1
年齢	42.094	9.962	18	60
ライフイベントダミー	.159	.366	0	1
転職ダミー	.204	.403	0	1
人事異動ダミー	.052	.221	0	1
昇格ダミー	.051	.221	0	1
降格ダミー	.004	.063	0	1
自己啓発活動あり	.366	.482	0	1

表 4 副業の有無の変化

		t+1 時点		
		副業なし	副業有り	Total
t 時点	副業なし	12,303	679	12,982
		94.77	5.23	100
	副業有り	657	754	1,411
		46.56	53.44	100
Total		12,960	1,433	14,393
		90.04	9.96	100

		t+1 時点		
		成長意欲を伴う副業なし	成長意欲を伴う副業有り	Total
t 時点	成長意欲を伴う副業なし	13,762	257	14,019
		98.17	1.83	100
	成長意欲を伴う副業有り	222	152	374
		59.36	40.64	100
Total		13,984	409	14,393
		97.16	2.84	100

		t+1 時点		
		専門性を活かした副業なし	専門性を活かした副業有り	Total
t 時点	専門性を活かした副業なし	13,655	304	13,959
		97.82	2.18	100
	専門性を活かした副業有り	291	143	434
		67.05	32.95	100
Total		13,946	447	14,393
		96.89	3.11	100

上段は度数を、下段が行方向の%を示す。なお、分岐には t 時点で副業を行っていないもののデータのみを使用している。

### 3 分析結果

#### 3.1 副業と成長実感の関連

##### 3.1.1 副業の有無が成長実感に与える影響

副業の有無が成長実感に与える影響について検討した結果を表 5 に示す。F 検定の結果は  $F=2.73$  ( $p<.001$ ) であり、Hausman 検定の結果は、 $\chi^2(7) = 670.92$  ( $p<.001$ ) であったこと

から、固定効果モデルが支持された<sup>1)</sup>。固定効果モデルにおいても、プールド OLS においても、副業は成長実感に有意な影響を与えていなかった。

表 5 副業の有無が成長実感に与える影響

	プールド OLS		固定効果	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
男性ダミー	-.007	.013		
年齢	.000	.001	-.030	.009 **
学習活動のあり	-.068	.013 ***	-.010	.016
仕事のレベルアップ	.422	.009 ***	.223	.011 ***
OJT あり	.380	.014 ***	.159	.017 ***
自己啓発あり	.215	.014 ***	.086	.018 ***
仕事の量的負担	-.006	.005	-.004	.004
副業ダミー	-.005	.036	.016	.038
定数項	1.325	.044 ***	3.314	.374 ***
サンプルサイズ	24,528		24,528	
個体数			12,462	
Adjust R <sup>2</sup>	.182			
within R <sup>2</sup>			.050	
between R <sup>2</sup>			.092	
overall R <sup>2</sup>			.084	

### 3.1.2 成長意欲を伴う副業が成長実感に与える影響

成長意欲を伴う副業が成長実感に与える影響について検討した結果を表 6 に示す。F 検定の結果は  $F=2.73$  ( $p<.001$ ) であり、Hausman 検定の結果は、 $\chi^2(7) = 670.72$  ( $p<.001$ ) であったことから、固定効果モデルが支持された。固定効果モデルにおいても、プールド OLS においても、副業は成長実感に有意な影響を与えていなかった。

表 6 成長意欲を伴う副業が成長実感に与える影響

	プールド OLS		固定効果	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
男性ダミー	-.006	.013		
年齢	.000	.001	-.029	.009 **
学習活動のあり	-.068	.013 ***	-.010	.016
仕事のレベルアップ	.422	.009 ***	.223	.011 ***
OJT あり	.380	.014 ***	.159	.017 ***
自己啓発あり	.215	.014 ***	.086	.018 ***
仕事の量的負担	-.006	.005	-.004	.004
成長意欲を伴う副業ダミー	-.027	.073	.017	.076
定数項	1.325	.044 ***	3.288	.367 ***
サンプルサイズ	24,528		24,528	
個体数			12,462	
Adjust R <sup>2</sup>	.182			
within R <sup>2</sup>			.050	
between R <sup>2</sup>			.094	
overall R <sup>2</sup>			.085	

### 3.1.3 専門性を活かした副業が成長実感に与える影響

専門性を活かした副業が成長実感に与える影響について検討した結果を表 7 に示す。F 検定の結果は  $F=2.90$  ( $p<.001$ ) であり、Hausman 検定の結果は、 $\chi^2(8) = 972.51$  ( $p<.001$ ) であったことから、固定効果モデルが支持された。固定効果モデルにおいて、専門性を活かし

た副業は成長実感に影響を与えていなかったが、プールド OLS では有意な影響を与えていた。

表 7 専門性を活かした副業が成長実感に与える影響

	プールド OLS		固定効果	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
男性ダミー	-.007	.013		
年齢	.000	.001	-.031	.009 **
学習活動のあり	-.068	.013 ***	-.010	.016
仕事のレベルアップ	.422	.009 ***	.223	.011 ***
OJT あり	.380	.014 ***	.159	.017 ***
自己啓発あり	.214	.014 ***	.086	.018 ***
仕事の量的負担	-.006	.005	-.004	.004
専門性を活かした副業ダミー	.155	.062 *	.102	.064
定数項	1.323	.044 ***	3.358	.368 ***
サンプルサイズ	24,528		24,528	
個体数			12,462	
Adjust R <sup>2</sup>	.182			
within R <sup>2</sup>			.050	
between R <sup>2</sup>			.089	
overall R <sup>2</sup>			.081	

### 3.2 副業とキャリアの見通しの関連

#### 3.2.1 副業の有無がキャリアの見通しに与える影響

次に、副業の有無がキャリアの見通しに与える影響について検討した結果を表 8 に示す。F 検定の結果は  $F=2.90$  ( $p<.001$ ) であり、Hausman 検定の結果は、 $\chi^2(8) = 972.51$  ( $p<.001$ ) であったことから、固定効果モデルが支持された。プールド OLS では副業がキャリアの見通しに有意な影響を与えていなかったが、固定効果モデルにおいて、副業は有意な影響を与えていた。

表 8 副業の有無がキャリアの見通しに与える影響

	プールド OLS			固定効果	
	係数	標準誤差		係数	標準誤差
男性ダミー	.094	.013 ***			
年齢	-.003	.001 ***		-.057	.011 **
ライフイベントダミー	-.010	.017		.009	.019
転職ダミー	-.341	.015 ***		-.059	.018 **
人事異動ダミー	-.096	.028 **		-.008	.029
昇格ダミー	.331	.028 ***		.159	.030 ***
降格ダミー	-.361	.096 ***		-.236	.101 *
自己啓発あり	.321	.013 ***		.094	.018 ***
副業ダミー	.013	.038		.098	.039 *
定数項	2.556	.029 ***		4.909	.451 ***
サンプルサイズ	24,798			24,798	
個体数				12,471	
Adjust R <sup>2</sup>	.055				
within R <sup>2</sup>				.008	
between R <sup>2</sup>				.003	
overall R <sup>2</sup>				.002	

#### 3.2.2 成長意欲を伴う副業がキャリアの見通しに与える影響

次に、成長意欲を伴う副業がキャリアの見通しに与える影響について検討した結果を表 9 に示す。F 検定の結果は  $F=2.90$  ( $p<.001$ ) であり、Hausman 検定の結果は、 $\chi^2(8) = 959.23$

( $p < .001$ )であったことから、固定効果モデルが支持された。固定効果モデルにおいても、プールド OLS においても、副業はキャリアの見通しに有意な影響を与えていなかった。

表 9 成長意欲を伴う副業がキャリアの見通しに与える影響

	プールド OLS			固定効果	
	係数	標準誤差		係数	標準誤差
男性ダミー	.094	.013	***		
年齢	-.003	.001	***	-.053	.011 ***
ライフイベントダミー	-.010	.017		.008	.019
転職ダミー	-.342	.015	***	-.060	.018 **
人事異動ダミー	-.097	.028	**	-.009	.029
昇格ダミー	.331	.028	***	.158	.030 ***
降格ダミー	-.360	.096	***	-.232	.101 *
自己啓発あり	.321	.013	***	.095	.018 ***
専門性を伴う副業ダミー	.006	.076		.082	.077
定数項	2.557	.029	***	4.755	.446 ***
サンプルサイズ	24,798			24,798	
個体数				12,471	
Adjust R <sup>2</sup>	.055				
within R <sup>2</sup>				.007	
between R <sup>2</sup>				.003	
overall R <sup>2</sup>				.003	

### 3.2.3 専門性を活かした副業がキャリアの見通しに与える影響

次に、成長意欲を伴う副業がキャリアの見通しに与える影響について検討した結果を表 9 に示す。F 検定の結果は  $F=2.90$  ( $p < .001$ ) であり、Hausman 検定の結果は、 $\chi^2(8) = 991.05$  ( $p < .001$ ) であったことから、固定効果モデルが支持された。固定効果モデル、プールド OLS とともに、専門性を活かした副業は有意な影響を与えていた。

表 10 専門性を活かした副業がキャリアの見通しに与える影響

	プールド OLS			固定効果	
	係数	標準誤差		係数	標準誤差
男性ダミー	.093	.013	***		
年齢	-.003	.001	***	-.056	.011 ***
ライフイベントダミー	-.011	.017		.008	.019
転職ダミー	-.339	.015	***	-.059	.018 **
人事異動ダミー	-.096	.028	**	-.009	.029
昇格ダミー	.332	.028	***	.160	.030 ***
降格ダミー	-.361	.096	***	-.234	.101 *
自己啓発あり	.320	.013	***	.094	.018 ***
成長意欲を伴う副業ダミー	.322	.065	***	.242	.066 ***
定数項	2.554	.029	***	4.873	.446 ***
サンプルサイズ	24,798			24,798	
個体数				12,471	
Adjust R <sup>2</sup>	.056				
within R <sup>2</sup>				.008	
between R <sup>2</sup>				.003	
overall R <sup>2</sup>				.003	

## 4 考察

### 4.1 副業と成長実感の関連

まず、1-A：副業をしている人ほど、成長実感が高いか？という問いに対する検討の結果について考察する。プールド OLS の結果を見ると、副業ダミー、成長意欲を伴う副業ダミーでは有意でないものの、専門性を伴う副業ダミーで、統計的に有意な影響を与えることが確認された。すなわち、専門性を活かした副業は、成長実感に影響を与えると考えられる学習活動や仕事のレベルアップなどの他の変数を統制した上でも、成長実感に影響を与えることが確認された。つまり、副業をしている人ほど成長実感が高いとはいききれないものの、専門性を伴う副業を行っている人ほど成長実感が高い傾向にはあることが示唆された。

ただし、固定効果モデルの結果を見ていくと、副業ダミー、成長意欲を伴う副業ダミー、専門性を伴う副業ダミーのいずれも、有意な影響を与えていなかった。すなわち、1-B：副業をすると、成長実感が高まるか？という縦断的な問いの検討については、副業をすることが、成長実感の向上につながるとは言えない結果となった。また、固定効果モデルでは、仕事のレベルアップ、OJT、自己啓発などが有意な影響を与えていた。よって、プールド OLS の結果と固定効果モデルの結果をあわせると、専門性を伴う副業を行っている人ほど成長実感が高い傾向にはあるが、彼らは成長意欲が高いため、OJT や自己啓発にも励んでおり、これらの効果の方が成長実感には強く影響したため、副業の効果は有意とならなかったと解釈できる。

この結果は、副業が従業員の育成に寄与するという先行研究 (e.g. パーソル総合研究所 2019, 荻原・戸田 2016) とは異なる結果である。このような結果となった理由は 2 点あると考えられる。第 1 に、本稿では従属変数に過去の調査で扱われた概念とは厳密には異なる概念を使用したことである。本稿では、副業の効果に関して縦断的な検討も行うことができる、全国就業実態パネル調査のデータを用い、本職も含めた仕事の成長実感を従属変数として扱った。先行研究で挙げられていた、生産性の向上やスキルアップと本研究で扱った成長実感は、大きな枠組みにおいて符合すると考えられるが、厳密には異なる概念である。そのため、成長実感に対しては副業は効果的だとは言えないものの、先行研究で扱われた概念に対しては、有意な影響を示す可能性がある。第 2 に、職務経験を通じた学習においては内省の重要性が指摘されるため、副業は内省を完全媒介して成長実感に影響を与える可能性がある。職務領域における経験学習には様々な言説があるが、経験の内省についてはどの説においても共通してその重要性が指摘されている (中原 2013)。そのため、単に副業をしたことが成長実感に影響するのではなく、副業をし、その経験について内省して初めて成長実感が得られるかもしれない。よって、今後は内省を媒介とするモデルについての検証が求められる。

## 4.2 副業とキャリアの見通しの関連

まず、2-A：副業をしている人ほど、キャリアの見通しが開けているか？という問いに対する検討について考察する。プールド OLS の結果を見ると、専門性を伴う副業ダミーのみ、キャリアの見通しに対して統計的に有意な正の影響を与えていた。よって、専門性を伴う副業をしている人ほど、キャリアの見通しが開けている傾向にあると言える。

また、固定効果モデルの結果を見ていくと、成長意欲を伴う副業ダミーは有意でないものの、副業ダミー、専門性を伴う副業ダミーは有意な正の影響を与えていた。成長意欲を伴う副業は、新しい知識や経験を得ることを目的とした副業でもあった。そのためこの結果は、新しいことではなく、例えば自分の専門性を活かすことができるような副業をすることで自分の専門家としてのアイデンティティが強固になり、見通しが開けると解釈できる。

本研究の結果は、社外勉強会などのような実践共同体（興味・関心を共有したメンバーが共同で活動を行う共同体）への参加が今後のキャリアに対する意欲と展望に影響するという先行研究（荒木 2007）とも整合的である。そして、新たに、縦断調査のデータを用い、観察されない個人の異質性をコントロールしたうえでも（三輪 2013）、専門性を伴う副業がキャリアの見通しに有意な影響を与えることを示したと言える。

## 4.3 今後の課題と展望

本研究には、主に3つの課題が残る。第1に、本研究では副業の内容について、本業と同じであるかどうかということのみを考慮して分析をおこなっている。成長意欲を伴う副業は縦断的な検討において、従属変数を成長実感とした場合においても、キャリアの見通しにした場合においても有意な影響を与えていなかった。一方で、専門性を伴う副業はキャリアの見通しに有意な影響を与えていた。これらの結果から、副業を始めた理由よりも、どのような副業をしたかの方が、副業の成果と関連している可能性がある。よって、今後は副業のより詳細な内容について考慮した上で、その効果を検討することが望まれる。

第2に、本研究では副業に費やした時間を含めた検討を行うことができていない。副業に費やした時間の分散は大きいと推測される。「去年1年間の中で主な仕事以外に収入を伴う（副業・兼業）をした」と回答した者の中には、コンスタントに週何時間か副業をした者もいれば、大型連休だけアルバイトをしたような者もいると予想される。そのため、どのくらいの時間副業を行ったかも、成長実感やキャリアの見通しに寄与する可能性があるため、今後は副業に取り組んだ時間も含めた検討が望まれる。

最後に、本研究では副業のネガティブな効果について検討できていない。副業により労働時間が延びる事は、メンタルヘルス問題につながる可能性がある指摘される（パーソル総合研究所 2018）。よって、副業のストレスへの影響などに関しては、今後の検討課題である。

## [注]

- 1) 全ての分析結果において、固定効果が支持されたため、変量効果モデルの結果は省略した。
- 2) 固定効果モデルが支持されているが、横断的問いの検討を行うために、プールド OLS の結果も参照した。

## [謝辞]

二次分析にあたり、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センター SSJ データアーカイブから「全国就業実態パネル調査, 2018~2019」(リクルートワークス研究所) の個票データの提供を受けました。また、本稿の執筆にあたり、貴重なコメントをくださいました、参加者公募型二次分析研究会のメンバーならびに講師の皆様にご感謝いたします。

## [参考文献]

- 阿部正浩, 2021, 「どうして副業・兼業を行うのか: これからの副業・兼業の在り方」, リクルートワークス研究所ホームページ, (2021年2月4日取得, <https://www.works-i.com/column/jpsed2020/detail007.html>).
- 荒木淳子, 2007, 「企業で働く個人の『キャリアの確立』を促す学習環境に関する研究: 実践共同体への参加に着目して」『日本教育工学会論文誌』31(1): 15-27.
- 萩原牧子・戸田淳仁, 2016, 「『複業』の実態と企業が認めるようになった背景」『日本労働研究雑誌』58(11): 46-58.
- 石山恒貴, 2018, 「副業を含む社外活動とジョブ・クラフティングの関係性: 本業に対する人材育成の効果の検討」『日本労働研究雑誌』60(691): 82-92.
- 門倉貴史, 2006, 「公式統計に現れない隠れた副業の規模と実態」『日本労働研究雑誌』48(7): 26-33.
- 川上淳之, 2017, 「誰が副業を持っているのか?: インターネット調査を用いた副業保有の実証分析」『日本労働研究雑誌』59(2・3): 102-119.
- 小倉一哉・藤本隆史, 2006, 「サラリーマンの副業--その全体像」『日本労働研究雑誌』48(7): 4-14.
- 三輪哲, 2013, 「パネルデータ分析の基礎と応用」『理論と方法』28(2): 355-366.
- 中原淳, 2013, 「経験学習の理論的系譜と研究動向」『日本労働研究雑誌』55(10): 4-14.
- パーソル総合研究所, 2018, 「副業の実態・意識調査 調査報告書」, パーソル総合研究所ホームページ, (2021年2月4日取得, <https://rc.persol-group.co.jp/research/activity/files/sidejob.pdf>)
- 総務省統計局, 2017, 「平成29年就業構造基本調査結果」, 統計局ホームページ, (2021年2月4日取得, <https://www.stat.go.jp/data/shugyou/2017/pdf/kgaiyou.pdf>)
- 高石洋, 2004, 「副業するサラリーマン: 新しい能力開発機会」佐藤博樹編『変わる働き方とキャリア・デザイン』勁草書房, 159-178.



# 性別職域分離構造下における専門職のキャリア移動の性差

池田岳大

(東京大学大学院 日本学術振興会特別研究員)

本稿は、JPSED2016～2019 データを用いて、男性割合が高い専門職と女性割合が高い専門職におけるキャリア移動の性差を検討した。分析の結果、①女性割合が高い専門職における残存率に性差はみられないものの、男性割合が高い専門職における女性の残存率が男性を大きく下回る、②男性割合が高い専門職に女性が従事する確率に対して末子年齢が大きな負の効果を持つことが明らかとなった。

先行研究では男性割合が高い専門職における性構成比の平等化が指摘されてきたが、本稿の分析から、これら専門職ではキャリアの過程で多くの女性が離脱することによって性別職域の再分離化が生じていることが解明された。その結果、組織内部のジェンダー体制は依然として維持されていることが指摘できる。一方で、女性割合が高い専門職における男性はキャリア移動における不利さが確認されず、それぞれの専門職におけるマイノリティとなる性の不利さは非対称であることが解明された。

## 1 はじめに

近年、「専門職」の成長は著しい。国勢調査によると、1985年から2015年の間に専門・技術職従事者（雇者）は223万人から407万人と約184万人増加した（図1）。専門職は、産業転換による構造移動の影響もあり、今後もその規模を拡大させることが予想される。こうしたトレンドはOECD諸国に広くみられ（Murphy 2014）、専門職研究や（女性）労働研究における様々な研究課題を提起する契機となりうる。こうした潮流を踏まえた本稿の目的は、性別職域分離構造下における専門職のキャリア移動の性差の様相を解明することにある。具体的イメージとしては、医師などの男性割合が高い専門職に従事する女性のキャリア移動は、当該職に従事する男性よりも不利となりやすいのか、逆に看護師などの女性割合が高い専門職に従事する男性と女性はどうであるのか、といったことを検討課題とする。

専門職は、看護師、薬剤師、小中高教員などの女性割合が高い専門職と、医師、法務職、会計士などの男性割合が高い専門職とに分かれ、性別職域分離と呼ばれている。こうした分離は、「男性向き」、「女性向き」の仕事が生得的に存在するから生じるというより、歴史的、制度的に構造化されたものであることが指摘されてきた（England 2010; Kanter 1977）。こうした議論を背景としつつ、先行研究では、性別職域分離の時代的変化の全域的あるいは局所的な解明や、性構成比が変化する中でも維持されるジェンダー体制の解明に積極的に取り組んできた。その一方で、ジェンダー化された職業構造下におけるキャリアからの離脱の性差という動的な視点から専門職を読み解く研究が不足しているといった指摘もなされる（Brockman 1994; Kay 1997）。そこで本稿では、男性割合が高い専門職と女性割合が高い専

門職におけるキャリア移動，具体的には各専門職における残存率に焦点を当てて，そこにはどのような性差がみられるのか検討したい。その際，特に男性割合が高い専門職において性別職域分離の弱화가みられることを背景としつつ，現代のキャリア移動の様相の解明を試みる。

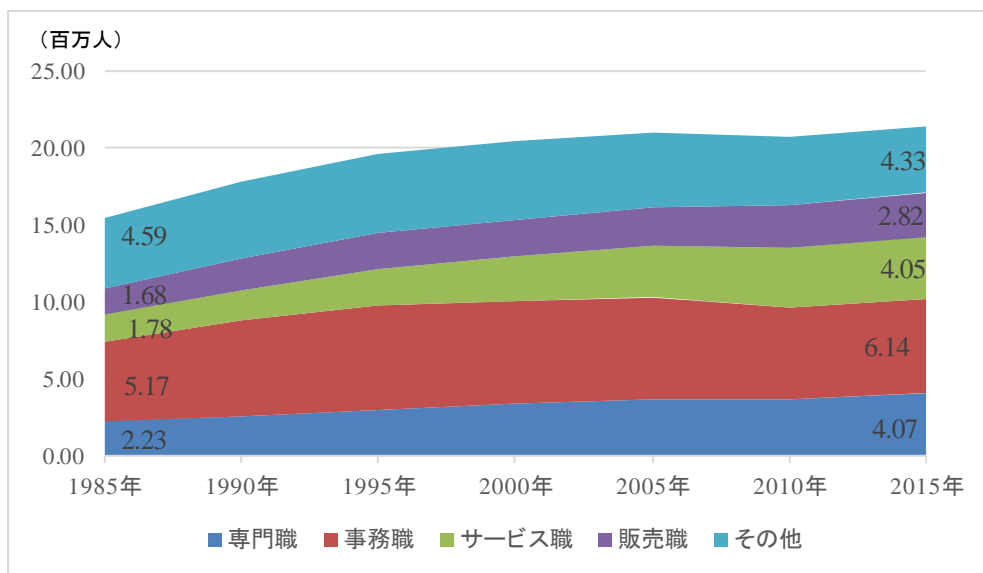


図1 女性雇用者数の推移  
国勢調査より作成

## 2 先行研究

### 2.1 性別職域分離構造の変容

最初に，性別職域分離構造に関する先行研究について概観する。性別職域分離構造研究のメインストリームは，その構造の時代的趨勢を全域的にあるいは局所的にとらえることである (Bansak et al. 2012; Blau et al. 2013; Jacobs and Lim 1992; Preston 1999; Reskin 1993 など)。これらの研究では，悉皆調査，あるいは比較的大規模なデータから，非類似度指数などの指標をもって性別職域分離の弱化の程度を数量的に捉えてきた<sup>1)</sup>。これらの研究では，産業化，女性の高学歴化，就業率の増加といった先進国に共通する社会変化を背景としつつ，性別職域分離構造の変化の向きやその程度について検証してきた。先行研究の知見は，1990年代以降は性別職域分離の弱化のスピードがやや鈍化したものの，長期的には1950年代頃から弱化が進んでいるということである (Bansak et al. 2012; Blau et al. 2013; Jacobs 1992; Preston 1999; Reskin 1993; Tomaskovic-Devey et al. 2006)。国勢調査を用いて日本の性別職域分離構造の趨勢を検討した打越・麦山 (2020) でも，1980年から2005年頃までにかけては性別職域分離構造は横ばいかやや弱化していることが示されている。ただし，非類似度指数の変化の寄与分は，女性割合の高い職業が女性割合を維持しつつその規模を拡大させたことによる

ものが大きく、職業内部の性構成比をみると長期的には性別職域分離は減少傾向にあることが確認される。

ただし、性別職域分離の弱化は、特定の職業、あるいは年齢層で局地的に生じていることも指摘されている。そのうち、職種の違いに着目した Blau ほか (2013) では、ホワイトカラー職においては弱化のスピードが速いものの、ブルーカラー職や農業といった分野では弱化のスピードが遅いことが確認されている (Blau et al. 2013)。加えて、男女の移動については、男性割合が高い職業への女性の移動が多くみられたことが性別職域分離の弱化に寄与した一方、女性割合が高い職業への男性の移動は少なく、弱化への寄与も小さいことが確認されている (Jacobs 1992; Blau et al. 2013; England 2010; 打越・麦山 2020)<sup>2)</sup>。また、年齢層ごとに性別職域分離の弱化の程度を検討した研究では、どの時代においても若年層において弱化の程度が大きいことが示されている (Blau et al. 2013)。以上をまとめると、性別職域分離が進んでいるのは、ホワイトカラー職、男性割合が高い職業、若年層であることが示されてきた。

## 2.2 ジェンダー化された組織構造に関する研究

ここまでは、性別職域分離の長期的な弱化傾向とその内実について触れてきたが、一方で、こうした変化の中においても既存のジェンダー化された組織構造は大きく変化していないという指摘がなされている (England 2010)。そうした指摘に対応する研究として法務職や (Bolton and Muzio 2007) 獣医師 (Irvine and Vermilya 2010) に関する研究事例が存在する。これらの分野は、女性割合が急速に増加しているにも関わらず、ジェンダー体制が維持されているとの研究結果が得られている。具体的には、女性を特定の職務に集中させる、あるいは適正を生かせる仕事に割り当てるといった方略をとることによって、既存の「男性化」された職業のコードへの影響を最小限に留め、男性支配的体制を維持しているといわれる (Bolton and Muzio 2007: 54; Davies 1996)<sup>3)</sup>。

## 2.3 性別職域分離とキャリア移動

また、職場や職業における男性、あるいは女性割合それ自体の違いが離職率に及ぼす性差についても検討がなされている。Williams and O'Reilly (1998) は、男性割合が高い職場で働く女性や女性割合が高い職場で働く男性といったように、集団におけるマイノリティは居心地の悪さを感じるために離職率が高くなると述べる。しかし Bygren (2010) は、固定効果モデルによる検証によってこれとは真逆の結果を示しており、ある集団においてマジョリティである性別のほうが、離職率が高くなるとした。Bygren (2010) はこの結果をもって、性別分離それ自体がマイノリティの離職率を高めることでさらなる性別分離を再生産するというわけではなく、性構成比と関連を持つような時間不変の職場環境要因が離職率に影響する可能性を示唆している。Bygren(2010) では固定効果モデルというモデルの特性上、

(性構成比とも結びつく) 時間不変の職場環境の要因として何が離職率の性差をもたらすのかということまでは言及していない。しかし、女性割合が急速に加速した獣医に関する Irvine and Vermilya (2010) などの研究の指摘も踏まえると、ジェンダー化された文化それ自体が不変であるならたとえ性構成割合の平等化が進行したとしても、働き方の性差は維持されることが想定される。

## 2.4 分析課題

上述のように、先行研究では、性別職域分離の弱화가専門職をはじめとするホワイトカラー職や男性割合が高い職業においてみられること、一方でこれらの職業は依然としてジェンダー化された組織構造が維持されていることが指摘されてきた。本稿ではこれらの指摘を踏まえて、性別職域分離の弱화가みられる専門職におけるキャリア移動の様相について考えていく。具体的な検証課題としては、「男性割合が高い専門職における性別職域分離の弱화는、キャリア移動における性差の平等化を意味しているのか」という点について検証する。

先行研究を踏まえると、男性割合が高い専門職（たとえば医師、法務職、会計士など）では、キャリア移動における性差は依然として残るといふ仮説が立つ。というのも、性別職域分離の弱화는、特に若年層を中心に生じているとされ (Blau et al. 2013)、若年層における変化が非類似度指数の値に大きく寄与しているにすぎないことが想定されるためである。特に新規学卒一括採用システムが普及した日本においては、性別職域分離の弱화는、新規入職コーホートの影響を色濃く反映されることが想定される。そのため、非類似度指数でみた場合の性構成比がいくら改善されたとしても、労働市場内部の過程でのキャリア移動の性差は維持されることになる。であるならば、先行研究が指摘するジェンダー体制が維持されている男性割合が高い専門職では、依然としてキャリア移動の過程において女性が淘汰されやすい構造が残るのではないか。これが性別分離の弱화와ジェンダー化された組織構造の維持という先行研究の指摘を踏まえた専門職のキャリア移動構造の説明として最も妥当であると思われる。

ただし、この仮説を検証のためには、先行研究が用いてきた枠組みでは方法論的な限界がある。その限界は、性別職域分離構造下のキャリア移動を、ミクロレベルの動態的視点から捉えてこなかった点にある。たとえば、Blau ほか (2013) の指摘から、若年層以外の層では性構成比の変化は鈍く、キャリア移動の性差の平等化が進んでいないことが示唆される。しかし、クロスセクショナルなデータを用いた年齢階級別の性別構成割合の変化を追うような擬似パネルデータの分析では、その変化がキャリアの残存(離脱)率の性差の変化によるものなのか、新規参入率の変化によるものなのか識別することができない。本稿は、同一個人の残存率の性差に正確に迫るためにパネルデータを用いた検証を行う。

### 3 データ・変数・分析

#### 3.1 データ

本稿では、リクルートワークス研究所が実施する「就業実態パネル調査（以下 JPSED）」の 2016 年から 2019 年のデータを用いて、男性割合が高い専門職と女性割合が高い専門職におけるキャリア移動に関する分析を行う。この調査は、全国の 15 歳以上の男女に対して就業をめぐる状況とその変化をとらえるために毎年実施されている追跡調査である。本調査の長所として、大規模サンプルであるがゆえに、通常の調査では得られないレアケース、具体的には、医師や公認会計士などのサンプルが多変量解析に耐えうる程度に抽出されている点にある。加えて本人の職種が、100 を超える小分類によってより詳細に得られるため、専門職の詳細な分類も可能となる。こうした条件を満たし、かつ毎年パネル調査として存在するのは日本ではこれが唯一の調査であり、本稿の研究課題を検討する上で最適なデータセットである。また、分析対象ケースは、各調査時点で 50 歳以下である場合に限定した。また本調査は、毎年新たなサンプルを追加されているが、これらの追加サンプルも分析対象に含める。

#### 3.2 変数

次に本稿で用いる変数について説明する。まず職種は、表 1 のように 14 カテゴリーに分類する（JPSED2016 の分類に合わせる）。このうち 1~7 までを専門職とする。ここで本稿における専門職に関する定義について補足しておく。専門職に限らず、ある「仕事 (job)」を一義的に分類することは難しい<sup>4)</sup>。特に専門職の分類は、社会学において長い間論争がなされており（鶴沢 2011）、しかもその概念は時代や国によっても常に揺れ動いている（鶴沢 2011）。そのため、分析の溯上に載せる上では「専門職」の分類は操作的な定義に依らざるをえない。今回は Freidson ([1986]1988) や鶴沢 (2011) などの議論も踏まえ、日本で広く公式に採用されている日本標準職業分類による「専門職」の定義を採用する<sup>5)</sup>。

さらに、本稿では、男女の性別割合によって、専門職を「男性割合が高い専門職」と「女性割合が高い専門職」とに分けた分析を行う。表 1 にあるように、2015 年の国勢調査の各専門職における女性割合をベンチマークとしつつ、「保健師、助産師、看護師」、「社会福祉専門職」、「薬剤師」を女性割合が高い専門職（表中の 1~3）、「医師、歯科医師、獣医師」、「弁護士、弁理士、司法書士」、「公認会計士、税理士」を男性割合が高い専門職（表中の 4~6）と分類する。もちろん、他にも一方の性に偏りがみられる専門職は多く存在するが、国勢調査でみたときに一定程度就業者数が多い専門職のみを「男性割合が高い専門職」か「女性割合が高い専門職」のいずれかに分類し、その他の専門職は「その他専門職・技術職」と分類し、就業者数の多い性構成比が不均衡な専門職に限定して、そのキャリア移動の性差を捉えることとする。

ただし、表 1 中の 1~12 までの職種に分類されるのは、正規雇用の場合のみとし、非正規

雇用の場合は職種に限らず別カテゴリーに分類することにする。たとえば、看護師であっても非正規雇用であれば13に分類される。最後に無職を14に分類する。ただし、サンプルサイズの都合から、適宜1~3の女性割合が高い専門職と4~6の男性割合が高い専門職とを統合した分析を行うこととする。

また、結婚や出産、育児などのライフイベントがキャリア移動に及ぼす影響を検討するために、各時点の婚姻状態と末子年齢の変数を加える。前者は未婚を基準とした既婚ダミー、後者は末子年齢7歳以上か子なしを基準として末子年齢6歳以下ダミーとする。

表1 専門職の分類

No.	職種	国勢調査2015年 女性割合	分類
1	保健師, 助産師, 看護師	94%	女性割合が高い 専門職
2	社会福祉専門職	83%	
3	薬剤師	66%	
4	医師, 歯科医師, 獣医師	22%	男性割合が高い 専門職
5	弁護士, 弁理士, 司法書士	16%	
6	公認会計士, 税理士	15%	
7	その他専門職・技術職	—	その他専門職・技術職
8	サービス職	—	サービス職
9	生産工程・労務関連	—	生産工程・労務関連
10	事務系職種	—	事務系職種
11	営業販売職	—	営業販売職
12	その他	—	その他
13	非正規	—	非正規
14	無職	—	無職

注)「国勢調査2015女性割合」のうち、「弁護士, 弁理士, 司法書士」の割合は裁判官, 検察官, 弁護士, 弁理士, 司法書士のカテゴリーを使用して算出。

### 3.3 キャリア移動の定義と分析方法

次に本稿におけるキャリア移動の定義と分析方法である。まずキャリア移動とは、t-1時点からt時点で表1中の14カテゴリー間の移動がみられた場合をキャリア移動が生じたとみなす。そのため、同一職種であっても正規雇用から非正規雇用への移動はキャリア移動が生じたと定義される。表1の分類から分かるように、専門職はかなり詳細な職業分類がなされているのに対して、サービス職以降の分類はかなり粗くなっている。そのため、たとえばサービス職内で職種の変化がみられたとしても非移動とみなされる。しかし、本稿の関心の中心は女性割合が高い専門職と男性割合が高い専門職の移動であるため、その他の分類は粗い分類で残してある。

この定義に従い、まずはt-1時点からt時点の職種の移行表を用いて、残存率(t時点においても当該職に残るのか)の分析を行う。さらに、女性割合が高い専門職と男性割合が高い専門職で移動がみられた場合には具体的な移行先についても詳細に検討していく。

また、結婚や育児などのライフイベントが、女性割合が高い専門職に従事する男女、さらには男性割合が高い専門職に従事する男女の離脱に影響するか検討するために、条件付きロジットモデルを行う。

## 4 結果

### 4.1 基礎統計量

基礎統計量は表2の通りである。このうち、Overall Freq.は、JPSED2016から2019の4回の調査の中で当該職種が観察された回数であり、同一個人が複数回当該職を経験している場合もその回数分カウントされる。一方、Within Freq.は、4回の調査のうち、当該職を経験した人数であり、同一個人が複数回当該職を経験していても重複してカウントされていない。そのため、この2つの指標の比をとったOverall/Withinは、値が大きいほど当該職に同一個人がとどまりやすい（流動性が低い）ことを示し、値が小さいほど個人の入替わりが激しい（流動性が高い）ことを示している。

このOverall/Withinの値の性差を比較すると、全体的に「保健師、助産師、看護師」、「社会福祉専門職」、「薬剤師」などの女性割合が高い専門職の値は性差がそれほど大きくないのに対して、「医師、歯科医師、獣医師」、「弁護士、弁理士、司法書士」、「公認会計士、税理士」などの男性割合が高い専門職では、女性よりも男性の値が大きいことが分かる。つまり、男性割合が高い専門職における男性のほうが当該職にとどまりやすいことが分かる。また非正規や無職は、Overall/Withinの値が女性で大きく、女性のほうが非正規雇用や無職にとどまりやすいことが分かる。

表 2 基礎統計量

職種		男性			女性		
		Overall Freq.	Within Freq.	Overall /Within	Overall Freq.	Within Freq.	Overall /Within
職種	保健師, 助産師, 看護師	426	211	2.02	1579	799	1.98
	社会福祉専門職	1644	852	1.93	1710	922	1.85
	薬剤師	270	132	2.05	201	91	2.21
	医師, 歯科医師, 獣医師	312	155	2.01	66	41	1.61
	弁護士, 弁理士, 司法書士	218	109	2.00	23	19	1.21
	公認会計士, 税理士	174	100	1.74	54	30	1.80
	その他専門職・技術職	17596	8781	2.00	4448	2412	1.84
	サービス職	5525	3331	1.66	2557	1788	1.43
	生産工程・労務関連	15515	7897	1.96	1668	980	1.70
	事務系職種	13072	6745	1.94	14188	6383	2.22
	営業販売職	7478	3988	1.88	2177	1374	1.58
	その他	5877	4364	1.35	2661	2067	1.29
	非正規	12779	7647	1.67	28538	14418	1.98
	無職	9897	6145	1.61	21055	11374	1.85
婚姻状態	未婚	49950	23281	2.15	40159	18587	2.16
	既婚	40833	17143	2.38	40766	16283	2.50
末子年齢	末子7歳以上,子なし	72671	32378	2.24	64191	27584	2.33
	末子6歳以下	18112	8900	2.04	16734	7806	2.14
	サンプルサイズ	39057			33242		

注) Overall Freq.は, JPSED2016~2019年の4時点で当該職が観察されたケース数. 1人が複数回, たとえば2回当該職を経験している場合, 2回分でカウントされる. 一方Within Freq.は, JPSED2016~2019年の4時点で当該職を経験した人数. 1人が複数回当該職を経験していても, 1回分でカウントされる. Overall/Withinはこの2つの指標の比をとった値である.

