

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

2018 年度参加者公募型二次分析研究会
勤労者の仕事と暮らしに関する二次分析
データから見た 2007 年～2017 年
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

2019（平成 31）年 3 月

はじめに

南雲智映（東海学園大学）

本報告書は、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センター（SSJDA）が実施した2018年度二次分析研究会参加者公募型研究「勤労者の仕事と暮らしに関する二次分析：データからみた2007年～2017年」の成果をまとめたものである。

本研究会では、公益財団法人 連合総合生活開発研究所（連合総研）で半年に一回実施している「勤労者短観（勤労者の仕事と暮らしについてのアンケート）」の第14回調査（2007年10月）から第34回調査（2017年10月）までのデータ分析を行ってきた。調査の概要は別途『「勤労者短観」の概要』に譲るが、このデータはおおまかに2つの特徴を持っている。その1つはこの10年間の労働者意識の変化を時系列でとらえられるように多くの設問を固定していることであり、もう1つは時事的な関心から毎回いくつかの設問を入れ替えていることである。そして、その内容は経済状況の認識、就業状況、賃金・収入、家計と消費、仕事に関する意識、労働時間、不払い残業の実態、余暇時間の使い方、職業能力開発、労働者としての権利の認知状況、いわゆる「ブラック企業」に関する認識、国政選挙における投票行動、国の政策・制度等の認知状況、消費増税に関する意識、民主党政権についての認識、東日本大震災の影響など多岐にわたっている。

本研究会には若手研究者だけでなくベテラン研究者も参加し、数回にわたる研究会および最終報告会での報告とディスカッションを経て、各自が論文を完成させた。論文タイトルを見ていただければわかるように、幅広いテーマでの研究が6本掲載されている。なお、このデータはSSJDAによって公開されているので、興味を持たれた方はぜひともご利用いただきたい。

最後に、本報告書は多くの方々のご支援により刊行することができた。研究会の運営をご担当いただいた佐藤香先生、藤原翔先生、鈴木富美子先生、SSJDAスタッフの皆様、成果報告会でコメントをお引き受けいただいた大沢真理先生、佐藤一磨先生、データを提供いただいた連合総研、研究会に参加し活発な議論を交わした研究者の皆様に、ここに記して御礼を申し上げる。

■活動の記録

第1回研究会（2018年06月11日）：趣旨説明，利用データについて解説、参加者紹介
参加者9名

第2回研究会（2018年09月25日）：研究報告 参加者9名

第3回研究会（2018年11月16日）：研究報告 参加者5名

第4回研究会（2018年12月17日）：研究報告 参加者6名

第5回研究会（2018年01月21日）：研究報告 参加者8名

成果報告会（2019年02月22日）：成果報告 参加者18名

「勤労者短観」の概要

本研究会で用いたデータは「勤労者短観」の10年（2007～2017年）分のデータを接続したものである。ただし、その10年間に調査方法の切り替えがあったため、2つのデータセットに分割されている。以下では、前半部分（1～3）で2007年以前の状況も含めて「勤労者短観」の概要について説明し、後半部分（4, 5）で今回の使用データについて説明する。

1. 「勤労者短観」とは

連合総研の「勤労者短観」（正式名称：「勤労者の仕事と暮らしについてのアンケート」）は、「わが国の景気動向や仕事と暮らしについての勤労者の認識を、アンケート調査によって、定期的に把握するとともに、勤労者の生活の改善に向けた政策的諸課題を検討するための基礎的資料を得ること」を目的とし、2001年4月に第1回調査が実施されて以来、毎年4月と10月に行われてきた。

調査の実施主体である連合総研は、4月と10月に調査実施後、その月あるいは翌月に集計結果速報をマスコミ発表し、6月および12月に報告書を刊行している。報告書は冊子のほか、連合総研のホームページ（www.rengo-soken.or.jp/）上で公表されている。（記者発表と報告書で公表している内容は、基本的に単純集計とクロス集計である。）

2. 調査方法

「勤労者短観」の調査対象は、首都圏および関西圏に居住する20代から60代前半までの民間企業に雇用されている者である。調査方法は、第1回～20回までは郵送モニター調査、第21回（2010年10月）調査よりインターネットによるWEBモニター調査に切り替えている。なお、第20回調査の際には移行準備のため、郵送モニター調査と全く同一の内容をWEBモニター調査でも実施している。（調査委託先はいずれもインテージ（リサーチ）社）

調査票配布の割付方法は、最新の「就業構造基本調査」から、首都圏（埼玉県・千葉県・東京都・神奈川県）、関西圏（滋賀県・京都府・大阪府・兵庫県・奈良県・和歌山県）の性別・年齢別（10歳刻み）・雇用形態別の雇用者数を取り、各セルの比率を計算している（実際の割付の例を表1に占める）。ただし、以下のように郵送調査とWEB調査では、調査対象数と調査票配布方法が異なっている。

①郵送調査（2～20回）¹⁾：

20～59歳について900サンプルを上記比率に従って割付（なお、第10～20回調査では60～64歳も対象にしており、別途200サンプルを上記比率に従って割付）。割付が示すものは調査票配布数であり、実際の回収数はこれより少なくなる。その後、不良解答を除いてデータセットが完成する。

②WEB調査（20回のみ）：

割付の作成方法は上記①に同じ。ただし、割付が示すものは調査票回収目標数であり、これが確実に確保されるように調査票が配布される。目標数を超過した分は不良解答でなければ全てデータセットに組み入れる。そのため、サンプルサイズは割付を超過する。

③WEB調査（21回以降）：

20～64歳について2000サンプルを上記比率に従い割付。割付が示すものは最終的に採用する回答者数である。これが確保されるように調査票が配布される。超過分は不良解答を除いたうえで無作為に除外され、割付通りのサンプルサイズのデータセットとなる。

その他、調査方法の詳細については表2を参照されたい。

表1 割付の例（第32回調査）

①首都圏

	男性		女性		計
	正社員	非正社員	正社員	非正社員	
20代	98	45	75	53	271
30代	183	27	75	68	353
40代	188	16	59	89	352
50代	124	14	37	67	242
60代前半	25	30	10	34	99
計	618	132	256	311	1317

②関西圏

	男性		女性		計
	正社員	非正社員	正社員	非正社員	
20代	49	21	38	30	138
30代	89	12	35	39	175
40代	89	9	31	52	181
50代	65	8	21	39	133
60代前半	13	19	5	19	56
計	305	69	130	179	683

表2 調査方法の詳細

	2～9回	10～20回	20回Web	21回～
	2001年10月 ～2005年4月	2005年10月 ～2010年10月	2010年10月	2011年4月～
調査方法	郵送モニター調査		WEBモニター調査	
調査票配布数	900(20～59歳)	900(20～59歳) 200(60～64歳)	情報なし	
調査票回収方法	<ul style="list-style-type: none"> ・割付に従い事前に決めた部数の調査票を配布。すべての調査票が回収されるわけではない。 ・モニター属性が勤労者(雇用者)である者にのみ調査票を配布しているが、回収時点で勤労者ではなくなっていた者は有効回答から除外。 		<ul style="list-style-type: none"> ・回収目標に達するよう回収。 ・オーバー分は不良回答以外採用。 	<ul style="list-style-type: none"> ・回収目標に達するよう回収。 ・オーバー分は不良回答を優先的に排除、残りをランダムで排除して割付通りのデータセットを作成。
調査票有効回収数	754～867(20～59歳)*	738～798(20～59歳) 151～177(60～64歳)	1119(20～59歳) 263(60～64歳)	2000(20～64歳)

*第5回調査のみ、全国の政令指定都市も調査対象とした。表中の有効回収数は、通常の首都圏と関西圏の合計値を示した。(第5回の全有効回収数は1,693)

3. 「勤労者短観」の基本構造

「勤労者短観」の調査票は、以下の4つパートから構成されている。

- ① 定点…毎回調査する内容。調査を重ねるごとに徐々に整備された。大きな変更のタイミングは第10回と第21回。(ただし欠損あり)
- ② 準定点…4月には家計(のち経済の中長期見通しも追加)、10月には労働時間に関する設問を用意。(ほぼ固定)。第21回から設定。
- ③ トピックス…その時々に関心に合わせて毎回入れ替えられる設問。過去と同一(類似)の設問が採用されることもある。(国政選挙の投票行動・支持政党などは原則として選挙前後に実施)
- ④ フェイス…徐々に整備された。第21回目ころから原則固定。

4. 本研究会で使用したデータセット

本研究会で用いたデータセットは、「勤労者短観」の①第14～20回調査(20回WEB調査含む)を統合したもの、および②第21～34回調査を統合したものである。このようにデータセットを2つに分割したのは、郵送モニター調査からWEBモニター調査へと調査方法の切り替えがあったからである²⁾。

5. データセット利用上の注意

最後に、本研究会で使用したデータセットの利用上の注意点を列記しておく。今後、同データセットを用いて研究される場合にご参照いただければ幸いである。

第一に、単純に「勤労者短観」の各回のデータをプールしたものであり、パネルデータではない。第二に、郵送モニター調査とWEBモニター調査とでは、調査票の配布・回収方法や設問の選択肢が異なるため単純比較はできない。第三に、ある時期に定例の設問が欠落したり、設問・選択肢を追加・変更したりしている場合があるため注意が必要である。第四に、

郵送モニター調査と WEB モニター調査とで、60 代前半の割付方法が異なっている（表 2 参照）。第五に、関連ある設問を固めたり、設問順を見直したりしてきたため、ある時期から質問の順番が入れ替わっていることがある。第六に、WEB モニター調査には基本的に無回答はない（一部例外あり）が、「わからない」を選択肢に入れていることがある。

注

- 1) 第 1 回調査では、調査方法が固まっていない段階で行われており、2 回目以降と割付基準が異なる。
- 2) データセットを分割した具体的な理由の 1 つは、調査方法の変更前後で時系列比較はできないということだが、もう 1 つは調査方法の切り替えによって定例の質問の選択肢を一部見直す必要があったことである。郵送調査では直接記入方式のため無回答が生じることがあったが、WEB 調査に切り替え後はシステム上、何らかの回答をしないと次の質問に移れなくなった。そのため WEB 調査への切り替えにあたって多くの質問で「わからない」という選択肢を新設している。



東京大学 社会科学研究所
附属社会調査・データアーカイブ研究センター

2018年度
二次分析研究会
参加者公募型研究
成果報告会



勤労者の仕事と暮らしに関する二次分析： データから見た2007年～2017年

■概要

わが国の景気動向や仕事と暮らしについての勤労者の認識を定期的に把握するとともに、勤労者の生活の改善に向けた政策的諸課題を検討するための基礎的資料を得ることを目的として、連合総合生活開発研究所が実施した「勤労者の仕事と暮らしについてのアンケート」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

2019年2月20日(水) 14:30 ~ 17:20
東京大学(本郷キャンパス) 赤門総合研究棟5階 549 センター会議室

■プログラム

14:30- 開会の挨拶(南雲 智映/東海学園大学)

第1部 14:35-15:55 ◇司会 藤原翔(東京大学) ◆コメンテータ 大沢真理(東京大学)

- (1) 「リーマンショックがもたらした働き方の変化－労働時間に注目して－」(田上皓大/慶応義塾大学)
- (2) 「介護離職要因の検討と課題」(西垣美穂子/明星大学)
- (3) 「雇用と仕事の不安定性(プレカリティ)と健康」(川野英二/大阪市立大学)

第2部 16:00-17:20 ◇司会 佐藤香(東京大学) ◆コメンテータ 佐藤一磨(拓殖大学)

- (4) 「労働組合は労働市場の格差を拡大したか」(鈴木恭子/東京大学)
- (5) 「転職意向を規定するもの－二重構造論の視点から」(魚住知広/東京大学)
- (6) 「小企業の就業者が満足や不満を感じる要因」(井上考二/日本政策金融公庫)

- 事前の申し込みは不要です
- お問い合わせは、s-analysis@iss.u-tokyo.ac.jp まで



目次

はじめに.....	i
	南雲智映
「勤労者短観」の概要.....	iii
	南雲智映
成果報告会プログラム.....	vii
リーマンショックがもたらした働き方の変化.....	1
——労働時間に注目して——	
	田上皓大
介護離職要因の検討と課題.....	29
	西垣美穂子
雇用と仕事の不安定性（プレカリティ）と健康.....	45
	川野英二
労働組合は労働市場の賃金分布を拡大させているか.....	73
——かたよる属性，差のつく賃金制度，隔てられた雇用形態——	
	鈴木恭子
若年労働者における転職意向の規定要因について.....	103
——二重構造論の視点から——	
	魚住知広
小企業の就業者が満足や不満を感じる要因.....	117
	井上考二

リーマンショックがもたらした働き方の変化

——労働時間に注目して——

田上皓大

(慶應義塾大学大学院)

社会経済変動として、リーマンショックがもたらした労働市場への影響を検討する日本の社会学的研究は多くない。本研究では、企業の雇用調整というメカニズムに注目し、リーマンショックと人々の労働時間の変化の関連を検討した。主な知見は、①リーマンショックによって、主に製造業で、労働時間の短縮という雇用調整が生じていたこと、②それが正規雇用の残業時間の削減によるものであったこと、③それ以外に非正規雇用の人員削減という雇用調整が生じていたことである。これらの知見から、製造業というセクターにおいて雇用形態間の二極的格差が拡大していたという結論が得られた。また、本研究では、これらの知見と国外の研究を比較し、労働市場の制度的類型と関連させて議論させることで、リーマンショックがもたらした影響の異質性も明らかにした。

1 序論

社会学は、社会変動がどのようなインパクトを持っているかということに注目してきた。例えば、産業化やグローバル化は、テクノロジーの発展に伴い社会の絶対的な生活水準を向上させたが、相対的にはそれまでの社会の構造的な格差・不平等を維持していたか、むしろ拡大させていたということも指摘されている (Bauman 2000=2001; Erikson and Goldthorpe 1992)。特に近年は、労働市場の構造を不安定化し人々の労働状況を変化させるような社会経済変動にも関心が集まっている (Kalleberg 2011)。世界的にはグローバル化や市場の柔軟化という背景の下で、また日本においてはバブル崩壊後の経済不況という背景の下で、非正規雇用が増加し格差が拡大したということが指摘されている (Kalleberg 2011; 太郎丸 2009)。

しかしながら、社会学が典型的に研究対象としてきたのは、長期的かつ全域的な影響がある社会経済変動であり、短期的かつ局所的な影響をもつ社会経済変動については十分に検討されていない。短期的・局所的な社会経済変動は、社会全体ではなくその一部へ影響を与えることによって、社会の構造的格差をより深刻な形で拡大させる可能性がある。したがって、短期的・局所的な社会経済変動が与えた影響について検討することは、現代社会の構造的格差の在り方を捉えるために重要である。

このような背景を下に、本研究では、短期的・局所的な社会経済変動としてリーマンショックに注目し、それが人々の働き方にどのような影響を与えたのかということを社会的に検討する。後で述べるように、リーマンショックは、日本において、他の社会経済変動とは異なり、労働需要側への短期的・局所的な影響をもたらしたという特徴があるため、本研究の問題意識に相当である。また、本研究においては、人々の働き方を捉えるために労働時間

に注目する。典型的な格差・不平等研究においては賃金や収入などが用いられてきたが、近年は労働時間も仕事の質（Job quality）を構成する要素として重要であることが指摘されている（Kalleberg 2011; 長松 2016）。また、特に日本においては労働者の長時間にわたる残業が深刻な社会問題となっており（玄田 2005; 長松 2011, 2016; 小倉 2007）、その点においても労働時間に注目して人々の働き方を捉えることは重要である。

2 リーマンショックの影響

日本では、主に経済学を中心として、リーマンショックに関する研究が蓄積されている（Fukao and Yuan 2009; 深尾 2012; 樋口ほか 2018; 経済産業省 2009; 瀬古ほか編 2010, 2011）。先行研究によると、日本におけるリーマンショックの特徴は、①主な影響の範囲が製造業に限定されており、②影響の持続が短期間であったにもかかわらず、③失業や所得低下という形で労働市場へ影響を与えたという三点にまとめることができる。

第一と第二の特徴に関して、マクロ経済学者は、リーマンショックによって日本の主要輸出先国²⁾における輸入需要が低下した結果、主に輸出中心である製造業の停滞がもたらされたことを明らかにしている（Fukao and Yuan 2009; 深尾 2012; 経済産業省 2009）。しかし、2009年の1月から3月頃において、リーマンショックによって引き起こされたGDP成長に対する輸出需要のマイナス効果が消え始めていたことも分かっている（Fukao and Yuan 2009）。

イギリスやドイツにおいても、リーマンショックの影響が主に製造業という限られた領域のみにみられたということが報告されている（Brenke et al. 2013; Gregg and Wadsworth 2010）。一方で、アメリカにおいては、リーマンショックが、アメリカにおいて長期的失業を増加させただけでなく、資産の減少や消費の停滞をももたらしたという点において、単なる金融危機ではなく、人々の社会生活一般に影響を与えた重要な社会経済変動として認識されている（Grusky et al. 2011）。アメリカとその他の国でリーマンショックが異なる影響を与えた理由としては、震源地であるアメリカではリーマンショックが国内の経済需要を大きく下げたのに対して、イギリスやドイツ、日本ではリーマンショックが国外向けの経済需要を低下させたということが考えられる（Brenke et al. 2013; Fukao and Yuan 2009; 深尾 2012; Gregg and Wadsworth 2010）。さらに、後者の国々では、国外向けつまり輸出志向が強いのは主に製造業であったということも共通している。

第三の労働市場の影響に関しては、失業だけではなく、賞与カットや失業を通して有配偶男性の所得が低下したことが明らかになっている（樋口ほか 2018）。さらに、そのような所得低下は結果的に専業主婦の就業を促すこととなり、マクロな趨勢としての所得格差の縮小に貢献した（樋口ほか 2018）。

そのほかに、樋口美雄ほか（2018）と佐藤一磨（2010）は、リーマンショックが日本の労働市場にもたらした影響についていくつか重要な点を指摘している。まず、第一にリーマンショックは失業率の上昇をもたらした。「派遣切り」という言葉で当時のメディアでも話題

になったように、その失業者の中には派遣雇用者が多いということも特徴である。第二に、失業の影響は輸出需要の低下に見舞われた製造業の男性雇用者に典型的にみられるものであり、女性においては医療・福祉産業などのサービス業においてむしろ雇用が増加していたということである。これは、日本ではリーマンショックの影響が主に製造業に限られたものであったということを一層裏付けるものである。一方で、アメリカでは、リーマンショックの発端となった不動産と金融業に強く結びついている建設業や製造業において、長期的な失業状態がもたらされた (Hout 2011; Grusky et al. 2011)。

以上の日本における先行研究は、二つの点で課題を抱えている。第一に、労働市場に対するリーマンショックの影響は様々な形で検討されているものの、経済学的な研究が多く、さらに、リーマンショックがどのようなメカニズムのもとで人々の社会生活に影響を与えているかに関する社会学的な説明については十分に明らかになっていないということである。社会学的には、社会経済変動というマクロな事象が、どのようなメカニズムの下で、人々の社会生活というミクロな事象に影響を与えたのかということを検討することが重要である (Coleman 1990=2004; 太郎丸 2002)。第二に、リーマンショックの影響に関して、失業や所得の低下という側面からは検討されているものの、労働時間に関しては十分に検討されていないということである。日本における長時間労働の傾向を鑑みると、社会経済変動によってそれがどのように変化するかということは検討する意義があるだろう (Kalleberg 2011; 玄田 2005; 長松 2011, 2016; 小倉 2007)。以下、二つの点について検討していく。

3 理論的フレームワーク

James S. Coleman (1990=2004) は、マクロ現象の帰結を社会学的に説明する際には、それがどのようなメカニズムを通してミクロ事象の変容をもたらしたのかということに注目することが重要であると指摘している。リーマンショックが人々の働き方を変容させたとすれば、それはどのようなメカニズムのもとでであろうか。

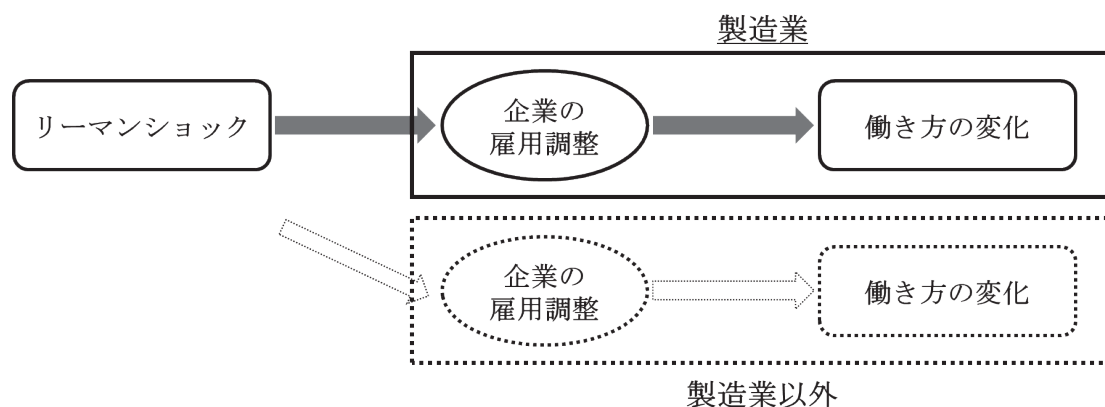
リーマンショックの発端となったアメリカでは社会学的な研究が蓄積されているが (Grusky et al. eds. 2011; Redbird and Grusly 2016; Treas 2010)、多くはそのメカニズムについて明示的に検討していない (例外は、Finnigan 2018)。例えば、Beth Redbird と David B. Grusly のレビュー論文は、リーマンショックがどのように就業行動や消費行動などの個人レベルの社会的行動を変化させたかについて検討しているが、そのメカニズムとして、個人が直接的にリーマンショックの影響を参照し、自らの行動を変化させたと想定している (Redbird and Grusly 2016)。

しかし、日本の場合はそのような直接的なメカニズムを想定することは難しい。なぜならば、上述したように、日本へのリーマンショックの影響は、輸出産業の停滞という形でまず現れたということが指摘されているからである。日本の場合は、リーマンショックと個人レベルの社会的行動の変化を、何らかの要因が媒介していると考えerほうが妥当であろう。

そこで、本研究では、リーマンショックが企業の雇用調整を通して人々の働き方を変化さ

せたという理論的フレームワークを考える。経済や産業の停滞によって影響を受けるのは、むしろ、企業や経営者側である。企業は、経済の不況に柔軟に対処できるよう、その雇用戦略を変化・調整させている（Kalleberg 2003）。リーマンショックによって引き起こされた不況に直面した際、企業はそれ以上の利益を見込めなくため、労働コストの削減を目的として、何らかの雇用調整を行ったということが考えられる。イギリスやドイツでも、リーマンショックに対して、企業が短時間労働（Short-time work）の活用という雇用調整により労働コストの削減を行っていたことが指摘されている（Brenke et al. 2013; Gregg and Wadsworth 2010; Herzog-Stein and Zapf 2014; Heyes 2011）。経済不況下の失業や所得の低下は、労働者が自ら選択した状況というよりも、企業や雇い主の雇用調整の帰結として考えるのが、常識的にも妥当である。さらに、日本では製造業においてリーマンショックの影響が強くみられたことから、このような傾向は特に製造業において強いと考えられる。

図1 リーマンショックと働き方の変化の理論的フレームワーク



以上の議論から導かれる理論的フレームワークを図1に示した。ここでは、企業の雇用調整が、リーマンショックというマクロな事象と働き方の変化というミクロな事象を結び付けるメカニズムとして理論的に想定されている。さらに、日本におけるリーマンショックの局所性を考慮して、そのようなメカニズムが製造業にみられるものであると想定する。企業の雇用調整に注目することの理論的な意義は、働き方の変化を引き起こす企業や組織の影響も捉えることができるという点にある。言い換えれば、それは、格差生成メカニズムにおいて組織というメゾレベルの事象に注目することであり、同時に個人レベルのメカニズムの説明に注目することが多い従来の格差研究の理論的精緻化につながる（Stainback et al. 2010; Tomaskovic-Devey and Avent-Holt 2017, 2018）。組織や企業は、労働に結びついた様々な資源が生産・分配される社会的空間であるため、人々の間に格差を生み出すメカニズムの一つとして考えることが重要である（Tomaskovic-Devey and Avent-Holt 2018）。特に、リーマンショックのように、主に労働需要側に影響を与えたマクロ事象を扱う場合、企業の文脈に注目して、個人レベルの事象の変化を検討することには十分に意義がある。

4 仮説・データ・分析戦略

4.1 仮説

経済不況下において、企業は、数量的柔軟性志向 (Numerical flexibility) の雇用調整を行うと考えられる (Kalleberg 2003)。そのような雇用調整としては、典型的には、解雇による労働コストの削減や、非正規雇用などのコストの低い労働者の活用による労働需要変動への対処が挙げられる。さらに、労働時間に着目した場合、企業が行う雇用調整は、既存雇用者の労働時間を短縮する内部数量的柔軟性志向 (Internal numerical flexibility) と既存フルタイム雇用者を解雇し新たに短時間労働者を雇う外部数量的柔軟性志向 (External numerical flexibility) の二つに分けることができる (Herzog-Stein and Zapf 2014)。どちらの場合も、短時間労働 (Short-time work) を活用することで、企業内における労働時間を全体として削減することができるが、企業内部の既存雇用者の労働時間を調整するか、企業外部の短時間労働者を新しく活用するかに関して互いに異なっている。

日本と同じように、リーマンショックによって輸出志向の製造業が影響を受けたドイツでは、景気回復後の需要増加を見込んだ企業によって、既存雇用者の労働時間を短縮する内部数量的柔軟性志向の雇用調整が行われていた (Brenke et al. 2013; Herzog-Stein and Zapf 2014)。このような短時間労働は、企業にとって、一定の雇用レベルを保つことができるという利点がある (Brenke et al. 2013; Gregg and Wadsworth 2010; Herzog-Stein and Zapf 2014; Heyes 2011)。仮に労働者を解雇してしまうと、それまでの教育訓練費用の喪失や、新たな労働者の採用・育成のコストがかかるため、必ずしも企業にとっては合理的な選択肢とはならない。さらに、ドイツの場合は短時間労働によって減少した労働者の所得を政府 (Federal Employment Agency, BA) が補償していたため、労使ともに労働時間の短縮による雇用調整に利点を見出していた (Brenke et al. 2013; Herzog-Stein and Zapf 2014)。

イギリスにおいても、リーマンショックに対処する数量的柔軟性志向の企業の雇用調整として、短時間労働が活用されていたことが明らかにされている (Gregg and Wadsworth 2010; Heyes et al. 2017; Lallement 2011; Warren 2015)。しかし、それらの研究は、短時間労働が、ドイツと同じように既存雇用者の労働時間を減少させる形 (内部数量的柔軟性志向) で生じたのか、それとも既存フルタイム雇用を解雇し、新たにパートタイム雇用を採用するという形 (外部数量的柔軟性志向か) で生じたのか、を明確に区別して検討していない。

本研究では、以上の二つの雇用調整を区別するために短時間労働を活用する数量的柔軟性についての仮説を次のように設定する。

仮説 1a (短縮効果仮説) リーマンショックによって、製造業では、既存雇用者の労働時間を短縮する内部数量的柔軟性志向の雇用調整が行われた。

仮説 1b (置換効果仮説) リーマンショックによって、製造業では、既存フルタイム雇用者をパートタイム雇用者に置き換える外部数量的柔軟性志向の雇用調整が行われた。

反対に、リーマンショックが労働時間を長くする方向に影響したと考えることはできないだろうか。論理的にはそのように考えることは不可能ではないものの、理論的には想定しづらい。なぜならば、時間外労働の賃金割り増しを考慮すると、既存雇用者の労働時間を増加させることは、必ずしも労働コストの削減につながるわけではないからである。また、山本勲・黒田祥子(2014)によれば、日本では、予期せぬ経済不況における労働コストの削減に充てる糊代として、平時においても雇用者に対して時間外労働を課している企業が多いという。これは、日本では、労働者一人当たりの採用・解雇・教育訓練にかかる費用が高いため、雇用数そのものを調整するよりも、労働時間を変動させて不況に対処できる余地を残しておくことが経済合理的となるからである(山本・黒田 2014)。以上のことを踏まえれば、リーマンショックの影響として労働時間が増加するという仮説は理論的に考えづらい。しかし、労働時間の増加が生じていなくとも、労働時間に大きな変化が見られない、もしくは製造業以外にも労働時間に何らかの変化が生じているという可能性は考えられる。これらの可能性を考慮し、労働時間のトレンドについてのベースライン仮説として次のようなものを考える。

仮説 0 (労働時間減少仮説) リーマンショックによって、製造業において、労働時間の減少が生じた。

4.2 データと分析戦略

使用するデータは、連合総合生活開発研究所が実施した「勤労者の仕事と暮らしについてのアンケート」(以下、勤労者短観)のうち、第14回調査(2007年10月)から第20回調査(2010年10月)までの合計7回分の統合データである。分析によっては、統合データではなく単年のクロスセクションのデータを使用する。勤労者短観は、毎年4月と10月に自記式郵送法³⁾によって調査が行われており、毎回質問する定点項目とそれぞれの月で質問する準定点項目が含まれている。母集団は、首都圏(埼玉県・千葉県・東京都・神奈川県)と関西圏(滋賀県・京都府・大阪府・兵庫県・奈良県・和歌山県)に居住している20~60歳代の勤労者である。サンプルは、インテージが保有する首都圏と関西圏に居住するモニターから割付基準に沿って抽出されている。割付基準は、20歳代から50歳代に関して、調査時点で最新の就業構造基本調査(以下、就調)の性・年齢階層・雇用形態別の分布に基づいて合計900名、60歳代に関して同様に合計200名となっている。60歳代に関しては、それ以外の年齢層と同一の割付ではないため、分析から除外している。したがって、本研究の分析で想定されている母集団は、首都圏と関西圏に居住する20~59歳の労働者である。

それぞれの仮説を検証するために、次のような分析戦略を立てる。なお、詳細の分析法と使用する変数についてはそれぞれの分析の項で改めて説明する。まず、ベースラインの仮説を検証するために、統合データを使用し、リーマンショック前後の製造業とそれ以外の産業

別の労働時間の推移を記述的に確認する。さらに、記述的な労働時間のトレンドをもとに労働時間の置換効果について検証する。フルタイム雇用をパートタイム雇用に置き換えることによって労働時間のトレンドに変化が生じている場合、リーマンショック前後で雇用形態の分布が異なるはずである。つまり、置換効果仮説は、リーマンショック後の労働時間減少が、パートタイム雇用の比率が増加したことによってもたらされた想定している。そこで、リーマンショック後の雇用形態をリーマンショック前に固定した場合の反実仮想的な労働時間のトレンドを、実際の観察されたトレンドと比較し、その差を検討する。観察されたトレンドに比べて、反実仮想的なトレンドが大きく変化していれば、それは雇用形態分布の変化によって労働時間のトレンドが影響を受けていたということの意味する。

次に、第17回（2009年4月）のデータを使用し、リーマンショック後に個人の労働時間がどのように変化したのかを分析する。同データには前年と比較したときの労働時間の変化を尋ねている回顧質問があるため、これを用いる。ここで注目するのは、人々の社会経済的地位や社会人口学的背景に関係なく、製造業に勤める人々の労働時間が減少したのかという短縮効果である。

三つ目の分析として、これまでの分析の頑健性の確認のために、職場に注目した分析を行う。2009年4月のデータには直近一年間における職場での様々な雇用調整の有無を尋ねる項目がある。この変数を用いて、リーマンショック後に、置換効果志向の雇用調整が行われていたのか、それとも短縮効果志向の雇用調整が行われていたのかを産業別に比較する。

表1 使用するデータの情報

調査回数	調査期間	調査法	割付付け基準	20歳～59歳			回収率	モニター会社
				首都圏	関西圏	合計		
第14回	2007年10月5日(金)～10月15日(月)	郵送自記式	平成14年就業構造基本調査	582	318	900	86.20%	インテージ
第15回	2008年4月4日(金)～4月14日(月)	郵送自記式	平成14年就業構造基本調査	582	318	900	86.00%	インテージ
第16回	2008年10月2日(木)～10月14日(火)	郵送自記式	平成14年就業構造基本調査	582	318	900	87.20%	インテージ
第17回	2009年4月2日(木)～4月13日(月)	郵送自記式	平成19年就業構造基本調査	588	312	900	86.60%	インテージ
第18回	2009年10月2日(金)～10月12日(月)	郵送自記式	平成19年就業構造基本調査	588	312	900	88.40%	インテージ
第19回	2010年4月2日(金)～4月11日(日)	郵送自記式	平成19年就業構造基本調査	588	312	900	82.10%	インテージ
第20回	2010年10月1日(金)～10月12日(火)	郵送自記式	平成19年就業構造基本調査	588	312	900	88.10%	インテージ

1) 首都圏：埼玉県・千葉県・東京都・神奈川県

2) 関西圏：滋賀県・京都府・大阪府・兵庫県・奈良県・和歌山県

3) 20歳代から50歳代までの雇用者の性・年齢階層・雇用形態別の分布を反映したサンプル割付基準

最後に、割付基準について注意すべき点を明記しておく。それは、第16回（2008年10月）以前と第17回（2009年4月）以降で割付基準となる就調の分布が異なるということである。前者の期間においては、平成14年（2002年）の就調が割付基準になっているが、2008年7月3日に平成19年（2007年）の就調が公開されたため、第17回（2009年4月）以降の勤労者短観ではその就調を割付基準に使用している。単一のクロスセクションのデータを使用する場合にはこの割付基準の変更による影響は小さいと考えられるが、統合データを使用する際には注意が必要である。なぜならば、統合データの趨勢を分析し何らかの変化を確認できたとしても、それがサンプルの割付基準の変化によって生じた可能性もあるか

らである。そのような影響を統制するために、本来であれば、それぞれの調査時点において割付基準が同一となるようにウェイトを設ける必要があるが、本研究では筆者の研究能力の限界もあり、そのような処置を行うことができなかった。したがって、前半の分析に関しては、趨勢の変化を過大に評価しているというバイアスが含まれることに注意されたい。この点は、本研究の限界であり、今後の研究の課題として取り組んでいく。表1にデータの詳細を示す。

5 分析

5.1 労働時間の推移と置換効果

5.1.1 分析方法と変数

ここでは、製造業とそれ以外の産業における労働時間のトレンドの変化を分析したうえで、さらに労働時間の置換効果について検証する。置換効果仮説では、フルタイム職の減少とパートタイム職の増加による労働時間の減少が想定されている。一般的に日本では週の労働時間が40時間以上の場合をフルタイムとみなすことが多い。また、法定労働時間も週40時間に設定されている。一方で、日本では日常的な時間外労働の多さも指摘されている（玄田 2005; 長松 2011, 2016; 小倉 2007; 山本・黒田 2014）。そこで、本研究では、労働時間を週39時間以下、週40時間、週41時間以上の三つに区分する。週40時間をベースラインとして、リーマンショック後に労働時間が減少したのか、それとも増加したのかを確認する。また、置換効果仮説のメカニズムである雇用形態の分布の変化は、正規雇用と非正規雇用の割合の変化でとらえる。

雇用形態分布の変化を統制する方法として、主に人口学で用いられている反実仮想分析の一つである標準化法（Standardization）を使用する（Carmichael 2015）。標準化法は、アウトカムとなる割合を、注目している変数の構成によって影響を受ける部分とそれ以外の部分に分ける手法である。例えば、週39時間以下の割合は(1)式のように分解できる。

$$\frac{SW}{W_{All}} = \frac{SW_{Standard} + SW_{Nonstandard}}{W_{All}}$$

$$= \left\{ \frac{SW_{Standard}}{W_{Standard}} * \left[\frac{W_{Standard}}{W_{All}} \right] \right\} + \left\{ \frac{SW_{Nonstandard}}{W_{Nonstandard}} * \left[\frac{W_{Nonstandard}}{W_{All}} \right] \right\} \quad (1)$$

ここで、SWは週39時間以下の労働者数で、W_{All}は全労働者数である。この式の角括弧の部分が雇用形態の分布の影響を表す部分である。反実仮想分析では、まず(1)式に基づいて、各時点で週39時間以下・週40時間・週41時間以上のそれぞれの比率を算出し、さらにリーマンショック後（2008年10月の第16回以降）の構成効果（角括弧の部分）をそれ以前の構成効果に固定した比率を算出する。標準化の基準となるリーマンショック前の構成効果の値としては、第14回（2007年10月）と第15回（2008年4月）の平均値を用い

る。以上の手続きを一般化すると(2)式のようになる。

The standardized proportion of the work time category j in the period t

$$= \sum_{i=1}^2 \frac{X_{jt}^i}{N_t^i} * \tau \quad \text{where } \tau = \frac{1}{2} \sum_{t=1}^2 \frac{N_t^i}{N_t} \quad (2)$$

($t = 1, \dots, 7$)

このとき、 i は正規雇用 ($i=1$) と非正規雇用 ($i=2$) を示すインデックスであり、 t は時点を示すインデックスで、第14回(2007年10月)のとき $t=1$ となる。したがって、 τ は、第14回(2007年10月)と第15回(2008年4月)の各雇用形態比率の平均を示している。

5.1.2 分析結果

表2に各時点のサンプル数と使用した変数の記述統計を、図2に産業別の労働時間のトレンドを示した。まず、製造業における労働時間のトレンドから確認する。表2によれば、2007年10月から2008年4月にかけて週39時間以下は約0.06ポイント(0.153-0.213)減少しているが、リーマンショック直後の二時点で約0.07ポイント(0.245-0.179)増加している。そのあとは、リーマンショック以前の水準に戻るようなトレンドを見せている(図2)。週41時間以上の割合は、2007年10月の0.718から2008年4月に0.8へと増加し、その1年後の2009年4月には0.681へと減少している。週40時間のトレンドの変動は0.02ポイント以下の範囲で起こっており、週39時間以下や41時間以上と比べると変化は大きくない。数値としては製造業における労働時間のトレンドの変化は決して大きいとは言えないが、図2でその他の産業と比較してみるとその特徴が明らかになる。図2のパネルAに示した製造業以外の労働時間のトレンドは、全期間を通してかなり安定しており、週39時間以下で約0.03ポイント(最小0.322~最大0.348)、週40時間で約0.03(最小0.054~最大0.080)、週41時間以上で約0.02(最小0.587~最大0.607)の変動であり、製造業における変動よりも相対的に小さい。

表2 各年の主な変数の記述統計

変数		第14回(2007.10)	第15回(2008.04)	第16回(2008.10)	第17回(2009.04)	第18回(2009.10)	第19回(2010.04)	第20回(2010.10)	
製造業以外	雇用形態 非正規雇用	0.358	0.388	0.344	0.353	0.329	0.350	0.329	
	正規雇用	0.642	0.612	0.656	0.647	0.671	0.650	0.671	
	労働時間 39時間以下	0.347	0.346	0.322	0.323	0.344	0.348	0.343	
	40時間	0.064	0.063	0.080	0.070	0.054	0.065	0.066	
	41時間以上	0.589	0.592	0.598	0.607	0.602	0.587	0.591	
	N	545	544	575	570	598	526	589	
製造業	雇用形態 非正規雇用	0.154	0.126	0.111	0.092	0.122	0.110	0.133	
	正規雇用	0.846	0.874	0.889	0.908	0.878	0.890	0.867	
	労働時間 39時間以下	0.213	0.153	0.179	0.245	0.186	0.190	0.225	
	40時間	0.069	0.047	0.062	0.074	0.064	0.067	0.069	
	41時間以上	0.718	0.800	0.759	0.681	0.750	0.742	0.705	
	N	188	190	162	163	156	163	173	
全体	産業 製造業以外	0.744	0.741	0.780	0.778	0.793	0.763	0.773	
	製造業	0.256	0.259	0.220	0.222	0.207	0.237	0.227	
	雇用形態 非正規雇用	0.306	0.320	0.293	0.295	0.286	0.293	0.285	
	正規雇用	0.694	0.680	0.707	0.705	0.714	0.707	0.715	
	労働時間 39時間以下	0.312	0.296	0.290	0.306	0.312	0.311	0.316	
	40時間	0.065	0.059	0.076	0.071	0.056	0.065	0.067	
	41時間以上	0.622	0.646	0.634	0.623	0.633	0.624	0.617	
		N	733	734	737	733	754	689	762

以上のことから、ベースラインとなる仮説0は支持できる。2008年4月では80%の労働者が週41時間以上働いていたが、リーマンショック直後の2009年10月にその割合は約76%に減少し、さらに1年後の2009年4月には約68%まで落ち込んだ(表2)。反対に、2008年4月に約15%であった週39時間以下の割合はリーマンショック1年後に約25%まで増加している(表2)。二つの割合はその後リーマンショック以前の水準に戻るようなトレンドを見せており(図2)、やはりリーマンショックを機に労働時間を減少させる何らかの雇用調整が製造業で行われていたということが示唆される。

図2 産業別の労働時間の趨勢

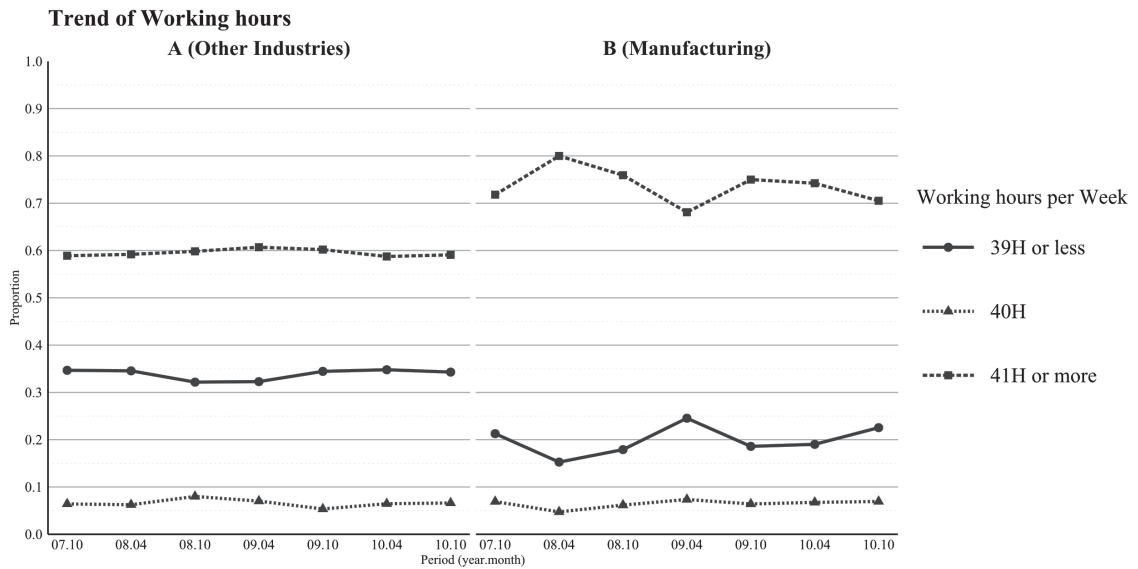
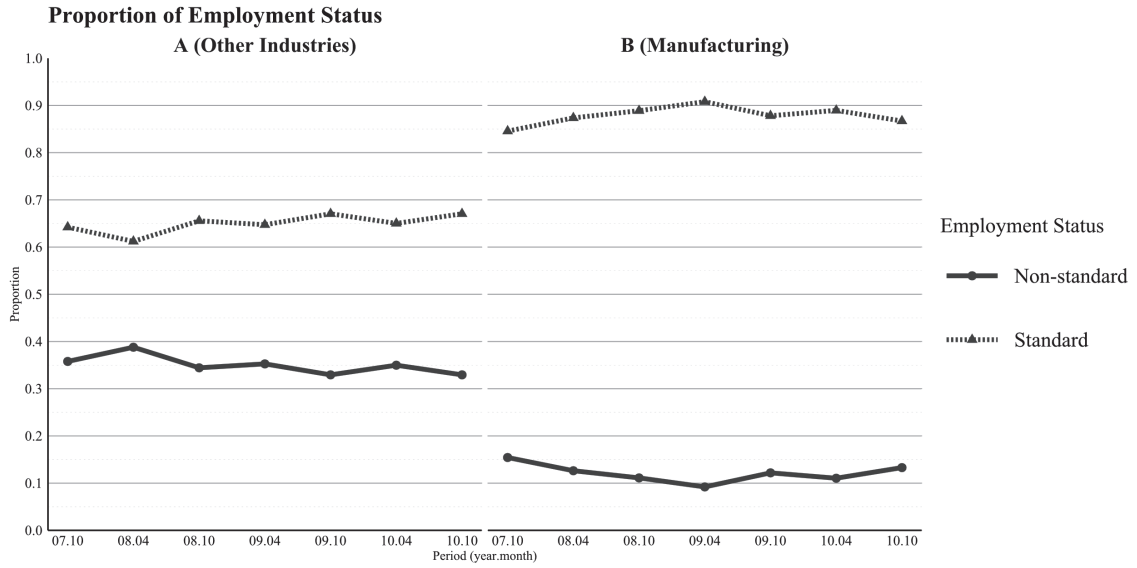
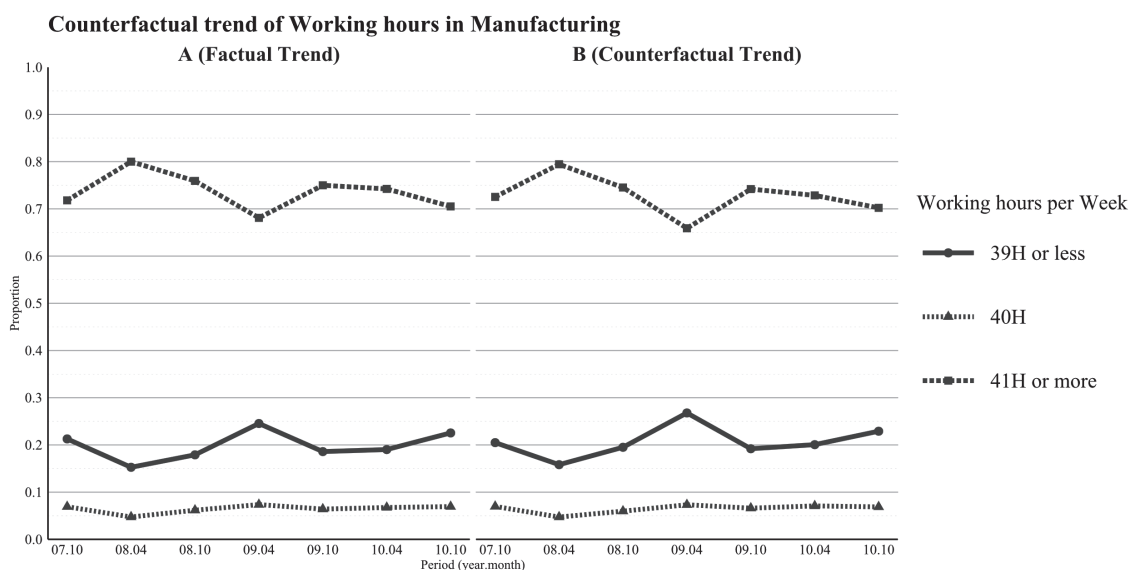


