

博士論文

パネルデータを活用した就業状態の移行に関する実証研究

—雇用形態，正社員転換，ハラスメントへの着目—

小前 和智

目次

第1章	本論文の位置づけ	5
1.1	問題意識および先行研究との関係	5
1.2	『全国就業実態パネル調査』の特徴	6
1.2.1	調査設計の概要	6
1.2.2	就業構造基本調査との比較	7
1.3	各章の概要	8
	参考文献	10
第2章	期間・時間・呼称から考える多様な雇用形態	18
	―無期短時間正社員の可能性―	18
2.1	はじめに	18
2.2	データ	20
2.3	構成割合と相対賃金	21
2.3.1	構成割合	21
2.3.2	相対賃金	22
2.4	訓練と移動・企業内転換	23
2.4.1	訓練	23
2.4.2	移動	24
2.4.3	企業内転換	25
2.4.4	企業内転換後の賃金残差	28
2.5	無期短時間正社員に関する考察	29
2.6	結びに代えて	30
	参考文献	32
	第2章補論	44
補論 2.1	雇用形態の分類にあたって交互作用を考慮することの意義	44
補論 2.2	雇用形態間のタスクの差	45

補論 2.3 非正社員の中での呼称の差異.....	48
補論 2.4 雇用期間不明の就業状態変化.....	50
補論 2.5 無期短時間正社員の就業状態変化	51
第3章 女性の正社員転換	53
一試用期間的な運用としての非正社員の可能性一.....	53
3.1 正規・非正規問題と女性のキャリア	53
3.2 先行研究.....	53
3.3 分析にあたって.....	56
3.3.2 定義と対象	56
3.4 分析	57
3.4.1 ベースラインモデル	58
3.4.2 サンプルセレクションモデル.....	60
3.4.3 一階差分モデル.....	62
3.4.4 正社員転換予定に伴う賃金プレミアム	63
3.5 入職時処遇に関する考察	66
3.6 結びに代えて.....	67
参考文献	69
第3章補論.....	76
補論 3.1 3.1 節の補足説明	76
補論 3.2 記述統計.....	77
補論 3.4 ベースラインモデルに仕事・訓練状況などを加味して.....	81
補論 3.5 サンプルセレクションモデル（表 3-3）との対比：ベースモデル	83
補論 3.6 タスク設問にみる仕事の違いを加味した分析	84
第4章 職場におけるハラスメントに関する実証分析	86
一見聞、被害、転職一.....	86
4.1 はじめに	86
4.2 先行研究.....	87

4.3 ハラスメントの見聞と離職の関係.....	88
4.3.1 データ	88
4.3.2 ハラスメント見聞と職場環境.....	89
4.3.3 人間関係問題としてのハラスメント	92
4.3.4 セレクションバイアスの考慮.....	94
4.4 ハラスメント被害とその後.....	95
4.4.1 データと記述統計	95
4.4.2 パワーハラスメントの発生と職場環境	97
4.4.3 ハラスメント被害の転職後への影響	97
4.5 考察：性別による影響の相違.....	99
4.6 結びに代えて.....	101
参考文献	103
第4章補論.....	115
補論 4.1 傾向スコア	115
補論 4.2 雇用契約期間別の推定結果	115
補論 4.3 容易に解雇できないことがハラスメントを発生させている可能性の検討	116
補論 4.4 主観がハラスメント見聞確率に与える影響の検討	116
補論 4.5 ハラスメント見聞と直接被害の比較.....	118
第5章 まとめと今後の課題	120
5.1 各章の要約	120
5.2 政策的含意	120
5.3 本論文の限界と今後の研究課題	123
参考文献	125
謝辞.....	126

第1章 本論文の位置づけ

1.1 問題意識および先行研究との関係

本論文は、同一個人を複数年に渡って追跡調査するパネルデータの特徴を活かし、日本の労働市場における就業状態の移行を主な分析対象とし、移行に影響を及ぼす要因や移行の前後の状態変化について論じる。前半の分析では正規・非正規雇用間の移行を、後半の分析ではハラスメントと離職・転職との関係を主な分析対象としている。大規模パネル調査のデータを用い、一時点の状態のみならず同一個人の時系列的な変化に着目した分析を行っている点が各章の共通点であり、本論文の特徴である。

正規・非正規雇用あるいは典型・非典型雇用の区分は、国によって異なる。神林（2017）で指摘されるように、大陸欧州諸国では雇用の安定性の観点から雇用契約期間の定めがあるか否かに注目が集まり、米国などの随意雇用を原則とする国々では賃金や保険加入など具体的な契約内容（処遇）から仕事区分される。

翻って、日本では正規・非正規雇用を捉える定義として、呼称が使われてきた。歴史的には、第2次産業において正規雇用である本工に対して、期間工や臨時工などの非正規雇用が存在した。1960年代以降、「主婦パート」が製造業を中心に広がりを見せ始め、その初期の段階から正規雇用との賃金の差異が大きかった。他方、佐口（2015）で指摘されるように、「主婦パート」の多くにおいて夫が正規雇用であったために、家計全体としては均された結果、正規・非正規雇用間の処遇差が深刻な社会問題になりにくいメカニズムが存在した。しかしながら、2000年代、2010年代に至るまでに非正規雇用の就業者に占める構成割合は相当程度に拡大し、非正規雇用として働く層も幅広くなる中で社会的な問題として大きく取り上げられるようになってきた。

それでは、国際的にみて日本の雇用形態間の処遇の差異は大きいのだろうか。国際比較できる定義として、雇用契約期間の定めの有無と労働時間を用い、2010年代における雇用形態間の時間あたり賃金の比率を欧州諸国と比較した（表 1-1）。一般労働に対する短時間労働、無期雇用に対する有期雇用のそれぞれで、日本は欧州諸国よりも低いことがわかる。

そこで、本論文の1つ目のテーマとして、雇用契約期間の定めや労働時間の長さといった客観的な労働条件と呼称それぞれが、どの程度処遇と関係しているのか、さらに雇用形態を分ける軸（雇用契約期間の定め、労働時間、呼称）のうち移動可能性はどの要素に影響を受けるのかに焦点をあてることとした。

次に、2つ目のテーマとして、呼称非正社員から呼称正社員への転換に着目する。1つ目のテーマの結論の一部を先出しすれば、正規・非正規雇用間の処遇差は呼称（正社員かそれ以外か）と大きく関係している。そこで、呼称正社員以外（非正社員）から呼称正社員へと企業内で転換するには、どのような要因が重要となっているかを分析した。神林（2015）が指摘するように、量的調査を利用した労働経済学の研究では、人事労務管理上あるいは制度

上の影響が十分に議論されていない。これは、個人調査を利用することから生じる限界でもある。そのため、企業内部の正社員転換を扱った労働経済学の研究は比較的少数にとどまり、人的資源管理論による質的調査から企業内部での正社員転換を論じた研究蓄積が比較的厚い（たとえば、武石 2002；佐藤 2004）。それらの研究蓄積によれば、正社員を基準に、それと遜色なく活躍する人材をしかるべき（均等・均衡）処遇に位置づけようという企業側の姿勢がうかがえる。本論文は、質的側面からの議論の蓄積を定量的な分析によって捉え直すものともいえる。

最後に、ハラスメントの見聞や被害と離職・転職との関係について論じる。ハラスメントを取り扱った論文は相当の蓄積があり、分野としても幅広い。パワーハラスメントについては、地理的には北欧を中心に、心理学や経営学により実証研究が積み重ねられてきた（Einarsen et al. 2020）により詳細な文献調査がなされている）。それらの文献の中には、パワーハラスメントが離職に与える影響についても分析しているものも存在する。他方、経済学の多くの研究が離職を分析対象としてきたにもかかわらず、パワーハラスメントと離職あるいは転職の関係についての論文がみられない。これは、ハラスメントが主観的な認識に依らざるを得ないことが原因と考えられる。しかしながら、社会問題としても大きく取り扱われるものに対して、経済学的手法によって何らかの事実がつかめるとすれば、意義あることと考えた。そうした観点から、3つ目のテーマとして（パワー）ハラスメントを題材とし、本論文では特に性別や雇用形態間に存在する異質性を中心に分析することとした。

1.2 『全国就業実態パネル調査』の特徴

第2章から第4章では、リクルートワークス研究所『全国就業実態パネル調査』（以下、JPSED）の個票データを用いる。本節では、JPSEDの概要を記述する。まず、JPSEDの調査設計の経緯と要点を記載する。重要なのは、JPSEDが属性別に割付を行うことで公的統計の構成に近づけるよう設計されている点である。しかし、割付に用いる属性には限度がある。そこで本節では、割付に用いていない属性の構成が公的統計とどの程度乖離しているのかについてもみることにした。

1.2.1 調査設計の概要

JPSEDは毎年1月にその前年について尋ねられるパネル調査であり、毎年5万程度の有効回答数を有する。インターネットモニターを対象とし、労働力調査の四半期データ（前年10～12月）の性別（2区分）、年齢階級（9区分）、学歴（2区分）、就業状態（7区分）と地域（11区分）の5つの要素からなる割付を実施している。ただし、就業者に焦点をあてることを目的として、就学者の多い10歳代と無業者の多い高齢者は母集団の構成よりも標本数を少なくしている。具体的には、15～19歳、65～69歳の非労働力と70歳以上への標本数を少なくし、調査後に作成されるクロスセクションウエイトを用いることで母集団の構成に戻すことのできるよう設計されている。

JPSED を用いた実証分析をする際に懸念されることは、インターネットモニターを調査対象とすることによるサンプリングバイアスである。萩原（2009）は、住民基本台帳を閲覧できない民間組織¹が信頼性の高い社会調査を行う方法を模索するため、インターネットモニター調査と訪問留め置き調査の比較検討を行っている。その結果、インターネットモニター調査、訪問留め置きはそれぞれ異なる傾向のサンプリングバイアスが生じることを報告している。

JPSED はインターネットモニター調査を採用したが、萩原（2009）の結果を踏まえ、先述の 5 つの属性により割付を行うことで公的統計に近い構成割合を目指すこととした。しかしながら、割付に用いられるセル数にも限界がある。また、割付に使用できない属性については、必ずしも母集団に近いサンプリングができるとは限らない。このような観点から、次節では割付に使用していない産業、職業、企業規模、主な仕事から得られる収入（年収）、主な仕事の週労働時間の構成割合を 2017 年の総務省『就業構造基本調査』と JPSED とで比較する。

1.2.2 就業構造基本調査との比較

まず、産業の構成割合を比較するため、表 1-2 には『就業構造基本調査』と JPSED それぞれの産業の構成割合を性別、年齢階級別に集計した。男性では製造業、情報通信業、運輸業、郵便業と公務の割合が JPSED で多く、卸売業、小売業と学術研究、専門・技術サービス業が少ない傾向にある。女性では、建設業、製造業、情報通信業、運輸業、郵便業、金融業、保険業、公務が JPSED で多く、医療・福祉が少ない傾向にある。

次に、職業の構成割合をみる（表 1-3）。男性では、管理的職業従事者、専門的・技術的職業従事者、事務従事者、サービス職業従事者が JPSED で比較的多い。女性でも管理的職業従事者と事務従事者が多く、20～29 歳についてはサービス職業従事者も多い。

企業規模をみると、男女ともに JPSED は『就業構造基本調査』と比べて 1～4 人と 1000 人以上が少ない（表 1-4）。20～29 歳と 40～49 歳では 1000 人以上の少ない傾向が他の年齢階級より顕著に出ており、その分 300～999 人の規模が多い傾向にある。

続いて、主な仕事から得られる収入（年収）を比較すると、男性では 400～699 万円の範囲において JPSED のほうが構成割合は高く、女性では 300～499 万円の範囲で JPSED の構成割合が高い傾向にあった（表 1-5）。これらの層は属性によって多少異なるが 50～90 パーセントタイル付近の層であり、中位よりも少し高い収入の層が比較的多く JPSED に回答していることがわかる。