#### 4.2 移行表の分析結果

次に, t-1 時点から t 時点における当該職種への残存率を示す. ただし, 女性割合が高い専門職と男性割合が高い専門職はそれぞれの職業カテゴリーを統合した上で, 移行率は加重平均したものを示している. その結果が図 2 である (詳細は表 3, 4).

グラフをみると, 女性割合が高い専門職の残存率は男女ともに 80%程度で大きな差はみられない. 一方, 男性割合が高い専門職の残存率は男性が 80%程度で女性が 50%強であり男女で大きな開きがみられる. つまり, 男性割合が高い専門職と女性割合が高い専門職のそれぞれでマイノリティとなる性別の残存率は非対称な様相にあることが示された.



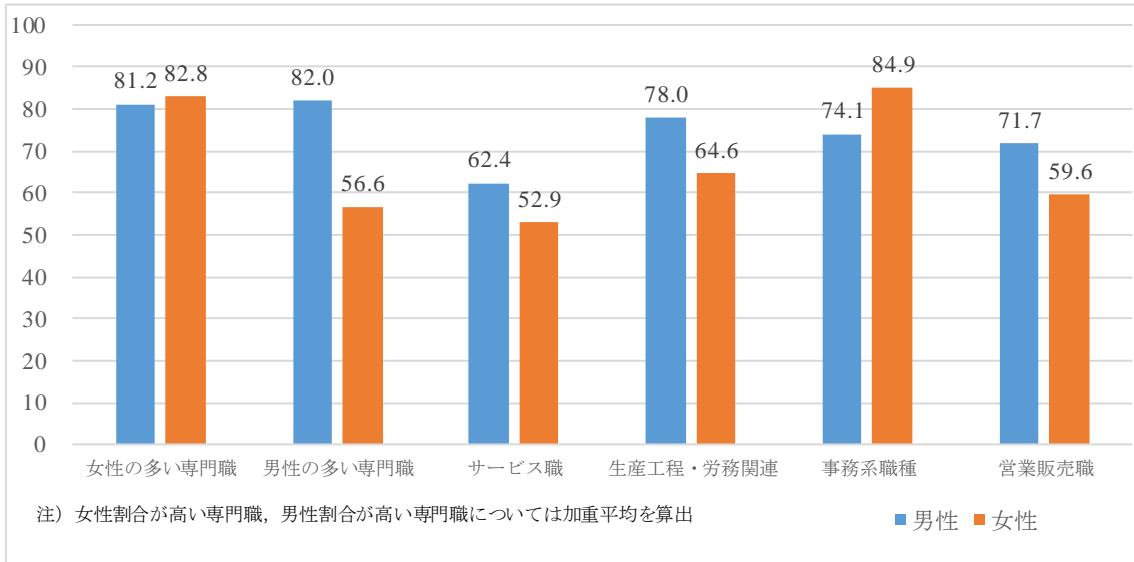


図2 職種別の残存率 (%)

表3 t-1 から t 時点への移行表 (男性 : %)

t-1からt時点への(男性) 職業移動表	保健師, 助産師, 看護師	社会福祉 専門職	薬剤師	医師, 歯 科医師, 獣医師	弁護士, 弁理士, 司法書士	公認会計 士, 税理 士	その他専 門職・技 術職	サービス 職	生産工 程・労務 関連	事務系職 種	営業販売 職	その他	非正規	無職	Total(%)	Total(n)
保健師, 助産師, 看護師	92.40	0.80	0.00	0.80	0.00	0.00	1.20	0.80	0.80	0.40	0.00	0.40	1.60	0.80	100.0	250
社会福祉専門職	0.00	77.24	0.00	0.00	0.00	0.00	2.76	7.78	0.69	2.36	0.59	4.73	2.17	1.67	100.0	1015
薬剤師	0.00	0.00	88.24	2.35	0.00	0.00	2.94	0.00	0.59	1.76	1.18	1.76	0.59	0.59	100.0	170
医師, 歯科医師, 獣医師	0.27	0.00	1.06	89.36	0.00	0.00	2.93	0.80	0.80	0.53	0.00	1.06	2.13	1.06	100.0	376
弁護士, 弁理士, 司法書士	0.00	0.00	0.00	0.00	77.86	4.43	4.43	0.37	2.21	4.43	0.74	1.48	1.48	2.58	100.0	271
公認会計士, 税理士	0.00	0.00	0.00	0.00	6.90	72.41	5.17	1.15	0.00	8.62	0.00	2.87	0.57	2.30	100.0	174
その他専門職・技術職	0.01	0.19	0.04	0.09	0.06	0.06	79.01	1.82	4.89	3.73	1.30	4.55	2.32	1.92	100.0	15652
サービス職	0.00	1.36	0.02	0.04	0.04	0.09	5.79	62.38	6.38	4.93	6.12	7.03	4.09	1.73	100.0	4625
生産工程・労務関連	0.03	0.08	0.01	0.00	0.02	0.01	6.03	2.04	77.99	2.75	0.67	5.73	3.04	1.60	100.0	11982
事務系職種	0.00	0.13	0.02	0.01	0.14	0.13	5.01	1.99	2.46	74.10	6.59	5.64	2.27	1.50	100.0	12050
営業販売職	0.00	0.04	0.01	0.01	0.03	0.00	2.58	3.70	1.48	12.66	71.70	4.15	2.13	1.48	100.0	6668
その他	0.11	0.87	0.04	0.11	0.09	0.11	11.32	5.78	12.38	12.85	5.39	40.97	4.23	5.78	100.0	5656
非正規	0.04	0.29	0.01	0.08	0.02	0.02	2.64	1.38	2.73	1.98	1.13	1.86	79.81	7.99	100.0	13261
無職	0.02	0.12	0.04	0.05	0.05	0.02	1.99	0.88	1.87	1.23	0.82	2.35	8.97	81.57	100.0	13101
Total	0.29	1.19	0.20	0.45	0.32	0.21	18.13	5.41	14.23	14.22	7.88	6.59	15.68	15.20	100.0	85251

表4 t-1 から t 時点への移行表 (女性 : %)

t-1からt時点への(女性) 職業移動表	保健師, 助産師, 看護師	社会福祉 専門職	薬剤師	医師, 歯 科医師, 獣医師	弁護士, 弁理士, 司法書士	公認会計 士, 税理 士	その他専 門職・技 術職	サービス 職	生産工 程・労務 関連	事務系職 種	営業販売 職	その他	非正規	無職	Total(%)	Total(n)
保健師, 助産師, 看護師	88.28	0.19	0.00	0.09	0.00	0.00	1.95	0.37	0.09	0.47	0.09	0.93	5.12	2.42	100.0	1075
社会福祉専門職	0.17	76.79	0.00	0.00	0.00	0.00	2.04	4.85	0.17	1.36	0.34	4.42	6.63	3.23	100.0	1176
薬剤師	0.00	0.00	90.38	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	2.56	0.64	0.64	3.85	1.92	100.0	156
医師, 歯科医師, 獣医師	3.57	0.00	1.79	66.07	0.00	0.00	12.50	1.79	1.79	1.79	0.00	3.57	5.36	1.79	100.0	56
弁護士, 弁理士, 司法書士	0.00	5.00	0.00	0.00	30.00	15.00	0.00	5.00	0.00	30.00	0.00	10.00	5.00	0.00	100.0	20
公認会計士, 税理士	0.00	0.00	0.00	0.00	4.35	56.52	4.35	0.00	0.00	30.43	0.00	2.17	2.17	0.00	100.0	46
その他専門職・技術職	0.48	0.91	0.06	0.14	0.00	0.03	73.11	1.34	1.31	5.61	1.02	6.15	5.15	4.70	100.0	3514
サービス職	0.15	2.81	0.00	0.10	0.05	0.00	3.07	52.89	1.48	6.85	5.42	5.77	15.02	6.39	100.0	1957
生産工程・労務関連	0.08	0.32	0.00	0.00	0.00	0.00	3.94	1.37	64.55	6.59	0.64	6.67	10.45	5.39	100.0	1244
事務系職種	0.04	0.18	0.01	0.00	0.06	0.17	1.48	0.90	0.63	84.93	1.91	2.20	4.25	3.25	100.0	12155
営業販売職	0.06	0.12	0.06	0.00	0.06	0.00	2.18	5.16	0.62	14.99	59.64	3.05	9.95	4.10	100.0	1608
その他	0.77	2.78	0.05	0.05	0.14	0.00	7.44	4.85	3.98	13.10	2.69	34.40	14.20	15.55	100.0	2084
非正規	0.21	0.40	0.02	0.02	0.01	0.01	1.00	1.11	0.56	2.68	0.71	1.13	85.36	6.79	100.0	25319
無職	0.18	0.15	0.07	0.02	0.00	0.00	0.72	0.60	0.44	1.43	0.23	1.51	9.75	84.87	100.0	22922
Total	1.49	1.66	0.23	0.08	0.03	0.07	4.80	2.55	1.76	16.78	2.23	2.93	34.87	30.52	100.0	73352

次に、女性割合が高い専門職と男性割合が高い専門職から移動した者がそれぞれどこに向かうのか、その移動先の分布をみしてみる。表5がその結果である。まず女性割合が高い専門職をみていくと、男性に比較して、女性は非正規や無職に移動しやすいことが確認される。

図2の分析結果で、女性割合が高い専門職における男女の残存率に差がないと述べたが、その移動先は男女で大きな違いがみられる。

次に男性割合が高い専門職についてみていく。まず男女とも移動先として他の専門職への移動が多いことがわかる。しかし、大きな違いがみられるのは事務系職種への移動であり、女性は40%程度が事務系職種に移動している。しかし、女性割合が高い専門職と比較して、非正規雇用や無職への移動はそれほど多くはみられないことも分かる。

表5 女性・男性割合が高い専門職からの移動先 (%)

		他の専門職	サービス職	生産工程・労務関連	事務系職種	営業販売職	その他職	非正規	無職	合計
女性割合が高い専門職	男性(n=270)	16.30	30.00	3.70	10.37	2.96	19.26	10.00	7.41	100.00
	女性(n=414)	12.08	14.73	0.72	6.04	1.45	15.22	33.57	16.18	100.00
男性割合が高い専門職	男性(n=148)	41.22	4.05	6.08	19.59	1.35	8.78	8.78	10.14	100.00
	女性(n=53)	33.96	3.77	1.89	39.62	0.00	9.43	9.43	1.89	100.00

注) 女性割合が高い専門職は「保健師、助産師、看護師」、「社会福祉専門職」、「薬剤師」

男性割合が高い専門職は「医師、歯科医師、獣医師」、「弁護士、歯科医師、獣医師」、「公認会計士」、「税理士」を指す。

なお、表中の数値は、表1で区分したカテゴリーに応じて移動先の加重平均を示しており、例えば、女性割合が高い専門職における他の専門職への移動(16.30%)は、「保健師、助産師、看護師」、「社会福祉専門職」、「薬剤師」それぞれの移動先の割合を算出した後に、加重平均を計算して求めたものである。

上述のような手続きを取っているため、たとえば「保健師、助産師、看護師」から「社会福祉専門職」への移動がみられた場合もキャリア移動ありとみなされ、こうした場合の移動先は「他の専門職」への移動とみなしている。

括弧内の値は期間中にそれぞれの専門職から移動がみられたケース数を示している。

#### 4.3 専門職の移動に関する条件付きロジットモデル

次に、男性割合が高い専門職、女性割合が高い専門職の移動に関する条件付きロジットモデルの結果をみていく。ここでは、男性専門職を1、その他を0とする条件付きロジットモデルと、女性専門職を1、その他を0とする条件付きロジットモデルをそれぞれ行う。ここでは、婚姻状態や末子年齢が、男性割合が高い専門職、女性割合が高い専門職のそれぞれのキャリア移動に及ぼす影響について検討を行う<sup>6)</sup>。

##### 4.3.1 男性割合が高い専門職の移動に関する条件付きロジットモデル

表6が、男性割合が高い専門職の移動に関する結果である。男性については年齢が有意であるが、婚姻状態や末子年齢は有意な効果を持たない。一方女性は、年齢に加えて末子年齢が負の効果を持っており、女性の出産や育児による就業の困難さは、男性割合が高い専門職において如実に現れることが示された。

表 6 男性割合が高い専門職の移動に関する条件付きロジット

従属変数：男性割合が高い専門職=1，その他=0	男性		女性		
	coef.	robust s.e.	coef.	robust s.e.	
年齢	0.22	0.12	0.36	0.18	*
既婚ダミー	1.29	1.03	0.53	1.40	
末子6歳未満 (ref.子なしor末子7歳以上)	-0.33	0.65	-14.05	1.02	**
number of observations	251		139		
log pseudolikelihood	-88.72		-46.48		
wald chi2	4.94		191.80		**

注)†p<.10, \*p<.05,\*\*p<.01

#### 4.3.2 女性割合が高い専門職の移動に関する条件付きロジットモデル

表 7 は女性割合が高い専門職の移動に関する分析結果である。まず男性については、婚姻状態や末子年齢が有意な効果を持っていない。一方で女性は既婚ダミーと末子 6 歳未満ダミーは負の効果を持っている。しかし、表 6 で示した女性の結果と比較すると、10%水準で有意かつ係数の値はそれほど小さくなくため、男性割合が高い専門職ほど末子の存在が当該職に就くことの阻害要因とはなっていないことが考えられる。

表 7 女性割合が高い専門職の移動に関する条件付きロジット

従属変数：女性割合が高い専門職=1，その他=0	男性		女性		
	coef.	robust s.e.	coef.	robust s.e.	
年齢	0.05	0.08	0.23	0.06	**
既婚ダミー	0.24	0.43	-1.02	0.31	**
末子6歳未満 (ref.子なしor末子7歳以上)	0.50	0.34	-0.66	0.40	†
number of observations	677		1265		
log pseudolikelihood	-243.19		-443.74		
wald chi2	2.95		26.70		**

注)†p<.10, \*p<.05,\*\*p<.01

## 5 考察

本稿では男性割合が多い専門職、女性割合が高い専門職におけるキャリア移動に関する性差の検討を行った。主な結果は以下の通りである。

まず、移行表の分析から、男性割合が高い専門職、女性割合が高い専門職における残存率の性差は非対称であった。具体的には、女性割合が高い専門職における t-1 時点から t 時点での残存率に性差はないが、男性割合が多い専門職においては女性の残存率が明らかに低くなっていた。つまり、それぞれの専門職における男女の移動は非対称な構造であることが示された。さらに、それぞれの専門職から移動した者についてその移動先の性差を検討したところ、男性割合が高い専門職からの移動先として、女性は事務職への移動が多くみられ、一方、女性割合が高い専門職の移動先として、女性は非正規雇用や無職への移動が多くみら

れた。

また、婚姻状態や末子年齢がキャリア移動に及ぼす影響を条件付きロジットモデルによって検討した。その結果、男性は婚姻状態や末子年齢がキャリア移動に影響しないが、女性の場合、これらのイベントがキャリア移動に影響を持っていた。特に注目すべきは、女性の出産や育児による就業の困難さは、男性割合が高い専門職において如実に現れる点にある。

これらの結果から、本稿の貢献は大きく次の2点に集約される。1点目は、先行研究によって、性別職域分離の弱화가指摘されていた男性割合が高い専門職は、キャリア移動の過程において、女性のみが淘汰されていくことによる性別職域の再分離化が生じるということを示した点にある。本稿で直接示してはいないものの、日本の新規学卒一括採用システムを踏まえると、男性割合が高い専門職において弱화가みられる理由は、若年層、特に新規入職コーホートにおける性構成比の平等化によるものであることが示唆される。ただし、本稿は男性割合が高い専門職における残存率の性差を示してはいるが、その性差が時代を通じて拡大したのか縮小したのか、データの制約上検証することができないため、これは今後の課題としたい。

2点目は、男性割合が高い専門職と女性割合が高い専門職におけるジェンダー体制の非対称性についてキャリア移動の視点からその様相を解明できた点にある。男性割合が高い専門職においては女性が淘汰されていくという構造は、特に育児というライフイベントと密接に結びついていることが条件付きロジットモデルによって示された。裏を返せば、育児というライフイベントを選択しないことが、男性割合が多い専門職において女性が「活躍する」要件となっており、その意味でジェンダー化された組織構造が依然として残っているといえよう。一方、女性割合が高い専門職においては男性の残存率がかなり高い。この結果は、女性割合が高い専門職にはある程度安定したキャリアラダーが用意されており、そこで男性は採用や昇進によってアドバンテージを得やすいといった指摘 (Kalleberg 2000, 2009) に対応するものであると示唆される。つまり、女性割合が高い専門職においてマイノリティとなる男性は女性と比較して、キャリア移動の不利がみられにくいと考えられる。これを証明するには昇進パターンの性差をみる必要があるとあり、それは今後の課題としたい。しかしいずれにせよ、本稿で解明された、男性割合が高い専門職、女性割合が高い専門職におけるそれぞれの性のキャリア移動の非対称性に関しては、動態的な分析を通じてより精緻に解き明かしていくことが求められる。それが専門職のジェンダー体制をよりよく理解するための手立てとなるだろう。

#### [注]

- 1) 非類似度指数とは、性別職域分離の度合いを示す際に頻繁に用いられる指標で、0のときを完全な平等、100のときを完全な不平等とする。以下のように定式化される (Duncan and Duncan 1955)。

$$D_t = \sum_{j=1}^J \left[ 100 \times \frac{1}{2} \times \left| \frac{F_{jt}}{F_t} - \frac{M_{jt}}{M_t} \right| \right]$$

$$= \sum_{j=1}^J \left[ 100 \times \frac{1}{2} \times \left| \frac{\frac{F_{jt} \times T_{jt}}{T_{jt}}}{\frac{F_t \times T_t}{T_t}} - \frac{\frac{M_{jt} \times T_{jt}}{T_{jt}}}{\frac{M_t \times T_t}{T_t}} \right| \right] = \sum_{j=1}^J D_{jt}$$

ここで、 $F_{jt}$ 、 $M_{jt}$ はそれぞれ男性、女性の $t$ 時点における職業 $j$ に就く人数、そして $T_{jt}$ は男女の合計人数を示す。上式について、時点間の変化を見る際に、この変化を職業分布の変化と職業内の男女比率の変化とに分解する式は下記のようなになる (Fuchs 1975)。

$$D_2 - D_1 = \sum_{j=1}^J \left[ D_{j2} - 100 \times \frac{1}{2} \times \left| \frac{\frac{F_{j2} \times T_{j1}}{T_{j2}}}{\frac{F_2 \times T_1}{T_2}} - \frac{\frac{M_{j2} \times T_{j1}}{T_{j2}}}{\frac{M_2 \times T_1}{T_2}} \right| \right] + \sum_{j=1}^J \left[ 100 \times \frac{1}{2} \times \left| \frac{\frac{F_{j2} \times T_{j1}}{T_{j2}}}{\frac{F_2 \times T_1}{T_2}} - \frac{\frac{M_{j2} \times T_{j1}}{T_{j2}}}{\frac{M_2 \times T_1}{T_2}} \right| - D_{j1} \right]$$

ここで、右辺の第1項は職業分布の変化による寄与分、右辺の第2項が各職業における職業内の男女比率の変化による寄与分となる。立式は打越・麦山 (2020) を参考にしており、詳しい説明や具体例についても解説についても打越・麦山 (2020) を参考にされたい。

- 2) ただし、技術職における女性割合は1990年代をピークに、以降減少傾向にあるという指摘や (Alegria and Branch 2015)、伝統的な男性型ブルーカラー労働への女性労働者の参入はむしろ閉鎖化しているという指摘もある (Torre 2018)。
- 3) 専門職以外の職種においても同様の指摘がなされており、例えば銀行員に関する研究がある。この研究で、銀行員に管理職割合が高いのは、「男性的な特徴」(仕事重視志向、あるいは非婚就業継続などの働き方の特徴)を持った女性を採用するからであるとしている (Tienai 1999)。その意味で、男性職における女性の活躍は、WLBや特定のライフイベントとのトレードオフによって成立することを示唆している。
- 4) たとえば総務省の日本標準職業分類によると、「専門職」とは「高度の専門的水準において、科学的知識を応用した技術的な仕事に従事するもの、及び医療・教育・法律・宗教・芸術・その他の専門的性質の仕事に従事するもの」を指し、「この仕事を遂行するには、通例、大学・研究機関などにおける高度の科学的訓練・その他専門的分野の訓練、又はこれと同程度以上の実務的経験あるいは芸術上の創造的才能を必要とする」とされている。
- 5) 近年の職業分類に関する問題に関しては、国際的な視点も交えて議論している西澤 (2018) が詳しい。
- 6) ここでの条件付きロジットは変化の向きを区別したモデルではない点に注意が必要である。そのため、例えば男性割合が高い専門職における既婚ダミーを例に係数の解釈を説明すると、同一個人が既婚である時と未婚である時の男性割合が高い専門職へのつきやすさ(確率)を比較するモデルとなっている。

## [謝辞]

二次分析にあたり、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センター SSJ データアーカイブから「全国就業実態パネル調査, 2016~2019」(リクルートワークス研究所)の個票データの提供を受けました。

## [参考文献]

- Alegria, S. and E. Branch, 2015, "Causes and Consequences of Inequality in the STEM: Diversity and Its Discontents," *International Journal of Gender, Science and Technology*, 7(3): 321-342.
- Bansak, C., M. Graham, and A. Zebedee, 2012, "Business Cycles and Gender Diversification: An Analysis of Establishment-Level Gender Dissimilarity," *The American Economic Review*, 102(3): 561-565.
- Blau, F., P. Brummund, and A. Liu, 2013, "Trends in Occupational Segregation by Gender 1970-2009: Adjusting for the Impact of Changes in the Occupational Coding System," *Demography*, 50(2): 471-494.
- Bolton, S. and D. Muzio, 2007, "Can't Live with 'Em; Can't Live without 'Em: Gendered Segmentation in the Legal Profession," *Sociology*,: 47-64.
- Brockman, J., 1994, "Leaving the Practice of Law: The Wherefores and the Whys," *Alberta Law Review*, 32(1): 116-180.
- Bygren, M., 2010, "The Gender Composition of Workplaces and Men's and Women's Turnover," *European Sociological Review*, 26(2): 193-202.
- Davies, C., 1996, "The Sociology of the Professions and the Profession of Gender," *Sociology*, 30(4): 661-678.
- Duncan, O. and B. Duncan, 1955, "A Methodological Analysis of Segregation Indexes," *American Sociological Review*, 20(2): 210-217.
- England, P., 2010, "The Gender Revolution: Uneven and Stalled," *Gender and Society*, 24(2): 149-166.
- Freidson, E., [1986]1988, *Professional Powers* (paperback edition), The University of Chicago Press.
- Fuchs, V., 1975, "A Note on Sex Segregation in Professional Occupations," *Explorations in Economic Research*, 2: 105-111.
- Irvine, L. and J. Vermilya, 2010, "Gender Work in a Feminized Profession: The Case of Veterinary Medicine," *Gender and Society*, 24(1): 56-82.
- Jacobs, J. and S. Lim, 1992, "Trends in Occupational and Industrial Sex Segregation in 56 Countries, 1960-1980," *Work and Occupations*, 19(4): 450-486.
- Kalleberg, A., 2000, "Nonstandard Employment Relations," *Annual Review of Sociology*, 26: 341-365.
- , A., 2009, "Precarious Work, Insecure Workers: Employment Relations in Transition," *American Sociological Review*, 74: 1-22
- Kanter, R., 1977, *Men and Women of the Corporation*, New York: Basic Books.

- Kay, F., 1997, "Flight from Law: A Competing Risks Model of Departures from Law Firms," *Law and Society Review*, 31(2): 301-335.
- Murphy, E., 2014, "Workers' Movement out of Declining Occupations in Great Britain, Germany and Switzerland," *European Sociological Review*, 30(6): 685-701.
- 西澤弘, 2018, 「職業の区分法と日本の職業別就業構造」『日本労働研究雑誌』 697: 5-17.
- Preston, J., 1999, "Occupational Gender Segregation Trends and Explanations," *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 39: 611-624.
- Reskin, B., 1993, "Sex Segregation in the Workplace," *Annual Review of Sociology*, 19: 241-270.
- Tienari, J., 1999, "The First Wave Washed up on Shore: Reform, Feminization and gender Resegregation," *Gender, Work and Organization*, 6(1): 1-19.
- Tomaskovic-Devey, D., C. Zimmer, K. Stainback, C. Robinson, T. Taylor and T. McTague., 2006, "Documenting Desegregation: Segregation in American Workplaces by Race, Ethnicity, and Sex, 1966-2003," *American Sociological Review*, 71(4): 565-588.
- Torre, M., 2018, "Stogappers? The Occupational Trajectories of Men in Female-Dominated Occupations," *Work and Occupations*, 45(3): 283-312.
- 打越文弥・麦山亮太, 2020 「日本における性別職域分離の趨勢——1980-2005年国勢調査集計データを用いた要因分解」『人口学研究』(J-stage 早期公開 (2020年5月1日アクセス))  
[https://www.jstage.jst.go.jp/article/jps/advpub/0/advpub\\_1901001/\\_article/-char/ja/](https://www.jstage.jst.go.jp/article/jps/advpub/0/advpub_1901001/_article/-char/ja/)
- Williams, K. and C. O'Reilly, 1998, "Demography and Diversity in Organizations: A Review of 40 Years of Research," *Research in Organizational Behavior*, 20: 77-140.
- 鵜沢由美子, 2011, 「女性労働と専門職」藤原千沙・山田和代編『女性と再審 3 女性と労働』大月書店, 161-186.

# 労働者の仕事の質を規定する要因

——転職の効果に注目して——

中村由香

(生協総合研究所)

本稿の目的は、転職がその後の仕事の質に正の影響を与えるのか、あるいは負の影響を与えるのかを、パネルデータを用いて検討することである。本稿では仕事の質を、経済的側面（時間あたり賃金）と非経済的側面（仕事の裁量度、ワーク・ライフ・バランス、能力開発機会）で捉えた。分析には「全国就業実態パネル調査」2016年、2017年、2018年の3時点のデータを使用した。

分析の結果、男性の場合は、転職経験が経済的側面に負の影響を与える傾向がみられたが、非経済的側面に対してはそのような影響はほとんどみられなかった。一方で女性の場合は、経済的側面、非経済的側面のいずれにおいても、転職経験が負の影響を与える傾向はほぼみられなかった。これらの結果から、女性の場合には転職はその後の仕事の質を低下させる選択肢ではないが、男性の場合には転職は経済的側面の低下につながる選択肢となっていることが示唆された。

## 1 研究の背景と目的

本稿の目的は、日本の労働市場における働き方の多様化に着目しつつ、転職がその後の仕事の質に正の影響を与えるのか、負の影響を与えるのかを明らかにすることである。

少子高齢化の進展により、人々の働き方は大きく変わりつつある。就労期が長期化し、生涯にわたって一社で働き続けるという終身雇用で働く人は減りつつある。長期化する就業生活を充実したものにするために、折にふれて転職や独立、起業、副業などキャリアを変化させながら発展させていくことが求められている。このような流れの中で、近年、「失業なき労働移動」の促進が政策課題として提起されるようになった。そして政策の一環として、正規・非正規雇用の不合理な待遇差の解消と多面的・多様な働き方の提示や、企業に対する予算として、休業中の雇用保障を求める雇用調整助成金から、転職を促進させる労働移動促進助成金への重点配分の切り替えなどが推進されつつある。

これらの政策の前提には、現在の日本の労働市場が、必要な労働移動を実現する柔軟性を欠いているという認識がある。確かに、現在の労働市場において、仕事を移るということが労働者にとって不利な選択肢となりやすいことは、多く指摘されている通りである。例えば、日本と諸外国で雇用されて働く人の勤続年数は大きく変わらず、その点では日本は諸外国と同程度に労働移動は進みつつあると捉えることができるものの、仕事を好条件で移ることができるかという点になると、日本のみ好条件での転職が難しい状態があると指摘されている（中村 2020）。ほかにも、転職経験者は転職未経験者と比べ、ホワイトカラー比率が低く、就業先の企業規模も小さく、収入も低い傾向があること、企業規模の小さい勤め先か



ら大企業に転職するケースは少ないことが明らかにされており、内部労働市場の中にとどまっている方が有利であるとの見解も出されている（日本労働研究機構 2003）。このように転職が労働者にとってネガティブな選択肢となっていることを示唆する論考は多く出されてきた。

一方で、企業規模や就業形態を越えた転職が可能となりつつあるという指摘や（豊田・小泉 2007）、35歳を過ぎると転職が賃金に与える負の影響が大きくなるため転職が抑制されるという「35歳転職限界説」が部分的に解消されているという指摘があるなど（戸田 2016）、労働市場が良い質的变化をしており、転職が必ずしもネガティブな選択肢ではないとする論考も出されている。

このように、現在の日本の労働市場において、転職というキャリアが労働者にとってネガティブな選択肢となっているのかどうか、先行研究の知見は一律ではない。転職の動向は年々変化しており、いつの時点のデータを用いて検証するかによっても、得られる知見は変わるだろう。本稿ではこれらの知見をふまえて、転職がその後の就業環境や処遇にどのような影響を与えるのかを、パネルデータを用いて検討する。とりわけ、新卒一括採用による内部労働市場が主流である正規雇用労働者を対象として検証したい。その際、近年、就業環境や処遇の良し悪しを判断する際、経済的側面だけでなく非経済的側面も含めて多角的に捉えていく必要が提起されていることを踏まえ、本稿でも多角的な指標で転職がその後の就業環境・処遇に与える影響を検証していく。

本稿の構成は以下の通りである。第2節で先行研究の知見を整理し、第3節で分析に使用するデータと変数について述べる。第4節で実証分析の結果を報告し、第5節で分析から得られた結果と限界について述べる。

## 2 先行研究と本稿の検討課題

### 2.1 転職がその後の処遇の経済的側面に与える影響

転職がその後の就業環境・処遇に正の影響を与えるのか、あるいは負の影響を与えるのか、この点に関する先行研究は数多い。とりわけ転職が労働者の経済的側面（賃金）に与える影響について多くの研究が蓄積されてきた。

例えば勇上（2001）は、転職者と転職未経験者を比較し、転職未経験者の平均賃金が転職者の平均賃金よりもおおむね高い傾向にあることを指摘している。また Bognanno and Kambayashi（2006）は、『雇用動向調査』を用いて、転職前後の賃金変化を検証している。そして性別や年齢によって差はあるものの、転職により従業先規模や産業、職種が変わることで、転職後の賃金が低下する傾向があることを明らかにしている。

さらに阿部（1996）も、『雇用動向調査』を用いて、同一産業内で移動した場合と産業間をまたがって移動した場合の転職前後の賃金変化を比較している。そして、転職者が産業間を移動するほうが産業内で移動するよりも賃金の低下が大きく、産業特殊的人的資本の損

失がみられることを指摘している。また岸（1998）は、専門・技術職の一部を除くホワイトカラー労働者を対象として転職前後の賃金変化率に着目し、転職者の外部経験がどのように評価されているかを検証している。その結果、外部経験は必ずしも高く評価されず、現在の日本では、転職をするよりも企業内部で人材育成をはかるほうが合理的な状態であると述べている。

ほかにも、離職理由の違いが転職後の賃金変動に与える差を検証する研究もある。例えば渡辺（1999）や村松（2000）、大橋・中村（2002）は、倒産や解雇などの会社都合による非自発的理由での転職に比べて、自発的理由での転職のほうが賃金の低下幅が低いことを明らかにしている。そして、自発的理由での転職は、求職意欲が高く、前職在職時に十分な転職準備期間を確保できることなどから、ジョブ・マッチングを向上させるが、非自発的理由での転職はジョブ・マッチングを悪化させることが明らかにされている。また、転職理由をさらに掘り下げた研究として、萩原・照山（2016）は自発的理由をさらに細かく分類し、賃金、労働条件、勤務地、人間関係に関する不満といった転職理由の違いによって、賃金が増加するのか、減少するのかが大きく異なることを明らかにしている。このように、離職理由に注目した先行研究では、離職理由によって転職コストが異なる点だけを強調するのではなく、より良い転職のためにどのような準備や環境整備を行えば良いのか、といった観点から転職について検討することの重要性が示唆されている。

なお、これらの先行研究はいずれもクロスセクションデータを用いて得られた知見であるが、パネルデータを用いて分析した研究も存在する。例えば樋口（2001）は、パネルデータを用いて、男性の労働者を対象に、賃金の上昇率は継続就業者よりも転職者のほうが大きいことを明らかにしている。そして従来のクロスセクションデータを用いた分析では転職者にもともと賃金の低い人が多かったために、継続就業者よりも転職者の賃金が低い傾向がみられたと指摘している。さらに奥井（2000）も、パネルデータを用いて企業規模間の賃金格差の分析を行っている。奥井は、転職による勤務先規模の変化と、同一企業で勤続した場合の規模の変化を区別しつつ、クロスセクション分析によって得られる規模間賃金格差が純粋な規模間格差で説明されるのか、それとも労働者の能力の規模間格差が影響した見せかけの差となっているのかを検討している。その結果、男性では純粋な規模間賃金格差で説明されるが、女性では労働者の観察されない能力に規模間格差があることを明らかにしている。

このように既存研究の多くはクロスセクションデータを用いているものの、近年ではパネルデータを用いた分析も行われている。これらの研究から、個人の観察されない異質性を統制した上でも、転職が賃金に影響を与えることが明らかにされており、たとえ労働者の能力や技能が同程度であっても従業先の諸特性によって処遇差が生じることが示唆されてきた。

## 2.2 転職がその後の処遇の非経済的側面に与える影響

このように転職が経済的側面に与える影響については多くの研究が蓄積されてきたが、転職と非経済的側面との関係についての研究は少ない。そもそも、仕事の良し悪しを、経済的側面だけでなく非経済的側面からも評価する必要が指摘されるようになったのは近年のことである。例えば、Kalleberg (2011) は「仕事の質」という概念を提起し、経済的側面だけでなく非経済的側面を含めた複数の次元を対象として、仕事の良し悪しを多面的・統合的に評価する必要があると指摘している。そして仕事の質とは、賃金、付加給付、雇用機会の安定性、仕事の自律性、労働時間の柔軟性という5つの次元で構成されるとしている。

これを受けて日本でも、仕事の質という概念を用いて仕事の良し悪しを多角的に捉えようとする研究がなされている。例えば島貫・佐藤 (2016) は、労働者の働き方が多様化している中で、それら多様な働き方の良し悪しを Kalleberg が示した仕事の質の5つの次元を用いて検討している。この研究は転職に焦点をあてたものではないが、就業形態、労働契約、雇用関係、従業先特性などの労働者の働き方の諸特性によって経済的側面だけでなく非経済的側面にも格差が生じることを指摘している。

また、労働者の主観的厚生を表す指標として満足度に着目した研究も行われてきた。それらの研究では、満足度は経済的側面の豊かさのみで向上するわけではなく、非経済的側面の豊かさによっても満たされることを前提に、転職と満足度との関係が検討されている。例えば労働政策研究・研修機構 (2016) では、中高年者を対象とした調査を行い、転職結果への満足度の規定要因を分析している。その結果、中年層では賃金が満足度を規定する主要な要因であるのに対し、高年層では仕事満足度に対する賃金の影響はみられず、代わりにその仕事が自分の興味や個性にあっているかという適正志向の影響がみられることを明らかにしている。ほかにも労働政策研究・研修機構 (2011) では、ワーク・ライフ・バランスの確保の難しさゆえ仕事や生活の満足度が低下し、結果として労働者の離転職希望が高まることが明らかにされている。そして、労働者の離転職対策として、企業が労働時間関連施策や両立支援施策に力を入れることの有効性が示唆されている。ただし、これらの研究では、非経済的側面の良し悪しが、転職満足度の規定要因となっていることや、転職の誘因となっていることが明らかにされているものの、実際に転職前後で非経済的側面が改善・向上したのかについては明らかにされていない。

このような背景を踏まえて、本稿では経済的側面だけでなく非経済的側面も含めて、それらに転職が与える影響を検証する。その際、先行研究にならって、経済的、非経済的側面を総括して「仕事の質」と捉えて仕事の良し悪しをみていくことで、日本の労働市場における転職の状況をより正確に判断することが可能になると考えられる。

## 2.3 本稿で検討する点

これらの先行研究をふまえて、本稿は以下の3つの点を中心に分析を行う。

1点目として、転職前後の仕事の良し悪しを、経済的側面だけでなく非経済的側面もあわせて検証する。その際、先行研究では、仕事の質の高さに着目してきたが、本稿では仕事の質の向上や低下といった変化に焦点を合わせる。前者では、仕事の質の高さの個人間の差が問われる。この場合、例えば転職者は非転職者よりも仕事の質が低いという結果を得られたとしても、「転職を経験することによって仕事の質が下がる」とはいえない。なぜなら、転職しやすい人は、もともと仕事の質が低い環境で働いていた人である、というような個人特性の影響が無視できないからである。本稿では、パネルデータを用いることで、個人間の異質性を取り除いた上で、個人の状態変化が仕事の質の向上や低下に与える影響を検証する。