図3 産業別の雇用形態割分布の趨勢



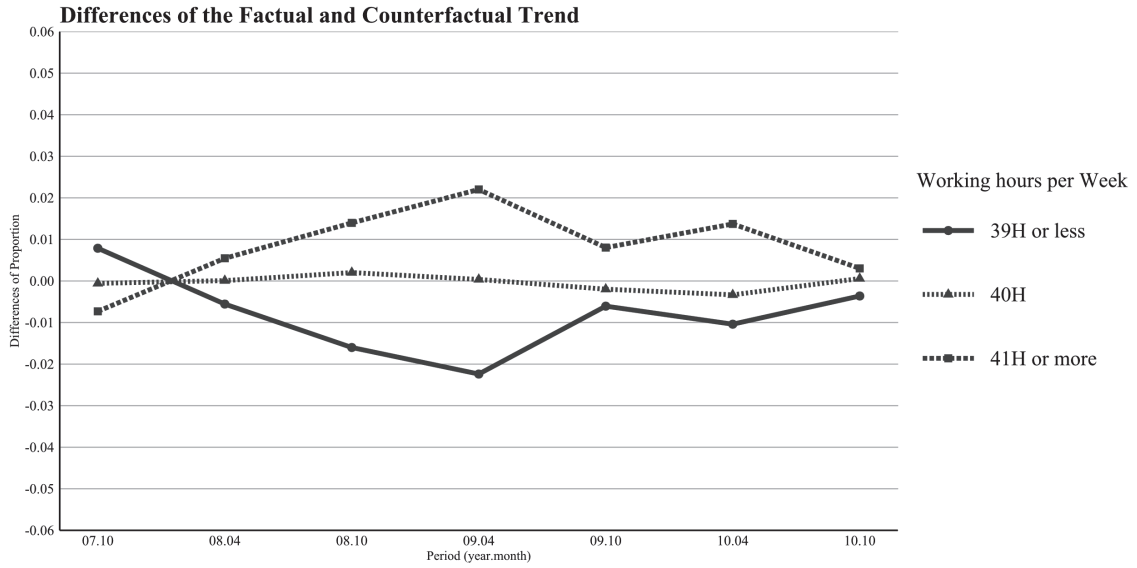
次に、雇用形態の分布のトレンドを記述的に確認する（図3）。図3のパネルBの製造業のグラフを見ると、2007年10月から2009年4月にかけて正規雇用の単調増加（約85%から約91%、表2）が生じていたことがわかる。反対に、同時期の製造業における非正規雇用の割合は約15%から約10%へ減少している（表2）。一方で、製造業以外における雇用形態分布は明確なトレンドを見せているとは言えない（図3パネルA）。通常、正規雇用の比率が増加するほど週40時間や週41時間以上の比率も増加すると考えられるが、先に確認したように、2007年10月から2009年4月にかけて、製造業では週39時間以下の比率がやや増加している。まとめると、実際の雇用形態分布の傾向としては、フルタイム雇用がパートタイム雇用に置き換えられたというよりも、むしろフルタイム雇用（正規雇用）比率の増加が観察された。したがって、置換効果仮説が想定するような傾向は生じていなかったといえる。また、これは、リーマンショックによって製造業における非正規雇用の失業が増加したという先行研究の知見とも整合的である（樋口ほか 2018; 佐藤 2010）。

図4 製造業における労働時間の趨勢の比較



さらに、このような雇用形態の分布の変化を統制したうえで、労働時間のトレンドを反実仮想的に分析してみよう。図4に、(2)式に基づいて算出した製造業における反実仮想的な労働時間のトレンドを示した。これを見る限り、雇用形態の分布の変化を統制しても、労働時間のトレンドには大きな変化はないといえる。仮に置換効果が妥当である場合、(2)式に基づく反実仮想トレンドは、パートタイム雇用（非正規雇用）の増加による労働時間の減少の影響を統制しているため、いずれの労働時間カテゴリーにおいてもフラットになるはずである。しかし、図4パネルBでは、変わらずリーマンショック後の労働時間減少の傾向が観察できる。さらに、図4のパネルBとパネルAのトレンドの差を図5に示した。図5は、リーマンショック前の2時点の雇用形態分布の平均値と比べて、各年における雇用形態分布の変化が、どのように労働時間のトレンドに貢献していたのかということを表している。これによると2008年10月と2009年4月では、週41時間以上のカテゴリーがプラスの値をとっており、反対に週39時間以下のカテゴリーではマイナスの値をとっている。これは、つまり、図3で確認した2008年10月と2009年4月における正規雇用割合の増加が、実際には週41時間以上の割合を増加させ、週39時間以下の割合を減少させる方向に貢献していたということを意味している。それにも関わらず、図2で労働時間の減少というトレンドが実際に観察されたということは、したがって、置換効果仮説が妥当ではないということを示唆する。

図5 反実仮想的な労働時間の趨勢の差（製造業）



5.2 労働時間の短縮効果

5.2.1 分析方法と変数

次に、2009年4月のデータを用い、労働時間の短縮効果を検討する。そのためには、リーマンショック前後で製造業に勤める人々の労働時間が減少したかということを検証する必要がある。通常このような仮説を検証するためには、パネルデータを用いて、異なる時点間において同一個人の労働時間を比較するという手法が最も適切である。もちろん、本研究で使用しているデータはパネルデータではないため、同様の手法を使用することはできない。しかし、2009年4月のデータでは、「最近1年間に、あなた自身の総労働時間（残業・休日出勤含む）はどうなりましたか」という質問項目が設けられており、回顧的情報ではあるが、2008年4月と2009年4月の労働時間の増減を知ることができる。そこで、当該質問に基づき、②変化なし（「変わらない」「わからない」）をベースラインとして、①労働時間が増加した（「かなり長くなった」「やや長くなった」）、③労働時間が減少した（「やや短くなった」「かなり短くなった」）の値をとる変数を作成した。ここでは、その変数を従属変数とする多項ロジットモデルを推定し、製造業ダミーの効果を検討する。図1の理論的フレームワークで示した通り、ここでの製造業ダミーはリーマンショックの影響を示す代理変数である。

なお、労働時間の増減に対しては、リーマンショック以外の要因も影響を与えている可能性があるため、雇用形態、職業、学歴、性別、年齢、配偶者の有無、7歳未満の子供（末子）の有無を統制変数として用いる。また、リーマンショックによって、製造業の中でも特定の特徴を持つ労働者の労働時間のみが変動している可能性もあるため、製造業ダミーと統制変数の交互作用も検討する。使用した変数の記述統計を表3に示した。

表 3 変数の記述統計（多項ロジットモデル）

変数	N	Mean	Min	Max
労働時間の変化（前年比）	709			
増加	144	20.31		
変化なし	380	53.60		
減少	185	26.09		
製造業ダミー	709	0.23	0	1
正規雇用ダミー	709	0.71	0	1
職業	709			
管理・専門・技術	273	38.50		
事務	186	26.23		
営業・販売・サービス	185	26.09		
その他	65	9.17		
学歴	709			
高卒以下	230	32.44		
専門・短大・高専卒	159	22.43		
大卒以上	320	45.13		
男性ダミー	709	0.59	0	1
年齢	709	40.07	20	59
有配偶ダミー	709	0.73	0	1
末子7歳未満ダミー	709	0.18	0	1

5.2.2 分析結果

産業別の労働時間の増減を表 4 に、多項ロジットモデルの結果を表 5 と表 6 に示した。表 5 は、表 6 の中から労働時間の減少に関する主な結果のみを抜き出したものである。標準誤差や統制変数の結果などについては適宜表 6 を参照されたい。

まず 2 変量の関連から確認から検討する（表 4，表 5 モデル 1，表 6 モデル 1）。表 4 を見ると、製造業の労働者のほうが労働時間の減少を経験している割合が約 16%ポイント高い。一方で、労働時間が増加したと回答している割合については産業間でほとんど差異がないが、変化なしと回答した割合は製造業以外において過半数（約 57%）を占めている。また、これらの関連は 0.1%水準で統計的に有意であることも確認された（ $\chi^2=18.5727$ ）。表 5 と表 6 のモデル 1 は、労働時間の増減を従属変数とする多項ロジットモデル（変化なしを参照カテゴリー）に、独立変数として製造業ダミーのみを投入したモデルである。これによると、製造業の労働者は、それ以外の労働者と比べて、労働時間の減少を経験している確率が約 2.4 倍（ $e^{0.875}$ ）も高いことがわかる。一方で、2 変量の分析と同様に、多項ロジットモデルにおいても労働時間の増加に関する産業別の違いは見られない（表 6 モデル 1）。これらの結果は、2008 年 4 月から 2009 年 4 月の間に、製造業において労働者個人の労働時間が減少していたということを示しており、短縮効果仮説を支持している。

表 4 産業別の労働時間の増減

	労働時間の増減 (前年比)			N
	増加	変化なし	減少	
製造業以外	112	314	123	549
	20.40	57.19	22.40	
製造業	32	66	62	160
	20.00	41.25	38.75	
合計	144	380	185	709
	20.31	53.60	26.09	

表 5 多項ロジットモデルの結果 (労働時間減少のみ)

労働時間減少 (ref: 変化なし) 変数	モデル1		モデル4		モデル5	
	係数	オッズ比	係数	オッズ比	係数	オッズ比
製造業ダミー	0.875	2.399 ***	0.880	2.411 ***	-0.054	0.947
男性ダミー			0.115	1.122	-0.153	0.858
交互作用: 製造業×男性					1.286	3.618 *
定数	-0.937	0.392 ***	-0.664	0.515	-0.548	0.578
その他の統制変数			✓		✓	
N	709		709		709	
Log Likelihood	-706.191		-690.832		-687.441	
Pseudo R2	0.012		0.034		0.039	
AIC	1420.382		1429.663		1426.881	
BIC	1438.637		1539.196		1545.541	

1) p<0.001 ***, p<0.01 **, p<0.05 *

しかし、製造業における労働時間の短縮効果は、リーマンショックの影響ではなく、労働時間の減少を経験しやすい特定の労働者が製造業に多いという交絡変数の影響によるものかもしれない。例えば、女性や子供がいる労働者のほうが、仕事と家庭のバランスをとるために、労働時間を意図的に減少させやすいだろう。このような他の変数による交絡の影響を除くために、表 6 のモデル 2 から 4 と表 5 のモデル 4 では統制変数を投入したモデルを推定している。その結果によると、雇用形態と職業が同じであったとしても、製造業における労働者のほうが 2.4 倍 ($e^{0.889}$) ほど高く、労働時間の減少を経験している (表 6 モデル 2)。性別、年齢、配偶関係、7 歳未満の子供 (末子) の有無を統制した表 6 のモデル 3 を見ても、係数はやや減少しているものの (0.854)、製造業における労働者における労働時間減少という知見が統計的に有意に示されている。これらすべてを統制したとしても、労働時間減少を経験している確率は、有意に製造業の労働者のほうが高い (約 2.4 倍、表 5 モデル 4 及び表 6 モデル 4)。以上のことから、リーマンショックによって、人々の社会経済的地位や社会人口学的背景に関係なく、製造業に勤める人々の労働時間が減少したということが言える。したがって、労働時間の短縮仮説は支持された。

表 6 多項ロジットモデルの結果

変数	労働時間減少 (ref: 変化なし)					労働時間増加 (ref: 変化なし)				
	モデル1	モデル2	モデル3	モデル4	モデル5	モデル1	モデル2	モデル3	モデル4	モデル5
製造業ダミー	0.875 *** (0.206)	0.889 *** (0.221)	0.854 *** (0.213)	0.880 *** (0.223)	-0.054 (0.44)	0.307 (0.242)	0.200 (0.253)	0.188 (0.248)	0.177 (0.254)	-0.185 (0.539)
正規雇用ダミー		-0.082 (0.222)		-0.092 (0.242)	-0.019 (0.244)		0.287 (0.251)		0.153 (0.273)	0.182 (0.275)
職業 (ref: 事務)										
管理・専門・技術		0.168 (0.242)		0.181 (0.255)	0.137 (0.256)		0.610 * (0.267)		0.526 (0.28)	0.512 (0.28)
営業・販売・サービス		0.318 (0.257)		0.301 (0.266)	0.274 (0.266)		0.591 * (0.287)		0.496 (0.296)	0.489 (0.297)
その他		0.523 (0.346)		0.501 (0.36)	0.514 (0.363)		0.387 (0.428)		0.257 (0.441)	0.266 (0.441)
学歴 (ref: 高卒以下)										
専門・短大・高専卒		-0.595 * (0.258)		-0.596 * (0.26)	-0.585 * (0.26)		-0.382 (0.288)		-0.363 (0.29)	-0.360 (0.29)
大卒以上		-0.555 * (0.218)		-0.604 ** (0.222)	-0.624 ** (0.224)		-0.197 (0.237)		-0.248 (0.24)	-0.256 (0.24)
男性ダミー			0.124 (0.191)	0.115 (0.23)	-0.153 (0.252)			0.551 ** (0.212)	0.345 (0.251)	0.261 (0.268)
年齢			0.007 (0.011)	0.006 (0.011)	0.007 (0.011)			-0.001 (0.012)	0.000 (0.012)	0.000 (0.012)
有配偶ダミー			-0.371 (0.265)	-0.449 (0.27)	-0.478 (0.271)			-0.093 (0.296)	-0.177 (0.301)	-0.189 (0.302)
末子7歳未満ダミー			-0.143 (0.276)	-0.074 (0.28)	-0.037 (0.282)			-0.031 (0.284)	0.001 (0.287)	0.016 (0.287)
交互作用										
製造業×男性					1.286 * (0.507)					0.519 (0.606)
定数	-0.937 *** (0.106)	-0.710 ** (0.266)	-0.974 * (0.385)	-0.664 (0.457)	-0.548 (0.46)	-1.031 *** (0.11)	-1.482 *** (0.314)	-1.246 ** (0.425)	-1.366 ** (0.51)	-1.337 ** (0.512)
N	709	709	709	709	709					
Log Likelihood	-706.1908	-693.7518	-701.0079	-690.8316	-687.4406					
Pseudo R2	0.012	0.030	0.020	0.034	0.039					
AIC	1420.382	1419.504	1426.016	1429.663	1426.881					
BIC	1438.637	1492.525	1480.782	1539.196	1545.541					

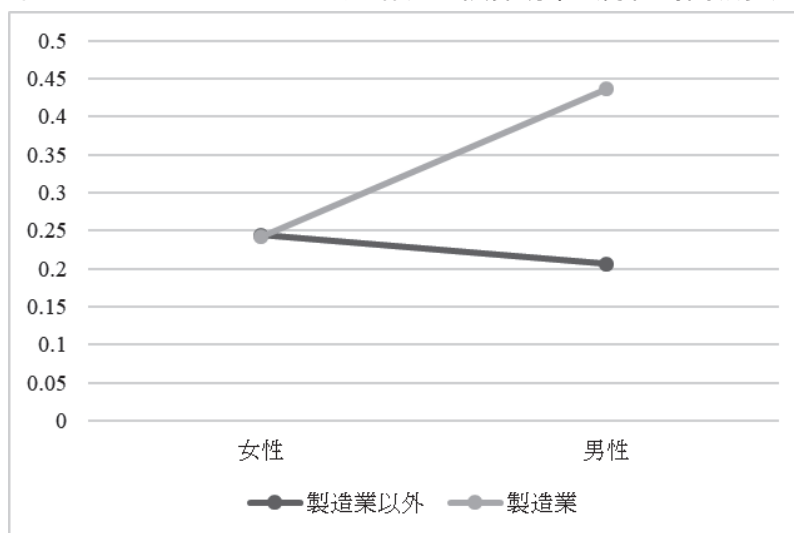
1) p<0.001 ***, p<0.01 **, p<0.05 *

2) 括弧内は標準誤差

次に、製造業ダミーと統制変数の交互作用を投入したモデルを推定し、労働時間の短縮効果の異質性について検討する。詳細の結果は省略するが、推定の結果、労働時間減少に対して5%水準以下で有意であったのは、製造業ダミーと性別ダミーの交互作用効果のみであった⁴⁾。製造業ダミーと性別ダミーの交互作用項を投入したモデルを表5と表6のモデル5に、労働時間減少に関するその交互作用の限界効果を図6に示した。モデル5を見ると、製造業ダミーと性別ダミーの主効果は有意ではなく、交互作用効果のみ有意にプラスの値をとっている。つまり、製造業における男性労働者が、それ以外と比べて、労働時間減少を経験している確率が有意に高いということである。図6を見ると、製造業の女性労働者、製造業以外の男性労働者、製造業以外の女性労働者については互いにほとんど差異がなく、製造業の男性労働者のみ限界効果が大きくなっている。この結果から、リーマンショックは、製造業の労働者すべての労働時間の減少をもたらしたというよりも、主に製造業における男性労働者の労働時間のみを減少させたということがわかる。これは、労働時間の短縮効果の

異質性を示唆している。

図6 モデル5における交互作用の限界効果（労働時間減少）



最後に、いくつかの統制変数の影響と労働時間増加の結果について簡単に述べておく。まず、全体として統制変数は労働時間の増減に対して大きな影響を持っているとは言えない。表6を見ると、統制変数を投入しないモデル1に比べて他の各モデルでは、疑似決定係数は若干増加しているものの、適合度指標（AICとBIC）に関しては、ベースラインであるモデル1と比べてほとんど改善していない。学歴は、統制変数の中でも唯一労働時間減少に対して有意な値をとっている（表6モデル2と4）。他の要因を統制したとしても、他の学歴に比べて高卒が有意に高く労働時間減少を経験していたことがわかる。この結果は、学歴が労働者の人的資本の指標となっていると考え、企業が生産性の低い低学歴の労働者の労働時間を優先的に短縮していたと解釈することができる。つまり、より人的資本の高い労働者を相対的に長く働かせることによって、企業は、生産性に与える労働時間の削減の影響を抑制しようとしていたのであろう。また、管理・専門・技術職もしくは男性であると、労働時間増加を経験している確率が高いが（表6モデル2と3）、両者を同時に統制するとその効果は有意ではなくなる。これは、男性の中でも管理・専門・技術職がリーマンショック前後で労働時間の増加を経験している確率が高いことによって生じていると考えられる。

5.3 職場における雇用調整

5.3.1 分析方法と変数

これまでの二つの分析の結果、リーマンショックによる労働時間の減少は、置換効果ではなく、短縮効果によってもたらされていたという知見が得られた。すなわち、リーマンショックによって労働コストの削減の圧力を受けていた製造業における企業は、既存労働者の労働時間を短縮するという雇用調整を行っていたということである。しかし、本研究のこれ

まで分析結果は次の点において若干の限界を抱えている。第一に、二つの分析結果は、リーマンショックと労働時間の変化に関する企業の雇用調整というメカニズムの存在を理論的には支持しているものの、それ自体を直接検証しているわけではないため、実証的な知見としてはやや頑健性に欠けるという点である。第二に、とくに二つ目の分析結果に関して、労働時間の短縮効果が、所定内労働時間の短縮によるものか所定外労働時間（残業時間）の短縮によるものかを区別できていないという点である。

表 7 変数の記述統計

	全体				雇用調整あり (N=283)				雇用調整なし (N=390)			
	N	Mean	Min	Max	N	Mean	Min	Max	N	Mean	Min	Max
雇用調整ダミー	673	0.42	0	1								
人員削減ダミー：正規雇用					283	0.19	0	1				
人員削減ダミー：非正規雇用					283	0.47	0	1				
残業規制					283	0.53	0	1				
労働時間短縮・労働日数削減					283	0.09	0	1				
製造業ダミー	673	0.24	0	1	283	0.36	0	1	390	0.16	0	1
労働組合ダミー	673	0.41	0	1	283	0.53	0	1	390	0.32	0	1
企業規模	673				283				390			
99人以下	222	32.99			66	23.32			156	40.00		
100～299人	121	17.98			49	17.31			72	18.46		
300～999人	105	15.60			46	16.25			59	15.13		
1000人以上	225	33.43			122	43.11			103	26.41		

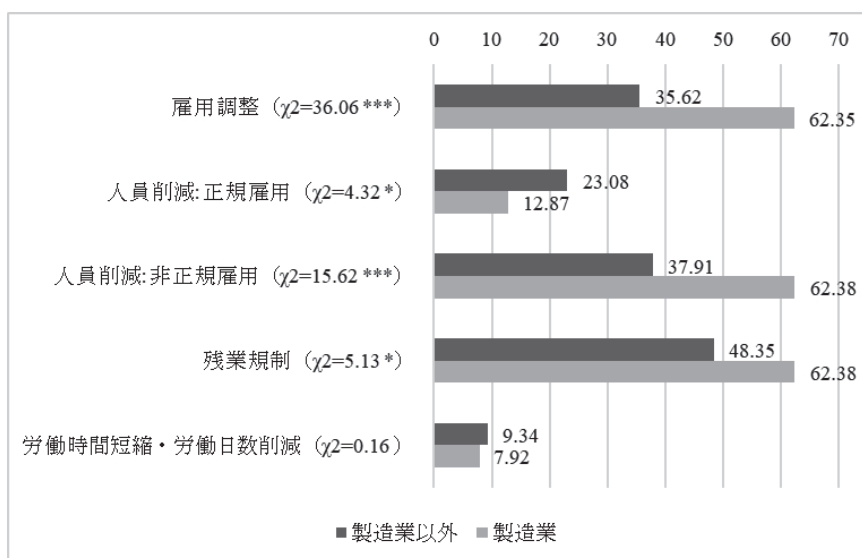
ここでは、2009年4月のデータを用い、直近一年間における雇用調整の有無に注目して職場レベルの分析を行う。勤労者短観は本来個人レベルのマイクロデータであるが、ここでの分析においては、職場の特徴に関する変数のみを用いることによって疑似的に職場レベルのマイクロデータと見なしている。したがって、母集団は、個人の回答から推察される疑似的な職場である。使用する従属変数は、まず直近一年間に何らかの雇用調整があったか、次に雇用調整があったと答えたサンプルに対して、正規雇用の人員削減があったか、非正規雇用の人員削減があったか、残業規制があったか、(所定)労働時間の短縮もしくは労働日数の削減があったかの5つである。この5つは雇用調整があった場合を1とするダミー変数として用いる。独立変数はこれまで同様に製造業ダミーであり、リーマンショックの影響を示している。さらに、リーマンショックとは関係なく、雇用調整を行いやすい特徴を持った職場が製造業に多いという交絡要因による影響を除くため、統制変数として企業規模と労働組合ダミー(労働組合あり=1)を用いる。それぞれの変数についての記述統計を表7に示した。

次項で、最初にそれぞれの雇用調整変数と製造業ダミーの二変量の関連について確認したのちに、統制変数を投入した二項ロジットモデルの推定結果と、交絡要因の影響を除いた分析結果について述べる。置換効果仮説が妥当であるである場合、正規雇用の人員削減に関して製造業ダミーが有意にプラスの値、反対に、非正規雇用の人員削減に関して有意にマイ

ナスの値となり、その他の雇用調整に関しては有意にはならないと想定される。一方で、短縮効果仮説が妥当である場合、製造業ダミーの係数が、残業規制と労働時間短縮・労働日数削減以外に関しては有意差がないと想定される。さらに、短縮効果は、残業規制に関して製造業ダミーが有意にプラスであれば、時間外労働の短縮による効果、労働時間短縮・労働日数削減に関して有意にプラスであれば、所定内労働時間の短縮による効果と見なせる。

5.3.2 分析結果

図7 産業別の雇用調整



1) 雇用調整の結果のサンプルサイズは、製造業で 162、製造業以外で 511 である。それ以外の変数の結果に関しては、製造業で 101、製造業以外で 182 である。

2) $p < 0.001$ ***, $p < 0.01$ **, $p < 0.05$ *

図7に、産業別の雇用調整について示した。これによると、製造業の職場のうち過半数以上（約 62%）が何らかの雇用調整を経験しているのに対して、それ以外の職場では約 4 割にとどまっている。この差は統計的にも有意であり、リーマンショックによって雇用調整が生じたことをうかがわせる。さらに、具体的な雇用調整の内容に関してしてみると、製造業の職場では、非正規雇用の人員削減と残業規制の割合が有意に大きい（それぞれ約 62%）。非正規雇用の人員削減については、リーマンショック後に同産業において非正規雇用の失業が高まったとする先行研究の知見と整合的である（樋口ほか 2018; 佐藤 2010）。また、置換効果が想定する正規雇用の人員削減は、むしろ製造業以外で有意に多いという結果になっており、置換効果仮説は支持できない。さらに、残業規制の割合が他産業の職場よりも高い（約 62%）という結果は、労働時間の短縮効果を支持するものである。労働時間短縮・労働日数削減については、産業間で有意差がないことから、短縮効果は主に時間外労働の削減によって生じていたということがわかる。

省略しているが、従属変数をパート・契約雇用の人員削減と派遣雇用の人員削減に分けて分析しても同様の結果が得られており（フルモデルにおける製造業ダミーの係数はそれぞれ1%水準で有意に0.6918と1.1235）、図7の分析結果や先行研究の知見が頑健であることが示唆される。

次に、正規雇用の人員削減と残業規制についての結果を確認する。正規雇用の人員削減に関して、労働組合の有無を統制したときに製造業ダミーの係数の有意差がなくなっている（表9）。すなわち、リーマンショック後の製造業における正規雇用の人員削減という雇用調整が相対的に少なかったのは、製造業における労働組合の組織率の高さが要因であると考えられる。労働組合がある職場の割合は、製造業において約58%であるのに対して、それ以外の産業においては約36%である（結果は省略）。残業規制に関しては、労働組合の有無か企業規模を統制した場合に有意差が消失している。また、表9のモデルD2からD4を見ると、産業の違いを統制してもなお、大企業であるもしくは労働組合がある場合に残業規制が生じる確率が有意に高くなっている。このことから、製造業における残業規制は、製造業に大企業が多く、また労働組合の組織率も高いということによって生じていると考えられる。

製造業における労働組合率の高さを踏まえれば、以上の知見から、リーマンショックという不況期において、製造業では、正規雇用者に関しては残業規制によって、一方で非正規雇用者に関しては解雇や雇止めなどの人員削減によって労働コストを削減することで対応していたという、ストーリーが見えてくる。この議論は、日本における労働組合が企業別かつ正規雇用者を中心に組織されていることを踏まえれば、整合的であると考えられる。この点については、今後詳細に検討していく必要があるだろう。

6 議論と結論

本研究は、企業の雇用調整というメカニズムに注目してリーマンショックと労働時間の変化を検討してきた。そこで明らかになった知見は次の3点にまとめることができる。第一に、リーマンショックは、マクロ経済的な影響は短期的であるものの、主に製造業の企業や職場に対して労働コストの削減を目的とする雇用調整を引きこした。そのような雇用調整は、主に製造業における男性労働者の労働時間の短時間化というマクロな趨勢として検証されただけでなく、職場レベルの分析によっても確認できた。第二に、リーマンショックの影響を受けた製造業における労働時間の減少トレンドは、パートタイム雇用比率の増加という置換効果によるものではなく、正規雇用の残業時間の削減という短縮効果によって生じていたということである。第三に、リーマンショックは労働時間の変化以外に、職場における非正規雇用の人員削減という雇用調整も引き起こしていたということである。この点については、当時社会的に大きな関心を集めた「派遣切り」や先行研究の知見を裏付けるものである（樋口ほか 2018; 佐藤 2010）。

結論として、日本においてリーマンショックが労働市場へ与えた影響は、主に製造業とい

う領域に限られていたが、決して無視できるものではなかったといえる。リーマンショックの影響を明らかにする社会学的な研究が少ないということを鑑みれば、先行研究で指摘されていた非正規雇用の失業という影響だけではなく、労働時間によって捉えられる働き方の変化を明らかにしたことは本研究における重要な学問的貢献である。さらに、本研究では、リーマンショックと働き方の変化を結ぶメカニズムとして、雇用調整という組織の文脈が重要であることを示した。したがって、本研究は、組織や企業というメゾレベルの事象に注目して不平等の生成を説明する関係的不平等論 (Relational Inequality Theory) の理論的重要性も示唆している (Stainback et al. 2010; Tomaskovic-Devey and Avent-Holt 2017, 2018)。別の言い方をすれば、それは、マイクロ・メゾ・マクロ・リンクという新たな理論枠組みの中で社会的事象を検討することであり、従来の社会階層論や格差不平等研究に典型的であったマイクロ・マクロ・リンクというフレームワークの精緻化にも貢献する (Coleman 1990=2004; 太郎丸 2002)。

また、本研究を含めた日本の研究における知見と国外におけるそれを比較することで、リーマンショックの影響の異質性が浮かび上がってくる。リーマンショックは、震源地であるアメリカの労働市場に長期的な失業をもたらしただけでなく、国民の消費行動や価値観にまでも影響を与えていた (Grusky et al. eds. 2011; Redbird and Grusly 2016; Treas 2010)。それに対して、イギリスとドイツでは製造業における短時間労働化 (Brenke et al. 2013; Gregg and Wadsworth 2010; Herzog-Stein and Zapf 2014; Heyes 2011; Heyes et al. 2017; Lallement 2011; Warren 2015)、日本では製造業における男性非正規雇用の失業や有配偶男性の所得低下 (樋口ほか 2018; 佐藤 2010)、製造業における残業の削減という影響にとどまっている。

このような違いは、各国における労働市場の制度に起因する自由化 (Liberalization) の多様性と対応している (Hall and Soskice eds. 2001; Thelen 2014)。Peter Hall と David Sockice (2001) によれば、各国の経済体制は、雇用者と労働者の戦略的なコーディネーションの程度によって大きく二つのタイプに分けることができる。雇用者と労働者の戦略的コーディネーションが労働市場において重要である、コーディネートされた市場型経済 (Coordinated Market Economies; CMEs) と、自由市場メカニズムに基づく自由市場型経済 (Liberal Market Economies; LMEs) である。さらに、Kathleen Thelen (2014) は、前者における戦略的コーディネーションを国家レベルで生じる場合 (National coordination; NCMEs) とセクターや企業レベルで生じる場合 (Sector or firm coordination; SFCMEs) に分けたうえで、この三つの類型において、近年のグローバル化やサービス産業化によって促された自由化についても多様性があると主張する。例えば、もともと戦略的コーディネーションのレベルが低い LMEs では、さらにその程度を低下させ、同時に不平等を拡大させる脱規制化 (Deregulation) という自由化がみられている (e.g., アメリカなどのアングロサクソン諸国)。セクターや企業レベルのコーディネーションが特徴である SFCMEs では、二極化 (Dualization) という自由化が起きている (e.g., ドイツなどの大陸ヨーロッパ諸国)。それは、戦略的コーディネーションの程度は維持しつつも、それが適応されないセクターの拡大の拡大によって、不平等が二極

的に拡大するという自由化である。最後に、国家レベルで戦略的コーディネーションが生じる NCMEs においては、高い平等性を維持していながらも労働者の移動可能性 (Mobility) を高める柔軟化 (Flexibilization) が生じている (e.g., デンマークなどの北欧諸国)。

本研究で明らかにした各国におけるリーマンショックへの対処の差異は、以上の議論を裏付けている。例えば、長期的な失業というアメリカにおけるリーマンショックへの対処は、アメリカが LMEs 的な脱規制化による自由化を行っていたということからも解釈ができる。すなわち、自由市場メカニズムに基づくアメリカの労働市場では雇用保障や解雇規制が弱いため、リーマンショックという経済不況において、企業が解雇という雇用調整を用いて労働コストを削減したと考えられる。長期的な大量の解雇はアメリカが労働市場の規制を弱め不平等を高めるような自由化を行っていたから可能になったのである。ドイツでは短時間労働化という雇用調整が行われていたが、それは所得補填を伴っていた (Brenke et al. 2013; Herzog-Stein and Zapf 2014)。これは、ドイツにおいて戦略的コーディネーションの程度が高いということと適合的である。しかしながら、先行研究では、Thelen (2014) が指摘するような二極化的なリーマンショックへの対処がドイツで生じていたということは明らかにされていない。イギリスでも短時間労働化という雇用調整が行われていたが、それは所得補填を伴っておらず、むしろ、そのような短時間雇用は不完全雇用 (Underemployment) であるとして問題視されていた (Heyes et al. 2017; Lallement 2011; Warren 2015)。アメリカ同様に LMEs に分類されるイギリスにおいても、脱規制化による自由化が行われており、労働市場における雇用・所得保障が弱くなっていたと解釈できる。

日本におけるリーマンショックの対応は、企業レベルで戦略的コーディネーションが生じている SFCMEs の特徴を備えているといえる。SFCMEs では、労働市場を、セクター間や企業間において戦略的なコーディネーションが残存する部分とそうではない部分とに二極化するような自由化が特徴的である。先行研究では、リーマンショックによって製造業における男性非正規雇用の失業や有配偶男性の所得低下がもたらされたということが明らかにされており (樋口ほか 2018; 佐藤 2010)、また本研究 5.3 節の分析結果では、製造業において労働組合が正規労働者の雇用保護に影響していたという知見が得られている。すなわち、戦略的コーディネーションの影響を強く受ける正規雇用に対しては、残業の削減という相対的な所得の低下を受け入れる代わりに雇用保護が提供されていた一方で、自由市場的な労使関係に代表される非正規雇用に対しては解雇による雇用喪失が課されていたということである。このことは、製造業という限られたセクターにおいても、リーマンショックの影響から保護された正規雇用と、その影響を甚大に受けた非正規雇用という二極的格差が生じているということを示唆しており (Kalleberg 2011; 神林 2017)、日本の労働市場が雇用形態 (正規か非正規か) に関して大きな分断を抱えているという主張とも整合的である (神林 2017)。さらに、企業内部において雇用形態に応じたリーマンショックへの対処の差異が生じていたということは、日本においては戦略的コーディネーションが企業内部の特定の雇用者を想定して形成されているということも示唆している。

以上のように、リーマンショックを研究することは、社会経済変動が、異なる労働市場の制度的文脈の下で人々の働き方にどのような影響を与えたのかという問いを検討することに繋がる。日本において短期局所的な社会経済変動であるリーマンショックは、一般的に長期大域的なそれと比べて学問的に大きな関心を集めることは少ないが、本研究で明らかにしたように、製造業セクターにおける二極的な格差を拡大させていた可能性がある。その意味で、リーマンショック研究は、労働市場における格差不平等を研究するアプローチとして国際的・学際的な重要性がある。

最後に本研究の限界点について述べる。まず、本研究は、知見を一般化できる母集団が首都圏・関西圏に限られているという点と、主にクロスセクショナルな変化を扱っているという点において方法論的な限界を抱えている。今後の課題としては、本研究の知見が日本の労働市場のより広い範囲において一般化できるよう全国を代表する調査データを使用することや、パネルデータを用いた労働時間の変化のモデリングということが挙げられる。また、本研究で明らかにした労働時間の変動はメンタルヘルスや幸福度にどのように影響したのかという問いや (Heyes et al. 2017; Grusky et al. eds. 2011; Redbird and Grusly 2016)、製造業における二極格差のその後の趨勢はどうなったのかという問い、労働時間の変化というミクロな事象は再びどのようなマクロ現象を引き起こしたのかという問いをさらに検討していくことも今後の研究課題として位置付けておく。

[注]

- 1) 本研究における「リーマンショック」は 2008 年 9 月 15 日アメリカの証券会社「リーマン・ブラザーズ」の経営破綻に端を発する国際的な経済危機とその日本への影響を指す。また、英語では **Great Recession** と呼ばれているが、本研究においては、日本語でのわかりやすさを考慮して「リーマンショック」と呼ぶことにする。
- 2) 主にはアメリカやその中継地点であるアジア諸国である。日本の輸出志向の製造業では、最終的な輸出先であるアメリカと直接貿易を行うだけでなく、初期投資費用や労働コストが低いアジア諸国に設けた製造工場の中継地点を経由する形でもアメリカと貿易を行う、いわゆる三角貿易を行っていた。そのため、日本の製造業は、リーマンショックによって、国内におけるアメリカ向け輸出需要の低下の影響だけではなく、アジア諸国におけるアメリカ向け輸出需要が低下したことによる、国内のアジア諸国向けの輸出需要の低下の影響も受けた。以上の議論についての詳細は、Kyoji Fukao and Tangjun Yuan (2009) を参照されたい。
- 3) 勤労者短観は、2010 年 10 月は郵送法以外に WEB によっても調査が行われているが、WEB 調査によるサンプルは分析から除外している。
- 4) 労働時間の増加にしては、製造業ダミーと職業の交互作用のうち、営業・販売・サービス職の係数が有意に正の値であった。しかし、この解釈については、本研究の関心からは逸れるため省略する。

[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「勤労者の仕事と暮らしに関する二次分析：データからみた 2007 年～2017 年」（連合総合生活開発研究所）の個票データの提供を受けました。

[参考文献]

- Bauman, Zygmunt, 2000, *Liquid Modernity*, Oxford: Polity Press. (=2001, 森田典正訳『リキッド・モダニティ』大月書店.)
- Brenke, Karl, Ulf Rinne, and Klaus F. Zimmermann, 2013, “Short-time Work: The German Answer to the Great Recession,” *International Labour Review*, 152(2): 287-305.
- Carmichael, Gordon A, 2015, *Fundamentals of Demographic Analysis: Concepts, Measures and Methods*, Switzerland: Springer International Publishing.
- Coleman, James S, 1990, *Foundations of Social Theory*, Cambridge: The Belknap Press of Harvard University Press. (=2004, 久慈利武訳『社会理論の基礎』青木書店.)
- Erikson, Robert, and John H. Goldthorpe, 1992, *The Constant Flux: A Study of Class Mobility in Industrial Societies*, Oxford: Oxford University.
- Finnigan, Ryan, 2018, “Varying Weekly Work Hours and Earnings Instability in the Great Recession,” *Social Science Research*, 74: 96-107.
- Fukao, Kyoji, and Tangjun Yuan, 2009, “Why is Japan so Heavily Affected by the Global Economic Crisis? An Analysis Based on the Asian International Input-Output Tables,” VOX, CEPR Policy Portal (2019 年 2 月 3 日取得, <https://voxeu.org/article/why-has-japan-been-so-hard-hit-global-crisis>).
- 深尾京司, 2012, 『「失われた 20 年」と日本経済——構造的な原因と再生の原動力』日本経済新聞出版社.
- 玄田有史, 2005, 『働く過剰』NTT 出版株式会社.
- Gregg, Paul, and Jonathan Wadsworth, 2010, “Employment in the 2008-2009 Recession,” *Economic and Labour Market Review*, 4(8): 37-43.
- Grusky, David B, Bruce Western, and Christopher Wimer, 2011, “The Consequences of the Great Recession,” ——— eds., *The Great Recession*, New York: Russell Sage Foundation, 3-20.
- eds., 2011, *The Great Recession*, New York: Russell Sage Foundation.
- Hall, Peter A, and David Soskice, 2001, “An Introduction to Varieties of Capitalism,” Peter A Hall and David Soskice eds., *Varieties of Capitalism: The Institutional Foundations of Comparative Advantage*, Oxford: Oxford University Press, 1-68.
- eds., 2001, *Varieties of Capitalism: The Institutional Foundations of Comparative Advantage*, Oxford: Oxford University Press.
- Herzog-Stein, Alexander, and Ines Zapf, 2014, “Navigating the Great Recession: The Impact of Working-

- Time Accounts in Germany,” *Industrial and Labor Relations Review*, 67(3): 891-925.
- Heyes, Janson, 2011, “Flexicurity, Employment Protection and the Jobs Crisis,” *Work, Employment and Society*, 25(4): 642-57.
- , Mark Tomlinson, and Adam Whitworth, 2017, “Underemployment and Well-being in the UK before and after the Great Recession,” *Work, Employment and Society*, 31(1): 71-89.
- 樋口美雄・石井加代子・佐藤一磨, 2018, 『格差社会と労働市場——貧困の固定化をどう回避するか』慶應義塾大学出版会.
- Hout, Michael, Asaf Levanon, and Erin Cumberworth, 2011, “Job Loss and Unemployment,” David B Grusky, Bruce Western, and Christopher Wimer eds., *The Great Recession*, New York: Russell Sage Foundation, 59-81.
- Kalleberg, Arne L, 2003, “Flexible Firms and Labor Market Segmentation: Effects of Workplace Restructuring on Jobs and Workers,” *Work and Occupations*, 30(2): 154-75.
- , 2011, *Good Jobs, Bad Jobs*, New York: Russell Sage Foundation.
- 神林龍, 2017, 『正規の世界・非正規の世界——現代日本労働経済学の基本問題』慶應義塾大学出版会.
- 経済産業省, 2009, 『通商白書』.
- Lallement, Michel, 2011, “Europe and the Economic Crisis: Forms of Labour Market Adjustment and Varieties of Capitalism,” *Work, Employment and Society*, 25(4): 627-41.
- 長松奈美江, 2011, 「長時間労働をもたらす『不平等』な条件」佐藤嘉倫・尾嶋史章編『現代の階層社会 I ——格差と多様性』東京大学出版会, 97-111.
- , 2016, 「サービス産業化をもたらす働き方の変化」『日本労働研究雑誌』666: 27-39.
- 小倉一哉, 2007, 『エンドレス・ワーカーズ』日本経済新聞出版社.
- Redbird, Beth, and David B. Grusly, 2016, “Distributional Effects of the Great Recession: Where Has All the Sociology Gone?” *Annual Review of Sociology*, 42: 185-215.
- 佐藤一磨, 2010, 「景気後退後の就業行動の変化」瀬古美喜・照山博司・山本薫・樋口美雄・慶應—京大連携グローバル COE 編『日本の家計行動のダイナミズムVI——経済危機下の家計行動の変容』慶應義塾大学出版会, 89-114.
- 瀬古美喜・照山博司・山本薫・樋口美雄・慶應—京大連携グローバル COE 編, 2010, 『日本の家計行動のダイナミズムVI——経済危機下の家計行動の変容』慶應義塾大学出版会.
- 瀬古美喜・照山博司・山本薫・樋口美雄・慶應—京大連携グローバル COE 編, 2011, 『日本の家計行動のダイナミズムVII——経済危機後の家計行動』慶應義塾大学出版会.
- Stainback, Kevin, Donald Tomaskovic-Devey, and Sheryl Skaggs, 2010, “Organizational Approaches to Inequality: Inertia, Relative Power, and Environments,” *Annual Review of Sociology*, 36: 225-47.
- 太郎丸博, 2002, 「社会階層論とミクロ・マクロ・リンク——John H. Goldthorpe の社会移動論と合理的選択理論」『社会学評論』52(4): 504-21.
- , 2009, 『若年非正規雇用の社会学——階層・ジェンダー・グローバル化』大阪大学出

版会.

Thelen Kathleen A, 2014, *Varieties of Liberalization and the New Politics of Social Solidarity*, UK: Cambridge University Press.

Tomaskovic-Devey, Donald, and Dustin Avent-Holt, 2017, “Organizations and Stratification: Processes, Mechanisms, and Institutional Contexts,” *Research in Social Stratification and Mobility*, 47: 1-5.

———, 2018, *Relational Inequality: An Organizational Approach*, Oxford: Oxford University Press.

Treas, Judith, 2010, “The Great American Recession: Sociological Insights on Blame and Pain,” *Sociological Perspectives*, 53(1): 3-17.

Warren, Trancey, 2015, “Work-time Underemployment and Financial Hardship: Class Inequalities and Recession in the UK,” *Work, Employment and Society*, 29(2): 191-212.

山本勲・黒田祥子, 2014, 『労働時間の経済分析——超高齢社会の働き方を展望する』日本経済新聞出版社.