本小節で検討した項目のうち『就業構造基本調査』との差異が比較的大きかったのが週労働

¹ 2006 年 11 月施行の改正住民基本台帳法により、住民基本台帳の閲覧は、公共・公益等で使用する場合に限定された。これにより、従来、社会調査でもっとも信頼性が高いとされてきた「住民台帳からの無作為抽出した者への訪問面接調査」が実施できなくなった。

働時間である。『就業構造基本調査』の「年間 200 日以上の就業者」と「年間 200 日未満の規則的な就業者」を対象として JPSED と構成割合を比較した（表 1-6）。JPSED では年間の就業日数や規則的就業か否かを直接的に尋ねていないため対象範囲が異なる可能性はあるものの、JPSED は週 45 時間未満の者の割合が高く、週 45 時間以上の者の割合が低い。特に、週 35～45 時間の層の集中度が高いことがみてとれる。

本論文では JPSED の主な仕事から得られる年間収入と週労働時間から時間あたり賃金を算出し分析に用いる箇所が複数存在する。表 1-5 と表 1-6 の結果によれば、年間収入では中位よりもやや高い層が多く、労働時間としては中位あるいはやや短い側に偏りが存在するように見える。公表されている『就業構造基本調査』の集計表から時間あたり賃金の分布を算出することはできないが、年間収入と週労働時間のクロス集計表の分布をみることで大まかな傾向はつかむことができる。そこで、表 1-7 では表頭に主な仕事から得られる収入（年収）をとり、表側に週労働時間をとったものを掲載した。その結果、どの年収階級においても JPSED は週 45 時間以上の構成割合が低く、週 45 時間未満の短時間の層の割合が高いことが示された。したがって、JPSED から算出される時間あたり賃金は『就業構造基本調査』でとらえられる分布よりも高い水準に偏りが生じているものと考えられる。

以上、簡単ではあるが、『就業構造基本調査』との構成割合を比較した。割付に使用していない要素では一定程度公的統計から乖離している箇所もみられた。このことから、各章で分析においては、分析内容と関連性の高い変数について構成割合を記述統計で丁寧に確認し、また各章での解釈においては JPSED から得られる結果であることに留意する必要があるものと考えられる。

1.3 各章の概要

本章の最後に、本論文各章についての概要を記載する。

第 2 章では、正規・非正規といった従来からの呼称による二分法的な区分を超えて、2010 年代に広がりみせた雇用形態の多様化が、処遇にもたらす影響について、JPSED を用いて実証分析した。具体的には、雇用形態を契約期間、労働時間、職場呼称により 8 類型に区分し、賃金、訓練状況のほか、狭義の正規雇用である無期フルタイム呼称正社員への転換可能性等、多角的に検討した。その結果、呼称正社員は、既存研究で指摘された賃金以外の面においても厚く処遇されていることが確認された。また、無期短時間正社員は広がりが限定的ではあるものの、有利な処遇にあり、その多くが長期雇用のなかで一時的に短時間勤務につく労働者であった。

第 3 章では、出産等のライフイベントによる離職経験をもつ女性が、労働市場へ再参入する際には 2010 年代においても多くは非正規雇用である点を踏まえ、女性の企業内正社員転換の可能性について JPSED を用いて分析した。主たる発見として、非正社員として入職する際の時間あたり賃金の高さが正社員転換に強く関係することを見出した。ここで、入職時の時間あたり賃金を、使用者から労働者に対する期待の高さと解釈した。追加的な分析か

らその解釈可能性を検証した結果、必ずしも否定されなかった。さらに、勤続1年未満の女性非正社員のみを対象とし、入職時の賃金プレミアムの大きさを推定した。分析上の留保が置かれるものの、入職から2年以内に正社員転換する非正社員には、そうでない非正社員と比較して、3割程度の賃金プレミアムが設定されており、そのうち8~9割程度が属性やその他の処遇では説明されないという結果となった。これらの結果は、企業の人事管理上、非正社員としての就業を試用期間的な位置づけとして運用している可能性を示すものと考えられる。

第4章では、2つの異なる調査を利用し、ハラスメント見聞・被害と職場環境との関係、ハラスメント見聞が離職や精神状態に及ぼす影響、直接的な被害が転職後の再被害に及ぼす影響について分析した。JPSEDを用いた分析では、ストレス過多、管理職による職場管理が行き届いていない、安全管理がなされていない等、劣悪な労働環境下ほどハラスメントが見聞される。また、勤続の短い者の離職率を高め、中長期勤続者を中心に精神状態を悪化させる傾向が観察された。さらに、個別効果を除いた分析からは、ハラスメント見聞が特に男性正社員に影響するとの結果を得た。加えて、長期的なハラスメント見聞は、より強く離職や精神状態の悪化につながり、男性正社員以外の幅広い層でも影響が観察された。「職場内の人間関係と問題解決に関するアンケート」を用いた分析では、パワーハラスメントの直接的な被害の状況を分析した。上司と部下のコミュニケーションが少ない、失敗が許されない環境では被害が発生しやすい傾向があり、同僚同士のコミュニケーションが適度に保たれている場合には発生しにくい傾向にある。最後に、ハラスメント被害が原因で離職した者の再就職後におけるパワーハラスメント被害について分析した。その結果、前の勤務先を勤続5年未満で離職した者や、再就職までの期間が長い男性は再被害に遭う可能性が高いこと等が見出された。

第5章では、各章の要約、各章から得られる若干の政策的含意を述べ、今後の研究課題の整理をする。

参考文献

- 神林龍 (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』 Vol. 66 (1), pp. 19-34.
- 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.
- 佐口和郎 (2015)「日本的雇用システムと労使関係—戦後史論」『「日本的雇用システム」の生成と展開』連合総合生活開発研究所, pp. 1-69.
- 佐藤博樹 (2004)「若年者の新しいキャリアとしての『未経験者歓迎』求人と『正社員登用』機会」『日本労働研究雑誌』 No. 534, pp. 34-42.
- 武石恵美子 (2002)「非正規労働者の基幹労働力化と雇用管理の変化」『ニッセイ基礎研「所報」』 No. 26, pp. 1-36.
- 萩原牧子 (2009)「インターネットモニター調査はどのように偏っているのか —従来調査手法に代替する調査手法の模索—」 *Works Review*, Vol. 4, pp. 8-19.
- Einarsen, S. Hoel, H. Zaph, D. Cooper, C. L. (2020) *Bullying and Harassment in the Workplace: Theory, Research, and Practice*, 3rd Edition, CRC Press.

図表

表1-1 2010年代における雇用形態間の賃金比率の国際比較

		無期雇用者に対する有期雇用者の時間あたり賃金の比率 (無期雇用：100)	一般労働者に対する短時間労働者の時間あたり賃金の比率（一般労働者：100）
日本	賃金構造基本統計調査	64.8	57.8
	毎月勤労統計調査	-	54.1
独国		73.6	75.1
仏国		81.1	88.8
伊国		78.8	68.7
英国		85.1	71.3

出所：Eurostat Structure of Earnings Survey (2010, 2014, 2018) , 『賃金構造基本統計調査 (2010, 2014, 2018) 』, 『毎月勤労統計調査 (2014, 2018) 』

欧州諸国, 日本ともに2010年, 2014年, 2018年の値の平均 (『毎月勤労統計調査』は2014年, 2018年のみ)

対象者は, Eurostat 10人以上の雇用者を有する企業; 『賃金構造基本統計調査』10人以上の常用労働者を雇用する事業所; 『毎月勤労統計調査』常時5人以上を雇用する事業所

表1-2 産業構成割合の比較 (%)

		総数（20～59歳）		20～29歳		30～39歳		40～49歳		50～59歳	
		ESS	JPSSED	ESS	JPSSED	ESS	JPSSED	ESS	JPSSED	ESS	JPSSED
総数	建設業	7.4	6.1	5.4	3.1	7.1	5.2	8.5	7.5	7.7	7.2
	製造業	17.8	19.2	15.8	16.1	18.0	19.5	18.8	20.9	18.0	18.7
	電気・ガス・熱供給・水道業	0.7	1.5	0.7	1.0	0.5	1.6	0.7	1.5	0.8	1.7
	情報通信業	4.3	6.9	4.9	6.3	5.4	7.3	4.0	7.3	3.1	6.6
	運輸業，郵便業	5.5	6.9	4.1	5.3	5.0	7.5	6.2	7.7	6.4	6.4
	卸売業，小売業	16.1	13.2	17.3	17.1	15.5	11.9	15.9	12.1	15.9	13.1
	金融業，保険業	3.0	3.9	2.9	3.5	2.8	3.4	2.8	3.9	3.3	4.5
	不動産業，物品賃貸業	1.7	2.4	1.5	1.7	1.7	2.4	1.8	2.5	2.0	2.6
	学術研究，専門・技術サービス業	4.0	2.8	3.4	1.9	4.5	2.8	4.1	3.1	3.9	3.0
	宿泊業，飲食サービス業	5.3	5.4	8.3	10.8	4.5	5.0	4.9	4.5	4.3	3.4
	生活関連サービス業，娯楽業	3.4	2.5	4.4	2.8	3.8	2.4	2.9	2.4	3.0	2.5
	教育，学習支援業	5.4	4.9	6.2	6.0	4.9	4.1	4.7	4.1	6.3	6.0
	医療，福祉	13.9	11.8	14.7	13.2	15.0	14.5	13.0	10.3	13.4	10.0
	複合サービス事業	1.0	0.7	0.9	0.9	0.9	0.6	1.1	0.8	1.1	0.5
サービス業（他に分類されないもの）	6.1	5.7	5.1	4.2	5.9	5.6	6.4	5.7	6.7	6.6	
公務（他に分類されるものを除く）	4.3	6.3	4.4	6.1	4.5	6.3	4.3	5.6	4.2	7.3	
		総数（20～59歳）		20～29歳		30～39歳		40～49歳		50～59歳	
		ESS	JPSSED	ESS	JPSSED	ESS	JPSSED	ESS	JPSSED	ESS	JPSSED
男性	建設業	11.0	7.1	8.6	4.4	10.2	5.7	12.6	8.7	11.5	8.0
	製造業	22.8	23.9	21.5	22.1	22.8	23.6	23.6	25.1	22.8	23.5
	電気・ガス・熱供給・水道業	1.0	1.9	1.1	1.5	0.8	2.0	1.1	1.7	1.2	2.3
	情報通信業	5.6	8.8	5.9	7.4	7.0	8.8	5.4	9.1	4.5	9.3
	運輸業，郵便業	7.9	9.2	5.8	7.7	6.9	10.2	8.6	9.5	9.3	8.6
	卸売業，小売業	13.9	9.9	15.4	14.9	13.7	9.1	13.8	8.9	13.3	9.1
	金融業，保険業	2.4	2.6	1.9	2.1	2.2	2.6	2.4	2.3	2.9	3.3
	不動産業，物品賃貸業	1.8	2.2	1.6	1.5	1.8	2.0	1.7	2.5	2.1	2.6
	学術研究，専門・技術サービス業	4.5	2.7	3.6	1.9	4.9	2.4	4.5	2.9	4.8	3.2
	宿泊業，飲食サービス業	3.8	3.7	7.5	8.0	3.1	3.7	3.2	3.1	2.6	2.2
	生活関連サービス業，娯楽業	2.5	1.8	3.3	1.6	2.8	1.5	2.1	2.0	2.0	1.9
	教育，学習支援業	4.0	4.0	5.0	6.0	3.7	3.5	3.0	3.4	4.9	4.3
	医療，福祉	5.9	6.8	6.8	6.8	7.4	9.9	5.2	6.0	4.7	4.7
	複合サービス事業	1.1	0.7	0.8	1.0	0.9	0.7	1.2	0.7	1.2	0.5
サービス業（他に分類されないもの）	6.3	6.4	5.5	5.2	6.4	6.5	6.4	6.4	6.6	6.9	
公務（他に分類されるものを除く）	5.5	8.2	5.8	8.1	5.6	7.9	5.2	7.4	5.7	9.6	
		総数（20～59歳）		20～29歳		30～39歳		40～49歳		50～59歳	
		ESS	JPSSED	ESS	JPSSED	ESS	JPSSED	ESS	JPSSED	ESS	JPSSED
女性	建設業	2.9	4.8	1.9	1.9	3.1	4.4	3.4	5.8	2.8	6.1
	製造業	11.7	13.2	9.7	10.2	11.8	13.5	12.8	15.1	11.9	12.6
	電気・ガス・熱供給・水道業	0.2	1.0	0.2	0.5	0.2	0.9	0.3	1.2	0.2	1.0
	情報通信業	2.6	4.5	3.8	5.2	3.3	5.1	2.3	4.7	1.5	3.1
	運輸業，郵便業	2.7	4.0	2.2	3.0	2.5	3.7	3.1	5.3	2.7	3.5
	卸売業，小売業	18.7	17.4	19.3	19.3	17.8	16.0	18.6	16.6	19.1	18.1
	金融業，保険業	3.7	5.5	4.0	4.9	3.7	4.6	3.3	6.2	3.8	6.0
	不動産業，物品賃貸業	1.7	2.6	1.5	1.8	1.5	3.0	1.8	2.6	1.9	2.7
	学術研究，専門・技術サービス業	3.4	2.9	3.2	2.0	4.0	3.3	3.5	3.3	2.8	2.6
	宿泊業，飲食サービス業	7.2	7.4	9.2	13.4	6.3	6.9	7.1	6.3	6.5	4.9
	生活関連サービス業，娯楽業	4.6	3.4	5.6	4.0	5.1	3.6	4.0	2.9	4.3	3.3
	教育，学習支援業	7.2	6.0	7.6	6.1	6.5	5.0	6.8	5.0	8.0	8.2
	医療，福祉	23.8	18.2	23.3	19.5	25.1	21.1	22.7	16.3	24.3	16.8
	複合サービス事業	0.9	0.7	0.9	0.8	0.8	0.5	0.9	0.9	1.0	0.4
サービス業（他に分類されないもの）	5.9	4.8	4.8	3.3	5.3	4.3	6.3	4.8	6.9	6.2	
公務（他に分類されるものを除く）	2.8	3.9	2.8	4.1	3.0	4.1	3.1	3.2	2.4	4.5	