2点目に、本稿では分析対象を正規雇用に限定した上で、正規雇用の多様な就業実態を考慮した分析を行う。非正規雇用に働く人々の中には、長時間働くことを前提としない働き方や、高い賃金を得ることを前提としない働き方をあえて選択している人も多く、転職というキャリアの位置づけも正規雇用者と非正規雇用者で大きく違うと考えられる。そのため、分析対象を正規雇用に限定することで、日本の労働市場における転職の状況をより正確に把握できると考える。

さらに、非正規雇用は正規雇用よりも労働時間が短く、ワーク・ライフ・バランスはとりやすいが、その代わりに賃金は低いといったように、仕事の質の各要素の高さは就業形態によって異なる。このように仕事の質が就業形態によって規定されることを考慮し、問いへの答えを明確にするため、「正規－非正規」、「非正規－正規」といった異なる就業形態間の転職ではなく、「正規－正規」の同一雇用形態間の転職に焦点をあてることとする。なお、近年の労働移動を促進する流れの中で就業形態の多様化が進められてきたが、それにより正規雇用の中にも多様な働き方が含まれつつある。短時間勤務の正規雇用や、時給や日給で働く正規雇用、有期契約の正規雇用が生まれるなど、就業形態から想像されるごく当たり前の特性が不確かなものになりつつある。就業形態の多様化の状況をふまえて雇用・労働市場に関する研究を進めていく上では、就業形態だけでなく、就業実態を示す変数を入れた検討が必要であることが指摘されており（豊田・小泉 2007）、このような観点に立った研究も存在する（小前・玄田 2018）。したがって本稿では、就業実態に関する変数の影響を統制した上で、転職が仕事の質の低下や向上に与える影響を検証する。

3点目に、前職の離職理由に関する変数に着目し、どのような理由で離職した場合に、その後の仕事の質に正のあるいは負の影響を与えるのかを明らかにする。なお本稿では、転職をいくつかの要素に分解した上で、各要素が仕事の質の向上や低下に与える影響を検証する。転職によって就業先の業種、職種、規模といった諸条件が変化し、転職はこれらの変化の総体として捉えることができる。しかし、これらの要素は同じ勤務先に勤め続けていた場合でも、勤務先の業績や人事異動、配置換えなどにより変化することがあり、転職によってのみ変化するわけではない。つまり、独立変数にこれらの要素を投入するだけでは、各要素の変化が仕事の質の変化に与える影響を検証しているにとどまる。クロスセクションデー

タを用いた分析の場合は、これらの要素に加えて転職経験の有無を投入し、転職者と非転職者との間に差があるのかを問うモデルが考えられる。しかし、パネルデータを用いた分析においては、転職という行為を個人内のどのような変化として捉えるのかを検討する必要がある。これについては、例えば就業先での勤続年数で捉える方法が考えられる。ほかにも前職を離職するかどうかという判断の有無で捉えることも考えられる。例えば戸田 (2016) は、転職の構造を、前職を離職するか否かの判断と、その後、別の企業に入職するか否かの判断の2段階で捉え、同一企業に継続的に勤務する者、離職したのち入職（転職）する者、離職したのち無業となる者を表1のように捉えている。

本稿では前述の通り、正規雇用で働く労働者の転職に焦点を当てるため、同じ企業に継続的に勤務する者と離職したのち転職する者が検討対象となる。表1を参考に、前職を離職するという判断をしたかどうか、離職するという判断をした場合にはその理由も考慮した変数を作成し、転職に関する変数として使用する。

表1 転職の捉え方

	離職するか否か という判断	別の企業に入職するか否か という判断
同じ企業に継続的に勤務	離職しない	-
離職したのち転職	離職する	入職する
離職したのち無業	離職する	入職しない

(注) 戸田 (2016) を参考に作成。

### 3 データと変数

#### 3.1 データ

分析に使用するデータについて説明する。使用するデータは、リクルートワークス研究所が実施している「全国就業実態パネル調査 (以下、本調査)」である。本調査は2016年より毎年1月に実施されており、インターネット上に事前登録されたモニターを対象として質問が行われる。調査対象は、全国の15歳以上の男女であり、約4万人の同一人物を追跡するパネル調査である。本調査はパネル調査としてはサンプルサイズが非常に大きい点に特徴がある。また本調査には職種、業種、規模などの従業先の組織特性に関する質問項目に加えて、仕事の質に関する質問項目が充実しているという特徴がある。これらの特徴から、本稿の目的に叶ったデータだと考えられる。

次に、分析に用いるサンプルについて説明する。分析には本調査データの2016年、2017年、2018年の3時点のデータを用いる。なお、本調査は前述の通り15歳以上の男女を対象としているが、10代と60代以上は非労働力人口が多いため、他の年齢階級とは異なり就業者が母集団よりも多くなるようにサンプリングされている。そのため本稿では、10代と60代以上は対象外として分析を行う。なお、該当年齢のサンプルのうち社会人未経験者は分析から除外した。また、会社などの役員を除き、正規雇用で働く労働者に限定した。

### 3.2 変数

分析に使用する変数について説明する。分析に使用した変数の作成方法については表 2、分析に用いた変数の記述統計量については表 3 に示した通りである。

従属変数となる仕事の質については、Kalleberg (2011) が提示した 5 つの次元（賃金、付加給付、仕事の自律性、労働時間の柔軟性、雇用機会の安定性）を参考に設定する。賃金は時間あたり賃金を、仕事の自律性は仕事の裁量度を、労働時間の柔軟性はワーク・ライフ・バランスを、雇用機会の安定性は能力開発機会の有無をそれぞれ設定する。付加給付については賞与や退職金・企業年金などに該当する設問がないため、それを除外した 4 つの次元について検討を行う。各変数の作成方法と解釈については以下の通りである。

時間あたり賃金の変数は、過去 1 年間における仕事からの税込みの収入を用いる。この収入は賞与・ボーナスを含んだものであり、副業や仕事以外からの収入は含んでいない。分析には、年間労働時間を用いて時間あたり賃金を算出し、自然対数値に変換したものをを用いる。時間あたり賃金が高いほど、労働者に経済的豊かさを提供できる点で、質の良い仕事とみなすことができる。

仕事の自律性に関する変数は、労働者が自分の仕事のやり方を自分で決めることができるかどうか、その裁量の程度を用いる。自分の裁量で仕事を行えるほど、仕事上のやりがいや内発的動機付けがなされ、質の良い仕事といえる。裁量の程度を 5 段階で尋ね、最も裁量が小さいものを 1、最も裁量が大きいのものを 5 とした。

労働時間の柔軟性に関する変数は、ワーク・ライフ・バランスを用いる。労働者が家族と過ごす時間や仕事以外の時間を確保でき、ワーク・ライフ・バランスをとることができる仕事は、質の良い仕事といえる。具体的には、過去 1 年間に「労働時間・通勤時間の長さ／不規則さ」が原因で、仕事と家庭生活の両立にストレスを感じた場合を 0、感じなかった場合を 1 とした。

雇用機会の安定性に関する変数は、能力開発機会の有無を用いる。技術進歩や外部環境の変化のスピードについていくためには、労働者は定期的に技能を向上させたり、学び直すことが必要となる。もしそれらができなければ、労働市場で失業する確率が高くなる。労働市場における雇用可能性を向上させるものが能力開発機会である。日々の仕事を通じて能力や技能を蓄積する機会が与えられ、労働市場において安定的に雇用されるような高度な専門性を習得していける仕事ほど質が良いとみなすことができる。具体的には「仕事の実務を通じて新しい知識や技能を習得する機会」がある場合は 1、ない場合は 0 とした。

このように本稿では、仕事の質を 4 つの変数から構成されるものとして捉え、賃金が高いほど、仕事の裁量度が高いほど、ワーク・ライフ・バランスが確保できるほど、能力開発機会が得られるほど、質の良い仕事とみなして分析を行う。

表2 分析に使用した変数とその作成方法

変数	作成方法
前職の離職理由	「会社都合（契約期間の満了、定年、会社の倒産・事業所閉鎖、早期退職・退職勧奨、解雇）」、「自己都合：より良い処遇を得るため（賃金への不満、労働条件や勤務地への不満、人間関係への不満、仕事内容への不満、会社の将来性や雇用安定性への不満）」、「自己都合：健康悪化のため（自分の身体的なけがや病気、自分の精神的な病気）」、「自己都合：育児や介護のため（結婚、妊娠・出産、育児・子育て、介護）」、「自己都合：資格取得等のため（独立、進学や資格取得のため）」、「離職していない」の6つのダミー変数。全18項目のうち「その他」については欠損値とした。
業種	「インフラ（農林漁業、鉱業、建設業、製造業、電気機械器具製造業、電気・ガス・熱供給・水道業、公務）=1」、「サービス（情報通信業、運輸業、卸売・小売業、飲食料点小売業、金融・保険業、不動産業、飲食店・宿泊業、医療・福祉、教育・学習支援、サービス業）=0」とした。「他に分類されないもの」は欠損値とした。
従業先規模	「100人未満」、「100-299人」、「300-999人」、「1000人以上・官公庁」の4つのダミー変数。
職種	「ブルーカラー（サービス職、保安・警備職、農林漁業関連職、運輸・通信関連職、生産工程・労務職）」、「ホワイトカラー（管理職、事務・営業・販売職）」、「専門職・技術職」の3つのダミー変数。「分類不能の職業」は欠損値とした。
週あたりの労働時間	1週間の平均的な総労働時間（残業時間を含む、通勤時間と休憩時間を除く）について実数で得られた回答をもとに、「35時間未満=1」、「35時間以上=0」とした。
雇用契約期間	「有期雇用契約=1」、「無期雇用契約=0」とした。「わからない」は欠損値。
時間あたり賃金	「主な仕事からの年収（副業・兼業からの収入は含まず、賞与・ボーナスは含む）」と「1週間の平均的な総労働時間」から、年間52週として年間労働時間を算出し、年間所得を年間労働時間で割ることで時間あたり賃金を算出した。算出した値の中には、最低賃金よりかなり低いサンプルと、逆に異常に高いサンプルが存在していたため、上位と下位それぞれ5%のサンプルを除外した。その上で自然対数値に変換して用いる。
仕事の裁量度	「自分で仕事のやり方を決めることができた」に「あてはまる=5」、「どちらかというにあてはまる=4」、「どちらともいえない=3」、「どちらかというにあてはまらない=2」、「あてはまらない=1」とした。
ワーク・ライフ・バランス	「労働時間・通勤時間の長さ／不規則さ」が原因で「仕事と家庭生活の両立にストレスを感じた」に「該当する=0」、「該当しない=1」とした。
能力開発機会	「仕事の実務を通じて新しい知識や技術を習得する機会」が「あった=1」、「なかった=0」とした。

なお独立変数には、転職に関する変数を投入する。転職をどのような変数で捉えるのかについては、2.3節で述べた通り、前職を離職するか否かの判断に関する変数を用いる。本調査では「解雇」「賃金への不満」「介護のため」など全18項目で前職を離職した最も重要な理由を尋ねており、それらを「会社都合」「自己都合：より良い就業環境・処遇を得るため」「自己都合：健康悪化のため」「自己都合：育児や介護のため」「自己都合：資格取得など」に分けて、それぞれ該当する場合は1、該当しない場合は0とした。なお、この設問自体は社会人になってから調査時点までに転職したことがある者を対象とした設問である。そこで総務省「労働力調査」の定義にならい、転職を、現在就業者である者のうち、前職があり、過去1年間に離職を経験した者と定義した上で、過去1年より前に転職しているケースは「離職していない」というダミー変数を作って類型化した<sup>1)</sup>。

このほか統制変数として、先行研究で仕事の質に影響を与えるとされてきた変数を投入する。具体的には、従業先の特性を示すものとして規模、職種、業種に加え、労働者の就業実態を示すものとして労働時間、雇用契約期間の有無を投入する。

表 3 分析に用いた変数の記述統計量

男性 (N=18792)	平均	標準偏差	最小	最大
前職離職理由：会社都合	0.107	0.309	0	1
前職離職理由：自己都合（よい良い処遇を得るため）	0.332	0.471	0	1
前職離職理由：自己都合（健康悪化のため）	0.020	0.140	0	1
前職離職理由：自己都合（育児や介護のため）	0.011	0.106	0	1
前職離職理由：自己都合（資格取得等のため）	0.008	0.089	0	1
雇用契約期間：有期	0.087	0.282	0	1
週労働時間：35時間以上	0.965	0.184	0	1
業種：インフラ	0.473	0.499	0	1
職種：ホワイトカラー	0.390	0.488	0	1
職種：専門職・技術職	0.290	0.454	0	1
従業先規模：100人-299人	0.137	0.344	0	1
従業先規模：300人-999人	0.135	0.342	0	1
従業先規模：1000人以上・官公庁	0.370	0.483	0	1
時間あたり賃金	7.571	0.447	5.547	8.685
仕事の裁量度	3.221	1.075	1	5
ワーク・ライフ・バランス	0.751	0.432	0	1
能力開発機会	0.527	0.499	0	1

女性 (N=10304)	平均	標準偏差	最小	最大
前職離職理由：会社都合	0.119	0.323	0	1
前職離職理由：自己都合（よい良い処遇を得るため）	0.322	0.467	0	1
前職離職理由：自己都合（健康悪化のため）	0.029	0.168	0	1
前職離職理由：自己都合（育児や介護のため）	0.068	0.251	0	1
前職離職理由：自己都合（資格取得等のため）	0.012	0.111	0	1
雇用契約期間：有期	0.093	0.291	0	1
週労働時間：35時間以上	0.937	0.244	0	1
業種：インフラ	0.288	0.453	0	1
職種：ホワイトカラー	0.628	0.483	0	1
職種：専門職・技術職	0.264	0.441	0	1
従業先規模：100人-299人	0.146	0.353	0	1
従業先規模：300人-999人	0.130	0.337	0	1
従業先規模：1000人以上・官公庁	0.241	0.427	0	1
時間あたり賃金	7.257	0.438	5.575	8.682
仕事の裁量度	3.234	1.108	1	5
ワーク・ライフ・バランス	0.735	0.441	0	1
能力開発機会	0.520	0.500	0	1

## 4 分析結果

### 4.1 基礎分析

まずは、調査期間中にどの程度の人が転職を経験しているのか、その動態を把握しておく。図 1 は、2016 年時点から 2018 年時点までの正規雇用者の転職率（全体、男女別）と、非正規雇用者を含む労働者全体の転職率を示したものである。これを見ると、2016 年以降、正



規雇用者の転職率は増加傾向にあり、男性よりも女性の転職率の方が高い。

なお図1の転職率は、各調査前年の転職経験の有無から算出したものであるため、それぞれ2015年、2016年、2017年の転職率とみなすことができる。図1の転職率（労働者全体）を公的統計の転職率と比較すると、総務省「労働力調査」では2015年が4.7%、2016年が4.8%、2017年が4.8%であり（総務省統計局2020）、本調査の転職率（労働者全体）とそこまで大きな差はない。

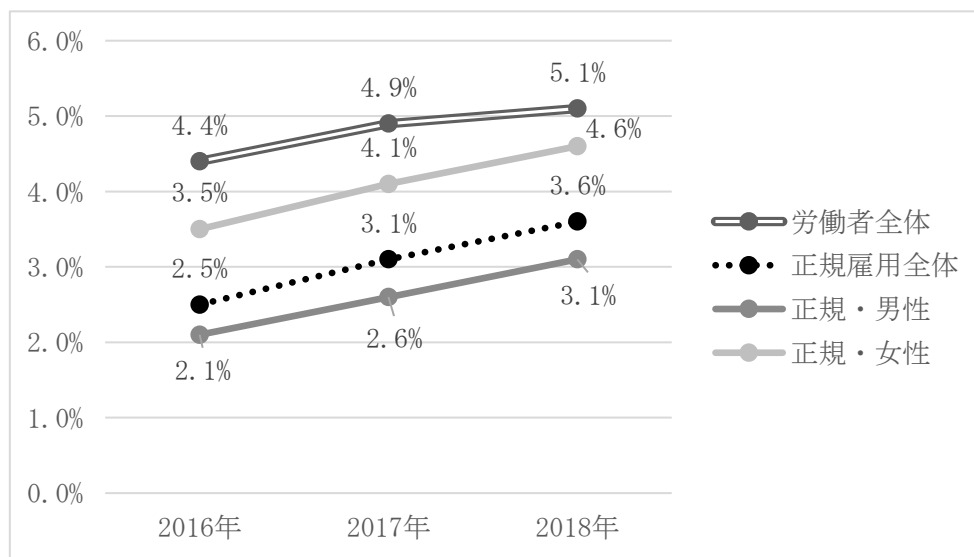


図1 転職率の推移

続いて、転職経験の有無と仕事の質の関係を確認しておく。表4は、3時点の調査データをプールした上で、転職経験別に、ワーク・ライフ・バランス、能力開発機会、仕事の裁量度については該当する割合を、時間あたり賃金については平均値をそれぞれ示したものである。ここから、ワーク・ライフ・バランスが取れている割合や、仕事の裁量度が高い割合は、男女ともに転職者よりも非転職者でそれぞれ高くなっていることが読み取れる。一方で、能力開発機会については男女ともに、転職者のほうが非転職者よりも能力開発機会のある割合が高い。さらに、時間あたり賃金の平均値は男女ともに転職者よりも非転職者のほうが高いことがわかる。このように転職者よりも非転職者のほうが、ワーク・ライフ・バランスが取りやすく、仕事の裁量度が高く、時間あたり賃金が高いが、一方で能力開発機会を得にくい傾向があり、一概に転職者よりも非転職者の仕事の質が低いとはいえない。

この背景には、例えば濱口（2009）が述べるように、日本の正規雇用労働者においては、その企業規模により差はあるものの、入職初期に職務内容や配置を変えながら職務遂行能力を高め、後に組織のコア人材となることが期待されていることが影響していると考えられる。非転職者と転職者との能力開発機会の差は、このような機会が転職した直後（転職先への入職初期）に増加し、その後、勤続することで減少することによるものと推測できる。

表 4 転職経験の有無と仕事の質

		男性		女性		有意差
		転職なし	転職あり	転職なし	転職あり	
ワーク・ライフ・バランス	取れている (%)	75.5	62.8	74.0	62.3	p<.001
	取れていない	24.5	37.2	26.0	37.7	
能力開発機会	ある (%)	52.5	64.2	51.6	68.7	p<.001
	ない	47.5	35.9	49.0	31.3	
仕事の裁量度	あてはまる (=最も高い) (%)	9.6	8.9	10.1	8.2	p<.001
	どちらかというにあてはまる	33.9	24.3	36.4	26.5	
	どちらともいえない	34.6	34.0	30.2	30.7	
	どちらかというにあてはまらない	13.5	17.7	14.3	19.0	
	あてはまらない (=最も低い)	8.4	15.1	9.0	15.6	
時間あたり賃金	平均±SD	7.586±0.439	7.202±0.461	7.271±0.433	6.997±0.445	p<.001

注) 時間あたり賃金は対数変換後の値にもとづくt検定、それ以外は $\chi^2$ 検定

#### 4.2 転職がその後の仕事の経済的側面に与える影響

ここでは、転職がその後の仕事の経済的側面にどのような影響を与えるのかを検証する。時間あたり賃金を従属変数とし、独立変数に前職の離職理由、労働者の就業実態（雇用契約期間、労働時間）、従業先の特性（業種、職種、従業先規模）を投入した多変量解析の結果をみていく。結果は表5の通りである。なお、ハウスマン検定の結果、固定効果モデルが選択されたためその結果を示すとともに、固定効果モデルの特性を示すため、通常の回帰分析（プールドモデル）も行い、結果を比較する<sup>2)</sup>。

まず男性について、固定効果モデルの推定結果をみると、会社都合による離職、より良い処遇を得るための自己都合の離職、健康悪化による自己都合の離職、労働時間に有意な負の効果が、従業先規模に有意な正の効果がみられる。つまり、同一企業で勤続する状態から、会社都合によって離職した場合や、より良い処遇を得るため離職した場合、健康が悪化して離職した場合に、時間あたり賃金が低くなる。また労働時間が週35時間未満から35時間以上へと長くなることで、時間あたり賃金は低くなる。さらに、従業先規模が大きくなるほど、時間あたり賃金は高くなる。

一方、プールドモデルの結果をみると、離職理由に関する変数のすべてと労働時間で有意な負の効果が、業種、職種、従業先規模で有意な正の効果がみられる。プールドモデルと固定効果モデルの結果を比較すると、育児や介護のための離職や、資格取得等のための離職、業種、職種による差は、個人間の差として説明されるものであり、個人の状態変化による差とはいえないことがわかる。つまり、この効果は、個人間の平均的な時間あたり賃金の差として解釈できる。

続いて女性について固定効果モデルの結果をみると、労働時間にのみ有意な負の効果がみられる。つまり、労働時間が週35時間未満から35時間以上へと長くなることで、時間あたり賃金が低くなる。一方で、プールドモデルの結果をみると、会社都合による離職、健康悪化のための離職、育児や介護のための離職、雇用契約期間、労働時間に有意な負の効果が、業種、職種、従業先規模に有意な正の効果がみられる。プールドモデルと固定効果モデルの

結果を比較すると、同一企業で勤め続ける状態から離職をするという状態の変化や、雇用契約期間、業種、職種、従業先規模の変化は時間あたり賃金に影響しないことがわかる。

男女の固定効果モデルの結果を比較すると、女性では転職による賃金への負の効果はみられないが、男性では会社都合による離職やより良い処遇を得るための離職、健康悪化のための離職に有意な負の効果がみられる。つまり男性の場合、たとえ労働者の能力や技能が変わらなくても、会社都合によって離職したり、より良い処遇を得ようと離職したり、あるいは健康悪化のために離職することで、賃金が低下してしまう。また、従業先規模の効果についても、女性では規模間の賃金格差が労働者の観察されない能力格差で説明されるのに対し、男性では純粋な規模間賃金格差が存在していた。これは先行研究で指摘されてきた知見と整合的である。

表 5 時間あたり賃金のプールド OLS と固定効果モデル

	男性				女性			
	プールドモデル		固定効果モデル		プールドモデル		固定効果モデル	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
前職の離職理由：離職していない（基準）								
会社都合	-0.102	0.010 ***	-0.050	0.020 *	-0.041	0.014 **	0.009	0.028
自己都合：より良い処遇を得るため	-0.051	0.007 ***	-0.031	0.013 *	-0.005	0.010	0.019	0.025
自己都合：健康悪化のため	-0.236	0.022 ***	-0.134	0.055 *	-0.107	0.026 ***	0.066	0.061
自己都合：育児や介護のため	-0.056	0.023 *	-0.024	0.047	-0.052	0.020 **	0.005	0.053
自己都合：資格取得等のため	-0.095	0.035 **	0.007	0.042	0.000	0.042	-0.004	0.062
雇用契約期間：無期（基準）								
有期	-0.012	0.010	-0.004	0.008	-0.037	0.014 **	0.004	0.012
労働時間：35時間未満（基準）								
35時間以上	-0.227	0.040 ***	-0.412	0.060 ***	-0.187	0.028 ***	-0.477	0.049 ***
業種：サービス（基準）								
インフラ	0.081	0.006 ***	0.005	0.017	0.041	0.010 ***	-0.003	0.024
職種：ブルーカラー（基準）								
ホワイトカラー	0.214	0.007 ***	0.009	0.010	0.216	0.015 ***	0.022	0.022
専門職	0.193	0.007 ***	-0.001	0.011	0.301	0.016 ***	0.007	0.024
従業先規模：100人未満（基準）								
100人-299人	0.120	0.009 ***	0.027	0.012 *	0.102	0.012 ***	0.011	0.019
300人-999人	0.187	0.009 ***	0.035	0.014 *	0.169	0.013 ***	0.031	0.022
1000人以上	0.343	0.008 ***	0.038	0.014 **	0.262	0.012 ***	0.027	0.020
定数項	7.497	0.041 ***	7.981	0.059 ***	7.130	0.032 ***	7.685	0.052 ***
R2 within			0.034				0.090	
between	0.221		0.072		0.116		0.009	
overall			0.071				0.011	
sigma_u			0.433				0.430	
sigma_e			0.182				0.195	
rho			0.851				0.829	
N (observation)	28995		28995		14025		14025	
N (person)	15979		15979		8441		8441	

注) \*\*\* : p<.0.001 \*\* p<0.01 \* p<0.05  
標準誤差はクラスターロバスト標準誤差。

#### 4.3 転職がその後の仕事の非経済的側面に与える影響

次に、転職がその後の仕事の非経済的側面にどのような影響を与えるのかを検証する。仕事の裁量度、ワーク・ライフ・バランス、能力開発機会の3つの変数を従属変数とし、独立変数に前職の離職理由、労働者の就業実態（雇用契約期間、労働時間）、従業先の特性（業種、職種、従業先規模）を投入した多変量解析の結果をみていく。なお、ハウスマン検定の結果、いずれの分析でも固定効果モデルが選択されたためその結果を示すとともに、前節と

同様、固定効果モデルの特性を示すためにプールドモデルの結果と比較する。

表6は、仕事の裁量度を従属変数とした推定結果を示したものである。男性の固定効果モデルの結果をみると、会社都合による離職、雇用契約期間に有意な負の効果がみられる。つまり、同一企業で勤続する状態から、会社都合によって離職した場合や、無期雇用から有期雇用へと雇用契約の内容が変化した場合に、仕事の裁量度が低くなる。

一方、女性の固定効果モデルの結果をみると、いずれの変数にも有意な効果はみられなかった。男女ともにプールドモデルでは業種や職種、従業先規模によって仕事の裁量度に有意な差がみられたが、固定効果モデルではこれらの変数は有意ではないことから、これら従業先の諸特性によって労働者の仕事の裁量度が変化するわけではなく、従業先の業種、職種、規模の間で平均的に仕事の裁量度に差があるといえる。

表6 仕事の裁量度のプールドOLSと固定効果モデル

	男性				女性			
	プールドモデル		固定効果モデル		プールドモデル		固定効果モデル	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
前職の離職理由：離職していない（基準）								
会社都合	-0.011	0.026	-0.162	0.067 *	0.148	0.036 ***	-0.105	0.129
自己都合：より良い処遇を得るため	0.018	0.017	-0.036	0.049	0.040	0.026	0.004	0.089
自己都合：健康悪化のため	-0.056	0.056	-0.262	0.186	-0.080	0.070	0.243	0.205
自己都合：育児や介護のため	0.054	0.070	-0.080	0.244	0.223	0.044 ***	0.169	0.158
自己都合：資格取得等のため	0.026	0.086	0.141	0.228	0.190	0.087 *	0.318	0.241
雇用契約期間：無期（基準）								
有期	-0.031	0.022	-0.075	0.029 **	-0.012	0.032	-0.061	0.047
労働時間：35時間未満（基準）								
35時間以上	0.073	0.036 *	0.001	0.044	0.000	0.040	-0.818	0.057
業種：サービス（基準）								
インフラ	0.081	0.015 ***	0.055	0.058	0.072	0.024 **	-0.021	0.095
職種：ブルーカラー（基準）								
ホワイトカラー	0.422	0.018 ***	0.054	0.040	0.290	0.036 ***	0.085	0.081
専門職	0.323	0.019 ***	0.061	0.040	0.181	0.039 ***	0.041	0.084
従業先規模：100人未満（基準）								
100人-299人	-0.034	0.023	0.044	0.049	-0.109	0.031 ***	0.025	0.066
300人-999人	-0.080	0.023 **	-0.059	0.053	-0.118	0.033 ***	0.139	0.074
1000人以上	-0.092	0.019 ***	-0.057	0.054	-0.099	0.028 ***	0.091	0.078
定数項	2.918	0.041 ***	3.236	0.065 ***	3.002	0.053 ***	3.210	0.102 ***
R2 within			0.002				0.002	
between	0.029		0.006		0.016		0.000	
overall			0.006				0.000	
sigma_u			0.985				1.042	
sigma_e			0.775				0.810	
rho			0.618				0.623	
N (observation)	31405		31405		15076		15076	
N (person)	16688		16688		8840		8840	

注) \*\*\*: p<.001 \*\* p<.01 \* p<.05

固定効果回帰モデルによる推定。標準誤差はクラストロバスト標準誤差。

表7はワーク・ライフ・バランスを従属変数とした推定結果を示したものである。男性について固定効果モデルの結果をみると、雇用契約期間に有意な負の効果が、従業先規模：100-299人に有意な正の効果がみられる。つまり、無期雇用から有期雇用へと雇用契約の内容が変化した場合にワーク・ライフ・バランスをとれる確率が低くなる。また、従業先規模が100人未満から100人~299人へとやや大きくなった場合に、ワーク・ライフ・バランス

をとれる確率が高まる。プールドモデルの結果と比較すると、会社都合による離職、より良い処遇を得るための自己都合の離職、健康悪化による自己都合の離職、業種や職種の差は、個人間の差として説明されるものであり、個人の状態変化による差とはいえないことがわかる。言い換えれば、会社都合による離職や、より良い処遇を得るための離職、健康悪化により離職をする人は、そもそもワーク・ライフ・バランスがとれていない傾向にあり、これらの理由で離職したからといってワーク・ライフ・バランスがとりにくくなるわけではない。

続いて女性について固定効果モデルの推定結果をみると、会社都合による離職にのみ有意な負の効果がみられ、会社都合による離職を経験することでワーク・ライフ・バランスをとれる確率が低くなる。プールドモデルの結果と比較すると、育児や介護のための離職、雇用契約期間、業種、職種、従業先規模の差は個人間の差として説明できることがわかる。つまり、育児や介護により離職する人は、同一企業で勤続する人よりも平均的にワーク・ライフ・バランスがとれている状態（労働時間や通勤時間の長さ・不規則さに起因するストレスを抱えていない状態）であるといえる。

表7 ワーク・ライフ・バランスのプールドロジットモデルと固定効果ロジットモデル

	男性				女性			
	プールドモデル		固定効果モデル		プールドモデル		固定効果モデル	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
前職の離職理由：離職していない（基準）								
会社都合	-0.207	0.053 ***	-0.198	0.247	0.051	0.076	-1.063	0.395 **
自己都合：より良い処遇を得るため	-0.156	0.036 ***	-0.168	0.161	0.047	0.051	-0.245	0.248
自己都合：健康悪化のため	-0.356	0.109 **	0.016	0.517	0.073	0.130	-0.299	0.592
自己都合：育児や介護のため	-0.178	0.140	1.216	0.994	0.476	0.102 ***	0.570	0.450
自己都合：資格取得等のため	-0.301	0.174	-0.810	0.767	-0.144	0.171	-1.823	1.024
雇用契約期間：無期（基準）								
有期	0.116	0.050 *	-0.224	0.106 *	0.280	0.070 ***	0.058	0.152
労働時間：35時間未満（基準）								
35時間以上	0.038	0.075	-0.184	0.148	-0.139	0.086	0.177	0.201
業種：サービス（基準）								
インフラ	0.282	0.033 ***	-0.072	0.198	0.549	0.054 ***	0.386	0.295
職種：ブルーカラー（基準）								
ホワイトカラー	0.461	0.037 ***	-0.099	0.137	0.782	0.067 ***	-0.104	0.260
専門職	0.195	0.039 ***	-0.063	0.144	0.213	0.072 **	-0.252	0.297
従業先規模：100人未満（基準）								
100人-299人	0.076	0.048	0.327	0.159 *	-0.078	0.065	-0.098	0.220
300人-999人	-0.052	0.048	-0.042	0.181	-0.234	0.064 ***	-0.173	0.242
1000人以上	0.060	0.039	0.201	0.177	-0.264	0.056 ***	-0.424	0.246
切片	0.746	0.085 ***			0.512	0.109 ***		
Wald Chi2	303.51		15.88		416.57		17.57	
Prob>Chi2	0.000		0.255		0.000		0.175	
N (observation)	31405		7336		15076		3043	
N (person)	16688		2790		8840		1197	

注) \*\*\*: p<.001 \*\* p<0.01 \* p<0.05  
値は回帰係数。標準誤差はクラスタロバスト標準誤差。

表8は、能力開発機会の有無を従属変数とした推定結果を示したものである。男性の固定効果モデルの結果をみると、会社都合による離職、より良い処遇を得るための離職、職種：専門職で有意な正の効果が、雇用契約期間で有意な負の効果がみられる。一方、女性の固定効果モデルの推定結果をみると、資格取得等による離職にのみ有意な正の効果がみられる。

男女のいずれも固定効果モデルにおいて転職の負の効果はみられず、むしろ男性におい

では会社都合によりやむを得ず離職した場合や、より良い処遇を得るために離職した場合に、能力開発機会を得られる確率は高まる。ちなみに結果は割愛するが、離職理由の代わりに現在の従業先での勤続年数を投入して固定効果モデルで推定してみると、男女ともに勤続年数が有意な負の効果を示した。このことから、入職後初期の段階に能力開発機会が増加し、その後、減少すると解釈できる。表8の結果とあわせて考えると、女性では会社都合による離職や、より良い処遇を得るための離職が有意ではないことから、女性に比べて男性のほうが組織のコア人材になることを期待されて転職後に能力開発機会を得やすいと考えられる。

表8 能力開発機会の有無のプールドロジットモデルと固定効果ロジットモデル

	男性				女性			
	プールドモデル		固定効果モデル		プールドモデル		固定効果モデル	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
前職の離職理由：離職していない（基準）								
会社都合	-0.061	0.048	0.540	0.212 *	-0.253	0.067 ***	0.581	0.365
自己都合：より良い処遇を得るため	-0.025	0.032	0.359	0.159 *	-0.145	0.475 **	0.484	0.253
自己都合：健康悪化のため	0.093	0.102	0.750	0.549	-0.039	0.123	0.338	0.505
自己都合：育児や介護のため	0.194	0.132	0.381	0.655	-0.171	0.083 *	0.568	0.491
自己都合：資格取得等のため	0.203	0.166	1.280	0.942	0.306	0.176	14.399	1.032 ***
雇用契約期間：無期（基準）								
有期	-0.210	0.044 ***	-0.232	0.099 *	-0.284	0.062 ***	-0.094	0.142
労働時間：35時間未満（基準）								
35時間以上	-0.110	0.067	-0.056	0.139	0.071	0.076	-0.146	0.181
業種：サービス（基準）								
インフラ	-0.022	0.029	-0.150	0.168	-0.360	0.046 ***	-0.032	0.260
職種：ブルーカラー（基準）								
ホワイトカラー	0.261	0.033 ***	0.180	0.126	-0.250	0.065 ***	-0.467	0.253
専門職	0.585	0.035 ***	0.266	0.129 *	0.512	0.072 ***	0.185	0.279
従業先規模：100人未満（基準）								
100人-299人	0.325	0.043 ***	0.070	0.139	0.372	0.058 ***	-0.140	0.233
300人-999人	0.513	0.044 ***	0.127	0.159	0.714	0.061 ***	-0.086	0.239
1000人以上	0.668	0.035 ***	0.091	0.160	1.086	0.053 ***	0.130	0.236
切片	-0.331	0.076 ***			-0.102	0.099		
Wald Chi2	737.09		22.89		857.56		209.63	
Prob>Chi2	0.000		0.043		0.000		0.000	
N (observation)	31405		8954		15076		3776	
N (person)	16688		3405		8840		1497	

注) \*\*\*: p<.001 \*\* p<0.01 \* p<0.05

固定効果ロジットモデルによる推定。値は回帰係数。標準誤差はクラスタロバスト標準誤差。

## 5 考察

最後に、実証分析の結果をまとめ、そこから導かれる知見を述べる。実証分析の結果からは以下の3点が明らかになった。

第1に、前職の離職、つまり転職が仕事の質を低下させるかどうかについてである。分析の結果、部分的にはこの関係が確認された。具体的には、男性において、転職が時間あたり賃金に負の影響を与える傾向がみられた。とりわけ、離職理由に注目すると、より良い処遇を得るための離職が時間あたり賃金に負の影響を与えていた。より良い処遇を得るための離職とは、賃金、労働条件や勤務地、人間関係、仕事内容、勤務先の将来性や雇用安定性などの諸条件の改善・向上を目的とした離職であり、より良い処遇を望んで自発的に離職した結果、賃金が低下してしまう状態が生じている。このように、男性の場合には、転職による

非経済的側面への負の影響はほとんどみられなかったが、経済的側面については負の影響がみられた。一方で女性の場合には、経済的側面と非経済的側面のいずれも、転職による負の影響はほとんどみられなかった。

なお、今回、分析に用いた2016年、2017年、2018年の3時点のデータはいずれも人手不足の時期であり、転職によってマッチングが改善した可能性が高かった時期だと考えられる。このような時期においても、男性にとって転職が賃金を低下させる選択肢になっていることをふまえると、現在の労働市場ではキャリアアップ型の転職は依然として容易ではないと考えられる。

第2に、業種や職種、規模といった従業先の特性が仕事の質を規定しているかどうかについてである。プールドモデルの推定結果では、これら従業先の特性が仕事の質に有意な影響を与えていたが、固定効果モデルの推定結果では、男性の賃金に従業先規模が有意な影響を与えていたことを除いて、それ以外に有意な変数はほとんどなかった。つまり、労働者の観察されない異質性を統制すると、仕事の質に対する企業特性間の差はほぼみられなかった。この結果から、今後、労働移動を促進するためには、男性の従業先規模間の賃金格差を縮小する政策が有効といえる。