介護離職要因の検討と課題

西垣美穂子

明星大学

本研究は介護離職の要因について検討し、その課題を明らかにしようとする。介護離職とは、家族や親族の介護を担うために、仕事を離職することをいう。介護をしながら働く有業者は、年々増加し続け、今や346万人が介護離職予備軍ともされている。本研究では2016年の「勤労者と仕事とくらしに関するアンケート」を用い、雇用状態にある2000人の労働者を対象に、介護離職に至る要因についてデータより明らかにする。「介護と仕事の両立が可能かどうか」を問い、その回答を従属変数とする。さらにロジスティック回帰分析で推定を行う。これはどの労働者に、いつ介護問題が発生するかを予測すること、すでに介護離職の可能性のあるものを分析対象とするからである。その結果、男性のほうが介護の制度・施策があれば介護と仕事の両立が可能と考えている一方で、女性は経済的支援があれば介護と仕事の両立が可能であることが明らかとなった。

1 研究目的

本研究は、介護離職にいたる要因を検討しその課題を抽出することを目的とする。本研究が介護離職と呼ぶのは、家族や親族の介護を担うことが原因で、離職することである。

日本の介護問題は大きな社会問題となっている。就業構造基本調査（2012,2017）から、現在介護をしている人を図1にしめした。図1から2012年で約557万3,000人から2017年には約627万6,000人に増加しており、今後も増加傾向にあることがうかがえる。

図1に示した総数のうち、介護をしているが働いていない人（無業者）は2012年で約266万3,000人、2017年では約281万3,000人となり、微増している。いっぽうで、介護をしながら働いている人（有業者）は、2012年で約291万であったが、2017年には約346万3,000人へとより急速に増加している。約346万人が介護離職予備軍ともなれ、今後もその数は減りそうにない。

2017年10月には日本の総人口に占める65歳以上人口は3,515万人となり、高齢化率は27.7%となった（内閣府、2018年）。人数や比率の高さも課題であるが、わが国の特徴は、1950年には高齢化率が5%、1970年に7%、1994年に14%と、急速にその率を伸ばしたことである。いっぽうで厚生労働省（2006）は、2025年には高齢者人口は約3500万人に達し、そのうち認知症高齢者数は、約320万人になり、全国で介護職員が38万人不足するという推計をだした。このことから今日では、高齢化の速さのみならず、高齢化率の高さも問題となっていることが示唆されている。

国民生活基礎調査（2016）においても、介護が必要となった主な原因で一番多い回答は認知症であった。くわえて、同居の主な介護者と要介護者等の組み合わせを年齢別にみると「70-

79歳」の要介護者に対して「70-79歳」が介護している割合は48.4%であった。また、60歳以上同士は70.3%、65歳以上同士は54.7%、75歳以上同士は30.2%となり過去最高の値を示している。これらの数値から高齢者が高齢者を介護する、いわゆる老老介護という状況がうかがえる。老老介護では、介護される側と介護する側の双方にリスクが存在することは容易に想像できる。先述の国民生活基礎調査において、介護が必要となった主な原因が認知症であったことを鑑みると、介護する側と介護される側の双方が認知症という、いわゆる認認介護といわれる状況も発生しつつあると考えられる。このように、すでに2025年問題の前兆が一部社会問題として表出しており、早急な対応が求められる。

人口の高齢化問題への対応において困難さや遅れが課題となり、介護人材の不足、老老介護、高齢者虐待、介護離職等の介護問題を引き起こす要因にもなっている。まさに介護問題には喫緊の対応が必要であると考えられる。これらの問題群の中でも、介護離職については、人材管理上の離職要因としての性格を持ち、労働力問題と直結している。大嶋（2013）は、共働き世帯の割合が増加傾向にあることを言及しており「夫は仕事、妻は介護」といった家庭内役割分業が難しい世帯が増え、働き方の調整をしながら働くといった変更を迫られる雇用者がふえる、と指摘している。この大嶋の指摘は、介護が働き方自体を変更する影響があることを指摘しており、緊急性の高い問題であると考えられる。そのため本研究では、介護問題のうち、勤労者の介護離職問題に焦点を当てる。

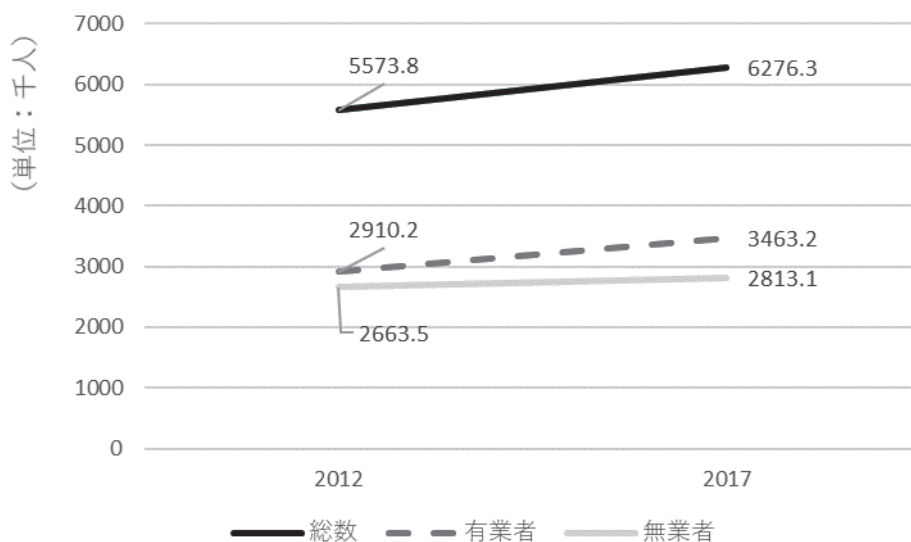


図1 介護をしている人の状況

出典)2012-2017 就業構造基本調査より作成

2 介護保険制度導入と介護実態の変化

2.1 介護保険制度の導入

日本の介護問題が社会問題として注目されたのは、高齢化率が5.7%となった1960年代か

らである。訪問介護事業が1962年に創設され、1963年には老人福祉法の制定、1973年には老人医療費無料化など、次々と老人福祉、老人医療政策が打ち出されていった。しかし、高齢化は益々進展し、介護を必要とする高齢者の増加や介護期間の長期化による高齢者自身が抱える問題と、核家族化や介護する家族の高齢化といった家族をめぐる問題が深刻化した。これまでの制度では対応が困難となり、1997年に介護保険制度を創設し、高齢者の自立を支援することと、利用者の選択による保健医療サービス、福祉サービスを総合的に受けることができる制度を施行したのである。

介護保険制度は契約制度である。それまでの措置制度で課題とされた家族介護を中心とした制度設計から、介護を社会化し、社会全体で支えていく仕組みを整備することが目指された。そのために高齢者福祉に関わる施設やサービスの供給量を増やす必要があることや、なるべく在宅で介護を受けることができるように、担い手を確保することが課題であった。

2.2 介護保険制度導入以後の介護実態について

2000年と2018年の18年間における介護保険制度の対象者数、利用者数の推移について、厚生労働省は明らかにした。①65歳以上被保険者数、②要介護（要支援者）認定者数、③サービス利用者数についていずれも増加したことが明らかとなった。具体的には、①65歳以上被保険者は、2000年は2,165万人であったのが、2018年には3,492万人と、1.6倍となっている。②要介護（要支援）認定者は、2000年には218万人であった数が、2018年には644万人となり、3倍に増加した。また③サービス利用者については、在宅サービス利用者数は97万人（2000年）から366万人（2018年）、施設サービス利用者数は52万人（2000年）から93万人（2018年）と増加している（厚生労働省2018）。

介護保険制度導入により、介護サービスを利用する高齢者は確かに増加し、サービスを提供する介護事業所等についても増えている。そのため、介護の社会化は達成されたかに見えるが、介護保険制度の財源確保が困難であること、介護の担い手が不足していること、介護保険料の引き上げ等の負担により、必要な介護を受けることができないこと等の課題がある。特に所得の格差は介護の格差につながる実態があり、介護保険制度独自の課題が生じている。

3 介護離職問題とその要因について

3.1 介護離職の要因となる労働問題

2015年9月、安倍晋三氏は会見で「介護離職ゼロを目指す」と述べ、社会保障の改革・充実を進める考えを表明した。2016年6月には、『ニッポン一億総活躍プラン』を閣議決定した。このプランは、いわゆる「アベノミクス三本の矢の経済政策」を一層強化するものとして位置づけられており、経済活動が好循環するよう労働力確保に重点をおいた政策内容となっている。2018年に調査データの改ざん等で注目された「働き方改革」もこのプランを基底としている。ほかにも「子育ての環境整備」や「介護の環境整備」「希望出生率1.8」に向けたその他取組」等の7項目があげられている。その中に『介護離職ゼロ』に向けたその他取組」が

あげられている。このように、介護にかかわる問題は政策の中でも大きく取り上げられており、政府も解決しなければならない課題として認識していることは確認できる。

「介護離職ゼロ」が掲げられるのは、介護離職人口が一定数存在しているからにほかならない。図2に2007年、2012年、2017年のそれぞれの就業構造基本調査から、過去1年間に「介護・看護のために」前職を離職した人の推移を示した。2007年には約14万4000人が介護離職し、他の年と比較し最も高い値を示している。2012年は10万1000人、2017年は9万9000人であり、その数はほぼ横ばいである。くわえて、介護離職者のうち8割近くを女性が占めており、性別によって偏りがみられる。先に示したプランでは、2020年代初頭までに「介護離職ゼロ」を目標としている。政策の効果がすぐに表れるとは考えらえておらず、介護離職が深刻な状況に変わりない。

介護離職と労働力問題は密接な関係にある。『雇用動向調査』（厚生労働省2017）では、離職者の年齢構成を示しており、40歳代から離職者の割合が増えている。我が国において40歳代の有業者は、企業の中核を担う労働者である場合が少なくない。介護により、中長期的に労働市場から離れることは、日本経済にとって大きな損失であるといっても過言ではあるまい。社会保障・社会福祉政策は最重要課題とも位置づけられるのである。

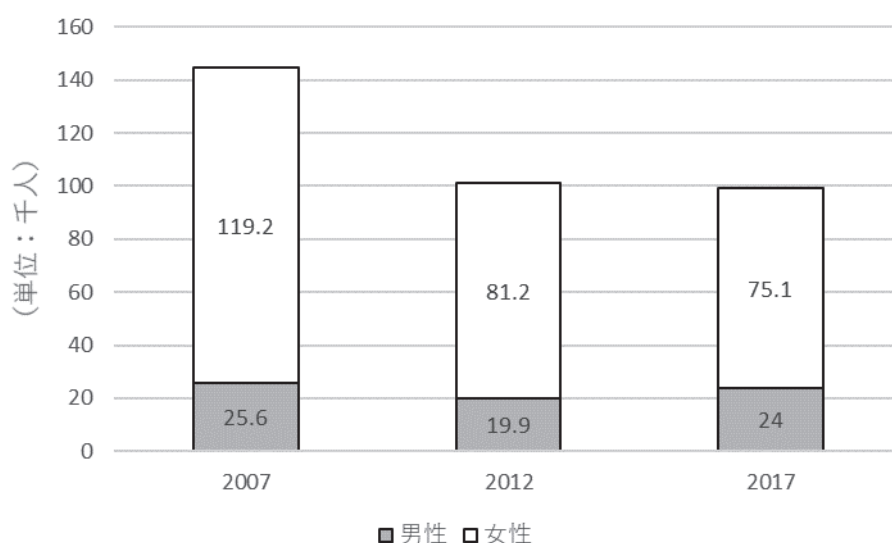


図2 介護離職者数の推移

出典)2007-2017 就業構造基本調査より作成

3.2 介護離職の要因について

介護離職は近年にみられる社会問題であり、その要因に関する研究は、2つに大別されると考えられる。①介護施設や介護人材の不足から説明する研究、②家族に要介護者をもつ者の職場環境から説明する研究である。①は介護労働問題としてこれまで社会保障・社会福祉の研究分野で多くの議論がなされており蓄積は多い。②は介護離職が社会問題として注目され

だした以降からの研究であり、あまり蓄積が多いとは言えない。①の研究については、安定した介護人材の確保や介護職の高い離職率にどのように対応するかという問題に注目する。例えば、石橋（2016）は、介護離職ゼロの実現に向け介護人材の確保の問題が解消されなくてはならないと考え、介護職の処遇改善、雇用環境の見直しにくわえ、外国人労働者の受け入れについて早急な対応をしなければならないとの提言をおこなっている。

本研究では特に②の職場環境から介護離職要因を説明する。介護には継続性が求められ、経済的な負担もかかる。介護による離職を防ぎ、仕事と介護を両立するための制度設計がもとめられる。このような点から企業では種々の対策をとるところも少なくない。例えば、内匠（2016）は、「仕事と介護の両立と介護離職に関する調査」（2014）から介護離職者の職場環境について、「自分の裁量で仕事を進められること」「残業や休日出勤が普段から少なく」「休暇を取得しやすい」職場ほど介護離職が少ないとしている。

力石（2015）は、年収と性別の関係に注目した結果、男性の継続就労者は介護離職した人より年収が100万円以上高かったことを報告している。また、力石は世帯状況に注目し、親と同居世帯をしている人の5割以上が介護離職していることも明らかにしている。またHanaoka&Norton（2008）は、親族ネットワーク（とくに同居子）がある場合、介護施設利用率が低下することを指摘している。親族ネットワークのなかに介護を取り込む傾向が見出されており、特に同居子が介護離職する可能性が高い。

ところで職場環境以外の介護離職にかかわる研究として松田（2002）は、介護を直接あるいは間接に支援するネットワークとしての介護ネットワークを保有する場合に、介護する側のストレスが軽減されると説明している。

本研究では現在働いている人に「介護と仕事の両立が可能かどうか」を問いその回答を従属変数とする。ロジスティック回帰分析で推定をおこなう。

3.3 在宅介護をめぐる困難さ

介護離職に至る背景には、働き方だけではなく、介護サービスの不足、専門的なスキルのある介護労働者も、高齢者介護施設が少ないといった社会福祉サービスの脆弱さも課題である。また介護の担い手である労働者自身が、介護の知識や社会福祉サービスを利用するための情報にアクセスしづらいという状況もある。働き方と生活の両面にしわ寄せがくるために、仕事と介護の両立、仕事と生活の両立が困難となる。

介護離職に至ったのち、在宅での介護を一手に引き受けることで、介護殺人、介護自殺、高齢者介護を引き起こす可能性も示唆されている。2016年の統計では、過去18年間に60歳以上の介護殺人716件中、その加害者の72%が男性であった（川口 2017）。親子関係でみると、息子が71%、娘が23%となっている（川口 2017）。

4 推定に用いたデータと変数

4.1 データ

推定には、公益財団法人連合総合生活開発研究所が実施した「勤労者の仕事とくらしに関するアンケート」のうち、第31回調査（2016年4月）をもちいた。民間企業雇用者からランダムにサンプリングし、2000人の回答をえた。なお第31回調査から、従来の郵送モニター調査からインターネットによるWEBモニター調査へと切り替えている。

4.2 仮説

使用するデータは、調査時に雇用状態にある労働者を対象としている。介護離職要因、つまり介護が原因で離職に至る可能性についてデータより明らかにすることが目的である。上記の介護離職要因に関する先行研究レビューより仮説を抽出すると、以下の1-4ようになる。

1. 会社の制度・施策を利用することができる人は継続して就業する傾向にある。
2. 年収・世帯収入が高いほど、継続して就業する傾向がある。
3. 社会的ネットワークが多いほど、継続して就業する傾向がある。
4. 親と同居していると、介護離職する傾向にある。

その他、属性、所属している組織の加入率等との因果関係について明らかにする。くわえて社会的支援と在宅の交互作用、性別と社会的支援の交互作用、性別と在宅の交互作用についても分析していく。

4.3 データの特徴と限界

介護に関しては、どの労働者に、いつ介護問題が発生するかを予測することは非常に困難であり、また、すでに介護離職をおこなった者は、労働市場から離脱しているためアプローチには困難が伴う。そのため本研究では、現在雇用状態にあり、将来的に介護離職する可能性のある者を分析対象とした。したがって、介護離職をしたものを分析の対象としておらず介護離職の原因は如何なるものか」という根本的な問いには答えることができない。本研究で検討するのは、介護離職の可能性のある者に対して「どうすれば介護離職の可能性を減ぜられるのか」について分析を試みるものである。この分析視角に関してはデータの特徴と限界と言わざるを得ず、分析結果を解釈する際には十分に留意する必要がある。

4.4 分析方法と変数の操作化

本研究では、介護離職要因の検討を目的としている。そのため、「あなたは今の仕事をしている状態で自分が誰かの介護をするようになった場合に、介護と仕事を両立することができると思えますか」に対して「思う」と答えた人を分析対象としており、推定にもちいたサンプル数は2,000人である。被説明変数には、介護と仕事を両立することが「できる」を1、「できない」を0とする変数をもちいて、ロジスティック回帰で推定している。

説明変数には回答者の属性に関する変数、職場環境に関する変数、社会的ネットワークに

関する変数をもちいている。

回答者の属性に関する変数では、性別ダミー、年齢ダミー、賃金収入ダミー、同居ダミーをもちいている。性別ダミーは女性を参照変数にしている。年齢ダミーでは、20 歳代を参照変数に設定している。賃金収入ダミーでは、過去一年間の個人の賃金収入のうち、300 万円から 700 万円未満を参照変数としている。同居ダミーは、同居していないを参照変数にしている。

職場環境に関する変数では、非正規ダミー、職場規模ダミー、介護における職場の制度・施策ダミー、労働組合ダミーをもちいている。非正規ダミーは正規雇用状態にあるものを参照変数にしている。職場規模ダミーは職場規模が大きいものを参照変数にしている。職場の制度・施策は、「介護と仕事の両立実現に向け、あなたの勤め先が取り組んでいる支援策をお答えください」という 11 の変数からなっている。フレックスタイム制の導入、残業や休日出勤の免除、介護休暇、在宅勤務、短時間勤務、柔軟な勤務、再雇用、相談体制整備、情報提供、制度を利用しやすい職場風土、その他の支援である。これらの支援のうち、一つでも職場の制度・施策として存在すれば 1 を、なければ 0 を付与した。また、労働組合ダミーについては、職場に労働組合があれば 1 を、ない、わからない場合は 0 を付与した。

社会的ネットワークに関する変数には、経済的支援ダミー、情緒的支援ダミー、社会的ネットワークの保有状況をもちいている。経済的支援ダミーは、「大きな病気や失業などにより経済的に困ったときに、経済的に支援をしてくれる、あるいは相談にのってもらえる人」という質問に対して、家族・親族、職場の上司や同僚、職場以外の友人、その他の人について一つでも回答があれば、1 を、誰もないと回答したものを 0 とするダミー変数である。同様に情緒的支援ダミーは「経済的なこと以外の悩み事や困りごとが起こったときに、親身になって相談にのってもらえる人」という質問に対して、家族・親族、職場の上司や同僚、職場以外の友人、その他の人について一つでも回答があれば、1 を、誰もないと回答したものを 0 とするダミー変数である。また、社会的ネットワークの保有状況は、趣味やスポーツのサークル団体（職場のサークルなどを含む）、ボランティア活動団体、町内会・自治会、PTA・保護者会、生協などの消費者団体、労働組合、その他の組織・団体に積極的あるいはあまり積極的には活動していないが加入しているものを 1 とし、加入していないものを 0 としたものの合計である。そのため、変数は 0～7 までの範囲をもつ。

表 1 分析に用いる変数の記述統計

被説明変数		サンプル数	平均	標準偏差	最小値	最大値	調査票中の番号
介護と仕事の両立ダミー（できる - 1）		2000	0.07	0.25	0	1	q 4 5
回答者の属性に関する変数	男性ダミー	2000	0.56	0.5	0	1	q s 1
	非正規ダミー	2000	0.35	0.48	0	1	q s 4
	未婚ダミー	2000	0.47	0.5	0	1	q 5 8
	親同居ダミー	2000	0.24	0.43	0	1	q 5 9-3
	本人年収ダミー						
	300万円未満	2000	0.42	0.49	0	1	
	300万円～700万円未満（参照変数）						
	700万円～1000万円未満	2000	0.09	0.29	0	1	q 6 9
	1000万円以上	2000	0.02	0.19	0	1	
	年齢ダミー						
20歳代（参照変数）							
30歳代	2000	0.26	0.44	0	1		
40歳代	2000	0.27	0.44	0	1	q s 2	
50歳代	2000	0.19	0.39	0	1		
60歳代	2000	0.08	0.27	0	1		
社会的ネットワークに関する変数	経済的支援ダミー	2000	0.68	0.47	0	1	q 5 5-1
	情緒的支援ダミー	2000	0.7	0.46	0	1	q 5 5-2
	社会的ネットワークの保有状況	2000	1.12	1.43	0	7	q 5 6
職場環境に関する変数	労働組合ダミー	2000	0.34	0.48	0	1	q 2 3
	介護における企業の制度・施策ダミー	2000	0.34	0.47	0	1	q 4 8
	従業員規模						
	1000人以上（参照変数）						
30～99人以下	1784	0.38	0.49	0	1	q 6 5	
100～999人以下	1784	0.29	0.45	0	1		

4.5 用いたデータのクロス集計

図 3 は、仕事と介護の両立について、「できる」または「できない」を男女別に分けて集計したものである。「できる」、「できない」ともに男性の方が高い割合となっているが、仕事と介護の両立が「できる」と答えたのは、男性が女性よりも 1.5 倍ほど高い。

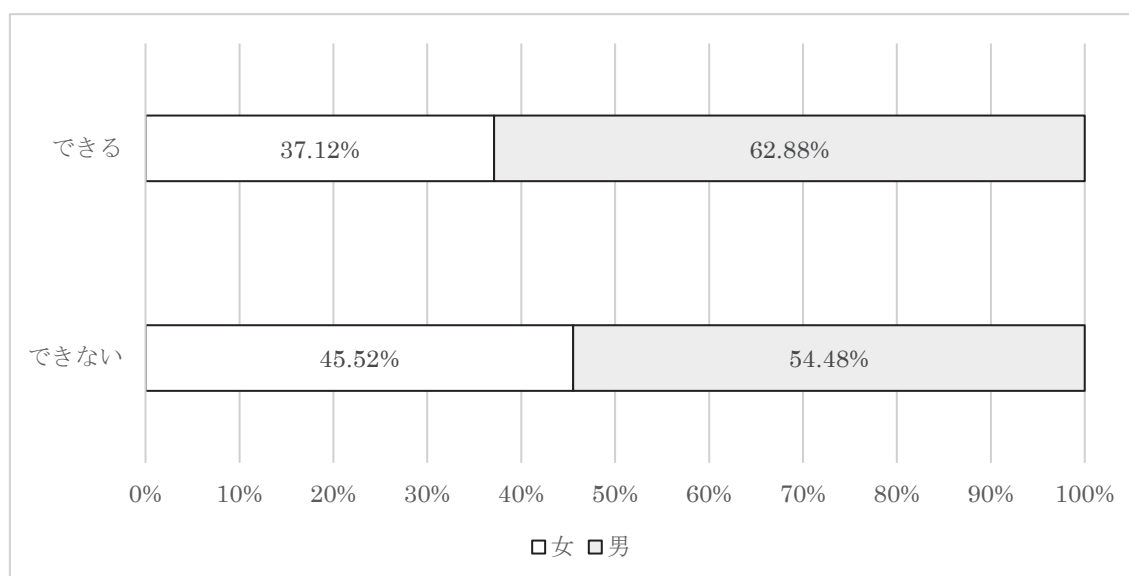


図 3 仕事と介護の両立 * 性別

次に、図 4 および図 5 は、アンケートに答えた人の属性についてである。図 4 について、未

婚は男女ともに差はないが,既婚者は圧倒的に男性の割合が高い.また図 5 は,雇用形態を男女別にみたものであるが,こちらについても正規は男性の割合が高く、非正規は女性の割合が高くなっている.

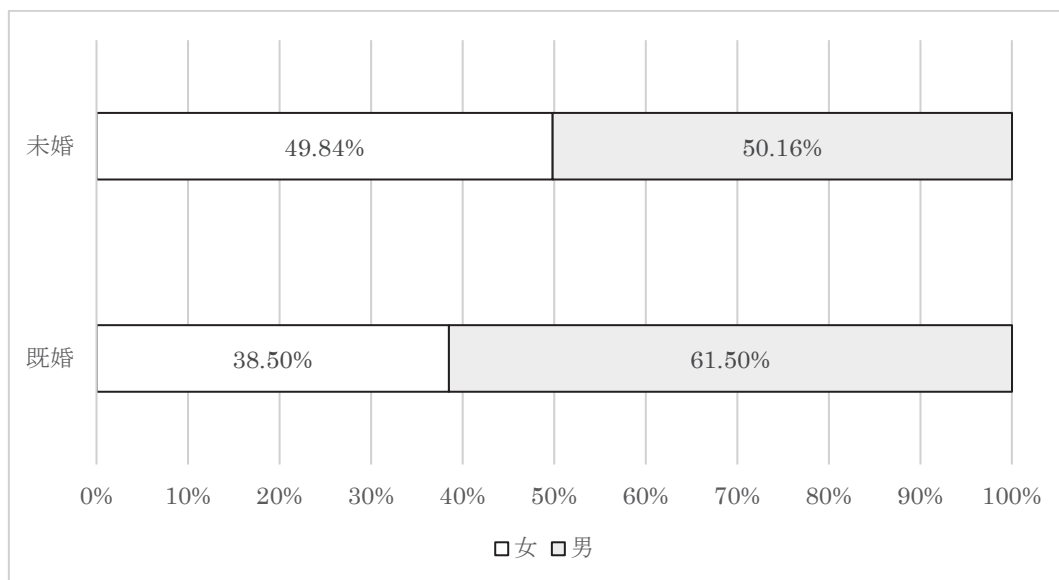


図 4 婚姻状況 * 性別

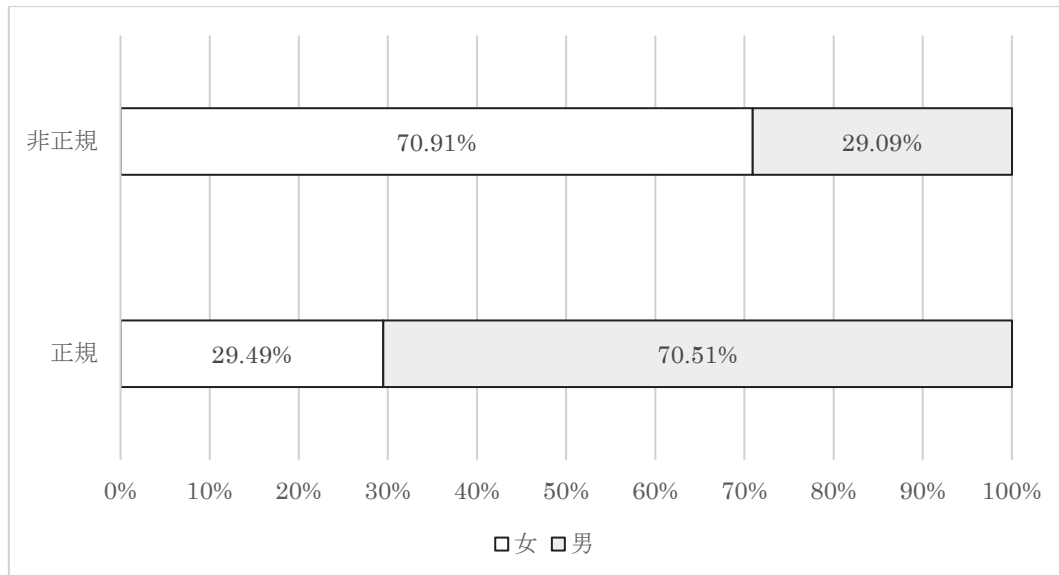


図 5 雇用形態 * 性別

図 6 は,加入組織の数と仕事と介護の両立ができるかどうかを集計したものである.仕事と介護の両立が「できる」と答えた人のうち最も高い割合を示した組織数は 5 カ所であった.次に高い割合であったのは,7 カ所となっている.一方で,仕事と介護の両立が「できない」と答えた人の割合が最も高い加入組織の数は 1 カ所であった.このことから、何等かの組織

に加入しており,その数が多いほど仕事と介護の両立が「できる」と考える人が多い。

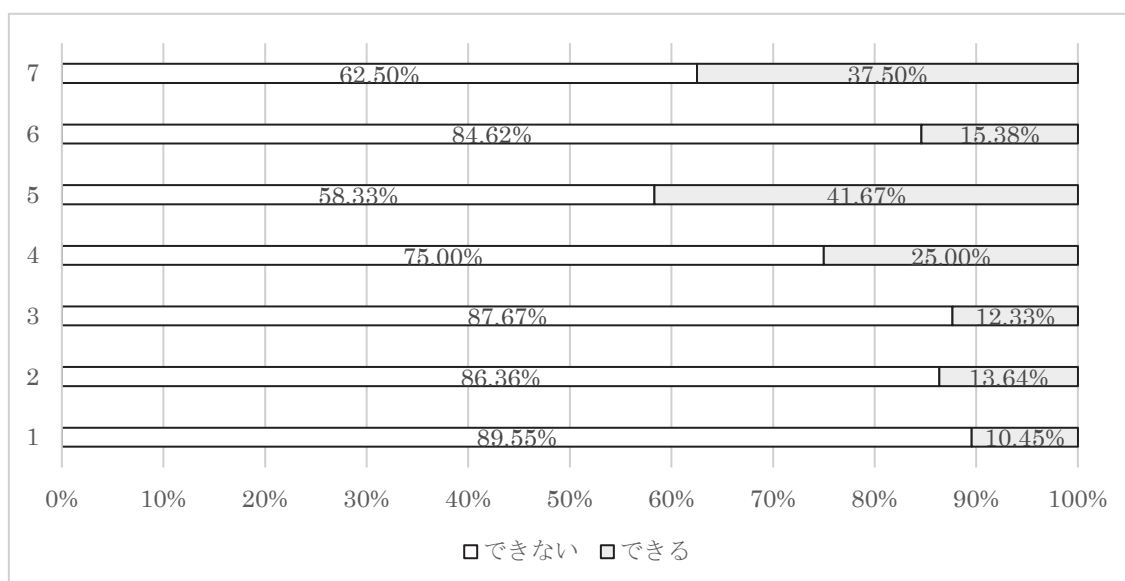


図6 加入組織の数 * 仕事と介護の両立ができるかどうか

図7および図8は,経済的な支援があるもしくは情緒的な支援があるについて,それぞれ介護と仕事の両立ができるかどうかをクロス集計したものである。図7および図8ともに,支援があるとしても,介護と仕事の両立が「できない」と答える割合が87%であった。

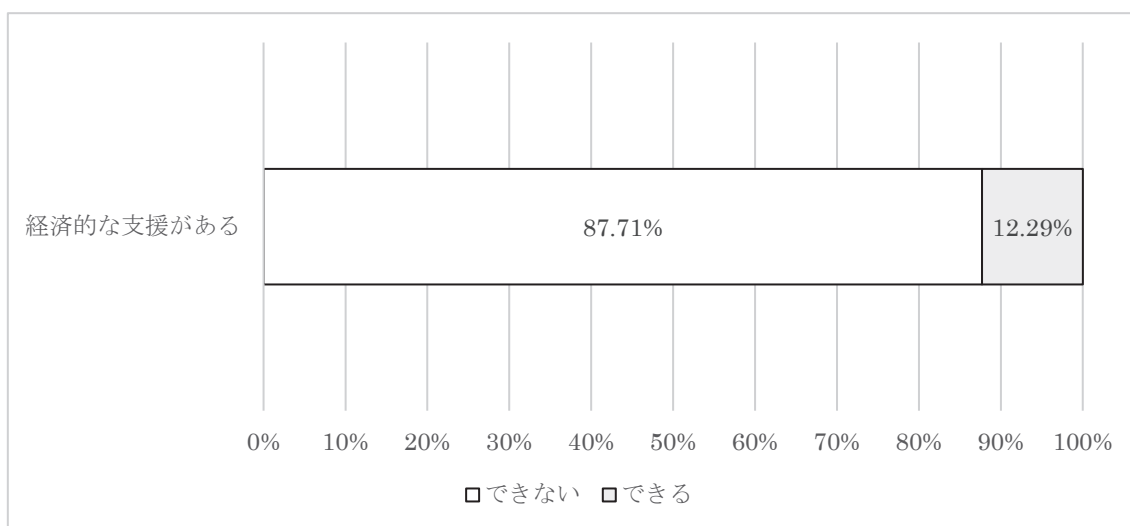


図7 経済的な支援がある * 仕事と介護の両立ができるかどうか

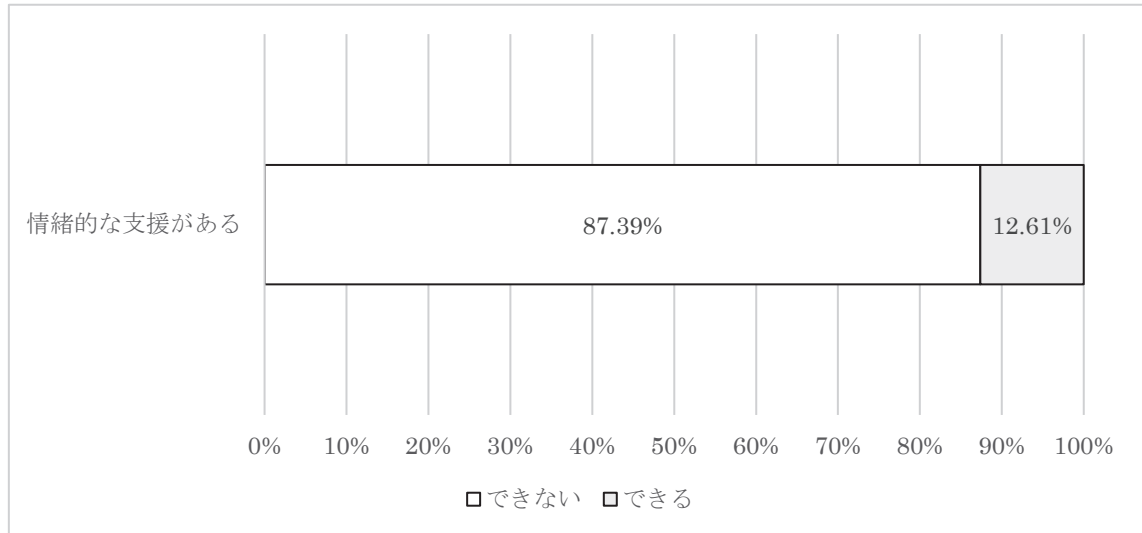


図 8 情緒的な支援がある * 介護と仕事の両立ができるかどうか

図 9 は、勤め先が取り組んでいる支援の数と介護と仕事の両立ができるかどうかを集計したものである。これについては、全く支援がない勤め先よりも、支援の数が多いほど、仕事と介護の両立が可能であると答える割合が高い。ただし、数が多ければ必ず両立ができるとは限らず、多くても「できない」と答えた割合が高いことや、「できる」、「できない」がそれぞれ 50%ずつとなっている箇所もあるからである。支援の数も重要であるが、仕事と介護を両立させたい人々のニーズに応えることができる支援の中身の方が重要であると考えられる。

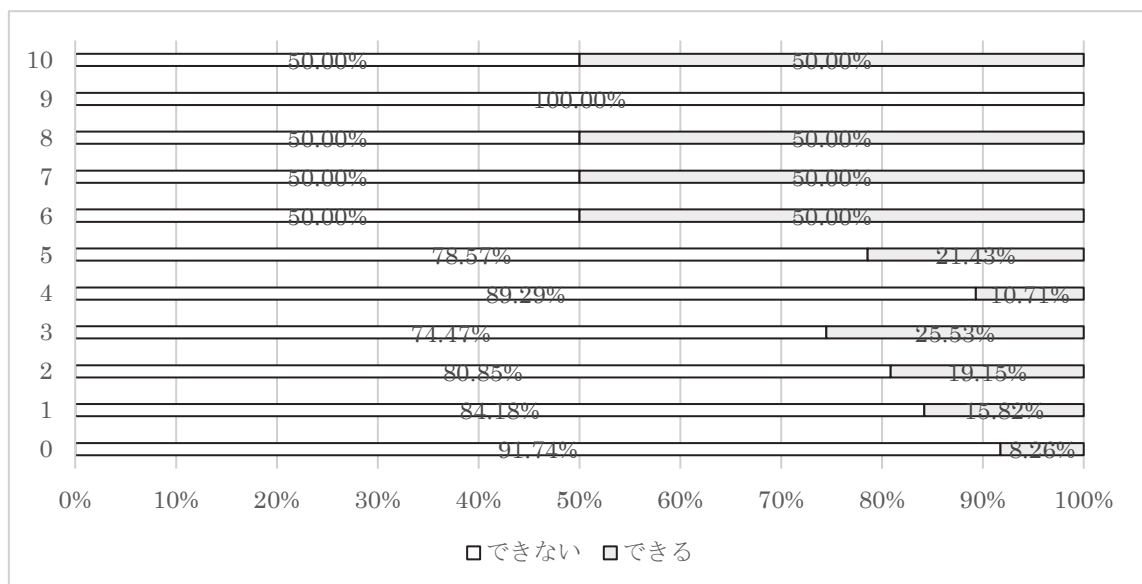


図 9 勤め先が取り組んでいる支援の数 * 介護と仕事の両立ができるかどうか

5 ロジスティック回帰分析による推定結果

表2にロジスティック回帰の推定結果を示した。回答者の属性に関する変数については、いずれの変数についても有意ではなかった。

社会的ネットワークに関する変数では、社会的ネットワークの保有状況が有意であった。社会的ネットワークの保有状況が増えれば、介護と仕事の両立ができる傾向にある。経済的支援については男性ダミーとの交互作用項で有意である。男性ダミー×経済的支援の効果は、 -0.3428 で介護と仕事の両立に負の効果をもたらしている。いっぽうで女性は 0.43001 で経済的支援は介護と仕事の両立に正の効果をもたらしていることがわかる。これは女性では、経済的支援があれば両立できることを示している。これはおそらく、女性の方がホームヘルパー等の介護サービスにお金を支払って利用すること、つまり家族間以外のフォーマルなサービスを利用しながら仕事を継続する傾向があるといえよう。

職場環境に関する変数については、男性ダミー×介護における職場の制度・施策ダミーで有意となっている。男性ダミー×介護における職場の制度・施策ダミーの効果は、 0.99063 であり正の効果をもたらしていることがうかがえる。いっぽうで女性は介護における企業の制度・施策ダミーの効果は -0.02176 となっており負の効果がうかがえる。つまり、男性では介護における企業の制度・施策があれば、介護と仕事の両立ができる可能性がある。これはおそらく、女性より男性のほうが介護における企業の制度・施策を利用しやすいことが影響している可能性がある。女性は利用できにくい環境にあり結果的に介護離職してしまう傾向にあるのではないか。男性はその企業の働き手として期待をされていても、女性は社会通念上から見ても家庭内のケア者に向いているとされ、自ずと離職していく可能性が高いともとれる。

年収については、「個人の年収」について300万未満、300万円から700万未満、700万円から1,000万未満、1,000万以上の4段階に区切って推定を試みたが、年収別では変化が見られなかった。

表2 ロジスティック回帰による推定結果

被説明変数：愛護と仕事の両立（できる=1,できない・わからない=0）		Estimate	Std. Error	Pr(> z)
回答者の属性に関する変数	男性ダミー	0.50502	0.47766	0.29039
	非正規ダミー	0.11011	0.29401	0.70801
	未婚ダミー	0.21329	0.24816	0.39068
	親同居ダミー	-0.22532	0.4154	0.587537
	本人年取			
	300万円未満	-0.18427	0.28701	0.520849
	300万円から700万円未満（参照変数）			
	700万円から1000万円未満	0.15437	0.32921	0.639137
	1000万円以上	0.22481	0.43111	0.602036
	年齢			
	20歳代（参照変数）			
	30歳代	-0.32104	0.33276	0.334649
	40歳代	-0.42039	0.34688	0.225536
	50歳代	0.51279	0.33969	0.131147
	60歳代	0.48755	0.41301	0.237803
社会的ネットワークに関する変数	経済的支援ダミー	0.42821	0.30384	0.15874
	情緒的支援ダミー	0.02146	0.27642	0.938131
	社会的ネットワークの保有状況	0.35982	0.09746	0.000222 ***
職場環境に関する変数	労働組合ダミー	-0.08395	0.24205	0.728714
	介護における企業の制度・施策ダミー	-0.02584	0.36862	0.944121
	従業員規模			
	99人以下	0.23838	0.28541	0.403596
	100~999人以下	0.28964	0.25742	0.260527
	1000人以上（参照変数）			
	男性ダミー×経済的支援ダミー	-0.77184	0.42344	0.068335 .
	男性ダミー×情緒的支援ダミー	0.30243	0.37991	0.426
	男性ダミー×親同居ダミー	-0.22677	0.5318	0.669808
	男性ダミー×社会的ネットワークの保有状況	-0.18753	0.11701	0.109021
	男性ダミー×介護における企業の制度・施策ダミー	1.01926	0.45105	0.023835 *
	切片	-3.94728	0.5766	7.61E-12 ***

Signif. codes: 0***, 0.001**, 0.01*, 0.05'.

6 おわりに

親が認知症だと介護時間が増える（力石 2016）との報告もある。認知症は記憶、認識、判断する力が低下し、社会生活を送る上で様々な困難を生み出す。ただ身体的な介助が必要なだけでなく、暴言、徘徊、行方不明、妄想等の症状が出てくることもあり、外出すると自分で自宅に戻ることができない、万引き等の行動などがあり、丁寧で適切であると同時に専門的な知識を要する関わりが求められる。認知症は年々増えており、親族がつきっきりで介護を行うために労働市場から離れる要因でもある。

今回の調査では特に性別による離職傾向の違いが明らかとなった。介護と仕事の両立についても企業の職場環境が整っていれば離職する可能性が減少するとは、一概にいうことができない。また経済的支援も同様である。この背景には、日本社会の働き方、男女の性別役割分担への根強い価値観が影響しているものと考えられる。男性が経済的支援を得ても離職傾向が強い要因には、自分で家庭内の問題を引き受けてしまい他者に頼らないという特性があるのではないかと考えられる。また働くこと＝介護ととらえ、仕事と同じようにマニュアル通り、決められた手順を遵守すれば介護を担うことができると捉えていることも大きいと考えられる。

一方で女性は家族ケアの主たる担い手として社会的に認知されやすく、子育て同様に介護が原因で離職する傾向が根強い。これを防ぐためにどれほど職場環境が整っていても、性別によって利用しやすいかどうか職場内の雰囲気が変化するのであれば、自ら女性の方が家族ケアを引き受けるために退職する行動に出やすくなるだろう。

今回の調査では、介護者と介護を受ける高齢者の関係性は詳細に調査されていないため、実子なのか嫁・婿なのかはわからないが、圧倒的に他の調査でも女性（妻・嫁）が介護の担い手であることはすでに明らかにされている。子育てそして介護と、ダブルケアを抱えながら生活する女性と、労働者として稼ぎ続けることを期待される男性では、援助の方向性が異なることは明らかである。しかし性別によって援助を具体的に検討したとしても、決して働き方や生活において男女の役割分担が現状のまま固定するような支援策では、介護離職ゼロの達成は遠いのではないかと考えられる。

[注]

- 1) 「仕事と介護の両立と介護離職に関する調査」における調査対象者は、親の介護を経験した（介護中も含む）全国の40歳以上の男女のうち、介護開始時の働き方が「正社員」の人を対象としている。

[謝辞]

二次分析にあたり、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターSSJ データアーカイブから「勤労者の仕事と暮らしに関する二次分析：データからみた2007年～2017年」（連合総合生活開発研究所）の個票データの提供を受けました。

[参考文献]

- カ石啓史, 2015, 「仕事と介護の両立と介護離職に関する調査結果」『生活福祉研究』(89): 17-27.
- 内匠功, 2016, 「「介護離職ゼロ」をめざして」『生活福祉研究』(92): 48-63.
- 大嶋寧子, 2013, 「介護と仕事の両立支援の課題——介護中の社員が置かれている状況から考える」『みずほインサイト』みずほ総合研究所, 1-8.
- 総務省統計局, 2007 - 2017, 「就業構造基本調査」.
- 厚生労働省, 2016, 「国民生活基礎調査」.
- 厚生労働省, 2017, 「雇用労働調査」.
- 厚生労働省老健局総務課, 2018, 「日本の介護保険制度について」厚生労働省ホームページ, (2019年3月1日取得,
<https://www.meti.go.jp/press/2018/10/20181023010/20181023010-4.pdf>).
- 湯原悦子, 2011, 「介護殺人の現状から見出せる介護者支援の課題」『日本福祉大学社会福祉論集』125: 41-65.
- , 2016, 「介護殺人事件から見出せる介護者支援の必要性」『日本福祉大学社会福祉論集』134: 9-30.
- , 2017, 「介護の問題——介護殺人と介護家族支援」『家族療法研究』34(1): 24-9.
- 川口啓子, 2017, 「高齢者介護をめぐるワーク・ライフ・アンバランス」『いのちとくらし研究所報』(58): 9-16.
- Chie Hanaoka and Edward Norton, 2008, Informal and formal care for elderly persons: How adult children's characteristics affect the use of formal care in Japan, *Social Science & Medicine*, 67(6): 1002-1008.