出所：『就業構造基本調査（2017）』，JPSSED（2018）

JPSSEDはクロスセクションウエイトによりウエイトバックした値を掲載

表1-3 職業の構成割合 (%)

		総数 (20～59歳)		20～29歳		30～39歳		40～49歳		50～59歳	
		ESS	JPSSED	ESS	JPSSED	ESS	JPSSED	ESS	JPSSED	ESS	JPSSED
総数	管理的職業従事者	1.6	7.0	0.1	1.0	0.7	2.9	1.7	7.9	3.4	13.8
	専門的・技術的職業従事者	19.7	21.9	21.8	22.1	22.3	24.5	18.0	20.8	18.0	20.4
	事務従事者	23.5	28.4	19.9	23.0	23.0	28.2	25.4	30.9	24.4	29.0
	販売従事者	12.9	9.2	15.2	11.9	12.9	9.2	12.4	8.8	12.1	8.2
	サービス職業従事者	11.6	13.6	15.4	22.8	11.2	13.0	10.4	11.2	10.5	11.3
	保安職業従事者	1.7	1.7	2.0	1.7	2.0	2.2	1.5	1.5	1.7	1.5
	農林漁業従事者	1.5	0.8	1.1	0.8	1.5	0.9	1.4	0.8	2.1	0.7
	生産工程従事者	14.2	9.3	14.2	9.6	14.7	10.5	14.6	9.4	13.1	7.9
	輸送・機械運転従事者	3.2	2.6	1.7	1.1	2.5	2.6	3.8	3.0	4.3	2.9
	建設・採掘従事者	4.2	1.3	3.4	1.0	4.1	1.5	4.8	1.7	4.1	0.9
	運搬・清掃・包装等従事者	5.7	4.2	5.1	5.2	5.2	4.5	6.0	4.0	6.5	3.6
		総数 (20～59歳)		20～29歳		30～39歳		40～49歳		50～59歳	
		ESS	JPSSED	ESS	JPSSED	ESS	JPSSED	ESS	JPSSED	ESS	JPSSED
男性	管理的職業従事者	2.5	11.2	0.2	1.5	1.0	4.4	2.7	12.4	5.3	22.1
	専門的・技術的職業従事者	18.3	25.4	18.7	24.4	21.0	27.3	16.9	25.3	17.3	23.9
	事務従事者	17.2	16.7	13.6	15.4	15.6	17.2	18.2	17.3	20.1	16.0
	販売従事者	13.3	9.0	14.2	11.3	13.4	9.5	13.4	8.9	12.5	7.2
	サービス職業従事者	6.6	10.1	11.8	17.3	7.0	10.9	5.3	8.6	4.3	7.3
	保安職業従事者	2.9	2.8	3.4	2.9	3.3	3.5	2.5	2.4	2.8	2.6
	農林漁業従事者	1.9	0.9	1.5	0.9	1.9	1.1	1.7	0.8	2.3	0.6
	生産工程従事者	18.4	12.5	20.4	14.8	19.6	13.6	18.7	12.4	15.7	10.1
	輸送・機械運転従事者	5.6	4.4	3.1	2.1	4.3	4.3	6.6	5.0	7.5	5.0
	建設・採掘従事者	7.5	2.2	6.3	1.8	7.1	2.3	8.6	2.9	7.2	1.5
	運搬・清掃・包装等従事者	5.7	5.0	6.7	7.8	5.8	5.9	5.4	4.0	5.1	3.8
		総数 (20～59歳)		20～29歳		30～39歳		40～49歳		50～59歳	
		ESS	JPSSED	ESS	JPSSED	ESS	JPSSED	ESS	JPSSED	ESS	JPSSED
女性	管理的職業従事者	0.5	1.8	0.0	0.5	0.3	0.8	0.4	1.9	1.0	3.6
	専門的・技術的職業従事者	21.5	17.5	25.3	20.0	24.0	20.6	19.3	14.7	18.8	15.9
	事務従事者	31.4	43.2	26.9	30.1	32.6	43.8	34.4	49.0	29.9	45.1
	販売従事者	12.5	9.6	16.4	12.4	12.2	8.8	11.1	8.6	11.5	9.4
	サービス職業従事者	17.6	18.0	19.5	27.9	16.6	16.1	16.6	14.7	18.4	16.4
	保安職業従事者	0.3	0.3	0.4	0.6	0.4	0.3	0.2	0.2	0.2	0.1
	農林漁業従事者	1.1	0.7	0.6	0.6	0.9	0.6	1.0	0.8	1.9	0.7
	生産工程従事者	8.9	5.4	7.4	4.8	8.3	6.0	9.6	5.5	9.8	5.1
	輸送・機械運転従事者	0.3	0.3	0.2	0.1	0.2	0.2	0.4	0.4	0.3	0.3
	建設・採掘従事者	0.2	0.2	0.2	0.3	0.2	0.4	0.2	0.1	0.2	0.2
	運搬・清掃・包装等従事者	5.8	3.2	3.2	2.8	4.4	2.4	6.7	4.1	8.1	3.3

出所：『就業構造基本調査（2017）』，JPSSED（2018）

JPSSEDはクロスセクションウエイトによりウエイトバックした値を掲載

表1-4 企業規模の構成割合 (%)

		総数（20～59歳）		20～29歳		30～39歳		40～49歳		50～59歳	
		ESS	JPSSED	ESS	JPSSED	ESS	JPSSED	ESS	JPSSED	ESS	JPSSED
総数	1～4人	13.3	11.5	5.7	4.8	11.7	8.8	14.8	12.9	18.4	16.8
	5～9人	7.7	8.1	6.5	7.2	7.7	6.9	8.2	8.6	7.8	9.2
	10～29人	12.9	14.6	13.6	18.0	12.9	14.3	13.2	14.1	11.9	13.2
	30～99人	13.9	17.5	5.7	18.1	14.4	17.8	13.9	18.1	13.2	16.1
	100～299人	12.6	13.7	14.2	14.6	12.9	14.4	12.2	13.2	11.5	13.1
	300～999人	12.6	12.8	6.7	14.1	13.0	14.1	5.5	12.4	11.4	11.2
	1000人以上	27.0	21.8	30.9	23.2	27.4	23.7	25.5	20.7	25.8	20.4
		総数（20～59歳）		20～29歳		30～39歳		40～49歳		50～59歳	
		ESS	JPSSED	ESS	JPSSED	ESS	JPSSED	ESS	JPSSED	ESS	JPSSED
男性	1～4人	13.6	12.5	6.2	4.9	11.9	9.1	15.2	14.6	18.4	17.7
	5～9人	6.8	6.7	6.0	6.6	6.9	5.5	7.3	7.1	6.7	7.3
	10～29人	12.1	13.0	13.5	16.2	12.0	12.2	12.4	12.9	11.0	12.0
	30～99人	13.8	16.7	5.5	18.3	14.5	17.3	13.7	17.6	13.0	13.8
	100～299人	12.7	13.7	14.1	14.7	13.2	14.3	12.5	13.1	11.7	13.2
	300～999人	12.9	12.9	6.5	13.1	13.3	14.7	5.7	12.4	11.9	11.6
	1000人以上	27.9	24.6	31.5	26.1	28.2	26.9	26.3	22.3	27.2	24.4
		総数（20～59歳）		20～29歳		30～39歳		40～49歳		50～59歳	
		ESS	JPSSED	ESS	JPSSED	ESS	JPSSED	ESS	JPSSED	ESS	JPSSED
女性	1～4人	12.8	10.3	5.1	4.8	11.4	8.3	14.2	10.7	18.4	15.8
	5～9人	8.9	9.7	7.1	7.8	8.9	8.7	9.5	10.4	9.3	11.4
	10～29人	13.9	16.5	13.8	19.7	14.3	17.2	14.4	15.7	13.2	14.6
	30～99人	14.1	18.5	5.9	17.9	14.1	18.5	14.2	18.7	13.4	18.7
	100～299人	12.3	13.8	14.3	14.5	12.6	14.6	11.7	13.3	11.2	13.1
	300～999人	12.3	12.7	6.9	14.9	12.6	13.4	5.2	12.4	10.7	10.7
	1000人以上	25.8	18.5	30.2	20.4	26.0	19.4	24.4	18.8	23.8	15.7