第3に、労働時間の長さや雇用契約期間といった労働者の就業実態と仕事の質との関係についてである。分析の結果、とりわけ男性の場合に、無期雇用から有期雇用へと雇用契約の内容が変わることは、仕事の裁量度、ワーク・ライフ・バランス、能力開発機会といった非経済的側面に負の影響を与えていた。現在、働き方改革の一環として就業形態の多様化が促進されており、今後、さらに有期雇用の正規雇用労働者が増加することが想定される。就業形態の多様化は、労働者や雇用先企業のニーズに沿った多様な働き方の選択肢を提案する一方で、必ずしも質の良い働き方の提案につながっているわけではない可能性も示唆された。

このような知見を得られた一方で、今回の分析に残された課題は5つにまとめられる。1点目は、仕事の質をどのような変数で測るのかという変数化にかかわる問題である。本稿では、経済的側面を時間あたり賃金、非経済的側面をワーク・ライフ・バランス、仕事の裁量度、能力開発機会の有無で捉えることを試みたが、多様な変数で同様の検証を行うことで、本稿の分析結果をさらに確かなものにできると考える。

2点目は、本稿は就業者のみを分析対象としており、前職を離職したが新しい勤め先に入職せずに無業になったサンプルは含まれていない。したがって、仕事の質が低下しない者のみ転職し、低下する者は転職せず無業になっているという、サンプル上のバイアスを含んでいる可能性がある。今後は無業者も加えたサンプルで検討することで、日本の労働市場における転職の動態をより正確に把握できると考える。

3点目は、転職が仕事の質の向上や低下に与える年齢階層別、勤続年数別の差を明らかにすることである。クロスセクションデータを用いた先行研究では、転職がその後の仕事の質

に与える影響は若年期と中年期で異なることや、入職後の経過年数によって異なることが明らかにされているものの、それらの差が生じるプロセスは十分に検証されていない。今回、分析に用いたデータでは分析に十分なサンプル数が確保できなかったため検証ができなかったが、今後は年代や勤続年数といった個人間の差と個人内の差を同時に検討することで、このプロセスを明らかにすることを試みたい。

4点目は、転職前の勤め先への入職年の景気動向を考慮する必要である。前述の通り、今回、分析に用いた2016年、2017年、2018年の3時点のデータはいずれも人手不足の時期であったため、労働者がより良いマッチングを求めて自発的に転職したケースが多かった可能性がある。つまり今回の分析では、こうした景気動向の影響と、景気動向を考慮しても共通してみられる傾向とが区別できていない。今後は転職前の勤め先への入職年の景気動向という個人間の差を考慮した分析を行うことで、転職が労働者にとってネガティブな選択肢となっているか否かを、より正確に把握することができると考える。

5点目は、労働者の就業実態を示す変数の影響をより仔細に検証する必要である。今回の分析では、就業実態を示す変数として、雇用契約期間の有無、労働時間を投入したが、この他にも先行研究では、勤務地や職種の限定があるかどうかや、雇用契約が二者雇用関係（直接雇用）なのか三者雇用関係（間接雇用）なのかによって、仕事の質が変わることが明らかにされている。今回のデータにはこれらの変数がなかったために考慮できなかったが、これらの変数を組み込んだ分析によって、より精緻な知見が得られると考えられる。

#### [注]

- 1) 本調査では、過去1年間に離職を経験したかどうかを尋ねる設問がある。過去1年間に離職を経験したと回答しながら、前職の離職理由を回答していないサンプルは欠損値とした。
- 2) 平均的な賃金には調査波間で相違があるため、回帰モデルに調査年ダミー変数を投入したが、Stataでの分析において時不変の変数とみなされたため結果には掲載していない。

#### [謝辞]

二次分析にあたり、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターSSJデータアーカイブから「全国就業実態パネル調査、2016～2019」（リクルートワークス研究所）の個票データの提供を受けました。

本稿の執筆にあたり、リクルートワークス研究所の萩原牧子主任研究員、孫垂門研究員には、非常に親身に多くの助言を頂きました。また成果報告会では、東洋大学の久米功一先生に大変丁寧な本稿を読んでいただき、的確なコメントを頂きました。さらに二次分析研究会事務局の皆様にも数々の助言を頂いただけでなく、研究会の準備や調整で大変お世話になりました。皆様にご心より感謝申し上げます。



## [参考文献]

- 阿部正浩 (1996) 「転職前後の賃金変化と人的資本の損失」『三田商学研究』 39 : 125-139.
- Bognanno, M. and R.Kambayashi, 2006, “Trends in Worker Displacement Penalties in Japan:1991-2002,” *ESRI Discussion Paper Series*, 169.
- 萩原牧子・照山博司, 2016, 「転職が賃金に与える短期的・長期的効果——転職年齢と転職理由に着目して」『Works Discussion Paper』 16.
- 濱口桂一郎, 2009, 『新しい労働社会——雇用システムの再構築へ』 岩波新書.
- 樋口美雄, 2001, 『雇用と失業の経済学』 日本経済新聞社.
- Kalleberg, A.L., 2011, *Good Jobs, Bad Jobs: The Rise of Polarized and Precarious Employment Systems in the United States, 1970s to 2000s*, New York: Russell Sage Foundation.
- 岸智子, 1998, 「ホワイトカラーの転職と外部経験——職種別の比較分析」『経済研究』 49 (1) : 27-34.
- 小前和智・玄田有史, 2018, 「呼称・契約期間・時間による『非正規』雇用の再整理と雇用形態間の移動——全国就業実態パネル調査を中心に」『Works Discussion Paper』 20.
- 村松久良光, 2000, 「企業内キャリアと転職による賃金変化」『南山経済研究』 15 (2) : 87-104.
- 中村天江, 2020, 「『健全な人材流動化』をジョブ型雇用で実現する条件」, リクルートワークス研究所ホームページ, (2021年3月22日取得, <https://www.works-i.com/column/hatarakuronten/detail014.html>)
- 日本労働研究機構, 2003, 「転職のプロセスと結果」『旧日本労働研究機構 (JIL) 資料シリーズ』 137.
- 奥井めぐみ, 2000, 「パネルデータによる男女別規模間賃金格差に関する実証分析」『日本労働研究雑誌』 485 : 66-79.
- 大橋勇雄・中村二郎, 2002, 「転職のメカニズムとその効果」玄田有史・中田喜文編『リストラと転職のメカニズム——労働移動の経済学』 東洋経済新報社, 145-173.
- 労働政策研究・研修機構, 2011, 「中小企業におけるワーク・ライフ・バランスの現状と課題」『労働政策研究報告書』 135.
- 労働政策研究・研修機構, 2016, 「中高年齢者の転職・再就職調査」『JILPT 調査シリーズ』 149.
- 島貫智行・佐藤博樹, 2016, 『多様な就業形態の仕事の質に関する実証研究』 一般財団法人全国勤労者福祉・共済振興協会.
- 総務省統計局, 2020, 「労働力調査 (詳細集計) 2020年 (令和2年) 10~12月期平均結果」総務省統計局ホームページ, (2021年3月22日取得, <http://www.stat.go.jp/data/roudou/sokuhou/4hanki/dt/>)
- 戸田淳仁, 2016, 「『35歳転職限界説』の再検討」『Works Review』 11 : 126-137.
- 豊田義博・小泉静子, 2007, 「『良質な流動化』は生まれているか——転職から労働市場の構造変化を探る」『Works Review』 2 : 36-49.

渡辺深, 1999, 「会社を辞める——離職理由が転職前後の賃金変化に与える効果」『上智大学社会学論集』22・23 : 1-17.

勇上和史, 2001, 「転職時の技能評価——過去の実務経験と転職後の賃金」猪木武徳・連合総合生活開発研究所編『「転職」の経済学——適職選択と人材育成』東洋経済新報社, 93-113.

# 高齢期就業の変容パターンの検証

渡邊大輔

(成蹊大学)

本稿の目的は、高齢期における就業の変容パターンを分析することにある。定年制が一般的な日本では、高齢期における就業は従業上の地位に大きな変化をもたらさう経験である。そこで、リクルートワークス研究所「全国就業実態パネル調査」をもちい、一般的な定年年齢である60～65歳前後の就業変化について、2019年時点のみの分析と、4年間の固定効果多項ロジスティック回帰分析をもちいた分析をおこなった。その結果、配偶者の有無がもたらす影響が男女で異なっていることから家庭内資源配分仮説が支持された。また、経済状況が就業継続に関連しており、経済不安仮説も支持された。ただし、学習活動は引退をもたらしているわけではなくサードエイジ仮説は支持されなかった。仕事についての自己啓発活動や、過去1年の疾病や怪我の経験が就業継続に影響しており、これらの活動支援や疾病や怪我への対応が就業継続に重要であることを示した。

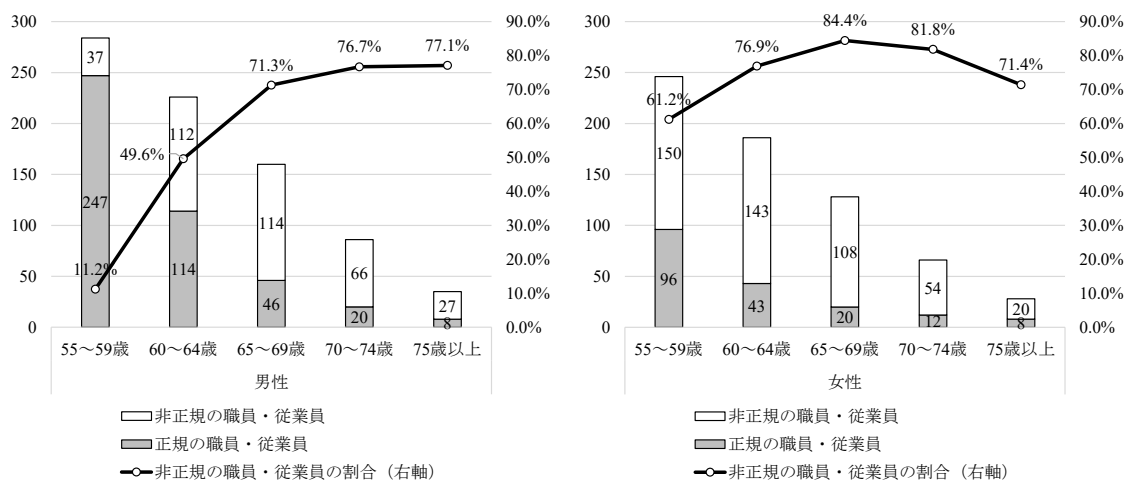
## 1 高齢期における就業の現状と非正規化の意味

高齢化が進展する日本社会において、高齢期＝引退という構図は自明ではなくなっている。日本の高齢者の労働力参加率は国際的に見ても高く、その就労意欲も高い(清家・山田2004)。65～69歳に注目すると、2019年の労働力参加率は男性が60.2%と半数を超え、女性も39.7%と3人に1人以上が就業している。また高齢期の就業率は年々上昇している(内閣府2020)。

またこの高齢期における就業率の上昇は世界的な傾向でもある。ヨーロッパ諸国では、20世紀までは早期退職が多く行われていたが、2000年代以降になると高齢化や世界経済の変容に伴い社会保障制度の持続可能性と緊縮財政によって、年金受給開始年齢の引き上げと定年年齢の引き上げが行われており(Hofäcker and Radl 2016)、この10年間で60代以上の就業率は劇的に上昇している(OECD 2019)。また、高齢期の就業延長を志向する年金繰り下げ受給や企業への補助金などの各種施策によって高齢期の労働力参加率が変化している可能性が示唆されている(Börsch-Supan et al. 2019)。

日本でも高齢者雇用は重要な政策課題となっており、その推進は高年齢者雇用安定法を中心に展開してきた(柳澤 2016)。ただし、ここでの就業は必ずしも正社員とは限らない。濱口(2014)が指摘するように、一律定年制と年功序列型賃金体系を持つ日本型雇用システムでは、高齢者を正社員として雇い続けることが難しく、定年後は「継続雇用」や「再雇用」という形で正社員とは異なる体系によって働く形をとってきた。図1には雇用者における性別別、年齢階級別、雇用形態別の雇用者数および非正規雇用者率を示したが、高齢期にお

る雇用では非正規が中心となっていることがわかる。すなわち、高齢期に就労を継続することは、正社員として働き続けるよりも、非正規や自営業という日本型雇用システムでは非典型的であった従業上の地位で働くこと、あるいはそれを拒否して退職することとなる(濱口 2014; 2016)。



左軸の単位は万人

出典：総務省「労働力調査」(令和元年)より作成

図1 性別別、年齢階級別、雇用形態別の雇用者数および非正規雇用者率(2019年)

本稿の課題は、高齢期における就業が男性であっても正規とは限らず、多様化しているという点に注目し、高齢期における従業上の地位を就業の変容パターンと考え、それがいかなる要因によって規定されているかを多面的に探ることにある。なお、高齢期は一般的には65歳以上を意味するが、本稿では日本における一般的な定年年齢である60歳以上を想定して高齢期という表現を使う。これは、定年年齢以降の就業は定年以前の就業と構造が異なると想定しているからである。

## 2 先行研究と仮説

高齢期での就業や引退に関しては、すでに数多くの研究がなされ、労働経済学的な研究と、社会老年学的な研究が中心を占めてきた。

労働経済学の実証研究では、高齢者の就業や引退プロセスのメカニズムについてそのインセンティブや阻害要因から分析する。清家篤・山田篤裕(2004)は、高齢者就業を促進する要因として中小企業での就業経験を、また阻害する要因として健康悪化、就業に寄らない年金等の所得、定年退職の経験などを指摘する。久米らは専門職の方が継続雇用の満足度が高いとともに、継続雇用者の定年後の仕事満足度は低く、賃金も低い雇用者の安定と引き換えとして受け入れていると指摘している(久米ら 2019)。日本では海外に比べて高齢者の就労

意欲が高いことが知られているが(清家・山田 2004; Higo, Schöder and Yamada 2016), その就労意欲は健康状態の良い人や専門職ほど高く, 資産に余裕がある人ほど低いこと, 配偶者の影響は男女で異なっており, 配偶者のいる男性ほど就業意欲が高く, 配偶者のいる女性ほど就業意欲が低いことなどが示されている(戸田 2018). さらに家族介護が労働時間の抑制的に働くかについては, 必ずしも大きくないという結果も示されている(山田・酒井 2016; 酒井・深堀 2018).

また海外では就業形態がやや異なるため, 正規, 非正規という区分ではなく, 就業継続と部分的退職(*partial retirement*), 仕事から引退する完全退職(*full retirement*)という段階的な退職過程に注目して分析も行われている. アメリカのパネルデータである HRS をもちいた分析では, 年齢と性別だけでなく, 部分退職は, 自営業であることや, 慢性的な健康問題, 学歴によって, 完全退職は, 資産, 年金などの経済状況や健康状態の悪さが影響していることが明らかとなっている(Kim and DeVaney 2005). また, 部分的退職のひとつとして週当たりの就労時間の短縮や, 自営業化という選択肢も起きている(Hu 2017).

これらの労働経済学的な研究からは, 収入状況, 持ち家や金融資産などの資産面, 過去職の経験, 配偶状況や家族状況など多岐にわたる論点が高齢期の就業継続や従業上の地位の変容, 引退の要因として議論されてきた.

これに対して, 社会老年学のアプローチは異なる. 高齢期においても身体の変化以外, 高齢者はそれ以前と同じような心理的社会的欲求を持っていると考える活動理論(*activity theory*)は, 中年期の活動の維持, 継続ないし代替する役割の獲得によって役割の喪失を防ぐことで, 生活満足やモラールを高めるとする(Lemon, Bengston and Peterson 1972). この観点からは, 就労の継続は社会保障性や国家経済への貢献だけでなく, なによりも個人の生活満足に資すると考える. ただし就業継続は必ずしも可能とは限らない. むしろ高齢期においては経済的な格差も大きく, 望まないのに働き続けなければならない不安定層化してしまっているという指摘もある(Grenier et al., 2017; Gatta 2019). また活動理論の観点からは, 活動は必ずしも就労ではなくてもよいと考えられる.

そこで, 退職後しているがまだまだ身体的に元気である「サードエイジ *third age*」をより活動的, 参加的に, 従来の役割や新しい役割獲得をしながら生きることの重要性が指摘されている. ここでは, 社会関係や生涯学習などの学習活動の重要性が指摘されており, 退職の準備や学びが退職後の適応をもたらすと指摘されている(片桐 2017). また, サードエイジでの就労は, いわゆる賃労働や生活の糧を得る労働とは限らず, 「生きがい就労」と呼ばれるようにシルバー人材センターなどで賃金よりも働くという活動それ自体を重視して活動する取り組みある(石橋 2015). このような働き方が多いとすれば, 賃金や本人の経済状況に関連なく働いていると想定できる.

これらの議論をまとめると, 以下のような仮説に整理できる. 第1に, 家庭状況については配偶者の有無や介護を必要とする人がいるかという点が重要であり, またこのような家

庭内における家事や介護といった無償労働の配分は性別で異なると考えられる。これを家庭内資源配分仮説と呼ぶ。この観点からは性別で異なる形で配偶者の有無や介護を被とよとする人の有無が就業に影響していると考えられる。

第2に、経済状況が就業に影響するとするものである。労働経済学におけるライフサイクル仮説と実証研究の知見からは、将来に対して経済的に安定していれば就業し、安定していなければ就業しないと考えられる。これを経済不安仮説と呼ぶ。これに対して、経済状況に寄らずに就業するとすれば、それは就業自体が目的といえるだろう。これを生きがい就労仮説と呼ぶ。

第3に、サードエイジへの準備や適応が、就業からの離脱を可能にするという仮説が考えられる。この仮説からは、学習活動や引退準備は高齢期の就業を抑制したり、非正規のように柔軟な働き方へと移行すると考えられる。これをサードエイジ仮説と呼ぶ。

第4に、健康状態がよければ就労を継続すると考えられる。これを健康仮説と呼ぶ。以上をまとめると以下のようなになる。

仮説1：家族状況は高齢期の就業に関連する <家庭内資源配分仮説>

- ①男性は家族がいるほど、家事・ケア時間を削減できるため就業を継続する
- ②女性は家族がいるほど、家事・ケア時間を供出するため就業しない

仮説2：経済状況は高齢期の就業に関連する <経済不安仮説／生きがい就労仮説>

- ①経済状況が悪いほど、非正規としてでも就業継続をする
- ②経済状況がよいほど、引退する
- ③生きがい就労仮説が正しいとすると、経済状況にかかわらず就業継続する

仮説3：学習活動や引退準備は高齢期の就業に関連する <サードエイジ仮説>

- ①学習活動をするほど、就業継続しない
- ②逆に、仕事にかかわる学びなどの活動をするほど、就業継続する
- ③引退準備をするほど、就業継続しない

仮説4：健康状態は高齢期の就業に関連する <健康仮説>

- 健康状態がよいほど、就業継続する

これらの仮説は、労働経済学の実証研究と社会老年学や老いの社会学が蓄積してきた議論の知見であるが、同時に分析したものは少ない。これは、家族状況などの人口学的な側面、労働経済的な側面と、生涯学習活動などを同時に調査したデータが少なかったからである。また高齢期は図1で示したように急速に従業上の地位の変化が起きる。このような変化を組み込んだ分析をおこなうためには、クロスセクショナルなデータだけでなく、パネルデータが必要となる。そこで本研究では、高齢者を含めた詳細かつ多様なデータを収集している「全国就業実態パネル調査」をもちい分析を試みる。

### 3 データと変数

#### 3.1 データ

データとして、リクルートワークス研究所が実施している「全国就業実態パネル調査」(以下、JPSED)の2016~2019年の4年分のデータをもちいる。このデータは、全国の15歳以上の男女、約5万人に対して毎年1回の追跡調査を行うパネル調査である。調査前年1年間の個人の就業状態、所得、生活実態などを、毎年追跡して調査を行い、全国の就業・非就業の実態とその変化を明らかにするための調査であり、登録モニタに対してインターネット調査による調査を実施しており、脱落も毎年補充している。また2018年以降はテーマを決めて一部のサンプルに対して追加質問調査を実施しており、2019年には50~69歳を対象に退職前後や高齢期のキャリアについてのより詳細な項目を調査した追加している。

JPSEDの特徴として毎年5万人以上の回収を得ている大規模パネル調査であるという点が挙げられる。この規模の就業状況等を調査した大規模パネル調査は日本では類を見ないものである。また、同様に中高年齢者を大規模に追跡している「中高年者縦断調査」に比べて健康等の情報は少ないものの、就業状況や自己研鑽等について詳細な項目を分析している点に特徴がある。

本分析では、まず2019年の高齢期についての追加調査を活かし、定年年齢以降の従業上の地位を規定する要素についてのクロスセクショナルな検証をおこなう。次に、そのような規定因が個人内の変化によるものかを検証するため、4年間のパネルデータをもちいて、従業上の地位の変化と個人内変動の関連について分析をおこなう。

分析対象としては、この4年間で定年を経験することによる変化を分析するために2016年時点で57~66歳であった人を対象とし、最大4年間の追跡をおこなっているため2019年時点では60~69歳となっている。調査対象を合わせるため、クロスセクショナルな分析となる2019年調査の分析は、60~69歳を対象としている。

#### 3.2 変数

従属変数として、調査年前年の12月時点での「従業上の地位」をもちいる。JPSEDは調査年の1月第2週から月末にかけて調査をおこなっているため、ほぼ調査直前の従業上の地位となる。とくに正規職から非正規職や自営業、そして就業の停止への移行を分析するために、従業上の地位を4区分として正規、非正規(嘱託、契約、アルバイト)、自営(含む家族従業)、無職(求職中を含む)とした。正規職からの移行がとくに男性から多いことから、参照カテゴリは正規としている。この従属変数は、2019年データのみ分析、2016~2019年のパネルデータ分析、いずれも共通となる。

独立変数は以下のものとなる。家庭内の状況については、「配偶者ありダミー」(ref. 配偶者なし)と、「介護を要する家族ありダミー」(ref. なし)をもちいる。後者は2019年にのみ調

査されているため、2019年調査の分析においてのみもちいる。

経済状況については、「持ち家ありダミー」(ref. なし)をもちい、さらに2019年のみ調査された項目として、「世帯の貯蓄金額」、受給している／受給が予想されている「公的年金の金額」をもちいる。世帯の貯蓄金額、公的年金の金額はいずれも「わからない」との回答も含めて階級化している。

老後や老後をみすえたサードエイジの活性化に資する活動としては、昨年1年間の学習活動7項目（「学校に通った」「単発の講座、セミナー、勉強会に参加した」「通信教育を受けた」「eラーニングを受けた」「本を読んだ」「インターネットなどで調べものをした」「詳しい人に話を聞いた」の7項目）について「どれも行わなかった」との回答を反転させた「学習活動ありダミー」(ref. 活動なし)をもちいる。また、サードエイジへの逆の方向性として、仕事を重視する項目として昨年1年間に仕事にかかわる知識や技術の向上のための取り組みをおこなったかという「仕事の自己啓発活動ありダミー」(ref. 活動なし)ももちいる。さらに2019年のみ調査された項目として、定年以降の働き方や生活費に備えて何か準備をしましたかという「定年準備実施ありダミー」(ref. なし)をもちいる。

健康については、精神的健康について5件法8項目の設問を加算して作成した「ストレス尺度」(0-32点、高得点ほどストレスを感じている)、突発的で重篤な健康についての影響として、昨年1年間で「自分が病気による入院や手術をした」「自分が全治一か月以上の怪我をした」のいずれかに該当する「入院・大怪我ありダミー」(ref. なし)をもちいる。また、2019年のみ調査された項目として、自身の健康についてとても良い／良いを1、どちらでもない／悪い／とても悪いを0とする「健康よいダミー」(ref. それ以外)をもちいた。この項目は健康度自己評価と呼ばれ、多くもちいられていることから検証することとした。

統制変数として、年齢、および、1年以内の「退職経験ありダミー」(ref. 1年以内には経験なし)をもちいている。これは、従業上の地位の変化が退職経験によってもたらされることは当然であること、また、現在就業している人にとっては転職経験となることから、これらの影響を統制するためである。

2019年調査は追加調査があるため独立変数が多くなっている。解釈がやや複雑になるが、質の高いクロスセクションデータを活かしつつ、パネルデータとしての強みも活かすため、このような独立変数の設定した。

### 3.3 モデル

分析は3つの統計手法をもちい、いずれも性別別に分析する。

まず2019年のクロスセクショナルな分析では、従属変数を「従業上の地位」として多項ロジスティック回帰分析をもちいる。一時点の観察であることから因果関係の解明はできないが、従業上の地位に関連する独立変数が何かを明らかにすること期待される。

次にパネルデータ分析を実施する。ここでは、時点間に関係なく無差別にプーリングした



うえで最尤推定をおこなう **pooled** 多項ロジスティック回帰分析と、時点間による変化を分析モデルに組み込む固定効果多項ロジスティック回帰分析をもちいる。いずれも従属変数は従業上の地位である。 **pooled** 多項ロジスティック回帰分析は、すべての観察主体が同じ構造を持つと仮定しての分析である。

パネルデータは、調査対象について複数時点での観測値をもつデータである。このパネルデータの分析における強みとして、「個体間の観察されない異質性 **unobserved heterogeneity across individuals**」が従属変数にもたらす効果を統制した分析をおこなうことができる点にある (Wooldridge 2002)。この個体間の観察されない異質性の統制のための分析として、観察された個体の時点間の平均からの偏差を推定にもちいる固定効果モデルは、個体間の異質性による個別効果が観察期間中一定であることを想定するものとなる。

これまで多項ロジスティック回帰分析の実装はおこなわれてこなかった。これは質的変数という非線形的な従属変数をもつ回帰分析において固定効果をもちいると、個人推定にバイアスがかかる不随パラメータ (**incidental parameter**) 問題が起きるからである (Neyman and Scott 1948)。そこで G. Chamberlain (1980) は従属変数が質的変数の場合において、条件付きの尤度関数をもちいてパラメータ推定することで不随パラメータ問題の解決をはかった。だが、Chamberlain は従属変数が 2 値の固定効果ロジットモデルのみを提案し、その可能性は示したものの 3 値以上の場合には示していなかった。そこで、K. Pforr (2014) は Chamberlain の条件付き尤度関数をもちいる方法を拡張し、カテゴリカルな多値変数を従属変数とした固定効果モデルである固定効果多項ロジスティック回帰分析 (**multinomial logistic regression with fixed effect**) を開発した。本研究の従属変数となる従業上の地位は 4 値によるカテゴリカルな多値変数となる。そこで、固定効果によるパネルデータ分析をおこなうために、Pforr の開発した固定効果多項ロジスティック回帰分析のための STATA のパッケージである **femlogit** をもちいた分析をおこなう (Pforr 2014, 2017)。この固定効果多項ロジスティック回帰分析をもちいた高齢期の就業についての分析は、Yakun Hu によるアメリカの HRS データをもちいた手法比較の研究があるが (Hu 2017)、日本のデータをもちいた研究は管見の限りでは行われていない。

なお、本研究ではウェイトや欠測データ処理をおこなっていない。JPSED では「労働力調査」をもとに割付をおこなって実施されており、母集団を反映するためのウェイトとパネルの脱落を補正するためのウェイトが公表されているがこれをもちいていない。これは、現行の **femlogit** はウェイトに対応していないこと (Pforr 2017)、本研究の目的は個人内における変化や個人がもたらす構造の分析であり、母集団の推定をおこなっているわけではないことからウェイトをもちいないこととした。また、本分析では、欠損値の補完も行わずリストワイズ削除をおこなっている。これは、多項の質的変数を従属変数とする場合には現行の欠測データ処理の手法では欠測データ処理において適合性の問題があることが指摘されているためである (高橋・渡辺 2017: 130)。

## 4 分析結果

### 4.1 記述統計

本分析で用いる変数の記述統計は性別別、調査年別に表1と表2に示した。また、性別別の従業上の地位の構成比率を図2に示した。この図を読む際には、2016年調査から2019年調査まで調査対象年齢が57～66歳から60～69歳と1歳ずつ上がっており、調査対象の平均年齢も表1、2にあるように上昇しており、加齢の影響を含めて読み取る必要がある。

男性についてみると、正規職の比率が2016年の37.6%から2019年には22.8%まで減少している。そして非正規、無職の比率が増大し、2019年には、自営については、2019年の比率が17.1%とやや高くなっているが、そのほかはおおむね14%前後であった。

女性は男性に比べて正規職の比率が少なくかつ経年的に減少しており、就業している中では非正規職が過半を占めていた。非正規の比率は2016年からの4年間で加齢してもなお29.9%から35.9%へと上昇している。また、無職の比率はほぼ安定している。

従属変数となる従業上の地位の記述統計からは、男女ともに正規職での就業が減少し、非正規での就労の比率が上昇していることがわかる。それでは、この従業の地位の変化パターンはどのようになるのかについて検証する。

また表1、2からは、多くの変数がおおむね安定しており、仕事への自己啓発活動ダミーが2016年のみ男女ともに低いこと以外は大きな変化はない。健康面も加齢に伴って悪化はしているとはいえない。

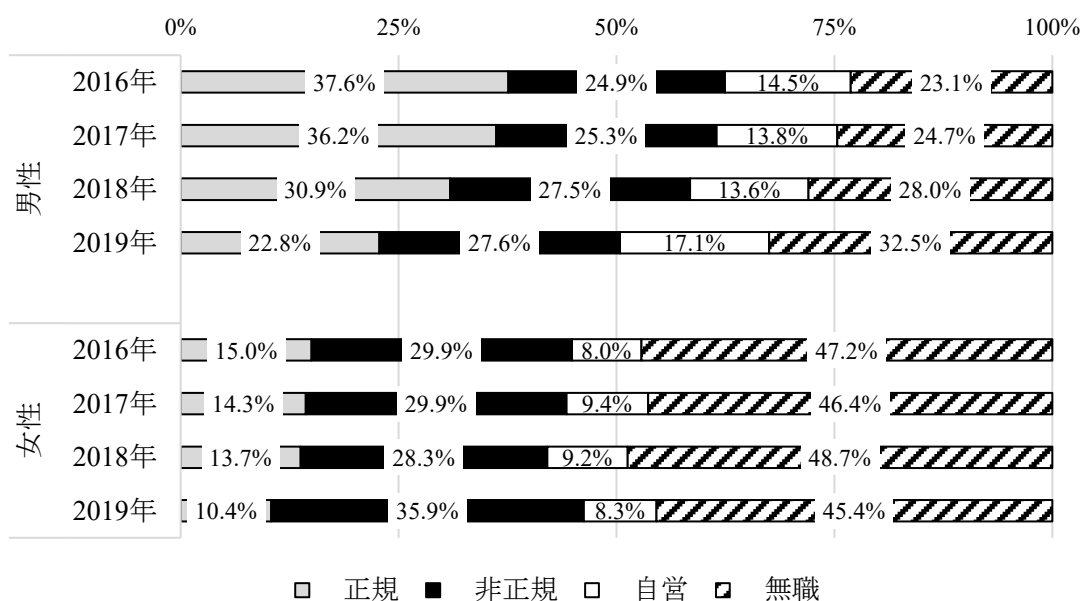


図2 性別別の従業上の地位の推移

表1 男性の記述統計

	2016年(W1)		2017年(W2)		2018年(W3)		2019年(W4)	
	mean/ratio	SD	mean/ratio	SD	mean/ratio	SD	mean/ratio	SD
従業上の地位								
正規	37.6%		36.2%		30.9%		22.8%	
非正規	24.9%		25.3%		27.5%		27.6%	
自営	14.5%		13.8%		13.6%		17.1%	
無職	23.1%		24.7%		28.0%		32.5%	
年齢 <sup>1)</sup>	61.130	2.781	62.053	2.773	63.104	2.791	64.829	2.823
退職経験あり	7.9%		8.9%		8.9%		8.2%	
配偶者あり	79.7%		79.6%		79.4%		80.6%	
介護を要する家族あり							16.1%	
持ち家あり	82.2%		82.7%		82.9%		84.0%	
貯蓄：300万未満							22.0%	
貯蓄：300-800万未満							12.0%	
貯蓄：800-2000万未満							14.9%	
貯蓄：2000-5000万未満							15.4%	
貯蓄：5000万以上							7.7%	
貯蓄：わからない							28.1%	
年金：6万未満							13.3%	
年金：6-11万未満							18.7%	
年金：11-16万未満							19.0%	
年金：16-25万未満							29.8%	
年金：25万以上							2.8%	
年金：わからない							16.3%	
学習活動あり	51.7%		54.8%		50.6%		53.4%	
仕事の自己啓発活動あり	18.8%		29.4%		27.6%		29.2%	
定年準備あり							43.8%	
ストレス <sup>2)</sup>	10.196	5.554	10.488	5.516	10.514	5.541	9.833	5.375
入院・大怪我あり	5.7%		5.1%		6.1%		7.5%	
健康よい							17.7%	

1) 各年の最小値-最大値は 57-66/58-67/59-68/60-69

2) 各年の最小値-最大値は 2016年(W1)のみ0-31, 2017年(W2)以降は0-32

表 2 女性の記述統計

	2016年(W1)		2017年(W2)		2018年(W3)		2019年(W4)	
	mean/ratio	SD	mean/ratio	SD	mean/ratio	SD	mean/ratio	SD
従業上の地位								
正規	15.0%		14.3%		13.7%		10.4%	
非正規	29.9%		29.9%		28.3%		35.9%	
自営	8.0%		9.4%		9.2%		8.3%	
無職	47.2%		46.4%		48.7%		45.4%	
年齢 <sup>1)</sup>	60.447	2.637	61.412	2.626	62.512	2.654	64.449	2.810
退職経験あり	5.4%		7.3%		6.3%		5.2%	
配偶者あり	77.4%		77.0%		76.9%		73.1%	
介護を要する家族あり							19.6%	
持ち家あり	84.9%		84.6%		84.5%		83.1%	
貯蓄：300万未満							18.1%	
貯蓄：300-800万未満							11.5%	
貯蓄：800-2000万未満							13.7%	
貯蓄：2000-5000万未満							14.2%	
貯蓄：5000万以上							6.9%	
貯蓄：わからない							35.7%	
年金：6万未満							39.9%	
年金：6-11万未満							33.4%	
年金：11-16万未満							10.0%	
年金：16-25万未満							4.1%	
年金：25万以上							0.5%	
年金：わからない							12.1%	
学習活動あり	55.1%		57.3%		55.6%		57.9%	
仕事の自己啓発活動あり	14.5%		22.0%		21.3%		25.8%	
定年準備あり							45.3%	
ストレス <sup>2)</sup>	11.752	5.606	11.963	5.573	11.958	5.569	11.668	5.503
入院・大怪我あり	4.9%		5.4%		6.5%		7.0%	
健康よい							13.7%	

1) 各年の最小値-最大値は 57-66/58-67/59-68/60-69

2) 各年の最小値-最大値は 2016年(W1)と2019年(W4)は0-31, 2017年(W2)と2018年(W3)は0-32

## 4.2 多変量解析

### 4.2.1 2019年データをもちいた多項ロジスティック回帰分析

はじめに JPSED2019年データのクロスセクショナルな分析をおこなう。そこで、性別別に従属変数を「従業上の地位」(正規が参照カテゴリ)を設定し、すべての独立変数および統制変数を投入した多項ロジスティック回帰分析をおこなった。その結果を表3に示した。

家庭内資源配分仮説を検証するために家族状況を見ると、男性については、配偶者ありはいずれも負に有意であり、配偶者がいる人は非正規や自営、無職比べて正規にとどまる傾向がみられた。介護を要する家族ありダミーは無職のみ正に有意であり、正規に比べて介護を

要する家族がいると無職になる、すなわち就業を辞める傾向がみられた。ただし、非正規、自営はいずれも有意でないことから介護を要する家族がいることは就業継続自体にかかわっていないことが示唆された。これに対して女性は、配偶者ありダミーは自営と無職で正に有意であり、配偶者があるほど雇用から離脱する傾向が示された。また介護を要する家族ありダミーについてはいずれも有意ではなかった。

次に、経済不安仮説を検証のために経済状況を見ると、男性について、持ち家の所有は正規に比べて無職になる確率を高めていたが、非正規や自営になる確率は変わらなかった。世帯の貯蓄が高い層で正規に比べて非正規や自営にならない確率が高く、正規に比べて無職になる確率が高くなっていった。また年金については、正規に比べて非正規ではいずれも有意ではなく、自営ではいずれも負に、無職では正に有意であった。年金額が多い人は正規に比べて自営になりやすく、無職になりやすいというものであった。経済的安定が引退しやすさを起こすという知見と整合する。これに対して女性は、持ち家については男性と同様の構図であり、世帯貯蓄については自営のみあまり関連がみられなかったが、正規に比べて非正規、無職については男性と同様の傾向であった。しかし、年金については男性と構図が異なり、年金額が多い人は正規に非正規、自営、無職いずれについてもなる確率が低かった。ただしこれらの結果は、いずれもクロスセクショナルなものであり、因果の向きが逆となっている、すなわち所得水準や経済水準が低く、また非正規や自営は制度的に厚生年金や共済年金に入りづらく年金水準も低くなることを反映しているとも考えられる。