雇用と仕事の不安定（プレカリティ）と健康

川野英二

(大阪市立大学)

本稿では、雇用と仕事における不安定な状況が経済・健康リスクにどのような影響をもつのかを分析する。まず日本での非正規・不安定雇用の議論を整理し、現在問題とされている(1)「名ばかり正社員」を含めた非正規雇用(「実質非正規」)、(2)海外の議論とは異なる定義で「アンダークラス」と名付けられている、既婚女性と専門管理職以外の非正規労働者(「生計非正規」)のモデルを検討する。つぎに、とくに欧州で80年代から社会問題とされる「新しい貧困」の一形態として「不安定(プレカリティ)」の議論を整理、プレカリティの4類型モデルの日本での妥当性を検討する。さらに、非正規3分類モデルとプレカリティ4類型モデルの経済・健康上のアウトカムとの関連を比較検討する。

1 はじめに：非正規雇用・多様な働き方と「不安定」雇用

本稿では、非正規の働き方や雇用と仕事における不安定な状況が賃金や健康とどのような関連があるのかを分析する。非正規雇用の増加とその結果をどのように理解するのかについては、多様な議論が存在する。労働人口の大部分が正規雇用であることを前提とし、非正規労働が学生や主婦パートのような補助的な就労とみなされていた時代では、非正規は賃労働社会のなかで周縁的な位置づけであった。しかし賃労働社会の再編がすすみ、非正規雇用が正規雇用と並ぶ中核的な労働力となると、非正規であることの意味は大きく異なることになった。非正規雇用という立場が余儀なくされた「不安定雇用」なのか、それとも自ら自発的に選び取った「本意」であるのかを識別することは容易なことではない。また「多様な働き方」が推進されるなかで、正社員であっても定年まで勤め上げることを前提としたものではなく、短・中期的には転職することを想定された「正社員」も増えている。そこでは「期間の定めのある」有期正社員も含まれており、このような「正規雇用者」が以前と同様に安定した地位であるとも言えなくなっている。

非正規雇用をめぐる議論の転換点のひとつは、2008年末のリーマンショックを契機とした製造業派遣社員の雇い止め問題であろう。もっともそれ以前からすでに、労働法改革による派遣業種の拡大による「不安定雇用」や若年非正規雇用は増加していた。その後、リーマンショックを経たのち、現在では景気が回復基調にあるといわれるようになり、また非正規雇用率が増加しその内実が多様化するなかで、非正規雇用が必ずしも「不安定」を意味するわけでもなくなっている。

ライフスタイルにあわせた働き方が多様になった今では、自らの意思で非正規を選択することもありうる。非正規雇用が不安定であるかの問題は、賃金や処遇の不平等だけではなく、実際に非正規雇用の地位にある人びとがその地位にどれだけ満足しているのか、あるいは正

規雇用とくらべて健康に影響があるのかどうかも争点になっているが、それも実際に非正規・不安定雇用をどのように定義するのかによって分析の結果が変わりうる。

欧州では、正規雇用と非正規雇用の分断だけではなく、不安定化の現象は賃労働社会の中核部まで及んでおり、安定雇用も不安定化のプロセスにあるという仮説がある。こうした問題を考慮するさいには、非正規雇用の問題だけではなく、「正社員」の多様化という側面にも注目する必要があるだろう。伍賀は、形式上は正社員でありながらも期間の定めのある雇用が増えており、短・中期的に退職することが暗黙の前提とされている「名ばかり正社員」の抱える問題を指摘している(伍賀,2014)。これは欧州の有期限雇用と類似した地位であり、「正社員」という呼び名であっても実際には長期雇用を前提としないという意味では地位が不安定化していると考えられる。

このように、労働の不安定化が特定の業種や年齢、非正規・正規などにとどまらない広い範囲で多様化・一般化しているとすれば、この不安定化の問題にアプローチするためには、正規・非正規の分類方法とともに、労働の不安定化に関わる複数の要因・次元を検討する必要がある。そこで本研究では、「不安定(プレカリティ)」の多元性の仮説にもとづき、連合総合生活開発研究所が実施した「勤労者の仕事と暮らしについてのアンケート」(以下、勤労者短観)のうち、第34回調査(2017年10月)のデータをもとに、これらの多面的な不安定状況が長時間やストレスによる体調不良など労働者の健康状態にどのような影響をもたらしているのかを分析する。

まず日本での非正規・不安定雇用の議論を整理し、現在問題とされている(1)「名ばかり正社員」を含めた非正規雇用(「実質非正規」)、(2)海外の議論とは異なる定義で「アンダークラス」と名づけられている、既婚女性と専門管理職以外の非正規労働者(「生計非正規」)のモデルを検討する。つぎに、とくに欧州で80年代から社会問題とされる「新しい貧困」の一形態として「不安定(プレカリティ)」の議論を整理、プレカリティの4類型モデルの日本での妥当性を検討する。さらに、非正規3分類モデルとプレカリティ4類型モデルの経済・健康上のアウトカムとの関連を比較検討する。

2 国内の非正規・不安定雇用をめぐる議論

2.1 非正規雇用と不安定雇用

非正規雇用のなかでも具体的にどのような人びと、どのような状態を「不安定」と呼ぶことができるのだろうか。非正規雇用のなかでも、とくに問題とされてきたのが若年の非正規雇用であった。乾ら(2007)の共同研究者であるファーロングは、「若者の学校から仕事への移行にかかわる論議は、これまでもつぱら失業問題に焦点づけられていたが、失業・無業やアルバイト雇用・不安定雇用など、若者たちの“不安定状態”全体を対象とする論議へと転換させねばならないと主張」(ファーロング 2006: 96)していた。

すでにニート問題をめぐる日英比較研究のなかで、ファーロングは若年のニート問題のなかで、不安定(プレカリティ)の問題を指摘していた。「若年労働市場は、高度に不確実である

こと（precarity——この概念が表すのは、おそらく、ライフコースを縦断して広がるいくつかの新しい形態の雇用契約にかかわって、それらの雇用契約を結果的に生み出しているいっそう一般的な動向であろう）を特徴としている」（ファーロング 2006: 96）。しかし、乾らの研究は若者の「不安定」を問題としながらも、どのような状態が「不安定」なのかは明確ではなく、若者の非正規雇用や失業・無業、フリーターであることがすなわち不安定であるという前提に立っていたかのようにみえる。ファーロングや乾はたしかに「不安定（プレカリティ）」を重要なキーワードとして言及していたものの、それが実際にどのような状況を指すのかが明確ではなく、日本でその後の研究に継承されてきたとは言い難い。

佐藤・小泉の『不安定雇用という虚像』（佐藤・小泉 2007）は、こうした「不安定」概念の曖昧さを突くかたちで、その広がりや食い止める役割を果たしたといえる。佐藤は「正社員と非正社員の働き方を比較すると、雇用機会の安定性、賃金水準、能力開発機会の質などに関して両方で重なる部分が少なくないことが明らかにされている。正社員であっても雇用が不安定で、賃金水準が低く、能力開発機会が乏しい働き方があり、他方、非正社員であっても雇用が安定し、賃金水準が高く、能力開発機会が豊富な働き方がある」（佐藤・小泉 2007: iii）という。非正社員のほうが正社員にくらべて満足度が高い職業領域も少なくなく、正社員とは異なる働き方を求めて非正社員を積極的に選択した者が含まれている可能性もある。賃金水準、雇用の安定性、能力開発機会、労働時間や勤務体制の柔軟性など、仕事に求める内容や優先順位は正社員と非正社員とで異なっているという佐藤の指摘は、無視できない。

非正社員が必ずしも「不本意」に選択したものではなく、雇用が不安定であったり満足度が低いわけではないという言説は、非正規という地位は自らの責任において選び取られたものだという理解に正当性を与える。こうして、「不安定雇用」という表現に疑問符がつけられることになった。

佐藤・小泉らの議論は、非正規雇用であることがすなわち不安定であるという主張の前提を問うものであった。かれらの議論には非正規雇用の拡大を正当化する側面があるが、その一方で、正規であっても仕事がきつかったり、残業、職場環境など労働条件が劣悪であるという不安定さの次元と、正規・非正規という地位にともなう不安定さの次元とは、性質の異なるものだということを示唆してもいる。また、不安定で低賃金の非正規雇用者が増加していることに対応して、正規雇用者の労働時間が長期化し、仕事の質が悪化しているとする研究もある（長松 2011, 2016, 2018）。こうしたいわゆる「労働強化」の問題は、たしかに正規であるか非正規であるかを問わず問題となりうるともいえる。

2.2 「不本意型」非正規

非正規が必ずしも「不安定」ではないとすれば、「問題」となる非正規とはどのような存在なのか。非正規のなかでも自発的ではなく「非自発的に」非正規雇用を強いられている場合は、「不安定」と呼べるかもしれない。「不本意型非正規」は、本人の意思に反して非正規に留め置かれる者たちを指すが、とくに現在の働き方を選んだ理由として「正社員として働ける

会社がなかったから」を挙げる人たちが「不本意型非正規」とされる。これは、パート労働者を対象とした調査において、正社員として働ける会社がなくパートに甘んじているケースを抽出して「不本意パート」を非正規雇用全般に拡張したものである。「不本意非正規」は、若者の非正規雇用を対象とした太郎丸（2009）による造語とされるが、その後『労働白書』においてとりあげられ、総務省の「労働力調査」において、現職の雇用形態（非正規雇用）に就いた主な理由が「正規の職員・従業員の仕事がないから」であると回答した者と定義される。現在の働き方が自ら望んだものなのか、あるいは「不本意」なのかは、パートタイム労働者実態調査以来、複数の調査で質問されており、これを利用すれば「非本意」と「本意」の非正規を識別した分析をおこなうことができる。この非正規定義では、労働者の自らの現状にたいする自らの「意志」に焦点を当てることができる。この場合、たとえ非正規であり労働条件が劣悪で満足度が低かったとしても、「本意」で選んだのなら非正規雇用であること自体は何ら「問題」ではなく、むしろ自らの自己責任で積極的に「多様な働き方」を望んだ結果だと受けとめられるであろう。

2.3 壮年非正規労働

太郎丸（2009）らが「不本意非正規」を定義したさいに主なターゲットであった「若者非正規」は、その後、年齢を重ねて壮年層になっている。つまり、「就職氷河期」と呼ばれた時代に学校を卒業した、35歳から44歳層の非正規労働者は、すでに「若者」と呼べる年齢ではなくなっている。こんどはかれらが壮年になって新たな課題も登場している。JILPTの研究によれば、「壮年非正規労働」は、若年非正規労働にくらべて、1）長時間労働の経験や転職活動にともなう様々な負担、2）低賃金・単身世帯という特徴がある。JILPTは、「正規・非正規の多様な働き方に関する調査研究」プロジェクトの報告のなかで、非正規雇用労働者の増加するなかで「働き方の二極化」が顕在化しているという（労働政策研究・研究機構 2006）。非正規雇用労働者は、正社員とくらべて、雇用が不安定、低賃金、能力開発機会に恵まれない場合が多い、といった状況に直面しており、他方で正社員の側では、長時間労働・残業、それに伴うストレスや健康への影響、転勤による家庭生活への支障などに直面しやすくなっている。

雇用管理の劣悪な企業の存在が、正社員として就職した若年者の早期離職を招き、非正規雇用労働者の一層の増加につながっており、他方でサービス産業、とくに消費サービス産業など非正規雇用労働者の割合が高い産業では正社員の長時間労働が増えているとも指摘されている（長松 2016）。そのため、「非正規雇用」の増加にともなって正規雇用における「労働強化」が進み、仕事の質が悪化するという問題があらわれる¹⁾。これは、佐藤（2007）がすでに指摘していた現象がより顕在化してきたかのようでもある。

2.4 「名ばかり正社員」

雇用状況が正規・非正規の区別だけでは十分ではなく、正社員のなかでも多様性がみられるようになったことが指摘されている。多様な生活スタイルにあわせた「多様な正社員」が

推進され、正社員のなかでも地位の分化が生じるようになっていく。伍賀（2014）は、現在では正社員とは名ばかりの「周辺の正社員」が増えており、正規雇用と非正規雇用の中間にグレーゾーンが広がっていると懸念する。そして、「就業構造基本調査」をもとに、正規雇用の「うち雇用契約期間の定めがある」労働者を含めるなら、事実上の非正規雇用比率が増加することを示した。そして、この「名ばかり非正規雇用」は30歳未満では正規雇用のおよそ1割に達し、60歳以上になると「名ばかり正規雇用」率が飛躍的に高まると指摘している。

伍賀（2018）では、正規雇用のうち「雇用契約期間の定めがある」は4.1%、「雇用契約期間の定めがわからない」が3.7%で、合計7.8%が有期正規雇用であると試算している。伍賀の定義にしたがってこの「名ばかり正社員」と非正規雇用を合計すると、全体の42.9%が「実質的非正規雇用」の状態にある。伍賀はこのような実質的な非正規を「不安定」雇用とみなしているが、これは解雇・失業の可能性が正規雇用にくらべて高いという意味での「不安定」と理解することができる。

2.5 変数ラベルとしての「アンダークラス」

以上のような非正規の定義のほかに、非正規雇用の増大とともに新たな「階級分断」や「階級社会」が生まれ、「アンダークラス」という新しい階級が登場しているかのように論じられている。

もともと「アンダークラス」は、1980年代の福祉撤退の流れのなかで、主に黒人の福祉受給者にたいする保守派の論者による道徳的糾弾の手段として、政治的に利用された表現である。90年代までに英米圏で非常に広まったが、貧困層にたいするスティグマとなりうるバイアスの強い表現となったため、すでに英米でも使用することを控えることが一般的になっている。

1980年代に影響をもったアンダークラスの定義としては、リケッツとザウィールの研究がある（Ricketts & Sawhill 1988）。彼らは貧困層とアンダークラスは重なり合うが別もので、アンダークラスはドラッグのような非合法的活動に関わっているメンバーであるとみなし、その特徴として、高校中退者、不定期就労、公的扶助受給世帯、シングルマザーの子どもたちを挙げている。その後、数多くの批判を受けて、リベラル派のアンダークラス論の代表的な論者（Wilson 1987=1999）であったウィリアム・J・ウィルソンも後に「アンダークラス」概念を撤回している（Wilson 1991）。

イギリスでもアンダークラス論は広まったが、マクニコルは、「アンダークラスは統計的人工物（statistical artefact）」（Macnicol 1987）であり、さらに近年の英国の保守政権下で、「困難を抱えた家族 troubled families」概念を新たに導入することによって、アンダークラス概念の「再編成」がおこなわれていると指摘している。マクニコルはのちにアンダークラス論争を振り返り、「アンダークラスというステレオタイプは、つねに先進産業諸国における貧困言説の一部であった」（Macnicol 2017）と述べている。つまりアンダークラス概念はたえず貧困層をスティグマ化する言説として機能していたのである。

「階級」という観点からも、ダーレンドルフは 80 年代にすでに「階級」概念としてもアンダークラスという表現は適切ではないと指摘している。「アンダークラス」といわれる社会的カテゴリーは、マルクスの意味でもウェーバーの意味でも、その言葉の古典的な意味での階級ではない。もしくアンダークラス」という言葉が何らかの意味をもつとすれば、それは社会的地位と行動を特定することのできるカテゴリーを記述するものでなければならない」(Dahrendorf 1988: 151)。

日本では、橋本健二が一連の著作のなかで、新しい階級社会への分裂と、従来の労働者階級とは異質な下層階級、「アンダークラス」の出現を唱えているが、実際には英米の定義とは大きく異なっている。橋本の操作的定義は実際にはシンプルなもの、「既婚女性を除外した管理・専門職以外の非正規労働者」のことを示しているにすぎないが、それにたいして与えている意味が過剰である。専門管理職と既婚女性を除いた非正規雇用の人びとを「アンダークラス」と過剰に意味付与することは、操作的定義以上にたんなるネガティブな「レッテル貼り」に陥る危険性をもつ。英米での「アンダークラス」論争の経緯とこの概念が結果的にもたらしうる政治的な帰結の危険性から、この概念の使用には慎重であるべきであろう²⁾。

また「アンダークラス」の操作的定義という観点からも定義上の揺れがみられる。橋本も当初は既婚女性を除く 59 歳以下の非正規労働者を「アンダークラス」と呼んでいたが、橋本(2019)になると、59 歳以下という年齢の限定を解除し、高齢者においても「アンダークラス」は存在すると主張している³⁾。

「アンダークラス」言説への批判にたいして、橋本(2019)では、J・K・ガルブレイス「機能上不可欠なアンダークラス functional underclass」(Galbraith 1992=1993)をそのよりどころとするようになった。ガルブレイスの「機能上不可欠なアンダークラス」論では、「アンダークラス」の存在は、社会にとって機能上必要な存在であるが、他方で満ち足りた人々、つまりミドルクラスにとっての潜在的な脅威である。「満ち足りた人々にとってさらに明確な脅威は、快適な暮らしから置き去りにされた人々——止むなく都市のスラムに集中しているアンダークラス——の存在」であり、「満足の一般的基準からすれば、都市中心部の生活は貧しく、卑しく、しばしば危険である」(Galbraith 1992=1993: 192-193)。この背景には、80 年代のアメリカで頻発した都市黒人暴動があり、こうした暴動がミドルクラスに脅威を与えていたという事情がある。モーリスは、この機能上不可欠なアンダークラス論は、19 世紀の欧州で社会を脅かす存在とみなされた「危険な階級」論の一種であるとみなしている(Mauris 2002)。ヤングもすでに、このガルブレイスの議論に関連して、もともと異質なものを「アンダークラス」とひとまとめに名づけ、社会にとっての脅威とみなす「他者化」のプロセスに警告を鳴らしていた(Yong 2008=2009:52)⁴⁾。

ガルブレイスの「機能上不可欠なアンダークラス」論では、「アンダークラス」が「満ち足りた人びと」にとっての「脅威」としてイメージされた。他方で、しだいに欧州大陸では英米とは異なり「排除 exclusion」が問題となったが、ここでの「排除」はむしろ、自分たちが社会的に排除されてしまう脅威としてイメージされた点が異なる。90 年代から継続的に実施され

たフランスの世論調査では、「いつかあなた自身が排除される立場になるのではないかと
いう不安を感じたことがありますか」という質問に「ある」と回答する人の割合が 50%に達し
ていた (Paugam,2005=2016:224) .ポーガムは,ここで「排除にたいするこうした不安を高め
ているのは,とりわけ失業の不安と雇用の不安定である」 (Paugam,2005=2016:225) と指摘す
る.こうした「排除への不安」は過剰なようにみえるが,それは社会階層を超えて広がる不安
定の感覚と結びついているという.ポーガムが「社会的降格 *disqualification sociale*」あるいは
「降格する貧困 *pauvreté disqualifiante*」と呼ぶ形態である (Paugam 2005=2016) .

3 欧州の「プレカリティ」をめぐる議論

不安定就労や不安定な生活を意味する「不安定性 (プレカリティ)」の問題は,欧州の貧困・
社会的排除の分野で長年研究がおこなわれ,ユーロバロメーターでは国際比較調査も実施さ
れていた (Gallie and Paugam,2002) .とくに,失業や不安定就労など労働との紐帯の脆弱化が
雇用の不安定化を一般化していく現象として「不安定性 *précarité*」 (Castel, 1995=2012) が注
目され,近年では,ガイ・スタンディングの『プレカリアート』 (2011=2016) のほか,英国の階
級研究でも,「プレカリアート」を採用するようになっている (Savage 2015) .日本語では馴
染みのないこの「不安定 (プレカリティ)」は,欧州の社会政策や社会科学において現在でも
重要なテーマとなっている.

3.1 「排除」論とプレカリティ

欧州では,1970 年代の終わりまでには,不安定就労 (*travail précaire*) や雇用の不安定
(*précarité de l' emploi*) という表現が使われることはきわめて稀で,「一時雇用 *travail
temporaire*」のような表現がよく使われていた (Cingolani 2017:3) .1970 年代後半になると家
族政策,そして経済学で「不安定雇用 *emploi précaire*」という言葉を使うようになる (Barbier
2004:6-7) .そして 1981 年のオイックス報告 (Oheix report) ではじめて行政文書でももちい
られるようになる.

その後,ヴレザンスキー報告 (Wresinski 1987) の影響で広まる「プレカリティ」という表
現は,社会的排除の議論と連動して,ほぼ同義のものと扱われるようになるが,フランス
INSEE (国立統計経済研究所) のヴィルヌーブは,1984 年に「プレカリティ」指標の作成を
試みていた (Villeneuve 1984) .80 年代はまだ一般にこのプレカリティという言葉は普及し
てはいなかったが,それでも「貧困」とは異なる生活状況をあらわすものと理解されていた.
ヴィルヌーブは「プレカリティ」の特徴として,「非常態性 *instabilité*」,「脆弱性 *fragilité*」
の二点を挙げている.「非常態性」は「常態」と対立する概念だが,ここでは「常態化した貧
困」とは異なるという点が重要である.つまり貧困の再生産や恒常的な貧困状態とは異なり,
なんらかのきっかけで収入を失ってしまうリスクがあるような,ヴァルネラブルな生活状況
のことを意味している.また「脆弱性」は,生活が不安定で通常よりも貧困に陥る可能性が高
いことを意味する.これは,さまざまな種類のリスクにさらされやすく,それに対応する資源

が欠如しているがゆえに、そのリスクが実際に起こったときに立ち向かう能力が弱いという意味である。ヴィルヌーブは、1978-1979 年に実施された調査データのうち、雇用、健康、金銭的困難、仕事や住居への不満ほか、47 変数を検討し、最終的に、「低所得」、「二ヶ月間病気になれば収入が極端に減る」、「住居に困ったときに泊めてくれる人がいる」、「健康を理由に一年以上無業だった期間がある」の 5 つの変数からプレカリティ指標を作成している。もっともこのプレカリティ指標はその後政策や学術的に使用されることは少なく、むしろ 90 年代に、「貧困」ほどでもなく、また「排除」ほど極端な状態でもないが、安定しているわけでもない、不安定な状況やプロセスを言い表すものとして、プレカリティという言葉が一般に広まっていくのである。

3.2 「賃労働社会」の変容と不安定化

90 年代の社会保障改革のなかで、賃労働者の社会的地位と権利が脅かされる危機感が広まるとともに、「プレカリティ」という言葉も広まるようになった。社会保障制度をつうじた生活や労働の「安定化」をまがりなりにも達成し、多くの人びとが「正規労働者」として社会的な保護と権利を獲得してきた。しかし、福祉国家による労働者の保護が後退すると、「不安定化 *précarisation*」が賃労働社会の中核にまで及び、その基盤を掘り崩すという議論が登場するようになる。そのなかで、排除論でしばしば論じられるように「統合（包摂）」か「排除」かという二択ではなく、そのあいだにグラデーションがあり、統合から排除へといたるプロセスに注目する必要があるという議論が登場する。完全に「排除された」わけではないが、そこに至る可能性をもち、統合と排除のあいだのグレーゾーンとして、プレカリティが注目されるようになる。フランスでは、1980 年代から「排除」の議論が盛んとなり、その後数多くの経験的調査がおこなわれた結果からは、「排除された」と呼ばれた人びとのあいだには共通性が少なく、出自も多様であることが明らかになっていたからである。

たとえばロベール・カステルの「所属喪失 *désaffiliation*」の議論では、個人が社会へと包摂される「統合」と社会から排除される「排除」は極限形態であり、実際にはこれらのスペクトラムのあいだを推移するプロセスである。カステルは、「統合のゾーン (*zone d' intégration*)」、「脆弱性のゾーン (*zone de vulnérabilité*)」、「扶助のゾーン *zone d' assistance*」「所属喪失のゾーン (*zone de désaffiliation*)」と 4 つの「ゾーン」を類型化している。カステルが注目する雇用の不安定化モデルは、経済的な不安定だけではなく、社会関係が不安定化し、最終局面には社会との紐帯を失うことになるというものである。これらの不安定化のプロセスは、それまで賃労働者が獲得してきた地位と権利の衰退と、福祉国家が保護してきた社会的リスクが再個人化された結果、それまで個人を生活上のリスクから守ってきたものが失われ、リスクを個人が自らの責任において引き受けざるをえなくなるプロセスでもある⁵⁾。

3.3 雇用と仕事の不安定

もっとも、プレカリティの問題は、福祉国家による労働者保護の衰退や地位の悪化だけに

とどまらない。ブルデューが数多くの職種の人びとにインタビュー調査を実施した『世界の悲惨』(Bourdieu 1995)で議論されていたように、一見すると安定して相対的に優位な立場にある人びとのなかですら、すぐさま生活に困窮するわけではないけれども、仕事での評価や満足度、職場での人間関係においてはきわめて否定的な感情を抱いている労働者も少なくはない。それは「安定しているけれども不安定」、つまりブルデューの言葉でいえば「内部の排除された者たち」である。その意味で、「プレカリティは、いたるところにある」(Bourdieu 1998=2000:133)ともいえるのであり、それはたんに「非正規」や低賃金といった条件に還元できるものではなく、仕事のやりがいや、自己実現など仕事へのコミットメントから得られる承認やアイデンティティの問題とも関わる問題である⁹⁾。

カステルの考える「プレカリティ」は、失業や貧困などの社会的リスクにたいする保護の欠如や弱体化であったが、この次元の「プレカリティ」は、むしろある環境のなかで立場の弱い者たちが苛まれる自尊感情の喪失や無用感などの心理的な苦しみである。ポーガムは、この点に関して、プレカリティの問題を「雇用(emploi)の不安定」と「仕事(travail)の不安定」というふたつの次元に分けて考える。多くの労働人口が雇用者となっている先進諸国において、雇用の不安定は福祉国家の論理に対応し、仕事の不安定は産業社会の論理に対応する。「雇用への関係は福祉国家の保護主義的な論理にもとづき、仕事への関係は産業社会の生産主義的論理にもとづく。賃労働者は、自身の雇用が不確かで、仕事に将来性が見いだせないときに不安定(précaire)である。・・・この場合は雇用の不安定ということができる。しかし、賃労働者たちは同様に、自分の仕事が興味ないものに思え、報酬が低く、職場内で承認されていないときにも不安定である。生産活動への自分の貢献に高い評価が与えられないために、多かれ少なかれ役立たずだという感情を抱く。この場合には仕事の不安定ということができる」(Paugam 2005=2016:228)。この二重の社会的不安定は、特定の集団だけに関わるものではない。「たとえ排除のリスクがつねに不平等に分配されているとしても、社会的不安定はその二重の意味で、賃労働社会全体に広まっている」(Paugam 2005=2016:229)のである。

したがって、プレカリティの問題を扱うさいには、雇用と仕事の二重の不安定を同時に検討する必要がある。ポーガム(2001)は、ユーロバロメーター調査のデータをもちいて、雇用と仕事の不安定を基準に、「プレカリティ」を4類型(「保障された統合」、「不確実な統合」、「労苦をもとなう統合」、「降格する統合」)に分類・検証し、国際比較をおこなっている。産業社会と福祉国家を基盤とした現代では、多くの個人は職業をつうじて社会に参加し、そのなかで自らに適した地位と役割を獲得する。しかし、こうした社会統合が脆弱化されることで、個人は雇用や仕事、さらには生活の不安定化に直面することになる。この不安定化のプロセスは、社会から一気に「排除」されるわけではなく、いくつかの段階をへてしだいに周縁化されていくのである。したがって、「安定」から「不確実」、「労苦」、「降格」の諸類型は、個人の社会への統合から排除の極限形態へといたるリスクをあらわしている。

以上、日本と欧州の非正規・不安定雇用についての先行研究を概観してきた。そこで明らかになったのは、まず非正規雇用は不安定となる可能性は高いが必ずしもそれを前提とするこ

とはできないということ,また正社員が多様化しているなかでは,正社員のなかでの不安定も考慮に入れた分析が必要であること,である.そのため,雇用の不安定という問題と仕事の不安定という問題はさしあたり別の問題として区別したうえで統合的に分析するアプローチが必要となる.以下では,このプレカリティの多元性の仮説にもとづき,勤労者短観のデータをもとに,非正規分類とプレカリティの類型を検討し,経済的不安定と健康リスクとの関連を分析する.

4 仮説と分析に使用する変数

4.1 非正規3分類

これまで論じてきた問題意識から,以下ではまず,「呼称非正規」,「名ばかり正社員」,「アンダークラス」,「プレカリティの4類型」の妥当性と規定要因を検討する.

日本で「非正規雇用」を定義することは困難であり,契約期間,呼称,労働時間などいくつかの方法がある(神林 2017).しかし計量分析の多くの場合,非正規雇用は「呼称」で定義される場合が多い.そのため,本稿ではまずこの第一の呼称による分類を「呼称非正規モデル」と呼ぶことにする⁷⁾.

また,契約期間で定義する場合も,正規と非正規の場合にわけることができる.伍賀が指摘する「名ばかり正社員」の考え方によれば,「正規」の正社員であっても実際には長期雇用を前提としておらず,期限付きの有期雇用であったり,期限なしであっても退職率の高い正社員は「名ばかり正社員」となる.伍賀は,期限付きなのか期限なしなのか「わからない」と回答している正社員であっても,「名ばかり正社員」の定義に入れている.本研究では,伍賀の指摘にもとづいて,これらの「有期正社員」と「非正規」をあわせて,「実質非正規モデル」と呼ぶことにする.

つぎに「アンダークラス」については,先に述べたようにそのラベリングと妥当性に疑問がもたれるため,その名称は使用せず,仮に「生計非正規モデル」と呼ぶことにする.ここでは「既婚女性と専門・管理職従事者を除外した非正規労働者」として操作的に定義されている.既婚女性は補助的な稼ぎ手,専門・管理職は階層が高いために定義から除外されていると考えられるため,主要な生計の稼ぎ手としての非正規労働者を指すものと考えられるからである⁸⁾.

4.2 プレカリティの4類型

つぎに,雇用の安定と仕事の安定を二軸として,雇用安定+仕事安定を「安定」型,雇用不安定+仕事安定を「不確実」型,雇用安定+仕事不安定を「労苦」型,雇用不安定+仕事不安定を「降格」型の4類型を作成した.

表1 雇用・仕事のプレカリティの類型

	雇用安定	仕事安定
安定型	+	+
不確実型	-	+
労苦型	+	-
降格型	-	-

「安定」型は、仕事の満足度も高く雇用も安定しており、労働環境としてはより「理想的な」ディーセントワークに近い。「不確実」型では、スキルを磨くこともでき職場の人間関係の満足度も高いため、全般的な仕事満足度は高いが、一般的に職歴も短くいつ仕事を失うかわからないため、将来の見通しがたたない。反対に「労苦」型は、雇用は安定しており失業の心配はないが、仕事内容については満足いくものではなくルーティンが多く自らのスキルを高めたりする機会も少ない。「降格」型は、不確実型や労苦型をへて、最終的に客観的にも主観的にも劣悪な労働環境と感じられる不安定の状況である。そのため、現在就いている仕事の意義も見いだせず、その仕事もいつ失うかわからない状態であるため、精神的な健康についてもかなりの悪影響を及ぼすことが考えられる。

4.3 非正規分類・プレカリティ類型の影響

つぎに、これら非正規3分類とプレカリティ4類型の不安定生活への影響を分析する。先行研究で指摘されているように、非正規雇用であることからすぐさま「不安定」であるとはいえない。どのような状況が「不安定」な生活かを判断するための指標はいくつか考えられるが、ここではとくに、生活困窮に直結しやすい経済的不安定さと、不安定な生活の最終的なアウトカムとしての健康面の不安定さに注目する。カステルは、所属喪失の過程で労働者は「社会的無用感」を抱くことになると論じ、ポーガムはさらにプレカリティが社会的無用感をへて、精神的ストレスや抑うつなどの結果をもたらすと指摘しているように、プレカリティの最終的アウトカムとして健康を従属変数とするのが適当であると考えられる。

以下では、まず、分析に使用するデータと変数を説明する。

5 使用するデータと変数

5.1 使用するデータ

本稿の分析では、連合総合生活開発研究所が定期的実施している「勤労者の仕事と暮らしについての調査」（勤労者短観）の個票データを使用した。この調査は、2007年10月から2010年10月までは郵送調査、2010年10月から2017年10月現在まではウェブ調査で実施されており、共通質問もあるが調査ごとに質問項目の入れ替えもある。

本研究では、上でまとめたように、「呼称非正規」モデル、「実質非正規」モデル、「生計非正規」モデル、「プレカリティ」モデルとその経済状況、健康状態との関連を分析することが目的であるために、分析目的に適した変数のそろっているデータ・セットのみを利用する。「生計非正規」モデルと「プレカリティ」モデルを検討するために必要な変数はすべての調査で

そろっているが、「実質非正規」モデルに関しては、期間の定めの有無がわかるデータセットに限られており、「雇用契約期間」を尋ねているのは2012年10月調査以降に絞られる。そのうち本研究で従属変数とする健康に関する変数を含むデータセットは、2008年4月と10月に抑うつ傾向についてたずねているもののほかに、2017年10月調査で長時間労働による体調不良とストレスによる心身の不調をたずねているものがある。本研究の関心に合致する変数がすべてそろっているのは、2017年10月調査のみであるため、分析にはこの調査データを使用する。

2017年10月調査はウェブ調査で、全回答者数は2,000である。分析には、分析する質問項目すべてに回答した1,539ケースのみを使用した。

5.2 使用する変数

以下では、分析に使用する変数について説明する。まず非正規雇用の三種類の分類方法にしたがって、非正規雇用を「呼称非正規」、「実質非正規」、「生計非正規」にコーディングした。

5.3 非正規の3分類（呼称非正規、実質非正規、生計非正規）

一般に「非正規」と呼ばれる分類は「呼称非正規」とし、調査で「就業形態」を「パートタイマー」、「アルバイト」、「契約社員」、「派遣労働者」と回答した場合を「呼称非正規」とした。伍賀は、「名ばかり正社員」を「雇用期間の定めのある正社員」を実質的な非正規雇用であるとしているため、「雇用契約期間」が「期間の定めはない（定年までの雇用を含む）」と「5年以上」を「無期正社員」とし、「1か月未満」、「1か月以上6か月以下」、「6か月超1年以下」、「1年超3年以下」、「3年以上5年以下」、「わからない」を「非正規5年以下」、それ以外の非正規を「非正規その他」にコーディングして、「実質非正規」という変数を作成した。橋本は、既婚女性と専門・管理職を除外した非正規を「アンダークラス」と操作的に定義しており、これを「生計非正規」としてコーディングした。なお橋本（2018）では「アンダークラス」を59歳以下の壮年・青年層非正規としていたが、その後高齢者もふくめているため、本稿でも年齢による限定はおこなわなかった。

5.4 類型：雇用と仕事の安定

さらに、ポーガムのプレカリティ論にもとづいて、「雇用の不安定」と「仕事の不安定」を区別し、4類型を作成した。まず雇用の安定については、「今後1年くらいの間にあなたご自身が失業する不安がありますか」という質問にたいして、「かなり感じる」、「やや感じる」と回答したものを「感じる」、「あまり感じない」、「ほとんど感じない」、「わからない」と回答したものを「感じない」と二値に記録した。

仕事の安定については、今の勤め先での仕事について、1) 仕事に働きがいを感じている、2) 自分の能力・専門性を十分に活かしている、3) 職業能力やキャリアを高めるための機会や支

援がある,4) 一定の責任・裁量を与えられている,5) 家計をまかなえる賃金・処遇条件である,6) 賃金・処遇が適切で納得性がある,7) 肉体的な疲労は感じない,8) 精神的に過度なストレスがない,9) 職場の人間関係がよい,10) 仕事と生活のバランスが適度にとれる,以上の10項目を選んだ。これら10項目への回答で,「当てはまる」を3,「どちらかという当てはまる」を2,「どちらかという当てはまらない」を1,「当てはまらない」と「無回答」を0と連続変数としてリコードした。これらの項目のクロンバックの信頼性係数を計算したところ,0.86と各項目間の一貫性は良好であった。つぎに,各項目の点数を合計して,平均以上を「当てはまる」,平均未満を「当てはまらない」とリコードした。

5.5 サービス産業と「仕事の質」

長松(2016)では,とくに消費サービスなどの対人サービス業の特性が「仕事の質」の悪さをもたらしていると指摘されている。本分析の「プレカリティ」モデルでは,とくに「仕事の不安定」の次元に関わっているため,産業によっても安定性の程度は異なると考えることもできる。分析では,長松の分類にならって,産業に関する項目のうち,製造業を「製造」,建設業,運輸業,電気・ガス・熱供給・水道業,卸売・小売業,情報通信業を「従来型」産業,金融・保険業と不動産業を「ビジネス・サービス」,飲食店・宿泊業を「消費サービス」,教育・学習支援業,医療・福祉,郵便局・協同組合を「社会的サービス」,サービス業は「その他サービス」とコーディングした。

その他に,統制変数として,年齢,教育年数,女性ダミー,有配偶ダミー,職種三分類(専門管理,事務販売,ブルー),勤続年数,労働組合の有無を使用した。

6 分析

分析では,まず非正規3分類,それからプレカリティ4類型の規定要因の分析をおこなう。つぎに,非正規3分類とプレカリティ4類型の賃金率の分析をおこなう。最後に,非正規3分類とプレカリティ4類型の健康にたいする影響についての分析をおこなう。

6.1 記述統計量

詳細な分析の前に,使用する変数の記述統計量を示す。

表 2 記述統計量

Statistic	N	Mean	St. Dev.	Min	Max
年齢	1,539	41.692	11.408	20	64
教育年数	1,539	14.816	1.856	9	18
勤続年数	1,539	10.179	9.508	0	43
女性ダミー	1,539	0.396	0.489	0	1
呼称非正規	1,539	0.276	0.447	0	1
実質非正規：無期正社員	1,539	0.654	0.476	0	1
実質非正規：非正規5年以下	1,539	0.179	0.384	0	1
実質非正規：非正規その他	1,539	0.096	0.295	0	1
実質非正規：有期正社員5年以下	1,539	0.071	0.257	0	1
生計非正規	1,539	0.151	0.359	0	1
職種：専門管理	1,539	0.297	0.457	0	1
職種：事務販売	1,539	0.588	0.492	0	1
職種：ブルー	1,539	0.115	0.319	0	1
業種：製造	1,539	0.243	0.429	0	1
業種：従来型	1,539	0.37	0.483	0	1
業種：ビジネスサービス	1,539	0.096	0.295	0	1
業種：消費サービス	1,539	0.019	0.138	0	1
業種：社会サービス	1,539	0.083	0.275	0	1
業種：その他サービス	1,539	0.188	0.391	0	1
規模：29以下	1,539	0.105	0.307	0	1
規模：30以上1000未満	1,539	0.528	0.499	0	1
規模：1000以上	1,539	0.367	0.482	0	1
類型：安定型	1,539	0.485	0.5	0	1
類型：不確実型	1,539	0.138	0.345	0	1
類型：労苦型	1,539	0.239	0.427	0	1
類型：降格型	1,539	0.138	0.345	0	1
週労働時間	1,539	39.141	13.991	10	65
時間あたり賃金	1,539	2,703.06	2,407.30	160	22,917
体調不良	1,539	0.529	0.499	0	1

6.2 分析結果1：非正規3分類とプレカリティの4類型

6.2.1 正規3分類の規定要因

まず非正規3分類の規定要因について、ロジスティック回帰分析をおこなった。

表3 非正規3分類を従属変数としたロジスティック回帰分析

	呼称非正規	実質非正規	生計非正規
定数	0.505 (0.670)	0.257 (0.659)	0.478 (0.841)
年齢:>30/30-39	-0.129 (0.201)	-0.089 (0.199)	-0.114 (0.233)
年齢:40-49/30-39	0.383 (0.198)	0.361 (0.195)	0.482 (0.249)
年齢:50</30-39	1.406 (0.206) ***	1.509 (0.202) ***	1.231 (0.270) ***
女性ダミー	1.589 (0.155) ***	1.515 (0.151) ***	0.197 (0.190)
有配偶ダミー	0.075 (0.149)	0.113 (0.146)	-2.550 (0.240) ***
教育年数	-0.188 (0.040) ***	-0.172 (0.039) ***	-0.135 (0.049) **
職種: 専門管理/事務販売	-1.123 (0.208) ***	-0.963 (0.197) ***	-17.465 (437.698)
職種: ブルー/事務販売	0.629 (0.225) **	0.578 (0.221) **	0.795 (0.255) **
規模: 30-999/29以下	0.311 (0.212)	0.348 (0.210)	0.407 (0.291)
規模: 1000以上/29以下	0.748 (0.233) **	0.759 (0.230) ***	0.833 (0.309) **
勤続年数	-0.103 (0.011) ***	-0.092 (0.011) ***	-0.088 (0.015) ***
業種: 従来型/製造	0.575 (0.208) **	0.520 (0.202) **	0.509 (0.260) *
業種: ビジネス S/製造	0.038 (0.297)	-0.016 (0.289)	0.178 (0.393)
業種: 消費 S/製造	1.894 (0.502) ***	1.797 (0.494) ***	1.196 (0.552) *
業種: 社会 S/製造	0.939 (0.280) ***	0.910 (0.273) ***	0.413 (0.392)
業種: その他 S/製造	0.934 (0.230) ***	0.858 (0.223) ***	0.871 (0.284) **
AIC	1329.580	1382.596	894.181
BIC	1420.341	1473.357	984.942
Log Likelihood	-647.790	-674.298	-430.091
Deviance	1295.580	1348.596	860.181
Num. obs.	1539	1539	1539

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

分析の結果、年齢30歳から39歳を基準カテゴリーとして50歳以上がいずれのモデルでも正の有意であった。女性ダミーは呼称非正規と実質非正規で正の有意、有配偶ダミーは生計非正規で負の有意であった。教育年数はいずれのモデルでも負の有意であった。職業については基準カテゴリーを事務販売にすると、専門管理は呼称非正規と実質非正規で負の有意、ブルーはいずれの分類も正の有意であった。企業規模については、3つの分類すべてで1,000人以上の大企業で正の有意であった。勤続年数についてはいずれの分類も負の有意であった。業種をみると、製造業を基準として従来型産業と消費サービス、その他サービスがいずれも正の有意で、呼称非正規と実質的非正規では社会サービスも正の有意であったものの、生計非正規では有意ではなかった。

以上の結果からは、呼称非正規と実質非正規とのあいだのちがいはそれほど顕著な違いは見られない。また、他の分類にくらべて、生計非正規は性別によるちがいは見られないものの既婚以外の傾向があり、職種についてはブルーの傾向がより強い。業種については、生計非正規は他の分類にくらべて社会サービスにはそれほど見られないという特徴があることがわかった。

6.2.2 プレカリティの社会空間

プレカリティの類型については、まず関連する変数を使用して多重対応分析（社会空間分析）をおこなった。「雇用の安定」の指標として使用した失業不安の四カテゴリーと「仕事の安定」の指標として使用した10項目をカテゴリー変数にして、軸を構築する主変数として投

入した。さらに補助変数として、年齢、性別、学歴、職業、非正規ダミー、企業規模、業種を投入した。因子空間においては第1軸と第2軸で合計36.73%の分散を説明している。そのうち第1軸の雇用安定性は分散の9.25%を説明しており、グラフの上部が失業可能性が低く、下部が高い傾向にある。また第1軸の仕事安定性は、全体の分散の27.48%を説明しており、グラフの右側が仕事の安定性が高く、左側が低い傾向にある。したがって、空間上では、グラフの右上（第1象限）は雇用と仕事の安定度の高い「安定」型、左上（第2象限）は雇用の安定度は高いが仕事の安定度が低い「労苦」型、右下（第4象限）は仕事の満足度は高いが雇用の安定度の低い「不確実」型、左下（第3象限）は、雇用も仕事も安定度の低い「降格」型と解釈できる。

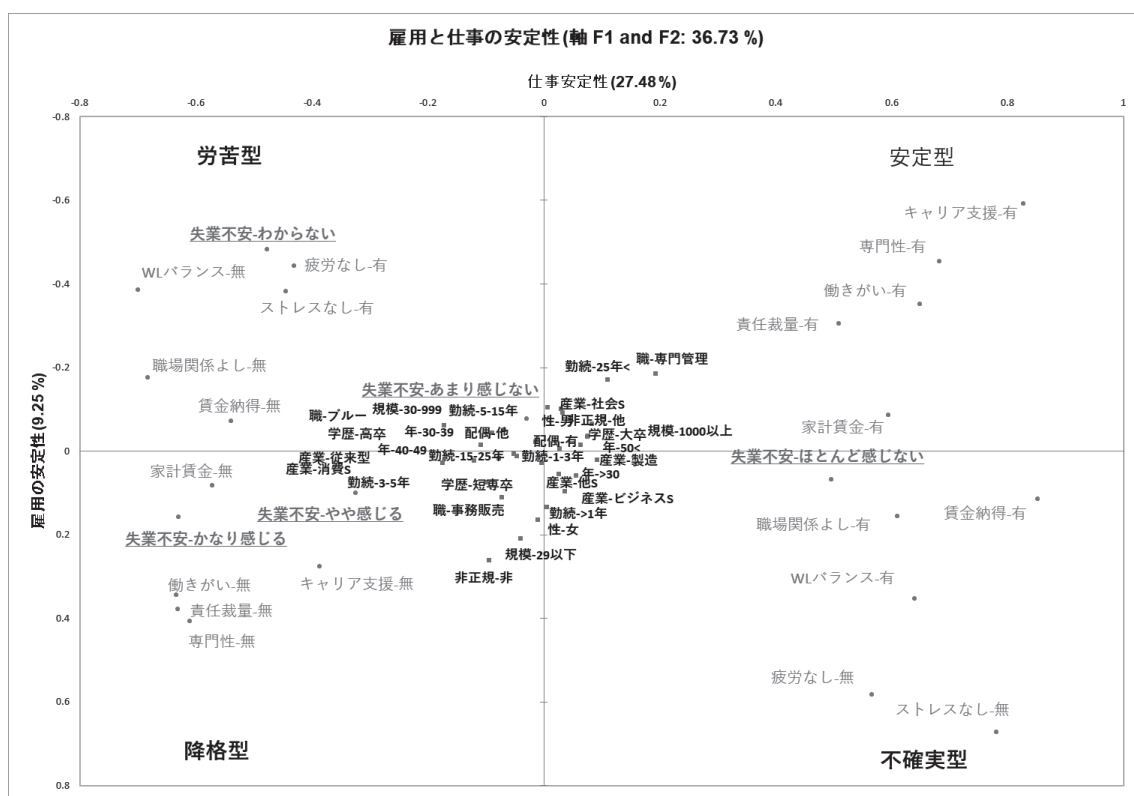


図1 多重対応分析の結果

また、それぞれの類型に属する個人の分布は、以下のとおりである。

表4 雇用・仕事のプレカリティ4類型の分布

	人数	割合
安定型：雇用安定+仕事安定	666	43.3
不確実型：雇用不安定+仕事安定	186	12.1
労苦型：雇用安定+仕事不安定	448	29.1
降格型：雇用不安定+仕事不安定	239	15.5

安定型は全体の43.3%で、「ディーセント・ワーク」の理想型により近いが、不確実型は12.1%、労苦型も29.1%存在する。雇用も仕事も不安定な降格型は全体の15.5%となっている。そのため全体としては、安定型が四割以上を占めているものの、労苦型の割合が30%近くを占めており、これらの人びとにとって失業の不安はそれほど大きくないが、仕事上の不満や不安定は大きいようだ。また雇用も仕事も不安定な降格型も全体の15%以上を占めており、これらの層の貧困・排除の潜在的リスクが高いといえる。

以下の表は、業種別にみた雇用・仕事のプレカリティタイプの分布である。

表5 業種別雇用・仕事のプレカリティ

	安定型	不確実型	労苦型	降格型	合計
製造	47.3	12.0	25.1	15.5	100.0
従来型	40.7	11.6	30.4	17.4	100.0
ビジネスサービス	50.7	8.1	26.4	14.9	100.0
消費サービス	33.3	16.7	30.0	20.0	100.0
社会サービス	44.9	11.0	33.9	10.2	100.0
その他サービス	39.7	15.2	31.0	14.1	100.0
合計	43.3	12.1	29.1	15.5	100.0

業種別にみると、製造業では安定型47.3%、不確実型12.0%、労苦型25.1%、降格型15.5%である。その他の従来型産業では、安定型40.7%、不確実型11.6%、労苦型30.4%、降格型17.4%である。サービス産業になると、ビジネスサービスは安定型50.7%、不確実型8.1%、労苦型26.4%、降格型17.4%、消費サービスでは安定型33.3%、不確実型16.7%、労苦型30.0%、降格型20.0%、また社会サービスでは安定型44.9%、不確実型11.0%、労苦型33.9%、降格型10.2%、その他サービスでは安定型39.7%、不確実型15.2%、労苦型31.0%、降格型14.1%であった。

表からは、安定型はビジネス・サービス、製造、社会サービスの順に多く、不確実型は消費サービス、その他サービス、製造、労苦型は社会サービス、従来型、その他サービス、降格型は消費サービス、従来型、製造の順となっていることがわかる。したがって、サービス産業のなかでも社会サービスには労苦型が多く、この業種で「仕事の質」という面での不安定さがみられる。また消費サービスでは降格型が多く、雇用と仕事の両面で不安定さを抱えるリスクが高いことがわかるが、他のサービス産業に関しては製造や従来型産業よりも低い場合もあり、サービス産業にも多様性があることがわかる。

6.2.3 プレカリティタイプの規定要因

つぎに、プレカリティのタイプの規定要因の分析をおこなった。分析には「安定型」を基準カテゴリーとして多項ロジット分析を使用した。

表 6 プレカリティ類型を従属変数とした多項ロジット分析 (基準カテゴリー=「安定」型)