出所：『就業構造基本調査（2017）』，JPSSED（2018）

JPSSEDはクロスセクションウエイトによりウエイトバックした値を掲載

表1-5 年収の構成割合 (%)											
	総数		20～29歳		30～39歳		40～49歳		50～59歳		
	ESS	JPSD	ESS	JPSD	ESS	JPSD	ESS	JPSD	ESS	JPSD	
総数	総数	100	100	100	100	100	100	100	100	100	
	100万円未満	13.0	15.5	15.1	25.1	10.5	12.6	13.5	13.7	13.4	14.2
	100～199万円	15.7	14.9	18.3	18.9	14.2	12.3	14.9	13.9	16.3	15.9
	200～299万円	19.2	15.5	33.0	23.3	19.7	15.9	14.9	13.5	13.8	12.5
	300～399万円	15.3	16.2	20.3	19.1	18.6	20.2	13.2	14.1	10.9	12.7
	400～499万円	11.4	12.3	9.2	9.0	15.1	16.6	11.9	13.0	9.0	9.5
	500～599万円	8.2	8.9	2.7	3.1	10.1	11.4	10.2	10.8	7.8	8.2
	600～699万円	5.6	6.2	0.7	0.9	5.5	6.3	7.5	8.2	7.0	7.2
	700～799万円	4.1	4.1	0.3	0.3	2.9	2.5	5.1	5.5	6.9	6.5
	800～899万円	2.5	2.9	0.1	0.1	1.3	1.2	3.1	3.3	4.9	5.9
	900～999万円	1.6	1.2	0.1	0.1	0.8	0.3	1.9	1.6	3.0	2.4
	1000万円以上	3.4	2.3	0.1	0.3	1.4	0.9	4.0	2.4	7.0	5.1
	総数		20～29歳		30～39歳		40～49歳		50～59歳		
	ESS	JPSD	ESS	JPSD	ESS	JPSD	ESS	JPSD	ESS	JPSD	
男性	総数	100	100	100	100	100	100	100	100	100	
	100万円未満	4.7	7.2	13.1	22.1	2.9	5.0	2.8	4.4	2.9	4.1
	100～199万円	7.1	7.0	13.3	14.1	6.3	6.3	5.1	5.2	6.0	5.9
	200～299万円	16.3	11.2	30.6	20.8	16.6	10.7	12.2	8.9	11.3	8.9
	300～399万円	17.7	17.0	24.4	22.3	21.4	21.1	15.4	14.9	12.3	12.3
	400～499万円	15.2	16.7	12.6	13.3	19.9	22.2	15.9	17.3	11.5	12.1
	500～599万円	11.7	13.6	4.0	4.8	14.5	17.4	14.5	15.7	11.0	12.4
	600～699万円	8.3	9.7	1.1	1.4	8.4	9.8	11.1	12.6	10.0	10.9
	700～799万円	6.5	6.7	0.4	0.5	4.7	4.0	8.1	8.9	10.4	10.7
	800～899万円	4.1	4.9	0.1	0.2	1.9	1.8	5.2	5.6	7.8	9.9
	900～999万円	2.6	2.1	0.2	0.1	1.1	0.5	3.3	2.7	4.9	4.1
	1000万円以上	5.7	4.0	0.2	0.4	2.2	1.4	6.6	3.9	11.9	8.9
	総数		20～29歳		30～39歳		40～49歳		50～59歳		
	ESS	JPSD	ESS	JPSD	ESS	JPSD	ESS	JPSD	ESS	JPSD	
女性	総数	100	100	100	100	100	100	100	100	100	
	100万円未満	23.4	25.6	17.4	27.9	20.5	23.0	26.8	25.8	26.9	26.2
	100～199万円	26.4	24.5	23.9	23.4	24.5	20.5	27.2	25.2	29.4	28.0
	200～299万円	22.7	20.8	35.7	25.7	23.7	23.1	18.2	19.4	17.0	16.8
	300～399万円	12.2	15.1	15.8	16.1	15.0	19.0	10.4	13.1	9.0	13.1
	400～499万円	6.8	7.0	5.5	4.9	8.8	8.8	6.8	7.5	5.8	6.4
	500～599万円	3.7	3.2	1.4	1.4	4.3	3.3	4.7	4.4	3.8	3.2
	600～699万円	2.2	1.9	0.3	0.4	1.7	1.4	3.0	2.5	3.1	2.8
	700～799万円	1.2	0.9	0.1	0.0	0.5	0.4	1.4	1.1	2.5	1.6
	800～899万円	0.6	0.5	0.0	0.0	0.3	0.3	0.6	0.4	1.1	1.1
	900～999万円	0.2	0.2	0.0	0.0	0.3	0.1	0.2	0.2	0.4	0.4
	1000万円以上	0.5	0.3	0.1	0.2	0.4	0.1	0.7	0.5	0.9	0.5

出所：『就業構造基本調査（2017）』、JPSD（2018）

JPSDはクロスセクションウエイトによりウエイトバックした値を掲載

表1-6 週労働時間の構成割合 (%)											
		総数 (20～59歳)		20～29歳		30～39歳		40～49歳		50～59歳	
		JPSED		JPSED		JPSED		JPSED		JPSED	
		ESS	ウエイトあり	ESS	ウエイトあり	ESS	ウエイトあり	ESS	ウエイトあり	ESS	ウエイトあり
総数	総数	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
	20時間未満	8.7	11.0	10.6	17.8	7.9	9.0	8.9	9.2	7.9	10.6
	20～34歳	12.0	12.8	9.5	14.5	11.3	10.7	12.7	12.2	13.4	14.5
	35～45時間	42.7	52.2	44.1	48.6	41.8	54.1	41.3	52.0	44.1	52.7
	46～59時間	26.7	16.5	26.6	13.3	27.9	17.5	26.8	18.0	25.5	15.9
	60時間以上	10.0	7.5	9.2	5.8	11.0	8.7	10.3	8.6	9.2	6.3
		総数 (20～59歳)		20～29歳		30～39歳		40～49歳		50～59歳	
		ESS	JPSED	ESS	JPSED	ESS	JPSED	ESS		ESS	JPSED
男性	総数	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
	20時間未満	4.6	5.8	9.5	16.7	4.6	4.7	3.6	3.8	2.7	3.4
	20～34歳	4.0	5.5	7.5	12.4	3.6	4.6	2.9	3.5	3.3	4.9
	35～45時間	41.0	53.7	39.0	45.1	38.2	53.6	40.1	53.3	46.1	59.2
	46～59時間	35.8	23.3	31.6	17.1	37.4	24.3	37.6	25.8	34.7	22.8
	60時間以上	14.7	11.7	12.3	8.7	16.2	12.9	15.9	13.7	13.3	9.7
		総数 (20～59歳)		20～29歳		30～39歳		40～49歳		50～59歳	
		ESS	JPSED	ESS	JPSED	ESS	JPSED	ESS		ESS	JPSED
女性	総数	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
	20時間未満	14.0	17.3	11.8	18.8	12.5	15.1	15.7	16.4	14.8	19.4
	20～34歳	22.2	22.0	11.8	16.6	21.8	19.3	25.5	23.8	26.7	26.4
	35～45時間	44.8	50.3	49.7	52.0	46.8	54.9	43.0	50.4	41.5	44.7
	46～59時間	15.0	8.0	21.0	9.7	15.0	8.0	12.8	7.6	13.2	7.4
	60時間以上	3.9	2.4	5.7	3.0	3.9	2.8	3.0	1.9	3.7	2.1

出所：『就業構造基本調査 (2017)』, JPSED (2018)

JPSEDはクロスセクションウエイトによりウエイトバックした値を掲載

『就業構造基本調査』の集計対象は、「年間200日以上就業者」と「年間就業日数200日未満の規則的就業者」

表1-7 年収別の労働時間の構成割合（％）

	総数		100万円未満		100～199万円		200～299万円	
	ESS	JPSSED	ESS	JPSSED	ESS	JPSSED	ESS	JPSSED
総数	100	100	100	100	100	100	100	100
20時間未満	10.4	13.5	47.7	52.3	8.4	14.9	3.8	4.9
20～34時間	14.2	15.4	36.0	30.3	35.4	40.7	7.8	11.0
35～45時間	41.2	49.3	8.1	12.5	39.5	35.8	53.2	64.8
46～59時間	24.9	15.0	5.1	3.0	12.6	6.1	27.0	14.4
60時間以上	9.3	6.7	3.1	1.9	4.1	2.5	8.2	4.9
	300～399万円		400～499万円		500～599万円		600～699万円	
	ESS	JPSSED	ESS	JPSSED	ESS	JPSSED	ESS	JPSSED
総数	100	100	100	100	100	100	100	100
20時間未満	3.6	3.8	3.5	2.9	3.6	3.2	3.0	3.1
20～34時間	4.2	6.1	3.1	3.6	2.3	2.8	2.2	2.1
35～45時間	48.1	62.6	46.0	60.9	45.4	58.9	46.1	61.4
46～59時間	32.0	19.0	33.7	21.7	35.1	23.5	35.3	23.5
60時間以上	12.1	8.5	13.6	10.9	13.7	11.6	13.5	10.0
	700～799万円		800～899万円		900～999万円		1000万円以上	
	ESS	JPSSED	ESS	JPSSED	ESS	JPSSED	ESS	JPSSED
総数	100	100	100	100	100	100	100	100
20時間未満	2.5	2.4	2.7	2.6	3.2	2.0	2.9	3.9
20～34時間	2.0	2.1	2.4	2.9	2.7	3.7	4.2	3.2
35～45時間	46.0	59.8	45.9	57.3	43.7	59.2	43.1	58.2
46～59時間	35.2	24.7	36.4	27.0	36.8	26.6	34.3	22.7
60時間以上	14.1	11.0	12.6	10.3	13.6	8.5	15.5	12.1

出所：『就業構造基本調査（2017）』，JPSSED（2018）

JPSSEDはクロスセクションウエイトによりウエイトバックした値を掲載

『就業構造基本調査』の集計対象は，「年間200日以上 of 就業者」と「年間就業日数200日未満 of 規則的就業者」

第2章 期間・時間・呼称から考える多様な雇用形態

—無期短時間正社員の可能性—

2.1 はじめに

本章は、契約期間、労働時間、職場呼称の区分に基づく分類により、雇用形態の多様化とそれがもたらす賃金、訓練、移動、企業内転換などの処遇への影響を実証分析する。

2000年代以降の日本の労働問題の中心に、正規・非正規雇用間の格差問題が位置してきたことに異論を唱える向きは少ないだろう。そこでは、雇用形態の把握に関する日本の労働統計の特徴もあり、正規の職員・従業員（「正社員」）という呼称が職場で与えられているか否によって、正規・非正規は一般に区分され、それを用いた実証分析が蓄積されてきた。主な結果の一つとして、その呼称こそが処遇差の相当部分を説明しているという指摘等がなされている（Kambayashi and Kato 2012；2016；神林 2017；川口 2017；2018等）²。一方で、正社員もしくは非正社員といった同じ呼称であっても、詳細に観察した場合、処遇が明確に異なる雇用形態が内部に混在するといった見解も存在する（高橋 2011；2016等）。

ただし、これらの分析とは別に、法律問題として雇用形態間の格差が論じられる際には、職場の呼称ではなく、雇用契約において客観的に明示されるべき契約期間や労働時間等の客観的な労働条件の違いに着目されるのが一般的である。さらにこれまでの不安定雇用に関する研究に遡れば、臨時・日雇といった契約期間の短い雇用者や、パートタイム・アルバイト等の短い労働時間で働く雇用者に焦点を絞り、労働市場の二重構造的観点から考察されてきた歴史は長く、その流れは今も続いている（氏原 1954；石川・出島 1994；佐口 2015等）³。

併せて、呼称と客観的条件を総合するかたちで、多様化する雇用形態の内実を明らかにしようとする研究も増えつつある。例えば、佐藤（1998；2002；2017）では、正社員の呼称

² それに対し、ヨーロッパでは呼称よりも実際の雇用契約期間が主に注目されてきた（Booth, Dolado, and Frank 2002；OECD 2002等）。そこでは有期雇用から無期雇用への移行（stepping stones/bridges）と使用者による雇用調整枠としての有期雇用の役割（dead ends/traps）等が議論されている。

³ 一方で、フルタイムで働く無期契約の雇用労働者として、戦後日本の労働市場において中心的な役割を担ってきたのが（世帯の稼ぎ主たる）男性正規雇用労働者であった。正規雇用の柔軟で雇用保障の強い働き方は、論者によって焦点の当て方や表現方法が異なるものの、日本的雇用システムの象徴的な存在とされてきた。正規雇用者のシステム上の役割に関する考察としては「問題と変化への対応」（小池 2005；2016）、「正規雇用中心主義」（佐口 2015）、「経営による課業の動態的要請」（石田 2016）等の指摘が挙げられる。正社員全般の研究としては小倉（2013）等。