サードエイジ仮説について、学習活動ありダミーについては女性の無職でのみ正に有意であった。すなわち、学習活動をおこなう女性は正規に比べて無職になりやすかった。仕事の自己啓発活動ありダミーは、男女ともに正規に比べて非正規と無職で負に有意であった。仕事にかかわる学びは正規となる傾向にあった。ただし自営との違いはなく、働き方の制限にかかわる可能性が示唆された。定年準備ダミーについては、男女で若干傾向が異なり、男性は非正規と無職について、女性は無職についてのみ有意であった。定年準備をおこなうことで、男性は非正規化や引退する傾向がみられ、女性は引退する傾向となった。これは、引退準備を意味するものが男女で異なり、男性は働ける部分は非正規でも働くことを求めるような準備活動をおこなっている可能性が示唆された。

最後に健康面であるが、精神的健康にかかわるストレスは、男性の無職でのみ負に有意であった。これは、ストレスが高いほど無職になる確率が低かったことを意味する。ただしこの因果は逆であり、男性の場合、高齢期における就業は就労条件が悪化することが多く(永野 2021)、ストレスとなったとも解釈できる。健康よいダミーは、男女ともに正規に比べて無職で高かった。老後の生活に健康不安を感じないうちに引退した可能性と、因果が逆であり、引退したことで健康を実感できていた可能性が考えられる。入院・大怪我ありダミーは、正規に比べて非正規になる確率が男性では有意に高く、女性では有意に低かった。疾病や怪我への保証は働き方で異なるため、病気や怪我をした後が男女で異なっていた。

表3 男女別、多項ロジスティック回帰分析の結果(2019年調査)

従属変数の値		男性			女性		
変数名	参照 カテゴリ	Coef	SE	RRR <sup>1)</sup>	Coef	SE	RRR <sup>1)</sup>
非正規							
年齢	(共変量)	.140 ***	.016	1.150	.190 ***	.022	1.209
退職経験ありダミー	なし	.757 ***	.146	2.132	.832 ***	.258	2.298
配偶者あり	なし	-.388 *	.123	.678	.192	.126	1.212
介護を要する家族あり	なし	.004	.115	1.004	-.218	.141	.804
持ち家あり	なし	-.039	.000	.961	-.028	.145	.973
貯蓄：300-800万未満	300万未満	-.107	.150	.898	-.208	.217	.812
貯蓄：800-2000万未満	300万未満	-.349 *	.144	.705	-.309	.199	.734
貯蓄：2000-5000万未満	300万未満	-.628 ***	.147	.534	-.371 †	.215	.690
貯蓄：5000万以上	300万未満	-.798 ***	.192	.450	-.543 *	.277	.581
貯蓄：わからない	300万未満	-.181	.126	.835	-.109	.167	.897
年金：6-11万未満	6万未満	.154	.149	1.166	-.344 *	.149	.709
年金：11-16万未満	6万未満	.130	.151	1.139	-.672 ***	.194	.511
年金：16-25万未満	6万未満	.049	.145	1.051	-1.202 ***	.266	.300
年金：25万以上	6万未満	.039	.288	1.040	-.298	.798	.742
年金：わからない	6万未満	-.234	.153	.791	-.931 ***	.172	.394
学習活動あり	なし	.064	.092	1.066	.166	.124	1.181
仕事の自己啓発活動あり	なし	-.468 ***	.094	.627	-.412 ***	.127	.662
定年準備あり	なし	.421 ***	.088	1.523	-.103	.120	.902
ストレス	(共変量)	.003	.008	1.003	.020 †	.011	1.020
入院・大怪我あり	なし	.315 †	.171	1.370	-.491 *	.220	.612
健康度自己評価	それ以外	-.179	.128	.836	-.066	.200	.936
自営							
年齢	(共変量)	.273 ***	.019	1.314	.208 ***	.029	1.231
退職経験ありダミー	なし	-.428 †	.224	.652	-.601	.453	.548
配偶者あり	なし	-.758 ***	.133	.468	-.359 *	.173	1.432
介護を要する家族あり	なし	.055	.131	1.056	-.007	.185	.993
持ち家あり	なし	.268	.000	1.308	.246	.198	1.279
貯蓄：300-800万未満	300万未満	-.185	.173	.831	-.187	.281	.830
貯蓄：800-2000万未満	300万未満	-.231	.165	.793	-.448 †	.268	.639
貯蓄：2000-5000万未満	300万未満	-.426 *	.169	.653	-.328	.284	.720
貯蓄：5000万以上	300万未満	-.402 †	.218	.669	.008	.344	1.008
貯蓄：わからない	300万未満	-.039	.141	.962	-.093	.215	.911
年金：6-11万未満	6万未満	-.355 *	.151	.701	-.828 ***	.188	.437
年金：11-16万未満	6万未満	-.902 ***	.161	.406	-1.853 ***	.312	.157
年金：16-25万未満	6万未満	-1.541 ***	.162	.214	-1.997 ***	.431	.136
年金：25万以上	6万未満	-1.335 ***	.346	.263	-1.648	1.238	.193
年金：わからない	6万未満	-1.013 ***	.164	.363	-1.203 ***	.234	.300
学習活動あり	なし	.121	.106	1.128	.202	.163	1.224
仕事の自己啓発活動あり	なし	-.054	.107	.947	-.020	.164	.980
定年準備あり	なし	.121	.101	1.129	-.006	.156	.994
ストレス	(共変量)	-.008	.009	.993	-.006	.014	.994
入院・大怪我あり	なし	.291	.194	1.337	-.400	.300	.670
健康よいダミー	それ以外	.021	.141	1.022	.166	.260	1.180
無職							
年齢	(共変量)	.327 ***	.017	1.387	.158 ***	.022	1.171
退職経験ありダミー	なし	.497 *	.164	1.644	.278	.277	1.321
配偶者あり	なし	-1.254 ***	.123	.285	.742 ***	.130	2.101
介護を要する家族あり	なし	.239 *	.118	1.270	-.022	.140	.978
持ち家あり	なし	.394 *	.127	1.483	.628 ***	.154	1.875
貯蓄：300-800万未満	300万未満	.111	.164	1.118	.280	.221	1.323
貯蓄：800-2000万未満	300万未満	.135	.154	1.144	.119	.205	1.126
貯蓄：2000-5000万未満	300万未満	.261 †	.153	1.298	.624 *	.214	1.866
貯蓄：5000万以上	300万未満	.548 *	.186	1.730	.756 *	.266	2.129
貯蓄：わからない	300万未満	.271 *	.135	1.312	.331 †	.172	1.392
年金：6-11万未満	6万未満	.478 *	.168	1.614	-.237	.149	.789
年金：11-16万未満	6万未満	.660 ***	.168	1.935	-.700 ***	.199	.496
年金：16-25万未満	6万未満	.714 ***	.163	2.042	-.770 *	.266	.463
年金：25万以上	6万未満	.855 *	.289	2.351	-.368	.817	.692
年金：わからない	6万未満	.145	.175	1.156	-.884 ***	.171	.413
学習活動あり	なし	.051	.094	1.053	.524 ***	.124	1.688
仕事の自己啓発活動あり	なし	-1.631 ***	.111	.196	-1.624 ***	.134	.197
定年準備あり	なし	.394 ***	.093	1.482	.529 ***	.120	1.697
ストレス	(共変量)	-.032 ***	.009	.969	-.019 †	.011	.981
入院・大怪我あり	なし	.298 †	.175	1.347	-.341	.218	.711
健康よいダミー	それ以外	.850 ***	.122	2.340	.905 ***	.193	2.473
対数尤度		-5966.714			-4341.900		
Pseudo R <sup>2</sup>		.121			.102		
Number of observations		4,993			4,143		

† p<.10, \* p<.05, \*\* p<.01, \*\*\* p<.001. <sup>1)</sup>RRR: 相対リスク比

#### 4.2.2 固定効果多項ロジスティック回帰分析によるパネルデータ分析

続いて、JPSED がパネルデータであることの強みをいかし、「個体間の観察されない異質性 unobserved heterogeneity across individuals」が従属変数にもたらす効果を統制した分析として、性別別に従属変数を従業上の地位とした固定効果多項ロジスティック回帰分析の結果結果を表 4, 5 にまとめた。比較として pooled 多項ロジスティック回帰分析の結果も掲載している。後者の結果はおおむね 2019 年時点でのクロスセクショナルな分析の知見と整合的であるため、ここでは、固定効果多項ロジスティック回帰分析の結果についてのみ論じる。

男性は、年齢およびこの 1 年間での退職経験ありダミーが、非正規、自営、無職、いずれにおいても有意であった。加齢や退職経験という変化が、従業の地位の変化として正規からいずれかの地位へと変化する確率が高いことがわかる。とくに無職の相対リスク比は 35.009 と高くなっており、高齢期における退職は、転職や起業ではなく引退しやすいことがわかる。これはごく常識的な結果である。

配偶者ありダミーについては、自営について 10%水準であったものの、その他は有意ではなく、配偶者の有無の変化が従業上の地位の変化と関連しているとは言えなかった。持ち家ありダミーについても同様であり、自営について 10%水準であったものの、その他は有意ではなかった。

学習活動ありダミーについては、その変化はいずれも有意ではなく、学習活動の変化と従業上の地位の変化に関連は見られなかった。これに対して、仕事の自己啓発活動ありダミーは、正規職に比べて無職になる確率を低くしており、仕事の自己啓発活動をおこなうようになることで、引退にしにくくなっていた。あるいは、仕事の自己啓発活動をやめることは引退につながる可能性も示唆された。表 1 に示したように仕事の自己啓発活動は 2016 年を除いて 3 割弱で安定しており、仕事にかかわる学びなどが就業継続につながっていた可能性がある。

最後に健康面については、ストレスが非正規、自営、無職いずれでも負に有意であった。これは、ストレスが高くなる変化によって、正規に比べて非正規、自営、無職になる確率が下がり正規に残る確率が高くなっていることを意味する。ただしこの点は、クロスセクショナルな分析と同様に、待遇が悪化したり収入が途絶えることでストレスを感じている可能性もある。この点は、ラグ変数を導入するなどモデルを工夫することで、より詳細に分析する必要がある。また入院・大怪我ありダミーについては、無職で有意であった。すなわち、入院や大怪我をするといった変化は、仕事をやめて無職になるという従業上の地位の変化を生み出していた。この点は、過去 1 年間の設問であることも踏まえると逆の因果とは考えられず、とくに高齢期の病気や怪我は、休職など従業上の地位の変化をもたらさない形での療養ではなく、無職になるという形で対応していることが明らかとなった。

表4 男性の固定効果多項ロジスティック回帰分析の結果

従属変数は従業上の地位 (ref. 正規)

変数名	参照 カテゴリ	pooled多項ロジスティック回帰分析			固定効果多項ロジスティック回帰分析		
		Coef	robust SE <sup>1)</sup>	RRR <sup>2)</sup>	Coef	robust SE <sup>1)</sup>	RRR <sup>2)</sup>
非正規							
年齢	(共変量)	.226 ***	.024	1.253	.854 ***	.126	2.349
退職経験あり	なし	1.144 ***	.113	3.140	1.372 ***	.683	3.943
配偶者あり	なし	-.559 ***	.052	.572	-.027	.585	.973
持ち家あり	なし	-.218 ***	.047	.804	.070	.532	1.072
学習活動あり	なし	.046	.034	1.047	-.077	.121	.926
仕事の自己啓発活動あり	なし	-.456 ***	.010	.634	-.009	.149	.991
ストレス	(共変量)	.005	.004	1.005	-.050 *	.017	.951
入院・大怪我あり	なし	-.099	.150	.906	.078	.301	1.081
自営							
年齢	(共変量)	.204 ***	.018	1.226	.750 ***	.185	2.117
退職経験あり	なし	-.300 *	.141	.741	1.477 ***	1.364	4.379
配偶者あり	なし	-.920 ***	.020	.399	-1.861 †	.149	.156
持ち家あり	なし	-.059	.058	.943	-1.614 †	.217	.199
学習活動あり	なし	.085 *	.031	1.089	.149	.257	1.160
仕事の自己啓発活動あり	なし	.021	.048	1.022	-.051	.242	.950
ストレス	(共変量)	.003 ***	.001	1.003	-.062 *	.026	.940
入院・大怪我あり	なし	.145 *	.061	1.156	.308	.595	1.361
無職							
年齢	(共変量)	.341 ***	.003	1.406	1.163 ***	.222	3.199
退職経験あり	なし	1.297 ***	.272	3.656	3.556 ***	8.062	35.009
配偶者あり	なし	-1.408 ***	.078	.245	.319	.920	1.375
持ち家あり	なし	.258 ***	.063	1.294	-.836	.244	.433
学習活動あり	なし	.029	.043	1.030	-.071	.164	.932
仕事の自己啓発活動あり	なし	-1.406 ***	.111	.245	-.431 *	.133	.650
ストレス	(共変量)	-.013 ***	.002	.988	-.088 ***	.021	.916
入院・大怪我あり	なし	.181	.131	1.199	.809 *	.766	2.245
対数尤度		-22875.082			-1327.913		
Pseudo R <sup>2</sup>		.087			.314		
Number of observations		18,514			4,948		

† p<.10, \* p<.05, \*\* p<.01, \*\*\* p<.001. <sup>1)</sup>Robust SE: 調査年でクラスタ化した頑健標準誤差, <sup>2)</sup>RRR: 相対リスク比

次に女性の結果についても見てみたい。女性は、年齢は、非正規、自営、無職、いずれにおいても有意であった。また、この1年間での退職経験ありダミーは、いずれも有意であった。男性と同様に、加齢や退職経験という変化が、従業の地位の変化に関連していることがわかる。

配偶者ありダミーについては、自営について正に有意であり、その他は有意ではなかった。高齢期の場合配偶関係の変化はその喪失が多いことから、配偶者の喪失によって恐らく家族従業としてかかわっていた自営からの離脱をもたらす可能性が示唆された。また、持ち家ありダミーについても同様であり、自営について負で有意であった。これは、持ち家の喪失が自営からの離脱をもたらす可能性が示唆されている。女性の場合、高齢期における配偶者



や持ち家の喪失が自営業からの離脱をもたらしていたといえるだろう。

学習活動ありダミーについては、男性と同様にその変化はいずれも有意ではなく、学習活動の変化と従業上の地位の変化に関連は見られなかった。また男性と同様に、仕事の自己啓発活動ありダミーは、正規職に比べて無職になる確率を低くしており、仕事の自己啓発活動をおこなうようになることで、引退にしにくくなっていた。あるいは、仕事の自己啓発活動をやめることは引退につながる可能性も示唆された。表2に示したように、女性も仕事の自己啓発活動は2016年を除いて3割弱で安定しており、仕事にかかわる学びなどが就業継続につながっていた可能性がある。

最後に健康面については、ストレスが無職において10%水準で負に有意であったが、それ以外は有意でなかった。また、入院・大怪我ありダミーについては、いずれも有意ではなかった。すなわち、ストレスを感じることや入院や大怪我をするといった変化が、女性の場合には従業上の地位の変化を生み出していなかった。これは男性とは大きな違いである。因果が逆であったとしても、従業上の地位の変化がストレスという精神的健康の変化を生み出していないかったという点は興味深く、労働が中心であった男性に比べて、女性は精神的健康の規定因が就業ではないと可能性が示唆されている。また、疾病や怪我による変化が有意でないことから、従業上の地位の変化をもたらさない柔軟な働きや引退をしていた可能性もある。

表5 女性の固定効果多項ロジスティック回帰分析の結果

従属変数は従業上の地位 (ref. 正規)							
従属変数の値 変数名	参照 カテゴリ	pooled多項ロジスティック回帰分析			固定効果多項ロジスティック回帰分析		
		Coef	robust SE <sup>1)</sup>	RRR <sup>2)</sup>	Coef	robust SE <sup>1)</sup>	RRR <sup>2)</sup>
非正規							
年齢	(共変量)	.146 ***	.021	1.157	.645 ***	.168	1.907
退職経験あり	なし	1.301 ***	.162	3.673	1.155 ***	.895	3.175
配偶者あり	なし	.433 ***	.046	1.543	-.592	.335	.553
持ち家あり	なし	-.046	.031	.955	-.381	.513	.683
学習活動あり	なし	.190 *	.060	1.210	.061	.278	1.062
仕事の自己啓発活動あり	なし	-.529 ***	.061	.589	-.004	.241	.996
ストレス	(共変量)	.015 ***	.002	1.015	.002	.030	1.002
入院・大怪我あり	なし	-.354 *	.133	.702	-.075	.353	.928
自営							
年齢	(共変量)	.148 ***	.003	1.159	.616 ***	.196	1.852
退職経験あり	なし	.515	.352	1.673	1.817 ***	2.268	6.153
配偶者あり	なし	.696 ***	.083	2.006	.239 ***	.977	1.270
持ち家あり	なし	.224 ***	.070	1.252	-.119 *	.673	.887
学習活動あり	なし	.218 *	.088	1.244	-.063	.278	.939
仕事の自己啓発活動あり	なし	-.248 *	.109	.780	.130	.335	1.138
ストレス	(共変量)	-.002	.002	.998	.001	.036	1.001
入院・大怪我あり	なし	-.057	.166	.945	-.746	.229	.474
無職							
年齢	(共変量)	.152 ***	.005	1.165	.993 ***	.268	2.698
退職経験あり	なし	1.247 ***	.375	3.480	2.940 ***	5.807	18.918
配偶者あり	なし	1.077 ***	.077	2.935	-.446	.444	.640
持ち家あり	なし	.477 ***	.052	1.611	.318	1.086	1.375
学習活動あり	なし	.275 ***	.081	1.317	-.045	.274	.956
仕事の自己啓発活動あり	なし	-1.733 ***	.032	.177	-.789 *	.123	.454
ストレス	(共変量)	-.004 *	.002	.996	-.057 †	.031	.945
入院・大怪我あり	なし	-.029	.066	.971	.206	.515	1.228
対数尤度		-17742.523			-938.972		
Pseudo R <sup>2</sup>		.058			.191		
Number of observations		15,714			2,967		

† p<.10, \* p<.05, \*\* p<.01, \*\*\* p<.001. <sup>1)</sup>Robust SE: 調査年でクラスタ化した頑健標準誤差, <sup>2)</sup>RRR: 相対リスク比

## 5 議論

分析の結果をまとめると以下のようなになる。

まず仮説 1 の家庭内資源仮説については、男性については配偶者がいる人は正規に留まって働く確率が高くなっていた。逆に女性は、配偶者がいる人は自営や無職である確率が高かった。介護を要する家族がいるかは従業上の地位の変化に関連しておらず、必ずしも介護負担が影響しているわけではなかった。また、配偶状況の変化が従業上の地位の変化に関連しているとはいえ、そのメカニズムについてはより詳細な検証が必要なことが明らかとなった。以上から仮説 1 はおおむね指示されたが、そのメカニズムには未解明の部分が残った。

仮説2の経済不安仮説、生きがい就労仮説については、男性は経済状況が悪いほど非正規や自営でも働いていることから①が支持され、女性は経済状況がよいほど無職である確率が高かったことから②が支持された。生きがい就労仮説はいずれも支持されなかった。なお、パネルデータ分析では持ち家ありダミーのみを変数としてもちいているため、その変化が持つ意味は自営業からの離脱という限定的なものにとどまっていた。以上から、仮説2については経済不安仮説が支持され、生きがい就労仮説は支持されなかった。ただし、生きがい就労はいわゆる雇用とは異なる形での就労(シルバー人材センターやNPO等での雇用契約を結ばない形での「就労」)である可能性もあり、より詳細な分析が必要となる。

仮説3のサードエイジ仮説については、女性についてのみ①が支持され、学習活動をする人ほど就業継続しない確率が高かった。男性にはこれは当てはまらず、男性の場合は仕事にかかわらない学びと仕事を切り分けている可能性が示唆されている。またサードエイジ仮説とは逆となる仕事についての自己啓発活動は、おおむね男女ともに正規で就業する確率を高めていた。また退職準備は、男性では正規に比べて非正規や無職である確率を高め、女性については無職である確率を高めていた。ここからは、男女で定年への準備が異なる可能性が示唆された。高齢期におけるシニアセミナーなどでは、その多くが経済的な議論(貯蓄や資産活用など)に時間が割かれている傾向が大きい。学びや定年への準備は、サードエイジという新しいライフステージでの活動の充実よりも、経済不安を高め就業継続をさせるといふセカンドライフを継続させる傾向がとくに男性において起きていた。

最後に健康仮説については、一致した見解をえなかった。精神的健康となるストレスについては、ストレスがある人ほど無職である確率が低かったがこれは逆の因果、すなわち仕事によるストレスの反映と考えられる。働いているほうがストレスが高いとするのであれば、高齢期における就労環境の改善が必要となるだろう。また疾病や怪我は男性について就業継続をできなくさせる要因となっており、これはパネルデータ分析でも確かめられた。このため、高齢期における疾病や怪我をしたとしても、長期的に就業を可能にする環境が必要となる。

以上から、高齢期における従業上の地位は、家庭内の資源配分や経済不安によって説明されてる部分がみられた。またパネルデータを活かした固定効果モデルに寄る知見からは、男女ともに仕事についての自己啓発活動が就業継続をもたらし、また男性については疾病や怪我が就業継続を阻害していることが明らかとなった。仕事についての自己啓発活動は、就業継続をもたらしていることから、いかなる自己啓発活動が重要であるかそのメカニズムの解明が今後必要となるだろう。

本稿の課題は多い。本稿では、社会老年学の議論と高齢期における就業の議論を架橋するため個人レベルの属性や経験を中心に分析をしたが、とくに雇用労働については企業規模や業種など、雇用者側の属性を分析する必要がある。継続雇用のあり方においては、業種や規模、正社員率、定年制度や賃金制度のあり方によって企業の高齢者雇用への意識が異なる

(鎌倉 2017). また、50 歳時に正社員である者を 50 代後半まで正社員として雇い続けるか——すなわち 50 代に雇用の絞り込みをおこなわないか——といった人事のあり方が継続雇用をもたらしている(van Dalen, Henkens and Wang 2015; 鎌倉 2017). このような雇用側の要素を組み込んだ分析が求められる.

本分析で示したように、高齢期の就業継続や引退は、本人の意欲や経験とともに、家族状況や地域状況、経済状況、企業の労務管理や人事制度、そして政策など多岐にわたる要素の結節点において起きる社会経験である. 本稿では、とくに本人の社会活動に注目して高齢期の就業パターンに影響する要因を分析したが、より多面的かつ、その多面的な要素間の関連を踏まえた分析が今後必要となるだろう.

また、パネルデータ分析の分析において従属変数がカテゴリカルな多値変数をとる場合でも分析を可能にするために固定効果多項ロジスティック回帰分析という新しい手法をもちいた. このことによって個人間の観測されない異質性を統制し、個体間の変化と従属変数の変化との関連の分析をおこなうことができた点は本研究の新規性となる. しかし、固定効果モデルはあくまでも、各時点の独立変数の水準が各時点の従属変数の水準を説明する者であり、時点間での順序性は考慮されておらず(有田 2013), その知見をもってすぐに因果性の議論に踏み込むことはできない. そのため、ラグ変数を導入するなどよりモデリングを工夫することが挙げられるだろう.

最後に、本稿では従属変数を従業上の地位としているが、従業上の地位は日本の雇用慣行において重要なコンセプトであるが、必ずしも定年以降においてもその重要性が変わらないとは言えない. むしろ、高齢期には多様な働き方があり、労働者のなかに短時間勤務など柔軟な働き方を期待しているものもある(高木 2009). そのため労働時間や労働日数など具体的な時間単位での分析をおこなう方がより実態に即している可能性は否定できない. ただし、労働時間や労働日数については、自営業やフリーランスの人々をどのように組み入れるか課題もある. これら解決は、今後の課題としたい.

#### [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「全国就業実態パネル調査, 2016~2019」(リクルートワークス研究所) の個票データの提供を受けました.

#### [参考文献]

有田伸, 2013, 「パネルデータを用いた正規職/非正規職間賃金格差の社会学的分析——「観測されない異質性の統制」の陥穽を超えて」『東京大学社会科学研究所パネル調査プロジェクト ディスカッションペーパーシリーズ』 68, (2021 年 1 月 25 日取得, <https://csrda.iss.u->

tokyo.ac.jp/panel/dp/PanelDP\_068Arita.pdf).

- Börsch-Supan, Axel, Felizia Hanemann, Brian Beach, Didier Halimi, Susana Harding, Marieke van der Waal, Daisuke Watanabe, Ursula M. Staudinger, 2019, “Older adults’ integration in the labour market: a global view,” *Ageing and Society*: 1-19. (Retrieved December 10, 2020, <https://doi.org/10.1017/S0144686X19001454>)
- Chamberlain, G, 1980, “Analysis of covariance with qualitative data,” *Review of Economic Studies*, 47: 225-38.
- Gatta, Mary, 2019, *Waiting on Retirement: Aging and Economic Insecurity in Low-Wage Work*, Stanford: Stanford University Press.
- Grenier, Amanda, Chris Phillipson, Debbie L. Rudman, Stephanie Hatzifilalithis, Karen Kobayashi, and Patrik Mariere, 2017, “Precarity in Late Life: Understanding New Forms of Risk and Insecurity,” *Journal of Aging Studies*, 43: 9-14.
- 濱口桂一郎, 2014, 『日本の雇用と中高年』筑摩書房.
- 濱口桂一郎, 2016, 「性別・年齢等の属性と日本の非典型労働政策」『日本労働研究雑誌』672:4-13.
- Higo, Masa, Heike Schöder and Atsuhiko Yamada, 2016, “Japan: Determinants of Retirement in a Hyper-Aged Society,” Hofäcker, Dirk, Moritz Hess and Stefanie König, eds., *Delaying Retirement: Progress and Challenges of Active Ageing in Europe, the United States and Japan*, London: Palgrave Macmillan, 241-68.
- Hofäcker, Dirk and Jonas Radl, 2016, “Retirement Transitions in Times of Institutional Change: Theoretical Concept,” in Dirk Hofäcker, Moritz Hess and Stefanie König eds., *Delaying Retirement: Progress and Challenges of Active Ageing in Europe, the United States and Japan*, London: Palgrave Macmillan, 1-21.
- Hu, Yakun, 2017, “Partial Retirement as A Separate Mode of Retirement Revisited,” (Retrieved January 1, 2021, [https://www.netspar.nl/assets/uploads/P20171009\\_Msc005\\_Hu.pdf](https://www.netspar.nl/assets/uploads/P20171009_Msc005_Hu.pdf)).
- 石橋智昭, 2015, 「生きがい就業を支えるシルバー人材センターのシステム」『老年社会科学』37(1): 17-21.
- 鎌倉哲史, 2017, 「65歳以降の継続的な就業の可否を規定する企業要因の検討」労働政策研究・研修機構編『人口減少社会における高齢者雇用』労働政策研究・研修機構, 151-91.
- 片桐恵子, 2017, 『「サードエイジ」をどう生きるか——シニアと拓く高齢先端社会』東京大学出版会.
- Kim, Haejeong, and Sharon A. DeVaney, 2005, “The Selection of Partial or Full Retirement by Older Workers,” *Journal of Family and Economic Issues*, 26(3): 371-94.
- 久米功一・鶴光太郎・佐野晋平・安井健悟, 2019, 「定年後の雇用パターンとその評価——継続雇用者に注目して」『RIETI Discussion Paper Series』19-J-002, (2021年2月1日取得,

- <https://www.rieti.go.jp/publications/dp/19j002.pdf>.
- Lemon, Bruce W., Vern L. Bengtson, and James A. Peterson, 1972, "An Exploration of the Activity Theory of Aging: Activity Types and Life Satisfaction among In-movers to a Retirement Community," *Journal of Gerontology*, 27(4): 511-523.
- 永野仁, 2021, 『日本の高齢者就業——人材の定着と移動の実証分析』中央経済社.
- Neyman, Jerzy, and Elizabeth L. Scott, 1948, "Consistent Estimates Based on Partially Consistent Observations," *Econometrica*, 16: 1-32.
- OECD, 2019, *Working Better with Age*, OECD Publishing (Retrieved January 18, 2021, <https://www.oecd.org/els/working-better-with-age-c4d4f66a-en.htm>).
- Pfarr, Klaus, 2014, "femlogit: Implementation of the multinomial logit model with fixed effects," *The Stata Journal*, 14(4): 847-62.
- Pfarr, Klaus, 2017, "Detailed description of the implementation the multinomial logit model with fixed effects (femlogit)," *GESIS Papers*, 2017/16, (Retrieved December 12, 2020, <http://www.ssoar.info/ssoar/handle/document/52315>).
- 酒井正・深堀遼太郎, 2018, 「中高年期の就業における家族要因—配偶者の就業と家族介護がおよぼす影響」阿部正浩・山本勲編『多様化する日本人の働き方——非正規・女性・高齢者の活躍の場を探る』慶應義塾大学出版会, 203-27.
- 高木朋代, 2009, 「高年齢者の多様な働きかた——短時間勤務によるワークシェアリングへの展望」清家篤編『高齢者の働きかた』ミネルヴァ書房, 156-83.
- 高橋将宜・渡辺美智子, 2017, 『欠測データ処理——R による単一代入法と多重代入法』共立出版.
- 戸田淳仁, 2018, 「中高年の就業意欲と引退へのインセンティブ」阿部正浩・山本勲編『多様化する日本人の働き方——非正規・女性・高齢者の活躍の場を探る』慶應義塾大学出版会, 183-202.
- 塚本成美, 2016, 「労働社会の変容と高齢者就労」藤原佳典・南潮編『就労支援で高齢者の社会的孤立を防ぐ——社会参加の促進と QOL の向上』ミネルヴァ書房, 30-55.
- van Dalen, Hendrik P., Kène Henkens, and Mo Wang, 2014, "Recharging or Retiring Older Workers? Uncovering the Age-Based Strategies of European Employers," *The Gerontologist*, 55(5): 814-824.
- Woodridge, Jeffery M., 2002, *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, Cambridge, Mass.: MIT Press.
- 山田篤裕・酒井正, 2016, 「要介護の親と中高年齢者の労働供給制約・収入減少」『経済分析』191: 183-212.
- 柳澤武, 2016, 「高年齢者雇用の法政策——歴史と展望」『日本労働研究雑誌』672: 66-75.

# 社会人大学生におけるウェルビーイングの規定要因 ——学歴移行パターンと学習内容に注目して——

森村 繁晴

(大東文化大学・非常勤)

もはや、日本においても社会人大学生は珍しい存在ではなくなりつつある。しかし、社会人大学生のウェルビーイングについては、これまであまり研究されてこなかった。大学在籍期間は今後の人生に向けた準備期間であると同時に、人生そのものの一部でもある。在学期間中のウェルビーイングは、人生 100 年時代を豊かに生きるためにも重要な視点となろう。そこで本研究では 25 歳以上の社会人において、大学への在学、および学歴移動のパターンや大学での学習内容が、本人のウェルビーイングに対してどのような影響を与えるかについて、パネルデータ分析により検討した。生活領域・職業領域の影響をコントロールした分析の結果、大学在学がウェルビーイングを高める効果の有意傾向 ( $p < .10$ )、および特定学部（医療福祉系および芸術系）への在籍がウェルビーイングを高める効果の有意差 ( $p < .05$ ) が確認された。

## 1 はじめに

### 1.1 問題の背景

本研究の目的は、社会人大学生におけるウェルビーイングの規定要因を全国規模のパネルデータを用いて明らかにすることである。

内閣府が 2015 年に実施した「教育・生涯学習に関する世論調査」によれば、学校を出て一度社会人となった後に、大学、大学院、短大、専門学校などの学校において学んだことがあるかを尋ねた質問に対し、「学んだことがある（現在学んでいる）」が 19.1%、「学んだことはないが、今後は学んでみたい」が 30.3%と、合計で約 50% (49.4%) もの人々が高等教育機関での学び直しに肯定的な回答をしている（内閣府 2015）。もはや、大学生活は「人生一度きり」のものではなくなりつつある。

人生において教育期を循環的に繰り返す「リカレント教育」の概念は、1970 年に OECD が公式に採用したことで国際的な認知を得た。しかし、日本において、教育関係者以外にこの言葉が広く知られるに至ったのは、上記報告書の発表から 40 年以上を経た 2010 年代後半以降である。2017 年 6 月、当時の安倍晋三総理大臣が新たな政策の柱として掲げた「人づくり革命」の一環として、「就職した後などに大学で再び教育を受けるリカレント教育の充実」が検討されていることが報じられた（NHK ニュース 2017 年 6 月 24 日）。さらに翌 2018 年 6 月、安倍首相自らが議長を務める「人生 100 年時代構想会議」の「人づくり革命基本構想」において、「リカレント教育は、人づくり革命のみならず、生産性革命を推進するうえでも、鍵となるものである。リカレント教育の受講が職業能力の向上を通じ、キャリ

アアップ・キャリアチェンジにつながる社会をつくっていかなければならない。」(人生 100 年時代構想会議 2018, 下線筆者) とされたことで, リカレント教育は国策として大きな脚光を浴びた (佐々木 2020)。

ただし, 「リカレント教育」の語が広く人口に膾炙する以前, 1990 年代初頭にはすでに, 今後の 18 歳人口の減少により経営難に陥るであろう大学・短大について, 外国人留学生や社会人学生に活路を見出すことを政府は想定していた (喜多村 1991)。その方針を受け, 日本の高等教育機関は 1990 年代以降, 社会人に向けて広く門戸を開く努力を続けてきた。文部科学省によれば, 高等教育機関において学び直しを行っている社会人は 2015 年 3 月時点で 11.1 万人いた<sup>2)</sup> (文部科学省 2015a)。社会人向けに特別な選抜を行う「社会人特別入学者選抜」, 必要な一部の科目だけを履修できる「科目等履修生制度」, 社会人向けに 120 時間以上の体系的なプログラム履修機会を与える「履修証明制度」など, 現在では社会人向けのさまざまな選抜方法・履修制度が用意されている。また, 通学形態についても, 放送大学をはじめ全国 44 の 4 年制大学に開設されている「通信制教育」のみならず, 社会人が通いやすい「夜間・昼夜開講制」の導入, 都市部からのアクセスがよい「サテライト教室」の設置など, 現在では多彩な通学方法が選択可能である。

そのような社会人の学び直しは, 近年の労働政策におけるもう一つの重要概念である「ウェルビーイング」とも深く関係する。厚生労働省は 2019 年の「雇用政策研究会報告書 概要」において「ウェル・ビーイングの向上と生産性向上の好循環」を目指すとし, その実現にむけたキャリア形成支援策のひとつとして, 「セルフ・キャリアドッグの導入やジョブ・カードの活用促進等による学び直しに資する環境整備を推進」(下線筆者) を掲げている。

「社会人の学び直し」と「ウェルビーイング」がこれほどまでに政策的な注目を集めながら, 社会人大学生のウェルビーイングに関する知見の蓄積は少ない。そこで本研究では, 社会人大学生の学びに関する特性がウェルビーイングにどのような影響を与えるかについて, パネルデータ分析により検討する。

## 2 先行研究

社会人の学び直しは, 生涯学習研究における古くからの重要テーマである。しかし, 学習機会を大学に限定した研究は少ない。以下, 大学における社会人の学び直しニーズに関する研究と社会人大学生のウェルビーイングに関する研究の 2 つの視点から, 関連の先行研究をレビューする。

まず, 前者の大学における社会人の学び直しニーズに関する研究としては, 一般市民への調査により, 大学入学ニーズは 5.9%, 潜在的大学入学ニーズは 28.2%の一般市民がもっていることを明らかにし, さらにその顕在化の促進・抑制要因を検討したもの (今津他 2018), 放送大学における高齢者学生の学習ニーズを調査したもの (村橋・森田 2015) などがある。本研究の問題関心に照らしてとくに重要な知見として, 前述の「教育・生涯学習に関する世



論調査」(内閣府 2015)における「学び直したいと考えた理由」がある。同調査において学校での学習意欲を持つ社会人に対し、「学びたいと考えた理由」を尋ねたところ、1位は「教養を深めるため」(51.8%)であり、以下、2位「今後の人生を有意義にするため」(48.8%)、3位「就職や転職のために必要性を感じたため」(28.4%)、4位「現在または学んだ当時に就いていた職業において必要性を感じたため」(25.1%)と続いた。つまり、職業分野での能力向上を目指す回答(3, 4位)よりも、教養の向上や人生の充実などの自己実現を目的とする回答(1, 2位)のほうが多かったのである。この事実は、リカレント教育を生産性向上に直接的に結びつける労働政策上の視点とややズレがある点において、注目に値する。

次に、社会人大学生に関するウェルビーイング研究をレビューする。日本国内においては、一般の大学生を対象としたウェルビーイング研究は多数あるものの(岩田 2015, 佐々木他 2018 など)、対象を社会人大学生に限定したウェルビーイング研究は少ない。社会人のウェルビーイング(もしくはストレス)が職業領域と生活領域のさまざまな要因の影響を受けることについては、家族社会学領域においてすでに多くの先行研究が存在する(稲葉 1995, 石原 2000 など)。よって社会人大学生におけるウェルビーイングの規定要因を検討する場合、学校領域だけでなく、職業領域と生活領域の要因も併せて考慮する必要があり、分析モデルが複雑になる。このようなことも、この分野の研究が少ない理由のひとつかもしれない。

一方、欧米では日本よりも社会人大学生が多いこともあり、社会人大学生のウェルビーイング研究がさまざまな視点から行われている。Kohlerらは社会人大学生の仕事・学校・生活の3領域における役割負担と役割間の葛藤から生じるストレスについて検討し、これらのストレスに関する学生本人の評価と対処方略の違いが、総合的ウェルビーイング(The General Health Questionnaire; GHQの12項目によって測定)と生活満足度(The Satisfaction With Life scale; SWLSの5項目によって測定)に対して、ポジティブ、ネガティブ双方の効果を持ちうることを明らかにしている(Kohler et al. 2009)。