	降格	不確実	労苦
定数	-0.748 (0.994)	-0.737 (1.179)	0.850 (0.798)
年齢	0.023 (0.009) **	-0.003 (0.010)	0.004 (0.007)
女性ダミー	0.074 (0.187)	-0.300 (0.213)	-0.368 (0.154) *
有配偶ダミー	-0.582 (0.169) ***	-0.122 (0.186)	-0.164 (0.137)
教育年数	-0.063 (0.047)	-0.063 (0.050)	-0.086 (0.037) *
非正規ダミー	0.194 (0.213)	0.423 (0.249)	-0.188 (0.180)
職業：事務販売/専門管理	0.513 (0.204) *	-0.112 (0.206)	0.508 (0.157) **
職業：ブルー/専門管理	0.393 (0.311)	0.108 (0.319)	0.709 (0.239) **
規模：30-999/29 以下	0.170 (0.263)	-0.357 (0.280)	0.219 (0.226)
規模：1000 以上/29 以下	0.001 (0.298)	-0.777 (0.323) *	0.130 (0.251)
勤続年数	-0.009 (0.011)	-0.008 (0.012)	-0.008 (0.009)
労働組合なし	0.351 (0.175) *	-0.199 (0.191)	0.123 (0.142)
所得 (対数値)	-0.092 (0.084)	0.209 (0.129)	-0.105 (0.068)
業種：従来型/製造	0.071 (0.204)	0.063 (0.226)	0.284 (0.169)
業種：ビジネス S/製造	-0.208 (0.304)	-0.325 (0.366)	0.093 (0.248)
業種：消費 S/製造	0.042 (0.564)	0.584 (0.597)	0.409 (0.492)
業種：社会 S/製造	-0.772 (0.365) *	-0.010 (0.366)	0.335 (0.260)
業種：その他 S/製造	-0.349 (0.255)	0.320 (0.262)	0.284 (0.204)
AIC	3880.705	3880.705	3880.705
BIC	4169.005	4169.005	4169.005
Log Likelihood	-1886.353	-1886.353	-1886.353
Deviance	3772.705	3772.705	3772.705
Num. obs.	1539	1539	1539

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

分析の結果、「労苦」型は女性ダミーと教育年数で負の有意、職種が事務販売とブルーで正の有意であった。オッズ比では、男性は女性にくらべて 1.44 倍、教育年数では一年上がるごとに 1.09 倍、専門管理にくらべて事務販売は 1.66 倍、ブルーは 2.03 倍高かった。「不確実」型では企業規模が 1000 人以上で負の有意で、30 人未満の零細企業にくらべて 2.17 倍低い。「降格」型は年齢で正の有意、有配偶ダミーで負の有意、職業では事務販売、労働組合なしが正の有意、業種では社会サービスが負の有意であった。オッズ比では年齢が一歳上がると 1.02 倍、配偶者なしは配偶者ありの 1.78 倍、労働組合なしはありにくらべて 1.42 倍高く、社会サービスは製造業にくらべて 2.16 倍低かった。

6.3 分析結果 2：経済的不安定と健康リスク

これまで非正規分類とプレカリティ類型の規定要因を分析してきたが、これらの違いは、実際に生活が不安定でヴァルネラブルな状況とどれだけ関連しているのだろうか。生活の不安定化の指標のひとつとして、ここではまず賃金率をとりあげる。非正規分類とプレカリティの類型によって賃金率はどのように異なるのだろうか。また、生活が不安定でヴァルネラブルな状況は、経済面だけではなく精神的・身体的健康にも影響を与えているかもしれない。健康を悪化させることは、仕事の継続を困難にして貧困リスクを高める大きな要因であり、重要な社会的リスクのひとつである。以下では、賃金率と体調不良を従属変数とし、非正規 3 分類とプレカリティ 4 類型を独立変数とした分析をおこなう。

6.3.1 賃金率を従属変数とした分析

まず、非正規の各タイプとプレカリティ類型で賃金率にどのような違いが見られるのかを分析した。本データで賃金率を分析するさいに使用できる変数は、個人の年間所得と一週間あたり労働時間のデータのみである。そのため、まず個人の年間所得を12で割って月あたりの所得を計算し、また月あたり労働日数を20日として、週あたり労働時間を4倍にして月あたりの労働時間を計算した。そして月あたり所得を月あたり労働時間で除して、時間あたり賃金率を計算した。分析のさいには、時間あたり賃金の対数値をとって従属変数とし、呼称非正規、実質非正規、生計非正規、プレカリティそれぞれの賃金率を最小二乗推定した。

表7 週あたり賃金を従属変数とした OLS 回帰分析

	呼称非正規	実質非正規	生計非正規	プレカリティ
定数	-1.751 (0.185) ***	-1.754 (0.185) ***	-1.768 (0.190) ***	-1.773 (0.192) ***
女性ダミー	-0.147 (0.039) ***	-0.148 (0.039) ***	-0.260 (0.038) ***	-0.256 (0.038) ***
年齢	0.003 (0.002)	0.003 (0.002)	-0.000 (0.002)	-0.001 (0.002)
教育年数	0.019 (0.010) *	0.020 (0.010) *	0.028 (0.010) **	0.031 (0.010) **
有配偶ダミー	0.037 (0.035)	0.039 (0.035)	-0.025 (0.038)	0.025 (0.036)
職種：事務販売/専門管理	-0.222 (0.040) ***	-0.222 (0.040) ***	-0.237 (0.041) ***	-0.257 (0.041) ***
職種：ブルー/専門管理	-0.420 (0.061) ***	-0.420 (0.061) ***	-0.445 (0.063) ***	-0.496 (0.063) ***
規模：30-999/29以下	-0.022 (0.056)	-0.017 (0.057)	-0.028 (0.058)	-0.034 (0.058)
規模：1000以上/29以下	0.120 (0.063)	0.127 (0.063) *	0.105 (0.064)	0.089 (0.065)
勤続年数	0.011 (0.002) ***	0.011 (0.002) ***	0.016 (0.002) ***	0.017 (0.002) ***
労働組合-なし	-0.046 (0.036)	-0.049 (0.036)	-0.015 (0.037)	0.012 (0.037)
業種：従来型/製造	-0.042 (0.043)	-0.040 (0.043)	-0.062 (0.044)	-0.071 (0.044)
業種：ビジネス S/製造	0.085 (0.063)	0.085 (0.063)	0.096 (0.065)	0.090 (0.065)
業種：消費 S/製造	-0.008 (0.121)	-0.006 (0.122)	-0.120 (0.124)	-0.145 (0.125)
業種：社会 S/製造	-0.019 (0.068)	-0.015 (0.068)	-0.067 (0.069)	-0.086 (0.070)
業種：その他 S/製造	-0.117 (0.052) *	-0.115 (0.052) *	-0.146 (0.053) **	-0.176 (0.053) ***
呼称非正規	-0.450 (0.043) ***			
実質：非正規_5年以下/無期		-0.484 (0.049) ***		
実質：非正規_その他/無期		-0.416 (0.060) ***		
実質：有期正社員_5年以下/無期		-0.081 (0.063)		
生計非正規			-0.264 (0.052) ***	
類型：降格/安定				-0.189 (0.049) ***
類型：不確実/安定				-0.031 (0.054)
類型：労苦/安定				-0.044 (0.040)
R ²	0.294	0.295	0.255	0.250
Adj. R ²	0.287	0.287	0.247	0.241
Num. obs.	1539	1539	1539	1539

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

分析の結果、まずすべてのモデルで、女性ダミーと事務販売、ブルー、その他サービス業で負の有意、教育年数、勤続年数で正の有意がみられた。実質非正規では、企業規模が1,000人以上で正の有意であった。

またモデル1「呼称非正規」では呼称非正規ダミーは負の有意で45%賃金が低い。モデル2「実質非正規」をみると、無期正社員にくらべて5年以下の有期非正規は48.4%賃金が低く、

それ以外の非正規は 41.6%低い。期限 5 年以下の有期正社員は無期正社員と有意な差はみられなかった。モデル 3「生計非正規」の場合、その他にくらべて 26.4%賃金が低い。モデル 4「プレカリティ」の場合、安定型にくらべて降格型では 18.9%賃金が低く、その他のタイプでは有意な差はみられなかった。もっとも、個人の賃金を分析したこのモデルの場合、世帯の生活状況を十分に考慮していないため、賃金の低さがただちに生活困窮の不安定化を示しているとはいえない。そのためつぎに、不安定な生活状況の結果と考えることのできる健康状態の分析をおこなう。

6.3.2 体調不良を従属変数とした比較分析

最後に、不安定な状況が健康にどのような影響を与えるのかについて分析する。まず、「過去 1 年間のストレスによる心身の不調」の選択肢のうち、「強く感じたことがある」と「多少は感じたことがある」を 1 に、「あまり感じたことがない」、「まったく感じたことがない」、「わからない」を 0 として、二値の変数とした。また、「過去 6 ヶ月間における長時間労働を原因として体調を崩した経験」の選択肢のうち、「体調を崩した経験がある」を 1、また「体調を崩した経験はない」と「わからない」を 0 へリコードした。その後、「ストレスによる心身の不調」と「長時間労働を原因として体調を崩した経験」のうちいずれかが 1 であった場合を 1 とする二値の変数「体調不良」を作成した。

「体調不良」変数は二値の変数であるため、分析にはロジスティック回帰分析をもちいる。独立変数はモデル 1 で「呼称非正規」、モデル 2 で「実質非正規」、モデル 3 で「生計非正規」、モデル 4 で「プレカリティ」を投入し、統制変数として女性ダミー、年齢、有配偶ダミー、職種、業種、企業規模、勤続年数、所得の対数値、労働組合の有無、週労働時間を投入した。

表 8 体調不良を従属変数としたロジスティック回帰分析

	呼称非正規	実質非正規	生計非正規	プレカリティ
定数	-0.093 (0.685)	-0.111 (0.690)	-0.271 (0.673)	-1.055 (0.690)
女性ダミー	0.609 (0.131) ***	0.609 (0.131) ***	0.553 (0.129) ***	0.599 (0.133) ***
年齢	-0.006 (0.006)	-0.006 (0.006)	-0.007 (0.006)	-0.013 (0.006) *
教育年数	-0.009 (0.031)	-0.008 (0.031)	-0.006 (0.031)	0.013 (0.032)
有配偶ダミー	0.002 (0.115)	0.002 (0.115)	-0.063 (0.121)	0.088 (0.118)
事務販売/専門管理	-0.098 (0.130)	-0.097 (0.130)	-0.091 (0.131)	-0.225 (0.134)
ブルー/専門管理	0.145 (0.201)	0.145 (0.201)	0.161 (0.203)	0.009 (0.205)
30-999/29 以下	0.393 (0.184) *	0.399 (0.186) *	0.385 (0.184) *	0.375 (0.188) *
1000 以上/29 以下	0.366 (0.206)	0.375 (0.209)	0.349 (0.206)	0.369 (0.211)
勤続年数	-0.008 (0.007)	-0.008 (0.007)	-0.006 (0.007)	-0.003 (0.007)
所得 (対数値)	-0.032 (0.060)	-0.031 (0.060)	-0.006 (0.058)	0.035 (0.058)
労働組合-なし	-0.182 (0.118)	-0.182 (0.119)	-0.174 (0.118)	-0.197 (0.121)
業種：従来型/製造	0.067 (0.139)	0.067 (0.139)	0.060 (0.139)	0.021 (0.143)
業種：ビジネス S/製造	0.456 (0.209) *	0.457 (0.209) *	0.462 (0.209) *	0.515 (0.215) *
業種：消費 S/製造	0.264 (0.399)	0.259 (0.400)	0.210 (0.397)	0.126 (0.407)
業種：社会 S/製造	0.237 (0.223)	0.234 (0.224)	0.225 (0.223)	0.300 (0.230)
業種：その他 S/製造	0.120 (0.168)	0.121 (0.168)	0.115 (0.168)	0.108 (0.173)
週労働時間	0.009 (0.004) *	0.009 (0.004) *	0.010 (0.004) *	0.009 (0.004) *
呼称非正規	-0.322 (0.154) *			
実質：非正規_5 年以下/無期正社員		-0.336 (0.173)		
実質：非正規_その他/無期正社員		-0.286 (0.209)		
実質：有期正社員_5 年以下/無期正社員		0.024 (0.209)		
生計非正規			-0.288 (0.168)	
類型：降格/安定				1.355 (0.170) ***
類型：不確実/安定				0.801 (0.173) ***
類型：労苦/安定				0.761 (0.129) ***
AIC	2115.945	2119.876	2117.404	2039.832
Num. obs.	1539	1539	1539	1539

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

分析の結果、いずれのモデルでも女性が正の有意であった。業種については、すべてのモデルでビジネス・サービスが正の有意であった。またモデル1「呼称非正規」では非正規が負の有意であった。モデル2「実質非正規」、モデル3「生計非正規」では、実質非正規、生計非正規いずれも有意な差はみられなかった。モデル4「プレカリティ」では、降格型、不確実型、労苦型のいずれもが正の有意で、とくにオッズ比では降格型は安定型の3.88倍、不確実型は安定型の2.23倍、労苦型は安定型の2.14倍体調不良を感じやすいことがわかった。

したがって、健康の悪化に関しては、「非正規雇用」の分類モデルでは、「非正規」であることが健康にたいする面で「不安定」であるわけではなく、むしろ「プレカリティ」モデルのように、雇用と仕事の不安定を感じる立場にいる人びとでより健康悪化のリスクが高まっている。また業種については、金融・保険業、不動産業などのビジネスサービスが製造業よりも約1.7倍体調不良になりやすいことがわかった。対人サービスのなかでもよりビジネスに関連

する業態では、仕事上のストレスや長時間労働による心身の不調を感じやすいのかもしれない。

6.4 結果の検討

本研究では、まず非正規3分類とプレカリティ4類型の規定要因の分析をおこない、つぎに非正規・不安定雇用がもたらす経済と健康に関するリスクとして、賃金率と体調不良を従属変数とした多変量解析をおこなった。分析の結果、賃金率については、「呼称非正規」、「実質非正規」、「生計非正規」、プレカリティの「降格」型のいずれも正規もしくは「安定」型にくらべて有意に負の効果があつたが、その効果についてはモデルによって異なり、なかでもとくに5年以下の期限付非正規でより賃金率が低いことがわかつた。

さらに、健康を従属変数とした分析では、「呼称非正規」で負の有意、「実質非正規」では有意な差がみられなかつたため、「非正規」であるということ自体が健康を悪化させるリスクを高めるわけではないと考えられる。その一方で、「プレカリティ」モデルでは「安定」型以外の3類型で有意に健康を悪化させやすく、「降格」型、「労苦」型、「不確実」型の順で、安定型以上に健康悪化のリスクが高まっている。

先行研究でもすでに論じられていたとおり、「非正規」雇用というだけでは「不安定」であるとはいいいにくく、個人の賃金率では生活困窮まで判断することはむずかしい。また、健康にたいするネガティブなアウトカムを検討すると、非正規雇用に就いているということ自体が健康面で「不安定化」をもたらすというよりも、むしろ「プレカリティ」モデルのように、雇用と仕事の不安定を感じている人びとほど健康の不安定化のリスクが高まっている。

また、今回の分析では、金融・保険業、不動産業などのビジネスサービスが体調不良を経験しやすいことがわかつた。この業種では、仕事上のストレスや長時間労働が激しく、心身の不調を感じやすいと考えられる。金融や不動産などの業種は飲食業などのサービス業とは異なり、必ずしも非正規が多いわけではないが、市場競争の激しい分野で、雇用や仕事の不安定の次元とは別に、労働者の過酷な労働を推し進め、「不安定」な生活をもたらしているのかもしれない。これは先行研究でも扱われてこなかつた点で、今回の分析でも詳細に検討することはできなかつたが、今後の課題としておきたい。またどのモデルでも女性が体調不良を訴える傾向がある。不安定の結果としての健康悪化のリスクは女性において高いことについては注目すべきであろう。

7 おわりに

本稿では、「不安定」な雇用について、「非正規」雇用のいくつかの定義を比較検討し、これらのどの定義がより「不安定」な状況と関連するのか、また非正規定義とは異なる「プレカリティ」の多元性の仮説が非正規定義とくらべて、経済的不安定さと健康リスクにたいする妥当性をもつのかを検討した。分析にはいくつかの限界があつた。まず、プレカリティと貧困リスクとの関係については、世帯員数についての情報がなかつたため、等価世帯所得および

相対的貧困率を計算することができなかった。また抑うつ傾向についても、今回の仮説とモデルに使用した 2017 年 10 月調査データでは採用されていなかったため、分析できなかった。また、プレカリティとネットワークの脆弱化は重要な研究課題であるが、ネットワーク項目についても今回使用した調査データでは同様の問題に直面した。サービス産業の不安定化についても多様化がみられるが、詳細な検討はできなかった。今回の分析をてがかりに、他のデータ・セットをもちいて同様の分析をおこなうことが今後の課題として考えられる。また、本調査データは年 2 回継続的に実施されているため、不安定な状況の変化についての分析も可能であろう。本調査データや他の調査データをもちいて、さらに現代の「不安定 (precarity)」の問題に取り組むことが今後の課題である。

[注]

- 1) 欧州では、イギリスでラウントリー財団が 1999 年に発表した報告書『仕事の不安定と労働強化』でこの点を指摘している (Burchell, Ladipo and Wilkinson, 1999) .
- 2) ロイック・ヴァッカ (2008) は、「“アンダークラス”のような、インチキな概念の国際的循環に気をつけなければならない。それは、輸入の文脈に不適切であるだけでなく、輸出国の都市で起こっている現実にも合っていない」(Wacquant 2008) と懸念していた。日本版「アンダークラス」論が登場する懸念は (西田 2009) で示されており、その後「アンダークラス」概念を使用する危険性と不適切性については、(西村 2013; 川野 2017; 知念 2018) などでも論じられている。
- 3) 橋本の「アンダークラス」の操作的定義は一貫していない。橋本 (2018) では、定年後に非正規雇用になった男性を除外して 59 歳以下、女性は 69 歳までを含めるが、既婚女性は除外している。橋本 (2019) になると、60 歳以上の男性もアンダークラスに含まれるが、専門・管理職は除外されているため、ここでは「既婚女性を除外した管理・専門職以外の非正規労働者」とする。
- 4) ジョック・ヤング (2007=2008) は、二項対立的な「排除」言説やガルブレイスの満足の文化は神話に過ぎないという (Yong 2007=2008:52) . 「ジョン・ガルブレイスは、万事よろしくやっている「満ちたりたマジョリティ」はすべてうまくいっていて、排除されたマイノリティと共有するものはほとんどなく、かれらに対して関心もほとんどもっていないと述べているが、それは俗説である。ますますフレキシブル化する労働力需要は、オートメーションの飛躍的な進展とコンピュータソフトウェアの高度化と結びつくことで、雇用全体の不安定化に大きな影響を及ぼしてきた。・・・余剰人員の削減によって、慢性的な仕事の不安定化が生じるだけではなく、残った労働者はより長時間労働を強いられ、穴の開いた持ち場をカバーするために技能を向上させねばならなくなっている」。むしろ「マジョリティ」といわれる労働者であっても、長時間労働が増加し、今では二人が労働市場に身を浸して働かなければならず、家庭の領域にも不確実化と不安定性が広がっているように、「包摂」と「排除」や「満ち足りた人々」と「アンダークラス」のよ

うな二項対立は成り立たないとヤングは指摘する。

- 5) ドイツでも 2000 年代からカステルの影響でプレカリティの社会学的研究がおこなわれている (Castel & Dorré 2009; Dorré 2014) 。アメリカではカールバーグを中心に「不安定就労 precarious work」の研究がある (Kalleberg 2009; Kalleberg 2012) 。
- 6) 「客観的不安定が全体的な主観的不安定を生み出しているのです。高度に発達した経済の内部でこの主観的不安定は、すべての労働者の上に、直接的に脅威にさらされていない、あるいはまださらされていない労働者の上にも、のしかかっているのです」 (Bourdieu 1998=2000:136) とあるように、「不安定 (プレカリティ)」には客観的な条件だけではなく、主観的な知覚レベルの不安定も含まれる。
- 7) 先に検討した「不本意非正規」モデルについては、今回使用する調査データでは「不本意」か否かを識別する項目が存在しないため、今回の分析からは外した。
- 8) なお、ここでは橋本モデルの妥当性を検討することを目的としているため、「既婚女性」を補助的な稼ぎ手とみなし、定義から除外することが妥当かについては、ここで問う余裕はない。しかし、「既婚女性と専門・管理職従事者を除外した非正規労働者」とリコードした変数にたいしく<アンダークラス>とラベルを貼ったものに過ぎないということは強調しておく。

[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「勤労者の仕事と暮らしに関する二次分析：データからみた 2007 年～2017 年」(連合総合生活開発研究所)の個票データの提供を受けました。

[参考文献]

- 乾彰夫編, 2006, 『不安定を生きる若者たち』大月書店。
- 乾彰夫, 2008, 「不安定化する若者をめぐる状況の性格と日本の特徴」『教育科学研究』23:31-41.
- ウルス, メラニー (関口涼子 訳), 2009, 「日本における非正規雇用者問題——健康, 非正規雇用, 社会保障」『大原社会問題研究所雑誌』613: 26-39.
- 川野英二, 2017, 「ポスト・アンダークラスの貧困論に向けて——概念の受容と使用のプラグマティック社会学」『ソシオロジ』社会学研究会, 59-67.
- 神林龍, 2017, 『正規の世界・非正規の世界——現代日本労働経済学の基本問題』慶應義塾大学出版会。
- 伍賀一道, 2005, 「不安定雇用問題の新局面——若年雇用難の時代をめぐって」『立命館経済学』54(4): 728-740.
- , 2013, 「雇用の流動化と格差・貧困の拡大」『生活経済政策』201: 5-10.
- , 2014, 『「非正規大国」日本の雇用と労働』新日本出版社。
- , 2018, 「雇用不安定化の新局面とその背景」『日本の科学者』53(11): 04(588)-09(593).

- 労働政策・研修機構, 2006, 『壮年非正規労働者の仕事と生活に関する研究——現状分析を中心として』労働政策研究報告書 No.164.
- 労働大臣官房政策調査部統計調査第一課編, 1994, 『就業形態の多様化に関する総合実態調査報告』.
- 佐藤博樹・小泉静子, 2007, 『不安定雇用という虚像——パート・フリーター・派遣の実像』勁草書房.
- 太郎丸博編, 2006, 『フリーターとニートの社会学』世界思想社.
- 知念渉, 2018, 『<ヤンチャな子ら>のエスノグラフィー——ヤンキーの生活世界を描き出す』青弓社.
- ファーロング, アンディ, 2006, 「NEET——イギリスからの報告」乾 彰夫編 『不安定を生きる若者たち』大月書店, 68-115.
- 三富紀敬, 1986, 『フランスの不安定労働改革』ミネルヴァ書房.
- 長松奈美江, 2011, 「長時間労働をもたらす『不平等』な条件」佐藤嘉倫・尾嶋史章編 『現代の社会階層 1 格差と多様性』東京大学出版会, 97-111.
- , 2016, 「サービス産業化をもたらす働き方の変化——「仕事の質」に注目して」『日本労働研究雑誌』58(1): 27-39.
- , 2018, 「脱工業化の時代における雇用構造——サービス労働者の「仕事の質」に注目して」阪口祐介編 『2015年SSM調査報告書6労働市場』2015年SSM調査研究会(2019年3月22日取得, <http://www.l.u-tokyo.ac.jp/2015SSM-PJ/06%20-%2012.pdf>) .
- 西田芳正, 2009, 「自己責任論とアンダークラス論を乗り越えるために——若者と貧困に関する実証研究の課題」『貧困研究』2: 72-9.
- 西村貴直, 2013, 『貧困をどのように捉えるか——H・ガンズの貧困論』春秋社.
- 日本労働研究機構, 2000, 『フリーターの意識と実態—97人へのヒアリング結果より(調査研究報告書)』日本労働研究機構.
- 橋本健二, 2018, 『新・日本の階級社会』講談社現代新書.
- , 2019, 『アンダークラス——新たな下層階級の出現』ちくま新書.
- 脇坂明, 2003, 「パートタイマーの正社員への変更希望」日本労働研究機構, 2003, 『非典型雇用労働者の多様な就業実態——「就業形態の多様化に関する総合実態調査」等による実証分析』調査研究報告書 No.158: 76-103.
- Barbier, Jean-Claude, 2002, “Survey of the Use of the Term *précarité* in French Economics and Sociology”, *Document de travail*, no.19, Centre d’étude de l’emploi.
- Bourdieu, Pierre, 1995, *La misère du monde*, PUF.
- , 1998, “La *précarité* est aujourd’hui partout”, Bourdieu, P. *Contre-feux. Propos pour servir à la résistance contre l’invasion néo-libérale*, Liber-Raison d’ Agir (=加藤晴久訳, 1999, 「不安定就労は、いま、いたるところに」『市場独裁主義批判』藤原書店 133-142.)
- Castel, Robert, Dorré, Klaus (Hg.) ,2009, *Prekarität, Abstieg, Ausgrenzung: die soziale Frage am*

- Beginn des 21. Jahrhunderts*. Campus Verlag.
- , 1995, *Les métamorphoses de la question sociale*, Fayard. (=前川真行訳, 2012, 『社会問題の変容』ナカニシヤ出版)
- , 2009, *La montée des incertitudes: travail, protections, statut de l'individu*, Seuil, (=北垣徹訳, 2015, 『社会喪失の時代』明石書店.)
- Cingolani, Patrick, 1986, *L'exil du précaire: le récit de vie en marge du travail*. Meridian klincksiek.
- , 2017, *La précarité*, PUF.
- Dahrendorf, Ralf, 1988, *The Modern Social Conflict: An Essay on the Politics of Liberty*, University of California Press.
- Dorré, Klaus, 2014, "Precarity and Social Disintegration: A Relational Concept", *Journal für Entwicklungspolitik*, 30(4): 69-89.
- Furlong, Andy and Kelly, Peter, 2005, "The Brazilianisation of youth transitions in Australia and the UK?," *Australian journal of social issues*, 40(2): 207-25.
- Furlong, Andy, 2009, "The zone of precarity and discourses of vulnerability : NEET in the UK" (Comparative Studies on NEET, Freeter, and Unemployed Youth in Japan and the UK) .
- Gallie, Duncan and Paugam, Serge, 2003, *Social precarity and social integration*, Office for Official Publications of the European Communities.
- Galbraith, John Kenneth, 1992, "The Functional Underclass", *Proceedings of the American Philosophical Society*, 136(3): 411-15.
- Galbraith, John Kenneth, 1992, *The Culture of Contentment*, Houghton Mifflin Company. (=中村達也訳, 1993, 『満足の文化』新潮社.)
- Kalleberg, Arne, L., 2009, "Precarious Work, Insecure Workers: Employment Relations in Transition", *American Sociological Review*, 74: 1-22.
- , 2012, "Job Quality and Precarious Work: Clarifications, Controversies, and Challenges", *Work and Occupations*, 39: 427-48.
- Littlewood, Paul, et.al (eds.), 1999, *Social Exclusion in Europe: Problems and Paradigms*, Routledge.
- Macnicol, John, 1987, "In Pursuit of the Underclass", *Journal of Social Policy*, 16(3): 293-318.
- , 2017, "Reconstructing the Underclass", *Social Policy & Society*, 16(1): 99-108.
- Morris, Lydia, 2002, *Dangerous Classes: The Underclass and Social Citizenship*, Routledge.
- Paugam, Serge and Russel, Helen, 2000, "The Effects of Employment Precarity and Unemployment on Social Isolation", Gallie, Duncan and Paugam, Serge (eds.), *Welfare Regimes and the Experience of Unemployment in Europe*, Oxford University Press.
- Paugam, Serge, 2000, *Le salarié de la précarité. Les nouvelles formes de l'intégration professionnelle*, PUF.
- , 2005, *Les formes élémentaires de la pauvreté*, Presses universitaires de France (=川野英二・中条健志訳, 2016, 『貧困の基本形態』新泉社.)

- Ricketts, E.R. and Sawhill, I.V., 1998, "Defining and Measuring the Underclass", *Journal of Policy Analysis and Management*, 7(2): 316-25.
- Savage, Mike, 2015, *Social Class in the 21st Century*, Pelican Books.
- Standing, Guy, 2011, *The Precariat*, Bloomsbury Academic. (=岡野内正訳, 2016, 『プレカリアート 不平等社会が生み出す危険な階級』法律文化社.)
- Villeneuve, Andre, 1984, "Construire un indicateur de précarité", *Sociologie et statistique*, 168: 93-105.
- Wacquant, Loic, 2008, *Urban Outcasts A Comparative Sociology of Advanced Marginality*, Polity.
- Wresinski, Joseph, 1987, *Grande pauvreté et précarité économique et sociale*, Journal Officiel.
- Burchell, Brendan, Ladipo, David, and Wilkinson, Frank, (eds.), 1999, *Job Insecurity and Work Intensification*, Routledge.
- Wilson, William. J., 1987, *The Truly Disadvantaged: The Inner City, the Underclass, and Public Policy*, University of Chicago Press. (=青木秀男監訳, 1999, 『アメリカのアンダークラス——本当に不利な立場に置かれた人々』明石書店.)
- , 1991, "Studying inner-city social dislocations: The challenge of public agenda research: 1990 presidential address", *American Sociological Review*, 56(1): 1-14.
- Young, Jock. , 2007, *The Vertigo of Late Modernity*, Sage Publications. (=木下ちがや・中村好孝・丸山真央訳, 2008, 『後期近代の眩暈 排除から過剰包摂へ』青土社.)

労働組合は労働市場の賃金分布を拡大させているか

——かたよる属性，差のつく賃金制度，隔てられた雇用形態——

鈴木恭子

(東京大学大学院)

本稿では、労働組合が日本の労働市場における賃金の分布を縮小させているのか、それとも逆に拡大させているのかを、対数分散の要因分解を用いて分析する。分析の結果、企業規模や個人属性等の諸要因をコントロールすると、労働市場全体で労働組合が独自に及ぼす影響は、複数の効果が打ち消しあってほぼゼロとなる。しかし、以下3つの制度を経由することを通じて、労働組合は賃金の分散拡大と強く関連することが明らかになった。1点目は、労働市場全体としてもともと高い賃金に相当する属性を備えている人々を組合のメンバーとして組織化している傾向が強く、そのことによって非組合員との賃金格差が大きなものになっていること。2点目は、労働組合がある企業において勤続年数・性別等で大きな差のつきやすい賃金制度が維持されており、実際に組合加入者間の賃金に大きな差がついていること。3点目は、非正規雇用は長らく組織化から除外されてきたが、非正規雇用の賃金は、たとえ組合のある企業で働いていても、また組合に加入しても低いままにとどまっており、それが労働市場全体における格差の大きな原因になっていること、である。これら3点の特徴は、アメリカやイギリスにおける労働組合の影響とはそれぞれ逆向きに機能しており、彼らが市場の不平等度を縮小させてきたことと対照的である。環境変化のなかで、日本の労働組合は社会にいかなるミッションと成果を訴えうるか、その戦略が問われている。

1. 労働組合と賃金格差

1.1 問題関心

労働組合が弱体化した、といわれる。たしかに、労働組合の組織率は過去数十年にわたって低下の一途をたどり、2018年では雇用者全体のわずか17%にすぎない（平成30年労働組合基礎調査）。だが春先には毎年「春闘」のニュースが新聞やテレビで取り上げられるところをみると、労働組合は変わらず影響力を持つようにもみえる。こんにち、労働組合はどれほどの影響を労働市場におよぼしているのだろうか？そもそも、労働組合が及ぼす影響はどのような観点で評価できるのだろうか？

日本において労働組合が何を目標としその成果がどう測定されるべきかについては、必ずしも明らかではない。「組織率」や「賃上げ率（額）」は伝統的に重視されてきた指標だが、労働組合が及ぼしうる影響はほかにも多様である。なかでも欧米において関心を集めてきたのが、「労働組合の存在は、労働市場全体の不平等度（Inequality）にどのような影響を及ぼしているか」という観点である（Freeman 1980; Card, Lemieux and Riddle 2004）。ここで「労働市場の不平等度（Inequality）」とは、労働市場における賃金の分布のあり方を指して

おり、「分布が大きく散らばっているほど不平等」と考えられている。

アメリカを中心に、労働組合が賃金の分布にどのような影響を与えているかについては、半世紀以上にわたって研究が蓄積されてきた。その間、労働組合は賃上げによって労働市場の格差を拡大していると長らく批判されてきたのだが、80年代になって労働組合が労働市場の格差をむしろ縮小しているという見方があらわれた (Freeman 1980)。この「労働組合の平等化機能 (Equalizing Effect)」は、労働組合が「少なくとも社会的には意義ある存在である」との主張を可能にした (Card, Lemieux and Riddle 2004)。日本においても「平等」は労働組合が掲げる理念のひとつであるが、労働組合が「平等／不平等」にどのような影響を及ぼしているか、具体的に検証した研究は多くない。

そこで本稿は、労働組合の存在が賃金の分布にどのような影響を与えているかを評価する。具体的には、「労働組合が賃金の分布を縮小させているのか、それとも逆に拡大させているのか」を、対数分散の要因分解を用いて分析する。従来、日本の労働組合が賃金に与える影響の評価については、おもに賃金の「水準」が分析の対象とされてきたが、労働市場の構造にあたる影響をみるには賃金の「分布」がどのように変化するかが重要である。この賃金の「分布」の分析に焦点をあてる点が、本稿の1つ目の特徴である。また、日本においては非正規雇用がながらく労働組合のメンバーから排除されてきたため、賃金に与える影響を扱った先行研究の多くは正規雇用のみを対象としてきた。しかしこんにち非正規雇用は日本の雇用者の約4割を占めるにいたり、それを除外しては労働市場の半分しかみることができない。そこで本稿では、労働市場全体に対する影響をみるために、非正規雇用も分析の対象に含める。これが本稿の2つ目の特徴である。

1.2 先行研究：労働組合が労働市場の構造（賃金分布）に及ぼす影響

先行研究は、労働組合が労働市場の構造（賃金分布）に及ぼす影響を、大きく3つの力に分けて整理している (Freeman 1980, Freeman and Medoff 1984)。図1は、それら3つの構成要素を図式的に示したものである。

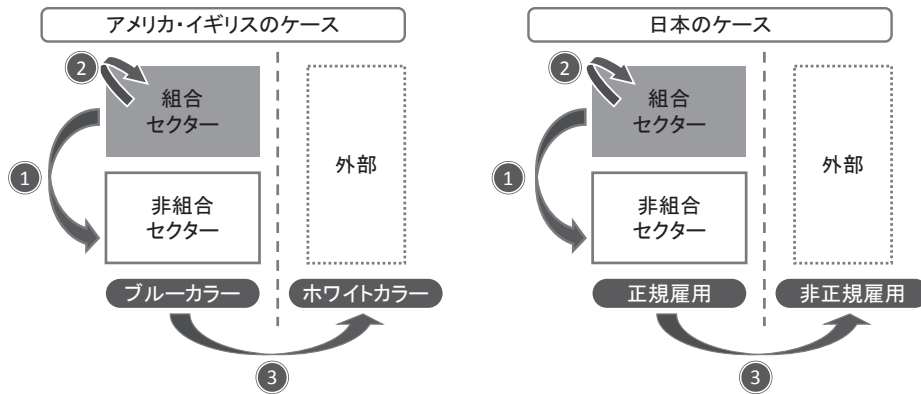


図1 労働組合の影響の3つの構成要素

左側のパネルはアメリカ・イギリスのケースをとりあげている。これらの国では労働組合は伝統的にブルーカラー労働者を中心的に組織化されてきたため、組合効果に関する研究もブルーカラーを対象に議論されてきた（図の左半分）。労働組合が組織されると、ブルーカラー労働者が「組合セクター（組合加入者）」と「非組合セクター（非加入者）」の2つに分かれる。労働市場に「組合セクター」が存在することによる賃金の「分布」への影響は、2つのセグメントのあいだで賃金水準の差が生じることによる分散の変化（**Between-Sector Effect**・図中の①に相当）と、新たに生じた「組合セクター」内部での分散の変化（**Within-Sector Effect**・図中の②に相当）から構成される。注目したいのはあくまで賃金の「分布」なのだが、分布の変化を引き起こす要因として「水準」差も重要な役割をはたしている。さらにこれら2つのセグメントの外部には、（一般的に組織化の対象外と考えられていた）ホワイトカラーのセグメントが存在する。労働組合の存在は、ブルーカラーの賃金分布を変化させることを通じて、ホワイトカラー／ブルーカラー間の格差にも影響を及ぼす（図中の③）。

これら3つの力のなかでもっとも早くから議論されてきたのが、図中①の「組合セクター（組合加入者）」「非組合セクター（非加入者）」間に生じる賃金格差についてである。アメリカやイギリスでは、組合員が非組合員よりも総じて高い賃金を得ている。この賃上げを可能にする力の源泉は、組合による労働供給の独占（**Monopoly Power**）であると考えられており、それゆえ労働組合は労働市場の自由な競争と価格調整メカニズムを損なうものとして批判されてきた。また、組合セクターで賃上げがおこると労働需要を減じ、失業した人々が非組合セクターに流れて労働供給を増やすことで、非組合員の賃金を一層押し下げると考えられた。労働組合は非組合セクターを犠牲にして労働市場の格差を拡大させるものとして、ながらく批判されてきた。

これに対して、労働組合が組合セクター内部に及ぼす影響（②）に光をあてたのが、Freeman（1980）・Freeman and Medoff（1984）の研究である。労働組合が要求として掲げる賃金政策は、同じ仕事に対して同じ賃金の支払いを求める **Standard Rate Pay Policy** である。組

合員の賃金にこの政策が浸透したことで、それまで存在していた企業内・企業間・地域間での賃金格差は縮小されていった。つまり、労働組合は組合セクター内部の賃金分布を平等に近づける機能があり、しかもそれは無視できない大きさであった。

さらに労働組合の存在は、ホワイトカラーとブルーカラーの間の賃金水準の差も変える(図中の③)。欧米の労働組合は伝統的にブルーカラーを中心に組織されてきたが、ブルーカラーはもともとホワイトカラーよりも賃金が低かったために、組織化によってブルーカラーの賃金が引き上げられたことが、労働市場における賃金分布を縮小する方向に働いた。

労働市場全体で見たときこれら3つの力のいずれが優勢になるかは、賃金水準の変化幅・セクター内の分散のあり方・各セクターの構成比に依存する。Freeman(1980)は、推定の結果、組合セクター内を平等化する力(図中の②)がもっとも優勢であるため、労働市場全体で見ると労働組合は格差をむしろ縮小していると結論づけた。

以上のような労働市場の構造に対して、日本のケースはひとつ大きな違いがある(図1の右側パネル)。日本においては、欧米のようにブルーカラーとホワイトカラーの違いが労使関係を分かち基軸にはなっていない。むしろ戦後の日本では、企業別の労働組合において、ブルーカラー／ホワイトカラー間での「工職身分差別の撤廃」を運動方針として積極的に採用し、ひとつの労働組合(「工職混合組合」)のメンバーとしてきた(二村 2000; 久本 2007)。そのかわりに大きな意味をもっていたのが、「本雇いの従業員」だけを組織化の対象としてきた慣行である(仁田 2009)。実際、日本における組合効果を扱う先行研究において、ブルーカラー／ホワイトカラーを区別する例は少なく、一方で多くの研究が近年でもなお「正規雇用」のみにその対象を限定している。

これまでの日本の先行研究は、もっぱら(①)の「労働組合が組合／非組合セクター間の賃金水準差に与える影響」に集中している。既存研究のレビューは外館(2009)に詳しいが、日本では労働組合がそもそも賃金を上げているのかについて必ずしも結論は一致しない(中村・佐藤・神谷 1988)。90年代までは組合加入が賃金に及ぼす影響は観察されない(あるいは女性にのみ観察される)という研究が多かったのに対して(橘木・野田 1993)、2000年代に入ると男性についても組合効果が観察されるとする研究が増えた(川口・原 2007; 都留他 2009; 仁田・篠崎 2011)。2010年代についてはまだ研究が多くない。一方で、図中の②にあたる「組合加入者の賃金分布」に関する研究は、これまであまりみられない。

そして、図中の③にあたる「労働組合の存在が非正規雇用を含む労働市場全体にどのような影響を与えているか」という点についても、これまであまり研究がない。しかし非正規雇用が4割にせまるこんにち、彼らを見捨てることはできない。80年代以降の非正規雇用の拡大は欧米諸国にも共通する現象であり、かつては議論の対象を男性・正規雇用に限定されていたところ、90年代以降のDiNardo, Fortin and Lemieux(1996)やCard, Lemieux and Riddle(2004)は女性やパートタイマーも含めた労働市場全体が対象となっている。これにならい、本稿も非正規雇用を対象にふくめて、労働組合の存在がどのような影響を与えているかを検討する(図中の③)。

1.3 分析のアプローチと本稿の仮説

本稿では図1右側パネルに掲げた3つの力について、組合の影響を推定する。分析のアプローチと仮説は以下のとおりである。

① 組合セクター／非組合セクター間の賃金差への影響

ここでは、労働組合加入者と非加入者の間に賃金水準差があるか、またそのうちのどれほどが労働組合の効果であるといえるかを検討する。先にのべたとおり、組合が賃金の水準に影響を与えるか否かについて、近年は組合効果ありとする先行研究が多いが、この点は詳しい検討を要する。そもそもアメリカ・イギリスにおいて労働組合が賃上げをおこなう力の源泉は、労働供給の独占に起因すると考えられている。ところが、日本についてこれは当てはまらない。というのも、日本では労働組合への加入を通じて仕事に就くわけではない。先にある企業に就職が決まり、その企業に労働組合が存在していた場合、多くはユニオンショップ協定を通じて自動的に組合員となる。因果関係は「就職(賃金)→組合加入」であって、「組合加入→就職(賃金)」ではない。そのため、かりに組合加入者と非加入者に賃金格差が存在していたとしても、それは組合加入に起因するとみるよりも、企業特性や個人属性に起因するとみなすべき可能性が高い。実際、日本の労働組合の組織率は大企業に大きく偏っているし、企業規模をコントロールすると組合セクターの賃金プレミアムがほとんど消滅することを指摘する研究もある。本稿においては、組合加入／非加入者の賃金の水準差をこうした諸要因に分解することで、労働組合そのものが与える効果の有無を再検討する。

② 組合セクター内部の賃金分布への影響

欧米の労働組合は、組合員間の賃金分布を縮小する機能が顕著である。これはアメリカ・イギリス・カナダに共通して少なくとも70年代から2000年代にわたって観察された特徴である。この原因となっているのが、労働組合の賃金政策 **Standard Rate Pay Policy** であり、同じような職種や仕事に対して個人の属性・企業特性・地域・産業などを問わずに同じレートの賃金を支払うべきであるという考え方である。これに対して日本では、仕事に対して賃金を統一しようという機運は伝統的に弱い。日本では、賃金が企業のなかで決定される傾向が強く、同じ仕事であっても企業規模や地域や産業などの企業特性の影響が大きい。また、賃金と年齢とが強く結びついており、年齢に応じて水準差をつけることが当然のこととして期待される。さらに、ブルーカラーであっても査定を通じて個人別にこまかく賃金率に差をつけることが賃金制度上の慣行となっている。そして、企業別に組織されている労働組合の存在は、こうした企業内部での賃金決定を強化しうる。こうした側面はいずれも企業内・企業間における賃金の水準差を許容する方向にはたらくため、日本では組合セクターでむしろ賃金分布が拡大する可能性もある。労働組合は、組合員の賃金の分布にどのような影響を及ぼすのか、諸要因をコントロールしながら再検討する。

③ 非正規雇用も含めた労働市場全体に及ぼす影響

欧米におけるブルーカラー(組合)／ホワイトカラー(非組合)の関係と、日本における

正規雇用（組合）／非正規雇用（非組合）の関係とでは、大きく異なる点がある。イギリス・アメリカではブルーカラーの方がホワイトカラーよりも賃金が低いため、ブルーカラーが組織化されて賃上げが行われることにより、労働組合は労働市場における賃金の格差を縮小する方向に機能した。ところが、日本では正規雇用の方が非正規雇用よりもそもそも賃金が高いため、正規雇用が組織化されてその賃金がより高くなるとすれば、労働市場全体の格差を一層拡大させることになる。ここでは、非正規雇用を組合から排除したことが、労働市場全体の賃金分布にどのような影響を与えているかを検討する。

2 データ、変数、分析手法

2.1 使用するデータおよび変数

分析に使用するのには、連合総合生活開発研究所が実施した「勤労者のしごとと暮らしについてのアンケート」（以下、「勤労者短観」）のうち、第21回調査（2011年4月）から第34回調査（2017年10月）までのデータである。調査は、首都圏および関西圏に居住し民間企業に勤める雇用者（20歳～64歳）を対象とし、総務省「就業構造基本調査」における性・年齢階層・雇用形態別の分布割合を反映したサンプル割付を行っている。調査は、（株）インターネットによりインターネット等を通じてモニターの募集が行われ、Web調査として実施されている。

当データには本稿の分析に欠かせない利点がある。労働組合が労働市場に及ぼす影響を分析するには、賃金・労働時間や個人属性の情報に加えて組合ステータスに関する情報が必須である。当調査は「労働組合に加入しているか否か」「勤務先に労働組合があるか否か」という両方のデータを取得しながら、十分なサンプルサイズを確保している。

一方で、当データを本稿の分析に適用するにあたっての課題に、サンプルの代表性がある。対象が首都圏・関西圏に限定されていること、また主にインターネットを通じた募集にこたえてWebで回答を集めているために、回答者や勤務先に偏りが生じ、実際の労働市場からは乖離する可能性がある。本稿の分析手法は分散をもちいた労働市場における不平等度の計測であるから、サンプルの歪みが結果にもたらす影響は無視できない。この点は本稿における課題として認識し、より代表性の高いデータによる解決を期待したい。

分析の対象となるのは、20～64歳の民間企業に雇用される人々である。企業の役員および管理職（課長以上）は労働組合の加入資格を有しない場合が多いため、対象から除外した。本稿が分析の対象にするのは「時間あたり賃金（対数）」である。またその水準およびバラツキに影響を与える要因として、組合ステータス（「勤務先に組合があるか」「組合に加入しているか」）に加えて、学歴・企業規模・勤続年数・性別・婚姻状態・雇用形態・産業・職種等を扱う。これらの変数について、どのような調査項目をどのように処理したかについては、添付資料の別表1に詳細を記載している。従属変数の「時間あたり賃金」については、調査項目の「1年間の年収」と「1週間の実労働時間」から計算して算出している。調査には、「労働が年間を通じて規則的であるか」を判断するための項目が含まれていないため、