は雇用期間の定めなし（「無期雇用」）との組み合わせ、非正社員の呼称では雇用期間の定めあり（「有期雇用」）との組み合わせが多いものの、かといってそれがすべてではなく、多様な組み合わせが広がりつつあることが指摘されている。玄田（2018）も、労働者の選好や制約の個別化や人手不足における人材確保等を背景に、短時間正社員や無期雇用のパート社員といった雇用形態が広まりつつあり、また、プロジェクト型業務を円滑に遂行する上での有期フルタイム正社員の重要性等を主張する。

労働政策としても、正規雇用と非正規雇用の二極化を緩和し、労働者一人ひとりのワーク・ライフ・バランスと、企業による優秀な人材の確保や定着を同時に実現すべく、労使双方にとって望ましい多様な働き方の実現が課題となっている。その具現策の一つとして、職務、勤務地、労働時間等を限定した「多様な正社員」もしくは「限定正社員」の普及が目指されている。この政策が推進された暁には、無期雇用かつフルタイムで働く従来型の呼称正社員のみならず、特定の職務を有期雇用で働く正社員のほか、短時間で働く無期雇用の正社員などが、現在以上に一般化してくることが予想される。

実際、後の考察でも示される通り、今や雇用形態は、契約期間や労働時間の違いを伴いながら、正社員呼称の有無といった単純な二分法では括れないほどの多様化が進みつつある。だが、データの制約などもあり、これらの多様化する雇用形態の内実とその影響に関する分析は、2010年代になって緒に就いたばかりである。

具体的には、多様な正社員について厚生労働省による「「多様な形態による正社員」に関する研究会報告書」（2012）を契機に、『日本労働研究雑誌』2013年7月号で「非正社員と「多様な正社員」」と題する特集が組まれたほか、限定正社員に関する包括的な研究として労働政策研究・研修機構（2013）等も実施された。ただ一方で、新たな正社員形態に関する実証分析については、戸田（2015）、安井ほか（2018）等による賃金や仕事満足度の貴重な研究があるものの、現在はまだファクトファインディングの蓄積段階にある。

そこで本章では、多様化する雇用形態について、豊富なサンプルサイズを確保し、かつパネルデータとして追跡的な分析を可能とするリクルートワークス研究所『全国就業実態パネル調査』（以下、JPSED）を新たに活用することで、それらの処遇に関する実証分析を試みる。尚、ここでの処遇としては、これまで限定正社員について主たる注目点だった賃金格差のみならず、パネルデータによる移動や企業内転換に関する考察へと拡張した点も、本論の特徴である。

その上で多様化する正社員のなかでも、無期雇用契約で短時間就業する呼称正社員（以下「無期短時間正社員」）について、賃金のみならず、能力開発の機会や雇用形態の柔軟な転換などを含めて、包括的な優位処遇に結びついていることが、独自の発見として見出される。

本論の構成は以下の通りである。2.2節では使用するJPSEDとそれを用いて8分類する雇用形態について説明する。2.3節では、それらの雇用形態の構成割合と相対賃金に注目する。2.4節では、雇用形態による訓練機会の違いと形態間での移動ならびに正規雇用への企業内転換について分析する。2.5節で残された課題に言及し、最後2.6節で主な結論と今後

の展望を述べる。

2.2 データ

本研究で使用するのは、JPSED の個票データである。本調査は 2016 年より毎年 1 月に実施されるインターネット調査であり、事前登録されたモニターに対し、主に前年 12 月時点での状況について質問が行われ、オンライン回答がなされる。第 1 回調査では在学時を含む以前の経歴についても質問された。本調査の特徴は、パネル調査としてはサンプルサイズが非常に大きい点にあり、第 1 回の有効回答数が 4 万 9131 であり、第 2 回時点では 3 万 4796 となっている⁴。この豊富なサンプルサイズを活用し、雇用形態を詳細に分類することで、それぞれの特徴を統計分析することが可能となる。

そこで本研究では、雇用契約事項による客観的な分類（無期・有期⁵）、労働時間（フルタイム・短時間⁶）と呼称（正社員・非正社員⁷）によって 8 通りに雇用形態を分類した。以下の議論では、8 つの形態のうち期間の定めがなく（無期雇用）、労働時間としてはフルタイムの契約を結び、かつ職場で正社員の呼称を与えられている者を「狭義の正規雇用」とし、それ以外を「広義の非正規雇用」と定義する。その上で「狭義の非正規雇用」を、有期雇用の短時間就業する呼称正社員以外の雇用者に限定した。これらを整理したのが、表 2-1 である⁸。

また、若年期及び壮年期における雇用形態とキャリア形成との関係に研究上の焦点をあてることとし、2015 年 12 月時点で 20～49 歳のサンプルに絞り、高年齢者の出向、転籍や 60 歳以降の再雇用・再就職については、分析の対象から除外した。雇用形態を分類する方法としては、直接・間接雇用による分類も考えられる。派遣労働者についての研究は重要

⁴ 第 1 回の有効回収率は 34%、第 2 回では継続サンプルのうち有効回収率は 75%であった。本調査では第 2 回調査からの第 2 波も実施されているが、本研究では第 1 波のみを使用した。

⁵ なお、雇用の契約期間不明者が男性で 1.9%、女性で 2.8%存在した。Genda, Heckel, and Kambayashi (2019) は、特に非正社員で期間不明者が多くかつ不利な労働条件に陥っていると指摘している。それ故、以下で期間不明者を除いたことは、非正社員の賃金や訓練機会を一部で過大評価する偏りを生んでいる。この点に関して、雇用期間不明も含め雇用形態別に労働移動の程度を分析した（補論 2.3）。

⁶ 調査では「12 月時点についていた仕事における平均的な 1 週間の総労働時間」を尋ねており、この週労働時間が 35 時間以上の者をフルタイム労働者、それ未満の者を短時間労働者と定義した。

⁷ 調査対象者が雇用労働者の場合、職場での呼称を①正規の職員・従業員、②パート・アルバイト、③労働者派遣事業所の派遣社員、④契約社員、⑤嘱託、⑥その他から選択するように指示されており、①を選択した者のみを正社員とし、それ以外を非正社員と定義した。

⁸ ここで多様な正社員を定義するとすれば、狭義の正規雇用に加えて、有期フルタイム、無期短時間、有期短時間で働く呼称正社員のいずれかが該当する。

なテーマであるものの、表 2-1 の分類にさらに直接・間接雇用を組み合わせ 16 分類とすることは、多くの区分で分析に耐え得るサンプルサイズの確保を困難とすることから、ここでは考察の対象としない（ただし、扱うサンプルには派遣労働者も含んでいる）。

なお、調査対象が登録されたインターネットモニターであるため、サンプルの偏りを懸念する向きもあるかもしれない。回答者の偏りについては、復元ウエイトの工夫により補正がなされているものの、バイアスの実際の可能性と程度を確認すべく、いくつかの属性の構成比について全国就業実態パネル調査（2015 年 12 月）と総務省『労働力調査（2015 年 10～12 月四半期）』を比較した。その結果は、章末の補表 2-1 に示されている。主な相違点として、JPSED では、①無期雇用労働者の割合が少なくなっていること、②男性では管理職、専門的・技術職、女性では事務職の割合が高いこと、③産業では、男性の情報通信業、男女共にその他のサービス業の割合が高いこと、④短大・高専・専門学校の高い割合、⑤フルタイムでは 1000 万円以上の割合がやや低く、短時間では 200 万円未満の割合が高いといった傾向がみられた。このうち、本章の内容に関連する両データの乖離として、JPSED では、『労働力調査』に比べ、多様な正社員のうち、無期短時間正社員の割合が低く、一方で有期フルタイム正社員の割合が高めに表れていることには留意が必要である⁹。

以下で年間所得と週労働時間から主たる仕事の時間あたり賃金を算出したところ¹⁰、最低賃金に遠く及ばない、もしくは反対に異常に高いサンプルも一部存在した。そのため、時間あたり賃金を扱う際には、上位と下位 5% のサンプルを除外して分析を行った。さらに復元に関しては、第 1 回から第 2 回の脱落者の属性を加味してリクルートワークス研究所が作成した脱落ウエイトを使用している。

2.3 構成割合と相対賃金

2.3.1 構成割合

図 2-1 はベン図といわれるもので、3 つの円は無期雇用、フルタイム、呼称正社員それぞれの要素に属する集合を表している。したがって 3 つの円がすべて重なっている部分が、狭義の正規雇用であり、円の外側の外延部分が、狭義の非正規雇用となる。集合内に記載される上段の数字 (%) は全体に占める構成割合を示している。各雇用形態の構成割合をみると、男女ともに狭義の正規雇用である無期フルタイム正社員が最も多い点では共通するものの、男性ではその割合が 72.8% と突出して高いのに対し、女性は 41.9% にとどまる。

さらに女性では、有期非正社員を構成する有期短時間非正社員 (27.2%) とあわせて、有期フルタイム非正社員 (17.2%) の割合も、男性の場合に比べて相当程度高い。男性では、

⁹ なぜ乖離がみられ、どちらがより実態に即すかは、現時点では不明であり、今後の検討課題である。

¹⁰ JPSED では 1～12 月の年間所得と 12 月の標準的な 1 週間の労働時間を尋ねており、年間 52 週として年間労働時間を算出、年間所得を年間労働時間で割り、時間あたり賃金を算出した。

有期非正社員のうち、短時間正社員（6.7%）よりは、フルタイム社員（9.1%）の方が多い。多様な正社員のなかでは、狭義の正規雇用を除くと、男女ともに有期フルタイムで働く呼称正社員が比較的多くなっている。有期短時間の正社員は、いずれの性別についても1%に満たないのが現状である。

これらに対し、以下の分析では、広義の非正規雇用のうち、特に「無期短時間正社員」に主な焦点があてられることになるが、その割合は男性で2.3%、女性で3.1%と、未だ小規模な水準にとどまっている。だが本章の分析を通じて、今後はこの部分の拡大が処遇の全般的な改善にとって重要な意味を持つことが示される。

2.3.2 相対賃金

図2-1の下段の数字（百分率）は、ベン図の外延部分である有期短時間非正社員（「狭義の非正規雇用」）を基準（1.00）とした時間あたり賃金として定義される相対賃金の推定値である。推定値は、個人属性（年齢（5歳階級）、学歴、婚姻状態、6歳未満の長子の有無、6歳未満の末子の有無、転職回数、職階、職業（大分類））と企業属性（産業（大分類）、企業規模）を制御変数とし、さらに制御2変数間の交差項のすべての組み合わせを加えた上で、雇用形態ダミーの係数により算出した。その値は、個人属性、企業属性とそれらの組み合わせから生じる個体間の異質性を考慮した上での、雇用形態8類型間での賃金差と解釈できる。推定結果が有意ではない係数も含まれるため、数値の解釈には留意も必要である。

狭義の非正規雇用を基準に、各雇用形態の賃金水準を比較すると、3つの要素（無期雇用、フルタイム、正社員）のうちでは、やはり正社員の呼称が職場で付与されていることが高賃金につながっている。仮に、有期契約の雇用であり、かつ短時間の就業であっても、呼称が正社員であれば、男性では1.24、女性で1.54と、ともに狭義の正規雇用に比べても高い賃金となる。反対に無期雇用であり、かつフルタイムであったとしても、呼称が正社員でなければ、男女ともに0.92と、狭義の非正規雇用に比べ、賃金は数値上低くなっている（ただし統計的には有意ではない）。

ここからは、雇用期間や労働時間といった雇用契約による客観的な分類よりも、職場での呼称による分類の方が賃金に与える影響は大きいことが、JPSEDからも確認できる。この結果は、『就業構造基本調査』を分析した神林（2017；p163）や『賃金構造基本統計調査』の一般労働者の個票データを用いて分析した川口（2017, 2018）の結果とも整合的であり、それらの公的統計を用いた結果を別データから裏付ける。