矢澤他(2018)は上記の知見を踏まえた上で、日本の通信制大学に学ぶ社会人学生に調査を実施し、仕事や私生活と学びを統合させる方略(ワーク・ライフ・インテグレーション方略)が多様化している実態を明らかにし、学生自身が世話を必要とする身内を抱えている場合に精神的健康が低くなることなどを報告している。

上記はいずれも社会人大学生のウェルビーイングに関する重要な知見ではあるが、「社会人が大学生になること」自体の効果は検討されていない。また、以上の研究はいずれもクロスセクショナルな研究であり、パネルデータを用いた社会人大学生のウェルビーイング研究は見当たらない。影響要因が生活領域と職業領域、学校領域にまたがる社会人学生 of ウェルビーイング研究には観測不能な個体差要因が影響している可能性が高く、個体差要因の影響を受けにくいパネルデータ分析がより適切であると思われる。

そこで本研究では、生活領域と職業領域の影響をコントロールした上で、学校領域の3要因、すなわち①大学在学自体、②大学在学に至る学歴移動パターン、③大学での学習内容が

社会人学生のウェルビーイングにどのような影響を与えるかについて、パネルデータ分析により検討する。リサーチクエスチョンは①社会人の大学在学はウェルビーイングを高めるか？ ②大学未満の学歴から大学在学への上昇型学歴移動はウェルビーイングを高めるか？ ③職業能力向上との結びつきが強い学習内容（医療福祉系）と自己実現との結びつきが強い学習内容（芸術系）はウェルビーイングを高めるか？ の3つである。このうち、①は大学での教育機会獲得それ自体によるプラス効果、②は学歴上昇によるプラス効果、③は学習内容と学習目的の相関に基づくプラス効果を想定したものである。それぞれに対応する作業仮説は、作業仮説①「大学在学はウェルビーイングを高める」、作業仮説②「大学未満の学歴から大学在学への上昇型学歴移動はウェルビーイングを高める」、作業仮説③「医療福祉系および芸術系での大学在学はウェルビーイングを高める」である。

### 3 データと変数

#### 3.1 データ

本研究では「全国就業実態パネル調査」(JPSED)のデータを使用する。JPSEDはリクルートワークス研究所が2016年度から始めた全国規模のインターネットモニター調査である。調査は毎年1月に実施され、全国の15歳以上の男女を対象として前年1年間<sup>3)</sup>の就業状態、生活実態、個人属性などを調査している。本研究では2016年(Wave 1)から2019年(Wave 4)までの4カ年にわたるデータを使用する。本研究では各調査時点で25歳以上の回答者のみを分析対象とする。

#### 3.2 どのような社会人が大学に学んでいるのか

まず、どのような人が25歳を過ぎて大学に在籍しているのかを理解するために、学歴移行の状況を確認する(表1)。大学在学への移行(表1で縦の網掛け部分)を見ると、最も多いのは大学既卒者であり、全体の約65%を占めていることがわかる(272/417=65.23%)。また、小中学校、高校、専門学校、短大、高専(高等工業専門学校)の既卒者もしくは在学者を「大学未満」の学歴とした場合、大学未満から大学在学への移行、つまり上昇型の学歴移行はわずか1割に過ぎない(43/417=10.31%)。

次に、大学在学からの移行について見る(表1で横の網掛け部分)。移行先として最も多いのは大学既卒であり、約83%を占めている(710/860=82.56%)。そして大学在学から大学在学への移行は1割強に過ぎない(97/860=11.28%)。

これらの状況から、25歳以上の大学在籍者は学歴上昇を求めて大学に入学するケースよりも、むしろ大学既卒者が短期間だけ大学で学ぶケースが大半であると分かる。その場合、正規入学者ではなく科目等履修生などで大学に籍を置いている場合が多いと思われるが、今回の調査データには正規学生か非正規学生かを識別できる質問項目がない。しかし、大学在学者に対して在籍学年を尋ねている(表2)。これを見ると、「4年制(6年制)大学4年」

(898人)と「6年制大学6年」(147人)が他の学年に比べてとくに多い。その理由としては、大学既卒者が3年次・4年次編入学の制度を利用している場合に加え、科目等履修生などの形で大学に再度在籍している回答者や5年以上の長期にわたって大学に在籍する学習者が、在籍学年として在籍課程の最終学年を選択していることが考えられる。ちなみに、通信制大学の入学者については、2015年度の時点で他の高等教育機関の卒業後に入学した学生が全体の61.6%を占めていた(内山2017)。また、今津他(2018)の調査では大学への在学希望年限について「半年～1年」が45.7%と最も多く、以下、「2年」が39.7%、「3～4年」が14.7%と、短期間の在学希望者が多くを占めていた。これらの知見は、本研究データの社会人学生において大学既卒の短期在籍者が多い事実と整合的である。

表1 t-1時点からt時点への学歴移行表(全体/上段:度数,下段:%)

	[既卒]小中	[既卒]高校	[既卒]専門	[既卒]短大	[既卒]高専	[既卒]大学	[既卒]修士	[既卒]博士	[在学]高校	[在学]専門	[在学]短大	[在学]高専	[在学]大学	[在学]修士	[在学]博士	合計
[既卒]小中	2570 92.95	135 4.88	33 1.19	1 .04	6 .22	14 .51	0 .00	1 .04	2 .07	1 .04	0 .00	0 .00	1 .04	0 .00	1 .04	2765 100.00
[既卒]高校	142 .35	39207 97.97	275 .69	56 .14	126 .31	117 .29	8 .02	6 .01	41 .10	11 .03	2 .00	0 .00	11 .03	9 .02	9 .02	40020 100.00
[既卒]専門	32 .20	305 1.91	15044 94.30	142 .89	126 .79	82 .51	3 .02	1 .01	3 .02	188 1.18	3 .02	4 .03	14 .09	2 .01	5 .03	15954 100.00
[既卒]短大	3 .02	52 .39	139 1.04	12944 96.45	11 .08	126 .94	1 .01	1 .01	1 .01	1 .01	124 .92	1 .01	10 .07	2 .01	5 .04	13421 100.00
[既卒]高専	6 .37	161 9.81	159 9.69	20 1.22	1252 76.29	25 1.52	2 .12	0 .00	1 .06	4 .24	1 .06	10 .61	0 .00	0 .00	0 .00	1641 100.00
[既卒]大学	12 .04	117 .39	55 .18	105 .35	22 .07	29015 97.56	99 .33	8 .03	3 .01	11 .04	5 .02	2 .01	272 .91	9 .03	6 .02	29741 100.00
[既卒]修士	0 .00	3 .12	3 .12	0 .00	0 .00	85 3.29	2416 93.57	27 1.05	0 .00	0 .00	1 .04	0 .00	2 .08	43 1.67	2 .08	2582 100.00
[既卒]博士	1 .15	4 .61	3 .46	1 .15	0 .00	11 1.67	28 4.25	597 90.59	0 .00	0 .00	0 .00	0 .00	0 .00	1 .15	13 1.97	659 100.00
[在学]高校	0 .00	122 91.73	3 2.26	0 .00	2 1.50	2 1.50	0 .00	0 .00	3 2.26	0 .00	0 .00	0 .00	1 .75	0 .00	0 .00	133 100.00
[在学]専門	1 .24	8 1.91	353 84.25	2 .48	5 1.19	12 2.86	0 .00	0 .00	0 .00	34 8.11	2 .48	0 .00	2 .48	0 .00	0 .00	419 100.00
[在学]短大	0 .00	0 .00	4 1.25	293 91.28	0 .00	7 2.18	1 .31	0 .00	0 .00	0 .00	12 3.74	0 .00	4 1.25	0 .00	0 .00	321 100.00
[在学]高専	0 .00	1 3.33	3 10.00	2 6.67	23 76.67	1 3.33	0 .00	0 .00	0 .00	0 .00	0 .00	0 .00	0 .00	0 .00	0 .00	30 100.00
[在学]大学	2 23	18 2.09	13 1.51	8 93	1 12	710 82.56	5 58	2 23	1 12	1 12	1 12	0 .00	97 11.28	1 12	0 .00	860 100.00
[在学]修士	0 .00	4 2.42	0 .00	0 .00	0 .00	15 9.09	107 64.85	4 2.42	0 .00	0 .00	0 .00	0 .00	1 .61	32 19.39	2 1.21	165 100.00
[在学]博士	0 .00	6 6.82	1 1.14	1 1.14	0 .00	2 2.27	4 4.55	37 42.05	0 .00	0 .00	0 .00	0 .00	2 2.27	2 2.27	33 37.50	88 100.00
合計	2769 2.55	40143 36.90	16088 14.79	13575 12.48	1574 1.45	30224 27.78	2674 2.46	684 .63	55 .05	251 .23	151 .14	17 .02	417 3.8	101 .09	76 .07	108799 100.00

表2 大学在学者の学年(全体)

4年制(6年制)大学1年	112
4年制(6年制)大学2年	45
4年制(6年制)大学3年	71
4年制(6年制)大学4年	898
6年制大学5年	33
6年制大学6年	147
合計	1306

### 3.3 変数

従属変数は、生活満足度と幸福度である。生活満足度はWave1からWave4まで、幸福度はWave2からWave4までのデータに含まれる。生活満足度は「昨年1年間(20xx年1月

～12月)のあなたの生活全般について、どの程度満足していましたか。」の問いに対し「満足していた」の回答を5点、「まあ満足していた」を4点、「どちらともいえない」を3点、「どちらかといえば不満であった」を2点、「不満であった」を1点として得点化した。幸福度は「昨年1年間(20xx年1月～12月)、あなたはどの程度幸せでしたか」の問いに対し、「とても幸せ」を5点、「とても不幸」を1点とする1～5点で得点化した。

独立変数は、大学在学中=1、大学在学中ではない=0とする大学在学ダミー、本人年齢、女性ダミー、既婚ダミー、子供有ダミー、本人の主な仕事からの収入(単位:100万円)、週労働時間(単位:時間)、就業形態(正規雇用、非正規雇用、自営業、無業)である。以上の変数について、25歳以上の回答者全体と大学在籍者それぞれの記述統計量を表3に示す。表3以降ではダミー変数の「ダミー」を省略する。

25歳以上の回答者全体の平均値と比較して、大学在学者の平均値は生活満足度が同一であり(25歳以上全体3.23/大学在学者3.23,以下同)、幸福度はわずかに低い(3.27/3.25)。また、年齢がわずかに低く(46.9歳/46.2歳)、女性比率(46.0%/31.9%)、既婚率(63.4%/55.7%)、子供有(57.7%/50.0%)、労働時間(38.1時間/36.0時間)が低く、収入は30万円ほど高い(352.2万円/385.2万円)。就業形態は正規雇用(42.9%/38.0%)、非正規雇用(23.5%/20.4%)が少なく、自営業(11.9%/14.2%)と無業(23.3%/29.9%)が多い。

表3 各変数の記述統計(全体)

	全体					大学在学者				
	N	平均	標準偏差	最小	最大	N	平均	標準偏差	最小	最大
生活満足度	189777	3.234	1.052	1	5	1306	3.234	1.036	1	5
幸福度*1	146498	3.271	1.005	1	5	613	3.254	1.029	1	5
大学在籍	189777	.007	.083	0	1	1306	1.000	.000	1	1
年齢	189777	46.902	13.136	25	98	1306	46.189	14.931	25	87
女性	189777	.460	.498	0	1	1306	.319	.466	0	1
既婚	189777	.634	.482	0	1	1306	.557	.497	0	1
子供有	189777	.577	.494	0	1	1306	.500	.500	0	1
労働時間	148117	38.063	14.665	1	160	945	35.978	16.140	1	115
収入(100万円)	149902	3.522	2.810	.01	50	970	3.852	3.535	.01	40
就業形態										
正規	189777	.429	.495	0	1	1306	.380	.486	0	1
非正規	189777	.235	.424	0	1	1306	.204	.403	0	1
自営*2	189777	.119	.324	0	1	1306	.142	.350	0	1
無業	189777	.233	.423	0	1	1306	.299	.458	0	1
大学未滿	189777	.675	.468	0	1	1306	.000	.000	0	0

\*1 Wave 2～Wave 4のみ

\*2 自営業および会社役員

また、大学在学ダミーとの交互作用項として、①大学在学前の学歴が大学未滿かどうかを示すラグ付き変数の大学未滿ダミー(L)と、②大学在学者の在籍学部(人文社会系,理工系,医療福祉系,芸術系)を識別するダミー変数を使用する。①については各時点での最終学歴が小中学校,高校,専門学校,短大,高専の既卒もしくは在学中である状態を「大学未滿」

とみなし、t-1 時点における大学未満の状態が t 時点における大学在籍者のウェルビーイングに影響を与えるかどうかを検討する。つまり、大学未満から大学在学への移行を「上昇型」学歴移動とみなし、この状態がウェルビーイングを高めるかどうかを検討するものである（表 4）。②については学部を系統ごとにまとめた人文社会系、理工系、医療福祉系、芸術系についてそれぞれダミー変数としてモデルに投入する（表 5）。ただし、データがあるのは Wave 4 のみのためサンプル数が全体的に小さく、とくに芸術系ダミーはサンプル数 12 と少ない。この点については分析結果を解釈する上で注意が必要である。

以上の変数について、本研究では①生活満足度と幸福度をウェルビーイングの指標、②大学在籍ダミー、大学未満ダミー、在籍学部ダミーを学校領域の変数群、③年齢、女性ダミー、既婚ダミー、子供有ダミーを生活領域の変数群、④労働時間、収入、就業形態を職業領域の変数群として扱う。

表 4 上昇型および非上昇型の学歴移行者数 (Wave 2~Wave 4・大学在学者)

Wave	上昇型	非上昇型	合計
2	10	157	167
3	17	183	200
4	12	234	246

表 5 在籍学部 (Wave 4 のみ・大学在学者)

	学部	N	N
人文社会系	人文科学*1	47	124
	社会科学*2	77	
理工系	自然科学*3	46	52
	建築	6	
医療福祉系	医学、薬学	31	46
	福祉	15	
芸術系	芸術*4	12	12
その他	その他	12	12
合計		246	246

\*1 文学、史学、哲学、心理学、教育学など

\*2 経済学、経営学、商学、法学、政治学など

\*3 工学、理学、農学、情報工学など

\*4 音楽、美術

#### 4 分析結果

本節では3つの作業仮説、すなわち作業仮説①「大学在学はウェルビーイングを高める」、作業仮説②「大学未満の学歴から大学在学への上昇型学歴移動はウェルビーイングを高める」、作業仮説③「医療福祉系および芸術系での大学在学はウェルビーイングを高める」について検証作業を行う。

分析はすべて、固定効果、変量効果、プールドOLSの3つのモデルで係数を推定し、モデル比較を行う。モデル比較は固定効果とプールドOLSの比較をF検定（有意差ありで固定効果を支持）、固定効果と変量効果の比較をHausman検定（有意差ありで固定効果を支持）、変量効果とプールドOLSの比較をBreusch-Pagan（BP）検定（有意差ありで変量効果を支持）により行う。

まず、生活満足度および幸福度を従属変数とし、大学在学ダミーのみを独立変数とする分析を行った（モデル1）。

表6 生活満足度の規定要因の推定(モデル1)

	固定効果	変量効果	プールドOLS
大学在学	-.078 **	-.056 *	.029
定数項	3.235 ***	3.231 ***	3.234 ***
サンプルサイズ	189,777	189,777	189,777
個体数	80,978	80,978	
決定係数(全体)	.000	.000	.000
モデルF	8.88 **		.00
モデル $\chi^2$		5.76 *	
F(固定 vs プールド)		4.61 ***	
Hausman(固定 vs 変量)		3.39 †	
BP(変量 vs プールド)		67936.28 ***	

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

表7 幸福度の規定要因の推定(モデル1)

	固定効果	変量効果	プールドOLS
大学在学	.007	.000	-.016
定数項	3.271 ***	3.272 ***	3.271 ***
サンプルサイズ	146,498	146,498	146,498
個体数	73,166	73,166	
決定係数(全体)	.000	.000	.000
モデルF	.03		.16
モデル $\chi^2$		.00	
F(固定 vs プールド)		4.62 ***	
Hausman(固定 vs 変量)		.12	
BP(変量 vs プールド)		40273.01 ***	

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

その結果、生活満足度については変量効果モデルが支持され、大学在学ダミーは係数マイナスの有意な効果が認められた（表6）。幸福度については、固定効果、変量効果、プールドOLSのいずれのモデルも有意にならなかった（表7）。

この結果から、大学在学の効果を単独で見た場合、「大学在学はウェルビーイングを高める」という作業仮説①は支持されず、むしろ生活満足度を低下させることが分かる。ただし、これは生活領域や職業領域の変数の影響をコントロールしていない段階での分析結果である。社会人にとって大学で学ぶことはワークライフバランス上の困難を来す場合が多く、とくに家族構造に関連する要因や就業属性などによるマイナス効果が影響している可能性もある。よって以下、コントロール変数を順次加えた分析を行う。

表8 生活満足度の規定要因の推定(モデル2)

	固定効果	変量効果	プールドOLS
大学在学	-.044 †	-.025	.065 *
年齢	.034 ***	.001 ***	.002 ***
女性	—	.157 ***	.171 ***
既婚	.198 ***	.419 ***	.450 ***
子供有	.072 ***	.071 ***	.057 ***
定数項	1.468 ***	2.814 ***	2.763 ***
サンプルサイズ	189,777	189,777	189,777
個体数	80,978	80,978	
決定係数(全体)	.017	.061	.061
モデルF	159.19 ***		2450.69 ***
モデル $\chi^2$		6431.99 ***	
F(固定 vs プールド)		4.32 ***	
Hausman(固定 vs 変量)		616.52 ***	
BP(変量 vs プールド)		62223.23 ***	

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

表9 幸福度の規定要因の推定(モデル2)

	固定効果	変量効果	プールドOLS
大学在学	.012	.072 *	.133 **
年齢	.011 ***	-.001 ***	.000 *
女性	—	.187 ***	.196 ***
既婚	.240 ***	.468 ***	.488 ***
子供有	.176 ***	.126 ***	.106 ***
定数項	2.523 ***	2.890 ***	2.834 ***
サンプルサイズ	146,498	146,498	146,498
個体数	73,166	73,166	
決定係数(全体)	.049	.083	.084
モデルF	63.38 ***		2668.90 ***
モデル $\chi^2$		8097.80 ***	
F(固定 vs プールド)		4.22 ***	***
Hausman(固定 vs 変量)		178.60 ***	
BP(変量 vs プールド)		36560.80 ***	

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

モデル2はモデル1にコントロール変数として生活領域の変数群，すなわち年齢，女性ダミー，既婚ダミー，子供有ダミーを加えたものである．分析の結果，生活満足度，幸福度ともに固定効果，変量効果，プールドOLSのすべてのモデルが有意となり，モデル比較により固定効果が支持された（表8および表9）．大学在学ダミーについては生活満足度，幸福度ともに有意な効果が認められない一方，新たに投入した年齢と既婚ダミー，子供有ダミーについて，生活満足度と幸福度の双方においてプラスの効果が認められた．表3の記述統計において大学在学者は25歳以上の全体平均よりも年齢がわずかに低く，既婚率と子供のいる比率も低い．モデル2におけるこれら3変数の係数はいずれもプラスであることから，生活満足度のモデル1に認められた大学在学者におけるマイナス効果は，少なくともその一部について，年齢，既婚率，子供のいる比率の低さによるものであると解釈できる．これは作業仮説①について，生活領域の変数群の影響をコントロールした場合，少なくとも大学在学自体がマイナスの効果を持っているわけではないことを意味する．

表10 生活満足度の規定要因の推定(モデル3)

	固定効果	変量効果	プールドOLS
大学在学	-.033	-.039	.006
年齢	.030 ***	.000	.000
女性	—	.202 ***	.222 ***
既婚	.197 ***	.379 ***	.384 ***
子供有	.077 **	.040 ***	.025 ***
収入(100万円)	.011 ***	.038 ***	.051 ***
労働時間	-.001 *	-.004 ***	-.007 ***
就業形態(ref. 正規)			
非正規	-.024 †	-.066 ***	-.071 ***
自営	-.03 †	.01	.05 ***
無業	-.124 ***	-.160 ***	-.193 ***
定数項	1.699 ***	2.943 ***	3.016 ***
サンプルサイズ	143,966	143,966	143,966
個体数	65,880	65,880	
決定係数(全体)	.016	.066	.068
モデルF	52.28 ***		1047.58 ***
モデル $\chi^2$		5666.25 ***	
F(固定 vs プールド)		3.86 ***	
Hausman(固定 vs 変量)		931.73 ***	
BP(変量 vs プールド)		39516.92 ***	

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

表11 幸福度の規定要因の推定(モデル3)

	固定効果	変量効果	プールドOLS
大学在学	.094 †	.124 **	.156 **
年齢	.006 *	-.002 ***	-.002 ***
女性	—	.217 ***	.228 ***
既婚	.240 ***	.427 ***	.426 ***
子供有	.162 ***	.094 ***	.076 ***
収入(100万円)	.009 ***	.032 ***	.040 ***
労働時間	-.001 *	-.003 ***	-.005 ***
就業形態(ref. 正規)			
非正規	-.008	-.032 ***	-.034 ***
自営	.00	.06 ***	.10 ***
無業	-.132 ***	-.135 ***	-.130 ***
定数項	2.752 ***	3.002 ***	3.028 ***
サンプルサイズ	111,207	111,207	111,207
個体数	58,982	58,982	
決定係数(全体)	.052	.081	.082
モデルF	23.57 ***		992.79 ***
モデル $\chi^2$		6276.27 ***	
F(固定 vs プールド)		3.82 ***	
Hausman(固定 vs 変量)		377.62 ***	
BP(変量 vs プールド)		23146.21 ***	

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

次のモデル3では，コントロール変数に職業領域の変数群（収入，労働時間，就業形態）を加える．分析の結果，生活満足度，幸福度ともに，固定効果モデルが支持された（表10および表11）．生活満足度の固定効果モデルでは大学在学の効果は認められず，就業属性については収入にプラス効果，労働時間と非正規雇用，無業にマイナス効果が認められた．一方，幸福度についてはプールドOLSと変量効果モデルで大学在学にプラス効果が認められたが，固定効果モデルでは有意傾向にとどまった．就業属性については，生活満足度，幸福度ともに収入にプラス効果，無業にマイナス効果が認められた．幸福度について固定効果モデルでの大学在学ダミーにプラスでの有意傾向が認められたことについて

は、大学在学者は25歳以上全体に比べて無業率が高いため、その影響がコントロールされたことによるものと思われる。

以上の結果から、作業仮説①「大学在学はウェルビーイングを高める」については生活領域と職業領域の影響をコントロールした場合、大学在学が幸福度に対してプラス効果の有意傾向を持つことが確認された。

次に、作業仮説②「大学未満の学歴から大学在学への学歴遷移はウェルビーイングを高める」を検証するために、モデル3に大学在学ダミーと大学未満ダミーのラグ付き変数の交互作用を投入した分析を行った（モデル4）。前述の通り、大学在学ダミーと大学未満ダミーのラグ付き変数の交互作用項は、大学未満から大学へ、という「上昇型」の学歴移行であるかどうかを識別するための変数である。

分析の結果、生活満足度と幸福度のいずれについても固定効果モデルが支持されたが、大学在学ダミーと大学未満ダミーのラグ付き変数の交互作用項については、有意な効果は認められなかった（表12および表13）。また、係数自体もマイナスであった。これは作業仮説②を支持しない結果であった。

表12 生活満足度の規定要因の推定(モデル4)

	固定効果	変量効果	プールドOLS
大学在学	.070	.098 †	.147 *
年齢	.002	.002 ***	.002 ***
女性	—	.238 ***	.244 ***
既婚	.152 ***	.376 ***	.384 ***
子供有	.092 *	.056 ***	.039 ***
収入(100万円)	.011 ***	.038 ***	.051 ***
労働時間	.000	-.004 ***	-.007 ***
就業形態(ref. 正規)			
非正規	-.033	-.055 ***	-.063 ***
- 自営	-.02	.04 **	.07 ***
- 無業	-.152 ***	-.177 ***	-.203 ***
大学在学×大学未満(L)	-.176	-.039	.132
定数項	3.002 ***	2.806 ***	2.891 ***
サンプルサイズ	77,724	77,724	77,724
個体数	37,697	37,697	
決定係数(全体)	.047	.072	.074
モデルF	8.02 ***		566.80 ***
モデル $\chi^2$		3408.32 ***	
F(固定 vs プールド)		4.31 ***	
Hausman(固定 vs 変量)		418.37 ***	
BP(変量 vs プールド)		19502.62 ***	

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

表13 幸福度の規定要因の推定(モデル4)

	固定効果	変量効果	プールドOLS
大学在学	.105 †	.121 *	.156 *
年齢	.011 **	.000	.000
女性	—	.249 ***	.251 ***
既婚	.231 ***	.401 ***	.401 ***
子供有	.132 ***	.092 ***	.077 ***
収入(100万円)	.011 ***	.033 ***	.042 ***
労働時間	.000	-.003 ***	-.006 ***
就業形態(ref. 正規)			
非正規	-.005	-.023 *	-.028 **
- 自営	.03	.08 ***	.11 ***
- 無業	-.168 ***	-.164 ***	-.167 ***
大学在学×大学未満(L)	-.072	-.017	.075
定数項	2.500 ***	2.835 ***	2.897 ***
サンプルサイズ	77,724	77,724	77,724
個体数	37,697	37,697	
決定係数(全体)	.046	.082	.083
モデルF	15.84 ***		643.02 ***
モデル $\chi^2$		4147.27 ***	
F(固定 vs プールド)		4.17 ***	
Hausman(固定 vs 変量)		281.92 ***	
BP(変量 vs プールド)		18779.31 ***	

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

最後に、作業仮説③「医療福祉系および芸術系での大学在学はウェルビーイングを高める」について検討した。モデル3に大学在学ダミーとWave4の在籍学部（人文社会系ダミー、理工系ダミー、医療福祉系ダミー、芸術系ダミー）の交互作用項を加えたモデル5による分析を行った結果、生活満足度、幸福度ともに固定効果モデルが支持された（表14および表15）。

生活満足度については大学在学ダミーと医療福祉系ダミーの交互作用項にプラス効果が



認められた。また、幸福度については大学在学ダミーと芸術系ダミーとの交互作用項にプラス効果が認められた。これは作業仮説③を支持するものである。ただし、芸術系は12人しかいないことから、たとえ係数自体は有意でも、誤差の大きな推定となっている点には注意が必要である。

表 14 生活満足度の規定要因の推定(モデル 5)

	固定効果	変量効果	プールドOLS
大学在学	-.028	-.064 *	-.035
年齢	.030 ***	.000	.000
女性	—	.202 ***	.222 ***
既婚	.197 ***	.379 ***	.384 ***
子供有	.077 **	.040 ***	.025 ***
収入(100万円)	.011 ***	.038 ***	.051 ***
労働時間	-.001 *	-.004 ***	-.007 ***
就業形態(ref. 正規)	***		
非正規	-.025 †	-.066 ***	-.071 ***
自营	-.03 †	.01	.05 ***
無業	-.123 ***	-.160 ***	-.193 ***
大学在学×人文社会系	-.125	.070	.109
大学在学×理工系	-.139	.218	.482 **
大学在学×医療福祉系	.713 *	.575 **	.492 *
大学在学×芸術系	.037	.202	.168
定数項	1.697 ***	2.943 ***	3.015 ***
サンプルサイズ	143,966	143,966	143,966
個体数	65,880	65,880	
決定係数(全体)	.016	.066	.068
モデルF	36.83 ***		749.24 ***
モデル $\chi^2$		5677.69 ***	
F(固定 vs プールド)		3.86 ***	
Hausman(固定 vs 変量)		939.17 ***	
BP(変量 vs プールド)		39512.77 ***	

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

表 15 幸福度の規定要因の推定(モデル 5)

	固定効果	変量効果	プールドOLS
大学在学	.123 *	.124 *	.142 *
年齢	.006 *	-.002 ***	-.002 ***
女性	—	.217 ***	.228 ***
既婚	.240 ***	.427 ***	.426 ***
子供有	.162 ***	.094 ***	.076 ***
収入(100万円)	.009 ***	.032 ***	.040 ***
労働時間	-.001 *	-.003 ***	-.005 ***
就業形態(ref. 正規)			
非正規	-.008	-.032 ***	-.034 ***
自营	.00	.06 ***	.10 ***
無業	-.131 ***	-.134 ***	-.130 ***
大学在学×人文社会系	-.202 †	-.096	-.064
大学在学×理工系	-.161	-.012	.118
大学在学×医療福祉系	.137	.287	.313
大学在学×芸術系	.671 *	.503 †	.156
定数項	2.744 ***	3.002 ***	3.028 ***
サンプルサイズ	111,207	111,207	111,207
個体数	58,982	58,982	
決定係数(全体)	.051	.081	0.082
モデルF	16.97 ***		709.36 ***
モデル $\chi^2$		6282.60 ***	
F(固定 vs プールド)		3.82 ***	
Hausman(固定 vs 変量)		382.89 ***	
BP(変量 vs プールド)		23147.14 ***	

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

## 5 考察

以上の結果をまとめると、作業仮説①「大学在学はウェルビーイングを高める」は部分的に支持され、作業仮説②「大学未満の学歴から大学在学への上昇型学歴移動はウェルビーイングを高める」は支持されず、作業仮説③「医療福祉系および芸術系での大学在学はウェルビーイングを高める」は支持された。

作業仮説①について有意傾向の効果は確認されたものの有意差が確認されなかったことについては、Kohlerらが指摘するように、仕事・学校・生活の3領域における役割負担や役割葛藤から生じるストレスへの評価と対処方略によって、大学在学によるウェルビーイングへの影響に個体差が生じていることが考えられる。つまり、これら3領域におけるストレスへの評価と対処法の違いをコントロールせずに「社会人が大学に在籍すること」自体の影響を論じることは難しい、ということであろう。今後はこの点を視野に入れたより詳細な研究が望まれる。

作業仮説②については、学歴上昇パターンを示す変数についてプラスの有意な効果が認められなかっただけでなく、その係数自体もマイナスであった。ひとつの可能性として、大学未満の学歴から大学レベルの学びに移行することに伴う学びの高度化が、学習者

にストレスを与えているのかもしれない。

作業仮説③については有意な効果が確認された。在籍学部のデータは Wave 4 にしかないため全体にサンプル数が小さく、医療福祉系 (N=46) のプラス効果はまだしも、芸術系 (N=12) のプラス効果はたまたま今回のデータセットにのみ、偶然に生じている可能性もある。ただし、そのような限定条件がつくにしても、芸術系学部についてプラス効果が確認されたことの意義は大きい。なぜなら、在籍学部の情報は学習目的の代理指標としての解釈が可能だからである。前述のリサーチクエスチョン③の説明でも言及している通り、医療福祉系学部は職業能力向上との結びつきの強い学習内容の代表格、芸術系は自己実現との結びつきが強い学習内容の代表格として想定されたものである。もちろん、その想定に合致しない学生もいるはずである。たとえば、「仕事にするつもりはなくとも人生 100 年時代を生き抜く教養の一環として福祉を学んでいる」(自己実現目的の医療福祉系学部在学者)、あるいは「モノ作りのプロを目指して芸術を学んでいる」(職能向上目的の芸術系学部在学者)、といったケースである。ただし、そのようなケースが主流であることはいずれの学部についても想定しがたいため、学習目的のひとつの代替指標として、上記の相関を想定することは妥当であろう。もちろん、芸術系と医療福祉系がそれぞれの代表としてふさわしいかどうかは別途、検討が必要であるが、残念ながら今回のデータにはその関連項目がないため、検証不能である。

その上で、社会人学生が大学に学ぶ目的としては前述の「教育・生涯学習に関する世論調査」(内閣府 2015) によって示されている通り、「自己実現」と「職能向上」がいわば二大目的である。そこで、ここではリサーチクエスチョンに示した通り、芸術系学部に学ぶ社会人大学生の主な学習目的は自己実現であり、医療福祉系学部で学ぶ社会人大学生の主な学習目的は職能向上であると仮定する<sup>4)</sup>。

そのような仮定に立つと、医療福祉系の学びが生活満足度に対してプラス効果を持つ一方、芸術系学部での学びが幸福度に対してプラス効果を持っていた事実は、非常に興味深いポイントである。生活満足度と幸福度はどちらもウェルビーイングの代表的な指標であるが、その意味するところは微妙に異なる。たとえばモデル 3 (表 10 および表 11) の固定効果モデルにおける各変数の係数を見ると、年齢 (生活満足度: .030/幸福度: .006, 以下同)、収入 (.011/.009) のプラス効果は生活満足度のほうが大きく、既婚ダミー (.197/.240) と子供有ダミー (.077/.162) のプラス効果と無業ダミー (-.124/-.132) のマイナス効果は幸福度のほうが大きい。これらのことから、生活満足度は生活の経済的・客観的な側面により強く影響を受け、幸福度は生活の情動的・主観的な側面により強く影響を受ける指標であることが考えられる。

上記の解釈に立てば、今回の分析結果は、(a) 職能向上に結び付きやすい医療福祉系学部への在籍は生活の経済的・客観的側面での展望により生活満足度を高め、(b) 自己実現に結び付きやすい芸術系学部への在籍は生活の情動的・主観的側面の充実により幸福度を

高める、という2つの傾向を示唆するものとみなすことができる。ここには重要な論点が含まれる。なぜならば、日本国内でのリカレント教育をめぐる昨今の議論は、前述の「人づくり革命 基本構想」について見た通り、(a)の視点、すなわち職能向上の側面を重視し、(b)の自己実現の側面を軽視するきらいがあったからである。

見方によっては、労働政策は職能向上（生産性向上）を優先して当然、という考え方もあるであろう。その点について考えるために、ここで厚生労働省における「就業面からのウェル・ビーイングの向上」とは何を指すかを確認しておこう。厚生労働省雇用政策研究会が2019年7月に発表した「雇用政策研究会報告書：人口減少・社会構造の変化の中で、ウェル・ビーイングの向上と生産性向上の好循環、多様な活躍に向けて」（p.1）には、脚注として以下の一節がある。

「就業面からのウェル・ビーイングの向上」とは、働き方を労働者が主体的に選択できる環境整備の推進・雇用条件の改善等を通じて、労働者が自ら望む生き方に沿った豊かで健康的な職業人生を送れるようになることにより、自らの権利や自己実現が保障され、働きがいを持ち、身体的、精神的、社会的に良好な状態になることを指す。

※下線筆者

つまり、「就業面からのウェル・ビーイングの向上」は職能向上を目指す取り組みに限定されるものではなく、むしろ「働き方を労働者が主体的に選択できる環境整備の推進・雇用条件の改善等」といった労働環境の向上を通じて、「自らの権利や自己実現が保障される状態を目指すものである」とされている。その上で、「就業面からのウェル・ビーイングの向上」に向けた具体的な支援内容の記述においては、「ライフステージに応じたりカレント教育の整備」として「何歳になっても学び直し、職場復帰、転職が可能となるリカレント教育の推進に向け、在職者が利用しやすいような夜間・土日の教育訓練コースや、オンラインを活用した学習サービスの提供等の環境整備を推進する必要がある」

（p.18、下線筆者）と、「学び直し」に向けた学習環境整備の必要性が改めて指摘されている。上記の記述を見る限りでは、「自己実現に向けた学び直し」が「職能向上に向けた学び直し」よりも低位に位置付けられる要素は見当たらない。しかし、実情としてはどうだろうか。

岩崎（2017）は「社会人の学び直し」について、一般には「社会人が再度大学等で学習することを広く指すもの」と広義で理解されているもの、関連する政策文書においてはより狭義に「少子高齢化や人口減少を見据えて働き手の確保や、技術の進展等に応じた職業人の再教育を意識したもの」となっていることを指摘する。岩崎はまた、現在の「学び直し」に至る政策の変遷を概観し、戦後の経済ナショナリズム下における「企業内教育」が石油ショックを契機とした経済的ナショナリズム崩壊後の「個人によるエンプロイアビリ

ティ獲得のための学習」へとシフトし、さらに昨今のグローバル経済下での「国による個人の学習環境整備」へと至った経緯を分析している。そして「学び直しを学習者の自主性に委ねることで、社会の変化に対応できる者とそうでない者に格差が生じる懸念がある」ことを指摘した上で、現在の「学び直し」政策が「教育界が推進してきた個人の自発性に基づく生涯学習」よりも「産業界から要請される再訓練や職業訓練」に重点を置くものとなっており、より幅広い層の学習機会確保等を視野に入れた「総合的政策としての制度設計が肝要」であると、改善の方向性を提言している（岩崎 2020: 13）。

本田（2020）もまた、現在の「学び直し」政策について「強迫性、不平等、偏向という負の側面」があると指摘する。「強迫性」は学び直しによる知識・スキルの獲得を無条件に良いものと見なし、そこに当てはまらない人間を排除する、能力主義的なあり方を指す。「不平等」はより多くの初期教育を受けた者がより多くの学び直しをする傾向により、学び直しが不平等をさらに拡大させる傾向を指す。「偏向」とは、学び直しの目的や内容などが、政府や企業の意図により偏りや制約を受けることを意味する。その上で本田は3点目の「偏向」について、政府の教育振興基本計画における「社会人の学び直し」がエリート正社員の経済的競争力の向上を主な目的としている、とする奥村（2019）の分析に言及し、そのような偏りが「学び直しという営みが本来含んでいる可能性を縮減してしまう」（本田 2020: 66）ことを懸念している。