その計算の過程で誤差が大きくなることが予想される。時間あたり賃金の値が 600 円以下となったものは、調査時点の最低賃金から大きく乖離していることから計算の過程に問題があったケースとみなして除外したり、分析に使用する変数に欠損値があるデータも除外した。

労働組合の効果を分析する際に重要な論点となるのが、「組合ステータス」をどのように定義するかという点である。組合／非組合を分かち基準には「本人が組合に加入しているか否か」という基準（union membership）と、「勤務先に労働組合が組織されているか否か」（union presence.）という 2つの基準がある。日本の先行研究においては、もっぱら「組合に加入しているか否か」という “union membership” が基準として用いられてきた²⁾（川口・原 2007; 仁田・篠崎 2011）。日本では労働組合が企業別に組織されており、組合がある企業の従業員は加入が必須となっているユニオンショップ制が広く浸透しているため、正規雇用については両者がほぼ一致すると考えてよい。ところが非正規雇用については、仮に勤務先に組合が組織されていたとしてもこれまで加入する権利が認められていなかったため、これら 2つの基準による分類は一致しない。

図 2 は、分析対象者について、「勤務先に労働組合があるか」また「労働組合に加入しているか」という組合ステータスに関する質問への回答を、雇用形態別にグラフにしたものである。グラフの折れ線は、それぞれ「勤務先に組合あり」「自社組合に加入」「外部組合に加入」と回答した人の、全体に占める割合である。組合ステータスと雇用形態の間には、明らかな特徴がある。

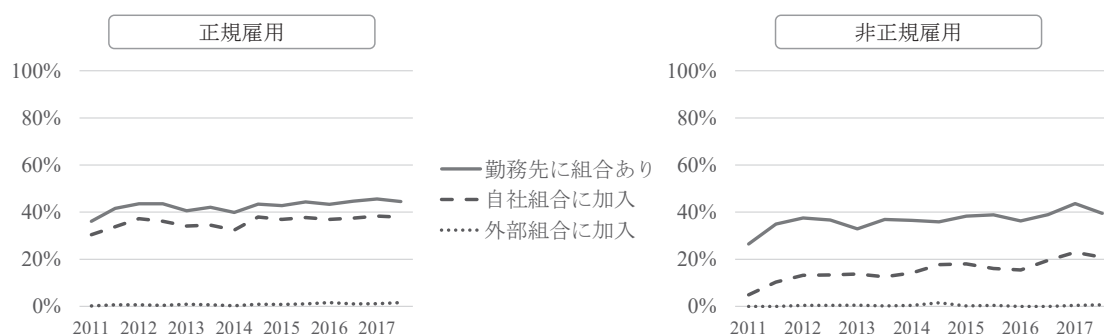


図 2 雇用形態別にみた「組合ステータス」の構成比

まず、「勤務先に組合あり」と回答する比率は、正規雇用／非正規雇用とも約 40%前後を推移しており、大きな違いはない。しかし「自社組合に加入している」と回答している人は、正規雇用では勤務先に組合がある人のほとんどであるのに対し、非正規雇用では半分に満たない。しかしその割合は近年急速に上昇している。一方で、「外部組合に加入している」と回答する人は、正規雇用／非正規雇用とも極めて低い。こうした特徴をふまえ、従来の企業別組合が労働市場に及ぼす影響を検討することを本稿の目的とし、例外的な組合ステータスを持つ人々を分析の対象から除外する。具体的には a) 外部組合に加入する人は分析対

象外とする。外部組合がどのような機能をはたすかは重要な論点だが、企業別組合の機能とは異なり、また組合員は特殊な職種や属性をもつ可能性があるためである。b) 正規雇用で自社に組合があるにもかかわらず加入していない人々を、分析の対象から除外する。ユニオンショップ制を前提とすると、これらの人々は管理職など組合加入資格をもたない可能性が高いためである³⁾。c) 最後に、非正規雇用で自社の組合に加入している人々は、分析の目的に応じて「非組合セクター（非加入）」に所属するとみなす。これらの人々が組合加入から受ける影響は「正規雇用の組合員」とは大きく異なることを踏まえて、非正規雇用に対する組合効果は正規雇用とは分けて検討するためである。以上の処理をへてデータを除外し、分析対象となったサンプルの総数は16,642である。その既述統計を別表2に掲載する。

また図3は、分析対象となったサンプルについて組合ステータスを再整理したものである。サンプルの全体をまず、勤務先に「組合がある」と回答した人（38%）と「組合がない」と回答した人（62%）に分け、さらに、それぞれの内訳を正規雇用と非正規雇用に分割している。「組合がある」セクターと「組合がない」セクターで、正規／非正規の構成比率にほとんど差がない。このなかで組合に加入しているのは、勤務先に「組合があり」かつ「正規雇用」である「セグメントA」の人々のみであり、全体の29%を占めている。あとの人々はいずれも組合に加入していない。「セグメントB」は正規雇用だが勤務先に組合がない人々で、全体の44%を占める。「セグメントC」は勤務先に組合はあるが非正規雇用であるため組合に加入していない人々で、全体の10%を占める。「セグメントD」は勤務先に組合のない非正規雇用の人々で、全体の17%を占めている。

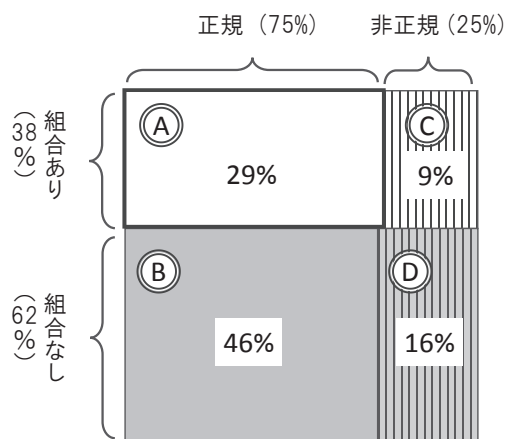


図3 分析対象となる4つのセグメント

2.2 分析の枠組み

本稿が分析の対象とするのは労働市場における賃金の分布のあり方であり、分布の大きさは一般的に Inequality（不平等度）とよばれる。これを計測する指標には様々なものがあ

るが、本稿では主に対数分散 V (variance of the logarithms) を用いる。いま個人の賃金を x_i とすると、以下のように定義される。

$$V = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (z_i - \bar{z})^2, \quad z_i = \log x_i \quad (1)$$

賃金の対数をとって、分散を計算した値である。この指標は、scale invariance という重要な性質を備えており、異なる通貨単位や異なる水準の賃金サンプルにおける値を比較できる (Allison, 1978)。賃金への労働組合の影響を推定した主要な先行研究において用いられている指標でもあるため、それらの研究結果とも比較できる。なお、本稿で扱う分散はすべて賃金の対数値についてであるため、以下の記述では「対数分散」を単に「分散」と表記する。

「組合が賃金の分布に影響を与えるか？」という問いにこたえるため、Freeman (1980) および Card, Lemieux and Riddle (2004) で用いられた分散分解を採用する。まず、「労働組合が全く存在しない状態」を仮想的に想定し、このときの分散を V_n とする。ここから、労働組合が組織されて一部の労働者がメンバーとなることで、労働市場は「組合セクター (Union Sector)」と「非組合セクター (Nonunion Sector)」に分化する。新しくできた「組合セクター」は、賃上げによって平均賃金と分散がもとの状態から変化する。すると、労働市場全体の賃金分散も、新しくセクターが分化した影響を受けて変化する。いま、労働市場が「組合セクター」と「非組合セクター」の2つのセクターから構成されており、それぞれ平均賃金 (W_u, W_n)、分散 (V_u, V_n) をもつとすると、新しい全体の分散 (V) は、以下の通り定義される。ここで添字 u, n はそれぞれ「組合セクター」「非組合セクター」をあらわし、 α はあらたに生じた「組合セクター」が全体にしめる構成比をあらわす。

$$V = \alpha V^u + (1 - \alpha) V^n + \alpha(1 - \alpha)(\overline{W^u} - \overline{W^n})^2 \quad (2)$$

「組合セクター」ができたことによる分散の変化分は、初期状態の分散 (V_n) と変化後の分散 (V) との差であるから、(1)式を変形して以下が得られる。

$$V - V^n = \alpha(V^u - V^n) + \alpha(1 - \alpha)(\overline{W^u} - \overline{W^n})^2 \quad (3)$$

この式の第1項は、あらたに生じた「組合セクター」内部の分散が変化して「非組合セクター」との間に差が生じることで生まれる変化なので Within-Sector Effect とよばれる。また第2項は、「組合セクター」と「非組合セクター」の平均賃金に差が生じることによって新たに分散が増える変化なので Between-Sector Effect と呼ばれる。Within-Sector Effect は、あらたに生じたセクターが分散のより小さなセクターであればマイナスになり、分散がより大きければプラスになる。Between-Sector Effect は、平均賃金に差が生じる限りかな

らずプラスになる。全体の分散の変化は、この2つの効果を足し合わせたものとなり、その符号は各効果の大きさに依存する。 W^n , W^u , V^n , V^u はそれぞれデータから観察されるため、それらの値を用いて「組合セクター」が発生したことによる分散の変化分 ($V - V^n$) は容易に計算できる。

この式で前提とされているのは、まったく組合がない初期状態の分散 V^n と、その中から「組合セクター」が発生したあとの「非組合セクター」の分散 V^n が、等しいということである。この仮定は、現実には必ずしも妥当ではない。実際には、労働組合に加入する人とならない（できない）人のあいだには、さまざまな異質性が存在する。しかし、まったく組合がない初期状態の分散 $V^n(0)$ を推定するのが困難であるため、やむを得ず現状の組織率における「非組合セクター」の分散 $V^n(\alpha)$ で代用するものである（Card, Lemieux and Riddle 2004）。両者の間には、おそらく2つの要因で差異が生じうる。ひとつは、2つのセクター間の移動により労働市場全体の均衡が変化することによる賃金水準の変化である。もうひとつは、初期状態と「組合セクター」が分化したあとに残された「非組合セクター」とでは、セクターを構成する人々の属性に違いがあるなどの要因で賃金水準が異なることである。前者の均衡変化によるバイアスは推定が困難であるため発生の可能性を念頭におくにとどめる。後者についてはその対策として、人々の属性やその他賃金に影響を与える要因を統制する。

(3)の定式について観察された値を用いて効果を推定する（つまり賃金に影響をあたえる諸要因をまったくコントロールしない）モデルを、Model1とおく。このモデルを起点にして、次のふたつの異なる方法で諸要因のコントロールを試みる。ひとつは対象を同じような属性をもつ小さなグループに分割したうえで、グループごとに(3)のモデルを推定したうえで全体の影響へと集計する方法であり、これをModel2とおく。もうひとつは回帰分析を用いて、属性の違いをコントロールしたうえで賃金水準の差と分散の差を推定する方法であり、これをModel3とおく。

Model2はCard, Lemieux and Riddle (2004)で採用された方法であり、労働市場を細分化していった、そのグループ内では組合／非組合間で属性に差が生じないようにすることで要因を統制する方法である。小グループごとに(3)の計算式を推定したうえで、それを集計して全体の効果を算出する。Card, Lemieux and Riddle (2004)では、賃金を規定するのは「スキルレベル」であるというコンセプトのもと、性別・学歴・年齢を基準に”Skill Groups”を定義した。日本においても、性別・学歴（高卒以下／大卒以上）・年齢（5歳きざみ）で小グループに分割することとする。いま、任意のグループ c の内部における、「組合セクター」と「非組合セクター」のあいだの「賃金水準の差」および「分散の差」を、それぞれ以下のようにおく。

$$\begin{aligned}\Delta_w(c) &= W^u(c) - W^n(c) \\ \Delta_v(c) &= V^u(c) - V^n(c)\end{aligned}\tag{4}$$

ここで、属性別グループ c のなかにおける「組合セクター」の構成比を $U(c)$ とおくと、ふたつのセクターをあわせた全体の賃金平均と分散は以下のとおり定義できる。

$$\begin{aligned} W(c) &= W^n(c) + U(c)\Delta_w(C) \\ V(c) &= V^n(c) + U(c)\Delta_v(C) + U(c)(1 - U(c))[\Delta_v(C)]^2 \end{aligned} \quad (5)$$

全グループをあわせた全体の分散と、「組合セクター」が存在しない状態の分散とは、それぞれ以下のとおりにあわせる。

$$\begin{aligned} V &= \text{Var}[W(c)] + E[V(c)] \\ V^n &= \text{Var}[W^n(c)] + E[V^n(c)] \end{aligned} \quad (6)$$

(6)の2つの式から、

$$V - V^n = \text{Var}[W(c)] + E[V(c)] - \text{Var}[W^n(c)] - E[V^n(c)] \quad (7)$$

これに(5)の2つの式を代入して整理すると、以下の式が得られる。

$$\begin{aligned} V - V^n &= \text{Var}[W^n(c) + U(c)\Delta_w(c)] + E[V^n(c) + U(c)\Delta_v(c) + U(c)(1 - U(c))[\Delta_v(C)]^2] \\ &\quad - \text{Var}[W^n(c)] - E[V^n(c)] \\ &= \text{Var}[U(c)\Delta_w(c)] + 2\text{Cov}[W^n(c), U(c)\Delta_w(c)] \\ &\quad + E[U(c)\Delta_v(c)] + E[U(c)(1 - U(c))[\Delta_v(c)]^2] \end{aligned} \quad (8)$$

この(8)式に、それぞれ $U(c), \Delta_w(c), \Delta_v(c), W^n(c)$ を観察されるデータから代入することで、全体におよぼす組合効果が算出できる。第3項が組合／非組合それぞれの分散の差によって生じる **Within-Sector Effect** であり、第4項が組合／非組合の間の賃金水準の差によって生じる **Between-Sector Effect** である。

諸要因を統制するもうひとつの方法である **Model3** は、回帰分析を用いて属性の違いをコントロールする方法で **Freeman(1980)** にて使用されたものである。**Blinder-Oaxaca Decomposition** と同様の考え方で、組合／非組合セクターでは属性に対するリターンが異なる（つまり異なる賃金関数にしたがう）と仮定すると、両者のあいだの平均賃金の差異および分散を、「属性の違い（**Endowments**）」によって生じる部分と「係数の違い（**Coefficients**）」などによって生じる部分とに分解できる。そして属性の違いを仮想的にコントロールした上であらわれる水準や分散の差異を「組合による効果」とみなす。いま、「組合セクター」と「非組合セクター」は個人属性に対するリターンが異なることを想定し、それぞれ以下の賃金関数にしたがうと仮定する。

$$\begin{aligned}\widehat{\ln W^u} &= \sum_k \widehat{b}_k^u X_k^u \\ \widehat{\ln W^n} &= \sum_k \widehat{b}_k^n X_k^n\end{aligned}\quad (9)$$

(X は説明変数, k は変数の種類, b は係数)

もし「組合セクター」を構成する人々と「非組合セクター」を構成する人々の間で個人属性に違いがあれば, 説明変数 X の分散・共分散もセクター間で異なり, 推定される賃金の分散の違いとなる. この属性の違いによって生じる分散の違いをコントロールするため, ここでは説明変数 X の値を「非組合セクター」の人の属性の構成に仮想的に固定したうえで, その人々が「非組合セクター」から「組合セクター」へと賃金関数をスイッチした場合に生じる分散の変化を, ふたつのセクターの分散の差として推定する. その値は以下の式により推定ができる.

$$\widehat{\Delta}_v = \sum_k \left[(\widehat{b}_k^n)^2 - (\widehat{b}_k^u)^2 \right] \text{Var}(X_k^n) + \sum_k \sum_l (\widehat{b}_k^n \widehat{b}_l^n - \widehat{b}_k^u \widehat{b}_l^u) \text{Cov}(X_k^n, X_l^n) \quad (10)$$

また同様に, このとき2つのセクターの賃金水準の差は以下のとおり推定できる.

$$\widehat{\Delta}_w = \sum_k [(\widehat{b}_k^u) - (\widehat{b}_k^n)] E(X_k^n) \quad (11)$$

こうして得られた値を(3)の式に代入し, 「組合セクター」が分化することによる分散の変化の推定値を得ることとする.

また本稿では, 「組合セクター」が賃金分布の分散に与える影響のみならず, 賃金水準に与える影響を検討するために, **Blinder-Oaxaca Decomposition** を用いている. 分解の詳細にはいくつか方法があるが, 本稿では以下の **Three-fold Decomposition** を用いる (Jann 2008). 2つのグループの推定された賃金の差異を「(i) 属性の構成の違い (Endowment)», 「(ii) 属性へのリターンの違い (Coefficients)», 「(iii) 両者の交互作用によるもの (Interaction)」の3つに分解する手法である.

$$\begin{aligned}E(\widehat{\ln W^u}) - E(\widehat{\ln W^n}) &= \sum_k \widehat{b}_k^u E(X_k^u) - \sum_k \widehat{b}_k^n E(X_k^n) \\ &= \sum_k \{ \widehat{b}_k^n [E(X_k^u) - E(X_k^n)] + (\widehat{b}_k^u - \widehat{b}_k^n) E(X_k^n) + (\widehat{b}_k^u - \widehat{b}_k^n) [E(X_k^u) - E(X_k^n)] \}\end{aligned}\quad (12)$$

ここで3つの構成要素はそれぞれ以下のとおりに推定される.

$$\begin{aligned}\text{Endowments:} & E = \sum_k \widehat{b}_k^n [E(X_k^u) - E(X_k^n)] \\ \text{Coefficients:} & C = \sum_k (\widehat{b}_k^u - \widehat{b}_k^n) E(X_k^n) \\ \text{Interaction:} & I = \sum_k (\widehat{b}_k^u - \widehat{b}_k^n) [E(X_k^u) - E(X_k^n)]\end{aligned}$$

なお分析のなかでは、「組合ありセクター」における正規／非正規間格差と、「組合なしセクター」における正規／非正規間格差の大きさ・特徴を比較するためにも、対数分散の分解式 (2) を用いている。

$$V = \alpha V^R + (1 - \alpha)V^N + \alpha(1 - \alpha)(\overline{W^R} - \overline{W^N})^2 \quad (13)$$

(α は構成比, 添字の R, N はそれぞれ正規, 非正規をあらわす)

このとき右辺の第1項および第2項が、正規／非正規それぞれのグループ内の散らばりにより生じている分散 (Within-Group Effect) であり、第3項が正規／非正規間の平均賃金に差があることによって生じているグループ間の散らばりにより生じている部分 (Between-Group Effect) である。

3 分析結果

3.1 正規雇用における組合セクター／非組合セクター間の賃金差への影響

はじめに正規雇用のなかの2つのセグメント、すなわち組合加入者 (セグメント A) と、組合非加入の者 (セグメント B) との関係に注目する。ユニオンショップ協定を前提としているために、これらは組合加入者と非加入者の比較であるのに加えて、同時に組合がある企業とない企業との比較でもある。この比較はまた、これまで日本における組合効果研究が扱ってきた対象でもある。多くの先行研究は2つのセグメントの間に賃金水準の差を確認してきたが、これらは組合加入がもたらす影響といえるか、あるいはその他の要因によって説明できるものか。図4は、2つのセクターに一つの賃金関数を当てはめ、OLSで推定した結果をグラフ化したものである (推定結果の表は別表3に掲載している)。

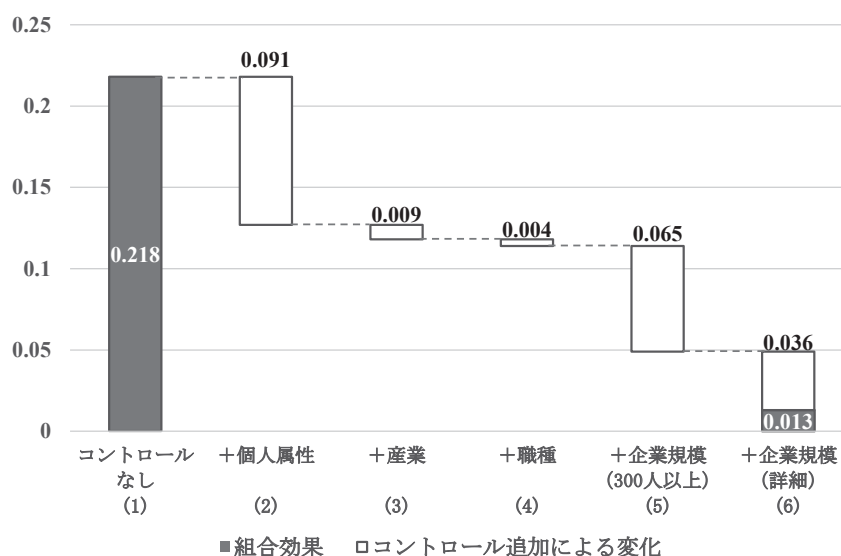


図4 正規雇用における組合効果の分解

グラフの左端(1)が当初の組合ダミーの効果であり、右に並ぶグラフは順次あらたな統制変数を追加していき、それによりどの程度組合ダミーの効果が失われるかを示している。モデル(1)は組合ダミーのみで回帰したもので、組合効果は0.218(約22%)である。モデル(2)は個人属性(大卒ダミー、勤続年数、勤続年数二乗項、女性ダミー、婚姻ダミー、女性・婚姻交差項)をコントロールしたもので、これらの統制変数追加により組合効果は0.091が失われ、約13%にまで落ちる。続いてモデル(3)、(4)はそれぞれ産業と職種をコントロールしたものだが、これらの変数はいずれも組合効果の大きさにはほとんど影響を及ぼさない。ところが、モデル(5)で企業規模(300人以上ダミー)をコントロールすると、組合効果は一気に0.065失われて、約5%にまで落ちる。さらにモデル(6)でより詳細なレベルで企業規模(8段階)をコントロールすると、もはや組合効果は統計的に有意ではなくなる。先行研究でたびたび指摘されてきたとおり、組合/非組合の賃金水準の差は「企業規模」と大きく関連していることが分かる(中村・佐藤・神谷 1988, 仁田・篠崎 2008)。日本では大企業ほど労働組合の組織率が高く、また大企業ほど賃金水準が高いためである。この結果から組合加入者と非加入者の間の賃金水準の差は、個人属性と企業規模の違いに由来するものであり、それらから独立して組合加入がおよぼす影響はほとんどみられない。それではこれらの要因による水準差は、セクターごとの諸要因へのリターンの違いに由来するのだろうか、それとも属性の分布の違いを検討するのだろうか。表1はこの間にこたえるため、Blinder-Oaxaca Decompositionを推定した結果である。

表1 正規雇用における賃金格差のBlinder-Oaxaca分解

	組合加入	非加入	Blinder-Oaxaca Decomposition			
	(1) A	(2) B	(3) overall	(4) endowments	(5) coefficients	(6) interaction
企業規模 (詳細)	Yes	Yes		Yes	Yes	Yes
大卒ダミー	0.101*** (0.013)	0.095*** (0.010)		0.012*** (0.001)	0.003 (0.009)	0.001 (0.002)
勤続年数	0.036*** (0.002)	0.022*** (0.002)		0.078*** (0.007)	0.131*** (0.024)	0.050*** (0.010)
勤続年数 二乗項	-0.001*** (0.000)	-0.000*** (0.000)		-0.038*** (0.007)	-0.033*** (0.012)	-0.026*** (0.009)
女性ダミー	-0.095*** (0.017)	-0.023* (0.013)		0.002* (0.001)	-0.026*** (0.008)	0.007*** (0.002)
婚姻ダミー	0.140*** (0.014)	0.179*** (0.012)		0.013*** (0.002)	-0.019** (0.009)	-0.003** (0.001)
女性・婚姻 交差項	-0.108*** (0.026)	-0.179*** (0.020)		0.004*** (0.001)	0.008** (0.004)	-0.001* (0.001)
非正規ダミー				0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
「組合加入グループ」 平均			7.683*** (0.007)			
「非加入グループ」 平均			7.465*** (0.005)			
difference			0.218*** (0.008)			
endowments			0.194*** (0.009)			
coefficients			0.021 (0.014)			
interaction			0.003 (0.015)			
Constant	7.129*** (0.057)	7.096*** (0.017)			0.032 (0.059)	
Observations	4,805	7,645	12,450	12,450	12,450	12,450
R-squared	0.290	0.176				

Standard errors in parentheses
 *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

組合加入／非加入セクターの平均賃金差の約 22%のうち、属性の違いによってもたらされるもの (Endowments) が大部分を占める一方、賃金関数の違いによってもたらされるもの (Coefficients) は統計的に有意ではない。なかでも大きな割合をしめているのが、勤続年数に由来する差であり、組合のある企業では勤続年数に対するリターン自体も大きいうえに、さらに勤続年数が長い人が多いことが分かる。もうひとつの特徴が、組合のある企業では女性に対するペナルティが大きいことである。学歴に対するリターン自体にはそれほど大きな差がないものの、組合のある企業に大卒者が多いことによって、賃金を引き上げている。このことから、組合のある企業・組合加入者に対する賃金決定パターン (賃金制度) は、勤続による賃金上昇が大きく、女性へのペナルティが大きいという、属性によって差がつきやすい性質をもっている。それに加えて、組合のある企業に、勤続の長い人や大卒の人が多く集まることによって、実際に賃金が相対的に高くなっていることがうかがえる。労働組

合は、いわばもともと高い賃金に相当する人に偏って、メンバーにしていることがわかる。もちろんこれは、労働組合がメンバーを意図的に選択しているのではなく、そうした属性を持つ人が組合のある企業（多くの場合は大企業）に入社したことで生じるもので、いわば採用制度を通じた偏りである。これは労働組合が直接にもたらす影響とはいえないが、労働組合が存在する職場において観察される雇用慣行であり、日本で労働組合が果たしている機能の重要な一面である。

3.2 組合セクター（組合加入者）内部の賃金分布への影響

それでは、こうした2つのセグメントの賃金水準およびその決定要因の違いは、どのように賃金分布のあり方につながっているだろうか。ここでは図3にしたがい、労働市場を「組合加入者（組合セクター）」のセグメントAと、「非加入者（非組合セクター）」のセグメントBの2つに分割して、分散分解の手法を用いて労働組合が賃金の分散に及ぼす影響を推定する。「誰も労働組合に加入していない」初期状態から、「労働組合に加入した」人々のセグメントが分化することは、労働市場全体にどのような影響を及ぼすのだろうか。推定にはさきに述べた3つの異なるモデルを用い、初期状態の賃金の水準と分散は「非組合セクター」（セグメントB）の値を用いる。

表2は推定結果をまとめたものである。Modellは属性等の変数を全くコントロールしていないものである。2つのセグメントの平均賃金は先程確認したとおり、組合セクターで約22%高くなっている。分散を確認すると、これも組合セクターのほうが大きい。アメリカ・イギリス等における先行研究では組合セクターで分散が小さくなるのに反して、ここでは組合セクターは賃金の分布を圧縮するのではなくむしろ拡大している。これは、注目すべき特徴的な点である。この現象の理由としては、前節でみたように組合セクターで勤続年数や性別で差が付きやすい賃金制度があること、また実際にその差を拡大するように属性の偏りが生じていることがあげられる。その結果、Within-Sector効果、Between-Sector効果ともプラスになり、両者をあわせたTotal Effectも8%のプラスである。正規雇用への影響に限定した場合、労働組合は賃金の分布を分散にして8%拡大するよう機能している。ただし、これは個人属性などをなにもコントロールしていない場合の推定結果である。

表 2 正規雇用内における組合の影響

	Model1	Model2	Model3
組合セクター比率	39%		39%
平均賃金 (対数, 時間あたり賃金)			
非組合セクター	7.465		
組合セクター	7.683		
■ 水準差	0.218		0.156 (i)
分散			
非組合セクター (※)	0.197		
組合セクター	0.210		
■ 分散の差	0.013		-0.074 (ii)
分散分解			
分散 (全体)	0.213		0.174 (iii)
■ 組合セクターによる分散変化			
Within-sector Effect	0.005	-0.002	-0.029
Between-sector Effect	0.011	0.012	0.006
Dispersion among Groups		0.009	
Total Effect	0.016	0.018	-0.023
もとの分散 (※) からの増減	8%	9%	-12%
グループ数		36	
サンプル数	12,450	12,450	12,450

注：(i) (11)式にしたがって推定された値
(ii) (10)式にしたがって推定された値
(iii) もとの分散 (※) とTotal Effectから計算された値

Model2 は、こうした属性をコントロールするために、同じような属性を持つ人々にグループを小さく分割して推定するモデルである。年齢・性別 (5 歳刻み)・学歴 (大卒以上／高卒以下) の基準で全体を 36 のグループに分割したうえで、グループごとに組合効果を推定している。その結果、先ほどと異なり Within-Sector の効果がマイナスになっている。これは、属性が同じような人に限定すると、そのグループ内では組合加入者のグループで賃金の分布が小さくなることを意味している。このことは、Model1 で組合セクター内部に存在していた賃金格差は想定どおり年齢・学歴・性別の違いによって生じていたことを示唆している。一方で Between-Sector 効果の大きさは Model1 と変わらないことから、組合／非組合セクター間の賃金水準の差はこれらの小グループ内でも変化しないことがわかる。また、Dispersion Across Group の値がプラスになっているが、このことは以下の 2 つの可能性を示唆している。ひとつは、(8) 式の第 1 項である $Var[U(c)\Delta_w(c)]$ (組合加入／非加入による「賃金水準差」の与える影響の大きさ) のグループごとにバラツキが大きい可能性である。ふたつめは、(8) 式の第 2 項である $2Cov[W^n(c), U(c)\Delta_w(c)]$ (もともとの賃金水準と組合加入セク

ターとの間に生じる賃金水準差の関連)が強いということである。このことからわかるのは、もともと高い賃金に相当する属性を持つグループほど、組合加入によって(あるいは労働組合がある企業に勤務することで)より大きな賃金引き上げを享受することを表している。

さらに Model3 は Blinder-Oaxaca 分解の手法を用いて、個人属性・企業規模を完全にコントロールしたモデルである。属性を仮想的に一定にすることで、賃金水準の差は 0.218 から 0.156 に縮小しており、残る水準差は賃金決定パターンの差に起因するものである。そして、賃金の分散は組合セクターの方が 0.074 小さくなるという結果になった。属性の偏りをなくすと、アメリカやイギリスと同じく、日本でも労働組合のあるセクターは賃金の分布を縮小させる方向に機能していることになる。その結果、Between-Sector Effect における分散の縮小効果が Within-Sector Effect における拡大効果を打ち消して、全体での賃金分散も縮小させるよう機能している。このことは、現実の組合セクターにおける賃金分布の拡大において、属性の偏りがいかに大きな影響を及ぼしているのかを示唆する。

以上より、労働組合が正規雇用内に及ぼす影響として以下の 2 点が明らかになった。ひとつは、組合のある企業には勤続年数や性別で差のつきやすい賃金制度が維持されていることに加えて、実際に勤続年数の長い人・大卒など高い賃金に相当する人が偏っていることが、組合セクターの賃金を引き上げるとともに、内部の賃金分布を拡大させることにつながっている。また、組合セクター／非組合セクターの間の賃金水準の差を拡大させるもう一つの要因が企業規模であり、賃金水準の高い大企業ほど労働組合が組織されている割合が高いために、組合のある企業ほど賃金水準が高くなっている。これらふたつは、いわゆる「因果関係」の水準において、労働組合が存在することが直接に及ぼす影響とはいえないものの、組合はこの格差から無関係であるともいえないだろう。賃金制度の違い、企業規模に結びついた賃金水準、採用を通じた労働者の属性の偏りは、いずれも労働市場の制度的な要素であり、労働組合の存在はそうした制度の維持と無関係ではない。労働組合は、労働者の属性の違い・賃金制度の違い・企業規模の違いという制度的要素を経由して、賃金分布の拡大と深く関連している。

3.3 非正規雇用を含めた労働市場全体の賃金分布への影響

それでは労働組合の存在は、非正規雇用を含む労働市場全体にどのような影響を及ぼしているか。正規雇用のみを分析対象とすれば「勤務先に労働組合が存在すること」と「労働組合に加入していること」は同じものとして扱えるが、非正規雇用を対象に含める際にはこの 2 つは区別が必要である。勤務先に労働組合が存在しても労働組合に加入していない(できない)人が多いためである。以下では、「労働組合が非正規雇用内部に及ぼす影響」と、「労働市場全体の賃金分布に及ぼす影響」の 2 つに分けて分析をおこなう。

3.3.1 労働組合が非正規雇用内部に及ぼす影響

図 3 に示したように、非正規雇用は「勤務先に労働組合がある」(セグメント C) と、「勤

務先に労働組合がない」(セグメント D) から構成される。労働組合が与える影響という観点からは、これら2つのセグメントを同質のものと扱ってよいか、それとも異質なセグメントと扱うべきだろうか。表3は、2つのセグメントの賃金の平均と標準偏差を比較したものである。

表3 2つのセグメントの賃金分布

	組合があるか?		組合に入っているか?	
	組合なし (SegmentD)	組合あり (SegmentC)	非加入 (SegmentC)	加入 (SegmentC)
Mean Wage	7.014	7.111	7.130	7.090
Variance	0.253	0.234	0.240	0.221
N	2,706	1,486	882	604

表左側の「組合があるか?」という欄が、セグメント C とセグメント D の比較である。分散には、統計的に有意な差がない (F 検定, 有意水準 5%)。賃金の水準は、「組合ありセクター (セグメント C)」が約 10%高くなっている。Blinder-Oaxaca 分解を用いて要因分解したところ、この賃金の水準差は「組合ありセクター (セグメント C)」に勤続年数が長い人が多く、女性既婚者が少ないことなどで説明される。企業規模は「組合なしセクター (セグメント D)」でのみ賃金を高めるが、大企業勤務者は「組合ありセクター (セグメント C)」の方に多いので、全体としては賃金を高める効果をもたない。よって、セグメント C とセグメント D との間の賃金水準の差もほぼ属性の偏りに起因するものである (推定結果を別表 4 に掲載)。それでは、組合に加入することは賃金に影響をもたらすだろうか。近年、労働組合がある企業では非正規雇用を組織化する動きがすすむ。本データにおける非正規雇用のうち勤務先に組合がある人々 (セグメント C) のなかでも、労働組合に加入しているものが半数近くを占める。表の右側は、セグメント C の内部で「組合加入者」と「非加入者」の賃金水準および分散を比較している。分散の差を検定すると、5%水準で有意ではない。賃金の差はかろうじて有意になるものの、組合加入者の方がむしろ水準が若干低くなっている。その理由は不明であるが、組合に加入することもまた、非正規雇用の賃金の水準・分布にほとんど影響をおよぼさないことが分かる。

以上より、勤務先に組合があることも、また実際に勤務先の組合に加入することも、非正規雇用の賃金の水準・分布には実質的な影響を及ぼさないことが明らかである。このことは、正規雇用の賃金については、労働組合の有無によってその水準・分布に明確な違いがみられたことと対照的である。労働組合が存在する影響は、雇用形態に対して非対称である。労働組合がある企業群において、非正規雇用の賃金は同じままで正規雇用の賃金が相対的に高くなることはまた、組合のある企業において正規/非正規間格差がより拡大することを示唆する。表4は組合セクターと非組合セクターについて、対数分散を正規/非正規の雇用形態内 (Within-Group) の格差と、雇用形態間 (Between Group) の格差とに分解して比較し

たものである。

表 4 雇用形態間格差の比較

	組合なし		組合あり	
	正規	非正規	正規	非正規
Share	74%	26%	76%	24%
Mean ln(Wage)	7.465	7.014	7.683	7.111
Variance	0.197	0.253	0.210	0.234
Variance	0.251		0.275	
Within	0.212 (84%)		0.216 (79%)	
Between	0.039 (16%)		0.059 (21%)	

正規／非正規間の平均賃金を差は、「組合なし」(0.451)よりも、「組合あり」(0.572)でより大きく、それにしたがって全体の賃金分布の大きさも、「組合なし」(0.251)より、「組合あり」(0.275)の方で大きくなる。さらに雇用形態内(Within-Group)の不平等度は「組合なし」(0.212)と「組合あり」(0.216)で大きな差はないのに、雇用形態間(Between-Group)の不平等度は「組合なし」(0.039)よりも「組合あり」(0.059)で大きくなっている。全体に「組合あり」セクターの方が賃金の分布が大きく、それはおもに雇用形態間の格差が大きいことに由来する。労働組合がある企業の方が正規／非正規間の賃金の格差は大きいのだ。これもまた労働組合が直接引き起こす結果とはいえないものの、労働組合が存在すること(あるいは労働組合が非正規雇用の賃金に影響をおよぼさないこと)と深くかかわっている。

3.3.2 労働市場全体に及ぼす影響

それでは労働市場のなかに非正規雇用が存在することによって、組合が存在することの影響がどのように変化するだろうか。

ここでは図3において、労働市場を「労働組合に加入している人」のセグメント(A)と、「労働組合に加入していない人」のセグメント(B/C/D)の2つに分割して、分散分解の手法を用いて労働組合が賃金の分散に及ぼす影響を推定する。ここでの組合ステータスの対比は、「組合に加入しているか否か」であり、「勤務先に組合があるか否か」の違いは問わない。初期状態の賃金の水準と分散は、セグメントB/C/Dにて観察される値を用いる。正規雇用内における組合セクターの影響を推定した際には、(属性をコントロールしなければ)組合セクターの存在が正規雇用内の賃金分布を拡大することが明らかになった。非正規雇用(セグメントC/D)を加えても、組合セクターは賃金の分布が拡大する方向に機能するだろうか。

表5は、分散分解の3つのモデルを推定した結果である。Model1はなにも属性をコントロールしていないモデルである。比較対象として表2で推定した正規雇用内での影響を網掛けした欄に表示している。非正規雇用が加わったことで、「組合セクター」「非組合セクター」の賃金水準の差がずっと大きくなり、Between-Sector Effectが倍以上に拡大している(0.011→0.027)。ところが分散については、非正規雇用が加わった「非組合セクター」で大きく拡大したため、「組合セクター」内の分散が相対的に小さくなった結果、Within-Sector Effectがマイナスに転じる。その結果、Between-Sector Effectの増加分を一部打ち消して、Total Effectがやや減じている。Total Effectはプラスなので、労働市場全体でみても組合セクターの存在は賃金の分散を拡大しているといえるが、これには新たに加わった非正規雇用の賃金水準が低いことが強く効いている。

表5 労働市場全体における組合の影響

	Model1		Model2	Model3
	/BCD	/B		
組合セクター比率	29%	39%	29%	29%
平均賃金 (対数, 時間あたり賃金)				
非組合セクター	7.317	7.465		
組合セクター	7.683	7.683		
■ 水準差	0.366	0.218		0.151 (i)
分散				
非組合セクター (※)	0.255	0.197		
組合セクター	0.210	0.210		
■ 分散の差	-0.045	0.013		-0.015 (ii)
分散分解				
分散 (全体)	0.269	0.213		0.255 (iii)
■ 組合セクターによる分散変化				
Within-sector Effect	-0.013	0.005	-0.009	-0.004
Between-sector Effect	0.027	0.011	0.021	0.005
Dispersion across groups	-	-	0.011	-
Total Effect	0.014	0.016	0.023	0.000
もとの分散 (※) からの増減	6%	8%	9%	0%
グループ数	-	-	36	-
サンプル数	16,642	12,450	16,642	16,642

注：(i) (11)式にしたがって推定された値

(ii) (10)式にしたがって推定された値

(iii) もとの分散 (※) とTotal Effectから計算された値

Model2は、同じような属性を持つ人々にグループを小さく分割することで、属性のコントロールを試みるモデルである。このグループ別に組合加入/非加入の影響を推定した結

果、Within-Sectorの効果も、Between-Sector効果も小さくなっている。同じような属性の人々に限定すると、組合セクターの賃金平等化効果（分散の縮小）も、組合加入／非加入者間の賃金格差も小さくなっており、Model1の効果が属性の偏りに由来していたことがわかる。Dispersion Across Group（グループ間でのバラツキ）が大きくプラスになっているのは、もともと高い賃金に相当する属性のグループで、より組合／非組合セクター間での賃金格差が拡大する傾向を示唆している。

Model3はBlinder-Oaxaca Decompositionの手法を用いて、それぞれのセグメントを構成する人々の属性を一定に揃えたうえで組合加入セグメントの影響を推定したものである。別表5に掲げたOaxaca分解の結果からまずわかるのは、組合セクターと非組合セクターの賃金格差（約37%）のうち、大部分は2つのセクターに所属する人の属性の違い(Endowments)から発生していることである。このことは、組合セクターがもともと高い賃金に相当する属性を持つ人で構成されることを意味しており、Model2の結果とも整合する。いま、非組合セクターの属性を固定して推定すると、組合セクターとの賃金水準差は0.151、分散差は0.162となる。属性をコントロールしたことによっていずれも値が大きく減少しており、Model1では属性の偏りが効果の大きな部分をしめていたことが分かる。Between-Sector効果もWithin-Sector効果も大きく減少し、わずかに残った影響が打ち消しあった結果、Total Effectは0となる。正規雇用を対象とした推定では、属性をコントロールしたModel3で組合セクターが全体の賃金の分散を縮小させる機能をしていた。しかし非正規雇用を対象にふくめると、この組合セクターの機能は検知することが困難になった。この現象がどのようなメカニズムにもとづいて生じているかの検討は、今後の課題としたい。

4 考察および結論

本稿では、労働組合の存在が労働市場の格差を縮小する方向に機能しているのか、それとも逆に拡大する方向に機能しているのかを、対数分散の要因分解を用いて分析した。その結果、労働市場全体に及ぼす影響は諸要因をコントロールすると、異なる影響が打ち消し合って影響はゼロとなった。しかし、以下3つの制度を経由することを通じて、労働組合は賃金の分散拡大と強く関連している。1点目は、労働市場全体としてもともと高い賃金に相当する属性を備えている人々を組合のメンバーとして組織化している傾向が強く、そのことによって非組合員との賃金格差が大きなものになっていること。これは労働組合に加入することが直接賃金を引き上げているとはいえないが、大企業が特定の属性の労働者を選好すること、企業規模と組織率が強く関連していることなど、労働市場の制度的要因を通じて労働組合と賃金格差が強く結びついていることを意味する。2点目は、労働組合がある企業において勤続年数・性別等で大きな差のつきやすい賃金制度が維持されており、実際に組合加入者間の賃金に大きな差がついていること。これはアメリカ・イギリスの労働組合が組合員のあいだの報酬の標準化を強く推進し、賃金の平等化機能が強いことと対照的である。3点目は、非正規雇用は長らく組織化から除外されてきたが、非正規雇用の賃金は、たとえ

組合のある企業で働いていても、また組合に加入しても低いままにとどまっており、それが労働市場全体における格差の大きな原因になっていること、である。

今回のデータでみることはできなかった論点がある。それは、企業内における正規／非正規間格差と組合セクターとの関連である。正規／非正規という雇用形態の違いは、労働市場全体のマクロな現象という側面もあるが、まずは企業内で同じ原資を分け合い賃金が決定されるという側面をもつ。非正規雇用の拡大にあたって、労働組合がひとつの企業の中にありながら彼らを組合のメンバーシップから除外するという選択は、組合の戦略としてはひとつのターニング・ポイントであったのかもしれない。労働組合が正規雇用に組織化を限定し、非正規雇用を対象外としてきたことが、労働市場全体の格差にどのような影響を与えたかさらなる検証が求められる。

本稿で検証した労働組合の機能は、アメリカやイギリスにおけるそれとはむしろ逆向きに機能しているような面もあり、彼らが労働市場の不平等度を縮小させてきたという社会的合意を得ていることとは隔たりもある。環境変化のなかで、日本の労働組合は社会にいかなるミッションと成果を訴えうるか、その戦略が問われている。

別表1 分析にもちいる変数の処理詳細

本稿における変数名		調査の変数名	処理の方法			
1	賃金年収	過去1年間の賃金年収(税込)	f_wage	1: 賃金収入はない → 欠損値 2: 100万円未満 → 500,000 3: 100~200万円未満 → 1,500,000 4: 200~300万円未満 → 2,500,000 5: 300~400万円未満 → 3,500,000 6: 400~500万円未満 → 4,500,000 7: 500~600万円未満 → 5,500,000 8: 600~700万円未満 → 6,500,000 9: 700~800万円未満 → 7,500,000 10: 800~900万円未満 → 8,500,000 11: 900~1,000万円未満 → 9,500,000 12: 1,000~1,200万円未満 → 11,000,000 13: 1,200~1,500万円未満 → 13,500,000 14: 1,500~2,000万円未満 → 17,500,000 15: 2,000万円以上 → 29,000,000 Quantile Methodに従って推定		
2	労働時間	週あたり実労働時間	f_time_w	1: 20時間未満 → 10 2: 20時間以上30時間未満 → 25 3: 30時間以上35時間未満 → 32.5 4: 35時間以上40時間未満 → 37.5 5: 40時間以上45時間未満 → 42.5 6: 45時間以上50時間未満 → 47.5 7: 50時間以上60時間未満 → 55 8: 60時間以上 → 77 Quantile Methodに従って推定		
3	時間あたり賃金	-	-	「賃金年収」/52/「週あたり実労働時間」で計算。この値の対数をとったものを、分析に使用する。 ※ただし、労働が規則的か否かを判断する変数が存在しないため、計算には誤差が含まれる そのため、値が500以下になったものは、計算の過程で誤差が大きいと判断し、サンプルから除外した。		
4	学歴	大卒ダミー	f_edu_b	1 中学校卒, 2 高校卒, 3 専修・各種学校卒, 4 短大・高専卒 → 0 5 四年制大学卒, 6 大学院修了 → 1		
5	企業規模	(2値) 大企業ダミー	f_size	1: 9人以下, 2: 10~29人, 3: 30~99人, 4: 100~299人 → 0 5: 300~499人, 6: 500~999人, 7: 1,000~2,999人, 8: 3,000人以上 → 1 9: わからない → 欠損値		
		(詳細) 企業規模ダミー	f_size	1: 9人以下 (Base Category) 2: 10~29人 3: 30~99人 4: 100~299人 5: 300~499人 6: 500~999人 7: 1,000~2,999人 8: 3,000人以上 9: わからない		
6	勤続年数	現在の勤め先での勤続年数	f_years	そのままの値を使用		
7	性別	女性ダミー	f_sex	1 男性 → 0 2 女性 → 1		
8	婚姻	婚姻ダミー	f_marriage	2 既婚(離別・死別), 3 未婚 → 0 1 既婚(配偶者あり) → 1		
9	雇用形態	非正規ダミー	f_emp_d	1 正社員(役員を除く) → 0 2 パートタイマー, 3 アルバイト, 4 契約社員, 5 派遣労働者, 6 嘱託 → 1 7 会社役員, 8 自営業・内職, 9 家業の手伝い, 10 その他, 11 働いていない → 欠損値		
10	組合ステータス	組合有無ダミー	union1	1 労働組合がある → 1 2 労働組合がない → 0 3 労働組合があるかどうかわからない → 欠損値		
		組合加入ダミー	union2	1 勤め先にある労働組合に加入している, 2 勤め先以外の労働組合に加入している → 1 3 現在は加入していないが、過去に加入していた, 4 現在は加入していないし、過去にも加入したことはない → 0 99 不明 → 欠損値		
11	産業	産業ダミー	f_industry	1 建設業 2 製造業 3 電気・ガス・熱供給・水道業 4 情報通信業 5 運輸業 6 卸売・小売業 7 金融・保険業 8 不動産業 9 飲食店・宿泊業 10 医療・福祉 11 教育・学習支援業 12 郵便局・協同組合 13 サービス業 14 公務等 15 上記以外の業種 16 わからない		
12	職業	職業ダミー	f_mainjob	1 管理職(課長クラス以上) 2 専門・技術職 3 事務職 4 営業・販売職 5 サービス職 6 保安・警備職 7 生産技能 8 輸送・機械運転 9 建設作業・採掘 10 運搬・清掃・包装作業 11 その他 12 わからない		