さらに図2-1からの発見として、男女ともに無期短時間正社員の賃金が1.54と、広義の非正規雇用のなかで最も高いことは、注目に値する。これまでの研究でも、無限定正社員に比べて、労働時間や残業時間等が限定される限定正社員では、時間あたり賃金は高いことが報告されており（安井ほか2018）、ここでの結果も整合的である。ただし、本分析における時間あたり賃金の扱いには一定の留意が必要である。無期フルタイム正社員が、育児や介護などを理由として時短勤務制度などを利用して一時的に短時間労働に就いていた場合、本

分析の時間あたり賃金が年間収入と週労働時間から計算されているために、短時間勤務者の時間あたり賃金を過大評価している可能性がある。このような一時的な変化に伴う測定上のバイアス、あるいは効率的な働き方をしている層が実態として短い労働時間で働いていることによる内生性によるバイアスが本分析の結果にも生じている可能性がある。補論 2.5 によれば、当年に無期短時間正社員である者の 6 割程度が、前後の年に無期フルタイム正社員であるとの結果が出ており、上記のバイアスや内生性の存在は否定できないため、今後はこれらのバイアスを除去した分析が求められる。

2.4 訓練と移動・企業内転換

2.4.1 訓練

続いて、雇用形態 8 類型による訓練状況の違いを、OJT (On the Job Training)¹¹、Off-JT (Off the Job Training)、自己啓発の 3 つに分け、男女別に分析した。具体的には、雇用人の個人属性と企業属性を複数の説明変数によりコントロールした上で、3 種類の訓練実施状況それぞれについて、プロビット分析を行った。そのうち、雇用類型と勤続年数に関する限界効果を示したのが、表 2-2 である（リファレンスは狭義の非正規雇用および勤続 1 年未満）。表 2-2 の注には制御変数の内容を記載している。

OJT では、広義の非正規雇用のうち、男女ともに無期短時間正社員が、訓練を受ける確率は有意かつ最も高くなっている。狭義の正規雇用についても、狭義の非正規雇用よりは、OJT を受ける確率は有意に高い。しかし、限界効果の比較からはむしろ無期短時間正社員の方が狭義の正規雇用よりも被訓練確率は高いことがわかる。先の分析では相対賃金に関して無期短時間正社員の優位性が確認されたが、その背景の一つとして、職場訓練機会が相対的に多く提供されていることが、ここからは示唆される。

なお、有意水準は 10% であるが、女性では無期フルタイムの非正社員でも OJT を受ける確率は、狭義の非正規雇用より高くなっていた¹²。勤続年数と労働時間がともに長くなることは、人的投資の期待収益を高めるため、呼称が正社員でなくても、積極的な OJT を行うことには経済合理性がある。表 2-2 で勤続年数が短いほど OJT を受ける確率の限界効果が大きいことも、期待収益率の長さを踏まえた人的投資理論による解釈とも合致する。

表 2-2 からは、OJT に限らず、Off-JT についても無期短時間正社員は、狭義の非正規雇用に比べて、男女ともに実施確率が有意に高くなっている。その限界効果は、狭義の正規雇

¹¹ 「一定の教育プログラムをもとに、上司や先輩等から指導を受けた」「一定の教育プログラムにはなっていなかったが、必要に応じて上司や先輩等から指導を受けた」「上司や先輩等から指導を受けてはいないが、彼ら（他の人）の仕事ぶりを観察することで新しい知識技術を身に付けた」「上司や先輩等から指導を受けてはいないが、マニュアルを参考にして学んだ」場合に OJT が実施されたとした。

¹² Hara (2014) は OJT と Off-JT とともにフルタイムで働く非正社員（呼称）が有意に訓練を受けていると指摘している。

用に比べても遜色のない規模にある。ここからは、OJT に Off-JT を組み合わせた企業による訓練機会が、無期短時間正社員には相対的に多く提供されていることがわかる。

ただし Off-JT については、男女ともに、有期短時間正社員でも実施確率が有意に高くなっており、かつ限界効果の規模は、狭義の正規雇用を凌駕している。玄田（2018）では『就業構造基本調査』による分析から、プロジェクト型の雇用機会が拡大することに伴い、重要な業務の担い手である比較的長期の有期契約の雇用者にも、訓練機会が豊富に提供されていることが示唆された。有期短時間正社員が、このような期間限定業務の効果的遂行を期待されているとすれば、相応の訓練機会が与えられていることも理解できる。

自己啓発については、男女ともに狭義の正規雇用において統計的に有意であり、特に主体的に取り組んでいることがわかる。あわせてここでも男性の場合、無期短時間正社員では、狭義の正規雇用以上に積極的に自己啓発を行っていることもみて取れる。

総じて、無期短時間正社員には、生産性向上を可能にする雇用形態であるという認識が企業および雇用者本人に認められており、それが積極的な訓練につながっている^{13,14}。

2.4.2 移動

ここまで広義の非正規雇用のうち、無期短時間正社員が賃金や訓練などの面で有利な状況に置かれていることをみた。一方で、先の図 2-1 が示す通り、男性では無期フルタイム正社員（狭義の正規雇用）、有期フルタイム正社員、有期フルタイム非正社員、有期短時間非正社員の 4 形態で、女性ではその 4 形態に無期短時間非正社員を加えた 5 形態で、全体の約 95%と大部分を占めている。そこでここでは、異なる就業状態間での移動を考察する。具体的にはパネルデータの特徴を活かし、2 回の調査にまたがる 2015 年 12 月から 2016 年 12 月にかけての移動に着目する。

雇用形態の 8 類型と会社役員・その他の就業者及び失業・非労働力からの移動率を男女別に示したのが表 2-3 と表 2-4 である¹⁵。表側には 2015 年 12 月時点の就業状態とその構

¹³ 賃金水準が高く、訓練状況も手厚い呼称正社員とは何かという疑問が生じる。この点に関して、JPSED のタスク設問を用いて分析を行った（補論 2.2）。その結果、短時間非正社員は、無期・有期にかかわらず、呼称正社員に比べて繰り返しの作業が多いこと、有期雇用は「体を動かす」作業が多く、狭義の正規雇用である無期フルタイム正社員は他の雇用形態と比較すると「頭を使う」仕事の割合が多いこと、呼称非正社員は期間・時間にかかわらず「ほかの人と一緒にする」仕事の割合が多いことなどが観察された。JPSED を用いた分析からは、総じて、非反復的で独立的なタスクを遂行する場合に正社員という呼称が付与される傾向がみられた。ただ、これだけの要素だけでは雇用形態あるいは呼称間での差異が明確にはならず、多角的な分析によって論じられる必要がある。

¹⁴ ここまで、呼称非正社員を一括りにしてきたが、非正社員に含まれるそれぞれの呼称の構成比、時間あたり賃金、翌年の就業状態を補論 2.3 に掲載した。

¹⁵ 厳密には 2015 年 12 月と 2016 年 12 月の 2 時点の就業形態を示したものであり、この 2 時点

成割合が記載され、2016 年 12 月時点の就業状態への移動確率が行内に記されている。2015 年 12 月時点の就業形態構成割合は、雇用されていない就業者や無業者も加えたため、図 2-1 の数値とは異なる。

表 2-3 の男性では、20～49 歳の 58%が狭義の正規雇用で占められるが、その 89%は 1 年後も正規雇用のままである。狭義の正規雇用から狭義の非正規雇用に移動したサンプルはなく、5%弱が有期フルタイム正社員に移動している。

その他、広義の非正規雇用のうち、狭義の正規雇用に移動する割合が高いのは、2015 年時点での呼称が正社員の男性であり、いずれの形態からも半数以上が 1 年後には狭義の正規雇用となっている。そのなかでも、無期短時間正社員は 83.9%と、正規雇用化する割合が突出して高い。

同じ無期短時間であっても呼称が非正社員の場合には、48.5%が 1 年後にはより不安定性の高い狭義の非正規雇用に移動するなど、対照的な結果となっている。また無期短時間非正社員では、狭義の非正規雇用とならんで、1 年後には失業・非労働力に移動する割合が、他の形態に比べて高い。一方で、同じ無期短時間でも正社員の呼称を得ている雇用者では、失業・非労働力に移動する割合は、0.4%にすぎない。

以上からは、男性の場合、無期短時間正社員が、安定的な雇用機会を保証すると同時に、狭義の正規雇用に移行するための重要な経路となっていることが示唆される。

表 2-4 の女性についてみると、広義の非正規雇用のうち、狭義の正規雇用に移行する割合が高いのは、有期フルタイムでありつつも呼称が正社員の人々であり、61.8%が翌年に狭義の正規雇用となっている。ただここでも無期短時間正社員は、有期短時間正社員とならんで、4 割以上が狭義の正規雇用へと移行しており、けっして例外とはいえない状況となっている。

女性における狭義の非正規雇用への移行についても、無期短時間のうち、非正社員では 29.3%と、3 割に迫るのに対し、正社員の場合には 4.5%にすぎない。無期短時間からの失業・非労働力への移行も、非正社員では 9.7%と高い一方、正社員では 3.1%にとどまる。ここからは、男性のみならず、女性についても、無期短時間で働きつつも、職場では正社員として処遇されていることが、安定した正規雇用と雇用機会の確保の両方につながっていることがわかる。

2.4.3 企業内転換

全国就業実態パネル調査では、勤続年数の情報を用いることで、勤続する同一企業内での非正規雇用から正規雇用への移動の有無を把握できる。そこで企業内での広義の非正規雇用から狭義の正規雇用への転換を、以下では「企業内転換」と呼ぶ。広義の非正規雇用からの正規雇用化のうち、20～49 歳男性では 79%、女性では 77%が企業内転換と、移動の大部

間に他の就業状態または雇用形態を挟んでいる可能性はある。

分を占める。

雇用形態が企業内転換にもたらす影響を明らかにするため、2015年時点に広義の非正規雇用だった者を対象とし、2016年時点での同一の企業内で狭義の正規雇用になった場合を1、それ以外（転職を伴う狭義の正規雇用化も含む）を0としてプロビット分析を行った¹⁶。なお、雇用形態のあり方とならんで、企業から高い評価を得ている非正規雇用ほど、企業内転換がなされる確率が高いとも考えられる。そこで2015年時点で受け取っていた時間あたり賃金水準（自然対数値）を、企業による個人の評価とみなし、説明変数に加えた。他にも、労働者属性（年齢（5歳階級）、学歴、婚姻状態、6歳未満長子の有無、6歳未満末子の有無、転職回数、職階、職業（大分類））と企業属性（産業（大分類）、企業規模）も制御した¹⁷。

そのうち、雇用形態と賃金に関する男女別の推定結果が表2-5である。表2-5には、賃金の自然対数値と雇用形態の交差項を説明変数に加えない場合（モデル1）と加えた場合（モデル2）の両方が示されている。雇用形態のリファレンスは、狭義の非正規雇用である。

まず雇用形態が与える影響をみると、男性のモデル1では、呼称正社員のうち、無期短時間と有期フルタイムの両方で企業内転換確率が有意に高くなっている。限界効果を比較すると、有期短時間非正社員と比較して、これらの雇用形態では2〜3割程度企業内転換確率が高いことがわかる。加えて、賃金水準（一次項）が高い広義の非正規雇用ほど転換確率が有意に高まるのは、予想通りである。

賃金と雇用形態の交差項を加味したモデル2の推定結果からも、男性では無期短時間正社員の転換確率が有意であり、かつ限界効果は最も大きい。ただし、無期短時間正社員と賃金の交差項は有意に負である。同様に無期短時間非正社員と有期フルタイム正社員の賃金の交差項目も、有意に負となっている。これらの結果からは、低賃金の非正規雇用ほど、雇用形態の違いによる影響は大きいものの、賃金水準が高まるにつれてその影響は次第に弱まることが示唆される。