筆者も岩崎（2020）および本田（2020）の懸念を共有するものである。「自己実現のための学び直し」よりも「職能向上のための学び直し」ばかりを重視する政策は、個人の権利としての「学び」の豊かさを損ない、「学び」を生産性レースに組み込まれた息苦しいものとしかねない。本研究において見出された「職能向上に結び付きやすい学びが生活満足度を高める可能性がある」という知見は、当然ながら重要なものである。しかし同様に、「自己実現に結び付きやすい学びが幸福度を高める可能性がある」という点もまた、「教育界が推進してきた個人の自発性に基づく生涯学習」（岩崎 2020）の文脈に照らせば、非常に重要な知見と言えるであろう<sup>9)</sup>。この点についての議論をさらに深めるためにも、今後、社会人学生の大学での学習内容に加え、その学習動機についてもより詳細な調査・分析の実施が望まれる。

最後に、本研究の限界性について述べておく。まず、サンプルサイズの問題がある。在籍学部の情報は Wave 4 にしかなく、とくに芸術系学部の在籍者（N=12）が少なかった。また、大学未満の学歴から大学在学への移行者（N=39）のサンプル数も十分とは言えない。在籍学部を学習目的の代理指標とした点に加え、職能向上と医療福祉系学部の組み合わせおよび自己実現と芸術系学部の組み合わせの妥当性についても、議論の余地がある。これらも含めて、今後の研究課題としたい。

## [注]

- 1) 「社会人大学生」に関する明確な定義は存在しない。文部科学省（2015a）では、「社会人の学びなおし」について25歳以上の高等教育機関への入学者数を国際比較している。また、大学・大学院への「社会人入学者数」における「社会人」については「職に就いている者（経常的な収入を得る仕事に現に就いている者）、経常的な仕事を得る仕事から既に退職した者、主婦・主夫を指す」と広義に定義している。一方、文部科学省（2015b）では25-50歳を調査対象とし、「社会人学生とは、特に職業に必要な能力の修得を求める社会人学生のことであり、在職者（正規・非正規を問わない）、求職者などを指しているため、趣味・教養のために学び直しを行っている学生は対象外」と、「職業」関連の学びに限定した狭義の定義を採用している。そのような状況を踏まえた上で、本研究では就業状況をコントロール変数に含めて分析していることもあり、各調査時点25歳以上であり、かつ、最終学歴を「大学在学中」とした回答者をすべて「社会人大学生」とみなす広義の定義を採用した。
- 2) 「大学院の社会人入学者数」「大学（学士課程）への社会人入学者数」「短期大学の社会人入学者数」「専修学校の入学者のうち就業している者」「履修証明制度（大学）」「履修証明制度（短大）」「科目等履修制度（大学）」「科目等履修制度（短大）」「専修学校の附帯事業」のすべてを含む数字である。
- 3) 1月の調査時点における「前年1年間」は前年の1~12月にあたり、日本の学校暦における年度とは一致しない。よって「前年1年間」の「在学」状況について前年1~3月の状況と4月以降の状況に解釈が分かれる可能性はあるが、多くの回答者は前年4月以降の在学状況（つまり回答時点の学校暦での在学状況）に読みかえて回答していると思われるため、この点は大きな問題ではないと思われる。ただし、学校暦で前期（前年4~9月）もしくは後期（10~3月）のどちらかのみ大学に在籍した場合、通年の状況として「在学」と回答すべきかどうかについて、回答に迷う可能性があることは否定できない。
- 4) 岩永（2009）は2009年当時の放送大学入学者について、2つの類型（①専門指向・大卒指向の若年層~壮年層と②余暇指向・教養指向の中老年層）へと分化しつつあることを指摘している。同様の2分化が近年の社会人大学生の状況としてどこまで一般化できるかは明らかではないが、少なくとも社会人大学生の2大類型として①職能向上・専門志向と②教養・自己実現志向を想定することは妥当であろう。
- 5) これは当然ながら、医療福祉系と芸術系以外の学びの価値が低いということではない。他の学部は職能向上目的と自己実現目的の社会人学生がそれぞれ高い比率で混在していることが考えられるため、それぞれの代表格とみなしにくい、ということに過ぎない。本研究の知見に基づけば、いずれの学部においても職能向上につながる学びは生活満足度を高めやすく、自己実現につながる学びは幸福度を高めやすいことが予想される。

## [謝辞]

二次分析にあたり、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センター SSJ データアーカイブから「全国就業実態パネル調査, 2016~2019」(リクルートワークス研究所) の個票データの提供を受けました。

## [参考文献]

- Kohler, G. J., Grawitch, M., Borchert, D., & Wirsing, R., 2009, "Dealing with the stress of college : A model for adult students," *Adult Education Quarterly*, 59: 246-263.
- NHK ニュース, 2017 年 6 月 24 日, 「新政策「人づくり革命」 有識者会議で検討へ 憲法改正の機運も狙いか」.
- 石原邦夫, 2000, 『家族と生活ストレス』放送大学教育振興会.
- 稲葉昭英, 1995, 「性差, 役割ストレイン, 心理的ディストレス—性差と社会的ストレスの構造」『家族社会学研究』(7): 93-104.
- 今津孝次郎, 加藤潤, 白山真澄, 田川隆博, 長谷川哲也, 林雅代, 2018, 「大学への社会人入学に関するニーズ: 一般市民への質問紙調査の結果から」『静岡大学教育実践総合センター紀要』(28): 220-231.
- 岩崎久美子, 2017, 「『社会人の学び直し』における放送大学の役割」『日本生涯教育学会年報』第 38 号, 日本生涯教育学会: 3-20.
- 岩崎久美子, 2020, 「「学び直し」に至る施策の変遷 (特集 学び直し)」日本労働研究雑誌 62(8): 4-14.
- 岩田考, 2015, 「「大学生」に関する総合的研究(2)大学生の生活満足度の規定要因: 全国 26 大学調査から」『桃山学院大学総合研究所紀要』40(2): 67-85.
- 岩永雅也, 2009, 「生涯学習社会における放送大学の役割」社会教育 64(9): 18-23.
- 内山淳子, 2017, 「大学における社会人の学び直しの現状と課題—通信制大学に焦点をあてて—」日本生涯教育学会『日本生涯教育学会年報』38: 21-38.
- 奥村旅人, 2019, 「「社会人の学び直し」に関する政策の現状と課題」『京都大学大学院教育学研究科紀要』65: 247-259.
- 喜多村和之, 1991, 「1990 年代の高等教育政策に関する比較的考察」『放送教育開発センター研究紀要』(5): 65-84.
- 厚生労働省雇用政策研究会, 2019, 「雇用政策研究会報告書: 人口減少・社会構造の変化の中で, ウェル・ビーイングの向上と生産性向上の好循環, 多様な活躍に向けて」.
- 佐々木俊一郎, 山根承子, マルデワ・グジェゴシュ, 布施匡章, 藤本和則, 2018, 「大学生の幸福度と学業に対する主観的評価: アンケート調査と学業データによる分析」『生活経済学研究』47(0): 83-99.

- 佐々木英和, 2020, 「政策としての「リカレント教育」の意義と課題 : 「教育を受け直す権利」を足がかりとした制度設計にむけて (特集 学び直し)」『日本労働研究雑誌』 62(8): 26-40.
- 人生 100 年時代構想会議, 2018, 「人づくり革命 基本構想」.
- 内閣府, 2015, 「教育・生涯学習に関する世論調査」(2015 年 12 月調査).
- 本田由紀, 2020, 「世界の変容の中での日本の学び直しの課題 (特集 学び直し)」『日本労働研究雑誌』 62(8): 63-74.
- 矢澤美香子, 野口普子, 前廣美保, 本多勇, 2018, 「ワーク・ライフ・インテグレーションの観点から考える大学通信教育課程の社会人学生における学びと精神的健康」『武蔵野大学しあわせ研究所紀要』(1): 94-110.
- 村橋陽三, 森田英嗣, 2015, 「放送大学の学習センターに自主的に通う高齢者学生にみる学び」『教育実践研究』(9): 7-20.
- 文部科学省, 2015a, 「社会人の学び直しに関する現状等について」大学等における社会人の実践的・専門的な学び直しプログラムに関する検討会 第 1 回配付資料.
- 文部科学省, 2015b, 「社会人の大学等における学び直しの実態把握に関する調査研究 報告書」.

# 男女の賃金格差の要因分解

## ——学歴の影響に注目して——

小池 裕子

(開智国際大学)

本稿では、Blinder-Oaxaca モデルによって、学歴別に男女の賃金格差を労働生産要素量の男女差と労働生産要素価格の男女差に分解した。その結果、得られた知見は以下の通りである。①学歴が上昇すると男女の賃金格差全体に占める要素価格の男女差（女性に対する価格差別）の割合は概ね減少する、②それは主として、女性の経験年数（外部経験年数と勤続年数）に対する労働市場の評価が高まるためである。女性は学歴の上昇に伴い、人的資本を蓄積できるような仕事に就けている可能性が示唆される。

### 1 本稿の目的と問題関心

本研究では、学歴に焦点をあてながら男女の賃金格差の要因分解を行う。男女の賃金格差の要因分解を行った先行研究は1990年代から存在するが、当時は女性の大卒者比率がさほど多くなかったこともあり、学歴の上昇と男女の賃金格差の関係はさほど詳細に議論されてこなかった。また、学歴に注目した研究であっても、当時の女性大卒者の標本数の制約から、高校卒 対 短大卒以上という比較的大まかな分類で男女の賃金格差の分析がなされていた。しかし、現在では、女性就労者における大卒者の比率が増えてきたこともあり、より詳細な分類による分析が可能になってきたと思われる。

では果たして女性の学歴が上昇すれば、男女の賃金格差は縮小するのだろうか。そして、もし縮小するなら、それはどのような要因が寄与しているのだろうか。本稿では、これらの問題関心に基づき、就労者の個票データを高校卒、短大・高専・専門学校卒、大学卒、大学院卒の4グループに分類し、学歴の上昇によって男女の賃金格差の傾向がどう変わっていくのかを概観する。そして、要因分解を通じてこれらの変化の理由に接近する。

本稿の構成は以下の通りである。続く第2章では先行研究のレビューを行い、仮説を設定する。第3章では分析の枠組みについて説明する。第4章では分析結果を提示し、考察を行う。そして、最後の第5章では本稿のまとめを行う。

### 2 先行研究のレビューと仮説の設定

本稿の分析を行うにあたって、まず、関連する先行研究のレビューを行う。男女の賃金格差の要因分解は一般的に、Blinder (1973) と Oaxaca (1973) によって提唱された Blinder-Oaxaca モデルが用いられることが多い。同モデルによれば、男女の賃金格差は、労働生産要素量の男女差と労働生産要素価格の男女差に分解される。後者は、同じ労働生産要素に対して男女で異なる価格付けがなされていることを意味し、差別に基づくものと



して解釈される。以下では、同モデルを用いた代表的な先行研究を概観する。

Blinder(1973)は、米国の労働者の賃金関数を男女別・人種別に推定し、各変数の平均値と係数を用いて、賃金格差を要素量の男女差と要素価格の男女差に分解した。その結果、白人男女の賃金格差は、その3分の1が要素量の男女差、3分の2が要素価格の男女差に起因すると報告している。また、Oaxaca(1973)も同様の手法で、白人男女、黒人男女の賃金格差の要因分解を行い、多くの部分が要素価格の男女差に起因すると報告している。

日本では、中田(1997)が1993年の『賃金構造基本調査』からパートを除く一般常用労働者を対象にBlinder-Oaxaca分解を行っている。その結果、男女の賃金格差は、その64.2%が要素量の男女差、35.8%が要素価格の男女差に起因すると報告している。また、後者の要素価格の男女差は、主として年齢という労働生産要素に対する労働市場の価格設定が男女で大きく異なることから発生すると指摘している。

野崎(2006)は2000年から2002年までの『日本版 General Social Surveys (JGSS)』の就労者のプールド・データを高校卒グループと短大卒以上のグループ<sup>1)</sup>の2つに分け、男女の賃金格差の要因分解を行った。その結果、高校卒グループでは、男女の賃金格差のうち、要素価格の男女差(女性に対する価格差別)は82.90%にのぼるのに対して、短大卒以上のグループでは、要素価格の男女差は33.18%まで縮小すると報告している(要素量の男女差はそれぞれ17.10%と66.82%)。

本稿では、年齢に対する労働市場の価格設定が性別によって大きく異なることを報告した中田の知見(1997)と学歴別の分析を行った野崎(2006)の手法に注目する。但し、年齢は一般に経験年数の代理指標ともなるが、勤続年数と重なり、多重共線性の問題を起こしやすい。また、女性の場合には育児退職等でブランク期間が発生することもあり、年齢が即、経験年数とも言い難く、解釈が難しい。そこで、本稿では年齢の代わりにブランク年数も加味した外部経験年数(計算式は3.2.2参照)を用いて、以下の仮説を設定した。

1. 学歴の上昇に伴い、男女の賃金格差全体に占める要素価格の男女差(女性に対する価格差別)の割合は減少する。

2. それは主として、女性の経験年数(外部経験年数や勤続年齢)に対する労働市場の評価が上昇するためである。

なお、先行研究の時代よりも現在では女性の大学進学率が上昇しており、より細かい学歴区分による分析が可能となっている。よって、本稿では、就労者の個票データを高校卒、専門学校・短大・高専卒、大学卒、大学院卒の4つのグループに分けて、学歴の上昇と賃金格差の関係を検討していく。

### 3 分析の枠組み

本章では、第2章で設定した仮説を検証するための分析の枠組みについて述べる。

#### 3.1 使用データの概略

本稿の分析に使用するのには、リクルートワークス研究所が2019年1月に実施した「全国就業実態パネル調査、2019」の個票データである。同調査は、調査前年1年間の個人の就業状態等を把握するためにリクルートワークス研究所が2016年から毎年実施しているパネル調査であるが、本分析では2019年の単年度のデータを使用した。

分析対象者は、組織や企業に勤める60歳未満で週5日以上勤務の常用労働者（役員を含む）である。従属変数に前年1年間の年収を用いたため、勤続年数は1年以上の者とした。また、就労しながら何らかの教育機関に在学中である者は除いた。なぜなら本稿で注目する学歴の解釈が複雑になるためである。

#### 3.2 Mincer 型の賃金関数

##### 3.2.1 モデル

男女の賃金格差の要因分解に先立ち、Mincer 型の賃金関数<sup>2)</sup>を推定した。Mincer 型賃金関数は所得の自然対数値を従属変数に、勤続年数や教育年数を独立変数とする線形関数であり、次式で表される。

$$\ln W = \alpha + \Sigma BX + u$$

$\alpha$  は定数項、 $W$  は所得、 $X$  は独立変数、 $u$  は平均0、分散一定を仮定した誤差項

独立変数には、仮説2の検証で注目すべき変数（外部経験年数、勤続年数）と先行研究で代表的に使用されている統制変数（中3時の成績、学歴、家族の状況、職種、業種、企業規模、地域）を使用した。さらに、本稿では学歴別に分析するため、専門学校・短大・高専卒業グループでは各学校種、大学卒以上のグループでは各自の専攻、大学院卒グループでは博士号の有無をダミー変数化し、統制変数に加えた。また、各グループの男女計では女性を1とする女性ダミーを加えている。変数の操作化については次項3.2.2を、記述統計量については文末の付属資料1-1, 1-2をご参照されたい。

##### 3.2.2 変数の操作化

従属変数は2018年の年収の自然対数値を使用している。独立変数の定義は以下の通りである。

###### (1) 注目変数

- ・外部経験年数とその二乗項：

外部経験年数は以下の式で算出した。

$$\text{外部経験年数} = \text{年齢} - (\text{教育年数} + \text{勤続年数} + \text{ブランク年数}) - 6$$

前述の通り、先行研究では年齢が用いられていたが、年齢は勤続年数と重なり、多重共線性の問題を引き起こす可能性があったため、本分析では外部経験年数を用いた<sup>3)</sup>。

・勤続年数（内部経験年数）とその二乗項：

現在の勤務先への入社年月から 2018 年 12 月分までを算出したもの。企業内の熟練度を表す。

## (2) 統制変数

・中3時の成績ダミー：

調査項目にある「中学3年生の頃の成績」で「上のほう」と「やや上のほう」を1とするダミー変数。潜在能力の代理指標として用いた。

・学校種ダミー（短大・高専・専門学校グループで使用）：短大卒（基準）、高専卒、専門学校卒の3つのダミー変数を作成した。

・院博士ダミー（大学院卒グループで使用）：

院卒者のうち、博士号取得者を1、それ以外を0とするダミー変数

・専攻ダミー（大学卒グループ、院卒グループで使用）：人文科学、社会科学、医歯薬、その他理系、その他（基準）の5つのダミー変数を作成した。

・正社員ダミー：正社員を1、非正社員を0とするダミー変数

・役職者ダミー：係長以上の役職にある者を1、一般社員を0とするダミー変数

・職種ダミー：労務・工作、保安公務、専門技術（研究開発職、医師・薬剤師、高度専門職、教員、その他専門技術）、その他職種（基準）を作成した。専門技術を細かく分類した理由は、院卒者にこれらの職種の者が多いためである。その他職種には事務・管理・営業等が含まれる。

・業種ダミー：製造業、運輸通信、サービス、金融保険不動産、教育学習支援、その他産業（基準）、公務の7つのダミー変数を作成した。

・企業規模ダミー：小企業（基準、従業員数100人未満）、中企業（従業員数100人以上1000人未満）、大企業（従業員数1000人以上）、官公庁の4つのダミー変数を作成した。

・地域ダミー：北海道（基準）、東北、関東、中部、近畿、中国・四国、九州沖縄の7つのダミー変数を作成した。

・有配偶ダミー：現在結婚している者を1、それ以外を0とするダミー変数。現在の家族の影響を見るために採用している。よって、配偶者と離死別した者は現在結婚している者には含まない。

・有子ダミー：子どものいる者を1、それ以外を0とするダミー変数。

### 3.3 Blinder-Oaxaca 分解

次に、賃金関数の推定に用いた独立変数の平均と推定結果から得られた係数を用いて、男女の賃金格差を労働生産要素量の男女差と労働生産要素価格の男女差に分解した。具体的な手順は以下の通りである。

まず、男女の平均賃金差を(A) 労働生産要素の男女差に基づく部分<sup>4)</sup>と(B) 要素単位当たりの価格(要素単価)の男女差に基づく部分<sup>5)</sup>に分解する。これを式で表すと以下のようになる。

$$\begin{aligned} \ln Y_m - \ln Y_f &= \sum B_m X_m - \sum B_f X_f \\ &= \sum B_m (X_m - X_f) + \sum (B_m - B_f) X_f \end{aligned}$$

ここで  $\ln Y_m$ ,  $\ln Y_f$  は平均賃金の自然対数値 ( $m$  は男性,  $f$  は女性),  
 $B_m$ ,  $B_f$  は賃金関数から得られた係数(要素単価)の推定値,  
 $X_m$ ,  $X_f$  は賃金関数で用いた独立変数(要素量)の平均値

$\sum B_m (X_m - X_f)$  の部分は、(勤続年数やその他の)労働要素量の男女差によって説明できる部分であり、(A)に該当する。それに対して、 $\sum (B_m - B_f) X_f$  の部分は労働要素量が仮に男女で同一だったとしても、要素価格が男女で異なるために生じる部分であり、(B)に該当する。そして、Blinder-Oaxaca 分解を行った研究の多くは、この(B)を「性別に基づく差別による部分」として解釈している。

しかしながら、この方法では、ウェイトを男女どちらにつけるかによって結果が異なってくるという問題も発生する<sup>6)</sup>。そこで、男女間に賃金差別がないと仮定されるような労働市場で推定された  $B'$  が必要となる。例えば、Newmark (1998) は男女全体の標本を用いて推定した賃金関数の係数を  $B'$  とみなすことを提案しているが、今日では古典的な Blinder-Oaxaca モデルの修正版として Newmark 方式が一般的になっている。この  $B'$  を介在させると、前頁の式は以下のようになる。

$$\ln Y_m - \ln Y_f = \sum B' (X_m - X_f) + \sum (B_m - B') X_m + \sum (B' - B_f) X_f$$

ここで、右辺の第一項は男女共通の評価を表す  $B'$  と男女の個人的な属性の差異を乗じたものとなるため、要素量の男女差を示す((A)に該当)。右辺の第二項は差別がないと仮定された労働市場と現実には男性が受ける overpayment の差を、第三項は差別がないと仮定された労働市場と現実には女性が受ける underpayment の差を示す。そしてこれら第二項と第三項は要素価格の男女差となる((B)に該当)。

## 4 Blinder-Oaxaca 分解の結果と考察

本章では、第2章で設定した仮説の検証を行う。

### 4.1 仮説1の検証

仮説1の検証に当たって、賃金関数の推定に用いた独立変数の平均（文末の付属資料 1-1, 1-2）と賃金関数の推定結果から得られた係数（文末の付属資料 2-1, 2-2）に基づき、学歴別に男女の賃金格差を(A)労働生産要素量の男女差と(B)労働生産要素価格の男女差に分解した。要因分解結果は次節4.2の各項(4.2.1-4.2.4)に掲げる表1~4をご参照されたい。これらの表から男女の賃金格差における労働生産要素価格の男女差の割合をまとめると図1のようになる。

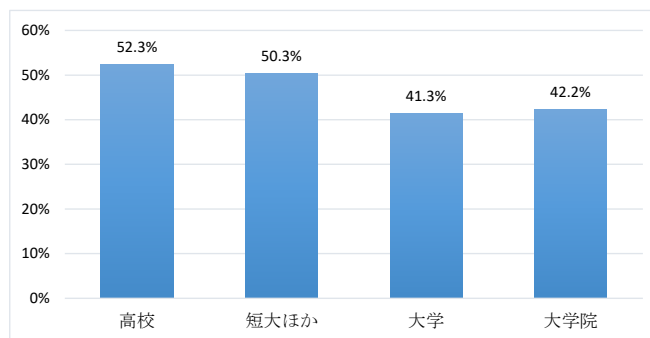


図1 男女の賃金格差における労働生産要素価格の男女差の割合（学歴別）

男女の賃金格差における要素価格の男女差の割合は、高校卒、専門学校・短大・高専卒、大学卒と学歴が上昇するにつれて、52.3%から50.3%、そして41.3%へと縮小している。大学院卒では42.2%とほんのわずかにリバウンドするものの、高校卒、専門学校・短大・高専卒よりは大きく改善していることから、仮説1は概ね支持されたとと言えるのではないかと考えられる。

### 4.2 仮説2の検証

次に、仮説2の検証のために、学歴ごとの男女の賃金格差の要因分解結果を概観し、要素価格の男女差（女性に対する価格差別）の減少理由を探っていく。

#### 4.2.1 高校卒グループ

高校卒グループを対象に男女の賃金格差の要因分解を行った結果は表1の通りである。それでは、上から順にみてみよう。

##### (1) 注目変数に関する要因

外部経験年数は、要素量・要素価格ともに男女でさほど大きな差は見られない。勤続年数は、要素量ではさほどの差はないが、要素価格では男性が高く、女性が低く評価されており、男女の格差拡大要因となっている。

表1 賃金格差の要因分解（高校卒）

			高校卒								
			要素量		男性が高く 評価されている 要素価格		女性が低く 評価されている 要素価格		説明 されない 要素価格		総合計
			$(X_m - X_f)$	$\beta'$	$X_m$	$(\beta_m - \beta_f)$	$X_f$	$(\beta_f - \beta_f)$	$Const_m - Const_f$		
外部経験年数			0.001	0.1%	0.001	0.1%	0.000	0.0%			
勤続年数			0.003	0.5%	0.051	8.7%	0.061	10.2%			
中3成績			-0.001	-0.2%	0.003	0.5%	-0.001	-0.2%			
学校種（専門短大高専のみ）	専門		—	—	—	—	—	—			
（基準：短大）	高専		—	—	—	—	—	—			
学歴（院卒のみ）	博士		—	—	—	—	—	—			
専攻（大卒以上）	人文科学		—	—	—	—	—	—			
	社会科学		—	—	—	—	—	—			
	医歯薬		—	—	—	—	—	—			
	その他理系		—	—	—	—	—	—			
正社員			0.149	25.0%	-0.027	-4.5%	0.018	3.0%			
役職者			0.069	11.6%	-0.011	-1.8%	-0.002	-0.3%			
職種	専門・技術	研究開発職	0.001	0.2%	0.000	-0.1%	0.000	0.0%			
（基準：その他職種）		医師・薬剤師	—	—	—	—	—	—			
		高度専門職	0.000	0.0%	0.000	0.0%	0.000	0.0%			
		教員	—	—	—	—	—	—			
		その他専門技術	0.000	0.0%	-0.004	-0.7%	-0.004	-0.7%			
	労務・工作		-0.010	-1.6%	-0.006	-1.0%	-0.001	-0.2%			
	警察官・自衛官		0.001	0.2%	0.000	-0.1%	0.000	-0.1%			
業種		製造業	0.003	0.5%	-0.001	-0.2%	0.000	0.1%			
（基準：その他産業）		情報通信業	0.004	0.7%	-0.001	-0.2%	0.003	0.5%			
		サービス	0.013	2.2%	-0.005	-0.9%	-0.009	-1.5%			
		金融保険不動産	0.001	0.2%	0.000	0.0%	-0.004	-0.7%			
		教育学習支援	0.000	0.0%	0.000	-0.1%	-0.001	-0.1%			
		公務	0.000	0.0%	-0.007	-1.2%	-0.006	-0.9%			
規模		中企業	-0.001	-0.2%	0.000	0.0%	0.006	1.0%			
（基準：小企業）		大企業	0.015	2.5%	0.006	1.0%	0.016	2.7%			
		官公庁	0.017	2.8%	0.007	1.1%	0.009	1.4%			
地域		東北	0.001	0.1%	0.002	0.3%	0.001	0.2%			
（基準：北海道）		関東	0.007	1.2%	0.003	0.5%	0.001	0.1%			
		中部	0.000	-0.1%	0.004	0.6%	0.003	0.4%			
		近畿	0.001	0.1%	0.003	0.4%	0.003	0.4%			
		中国・四国	0.000	0.0%	0.003	0.5%	0.003	0.4%			
		九州沖縄	0.000	0.1%	0.001	0.2%	0.001	0.2%			
家族			0.011	1.8%	0.059	10.0%	0.098	16.4%			
計			0.284	47.7%	0.079	13.3%	0.192	32.3%	0.039	6.6%	0.594
男女の賃金格差に占める割合			47.7%		52.3%						100.0%

(2) 統制変数に関する要因

中3時の成績は、個人の潜在能力の代理指標であるが、要素量・要素価格ともに男女でさほど大きな差はない。なお、この傾向は大卒までほぼ同様であるが、院卒になると女性が高評価に転ずる。

正社員と役職者は、要素量では男性の方が非常に多いが、要素価格では男性はさほど評価されていない。

職種は、要素量・要素価格ともに男女でさほど大きな差はない。

業種は、要素量ではサービス業で若干の男女差がある。要素価格ではサービス業で女性が若干高く評価されている。

規模は、要素量では大企業と官公庁で若干の男女差がある。要素価格では大企業で女性が若干低く評価されている。

地域は、要素量・要素価格ともに男女でさほど大きな差はない。

家族の状況(既婚か子どもがいるか否か)は、要素量では男女でさほど大きな差はないが、要素価格では男性が高く、女性が低く評価されている。その理由は世帯主に支払われる扶養家族手当の関係であると推察される<sup>7)</sup>。

### (3) 全体像の概観

以上をまとめると、男女の格差拡大要因として大きいものは、要素量では、正社員(全体の25.0%)と役職(11.6%)、要素価格では、勤続年数(8.7%+10.2%)と家族(10.0%+16.4%)であった。特に勤続年数の要素価格における男女差(性別による評価の違い)は正社員の要素量の男女差に次いで2番目に大きな格差拡大要因となっている。

これらに加えて、説明されない要素価格(男女間の定数項<sup>8)</sup>の差)で男性の方にプレミアム(6.6%)がついている。全体では、男女の賃金格差(自然対数値で0.594)に占める割合は、要素量の男女差が47.7%(自然対数値で0.284)、要素価格の男女差が52.3%(自然対数値で0.310)となった。

## 4.2.2 専門・短大・高専卒グループ

次に、専門・短大・高専卒グループを対象に男女の賃金格差の要因分解を行った結果は表2の通りである。

### (1) 注目変数に関する要因

外部経験年数は、要素量・要素価格ともに男女でさほど大きな差は見られない。一方、勤続年数は、要素量ではさほどの差はないが、要素価格では女性が評価されるようになる点が高校卒グループと異なる。

### (2) 統制変数に関する要因

中3時の成績は、要素量・要素価格ともに男女でさほど大きな差はなく、高校卒グループと傾向は同様である。

正社員は、要素量では男性の方が非常に多い。しかし、要素価格では男性は低く評価されており、名ばかり正社員である可能性もある。

役職者は、要素量では男性の方が非常に多い。しかし、要素価格では男性は若干低く評価されている。

職種は、その他専門技術では男性が低く評価、女性が高く評価されており、男女の格差は正要因となっている。

表2 賃金格差の要因分解（専門・短大・高専卒）

			専門・短大・高専							総合計	
			要素量		男性が高く評価されている要素価格		女性が低く評価されている要素価格		説明されない要素価格		
			$(X_m - X_f) \beta'$		$X_m (\beta_m - \beta')$		$X_f (\beta' - \beta_f)$		$Const_m - Const_f$		
外部経験年数			0.004	0.8%	0.000	0.0%	-0.003	-0.8%			
勤続年数			0.000	0.0%	0.002	0.4%	-0.024	-5.4%			
中3成績			-0.004	-0.8%	0.002	0.5%	-0.002	-0.4%			
学校種（専門短大高専のみ）	専門		0.001	0.2%	-0.036	-8.1%	0.000	0.0%			
（基準：短大）	高専		0.009	2.1%	-0.005	-1.2%	0.000	0.1%			
学歴（院卒のみ）	博士		—	—	—	—	—	—			
専攻（大卒以上）	人文科学		—	—	—	—	—	—			
	社会科学		—	—	—	—	—	—			
	医歯薬		—	—	—	—	—	—			
	その他理系		—	—	—	—	—	—			
正社員			0.123	27.3%	-0.062	-13.7%	0.016	3.5%			
役職者			0.065	14.5%	-0.013	-2.9%	0.001	0.2%			
職種	専門・技術	研究開発職	0.002	0.4%	-0.002	-0.5%	-0.001	-0.2%			
（基準：その他職種）	医師・薬剤師		—	—	—	—	—	—			
	高度専門職		0.000	0.0%	0.000	-0.1%	0.000	-0.1%			
	教員		-0.002	-0.5%	0.000	-0.1%	-0.001	-0.2%			
	その他専門技術		0.001	0.2%	-0.024	-5.2%	-0.021	-4.7%			
	労務・工作		-0.013	-2.9%	-0.002	-0.5%	0.003	0.7%			
	警察官・自衛官		0.001	0.3%	0.000	-0.1%	0.000	0.0%			
業種		製造業	0.001	0.3%	0.002	0.5%	0.003	0.8%			
（基準：その他産業）	情報通信業		0.004	1.0%	-0.002	-0.4%	-0.001	-0.2%			
	サービス		0.006	1.4%	-0.012	-2.7%	-0.007	-1.5%			
	金融保険不動産		0.000	0.0%	0.000	0.0%	-0.001	-0.2%			
	教育学習支援		0.001	0.3%	0.000	0.1%	0.001	0.1%			
	公務		0.001	0.1%	-0.008	-1.7%	-0.001	-0.3%			
規模		中企業	0.004	0.8%	-0.008	-1.7%	-0.004	-0.9%			
（基準：小企業）	大企業		0.004	1.0%	-0.001	-0.1%	0.002	0.4%			
	官公庁		0.002	0.4%	0.007	1.6%	0.002	0.4%			
地域		東北	0.001	0.3%	0.001	0.2%	0.000	0.1%			
（基準：北海道）	関東		0.004	0.9%	0.015	3.3%	0.007	1.5%			
	中部		0.000	0.0%	0.007	1.6%	0.004	0.9%			
	近畿		0.000	-0.1%	0.006	1.3%	0.006	1.3%			
	中国・四国		0.001	0.3%	0.003	0.7%	0.002	0.5%			
	九州沖縄		0.001	0.1%	0.003	0.7%	0.003	0.7%			
家族			0.006	1.2%	0.089	19.9%	0.065	14.5%			
計			0.223	49.7%	-0.037	-8.2%	0.049	11.0%	0.214	47.5%	0.450
男女の賃金格差に占める割合			49.7%		50.3%						100.0%

業種は、サービス業で男性は低評価、女性は若干の高評価であり、公務では男性は若干の低評価となっている。

規模は、要素価格では男性が中企業で若干の低評価、官公庁で若干の高評価となっている。

地域は、要素量では男女でさほど大きな差はないが、要素価格では、関東で男性が高く、女性が若干低く評価されている。



家族の状況は、要素量では男女でさほど大きな差はない。要素価格では男性が高く、女性が低く評価されており、この傾向は高校卒グループと同様である。

### (3) 全体像の概観

以上をまとめると、男女の格差拡大要因として大きいものは、要素量では、正社員（全体の27.3%）と役職者（14.5%）、要素価格では、家族（19.9%+14.5%）であり、高校卒グループと類似の傾向を示している。一方、勤続年数は要素価格では格差是正要因（0.4%-5.4%）に転じており、高校卒グループとは全く異なる様相を呈している（高校卒グループでは格差拡大要因）。

これらに加えて、説明されない要素価格（男女間の定数項の差）で男性の方に大きなプレミアム（47.5%）がついている。全体では、男女の賃金格差（自然対数値で0.450）に占める割合は、要素量の男女差が49.7%（自然対数値で0.223）、要素価格の男女差が50.3%（自然対数値で0.227）となり、高校卒グループの52.3%より、若干の改善を見せている。

## 4.2.3 大学卒グループ

次に、大学卒グループを対象に男女の賃金格差の要因分解を行った結果は表3の通りである。

### (1) 注目変数に関する要因

外部経験年数は、要素量・要素価格ともに男女でさほど大きな差はない。一方、勤続年数は、要素量の男女差が4グループ中、最も高い。かつて女性の大学進学率は男性ほど高くなかったこともあり、就労者における大卒女性は比較的若年層になりがちであるが、これが勤続年数に影響を及ぼしているためと思われる。しかし、勤続年数の要素価格では、高校卒、専門学校・短大・高専卒グループよりも女性の評価が高くなっている<sup>9)</sup>（大学院グループではその傾向がさらに顕著となる）。

### (2) 統制変数に関する要因

中3時の成績は、要素量・要素価格ともに男女でさほど大きな差はない。

大学の専攻は人文科学系に女性が多いという要素量の男女差はあるが<sup>10)</sup>、要素価格の男女差はさほど大きくはない。

正社員と役職者は、要素量では男性の方が非常に多いが、要素価格では男性はさほど評価されていない。

職種は、要素価格ではその他専門技術職で女性が若干高く評価されている。

業種、規模、地域では、要素量・要素価格ともに男女でさほど大きな差はない。

家族の状況は、要素量では男性の方が多い。大学卒グループでは女性の方が家族を形成しづらいことが反映されている<sup>11)</sup>。要素価格では男性が高く、女性が低く評価されており、この傾向は他のグループと同様である。

### (3) 全体像の概観

以上をまとめると、男女の格差拡大要因として大きいものは、要素量では、勤続年数（全体の8.3%）、正社員（25.5%）と役職者（17.4%）、要素価格では、家族（9.9%+17.0%）であった。これらのうち、正社員と役職者の要素量や家族の要素価格が大きい点は前述の2グループと同じである。一方、勤続年数の要素価格は、専門・短大・高専グループと同様。男女の格差是正要因（4.1%-8.4%）となっている。