別表 2 分析対象の既述統計

		組合ステータス		合計
		組合非加入者	組合加入者	
総数		11,837	4,805	16,642
		71%	29%	-
組織化	組合あり	13%	100%	38%
	組合なし	87%	0%	62%
性別	女性	46%	26%	40%
	男性	54%	74%	60%
年齢	平均 (年)	42.44	38.30	41.24
	標準偏差	11.23	9.96	11.04
婚姻	既婚	51%	56%	52%
	未婚	49%	44%	48%
雇用形態	非正規	35%	0%	25%
	正規	65%	100%	75%
学歴	大卒以上	48%	67%	53%
	高卒・高専・短大以下	52%	33%	47%
企業規模	2値) 300人以上	31%	83%	46%
	300人未満	69%	17%	54%
	(詳細) 9人以下	15%	1%	11%
	10~29人	16%	2%	12%
	30~99人	21%	5%	17%
	100~299人	16%	9%	14%
	300~499人	6%	7%	6%
	500~999人	7%	10%	8%
	1,000~2,999人	7%	17%	10%
	3,000人以上	11%	49%	22%
勤続年数	平均 (年)	8.20	12.74	9.51
	標準偏差	7.75	9.78	8.64
時間あたり賃金	平均 (円)	1,728	2,419	1,927
	標準偏差	1,107	1,293	1,205
時間あたり賃金 (対数)	平均	7.32	7.68	7.42
	標準偏差	0.50	0.46	0.52

別表3 正規雇用の賃金関数の推定

	(1) 組合効果	(2) 組合効果 個人属性	(3) 組合効果 個人属性 産業	(4) 組合効果 個人属性 産業 職種	(5) 組合効果 個人属性 産業 職種 企業規模(2値)	(6) 組合効果 個人属性 産業 職種 企業規模(詳細)
組合ダミー	0.218*** (0.008)	0.127*** (0.008)	0.118*** (0.008)	0.114*** (0.008)	0.049*** (0.009)	0.013 (0.009)
個人属性ダミー		Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
産業ダミー			Yes	Yes	Yes	Yes
職種ダミー				Yes	Yes	Yes
企業規模ダミー (300人以上)					0.132*** (0.009)	
10～29人						0.054*** (0.015)
30～99人						0.071*** (0.014)
100～299人						0.139*** (0.015)
300～499人						0.154*** (0.018)
500～999人						0.159*** (0.017)
1,000～2,999人						0.208*** (0.017)
3,000人以上						0.291*** (0.016)
Constant	7.465*** (0.005)	7.156*** (0.011)	7.117*** (0.017)	7.201*** (0.019)	7.188*** (0.019)	7.135*** (0.021)
Observations	12,450	12,450	12,450	12,450	12,450	12,450
R-squared	0.053	0.229	0.239	0.251	0.264	0.276

Standard errors in parentheses

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

別表 4 非正規雇用内の組合有無による格差のBlinder-Oaxaca分解

	組合あり	組合なし	Blinder-Oaxaca Decomposition			
	(1) C	(2) D	(3) overall	(4) endowments	(5) coefficients	(6) interaction
大卒ダミー	0.061** (0.025)	0.063*** (0.019)	0.001 (0.001)	-0.001 (0.011)	-0.000 (0.000)	
勤続年数	0.015*** (0.004)	0.013*** (0.003)	0.013*** (0.005)	0.013 (0.032)	0.002 (0.005)	
勤続年数 二乗項	-0.000* (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.003 (0.004)	-0.011 (0.012)	-0.005 (0.006)	
女性ダミー	-0.033 (0.035)	0.007 (0.027)	-0.000 (0.001)	-0.026 (0.029)	0.001 (0.001)	
婚姻ダミー	0.313*** (0.042)	0.257*** (0.032)	-0.010** (0.004)	0.031 (0.029)	-0.002 (0.002)	
女性・婚姻 交差項	-0.414*** (0.051)	-0.481*** (0.039)	0.026*** (0.008)	0.028 (0.026)	-0.004 (0.004)	
企業規模ダミー (詳細)						
10～29人	-0.075 (0.102)	0.005 (0.028)	-0.001 (0.004)	-0.016 (0.021)	0.013 (0.017)	
30～99人	-0.132 (0.090)	0.086*** (0.027)	-0.009*** (0.003)	-0.046** (0.020)	0.022** (0.010)	
100～299人	-0.064 (0.090)	0.120*** (0.030)	-0.003** (0.002)	-0.027* (0.014)	0.005 (0.003)	
300～499人	-0.029 (0.095)	0.151*** (0.042)	0.001 (0.001)	-0.010* (0.006)	-0.002 (0.002)	
500～999人	-0.129 (0.091)	0.116*** (0.044)	0.007** (0.003)	-0.012** (0.005)	-0.014** (0.006)	
1,000～2,999人	-0.060 (0.089)	0.171*** (0.045)	0.014*** (0.004)	-0.012** (0.005)	-0.020** (0.009)	
3,000人以上	-0.025 (0.086)	0.157*** (0.037)	0.050*** (0.012)	-0.014* (0.007)	-0.059* (0.030)	
「組合あり」グループ平均			7.111*** (0.013)			
「組合なし」グループ平均			7.014*** (0.010)			
difference			0.097*** (0.016)			
endowments			0.087*** (0.014)			
coefficients			0.072*** (0.025)			
interaction			-0.063*** (0.024)			
Constant	7.074*** (0.089)	6.899*** (0.031)		0.175* (0.094)		
Observations	1,486	2,706	4,192	4,192	4,192	4,192
R-squared	0.153	0.169				

Standard errors in parentheses
 *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

別表5 組合加入／非加入によるBlinder-Oaxaca分解推定結果

	組合加入	非加入	Blinder-Oaxaca Decomposition			
	(1) A	(2) B/C/D	(3) overall	(4) endowments	(5) coefficients	(6) interaction
大卒ダミー	0.109*** (0.013)	0.094*** (0.008)		0.018*** (0.002)	0.007 (0.007)	0.003 (0.003)
大企業ダミー	0.121*** (0.015)	0.129*** (0.009)		0.066*** (0.005)	-0.003 (0.006)	-0.004 (0.009)
勤続年数	0.036*** (0.002)	0.018*** (0.001)		0.084*** (0.007)	0.146*** (0.020)	0.081*** (0.012)
勤続年数 二乗項	-0.001*** (0.000)	-0.000*** (0.000)		-0.029*** (0.006)	-0.041*** (0.009)	-0.042*** (0.010)
女性ダミー	-0.097*** (0.018)	-0.021* (0.011)		0.004* (0.002)	-0.035*** (0.010)	0.015*** (0.004)
婚姻ダミー	0.140*** (0.014)	0.198*** (0.011)		0.010*** (0.002)	-0.029*** (0.009)	-0.003*** (0.001)
女性・婚姻 交差項	-0.103*** (0.027)	-0.306*** (0.016)		0.036*** (0.003)	0.044*** (0.007)	-0.024*** (0.004)
非正規ダミー		-0.297*** (0.009)		0.105*** (0.004)	0.105*** (0.004)	-0.105*** (0.004)
「非加入グループ」 平均			7.683*** (0.007)			
「組合加入グループ」 平均			7.317*** (0.005)			
difference			0.366*** (0.008)			
endowments			0.294*** (0.007)			
coefficients			0.151*** (0.011)			
interaction			-0.079*** (0.010)			
Constant	7.146*** (0.021)	7.191*** (0.012)			-0.045* (0.024)	
Observations	4,805	11,837	16,642	16,642	16,642	16,642
R-squared	0.273	0.284				

Standard errors in parentheses

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

[注]

- 1) 2011年度の最低賃金は、645円が全国でもっとも低い値となっている。その後最低賃金は徐々に上昇しているため、調査期間を通じてこれがもっとも低い値となっている。
- 2) アメリカ・イギリス・カナダなどのアングロサクソン諸国では、「労働組合の賃金協約にカバーされながら (union coverage), 組合のメンバーではない」という人はわずかであり、したがって両者はほとんど重複・一致しているものとして扱われる (Card, Lemieux and Riddle 2004)。
- 3) 賃金分布を確認すると、これらの人々の賃金は「自社組合に加入」している人よりも高いため、管理職相当であるとみなして差し支えないだろう。

[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「勤労者の仕事と暮らしに関する二次分析：データからみた2007年～2017年」(連合総合生活開発研究所)の個票データの提供を受けました。

また研究会の皆様、大沢真理先生、是川夕先生、佐藤香先生、佐藤一磨先生、鈴木富美子先生、南雲智映先生、藤原翔先生、三輪哲先生に多くの助言を頂きました。心より感謝申し上げます。

[参考文献]

- Blau, F. D., & Kahn, L. M. (1996). International differences in male wage inequality: Institutions versus market forces. *Journal of Political Economy*, 104(4): 791-837.
- Blanchflower, D.G., Bryson, A., 2004, "What effect do union have on wages now and would Freeman and Medoff be surprised?," *Journal of Labour Research*, 25(3): 383-414.
- Card, D., Lemieux, T., & Riddell, W. C., 2004, "Unions and wage inequality," *Journal of Labor Research*, 25(4): 519-559.
- DiNardo, J., Fortin, N. M., & Lemieux, T., 1996, "Labor market institutions and the distribution of wages, 1973-1992: A semiparametric approach," *Econometrica*, 64(5): 1001-1044.
- Freeman, R. B., 1980, "Unionism and the dispersion of wages," *ILR Review*, 34(1): 3-23.
- Freeman, R. B & Medoff, J. L., 1984, *What do unions do?*. New York: Basic Books.
- 久本憲夫, 2007, 「労働者の「身分」について——工職身分格差撤廃と均等処遇」『日本労働研究雑誌』(562): 56-66.
- Jann, Ben., 2008, "The Blinder-Oaxaca Decomposition for linear regression models," *The Stata Journal*, 8(4): 453-479.
- 川口大司・原ひろみ, 2008, 「日本の労働組合は役に立っているのか?」『独立行政法人労働政策研究・研修機構ディスカッション・ペーパー』(5): 51-83.
- 中村 圭介・佐藤 博樹・神谷 拓平, 1988, 『労働組合は本当に役に立っているのか』総合労働

研究所.

二村一夫, 2000, 「戦後社会の起点における労働組合運動」, 二村一夫著作集, (2019年3月29日取得, <http://nimura-laborhistory.jp/pstw2lum.htm>) .

仁田道夫・篠崎武久, 2011, 「JGSS データを用いた労働組合の賃金効果の異時点間比較」『日本版総合社会調査共同研究拠点研究論文集』(11): 105-117.

仁田道夫, 2009, 「企業別組合に何ができるか——歴史から学ぶ」『日本労働研究雑誌』(591): 4-13.

橘木 俊詔・連合総合生活開発研究所・大橋 勇雄, 1993, 『労働組合の経済学：期待と現実』東洋経済新報社.

外館光則, 2009, 「労働組合の経済効果—研究成果と課題」『日本労働研究雑誌』(591): 15-24.

都留康・吉中孝・榎広之・徳田秀信, 2008, 「労働組合の経済効果と未組織労働者の組織化支持——〈失われた10年〉の前後比較」, 『Discussion Paper Series A』, No.505, 一橋大学経済研究所

若年労働者における転職意向の規定要因について

——二重構造論の視点から——

魚住知広

(東京大学大学院人文社会系研究科)

本稿の目的は二重構造論の視点から転職意向の規定条件を検討することである。二重構造論の視点から、雇用形態と企業規模の差異に着目して、転職意向を従属変数とする分析を行なった。これにより以下の3点が明らかになった。第一に、内部労働市場に位置する大企業・正規雇用の労働者では、他のカテゴリと異なり人間関係などの職場の環境要因が転職意向に影響を与える。第二に、内部労働市場と外部労働市場とでは転職意向の規定要因に相違があり、外部労働市場に置かれている中小企業・非正規雇用の労働者は、能力の訓練機会や賃金が生活を支えられるかを重視する。第三に、雇用形態と企業規模はどちらも転職意向を規定するが、現代では雇用形態の方がより大きく影響する。これらの分析結果は、転職意向という観点からも、労働市場における二重構造の存在を示唆している。

1 問題の所在

本邦における雇用関係は基本的に終身雇用であるとされ、日本的雇用慣行¹⁾の特徴ともされてきたが、グローバル化の進展により雇用の流動化と多様化が進んでいるとされる(渡邊2011)。雇用の流動化言説は広く見られるが²⁾、今日の日本社会で流動化の帰結として見られるのが転職の増加と非正規雇用者の拡大である。特に非正規雇用の増加³⁾については、フリーターの増加や正規雇用者との格差などがそれぞれ社会問題化された。神林(2017)も近年の労働市場で最も注目されるべき現象の一つが非正規雇用の増加であるとしている⁴⁾。

こうした現状を踏まえて、本稿では雇用の流動化の帰結としての転職を規定する条件を明らかにすることを目的とする。転職に関わる研究の多くでは転職経験や賃金が分析の対象とされるが、本研究では、転職意向を分析対象とする。実際に転職が検討される際には、転職先の企業の条件など様々なことを考慮しながら行うこととなるため、転職経験と転職意向は異なる点に注意が必要である⁵⁾。本稿では転職意向を、実際に転職活動を始める前の転職活動の契機となる初発の不満を反映するものと考え分析の対象とする。

また、本稿で分析の対象とするのは若年層である。そもそも転職という行為は年齢の影響を受けやすく、例えば、転職活動には一般に35歳の年齢の壁があるとも指摘される⁶⁾。太郎丸(2009)でも言われているように、新しい雇用制度は新規に就職する者から適用されるのが常であり、社会の趨勢の変化の影響を受けやすいのは若年層であると考えられる⁷⁾。実際に今回使用する「働き方と暮らしに関するアンケート調査」で転職意向の平均値を取っても年齢ごとの傾向は明らかに異なっている。年齢ごとの相関係数を取ると、20代、30代では年齢と転職意向に正の相関があるが、40,50,60代ではこれが全て負の相関となる。若年であ

るほど転職意向は高く、転職意向は年齢を経るごとに下がっていく。こうした事情をみても転職の事情は若年層と高齢層では異なるはずであり、黒澤・玄田(2001)など転職が社会問題化されるのはしばしば若年層であるということも鑑みて、本稿では34歳までの若年層を分析の対象として設定する。

2 先行研究

2.1 転職意向をめぐる先行研究

転職意向を分析対象とする本研究にとって直接的に重要な先行研究として猪木・連合総合生活開発研究所(2001)『転職の経済学』における中村(2001)がある。中村は連合総研による「勤労者のキャリア形成の実態と意識に関する調査」を使用して転職意向の規定条件を分析している。中村は労働満足度についての設問が豊富な連合総研の調査を用いて、満足度中の規定要因を更に検討した。中村によれば、絶対値の和を見ると「仕事内容・職種」が群を抜いて高く次に「給与・賞与への満足度」が転職意向を規定するという。本稿でも満足度についての項目が多数ある連合総研による調査を使用して、満足度の中でもどのような要因が特に転職意向を規定しているのかを検討する。

しかし、『転職の経済学』が発行された2001年以降非正規雇用者は飛躍的に増加しており、正規雇用者との格差を主張する研究も多い。例えば現代日本の階層研究をレビューした佐藤(2009)は、雇用の情勢において「流動化」のみならず、「固定化」もまたキーワードとして浮かび上がるという。というのも、石田(2005)等の研究を踏まえれば、上層ホワイト層では近年固定化が進行していると見られるためである。こうした階層研究の現状を踏まえれば正規雇用者と非正規雇用者との相違点を踏まえた上での分析が必要であると考えられる。そのため、本研究では雇用形態間の差異に着目して分析を行うことで、転職意向の規定要因についてさらなる精緻化を目指す。

2.2 二重構造論の視点

転職意向と転職経験は異なることに注意が必要だが、転職経験の研究による知見も当然本研究にとって参考となる。転職をめぐる研究としては、例えば賃金を従属変数とする地位達成モデル⁸⁾に基づいた研究や、玄田(2008a)や小杉(2011)など非正規雇用から正規雇用への雇用転換や社会移動についての研究などがある。神林(2015)の整理では、非正規雇用と正規雇用の関係を考える際には「踏み台」仮説と「行き止まり」仮説があるという。

踏み台仮説としては、玄田(2008b)は非正規雇用であっても数年勤務すれば正規雇用に移ることに作用し、非正規雇用が正規雇用へと転換する前段階の踏み台となる可能性を示唆している。他方、行き止まり仮説としては、石田(2005)や中澤(2013)は初職が非正規雇用であればその後も非正規雇用にとどまりやすくなる傾向を示している。四方(2011)や森山(2018)は、同一企業での複数年勤務が正規転換にプラスに作用する面はありつつも、総体としては「行き止まり」の方に近いとする。これらの研究を踏まえると、行き止まり仮説が有

力であり、正規の世界と非正規の世界は異なるものとして定立している様相を呈している。

正規と非正規間の格差が多くの研究で指摘される中で、近年指摘されているのが二重構造論の重要性である。佐藤(2009)は日本の階層研究の成果を整理した上で、階層研究からの示唆として二重構造の存在を指摘している。また、玄田(2011)は二重構造論の視点による分析の必要性和有効性を指摘している。麦山(2017)の整理では、1990年代以降の非正規雇用の急速な拡大は、日本の労働市場における新たな二重性の出現として捉えられている(Rebick 2005, Imai and Sato 2011)。本稿でもこうした二重構造論の視点を分析の視覚として取り入れることとする。

2.3 二重構造論の展開

二重構造論の展開については、玄田(2011)、堀(2012)、福井(2015)、鈴木(2017b)や山口(2017)など複数の研究によってレビューが行われている。本節ではそれらの整理に従い、二重構造論及びそれを用いた分析の展開について整理する。

二重構造論とは、玄田(2011)によれば内部労働市場と外部労働市場が分断されているという認識を共有する。石川・出島(1994)によれば、労働市場は第一次労働市場と第二次労働市場に分かれており、第一次労働市場は企業ごとの内部労働市場の集合であり、第二次労働市場は外部労働市場とされ知識・技能の使用や訓練・学習の機会が乏しいとされる⁹⁾。

玄田(2008)によれば二重構造論は、日本では氏原(1966)や尾高(1984)により形成・発展し、米国では Doeringer and Piore(1971)による Dual Labor Market 仮説として形成された。山口(2017)によれば二重構造論はその提唱者がラディカルエコノミストだったことや主流の新古典派経済学とは異なることもありその後しばらく発展することはなかった。二重構造論の視点をを用いた実証的分析の先駆的業績がホーン・川嶋(1984)と石川・出島(1994)である。

二重構造論的な視点の分析は、石川・出島(1994)以降はしばらく発展しなかったが、正規雇用と非正規雇用の間の格差が問題とされる中で再び焦点が当たるようになり、玄田(2011)は二重構造論の視点の有効性を指摘している。玄田以降に二重構造論の視点からなされた分析として、堀(2012)、山口(2017)、鈴木(2017a,2017b)研究がある。これらの研究では、石川・出島と同様に、スイッチ回帰モデルを発展させた Finite Mixture Model により賃金構造の多層性を分析している。

このように近年正規雇用者と非正規雇用者との格差を二重構造論の視点から検討する論文が増えており、Imai and Sato(2011)は正規雇用/非正規雇用という区別を従来の企業規模間の格差にさらに付加された二重性とみなしている。玄田(2011b)は二重構造論の視点を正規雇用・非正規雇用の問題へ応用することや、旧来の企業規模間の格差としての二重構造の検討の必要性を指摘している。武内(2007)や福井(2015)など従来から指摘されてきた二重構造である企業規模間の格差についても依然として指摘されている。近年、新しい二重構造としての正規と非正規の格差に注目が集まっているが、企業規模間の格差という旧来の二重構造論の視点もまた重要である。

これら多くの研究では、日本の労働市場における二重構造が賃金やその決定モデルを規定するものとして示されている。内部労働市場と外部労働市場が質的に異なるのであれば、それは賃金のみならず職場環境や働き方にも影響し、転職意向にも影響をすることがであろうことは想像に難くない。本稿ではこうした新旧の二重構造論の視点を参考にして雇用形態と企業規模の差に着目しながら、若年労働者の転職意向を規定する要因を分析する。『転職の経済学』以降に蓄積された転職研究や階層研究の知見を踏まえることにより、転職意向の規定要因に関して研究のさらなる精緻化を目指す。本稿では以下のように作業仮説を設定する。

仮説 1：まず、内部労働市場に属し終身雇用を守られている、大企業・正規雇用の社員は労働に対して一定の待遇が担保されているため、特に人間関係など職場の環境に対する満足を転職の要因として重視する。

仮説 2：次に本稿では、二重構造論の視座を取った時に両極に位置する大企業の正規雇用者と中小企業の非正規雇用者の転職意向の規定条件を比較する。両者は異なる労働条件に置かれているため、転職意向を規定する要因は異なっているはずである。

仮説 3：二重構造論の新旧の枠組みのうち、今日の社会では企業規模以上に雇用形態の方がより大きく転職意向を規定する。

3 分析に用いるデータ・変数

分析に使用するのは、連合総合生活開発研究所により実施された「勤労者の仕事と暮らしについてのアンケート」（以下、勤労者短観）のうち、第 21 回調査（2011 年 4 月）から第 34 回調査（2017 年 10 月）までのデータである。本稿では 2011 年から 2017 年まで年 2 回計 14 回分の調査データをマージしたものを使用する。同調査は 20 歳から 64 歳までを対象として、回答者数は各回 2000 人であり回答総数は系 28000 人である。

分析手法としては、順序ロジット分析を使用する。二重構造論を検討する研究の多くでは、スイッチ回帰分析¹⁰が用いられている。山口(2017)によればスイッチ回帰は潜在クラス分析の一種であり、分析者が事前に設定してセクターを二分するのではなく、2つのセクターを潜在クラスとして推定を行なえる点に利点があるとされる。先行研究では二重構造の存在を検討するためにスイッチ回帰が用いられているが、本稿の関心はあくまでも転職意向の規定条件にあるため、転職意向を順序変数とみなした順序ロジット分析を行う。

分析に使用する変数について述べる。表 1 は本稿で使用される変数の記述統計量である。

従属変数である転職意向については転職したい気持ちが強くなる程値が大きくなるように値を反転させ、わからない、は欠損値とした。

独立変数として、現在の労働環境に対する評価(work02_1~10)の項目では全てにおいてわからないを欠損値とし、満足度が高いほど値が大きくなるように反転させた。統制変数として年齢、女性ダミー、教育年数、有配偶ダミー、賃金、勤続年数、仕事満足度を投入する。教育年数については最終学歴の項目をもとに中学校卒業=9、高校卒業=12 のように教育年

数に変換した。賃金については、例えば100～200万である場合は150とするように、各段階の中央値を代入した。

正規雇用と非正規雇用の区別については、非正規雇用をいかに定義するかは議論が分かれるが、先行研究の知見を踏まえて雇用形態の呼称上の相違として扱う¹¹⁾。現在の職業において正社員と役員である者を1とし、それ以外を0とする正規雇用ダミーを作成した。なお、「その他」と「働いていない」は欠損値とした。

企業規模は、従業員規模が300人以上を大企業とみなして大企業ダミーを作成した。正規ダミーと大企業ダミーのクロス表が表2であり、欠損値を除外した34歳以下の7871人中で大企業に所属するのは3688人、中小企業に属するのは4183人である。企業規模に関しては、中小企業に属する人の方が若干多いが比較的人数は近い。雇用形態については、正規雇用者が5662人で非正規雇用者が2209人であり、正規雇用者の方が割合的に多い。

表1 使用変数についての記述統計量(34歳以下、分析に使用する全ての変数に回答あり)

	N	Mean	SD	Min	Max
転職意向	5807	1.79	0.69	1	3
働きがいを感じている	5807	2.36	0.98	1	4
能力・専門性を活かしている	5807	2.3	0.91	1	4
能力やキャリアを高める支援がある	5807	2.11	0.93	1	4
一定の責任・裁量を与えられている	5807	2.45	0.9	1	4
家計を賄える賃金・処遇である	5807	2.32	0.93	1	4
賃金・処遇に納得性がある	5807	2.21	0.88	1	4
肉体的な疲労を感じない	5807	2.21	0.98	1	4
精神的に過度なストレスがない	5807	2.09	0.94	1	4
職場の人間関係がよい	5807	2.59	0.91	1	4
仕事と生活のバランスが取れる	5807	2.46	0.9	1	4
年齢	5807	28.36	3.39	20	34
女性ダミー	5807	0.45	0.5	0	1
教育年数	5807	15.03	1.9	9	18
有配偶ダミー	5807	0.7	0.46	0	1
賃金	5807	320.78	183.37	0	2000
仕事満足度	5807	2.95	1.09	1	5
勤続年数	5807	4.08	3.17	0	17
大企業ダミー	5807	0.48	0.5	0	1
正規ダミー	5807	0.73	0.44	0	1

表2 正規ダミーと大企業ダミーのクロス表(34歳以下)

正規ダミー	大企業ダミー		Total
	0	1	
0	1429	780	2209
1	2754	2908	5,662
Total	4183	3688	7,871

4 分析結果

以下の分析では、34歳以下の回答者を対象に転職意向を従属変数とする順序ロジット分析を行う。まず、大企業と中小企業それぞれにおける正規雇用者と非正規雇用者の転職意向を確認する。表3は大企業における正規雇用と非正規雇用の別であり、表4が中小企業における正規雇用者と非正規雇用者である。

表3 大企業における正規・非正規

	大企業・正規		大企業・非正規	
転職意向				
働きがいを感じている	-0.324***	(0.070)	-0.301*	(0.135)
能力・専門性を活かせる	0.078	(0.075)	-0.038	(0.129)
能力やキャリアを活かせる	-0.061	(0.068)	-0.237*	(0.119)
一定の責任・裁量がある	0.197**	(0.063)	0.011	(0.111)
家計を賄える賃金がある	-0.084	(0.065)	0.257*	(0.118)
賃金・処遇に納得している	-0.234**	(0.074)	-0.424**	(0.130)
肉体的な疲労を感じない	0.121*	(0.057)	0.063	(0.105)
精神的に過度なストレスを感じない	-0.000	(0.066)	0.112	(0.120)
職場の人間関係がよい	-0.204**	(0.063)	0.044	(0.118)
仕事と生活のバランスがよい	-0.182**	(0.069)	-0.218	(0.125)
年齢	-0.005	(0.019)	-0.101***	(0.029)
女性ダミー	0.179	(0.098)	-0.201	(0.189)
教育年数	-0.041	(0.030)	0.092	(0.047)
有配偶ダミー	0.063	(0.103)	0.289	(0.233)
賃金	0.001	(0.000)	0.000	(0.001)
仕事満足度	0.903***	(0.063)	0.660***	(0.120)
勤続年数	-0.103***	(0.020)	-0.009	(0.035)
cut1				
Constant	-0.432	(0.749)	-2.294	(1.267)
cut2				
Constant	2.553***	(0.753)	0.891	(1.265)
Observations	2219		577	
Log likelihood	-1758.488		-475.225	
AIC	3554.976		988.451	
Pseudo R-squared	0.197		0.176	

Standard errors in parentheses
 値は係数，括弧内は標準誤差を表す。
 * p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001

表3を見ると、大企業における、正規・非正規の相違点は以下のようにまとめられる。「働きがい」や「賃金への納得感」、仕事満足度など、両者とも有意となる変数にはある程度の重なりが認められる。正規のみで優位であるのは、「責任・裁量を与えられている」、「肉体的な疲労を感じない」、「職場の人間関係」「仕事と生活のバランス」、「勤続年数」である。ここで注目したいのは、「職場の人間関係」である。大企業では、正規であるか非正規であるかによって、人間関係の効果の有意性もさることながら、作用する効果が反対になっている。すなわち、正規雇用では、0.01%の水準で負の有意となっており、人間関係が良好であるほど転職意向は下がる。しかし、非正規雇用では、統計的に有意ではないが、人間関係の良好性はむしろ転職意向を高める方向に作用するのである。

逆に非正規雇用でのみ有意となっているのが「家計を賄える賃金である」と年齢である。家計を賄えることが転職意向を高めるとするのは直感的に理解しがたいが、どのような意

味を持つだろうか。また、年齢が上がるほど転職意向は下がる。次に表4では中小企業における正規と非正規の転職意向を確認する。

表4 中小企業における正規雇用と非正規雇用

	中小・正規		中小・非正規	
転職意向				
働きがいを感じている	-0.406***	(0.074)	-0.081	(0.100)
能力・専門性を活かせる	-0.057	(0.075)	-0.147	(0.106)
能力やキャリアを活かせる	-0.026	(0.066)	-0.271**	(0.095)
一定の責任・裁量を得る	0.339***	(0.065)	0.191*	(0.089)
家計を賄える賃金を得る	0.072	(0.070)	-0.193*	(0.089)
賃金・処遇に納得する	-0.472***	(0.078)	-0.061	(0.098)
肉体的な疲労を感じない	0.047	(0.056)	-0.109	(0.079)
精神的に過度なストレスがない	-0.132*	(0.067)	-0.121	(0.092)
職場の人間関係がよい	-0.115	(0.064)	-0.150	(0.089)
仕事と生活のバランスがよい	-0.067	(0.069)	-0.053	(0.097)
年齢	-0.025	(0.016)	-0.046*	(0.022)
女性ダミー	-0.031	(0.098)	-0.340*	(0.146)
教育年数	0.010	(0.026)	0.048	(0.034)
有配偶ダミー	0.120	(0.110)	0.015	(0.180)
賃金	0.000	(0.000)	0.001*	(0.001)
仕事満足度	0.814***	(0.062)	0.912***	(0.087)
勤続年数	-0.050**	(0.017)	-0.046	(0.029)
cut1				
Constant	-0.902	(0.681)	-1.536	(0.911)
cut2				
Constant	2.330***	(0.685)	1.699	(0.913)
Observations	2017		994	
Log likelihood	-1617.525		-806.638	
AIC	3273.050		1651.276	
Pseudo R-squared	0.203		0.205	

Standard errors in parentheses
 値は係数，括弧内は標準誤差を表す。
 * p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001

中小企業では、大企業の時よりも正規雇用と非正規雇用の間に共通項が少なく、大企業以上に正規と非正規雇用の置かれている状況の相違は大きいようである¹²⁾。両者ともに有意となっているのは、「責任・裁量を与えられている」と仕事満足度である。

正規でのみ有意となっているのは、「働きがい」、「賃金・処遇の納得感」「精神的にストレスがない」、勤続年数である。一方、非正規でのみ有意となっているのは、「能力やキャリアを活かせる」、「家計を賄える」年齢、女性ダミー、賃金、である。ここで注目したいのは「家計を賄える」の項目の効果が先ほどの大企業・非正規とは逆向きになっており、中小・非正規では家計を賄えることが転職意向を下げている。また、賃金が有意になっていることから、総じて中小の非正規労働者は生活を支えるための賃金を重視するようである。

次に二重構造論の枠組みからすれば最も内部と最も周縁に位置する大企業・正規と中小・

非正規を比較して両者の相違点を検討する。

表 5 大企業・正規と中小・非正規

	大企業・正規		中小・非正規	
転職意向				
働きがいを感じている	-0.324***	(0.070)	-0.081	(0.100)
能力・専門性を活かせる	0.078	(0.075)	-0.147	(0.106)
能力やキャリアを活かせる	-0.061	(0.068)	-0.271**	(0.095)
一定の責任・裁量がある	0.197**	(0.063)	0.191*	(0.089)
家計を賄える賃金がある	-0.084	(0.065)	-0.193*	(0.089)
賃金・処遇に納得がある	-0.234**	(0.074)	-0.061	(0.098)
肉体的な疲労を感じる	0.121*	(0.057)	-0.109	(0.079)
精神的に過度なストレスを感じる	-0.000	(0.066)	-0.121	(0.092)
職場の人間関係がよい	-0.204**	(0.063)	-0.150	(0.089)
仕事と生活のバランスがよい	-0.182**	(0.069)	-0.053	(0.097)
年齢	-0.005	(0.019)	-0.046*	(0.022)
女性ダミー	0.179	(0.098)	-0.340*	(0.146)
教育年数	-0.041	(0.030)	0.048	(0.034)
有配偶ダミー	0.063	(0.103)	0.015	(0.180)
賃金	0.001	(0.000)	0.001*	(0.001)
仕事満足度	0.903***	(0.063)	0.912***	(0.087)
勤続年数	-0.103***	(0.020)	-0.046	(0.029)
cut1				
Constant	-0.432	(0.749)	-1.536	(0.911)
cut2				
Constant	2.553***	(0.753)	1.699	(0.913)
Observations	2219		994	
Log likelihood	-1758.488		-806.638	
AIC	3554.976		1651.276	
Pseudo R-squared	0.197		0.205	

Standard errors in parentheses
 値は係数、括弧内は標準誤差を表す。
 * p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001

表 5 を見ると両者の転職意向を規定する条件は明らかに異なっている。大企業・正規で有意であるのは、「働きがい」、「責任・裁量」、「賃金・処遇の納得感」、「肉体的疲労」、「人間関係」、「仕事と生活のバランス」、仕事満足度、勤続年数である。

一方、中小・非正規で有意なのは「キャリアの訓練機会」、「責任・裁量」、「家計を賄える賃金」、年齢、性別、賃金、満足度である。ここで「キャリアの訓練機会」が中小の非正規の方で有意であるのは、外部労働市場では能力を高める機会を持ち辛いために、翻ってキャリアの訓練機会がある職場であることが転職意向を下げるということなのかもしれない。

また、興味深いのは、賃金に対する態度である。大企業・正規では、「賃金・処遇の納得感」が有意である一方で、「家計を賄えるかどうか」や賃金は有意ではない。一方で中小・

非正規では、賃金と「家計を賄えるかどうか」が有意となっており、両者にとっての賃金の意味合いの相違をここから読み取ることができる。すなわち、一定の安定した収入が保証される内部労働市場内では賃金などの待遇がある程度安定しているために納得感が重視され、他方で外部労働市場では、それが実際に家計を養えるかや賃金自体の多寡が重要となる。

最後に仮説3を検証するために正規ダミーと企業規模を投入したモデルを比較する。

表6 正規ダミーと大企業ダミーをそれぞれ投入したモデル

	Model 1	Model 2	Model 3
転職意向			
働きがいを感じる	-0.311*** (0.041)	-0.294*** (0.043)	-0.305*** (0.043)
能力・専門性を感じる	-0.036 (0.042)	-0.028 (0.044)	-0.028 (0.044)
能力やキャリアを感じる	-0.135*** (0.037)	-0.148*** (0.039)	-0.121** (0.039)
一定の責任を感じる	0.216*** (0.036)	0.205*** (0.037)	0.217*** (0.037)
家計を賄えるを感じる	-0.035 (0.037)	-0.061 (0.039)	-0.034 (0.039)
賃金・処遇を感じる	-0.277*** (0.041)	-0.249*** (0.043)	-0.279*** (0.044)
肉体的な疲労を感じる	0.056 (0.032)	0.033 (0.033)	0.050 (0.033)
精神的に過度に感じる	-0.059 (0.037)	-0.046 (0.039)	-0.053 (0.039)
職場の人間関係を感じる	-0.124*** (0.036)	-0.125*** (0.037)	-0.131*** (0.038)
仕事と生活のバランスを感じる	-0.131*** (0.039)	-0.103* (0.041)	-0.116** (0.041)
年齢	-0.031*** (0.009)	-0.026** (0.010)	-0.037*** (0.010)
女性ダミー	-0.013 (0.055)	-0.008 (0.057)	-0.027 (0.058)
教育年数	0.003 (0.014)	-0.009 (0.015)	0.016 (0.016)
有配偶ダミー	0.137* (0.062)	0.120 (0.064)	0.112 (0.064)
賃金	0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
仕事満足度	0.833*** (0.035)	0.818*** (0.037)	0.832*** (0.037)
勤続年数	-0.069*** (0.010)	-0.076*** (0.011)	-0.060*** (0.011)
正規ダミー	-0.478*** (0.069)		-0.504*** (0.087)
大企業ダミー		-0.219*** (0.058)	-0.198 (0.107)
正規ダミー*大企業ダミー			-0.070 (0.125)
cut1			
_cons	-1.537*** (0.384)	-1.478*** (0.404)	-1.523*** (0.406)
cut2			
_cons	1.587*** (0.385)	1.602*** (0.405)	1.577*** (0.407)
Observations	6371	5807	5807
Log likelihood	-5153.622	-4734.433	-4708.584
AIC	10347.244	9508.866	9461.169
Pseudo R-squared	0.201	0.193	0.198

Standard errors in parentheses

値は係数、括弧内は標準誤差を表す。

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

転職意向を従属変数とする順序ロジット分析に正規ダミーと大企業ダミーをそれぞれ投入した場合の調整済み決定係数は0.201と0.193であり、正規ダミーを投入した時の方がモデルとしての説明力は高いこととなる。この結果から推察するに、現代ではやはり企業規模間の差異以上に、正規雇用であるか非正規雇用であるかが転職意向を規定するようである。また、Model 3では大企業ダミーと正規ダミーの交互作用項を投入したが、有意な関連は見られなかった。

5 考察・結論

本稿では、二重構造論の視点を取り入れ、企業規模と雇用形態のカテゴリーごとに区別して、転職意向の規定要因についての分析を行った。雇用形態と企業規模の組み合わせで4つのパターンが生じるが、このうち人間関係が有意であったのは、大企業・正規雇用のパターンのみであった。これは内部労働市場において人間関係が重視されるという仮説 1 を支持する結果と言って良いだろう。

次に仮説 2 に関しては、表 5 の分析から推察するに転職を規定する要因は両者で明らかに異なっている。一定の責任・裁量が与えられると転職意向が高まるのは共通だが¹³⁾、大企業・正規雇用者は、働きがいや人間関係、仕事と生活のバランスなど、労働の環境に関わる満足度が転職意向を下げている。その一方で、中小・非正規雇用者の場合は、家計を養えるかどうかや能力・キャリアを高める機会が重視される傾向にある。この結果は外部労働市場に置かれた労働者がキャリアを高める機会に乏しいことの裏返しとも考えられる。

最後に仮説 3 に関しては、転職意向をめぐる順序ロジスティック回帰分析のモデル毎の説明力から判断すれば、現代社会では企業規模以上に雇用形態の方が転職意向に影響を与えるようである。ただし、企業規模もまた有意な効果を持っており、二重構造論的な視点は新旧共々現代において有効な視点であると言えるだろう。

6. 本研究の意義

まず第一に、中村(2001)で指摘された転職意向についての分析を二重構造論の視点を参考にしながら深化させた点に本稿の意義があると言える。更に二重構造論的な視点を転職意向という観点から確認したことも本稿の貢献である。特に、「能力・キャリアを高める機会」が中小の非正規雇用者で転職意向に影響した点は興味深いものである。これは外部労働市場に置かれている人が能力を高める機会を持ちにくいことの裏返しであると思われ、石川・出島(1994)が定義した労働市場をめぐる二重構造論の定義とも整合的な知見である。転職意向という観点から見た場合にもやはり労働市場の二重構造は存在するように思われ、こうした観点からのさらなる転職研究や階層研究が期待される。

[注]

- 1) 『転職の経済学』の序文によれば、連合総研による調査は元々日本的雇用慣行の検討のために始まったとされる。
- 2) もっとも、平田・勇上(2011)によればこれは必ずしも日本のみならず、欧米を始め多くの国々で観察される現象であるとされる。
- 3) 太郎丸(2009)によれば、非正規雇用の割合の増加自体はオイルショック以降一貫した傾向であることには注意せねばならない。
- 4) 神林(2017)が明らかにしているように、非正規の世界の拡大は、自営業の衰退に伴うものであり、正規の世界はむしろ温存しているとされる。

- 5) 石田(2013)は、先行研究を整理して日本社会における転職は上昇移動機会の手段というよりも、やむを得ず職場を離れねばならない事情を反映している可能性が高いとする。
- 6) 中澤(2013)は、男性の非正規から正規への移行は 30 代を過ぎると観察されづらくなり、35 歳以上では非正規雇用と無業との間の移動傾向が強まることを明らかにしている。こうした研究成果も、年齢の壁の存在を示唆している。
- 7) 例えば、佐藤(2009)は玄田(2001)を援用しながら次のように述べている。
「2000 年代初頭に、玄田(2001)は、雇用が不安定になっているのはむしろ若年層であり、彼ら/彼女らは終身雇用制に守られている中高年男性の犠牲になっていると指摘した。社会階層論では、あまり年齢階層のことを扱わないが、玄田の指摘はまさに特定の年齢階層で流動性が高まっていることを突いている。」
- 8) 麦山(2017)は地位達成モデルについて整理している。
- 9) 石川・出島(1994)は以下のように第一次労働市場と第二次労働市場を定義している。
「第一次労働市場とは、そこでの仕事に学習や訓練の機会が多く存在し、かつ雇用調整や賃金体系につき確立した規則や慣行が存在する、企業ごとの内部労働市場の集合として特徴づけられる。これに対し第二次労働市場(外部労働市場あるいは縁辺労働市場とも呼ばれる)では、仕事に学習機会は乏しく(しばしば「行き止まりの仕事」といわれる)、労働者は市場の需給の変動にさらされることになる。所得分配の点からみると、前者に属する労働者は教育及び経験の両者に対して高い報酬を享受し、一般に高賃金であるのに対し、後者の労働者は低賃金であり、教育や経験のいずれに対しても、報酬の増加はわずかしかない」(石川・出島 1994:169)
- 10) 堀(2012)はスイッチ回帰分析を用いた二重構造論の展開に詳しい。また、スイッチ回帰モデルの説明については石川・出島(1994)の説明を参照。
- 11) 仁田(2011)や川口ほか(2011)は、正規雇用に近い「フルタイム型非正規雇用」の増加を指摘している。神林(2013)によれば、非正規雇用には主に、労働契約期間、職場の呼称、労働時間による分別の 3 つがあり、神林(2010)及び川口ほか(2011)の分析結果によれば、呼称上の区分が実質的な労働条件以上に影響するという。
- 12) サンプル数の違いによってこの差がもたらされている可能性には留意せねばならない。しかし、こうした知見は近年常用非正規が増加しているという知見と整合的である。
- 13) これを責任の増大による負担が転職意向を高めると解釈するか、それとも責任・裁量が増すような地位にあることがよりよい職場への転職を可能にするために転職意向を高めると解釈するかは悩ましいが、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「勤労者の仕事と暮らしに関する二次分析：データからみた 2007 年

～2017年」(連合総合生活開発研究所)の個票データの提供を受けました。

また、二次分析研究会の参加者をはじめ、コメントを頂いた皆様に記して感謝申し上げます。

[参考文献]

- Doeringer and Piore, 1971, *Internal labor markets and manpower analysis*, Heath. (=2007, 白木三秀監訳『内部労働市場とマンパワー分析』早稲田大学出版.)
- 福井康貴, 2015, 「非正規雇用から正規雇用への移動における企業規模間格差——二重構造論からのアプローチ」『社会学評論』66(1): 73-88.
- 玄田有史, 2008a, 「前職が非正社員だった離職者の正社員への移行について」『日本労働研究雑誌』50(11): 61-77.
- , 2008b, 「内部労働市場下位層としての非正規」『経済研究』59(4): 340-56.
- , 2011, 「二重構造——「再考」」『日本労働研究雑誌』609: 2-5.
- ホーン・川嶋瑤子, 1985, 『女子労働と労働市場構造の分析』日本経済評論社.
- 堀春彦, 2012, 「『二重労働市場』と賃金格差」労働政策研究・研修機構編『「JILPT 多様就業実態調査」データ二次分析結果報告書』(労働政策研究報告書)143: 134-63.
- 平田周一・勇上和史(2011) 初期キャリアにおける内部登用と転職——非正規雇用者の移行に関する国際比較『JILPT Discussion Paper』11-02: 1-25.
- Imai, Jun and Yoshimichi Sato. 2011. “Regular and Non-Regular Employment as an Additional Duality in Japanese Labor Market: Institutional Perspectives on Career Mobility,” Yoshimichi Sato and Jun Imai (eds.), *Japan's New Inequality: Intersection of Employment Reforms and Welfare Arrangements* (Stratification and Inequality Series Vol.10), Trans Pacific Press, 1-31.
- 猪木武徳・連合総合生活開発研究所編, 2001, 『「転職」の経済学——適職選択と人材育成』東洋経済新報社.
- 石田浩, 2005, 「後期青年期と階層・労働市場」『教育社会学研究』76: 41-57.
- 石田賢示, 2013, 「世代内キャリア移動研究の動向——構造的アプローチによる知見の整理」『東北大学大学院教育学研究科年報』61(2): 1-22.
- 石川経夫・出島敬久, 1994, 「労働市場の二重構造」石川経夫編『日本の所得と富の分配』東京大学出版会.
- 神林龍, 2010, 「常用・非正規労働者の諸相」『一橋大学 Global COE Hi-Stat Discussion Paper Series』120: 1-52.
- , 2013, 「非正規労働者」『日本労働研究雑誌』55(5): 26-9.
- , 2015, 「非正社員の働き方と正社員への転換——『正社員以外の経験と転職に関するアンケート調査』より」『経済研究』66(1): 19-34.
- , 2017, 『正規の世界・非正規の世界——現代日本労働経済学の基本問題』慶應義塾大学出版会.
- 川口大司・神林龍・原ひろみ, 2015, 正社員と非正社員の分水嶺: 呼称による雇用管理区分

- と人的資本蓄積, 『一橋経済学』 9(1): 147-72.
- 小杉礼子, 2011, 「正社員への移行の実態と課題——内部登用の可能性」小杉礼子・原ひろみ編『非正規雇用のキャリア形成——職業能力評価社会をめざして』勁草書房, 125-47.
- 黒澤昌子・玄田有史, 2001. 「学校から職場へ——「七・五・三」転職の背景」『日本労働研究雑誌』 490: 4-18.
- 森山智彦, 2018, 「非正規雇用の踏み石効果は日本でも見られるのか」『2015年SSM調査報告書7——労働市場2』: 79-103.
- 麦山亮太, 2017, 「地位へのマッチングからみる賃金格差の生成過程——企業規模と雇用形態に着目して」『2016年度参加者公募型二次分析研究会現代日本の格差と不平等に関するデータの二次分析研究成果報告書』(SSJDA リサーチペーパーシリーズ)59: 49-67.
- 中村二郎, 2001, 「誰が企業を辞めるのか——離職成功と企業内におけるマッチング」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, 21-44.
- 中澤渉, 2013, 「パネルデータを用いた個人内職歴移動の対数線形モデル分析」『東京大学社会科学研究所パネル調査プロジェクトディスカッションペーパーシリーズ』 66.
- 仁田道夫, 2011, 「非正規雇用の二重構造」『社会科学研究』 62(3・4): 3-23.
- 尾高煌之助, 1984, 『労働市場分析——二重構造の日本的展開』岩波書店.
- Rebeck, Marcus E., 2005, *The Japanese Employment System: Adapting to a New Economic Environment*, Oxford: Oxford University Press.
- 佐藤嘉倫, 2009, 「現代日本の階層構造の流動性と格差」『社会学評論』 59(4): 632-47.
- 四方理人, 2011, 「非正規雇用は「行き止まり」か?——労働市場の規制と正規雇用への移行」『日本労働研究雑誌』 53(2): 88-102 .
- 鈴木恭子, 2017a, 「日本における雇用形態が賃金格差に与える影響——Finite Mixture Modelを用いた潜在クラス分析」『ISS Discussion Paper』 J-219.
- , 2017b, 「労働市場における潜在的な地位とその変化——企業規模間格差から雇用形態間格差へ」『2016年度参加者公募型二次分析研究会現代日本の格差と不平等に関するデータの二次分析研究成果報告書』(SSJDA リサーチペーパーシリーズ)59: 179-207.
- 武内真美子, 2007, 「規模間賃金格差に関する実証分析」『OSIPP Discussion Paper』 DP-2007-J-006.
- 太郎丸博, 2009, 『若年非正規雇用の社会学——改装・ジェンダー・グローバル化』大阪大学出版.
- 氏原正治郎, 1966, 『日本労働問題研究』東京大学出版会.
- 渡邊勉, 2011, 「職歴からみる雇用の流動化と固定化——職業経歴の多様性」石田浩・近藤博之・中尾啓子編『現代の階層社会 2 階層と移動の構造』東京大学出版会, 173-87.
- 山口一男, 2017, 「賃金構造の潜在的な多様性と男女賃金格差——労働市場の二重構造分析再訪」『RIETI Discussion Paper Series』 17-J-057.