女性の場合も、モデル1では有期フルタイム正社員に次いで、無期短時間正社員で企業内転換確率が有意に高くなっている。有期短時間非正社員と比較して1〜2割程度企業内転換確率が高い。男性と異なるのは、有期短時間正社員でも転換確率が有意に正となっている点であり、呼称正社員の影響は女性ではより広範に及んでいる。ただしモデル2で交差項を加味すると、女性の場合、雇用形態の違いはすべて統計的に有意でなくなった。その意味では、賃金の一次項との関係を考慮した場合、雇用形態による企業内転換への影響は、男性のモデ

¹⁶ 対象者を2015年から2016年まで同一企業に属していた者に絞った分析も行ったが、同様の結果であったため、ここでは割愛する。

¹⁷ 尚、企業内転換を規定する要因として、IV節で考察した訓練経験の影響も考えられる。ただ、ここで調査されているのは過去1年間に限定した訓練の有無であるため、その年次の転換により大きな影響を及ぼし得る過去に遡った訓練経験は把握できない。過去に渡る訓練が広義の非正規雇用からの転換にもたらす影響については今後の課題としたい。

ル2の場合も含めて、必ずしも明確ではない。

そこで雇用形態と賃金水準の関係による影響を、より具体的に明らかにするため、広義の非正規雇用の時間あたり賃金分布について、下位5パーセンタイルから上位95パーセンタイルまで、5パーセンタイルごとに区分し、改めて雇用形態の効果を推定した上でF検定を行った。その結果が表2-6である。

表によると、ここでも男女ともに無期短時間正社員と有期フルタイム正社員について、幅広い分位点で転換確率が有意に正の値を示している^{18,19}。特に男性の場合、表2-5のモデル2でみたように、低賃金層ほど無期短時間正社員であることの影響は大きく、25パーセンタイルでは7.3%ポイントほど有期フルタイム正社員より転換確率は高くなっている。ただし50パーセンタイルを超えると両者の差は縮小し、70パーセンタイルを超えると、両者の差は逆転する。男性の場合、低賃金層の非正規雇用からの転換に際して、無期短時間正社員であることが一つの決め手となっている。言い換えれば、低賃金の無期雇用正社員男性ほど、短時間からフルタイムへと労働時間を変更することによって、狭義の正規雇用への企業内転換が柔軟に行われやすいことを意味している。

一方、女性の場合、賃金水準にかかわらず、有期フルタイム正社員からの企業内転換確率が一貫して最も高い。分布上、より高賃金のフルタイム正社員の女性ほど、有期雇用から無期雇用への変更を通じて、企業内転換されることが多くなっている。ただし、女性でも無期短時間正社員は、賃金分布にかかわらず、狭義の非正規雇用に比べ、安定して10%ポイント前後の範囲で転換確率が高く、それだけ転換に際しての有力な雇用形態となっていることがわかる。

加えて、男性では、賃金が高い無期短時間非正社員では狭義の正規雇用への企業内転換確率は有意に減少するほか、女性の低賃金層では、狭義の非正規雇用に比べると、無期および有期のフルタイム非正社員は企業内転換される確率は有意に高い。さらに高賃金の有期短時間正社員女性も、無期雇用とフルタイムの両方に変更することで企業内転換確率は有意に上がることも確認できる。それだけ男性に比べて女性の方が、多様な雇用形態からの企業

¹⁸ 本研究では12月の平均的な週労働時間をもとに雇用形態を区分しているため、短時間からフルタイムへの移行が、わずかな労働時間の変化がフルタイム・短時間の境界とした35時間を跨って生じているに過ぎないことも懸念される。そこで、(無期短時間正社員を含む)広義の非正規雇用から狭義の正規雇用への移行に伴う、2015年から2016年にかけての週実労働時間(平均値)の変化を調べた。その結果、2015年に短時間雇用だった者は概ね20時間以下の労働時間であったのに対し、2016年に狭義の正規雇用へ転換後には40時間以上の週労働時間であったことを確認した。

¹⁹ この結果には、もともと無期フルタイム正社員だった者が短時間勤務を経験し、再びフルタイムとして就業することになった場合も含まれる可能性がある。この点についてはより長期的なデータによって検証なされるべきであり、今後の課題としたい。

内転換が進んでいるといえる²⁰。

2.4.4 企業内転換後の賃金残差

ここまで企業内転換に対する観察可能な賃金と雇用形態の影響をみてきた。最後に試論的な考察として、統計上計測不可能な労働者の能力に関する企業の暗黙的評価としての賃金残差を算出し、以前の雇用形態によって転換後の賃金残差の分布に偏りが生じているかを確認する²¹。賃金残差 ($residual_i$) は次式により導出される (x_i には雇用形態, 年齢 (5 歳階級), 学歴, 職階, 職業 (大分類), 企業規模, 産業 (大分類) という統計上観察可能な属性が含まれる)。ここで i は個人を示す。

$$\begin{aligned} actual_wage_i &= x_i' \hat{\beta} + u_i \\ \widehat{reference_wage}_i &= x_i' \hat{\beta} \\ residual_i &= actual_wage_i - \widehat{reference_wage}_i \end{aligned}$$

なお、計算された賃金残差が何を表するかについては、議論の余地が残されている。残差である以上、複数要素の混在する可能性は排除されず、特定の代理変数として用いることには限界がある。ただ、ランダムな誤差を含めて、観察可能な属性 (x_i) によって分類される集团的要素を除去した上での個人の位置づけ (集団の平均的水準からの個人の逸脱) とみることはある程度許容されよう²²。そこでこの逸脱部分を、企業による労働者に対する暗黙的評価が賃金として表出されているものと、便宜上、解釈する。

その上で、2016 年時点の正規雇用の賃金残差の分布を、企業内転換者と以前からの狭義の正規雇用の継続者で、男女別に比較したのが図 2-2 と図 2-3 である。図には、サンプルサイズが一定程度確保できた 2015 年時点での無期短時間正社員と有期フルタイム正社員に加え、サンプルサイズが小さいことからあくまで比較の対象として、有期フルタイム非正社員、有期短時間非正社員の 4 類型を示している。黒の実線が 2016 年に正規雇用へ企業内転換された労働者の賃金残差の分布であり、グレーの実線は 2015 年で既に正規雇用だった継

²⁰ 表 2-5 のモデル 2 に遡り、雇用形態別に時間あたり賃金水準の限界効果について F 検定を行った。その結果、男性では有期フルタイム非正社員 (限界効果 0.169, χ^2 値 8.81) と有期短時間非正社員 (限界効果 0.188), 女性では有期フルタイム正社員 (限界効果 0.094, χ^2 値 13.25), 有期短時間正社員 (限界効果 0.112, χ^2 値 4.00) に加え、有期短時間非正社員 (限界効果 0.056) で有意となり、賃金水準に応じた転換の可能性は棄却されなかった。その意味でも、呼称非正社員には企業内転換の可能性が存在しないことを、本論は主張するものではない。

²¹ 有田 (2016) は雇用形態又は企業規模を「就業機会側の条件」と表現し、個人の異質性では説明できない賃金部分を「ポジションに報酬が結び付けられている」と説明している。

²² 神林 (2017) は賃金が属性によって多くの影響を受けることを指摘し、属性による賃金への影響を除去した上で仕事の序列付けのために賃金残差を用いた分析を行っている。本研究ではさらに職業も制御することによって労働者自らの属性の平均水準からの逸脱 (個人的な評価) と解釈した。

続者の 2016 年時点での同分布である。

図 2-2 に示した男性では、無期短時間正社員と有期フルタイム正社員それぞれからの転換者の分布は、継続者のそれと概ね重なっている。賃金残差の平均値について検定を行うと、これらの 2 つの雇用形態からの転換者と継続者との間に有意な差はみられなかった。他方、サンプルサイズが小さいために断定的な結論は控えるべきものの、フルタイムと短時間の有期非正社員からの転換者は、継続者の 25 パーセント前後の低位に集中している。検定を行うと、それらの転換者は正規雇用継続者に比べ賃金残差の平均も有意に低かった。ここからは、呼称正社員の付与は、企業による暗黙的評価、もしくは非正社員との処遇面での差別化を少なからず意味し、そのことが高賃金のみならず、柔軟な企業内転換に影響を及ぼしていると考えられる。

図 2-3 の女性についても、無期短時間正社員からの転換者の分布は継続者のそれと遜色なく、平均値も有意な差が生じていない。有期フルタイム正社員からの転換者に至っては、転換後の賃金残差の平均値は、継続者よりもむしろ有意に高くなる傾向すらみられた。他方で、フルタイムと短時間の有期非正社員からの企業内転換者では、平均値は有意に低い。呼称正社員が暗黙的評価と密接に結びついていることは、女性についても男性同様、もしくはそれ以上に確認できる。

以上から、無期短時間正社員ほど、賃金、訓練、企業内転換が有利な状況にある背景には、呼称正社員の付与による能力に関する高い潜在評価が影響していることが示唆される。

2.5 無期短時間正社員に関する考察

本論では、多様化する雇用形態のうち、特に就業改善に向けた無期短時間正社員の可能性を中心に考察した。ただ、本論の対象が 2 年分のパネルデータに限られることから、いくつかの検討すべき課題も存在する。

第一は、いかなる特性を持つ雇用者が、無期短時間正社員として働いているかの、より詳細な実態把握である。ここでは豊富なサンプルサイズを誇るパネルデータを用いて、正規雇用への移動や企業内転換といった、既存の考察の比較的少ない観点を中心に分析を行った。ただし、無期短時間正社員の全体に占める構成割合が未だ少ないこともあり、その背景に関する考察にまでは十分及んでいない。

第二の課題は、無期短時間正社員の活用の意図に関する考察である。そこにはいくつかの仮説が考えられる。まず予想されるのは、元来狭義の正規雇用として働いてきた女性が、出産や育児によって休業の後の一定期間を、短時間の無期正社員として就業している可能性だろう。その他にも、無期短時間正社員の就業を選択することで、長期にわたって親の介護を担っていることもあるかもしれない。これらの家庭の制約がある場合、短時間でも正社員としての就業継続が無期限で可能となれば、キャリア形成の連続性も保たれるという意味で、無期短時間正社員の持つ社会的意義は大きい。

別の仮説としては、会社の主要な業務を長期的に担い続ける無期正社員が、同時にそのキ

キャリアの幅を広げたり、生産性向上の一環として、兼業・副業を行う可能性も、今後は現在以上に広がる可能性がある。その場合、無期短時間正社員となることで、主業と兼業・副業の両立が現実的なものとなる。このような意図からも、無期短時間正社員が、新たな働き方の一つとして普及することもあり得るだろう。

このような課題を論じるため、補論 2.5 では JPSED2016～2023 の 8 年分のデータを用いて追加的な分析を行った。当年に無期短時間正社員として就業している者の前後の就業状態を確認すると、6 割以上が前年に無期フルタイム正社員（狭義の正規雇用）として就業しており、翌年の就業状態においても無期フルタイム正社員（狭義の正規雇用）が 6 割以上を占めた（補表 2-7）。

また、勤続年数別の構成比と相対リスク比を示した（補表 2-8）。無期短時間正社員として働く者の 6 割以上は勤続 5 年以上が占めている。ただし、単純な構成比では雇用労働者全体の勤続年数の分布による影響を受けるため、相対リスク比を算出した。その結果、相対リスクは勤続年数が伸びるほど高かった。補論 2.5 の結果を踏まえると、多くの場合、無期短時間正社員は、狭義の正規雇用として働いてきた層が一時的に労働時間を短くした結果として表れている可能性が高い。