表3 賃金格差の要因分解（大学卒）

			大学卒グループ								総合計
		要素量	男性が高く評価されている要素価格		女性が低く評価されている要素価格		説明されない要素価格				
		$(X_m - X_f) \beta'$	$X_m (\beta_m - \beta')$		$X_f (\beta' - \beta_f)$		$Const_m - Const_f$				
外部経験年数		0.003	0.6%	-0.001	-0.2%	-0.001	-0.1%				
勤続年数		0.042	8.3%	0.021	4.1%	-0.043	-8.4%				
中3成績		-0.008	-1.5%	0.004	0.7%	0.010	2.0%				
学校種（専門短大高専のみ）	専門	—	—	—	—	—	—				
（基準：短大）	高専	—	—	—	—	—	—				
学歴（院卒のみ）	博士	—	—	—	—	—	—				
専攻（大卒以上）	人文科学	0.011	2.2%	0.002	0.3%	-0.005	-0.9%				
	社会科学	0.001	0.2%	0.003	0.5%	-0.002	-0.5%				
	医歯薬	-0.007	-1.4%	0.000	0.0%	0.002	0.3%				
	その他理系	0.001	0.2%	0.003	0.5%	-0.002	-0.4%				
正社員		0.131	25.5%	-0.027	-5.3%	0.017	3.4%				
役職者		0.089	17.4%	-0.012	-2.3%	0.001	0.2%				
職種	専門・技術										
	研究開発職	0.001	0.1%	0.000	0.0%	0.000	0.1%				
（基準：その他職種）	医師・薬剤師	-0.005	-1.0%	0.000	0.1%	-0.001	-0.3%				
	高度専門職	0.001	0.1%	0.000	0.0%	0.000	0.0%				
	教員	-0.003	-0.5%	-0.004	-0.7%	-0.008	-1.6%				
	その他専門技術	0.000	0.0%	-0.004	-0.8%	-0.013	-2.6%				
	労務・工作	-0.011	-2.1%	-0.001	-0.3%	-0.003	-0.6%				
	警察官・自衛官	0.002	0.3%	0.000	-0.1%	0.000	-0.1%				
業種											
	製造業	0.004	0.7%	0.000	-0.1%	0.000	0.1%				
（基準：その他産業）	情報通信業	0.001	0.2%	-0.001	-0.2%	-0.002	-0.4%				
	サービス	0.008	1.6%	-0.002	-0.3%	-0.001	-0.1%				
	金融保険不動産	-0.001	-0.3%	0.002	0.4%	0.004	0.8%				
	教育学習支援	0.000	0.1%	0.003	0.6%	0.007	1.3%				
	公務	0.001	0.3%	0.003	0.6%	0.002	0.4%				
規模											
	中企業	0.000	0.0%	-0.002	-0.5%	-0.001	-0.2%				
（基準：小企業）	大企業	0.004	0.7%	-0.001	-0.1%	0.002	0.4%				
	官公庁	0.006	1.2%	-0.004	-0.8%	-0.003	-0.6%				
地域											
	東北	0.000	0.0%	0.001	0.1%	0.000	-0.1%				
（基準：北海道）	関東	0.002	0.4%	0.003	0.7%	0.002	0.4%				
	中部	0.000	0.0%	0.001	0.2%	-0.002	-0.3%				
	近畿	0.000	0.0%	0.001	0.2%	0.002	0.4%				
	中国・四国	0.000	0.0%	0.002	0.5%	0.003	0.6%				
	九州沖縄	0.002	0.3%	0.003	0.5%	0.005	0.9%				
家族		0.025	4.9%	0.051	9.9%	0.087	17.0%				
計		0.301	58.7%	0.042	8.2%	0.058	11.3%	0.112	21.8%	0.512	
男女の賃金格差に占める割合		58.7%		41.3%						100.0%	

これらに加えて、説明されない要素価格（男女間の定数項の差）で男性の方にプレミアム（21.8%）がつくものの、勤続年数の要素価格における格差是正への貢献もあり、要素価格の男女差の割合は41.3%（自然対数値で0.186）まで縮小する。

全体では、男女の賃金格差（自然対数値で0.512）に占める割合は、要素量の男女差が58.7%（自然対数値で0.301）、要素価格の男女差が41.3%（自然対数値で0.211）となっている。

#### 4.2.4 大学院卒グループ

最後に、大学院卒グループを対象に男女の賃金格差の要因分解を行った結果は表4の通りである。

##### （1）注目変数に関する要因

外部経験年数は、要素量では男女でさほど大きな差はないが、要素価格では女性が若干評価されやすくなっている。勤続年数は、要素量の男女差が4グループ中、大学卒グループに次いで高い。大学・大学院へ進学した女性は比較的若い世代に多いため、それが勤続年数の短さに関係していると思われる。一方、要素価格では、専門・短大・高専卒グループから女性の評価がプラスに転じ、大学グループではその度合いが拡大したが<sup>12)</sup>、大学院卒グループではさらにその傾向が強まり、最大の格差是正要因となっている。

##### （2）統制変数に関する要因

中3時の成績は潜在能力の代理指標であるが、要素量では男女で大きな差はない。一方、要素価格では、女性が非常に高く評価されているが、こうした傾向は他の3グループとは異なる。

博士号は、要素量・要素価格ともに大きな男女差はない。

専攻は、要素量では人文科学系に女性が多い<sup>13)</sup>。要素価格では人文科学で女性が低く評価され、社会科学、医歯薬、その他理系では女性が高く評価されている。

正社員は、要素量では男性の方が多く、この傾向は4グループ中、最も顕著である。要素価格では男性が高く、女性が低く評価されており、要素量・要素価格ともに格差拡大要因となっている。

役職者は、要素量では男性の方が非常に多いが、要素価格では女性が若干高く評価されている。

職種は、要素価格では、研究開発職と教員で女性が高く評価され、医師・薬剤師で女性が低く評価されている。

業種は、要素量ではサービス業に女性が多い<sup>14)</sup>。要素価格では、教育学習支援業で女性の評価が高いが、金融保険不動産業と公務で女性の評価が低い。

規模は、要素量では大企業に男性が多い。要素価格では、中企業、官公庁で女性の評価が高い。

地域は、要素量にはさほど大きな男女差はないが、要素価格では女性が東北、関東、中部で高く評価されている。

家族の状況は、要素量では男性の方が多い。この傾向は大学卒グループと比べてさらに拡大しており、学歴が高くなるほど女性は家族を形成しづらくなる可能性が示唆される<sup>15)</sup>。なお、要素価格では男性が高く、女性が低く評価される傾向は、他のグループと同様である。

### (3) 全体像の概観

大学院卒グループは、他のグループよりも、専攻、業種、規模、地域等で要素価格の強弱の差が大きい。それは、①もともと他のグループよりも大学院卒グループの標本数が少ない、②専攻から地域まで細かくカテゴリー化しているため、各カテゴリーに該当する標本数がさらに減る等の理由により、数値が変動しやすくなっているためと思われる。そこで以下では、まとめとして特にインパクトの強いもののみを取り上げる。

男女の格差拡大要因として大きいものは、要素量では、正社員 (28.9%)、役職 (12.3%)、小企業と比較して大企業に勤めること (10.6%) であり、要素価格では、正社員 (7.2%+18.7%)、その他産業と比較して公務につくこと (1.6%+8.7%)、家族 (2.5%+11.1%) である。一方、格差是正要因としては、要素価格では、勤続年数 (-2.2%-32.7%)、小企業と比較して官公庁に勤めること (-1.6%-10.1%)、北海道と比較して関東で働くこと (-1.3%-9.2%) 等である。これらのうち、勤続年数の要素価格は専門・短大・高専卒グループから男女の格差是正要因に転じているが、大学院卒グループではさらにその傾向が強まっており、最大の格差是正要因となっている。

しかしながら、説明されない要素価格 (男女間の定数項の差) で男性の方につくプレミアムは4グループ中、最大の79.6%となっている。よって、勤続年数の要素価格における格差是正効果は大きいものの、説明されない要素価格で男性に対するプレミアムが上昇したことから、要素価格の男女差の割合は42.2%となった。その結果、大学卒グループの要素価格の男女差の割合41.3%よりもほんの僅かにリバウンドしている。

全体では、男女の賃金格差(自然対数値で0.401)に占める割合は、要素量の男女差が57.8%(自然対数値で0.232)、要素価格の男女差が42.2%(自然対数値で0.169)となっている。

表 4 賃金格差の要因分解（大学院卒）

			大学院卒グループ								
			要素量		男性が高く評価されている要素価格		女性が低く評価されている要素価格		説明されない要素価格		総合計
			$(X_m - X_f) \beta'$		$X_m (\beta_m - \beta')$		$X_f (\beta' - \beta_f)$		$Const_m - Const_f$		
外部経験年数			0.001	0.3%	-0.004	-0.9%	-0.011	-2.6%			
勤続年数			0.017	4.2%	-0.009	-2.2%	-0.131	-32.7%			
中3成績			-0.001	-0.3%	-0.004	-1.0%	-0.033	-8.2%			
学校種（専門短大高専のみ）	専門		—	—	—	—	—	—			
（基準：短大）	高専		—	—	—	—	—	—			
学歴（院卒のみ）	博士		0.000	-0.1%	-0.001	-0.3%	-0.001	-0.2%			
専攻（大卒以上）	人文科学		0.011	2.6%	0.003	0.8%	0.016	4.1%			
	社会科学		-0.003	-0.8%	0.001	0.2%	-0.009	-2.1%			
	医歯薬		-0.004	-0.9%	-0.001	-0.3%	-0.014	-3.6%			
	その他理系		0.003	0.6%	-0.002	-0.4%	-0.013	-3.3%			
正社員			0.116	28.9%	0.029	7.2%	0.075	18.7%			
役職者			0.049	12.3%	-0.003	-0.7%	-0.013	-3.1%			
職種	専門・技術	研究開発職	-0.002	-0.5%	-0.001	-0.3%	-0.011	-2.6%			
（基準：その他職種）		医師・薬剤師	-0.002	-0.4%	0.002	0.4%	0.012	3.1%			
		高度専門職	-0.001	-0.2%	0.001	0.2%	0.003	0.7%			
		教員	-0.005	-1.2%	0.000	0.1%	-0.016	-4.1%			
		その他専門技術	-0.002	-0.6%	0.000	0.0%	0.003	0.7%			
	労務・工作		-0.009	-2.2%	0.001	0.2%	0.004	1.1%			
	警察官・自衛官		-0.002	-0.4%	0.000	-0.1%	-0.001	-0.3%			
業種		製造業	-0.007	-1.8%	0.006	1.4%	0.007	1.8%			
（基準：その他産業）		情報通信業	0.003	0.7%	0.001	0.4%	0.000	0.1%			
		サービス	0.014	3.5%	0.002	0.5%	-0.005	-1.3%			
		金融保険不動産	0.000	-0.1%	0.003	0.7%	0.012	3.1%			
		教育学習支援	0.001	0.2%	-0.004	-0.9%	-0.026	-6.4%			
		公務	0.004	1.0%	0.007	1.6%	0.035	8.7%			
規模		中企業	-0.018	-4.6%	0.001	0.2%	-0.014	-3.5%			
（基準：小企業）		大企業	0.043	10.6%	0.006	1.5%	0.002	0.5%			
		官公庁	-0.006	-1.6%	-0.006	-1.6%	-0.041	-10.1%			
地域		東北	0.002	0.5%	-0.001	-0.3%	-0.015	-3.7%			
（基準：北海道）		関東	0.000	0.1%	-0.005	-1.3%	-0.037	-9.2%			
		中部	-0.002	-0.4%	-0.003	-0.7%	-0.016	-3.9%			
		近畿	0.000	-0.1%	0.001	0.2%	0.005	1.2%			
		中国・四国	0.000	0.0%	-0.001	-0.3%	-0.003	-0.6%			
		九州沖縄	0.006	1.5%	0.004	0.9%	0.006	1.5%			
家族			0.027	6.8%	0.010	2.5%	0.045	11.1%			
計			0.232	57.8%	0.032	7.9%	-0.182	-45.3%	0.319	79.6%	0.401
男女の賃金格差に占める割合			57.8%		42.2%						100.0%

#### 4.2.5 仮説2の検証のまとめ

以上、学歴グループごとに、男女の賃金格差の要因分解を行った。その結果、高校卒グループでは、勤続年数の要素価格の男女差は大きい（男性は高く、女性は低く評価されているが）、この傾向は専門・短大・高専卒グループ以降で改善し、格差拡大要因から格差是正要因へと転ずることがわかった。加えて、大学院卒グループでは外部経験年数の要素価格においても女性が若干高く評価され、格差是正要因となっていた。このように、内部経験年数（勤続年数）であろうと外部経験年数であろうと、女性の学歴が上がるにつれて労働市場の

評価も上昇しており、男女の格差是正に大きな影響を与えている。よって、仮説 2 も支持されたと言えるのではないだろうか。

## 5 おわりに

本稿では、Blinder-Oaxaca モデルを用いた学歴別の分析を行い、男女の賃金格差を、労働生産要素量の男女差による部分と労働生産要素価格の男女差による部分に分解した。

従来の先行研究では、年齢に対する評価（年齢という労働生産要素に対する価格設定）が男女で大きく異なることが男女の賃金格差の最大の要因であると指摘されてきた。しかし、年齢は経験年数の代理指標とみなされるものの、勤続年数を内包し、多重共線性の問題を起こしやすい。また、女性の場合は育児退職等に伴うブランク期間の問題もあるため、年齢が即、経験年数を代理するとも言い難い。そこで、本分析では年齢の代わりにブランク期間を加味した外部経験年数を用いて、外部経験年数と勤続年数（内部経験年数）に対する価格設定の男女差が学歴の上昇によってどのように変化するか注目した。

本分析の結果、得られた知見は以下の通りである。①学歴が上昇すると、男女の賃金格差全体に占める要素価格の男女差（女性に対する価格差別）の割合は概ね減少する、②それは主として、女性の経験年数（外部経験年数と勤続年数）に対する労働市場の評価が高まるためである。以上より、女性は学歴の上昇に伴い、人的資本を蓄積できるような仕事に就けている可能性が示唆される。

最後に、本稿における分析の限界と課題について述べておこう。Blinder-Oaxaca 分解では、男女の要素量を同一と仮定して、要素価格の男女差を差別として解釈するが、実際は、要素量（結婚して子どもを持ちながら正社員として働き続けられるか否か、その結果としての勤続年数や管理職への昇進しやすさはどうか等）においても差別が介在し得る。あるいは、差別とはいえないまでも、長時間労働社会において片方の性のみが性別役割分業に起因するワーク・ファミリー・コンフリクトに直面するのなら、その結果として、大きな男女差が発生し得る。例えば、子どもを持つフルタイム女性が深刻なワーク・ファミリー・コンフリクトに直面する結果、勤続年数を重ねることが難しいのであれば（要素量の問題）、それは企業に女性を正社員として採用させることをためらわせる（要素量の問題）。そしてそれはまた女性に対する低評価にもつながり（要素価格の問題）、女性は管理職に登用されづらくなる（要素量の問題）。このように、要素量と要素価格は相互に関連し合うが<sup>16)</sup>、今回は先行研究との比較のために一時点のデータを用いた横断的な分析を行ったため、要素量と要素価格の動的な関係には接近できなかった。長期にわたるパネルデータを入手し、両者の動的な関連性も含めて分析していくことが求められる。それゆえ、本稿を導入的・予備的研究と位置づけ、データや分析手法を改良した上でさらに精緻な研究を進めることを今後の課題としたい。

## [注]

(1) 論文中では便宜的に大卒グループと呼ばれているが、当時は大卒女性の標本数が少なかったため、大卒グループには短大卒、専門学校卒も含まれている。

(2) 詳細は Mincer (1974) を参照。

(3) 本分析で用いたデータでは、分析対象者の年齢と勤続年数の相関係数は 0.922 (p 値=0.000) であったため、VIF 値は 6.670 という極めて高い値を示した。一方、外部経験年数と勤続年数の相関係数は-0.250 (p 値=0.000) であったため、VIF 値は 1.067 に留まった。

(4) 男女で要素単価に差がなく、女性も男性と同一の要素単価で支払われると仮定して、要素量の男女差のみが存在する場合の賃金差を指す。

(5) (A) とは逆に、男女で要素量に差がなく、男性の要素量が女性と同一であるとして、要素単価の男女差のみが存在する場合の賃金差を指す。

(6) これはインデックスナンバーの問題として知られている。例えば、Newmark (1988) を参照。

(7) 結婚や子どもを持つことで男女の賃金がどう変わるかという議論については Waldfoegel (1998) や川口 (2008) に詳しい。

(8) 付属資料 2-1, 2-2 (賃金関数の推定結果) の定数項に該当する。

(9) 女性の低評価のマイナスは高評価を意味する。

(10) 専攻に関しては、人文科学系で女性の方が非常に多い。しかし、要素量は、男女の平均値の差と男女全体の賃金関数の係数の値をかけたものであるため、男女の平均値の差が負でも係数の符号が負であれば、要素量は正の値となる。

(11) 大学卒グループにおいて、既婚の人、子どものいる人の割合は、それぞれ男性で 63.5%, 52.8%であるのに対して、女性は 38.6%, 27.6%である (付属資料 1-2 記述統計量より)。

(12) 前述の通り、女性の低評価のマイナスは高評価を意味する。

(13) 人文科学系では女性の方が多いが、要素量は正の値となる理由は (10) を参照。

(14) サービス業従事者の比率は男性より女性の方が多いが (男女の平均値の差は負)、賃金関数の係数も負の値をとっているため、要素量は正の値となっている。

(15) 大学院卒グループにおいて、既婚の人、子どものいる人の割合は、それぞれ男性で 65.9%, 51.6%であるのに対して、女性は 36.2%, 24.2%である (付属資料 1-2 記述統計量より)。

(16) これらの議論については杉橋 (2009) 72 頁に詳しい。

## [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「全国就業実態パネル調査, 2019」(リクルートワークス研究所) の個票データの提供を受けました。また、リクルートワークス研究所並びに二次分析研究会の関係者の皆様から非常に貴重なご助言を賜りました。ここに記し、心より御礼申し上げます。

## [参考文献]

- Blinder, A.S., 1973, "Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimation," *The Journal of Human Resources*, 8(4): 436-455.
- 川口章, 2005, 「1990年代における男女間賃金格差縮小の要因」『経済分析』175: 50-80.
- 川口章, 2008, 『ジェンダー経済格差』勁草書房, 157-190.
- Mincer, J.A., 1974, "Schooling, Experience and Earnings," *NBER*: 83-91.
- 森川正之, 2013, 「大学院教育と就労・賃金: ミクロデータによる分析」RIETI Discussion Paper Series 13-J-046: 1-28.
- 中田喜文, 1997, 「日本における男女賃金格差の要因分析」中馬宏之・駿河輝和編『雇用慣行の変化と女性労働』東京大学出版会, 173-205.
- Newmark, D., 1988, "Employers' Discriminatory Behavior and the Estimation of Wage Discrimination," *The Journal of Human Resources*, 23(3): 279-295.
- 野崎祐子, 2006, 「男女間賃金格差の要因分解—学歴別検証」『生活経済学研究』22・23: 151-166.
- Oaxaca, R., 1973, "Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets," *International Economic Review*, 14(3): 693-709.
- 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』76(4): 53-79.
- Waldfogel, J., 1998, "Understanding the "Family Gap" in Pay for Women with Children," *Journal of Economic Perspectives*, 12(1): 137-156.



[付属資料]

付属資料 1-1 記述統計量（高校卒と専門・短大・高専卒）

		高校卒				専門・短大・高専卒			
		男性		女性		男性		女性	
		平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差
年収（ln値）		6.049	0.486	5.455	0.465	6.071	0.453	5.621	0.493
外部経験年数		1.509	3.957	43.569	11.723	1.244	2.802	1.097	3.428
勤続年数		23.143	11.078	24.233	12.410	20.961	9.757	21.561	10.678
中3成績		0.260	0.439	0.306	0.461	0.307	0.461	0.407	0.491
学校種	短大（基準）	-	-	-	-	0.099	0.299	0.516	0.500
	高専	-	-	-	-	0.799	0.401	0.475	0.499
	専門	-	-	-	-	0.102	0.303	0.009	0.094
正社員		0.878	0.328	0.642	0.480	0.907	0.291	0.675	0.468
役職者		0.350	0.477	0.124	0.329	0.404	0.491	0.143	0.350
職種	専門・技術								
	研究開発職	0.013	0.112	0.002	0.044	0.046	0.209	0.007	0.082
	医師・薬剤師	-	-	-	-	-	-	-	-
	高度専門職	0.003	0.059	0.005	0.068	0.004	0.066	0.005	0.070
	教員	0.001	0.027	0.000	0.020	0.002	0.041	0.008	0.089
	その他専門技術	0.124	0.330	0.075	0.264	0.275	0.447	0.264	0.441
	労務・工作	0.455	0.498	0.236	0.425	0.295	0.456	0.123	0.328
	警察官・自衛官	0.025	0.156	0.003	0.058	0.009	0.097	0.000	0.018
	その他職種（基準）	0.378	0.485	0.678	0.467	0.369	0.483	0.592	0.491
業種	製造業	0.274	0.446	0.185	0.388	0.220	0.414	0.128	0.334
	運輸通信	0.180	0.384	0.075	0.263	0.203	0.403	0.071	0.256
	サービス	0.251	0.433	0.424	0.494	0.357	0.479	0.514	0.500
	金融保険不動産	0.030	0.170	0.083	0.276	0.024	0.154	0.073	0.261
	教育学習支援	0.006	0.079	0.011	0.104	0.009	0.092	0.036	0.187
	その他産業（基準）	0.172	0.378	0.190	0.393	0.139	0.346	0.146	0.353
	公務	0.087	0.281	0.032	0.175	0.048	0.213	0.032	0.176
規模	小企業（基準）	0.402	0.490	0.504	0.500	0.427	0.495	0.487	0.500
	中企業	0.258	0.437	0.269	0.443	0.309	0.462	0.279	0.449
	大企業	0.250	0.433	0.193	0.394	0.214	0.410	0.194	0.395
	公務（官公庁）	0.090	0.286	0.035	0.184	0.050	0.218	0.040	0.196
地域	北海道（基準）	0.039	0.192	0.044	0.205	0.042	0.200	0.039	0.193
	東北	0.077	0.266	0.092	0.289	0.052	0.223	0.064	0.245
	関東	0.346	0.476	0.297	0.457	0.411	0.492	0.367	0.482
	中部	0.174	0.379	0.180	0.384	0.173	0.379	0.173	0.379
	近畿	0.177	0.381	0.168	0.374	0.155	0.362	0.160	0.367
	中国・四国	0.089	0.284	0.089	0.285	0.070	0.254	0.091	0.288
	九州沖縄	0.099	0.299	0.131	0.338	0.097	0.297	0.106	0.308
家族	有配偶	0.600	0.490	0.405	0.491	0.614	0.487	0.443	0.497
	子どもあり	0.531	0.499	0.463	0.499	0.515	0.500	0.409	0.492
標本数		4612		2478		2836		3019	

付属資料 1-2 記述統計量（大学卒と大学院卒）

		大学卒				大学院卒				
		男性		女性		男性		女性		
		平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	
年収（ln値）		6.226	0.477	5.714	0.500	6.459	0.476	6.058	0.494	
外部経験年数		1.209	2.864	0.955	2.936	1.156	2.812	0.935	2.417	
勤続年数		18.595	9.754	14.489	9.608	15.386	8.644	14.371	9.240	
中3成績		0.601	0.490	0.718	0.450	0.800	0.400	0.833	0.374	
学歴（院卒のみ）	博士	-	-	-	-	0.174	0.379	0.176	0.382	
専攻	人文科学	0.139	0.346	0.409	0.492	0.070	0.255	0.270	0.446	
	社会科学	0.474	0.499	0.240	0.427	0.115	0.319	0.161	0.369	
	医学、薬学	0.027	0.162	0.065	0.246	0.080	0.272	0.127	0.335	
	その他理系	0.285	0.452	0.118	0.323	0.702	0.458	0.352	0.480	
	その他（基準）	0.075	0.263	0.169	0.375	0.033	0.178	0.090	0.287	
正社員		0.922	0.268	0.695	0.460	0.945	0.229	0.757	0.431	
役職者		0.486	0.500	0.150	0.357	0.488	0.500	0.234	0.425	
職種	専門・技術	研究開発職	0.040	0.195	0.013	0.113	0.225	0.418	0.127	0.335
		医師・薬剤師	0.014	0.118	0.032	0.176	0.035	0.183	0.039	0.194
		高度専門職	0.010	0.101	0.007	0.082	0.014	0.120	0.027	0.163
		教員	0.042	0.201	0.051	0.220	0.060	0.237	0.110	0.314
		その他専門技術	0.174	0.379	0.163	0.370	0.248	0.432	0.213	0.411
	労務・工作	0.149	0.356	0.068	0.251	0.057	0.232	0.006	0.076	
	警察官・自衛官	0.015	0.122	0.003	0.054	0.002	0.050	0.006	0.080	
	その他職種（基準）	0.556	0.497	0.664	0.473	0.359	0.480	0.472	0.501	
業種	製造業	0.205	0.404	0.116	0.320	0.396	0.489	0.167	0.375	
	運輸通信	0.154	0.361	0.093	0.291	0.110	0.313	0.042	0.202	
	サービス	0.269	0.443	0.387	0.487	0.138	0.345	0.279	0.450	
	金融保険不動産	0.076	0.265	0.110	0.312	0.032	0.177	0.047	0.213	
	教育学習支援	0.060	0.237	0.104	0.305	0.133	0.340	0.263	0.442	
	その他産業（基準）	0.107	0.309	0.111	0.315	0.094	0.292	0.080	0.273	
	公務	0.129	0.335	0.079	0.270	0.097	0.297	0.121	0.327	
規模	小企業（基準）	0.297	0.457	0.356	0.479	0.166	0.373	0.173	0.380	
	中企業	0.286	0.452	0.288	0.453	0.234	0.424	0.338	0.475	
	大企業	0.275	0.447	0.258	0.438	0.486	0.500	0.350	0.479	
	公務（官公庁）	0.142	0.349	0.098	0.297	0.113	0.317	0.138	0.346	
地域	北海道（基準）	0.040	0.197	0.046	0.210	0.027	0.161	0.041	0.198	
	東北	0.064	0.245	0.066	0.248	0.050	0.218	0.075	0.265	
	関東	0.372	0.484	0.349	0.477	0.399	0.490	0.391	0.490	
	中部	0.168	0.374	0.162	0.369	0.198	0.399	0.127	0.334	
	近畿	0.166	0.372	0.166	0.372	0.175	0.380	0.168	0.376	
	中国・四国	0.083	0.276	0.086	0.280	0.067	0.251	0.068	0.253	
	九州沖縄	0.106	0.308	0.124	0.330	0.083	0.276	0.130	0.338	
家族	有配偶	0.635	0.481	0.386	0.487	0.659	0.474	0.362	0.483	
	子どもあり	0.528	0.499	0.276	0.447	0.516	0.500	0.242	0.430	
標本数		4355		1668		742		122		

付属資料 2-1 賃金関数の推定結果（高校卒と専門・短大・高専卒）

		高校						専門・短大・高専						
		全体		男性		女性		全体		男性		女性		
		$\beta'$	S. E.	$\beta_m$	S. E.	$\beta_f$	S. E.	$\beta'$	S. E.	$\beta_m$	S. E.	$\beta_f$	S. E.	
(定数)		5.010	0.030***	4.931	0.036***	4.892	0.048***	5.058	0.037***	5.095	0.051***	4.881	0.049***	
女性ダミー		-0.311	0.010***					-0.226	0.012***					
外部経験年数		0.010	0.003***	0.010	0.003**	0.013	0.005**	0.013	0.004***	0.014	0.005**	0.017	0.005**	
外部経験年数2乗		0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000†	0.000	0.000**	-0.001	0.000*	-0.001	0.000*	
勤続年数		0.018	0.002***	0.022	0.002***	0.013	0.003***	0.018	0.002***	0.017	0.003***	0.021	0.003***	
勤続年数2乗		0.000	0.000***	0.000	0.000***	0.000	0.000*	0.000	0.000***	0.000	0.000**	0.000	0.000***	
中3成績		0.029	0.009**	0.040	0.011***	0.034	0.016*	0.036	0.010***	0.044	0.014**	0.040	0.014**	
学校種（専門短大高専のみ）	専門	-	-	-	-	-	-	0.003	0.011	-0.042	0.021*	0.003	0.014	
	(基準：短大)	高専	-	-	-	-	-	0.101	0.023***	0.047	0.028†	0.051	0.071	
正社員		0.502	0.011***	0.472	0.016***	0.471	0.016***	0.529	0.012***	0.461	0.022***	0.506	0.015***	
役職者		0.285	0.011***	0.254	0.012***	0.300	0.024***	0.251	0.012***	0.219	0.014***	0.246	0.020***	
職種	専門・技術	研究開発職	0.093	0.044*	0.061	0.044	0.221	0.164	0.051	0.031†	-0.002	0.031	0.166	0.082*
	(基準：その他職種)	医師・薬剤師	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	
		高度専門職	0.005	0.066	-0.037	0.083	0.053	0.104	0.171	0.068*	0.088	0.092	0.240	0.094*
		教員	-0.076	0.169	-0.110	0.184	0.431	0.389	0.387	0.072***	0.156	0.155	0.502	0.082***
		その他専門技術	0.006	0.014	-0.028	0.016†	0.059	0.027*	0.095	0.012***	0.009	0.016	0.175	0.017***
		労務・工作	-0.044	0.010***	-0.056	0.012***	-0.039	0.018*	-0.077	0.013***	-0.084	0.016***	-0.103	0.022***
		警察官・自衛官	0.045	0.036	0.030	0.036	0.192	0.128	0.142	0.071*	0.103	0.069	-0.184	0.372
業種	製造業	0.036	0.013**	0.032	0.016*	0.034	0.024	0.015	0.017	0.026	0.021	-0.012	0.026	
	(基準：その他産業)	運輸通信	0.038	0.015*	0.033	0.017†	0.000	0.031	0.033	0.018†	0.023	0.022	0.043	0.030
		サービス	-0.074	0.012***	-0.095	0.015***	-0.053	0.020**	-0.040	0.014**	-0.074	0.019**	-0.027	0.020
		金融保険不動産	-0.022	0.022	-0.031	0.031	0.026	0.030	0.000	0.024	0.007	0.042	0.014	0.030
		教育学習支援	0.006	0.048	-0.064	0.065	0.061	0.071	-0.042	0.036	-0.001	0.071	-0.057	0.042
		公務	0.004	0.073	-0.077	0.085	0.181	0.139	0.032	0.069	-0.126	0.125	0.072	0.084
規模	中企業	0.121	0.010***	0.122	0.012***	0.099	0.017***	0.119	0.011***	0.095	0.014***	0.134	0.016***	
	(基準：小企業)	大企業	0.255	0.011***	0.278	0.013***	0.171	0.020***	0.223	0.013***	0.221	0.017***	0.213	0.018***
		公務（官公庁）	0.302	0.071***	0.375	0.083***	0.058	0.134	0.184	0.064**	0.324	0.122**	0.144	0.075†
地域	東北	-0.046	0.025†	-0.020	0.030	-0.059	0.041	-0.115	0.030***	-0.097	0.040*	-0.121	0.043**	
	(基準：北海道)	関東	0.141	0.022***	0.151	0.026***	0.139	0.036***	0.097	0.024***	0.133	0.031***	0.079	0.036*
		中部	0.070	0.023**	0.092	0.027**	0.056	0.038	-0.019	0.026	0.024	0.033	-0.042	0.037
		近畿	0.088	0.023***	0.103	0.027***	0.073	0.038†	0.048	0.026†	0.085	0.033*	0.101	0.038
		中国・四国	-0.008	0.025	0.027	0.030	-0.038	0.041	-0.055	0.028*	-0.011	0.038	-0.081	0.040*
		九州沖縄	-0.012	0.024	0.003	0.029	-0.020	0.039	-0.078	0.027**	-0.043	0.035	-0.108	0.039**
家族	有配偶	0.043	0.011***	0.093	0.015***	-0.065	0.016***	0.030	0.012*	0.126	0.018***	-0.047	0.016**	
		子どもあり	0.035	0.011**	0.090	0.014***	-0.081	0.017***	0.004	0.012	0.063	0.018***	-0.072	0.017***
自由度調整決定係数		0.618		0.547		0.432		0.553		0.498		0.465		

注1:  $\beta'$ ,  $\beta_m$ ,  $\beta_f$  は非標準化係数を表す。

注2: †は  $p < 0.10$ , \*は  $p < 0.05$ , \*\*は  $p < 0.01$ , \*\*\*は  $p < 0.001$  を表す。

付属資料 2-2 賃金関数の推定結果（大学卒と大学院卒）

		大学						大学院					
		全体		男性		女性		全体		男性		女性	
		$\beta'$	S.E.	$\beta_m$	S.E.	$\beta_f$	S.E.	$\beta'$	S.E.	$\beta_m$	S.E.	$\beta_f$	S.E.
(定数)		5.107	0.035***	5.065	0.042***	4.953	0.060***	5.253	0.112***	5.221	0.130***	4.902	0.247***
女性ダミー		-0.211	0.012***					-0.169	0.036***				
外部経験年数		0.013	0.003***	0.011	0.004**	0.011	0.007†	-0.005	0.010	-0.010	0.010	0.004	0.033
外部経験年数2乗		0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.001	0.000†	0.001	0.001*	0.001	0.002
勤続年数		0.015	0.002***	0.017	0.002***	0.021	0.003***	0.020	0.005***	0.018	0.006**	0.046	0.013**
勤続年数2乗		0.000	0.000**	0.000	0.000**	0.000	0.000**	0.000	0.000	0.000	0.000	-0.001	0.000*
中3成績		0.064	0.009***	0.070	0.010***	0.050	0.019**	0.033	0.029	0.027	0.031	0.072	0.088
学歴（院卒のみ）	博士	-	-	-	-	-	-	0.138	0.034***	0.131	0.038**	0.142	0.093
専攻	人文科学	-0.042	0.017**	-0.029	0.023	-0.030	0.025	-0.053	0.067	-0.005	0.082	-0.113	0.132
	社会科学	0.004	0.016	0.009	0.020	0.014	0.028	0.067	0.067	0.074	0.079	0.121	0.142
	医学、薬学	0.187	0.033***	0.185	0.042***	0.163	0.051**	0.075	0.075	0.062	0.088	0.187	0.151
	その他理系	0.006	0.017	0.016	0.020	0.026	0.033	0.007	0.059	0.005	0.070	0.045	0.132
正社員		0.576	0.014***	0.546	0.019***	0.551	0.020***	0.619	0.044***	0.649	0.056***	0.520	0.082***
役職者		0.266	0.010***	0.242	0.011***	0.258	0.025***	0.195	0.026***	0.190	0.028***	0.249	0.083**
職種	専門・技術	0.023	0.026	0.020	0.027	-0.010	0.077	-0.021	0.035	-0.026	0.037	0.062	0.109
(基準：その他職種)	医師・薬剤師	0.302	0.042***	0.335	0.054***	0.344	0.068***	0.385	0.080***	0.433	0.088***	0.066	0.191
	高度専門職	0.174	0.045***	0.156	0.048**	0.205	0.103*	0.053	0.094	0.110	0.107	-0.053	0.213
	教員	0.284	0.030***	0.198	0.037***	0.447	0.052***	0.096	0.060	0.102	0.070	0.244	0.136†
	その他専門技術	-0.006	0.013	-0.028	0.015†	0.076	0.026**	-0.070	0.032*	-0.070	0.035*	-0.083	0.088
	労務・工作	-0.131	0.014***	-0.141	0.015***	-0.085	0.035*	-0.174	0.056**	-0.158	0.056**	-0.931	0.412*
	警察官・自衛官	0.132	0.042**	0.101	0.042*	0.283	0.159†	0.385	0.206†	0.294	0.246	0.549	0.382
業種	製造業	0.039	0.017*	0.038	0.019*	0.036	0.036	-0.032	0.042	-0.018	0.045	-0.075	0.141
(基準：その他産業)	運輸通信	0.018	0.018	0.011	0.020	0.040	0.038	0.039	0.052	0.053	0.055	0.034	0.195
	サービス	-0.071	0.015***	-0.077	0.018***	-0.069	0.029*	-0.101	0.051*	-0.086	0.056*	-0.082	0.134
	金融保険不動産	0.039	0.020†	0.065	0.023**	-0.001	0.037	0.020	0.074	0.108	0.080*	-0.243	0.198
	教育学習支援	-0.006	0.026	0.044	0.033	-0.072	0.043†	-0.007	0.057	-0.035	0.065	0.091	0.135
	公務	0.029	0.043	0.052	0.052	0.004	0.075	-0.178	0.108†	-0.110	0.119	-0.467	0.288
規模	中企業	0.113	0.011***	0.105	0.013***	0.116	0.022***	0.178	0.037***	0.181	0.040***	0.219	0.108*
(基準：小企業)	大企業	0.219	0.012***	0.216	0.013***	0.211	0.023***	0.313	0.035***	0.326	0.038***	0.308	0.108**
	公務（官公庁）	0.142	0.039***	0.114	0.048*	0.172	0.066**	0.259	0.096**	0.202	0.107*	0.554	0.257*
地域	東北	-0.061	0.027*	-0.051	0.031†	-0.055	0.051	-0.073	0.082	-0.095	0.092	0.124	0.185
(基準：北海道)	関東	0.086	0.022***	0.095	0.026***	0.080	0.042†	0.032	0.069	0.019	0.077	0.126	0.160
	中部	-0.006	0.024	-0.001	0.027	0.004	0.045	-0.023	0.072	-0.037	0.079	0.101	0.174
	近畿	0.022	0.024	0.027	0.027	0.009	0.044	-0.065	0.072	-0.060	0.080	-0.094	0.169
	中国・四国	-0.068	0.026**	-0.040	0.029	-0.106	0.049*	-0.154	0.079†	-0.169	0.088†	-0.116	0.199
	九州沖縄	-0.091	0.025***	-0.066	0.028*	-0.127	0.046**	-0.123	0.076	-0.077	0.085	-0.170	0.178
家族	有配偶	0.076	0.012***	0.124	0.015***	-0.029	0.021	0.071	0.032*	0.074	0.036*	0.078	0.078
	子どもあり	0.025	0.012*	0.063	0.014***	-0.144	0.024***	0.022	0.033	0.039	0.035	-0.172	0.090†
自由度調整済決定係数		0.591		0.539		0.490		0.535		0.525		0.488	

注1:  $\beta'$ ,  $\beta_m$ ,  $\beta_f$  は非標準化係数を表す。

注2: †は  $p < 0.10$ , \*は  $p < 0.05$ , \*\*は  $p < 0.01$ , \*\*\*は  $p < 0.001$  を表す。

---

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

2020 年度参加者公募型二次分析研究会

全国就業実態パネル調査を用いた、就業や所得、  
学び、生活に関する実態と変化に関する 2 次分析  
研究成果報告書

---

2021 年（令和 3 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

---