小企業の就業者が満足や不満を感じる要因

井上考二

(日本政策金融公庫総合研究所)

小企業は雇用の受け皿として重要な存在であるが、就業先としての小企業を評価するためには、働き方に満足しているかという雇用の質の面についても明確にする必要がある。そこで本研究では、就業者の仕事の満足度に関する分析を、満足をもたらす要因と不満を解消する要因は異なるものである可能性を念頭に置いたうえで、企業規模ごとに行った。分析結果からは、小企業は中小企業や大企業ではなかなか満たされない就業ニーズをかなえてくれる存在であることが確認された。小企業の就業者は雇用の質について十分に満足していると考えられ、小企業は多様な働き方ができる職場を提供していると評価することができるだろう。

1 問題意識

日本は人口減少社会を迎え、生産年齢人口の減少による経済成長の停滞が懸念されている。対応策として労働生産性や労働参加率の向上などが求められるなか、女性や高齢者の労働参加には大きな期待が寄せられている(阿部・山本編 2018; 中小企業庁 2018; 鶴 2016)。

ただし、女性や高齢者は、従来の主要な労働の担い手であった男性の現役世代とは異なる就業ニーズをもつと考えられ、企業が提供する働き方とのミスマッチから、その労働力を十分に活用できない恐れがある。中小企業庁(2018)が総務省「平成28年労働力調査」を再分析した結果によると、仕事に就きたいが仕事を探していない理由は、45～54歳、55～64歳、65歳以上の女性および55～64歳、65歳以上の高齢者では「適当な仕事がありそうにない」の割合が最も高い。25～34歳、35～44歳の女性においても「適当な仕事がありそうにない」は、「出産・育児のため」に次いで2番目に割合が高い。さらに「適当な仕事がありそうにない」の内訳については、「勤務時間・賃金などが希望にあう仕事がありそうにない」や「近くに仕事がありそうにない」が主要なものとなっている。また、完全失業者が仕事に就けない理由については、35～44歳、45～54歳の女性では「勤務時間・休日などが希望とあわない」が、55～64歳、65歳以上の女性および55～64歳、65歳以上の高齢者では「求人年齢と自分の年齢とがあわない」が、最も割合が高い。

現在、政府が働き方改革に取り組んでいるのは、こうした現状を踏まえ、子育て期の女性や定年退職後の高齢者をはじめとする多様な人材が、個々の事情に応じた柔軟な働き方を選択可能な社会にするためである。もっとも、女性や高齢者がまったく就業できていないというわけではない。すでに就業している女性や高齢者は存在しており、どのような企業で就業しているかを総務省「2018年労働力調査」により確認すると、従業者数が1～29人の小企業¹⁾が受け皿となっていることがわかる。年齢別・規模別にみた就業者に占める女性割合

は、30歳未満の若年層における1～29人の企業は50%前後の値となっており、500～999人や1,000人以上の企業と同等の水準といえる（表1）。いわゆるM字カーブの右肩にあたる40～44歳、45～49歳、50～54歳、55～59歳では、1～29人の企業は50%近い値となっており、規模が大きい企業と比べて割合が高い。高齢者についても、60～64歳の就業者は30.5%が、65歳以上の就業者は46.5%が、1～29人の企業で働いている（表2）。概ね20%台である他の年齢層と比べると高い割合である。

表1 年齢別・従業者規模別にみた女性割合（非農林業雇用者）

(単位：%)

	1～ 29人	30～ 99人	100～ 499人	500～ 999人	1,000人 以上	官公庁	全 体
全体	47.4	46.4	45.0	44.3	41.7	43.6	45.0
15～19歳	51.7	53.8	52.9	50.0	51.4	33.3	51.4
20～24歳	52.6	52.3	50.0	51.4	45.4	41.4	49.2
25～29歳	48.4	48.0	46.2	47.5	44.1	42.6	46.1
30～34歳	46.7	44.3	44.4	45.2	41.5	42.3	44.0
35～39歳	46.5	46.2	44.0	43.2	40.0	43.1	43.7
40～44歳	48.9	46.8	45.0	43.4	40.0	47.7	45.3
45～49歳	48.9	47.7	45.0	41.8	41.6	47.8	45.8
50～54歳	50.3	48.4	47.4	46.7	40.5	44.4	45.9
55～59歳	49.3	48.2	44.1	40.5	40.2	42.6	44.7
60～64歳	44.8	43.2	42.3	35.7	39.0	40.0	42.5
65歳以上	42.1	40.6	39.1	38.5	43.6	31.8	41.2

資料：総務省「労働力調査」（2018年）

表2 年齢別にみた従業者規模の割合（非農林業雇用者）

(単位：%)

	1～ 29人	30～ 99人	100～ 499人	500～ 999人	1,000人 以上	官公庁	規模不詳	合 計
全体	26.2	15.2	18.6	7.0	23.1	8.6	1.3	100.0
15～19歳	26.6	11.9	15.6	7.3	32.1	2.8	3.7	100.0
20～24歳	22.2	14.9	18.8	8.0	27.2	6.6	2.5	100.0
25～29歳	18.5	14.6	20.6	7.8	26.5	10.5	1.6	100.0
30～34歳	21.8	14.4	19.6	7.6	25.8	9.5	1.1	100.0
35～39歳	24.1	15.2	19.4	7.4	24.3	8.5	1.2	100.0
40～44歳	25.1	15.0	19.3	7.3	23.4	9.0	1.2	100.0
45～49歳	24.9	14.7	18.6	7.3	24.5	8.9	1.2	100.0
50～54歳	24.0	14.3	18.2	7.1	25.5	9.9	0.9	100.0
55～59歳	25.0	15.0	18.5	6.7	23.0	11.1	0.9	100.0
60～64歳	30.5	16.8	17.7	6.4	18.6	9.1	0.9	100.0
65歳以上	46.5	18.0	15.5	4.6	9.8	3.9	1.6	100.0

資料：総務省「労働力調査」（2018年）

このように小企業は雇用の受け皿として重要な存在であることがうかがえる。しかし、それが小企業以外では就業がかなわないために、やむなく働き方とのミスマッチを受け入れて就業しているものであったとしたら、何らかの支援をしなければならないだろう。就業先としての小企業を正しく評価するためには、雇用の量的な観点だけではなく、就業者が仕事に満足しているのか、満足しているとすれば、どのような点に満足しているのか、といった雇用の質の面についても明確にする必要がある。

2 先行研究

2.1 仕事の満足度

Herzberg (1966) は満足をもたらす要因（動機づけ要因）と不満をもたらす要因（衛生要因）は異なると指摘する。前者は達成、承認、仕事そのもの、責任、昇進といった就業者が行う仕事に関係し、個人的成長に関する欲求を満たすものであるため満足をもたらす。後者は会社の政策と経営、監督、対人関係、作業条件、給与といった就業者が仕事を行う周囲の状況に関係し、不快さの回避に関する欲求にかかるものであるため、満たされないことで不満が生まれる。そして、満足をもたらす要因と不満をもたらす要因は両極的ではなく単極的なものであると述べる。すなわち、満足をもたらす要因が満たされないからといって不満を感じるわけではなく、不満をもたらす要因が解消されたからといって満足を感じるわけではない。

また、満足をもたらす要因と不満をもたらす要因は、個々の就業者によって異なると考えられる。Schein (1990) によると、就業者は自身のキャリア選択にあたり絶対に譲れない自己イメージ（キャリア・アンカー）をもっている。このキャリア・アンカーは8つのカテゴリー（①専門・職能別コンピタンス、②全般管理コンピタンス、③自律・独立、④保障・安定、⑤起業家的創造性、⑥奉仕・社会貢献、⑦純粋な挑戦、⑧生活様式（生き方全般のバランスと調和））があり、自身のキャリア・アンカーと一致しない仕事に従事する場合、幸せを感じることはないという。

2.2 小企業での就業

小企業での就業について竹内 (2008) は、正社員の給与や賞与はより規模の大きな企業と比べて少ないが、「一般に『弱者』と位置づけられる人にとっては、必ずしも条件の悪い職場ではない」と述べている。例えば、定年制度がない企業の割合が高く、求人の少ない高齢者に多くの雇用機会を提供しており、賃金体系も能力給や職務給であることから、能力さえあれば賃金は下がらないという。また、非正社員に関しては、専門・技術職として働く人が多く、時給はより大きな企業を上回る場合がある一方、労働時間はより大きな企業よりも短い者が多く、自身の都合（育児や介護など）に合わせた働き方が可能であるという。

小企業の女性就労に焦点を当てた深沼・藤井 (2011) では、小企業は女性の多様な就業ニ

ーズの受け皿になっていることを示し、その理由として二つの柔軟性（採用や人材評価の柔軟性、就業ニーズへの対応の柔軟性）と二つの近接性（経営者と従業員の近接性、職場と住居の近接性）を挙げている。

三輪(2011)は若年女性のキャリアの観点から小企業での就労を分析している。その結果、小企業での勤務経験は小企業への再入職の際に評価され、正社員としてキャリアの再出発をはかりやすい、社会的ネットワーク（家族や友人とのネットワーク）を活用し、互いに、適した職場かどうか、ポストに見合う人かどうか、を事前に把握するため、採用や就労の満足度が高い、労働市場において大企業などと比べて不利であることが、小企業の働きやすい職場環境づくりにつながっている、などの知見を得ている。

これらの先行研究によれば、小企業での就業は必ずしも悪いものではなく、ある面においては他の規模の企業より優れているといえる。男性正社員の仕事の満足度を企業規模別にみた太田(2013)においても、雇用保障のように規模が小さいほど直線的に満足度が下がる項目がある一方、労働時間のように1~5人の企業のほうが高い満足を示す項目や、昇進のチャンスのように有意な規模間の差が出ない項目があることが示されている。加えて、30~99人の企業規模で最も満足度が小さくなる項目が多い点から、満足度に対する企業規模の効果はJ字型の様相を呈していると述べている。

2.3 本研究の目的

先行研究で示される小企業の就業環境は、働く人を満足させているといえそうだが、満足をもたらす要因と不満を解消する要因は同じであるとの前提で満足度をとらえていると思われる。Herzberg(1966)とSchein(1990)の知見を踏まえると、個人の就業ニーズは多様であり、ある人にとっては満足をもたらす要因が、他の人にとっては不満をもたらすものであるという可能性を引き出せる。また、仕事の満足度と企業規模との関係に注目した分析は多くはない(太田 2013)。

そこで本研究では、満足をもたらす要因と不満を解消する要因は異なるものである可能性を念頭に置いたうえで企業規模ごとに仕事の満足度に関する分析を行い、小企業の就業者が満足や不満を感じる要因を明らかにする。

3 就業者の特徴

3.1 使用するデータと分析対象

分析に用いるのは、連合総合生活開発研究所が実施した「勤労者の仕事と暮らしについてのアンケート」(以下、勤労者短観)のうち、第21回調査(2011年4月)から第34回調査(2017年10月)までのデータである。インターネットによるWEBモニター調査で、サンプルサイズは各回2,000で計28,000となる。調査の対象となっているのは首都圏(埼玉県、千葉県、東京都、神奈川県)および関西圏(滋賀県、京都府、大阪府、兵庫県、奈良県、和歌山県)に居住する20歳代から60歳代前半の民間企業に雇用されている者である。勤め

先の従業員規模の分布は表 3 のとおりで、このうち、勤め先の従業員規模が明確な 25,154 件を 3 つのカテゴリーに分類して分析対象とする。カテゴリーの一つ目は 29 人以下の小企業、二つ目は 30～299 人の中小企業、三つ目は 300 人以上の大企業である。

表 3 勤め先の従業員規模の分布と分析対象

①従業員規模の分布			②分析対象		
	度数	構成比		度数	構成比
9人以下	2,615	9.3	}	29人以下 (小企業)	5,615 22.3
10～29人	3,000	10.7			
30～99人	4,159	14.9	}	30～299人 (中小企業)	7,837 31.2
100～299人	3,678	13.1			
300～499人	1,678	6.0	}	300人以上 (大企業)	11,702 46.5
500～999人	1,981	7.1			
1,000～2,999人	2,583	9.2			
3,000人以上	5,460	19.5			
わからない	2,846	10.2			
合計	28,000	100.0		合計	25,154 100.0

3.2 クロス集計の結果

満足度に関する分析を行う前に、小企業の就業者の特徴を確認しておこう。表 4 は企業規模ごとに就業者の属性を集計した結果である。

性別を確認すると、小企業の女性の割合は 54.3%で、中小企業の 41.6%、大企業の 33.7%と比べて高い。

表 4 就業者の属性

		(単位：%)			
		全 体	小企業	中小企業	大企業
性別	男性	59.2	45.7	58.4	66.3
	女性	40.8	54.3	41.6	33.7
年齢	20代	20.4	19.5	20.5	20.7
	30代	27.1	25.8	28.8	26.6
	40代	25.3	26.2	24.4	25.3
	50代	20.0	20.5	18.1	20.9
	60代前半	7.3	8.0	8.0	6.4
最終学歴	中学校	1.3	2.7	1.4	0.6
	高校	23.3	31.2	25.7	17.9
	専修・各種学校	11.2	15.3	13.2	7.8
	短大・高専	10.3	13.5	10.2	8.8
	四年制大学	47.8	35.1	45.8	55.3
	大学院	6.1	2.2	3.8	9.6
度数		25,154	5,615	7,837	11,702

年齢については、規模による大きな違いはないといえる。平均年齢も小企業は 41.8 歳、中小企業は 41.1 歳、大企業は 41.3 歳である。

最終学歴は規模が小さい企業ほど四年制大学と大学院の割合が低い。両者を合わせた大学・大学院の割合は、小企業は 37.3%、中小企業は 49.5%、大企業は 64.9%である。

続いて、仕事の状況に関する項目を表 5 によりみていく。

表 5 仕事の状況

		(単位：%)			
		全 体	小企業	中小企業	大企業
就業形態	正社員	70.9	61.1	69.7	76.5
	パートタイマー	13.3	22.3	14.1	8.5
	アルバイト	5.7	11.2	5.7	3.0
	契約社員	6.4	3.5	6.8	7.6
	派遣労働者	3.3	1.8	3.4	3.9
	嘱託	0.4	0.2	0.4	0.6
一週間あたりの平均 実労働時間	20時間未満	9.4	16.0	9.0	6.5
	20～30時間未満	9.5	14.2	9.3	7.3
	30～40時間未満	20.8	21.1	21.6	20.0
	40～50時間未満	40.6	32.4	40.7	44.5
	50～60時間未満	11.1	8.7	10.6	12.5
	60時間以上	8.6	7.5	8.7	9.1
過去一年間の賃金 年収（税込）	200万円未満	22.9	38.3	24.0	14.8
	200～400万円未満	33.2	38.6	38.2	27.3
	400～600万円未満	23.2	17.2	24.5	25.1
	600～800万円未満	11.3	4.2	9.0	16.3
	800万円以上	9.4	1.6	4.3	16.5
仕事 の 特 徴	仕事に働きがいを感じている	47.9	46.9	46.4	49.4
	自分の能力・専門性を十分に活かしている	45.2	43.8	43.3	47.1
	職業能力やキャリアを高めるための機会や支援がある	29.0	19.0	24.7	36.6
	一定の責任・裁量を与えられている	52.7	52.0	49.4	55.2
	家計をまかなえる賃金・処遇条件である	44.0	33.1	40.6	51.5
	賃金・処遇が適切で納得性がある	35.0	33.6	30.8	38.5
	肉体的疲労は感じない	39.9	41.7	37.4	40.7
	精神的に過度なストレスがない	31.5	34.2	30.0	31.1
	職場の人間関係がよい	53.4	54.4	50.1	55.1
	仕事と生活のバランスが適度にとれている	49.7	51.6	46.9	50.7
	度数	25,154	5,615	7,837	11,702

就業形態は、いずれの規模でも正社員の割合が高い。ただし、小企業の正社員の割合は 61.1%で、中小企業の 69.7%、大企業の 76.5%より低い。代わりに小企業ではパートタイマーやアルバイトの割合が相対的に高い。

一週間あたりの平均実労働時間をみると、小企業は他の規模の企業と比べて、20 時間未満、20～30 時間未満の割合が高く、40～50 時間未満、50～60 時間未満、60 時間以上の割合が低い。パートタイマーやアルバイトの割合が高いために労働時間が短いように思われるが、正社員に限って集計しても、小企業では 20～30 時間未満、30～40 時間未満の割合が高かった。小企業の就業者の労働時間は相対的に短いといえる。

過去一年間の賃金年収（税込）については、小企業は 200 万円未満の割合が高い一方、400～600 万円未満、600～800 万円未満、800 万円以上の割合は低い。労働時間と同様に正社員に限って集計してもこの傾向は変わらず、他の企業と比べて小企業の就業者は年収が低いようである。

仕事の特徴については、各項目について「当てはまる」「どちらかという当てはまる」と回答した割合を示している²⁾。企業規模による違いがあるものをあげると、まず、職業能力やキャリアを高めるための機会や支援がある、家計をまかなえる賃金・処遇条件であるの割合は、規模が小さい企業ほど低くなっている。他方、精神的に過度なストレスがないは、小企業は中小企業や大企業と比べて高い。また、大企業と同じ、あるいは低い水準だが、中小企業より高い項目として、一定の責任・裁量を与えられている、賃金・処遇が適切で納得性がある、肉体的疲労は感じない、職場の人間関係がよい、仕事と生活のバランスが適度にとれているがある。小企業が最も割合が低い項目はあるが、そうでない項目も多く、仕事の特徴をみる限り、小企業の仕事の状況は決して大企業や中小企業に劣るものではないといえる。

なお、表には掲載していないが、勤め先の業種と職種について触れておくと、中小企業や大企業と比べて小企業のほうが割合が高い業種は、建設業、卸売・小売業、医療・福祉、サービス業などである。製造業、情報通信業、運輸業、金融・保険業の割合は中小企業や大企業のほうが高い。職種については、小企業は事務職、サービス職の割合が中小企業や大企業より高く、管理職、専門・技術職は低い。

最後に、仕事の満足度をみると、小企業は「かなり満足」が 6.9%、「やや満足」が 29.0% で計 35.9% の就業者が満足していると回答している（表 6）。中小企業は「かなり満足」が 4.3%、「やや満足」が 28.2% で計 32.4%、大企業は「かなり満足」が 5.6%、「やや満足」が 31.1% で計 36.7% である。小企業だからといって満足度が低いわけではないようである。

表 6 仕事の満足度

		(単位：%)			
		全 体	小企業	中小企業	大企業
仕事の満足度	かなり不満	10.1	10.0	11.0	9.6
	やや不満	18.1	16.5	19.4	18.0
	どちらともいえない	36.6	37.6	37.2	35.6
	やや満足	29.7	29.0	28.2	31.1
	かなり満足	5.5	6.9	4.3	5.6
度数		25,154	5,615	7,837	11,702

4 満足や不満の要因

4.1 分析方法と変数

満足度に関する分析では仕事の満足度を被説明変数とする。質的変数であり、推計は順序プロビットモデルと多項プロビットモデルの 2 つのモデルにより行う。順序プロビットモデルは、仕事の満足度の変数を順序尺度として扱い、説明変数が仕事の満足度の水準に及ぼす影響を推定するものである。多項プロビットモデルは、仕事の満足度の変数を順序のない名義尺度として扱い、あるカテゴリーの参照カテゴリーと比べた際の選択されやすさについて説明変数が及ぼす影響を推定するものである。いずれのモデルについても、企業規模を説明変数に加えたサンプル全体での推計（モデル 1-1, モデル 2-1）と企業規模ごとの推計（モデル 1-2～1-4, モデル 2-2～2-4）を実施する。

被説明変数である仕事の満足度は、「かなり満足」を 1, 「やや満足」を 2, 「どちらともいえない」を 3, 「やや不満」を 4, 「かなり不満」を 5 とする 5 段階の選択肢で回答してもらっているため、推計にあたって以下に示す加工をした。順序プロビットモデルにおいては、「かなり満足」を 5, 「やや満足」を 4, 「やや不満」を 2, 「かなり不満」を 1 に変換し、値が大きいほど満足度が高くなるように変更した。係数の符号と満足度の水準に及ぼす影響の方向を一致させるため、つまり、説明変数の係数がプラスであれば満足度の水準を高める要因、マイナスであれば満足度の水準を低める要因と解釈できるようにするためである。多項プロビットモデルにおいては、「かなり不満」と「やや不満」をまとめて「不満」に、「かなり満足」と「やや満足」をまとめて「満足」にしている。被説明変数のカテゴリーを「不満」「満足」「どちらともいえない」の 3 つとし、「どちらともいえない」を参照カテゴリーとした推計を行うことで、「不満」が選ばれやすくなる要因と「満足」が選ばれやすくなる要因、すなわち、不満をもたらす要因と満足をもたらす要因のそれぞれを探るためである。

説明変数は就業者の属性に関する変数と仕事の状況に関する変数である。就業者の属性に関する変数は表 4 で確認したもので、性別は女性ダミー、年齢は 1 乗項と 2 乗項、学歴は大学・大学院ダミーとしている。仕事の状況に関する変数は表 5 で確認したものである。就業形態は正社員を参照変数とするダミー変数、一週間あたりの平均実労働時間は 20 時間未満を参照変数とするダミー変数、過去一年間の賃金年収（税込）は 200 万円未満を参照変数

とするダミー変数である。仕事の特徴に関する変数は「当てはまる」「どちらかという当てはまる」を1, それ以外を0とするダミー変数である。サンプル全体での推計においては勤め先の従業員規模を説明変数に加え、小企業を参照変数とした。

また、勤め先の業種と職種の変数をコントロール変数として推計に含めている。

4.2 推計結果

順序プロビットモデルの推計結果は表7, 多項プロビットモデルの推計結果は表8のとおりである。そして、それぞれの推計結果をもとに、説明変数が被説明変数に及ぼす影響の有無を整理したものが表9である。なお、表8の多項プロビットモデルの不満に関する推計結果は、係数の符号がプラスの場合は不満になりやすいことを、マイナスの場合は不満になりにくい（「どちらともいえない」になりやすい）ことを示す。仕事の満足度に及ぼす影響という観点からとらえると、マイナス要因がプラスで、プラス要因がマイナスで表示されているため、表9では正負を逆に記載している。

表7 順序プロビットモデルの推計結果

被説明変数：仕事の満足度 かなり不満=1 やや不満=2 どちらともいえない=3 やや満足=4 かなり満足=5	モデル1-1 全体	モデル1-2 小企業	モデル1-3 中小企業	モデル1-4 大企業	
勤め先の従業員規模 (参照：小企業) 中小企業 大企業	-0.086 *** -0.087 ***				
女性ダミー	0.072 ***	0.112 ***	0.048	0.076 ***	
年齢	-0.020 ***	0.005	-0.023 ***	-0.035 ***	
年齢2乗	0.000 ***	0.000	0.000 **	0.000 ***	
大学・大学院ダミー	-0.022	-0.029	-0.018	-0.027	
就業形態 (参照：正社員)	パートタイマー	0.138 ***	0.118 **	0.079	0.188 ***
	アルバイト	0.013	0.034	-0.014	0.030
	契約社員	0.045	0.042	0.020	0.069
	派遣労働者	0.061	-0.078	0.153 **	0.058
	嘱託	0.131	-0.067	0.185	0.127
一週間あたりの平均 実労働時間 (参照：20時間未満)	20～30時間未満	0.010	-0.029	0.101 *	-0.031
	30～40時間未満	0.064 **	0.031	0.065	0.089 *
	40～50時間未満	-0.005	-0.030	0.003	0.012
	50～60時間未満	-0.102 ***	-0.135 *	-0.020	-0.126 **
	60時間以上	-0.150 ***	-0.183 **	-0.187 ***	-0.103 *
過去一年間の賃金 年収(税込) (参照：200万円未満)	200万～400万円未満	-0.061 **	0.001	-0.111 **	-0.073 *
	400万～600万円未満	0.031	0.030	0.009	0.039
	600万～800万円未満	0.117 ***	0.109	0.080	0.142 ***
	800万円以上	0.202 ***	0.367 ***	0.215 ***	0.212 ***
仕事の特徴	仕事に働きがいを感じている	0.700 ***	0.653 ***	0.681 ***	0.744 ***
	自分の能力・専門性を十分に活かしている	0.331 ***	0.277 ***	0.314 ***	0.374 ***
	職業能力やキャリアを高めるための機会や支援がある	0.146 ***	0.094 **	0.143 ***	0.165 ***
	一定の責任・裁量を与えられている	-0.009	-0.039	0.000	0.001
	家計をまかなえる賃金・処遇条件である	0.017	0.050	0.039	-0.013
	賃金・処遇が適切で納得性がある	0.469 ***	0.479 ***	0.481 ***	0.454 ***
	肉体的疲労は感じない	-0.037 **	0.023	-0.062 **	-0.050 **
	精神的に過度なストレスがない	0.270 ***	0.295 ***	0.265 ***	0.258 ***
	職場の人間関係がよい	0.323 ***	0.371 ***	0.297 ***	0.318 ***
	仕事と生活のバランスが適度にとれている	0.330 ***	0.318 ***	0.370 ***	0.307 ***
	観測数	25,154	5,615	7,837	11,702
	対数尤度	-29666.3	-6724.2	-9242.3	-13623.5
閾値1	-1.132	-0.480	-1.229	-1.366	
閾値2	-0.247	0.333	-0.336	-0.448	
閾値3	1.068	1.672	0.981	0.864	
閾値4	2.694	3.167	2.662	2.538	

(注) 1 係数を掲載。***は1%、**は5%、*は10%の水準で有意であることを示す。

2 勤め先の業種と職種の結果は記載を省略。

表8 多項プロビットモデルの推計結果

被説明変数：仕事の満足度 不満 どちらともいえない（参照） 満足	モデル2-1 全体		モデル2-2 小企業		モデル2-3 中小企業		モデル2-4 大企業		
	不満	満足	不満	満足	不満	満足	不満	満足	
勤め先の従業員規模 (参照：小企業)	0.105 ***	-0.010							
中小企業									
大企業	0.145 ***	0.029							
女性ダミー	0.105 ***	0.222 ***	-0.013	0.271 ***	0.171 ***	0.226 ***	0.107 *	0.206 ***	
年齢	0.000	-0.038 ***	-0.021	-0.018	-0.016	-0.055 ***	0.024	-0.043 ***	
年齢2乗	0.000	0.000 ***	0.000	0.000	0.000	0.001 ***	0.000	0.000 ***	
大学・大学院ダミー	-0.037	-0.086 ***	-0.069	-0.127 **	-0.056	-0.093 *	0.013	-0.057	
就業形態 (参照：正社員)	パートタイマー	-0.132 **	0.055	-0.031	0.105	-0.124	-0.035	-0.195 *	0.084
	アルバイト	0.010	-0.001	0.012	0.097	0.011	-0.125	0.015	0.028
	契約社員	0.084	0.113 *	0.045	0.146	0.044	-0.057	0.105	0.203 **
	派遣労働者	0.074	0.210 ***	0.052	-0.028	0.014	0.308 **	0.119	0.249 **
	嘱託	-0.152	0.003	-0.717	-1.082 *	-0.058	0.311	-0.089	0.023
一週間あたりの平均 実労働時間 (参照：20時間未満)	20～30時間未満	0.010	0.029	0.014	-0.031	-0.046	0.140	0.083	0.005
	30～40時間未満	-0.069	0.052	-0.002	0.113	-0.057	0.031	-0.112	0.044
	40～50時間未満	0.059	0.029	0.090	-0.017	0.086	0.052	0.028	0.039
	50～60時間未満	0.255 ***	0.044	0.412 ***	0.242 *	0.244 **	0.093	0.201 *	-0.053
	60時間以上	0.266 ***	-0.017	0.432 ***	0.104	0.351 ***	-0.048	0.147	-0.036
過去一年間の賃金 年取（税込） (参照：200万円未満)	200万～400万円未満	0.102 **	-0.081 *	0.011	-0.031	0.227 ***	-0.077	0.067	-0.112
	400万～600万円未満	-0.078	-0.100 *	-0.226 *	-0.179	0.057	-0.010	-0.117	-0.135
	600万～800万円未満	-0.196 ***	0.011	-0.343 *	-0.071	-0.037	0.058	-0.268 **	-0.015
	800万円以上	-0.258 ***	0.068	-0.039	0.565 **	-0.168	0.207	-0.310 ***	-0.009
仕事の特徴	仕事に働きがいを感じている	-0.554 ***	0.799 ***	-0.420 ***	0.844 ***	-0.538 ***	0.783 ***	-0.643 ***	0.802 ***
	自分の能力・専門性を十分に活かしている	-0.238 ***	0.398 ***	-0.185 **	0.374 ***	-0.240 ***	0.376 ***	-0.261 ***	0.434 ***
	職業能力やキャリアを高めるための機会や支援がある	-0.161 ***	0.114 ***	-0.197 *	-0.017	-0.185 ***	0.095	-0.116 **	0.177 ***
	一定の責任・裁量を与えられている	0.131 ***	0.137 ***	0.207 ***	0.167 **	0.120 **	0.126 **	0.094 **	0.128 ***
	家計をまかなえる賃金・処遇条件である	0.028	0.043	-0.050	-0.048	-0.020	0.073	0.109 **	0.079
	賃金・処遇が適切で納得性がある	-0.351 ***	0.538 ***	-0.337 ***	0.540 ***	-0.299 ***	0.565 ***	-0.397 ***	0.516 ***
	肉体的疲労は感じない	0.126 ***	0.027	0.053	0.127 *	0.135 **	-0.033	0.155 ***	0.012
	精神的に過度なストレスがない	-0.184 ***	0.292 ***	-0.145 *	0.378 ***	-0.184 ***	0.307 ***	-0.208 ***	0.240 ***
	職場の人間関係がよい	-0.255 ***	0.387 ***	-0.263 ***	0.447 ***	-0.268 ***	0.332 ***	-0.249 ***	0.389 ***
	仕事と生活のバランスが適度にとれている	-0.308 ***	0.354 ***	-0.291 ***	0.368 ***	-0.363 ***	0.366 ***	-0.277 ***	0.336 ***
観測数	25,154		5,615		7,837		11,702		
対数尤度	-21499.2		-4779.1		-6767.7		-9845.9		

(注) 1 係数を掲載。***は1%、**は5%、*は10%の水準で有意であることを示す。

2 勤め先の業種と職種の結果は記載を省略。

表9 推計結果の整理

モデル	全体			小企業			中小企業			大企業		
	水準	不満	満足	水準	不満	満足	水準	不満	満足	水準	不満	満足
	1-1	2-1		1-2	2-2		1-3	2-3		1-4	2-4	
勤め先の従業員規模 (参照：小企業)	---	---										
	---	---										
女性ダミー	+++	---	+++	+++	+++		---	+++	+++	-	+++	
年齢	---	---					---	---	---		---	
年齢2乗	+++	+++					++	+++	+++		+++	
大学・大学院ダミー		---			--			-				
就業形態 (参照：正社員)	パートタイマー	+++	++	++						+++	+	
	アルバイト											
	契約社員					+						++
	派遣労働者			+++			++	++				++
	嘱託					-						
一週間あたりの平均 実労働時間 (参照：20時間未満)	20～30時間未満						+					
	30～40時間未満	++								+		
	40～50時間未満											
	50～60時間未満	---	---		-	---	+	---	---	---	-	
	60時間以上	---	---		---	---		---	---	-		
過去一年間の賃金 年収（税込） (参照：200万円未満)	200万～400万円未満	--	--	-			--	---		-		
	400万～600万円未満					+						
	600万～800万円未満	+++	+++			+				+++	++	
	800万円以上	+++	+++		+++	++	+++			+++	+++	
仕事の特徴	仕事に働きがいを感じている	+++	+++	+++	+++	+++	+++	+++	+++	+++	+++	+++
	自分の能力・専門性を十分に活かしている	+++	+++	+++	+++	++	+++	+++	+++	+++	+++	+++
	職業能力やキャリアを高めるための機会や支援がある	+++	+++	+++	++	+	+++	+++		+++	++	+++
	一定の責任・裁量を与えられている		---	+++		---	++		--	++		---
	家計をまかなえる賃金・処遇条件である											---
	賃金・処遇が適切で納得性がある	+++	+++	+++	+++	+++	+++	+++	+++	+++	+++	+++
	肉体的疲労は感じない	--	---				+	--	--	--	---	
	精神的に過度なストレスがない	+++	+++	+++	+++	+	+++	+++	+++	+++	+++	+++
	職場の人間関係がよい	+++	+++	+++	+++	+++	+++	+++	+++	+++	+++	+++
	仕事と生活のバランスが適度にとれている	+++	+++	+++	+++	+++	+++	+++	+++	+++	+++	+++

(注) - はマイナスの影響を，+ はプラスの影響を示し，符号の数は有意水準（3つは1%，2つは5%，1つは10%）を示す。

それでは，推計結果を確認していこう。

勤め先の従業員規模については，小企業と比較して規模が大きい企業の就業者は不満を感じやすい。この理由としては小企業における通勤時間の短さが考えられる。通勤時間は第22回（2011年10月）調査と第31回（2016年4月）調査で尋ねており，平均値は小企業が64.4分，中小企業が80.9分，大企業が97.2分と，規模が小さい企業ほど短い。そこで，各モデルに通勤時間を説明変数に加えた推計を実施したところ，結果は，従業員規模は非有意，通勤時間はモデル1-1，モデル1-2，モデル2-1の不満，モデル2-2の不満で有意となり，そ

の影響はマイナスであった。小企業の就業者は通勤時間が長いほど不満を感じやすくなる、逆にいえば、短いほど不満を感じにくくなるという結果である。小企業の就業者は通勤時間が短いことから不満を感じない人が多く、そのため、大企業や中小企業のほうが不満を感じやすいといえるのだろう。

女性ダミーをみると、女性は男性より満足している。しかし、中小企業と大企業では不満を感じる傾向もあることがわかる。小企業以外で不満を感じる理由としては、ガラスの天井やマミートラックといった言葉が示すように、女性であることで昇進の可能性が低くなることや意欲や能力に見合った仕事ができないことなどが考えられる。

年齢は、1乗項が有意にマイナス、2乗項が有意にプラスで、若年者と高齢者で満足度の水準が高くなるというU字型の傾向を示しているが、小企業では有意な結果にはなっておらず、満足度との関係はみられない。

大学・大学院ダミーでは、小企業の満足と中小企業の満足で有意にマイナスとなっており、その結果として全体の満足でも有意にマイナスとなっている。規模が小さい企業では満足を感じにくいという結果である。

就業形態に関しては、パートタイマーでの就業は正社員と比べて、小企業と大企業で満足度の水準を高める傾向がある。また、契約社員は大企業で、派遣労働者は中小企業と大企業で、満足を感じる結果となっている。

一週間あたりの平均実労働時間をみると、50～60時間未満と60時間以上で、有意にマイナスの影響が生じている。ただし、有意な結果が出ているのは、ほとんどが満足度の水準や不満をもたらす要因としてである。労働時間が長いと不満をもたらす満足度の水準を低下させるが、逆に労働時間が短いからといって満足を感じるわけではないといえる。なお、大企業では不満との関係が相対的に弱いようである。長時間の労働でも不満に思わない人がいることがうかがえる。

過去一年間の賃金年収（税込）については、800万円以上および600万～800万円未満で有意にプラスとなっているものが多い。しかし、満足をもたらす要因として有意なものは小企業の800万円以上のみである。小企業で年収が800万円以上である割合はわずか1.6%であり、例外的なケースと考えてよいだろう。Herzberg (1966) で給与は不満をもたらす要因であると示されたとおり、年収が高いと不満は解消されて満足度の水準は高まるが、必ずしも満足を生み出すとはいえないようである。また、200万～400万円未満は小企業以外では有意にマイナスとなっているのに対し、小企業では非有意である。さらに、小企業では400万～600万円未満でも不満を感じにくくなる。小企業の就業者は他の企業の就業者と比べて相対的に年収が低くても不満に思わない傾向がある。もっとも、小企業は年収の水準が他の企業と比べて低い。佐野・大竹 (2007) が述べるように、賃金に対する満足度の感じ方は、絶対水準だけでなく特定の基準（参照点）と比べて高いか低いかによっても変わってくる。小企業の就業者が同僚や同規模の企業で働く友人・知人の年収を満足度を判断する基準にしているとすれば、参照点が低いために相対的に低い年収でも不満に思わない可能性がある。

る。そこで、年収を同規模内での相対的な年収水準（累積相対度数）に変換し、量的変数として推計してみた。結果はU字型で有意であり、小企業においても中位層は年収が低い層や高い層と比べて不満を感じやすいことが確認できた。小企業の年収は大企業や中小企業より低いことを合わせて考えると、小企業の就業者は大企業や中小企業より低い水準で不満が解消される可能性がある。また、中小企業と大企業では満足をもたらす要因となっているが、小企業では満足をもたらす要因とはなっていない。

仕事の特徴に関しては、仕事に働きがいを感じているや、自分の能力・専門性を十分に活かしているなど、多くの項目がどの企業規模においても不満の解消と満足の向上に影響し、満足度の水準を高めている。しかし、そうでない項目もいくつかみられる。職業能力やキャリアを高めるための機会や支援があるは、小企業と中小企業では満足を感じさせる要因とはなっていない。一定の責任・裁量を与えられているに関しては、満足をもたらす要因であるが、同時に不満をもたらす要因でもあるようだ。これは、就業者のキャリア・アンカーが何であるかによって、責任・裁量のある仕事についての受け止め方が異なってくるからだろう。肉体的疲労は感じないは、中小企業と大企業では不満をもたらす要因となっているが、小企業では満足を感じさせる要因となっている。中小企業と大企業は小企業と比較して労働時間が長い傾向にある。労働時間が長いにもかかわらず肉体的疲労を感じないのは閑職にいたるためと推測され、不満の要因となるのではないだろうか。家計をまかなえる賃金・処遇条件であるは、大企業で不満をもたらす要因となっているものの、それ以外では非有意であり、満足度との関連は薄いといえる。

5 まとめ

本研究では、小企業の就業者が満足や不満を感じる要因を明らかにするために、小企業の就業者の仕事の満足度に影響を及ぼす要因を順序プロビットモデルと多項プロビットモデルの2つのモデルにより推計した。その結果をもとに小企業の就業者の満足度に関する特徴を整理すると、以下の点が指摘できる。

第1に、小企業での勤務は、不満を感じにくいという点でより規模の大きい企業と比べて異なる。その理由としては通勤時間の短さが考えられる。

第2に、一般的に女性は男性より仕事に満足しているが、中小企業や大企業では男性より不満を感じる女性もおり、二極化の傾向がみられる。しかし、小企業においては、女性だからといって不満を感じることはない。

第3に、小企業では、中小企業や大企業と異なり、年齢による満足度の違いはない。

第4に、年収については、小企業では中小企業や大企業より低い水準で不満が解消される可能性や満足を感じる要因とならない可能性が指摘され、総じて、年収に対するこだわりが少ないといえる。

第5に、仕事の特徴に関しては中小企業や大企業と共通する点が多いが、職業能力やキャリアを高めるための機会や支援があると、肉体的疲労は感じないに対しての感じ方は異なる。

る傾向が認められ、他の企業より満足や不満の要因とはなりにくい。

こうした特徴をもとに就業先としての小企業を評価すると、自宅の近くで働きたい、性別に関係なく自分の能力やスキルを発揮したい、年齢に左右されない働き方をしたいといった就業ニーズをかなえてくれる存在であるといえる。これらは中小企業や大企業では満たされにくいものである。給与水準は中小企業や大企業と比べて低いかもしれないが、給与より特定の就業ニーズを優先したいという就業者にとっては、小企業での就業は満足できるものとなるだろう。小企業の就業者は雇用の質について十分に満足しており、決してミスマッチを受け入れて働いているわけではないと考えられる。小企業は多様な働き方ができる職場を提供していると評価することができるだろう。

最後に本研究の限界を述べておくと、二次分析を行った勤労者短観の調査対象は、首都圏および関西圏に居住する20～64歳の就業者である。地方と都市部では、給与水準や通勤時間、単身赴任の有無といった職場環境が異なる可能性があり、地方においては満足をもたらす要因や不満をもたらす要因は異なるかもしれない。また、65歳以上の年齢層は小企業で働く割合が高い。65歳以上の就業者を含めて分析すると、小企業においても年齢による満足度の違いが生じる可能性がある。地方の企業の就業者や65歳以上の就業者を含むデータセット、あるいは事例調査によって、本研究の成果を検証する必要がある。

[注]

- 1) データの制約等から、小企業および後述する中小企業や大企業の定義は中小企業基本法における企業規模の定義とは異なる。
- 2) 各項目の選択肢は、「当てはまる」「どちらかという当てはまる」「どちらかという当てはまらない」「当てはまらない」「わからない」の5つである。

[謝辞]

二次分析にあたり、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターSSJデータアーカイブから「勤労者の仕事と暮らしに関する二次分析：データからみた2007年～2017年」（連合総合生活開発研究所）の個票データの提供を受けました。また、成果報告会ではコメンテータの佐藤一磨先生（拓殖大学）より分析内容にかかる貴重なご意見をいただいたほか、研究会ではアドバイザーの南雲智映先生（東海学園大学）をはじめ、佐藤香先生（東京大学）、藤原翔先生（東京大学）、鈴木富美子先生（東京大学）から有益なコメントをいただきました。ここに記して感謝申し上げます。

[参考文献]

阿部正浩・山本勲編，2018，『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。
中小企業庁，2018，『2018年版中小企業白書』日経印刷。

- 深沼光・藤井辰紀, 2011, 「小企業における女性就労の実態」『日本政策金融公庫論集』12: 19-40.
- Herzberg, Frederick, 1966, *Work and the Nature of Man*, Cleveland: World Pub.Co. (=1968, 北野利信訳『仕事と人間性——動機づけ—衛生理論の新展開』東洋経済新報社.)
- 三輪哲, 2011, 「女性のキャリア移動における小企業の意味」『日本政策金融公庫論集』10: 59-87.
- 太田聡一, 2013, 「企業規模と仕事の満足度——格差と類似性」『日本政策金融公庫論集』19: 35-61.
- 佐野晋平・大竹文雄, 2007, 「労働と幸福度」『日本労働研究雑誌』558: 4-18.
- Schein, Edgar H., 1990, *Career Anchors: Discovering Your Real Values*, San Francisco: Jossey-Bass/Pfeiffer. (=2003, 金井壽宏訳『キャリア・アンカー——自分のほんとうの価値を発見しよう』白桃書房.)
- 竹内英二, 2008, 「小企業における雇用の実態」『調査季報』86: 1-18.
- 鶴光太郎, 2016, 『人材覚醒経済』日本経済新聞出版社.

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

2018 年度参加者公募型二次分析研究会
勤労者の仕事と暮らしに関する二次分析
データから見た 2007 年～2017 年

研究成果報告書

2019（平成 31）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