先行研究によれば、短時間正社員制度を長期的に利用する者は、そうでない者に比べ、スキル形成に不利な立場に置かれることが指摘されてきた（松原 2004；2012；松原・脇坂 2012；武石 2013）。これらの研究では出産・育児をきっかけとした女性の制度利用者を念頭に、無限定正社員を前提とした働き方・人材育成が制度利用者に与える弊害について論じられている²³。ただ、補表 2-8 でみられたように、長期雇用を前提しながらライフイベントに応じた就業選択のあり方として短時間勤務が選択可能であるとすれば、長期的な人材活用のなかでそういった弊害が軽減していく可能性はある。先行研究では 2010 年代前半までを対象としていることもあり、2010 年代後半以降に変化がみられるか継続的に観察していく必要があるだろう。

2.6 結びに代えて

本章では、非正規雇用について先行研究の多くが着目してきた呼称分類に加え、雇用契約期間と労働時間による客観的分類を組み合わせ、雇用形態間での処遇の違いについて考察した。そこではパネルデータとしてサンプルサイズの大きさに特徴を有する JPSED の個票データを用いることで、詳細な雇用形態区分による分析が可能となった。

分析の結果、雇用契約期間、労働時間、呼称による 3 つの分類軸のなかでは、呼称が最も

²³ この点に関しては、聴き取り調査に基づき質的な分析を進めた短時間正社員制度の考察（松原 2004；2012；松原・脇坂 2012；武石 2013）のみならず、量的な分析によって限定正社員の満足度にも影響を与えることが示されている（久米・鶴・戸田 2017）。スキル形成の機会が多様な正社員の働き方にとって非常に重要な課題であると考えられる。

影響力をもっていることが示された。この結果は、先行研究と整合的な結果となった。また、無期フルタイム正社員を除く広義の非正規雇用のなかでは構成割合こそ小さいものの、無期短時間正社員は、相対賃金が高いほか、OJT、Off-JT などの企業による訓練機会も豊富に提示されていた。

そこで、追加的な分析を実施した結果、勤続年数が長いほど無期短時間正社員として働く者の割合が高まること、無期短時間正社員として就業する前後の年では 6 割以上が無期フルタイム正社員として就業していることがわかった。これらの点から、無期フルタイム正社員の一部が長期的に就業継続するなかでライフイベントなどに応じて労働時間を短くしていると考えられる。

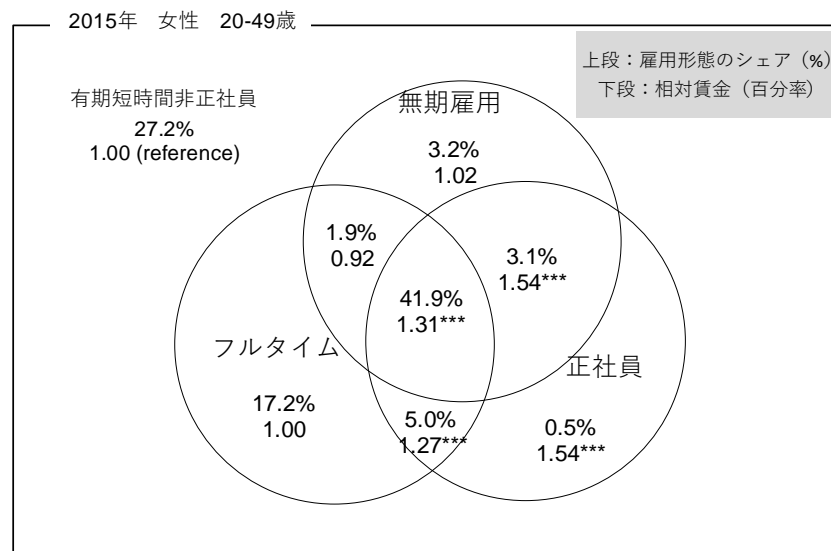
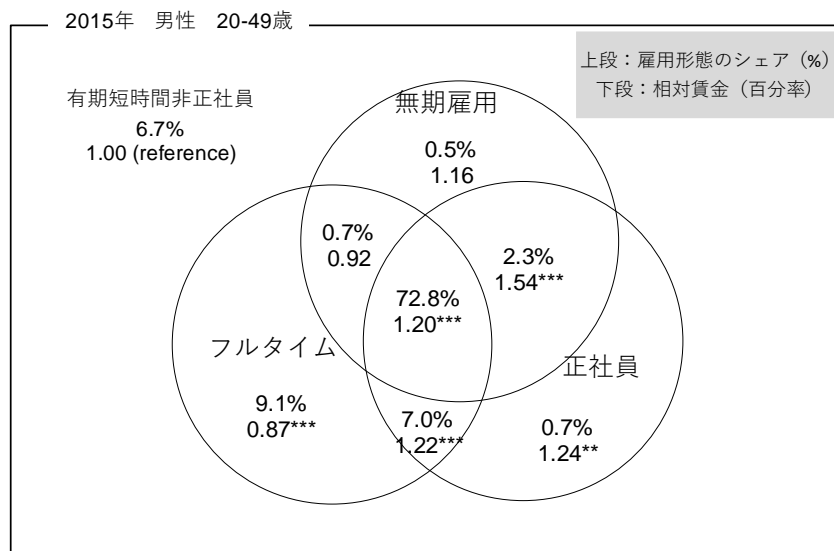
多用な正社員もしくは限定正社員は、雇用契約上、職務内容、労働時間、(転居を伴った転勤がないなどの)就業地域が限定されるといった条件で雇用契約を結んだ正社員として、無限定な正社員と区別される。労働時間限定正社員は本章で論じた無期短時間正社員と必ずしも一致しないものの、ワーク・ライフ・バランスに対応することにより人材を確保しようとする点で共通する。限定正社員の「限定性」にかかる契約をどれほど柔軟に変更可能とするか課題は残るが、仮にキャリア形成上あるいはライフイベントによって変更可能なものとなれば、労働時間限定正社員と無期短時間正社員の両者は近いものとなる。

本章の分析から、無期短時間正社員はいまだ広がり小さいことがわかったが、今後広がりをみせるか継続的な観察が必要である。日本の人手不足が深刻化していくなかでは雇用保持がより重要な課題となるために、労働供給者の求めに応じてより柔軟に労働時間が設定されるようになる可能性も考えられる。そういった意味では、先行研究で指摘される短時間勤務制度を利用した際の弊害が消失していくかといった点も踏まえて観察していく必要がある。

参考文献

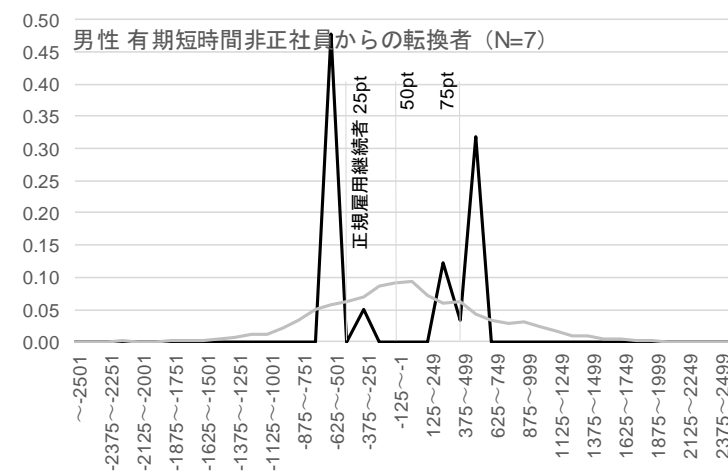
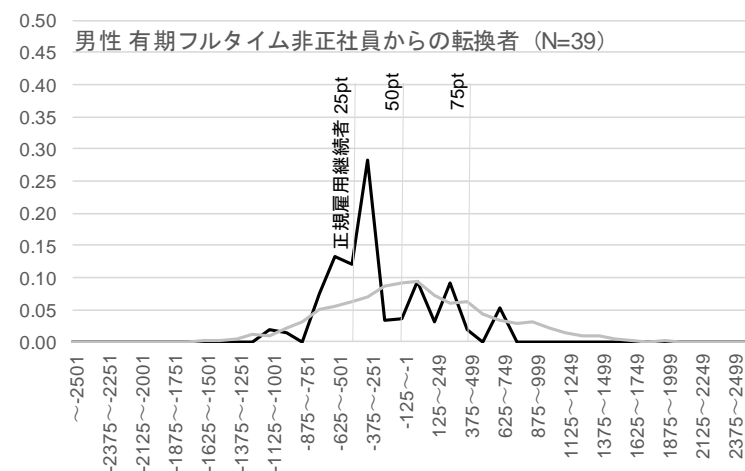
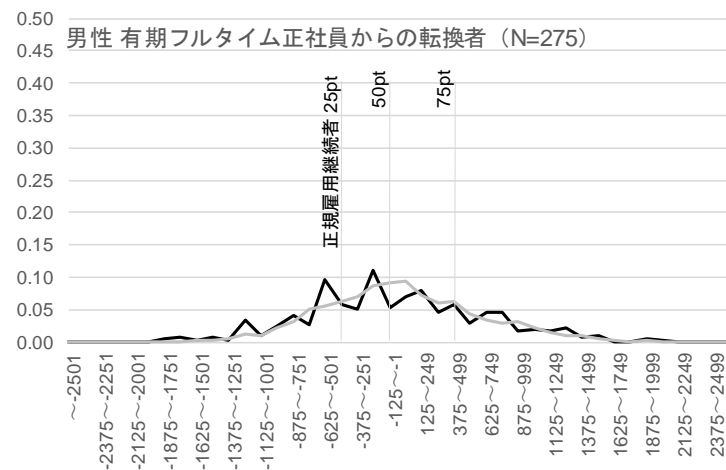
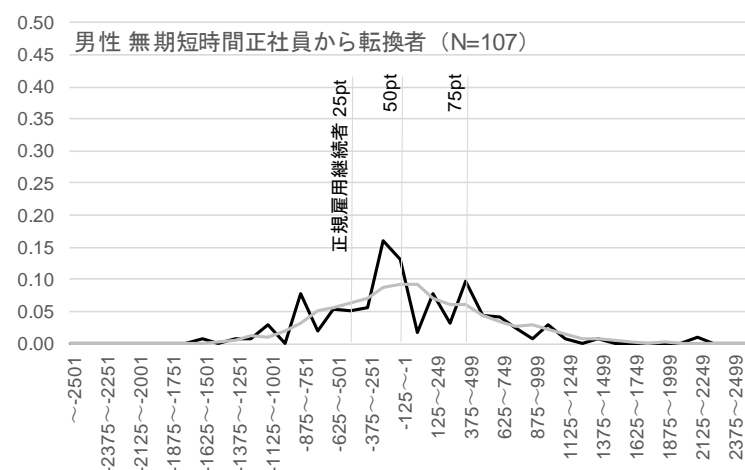
- 有田伸（2016）『就業機会と報酬格差の社会学』東京大学出版会.
- 石川経夫・出島敬久（1994）「労働市場の二重構造」石川経夫編『日本の所得と富の分配』東京大学出版会, pp. 169-209.
- 石田光男（2016）「賃金の日本的特性」『日本労働研究雑誌』No. 667, pp. 8-18.
- 氏原正治郎（1954）『日本労働問題研究』東京大学出版会.
- 小倉一哉（2013）『「正社員」の研究』日本経済新聞出版社.
- 川口大司（2017）「社会の課題に労働経済学はどのように応えるのか？」川口大司編『日本の労働市場－経済学者の視点』終章, 有斐閣.
- 川口大司（2018）「雇用形態間賃金差の実証分析」『日本労働研究雑誌』No.701, pp. 4-16.
- 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.
- 久米功一・鶴光太郎・戸田淳二（2017）「多様な正社員のスキルと生活満足度に関する実証分析」『生活経済学研究』, Vol. 45, pp. 25-38.
- 玄田有史（2018）『雇用は契約－雰囲気には負けない働き方』筑摩選書.
- 厚生労働省（2012）「「多様な形態による正社員」に関する研究会報告書」.
- 小池和男（2005）『仕事の経済学』東洋経済新報社.
- 小池和男（2016）『「非正規労働」を考える－戦後労働史の視点から』名古屋大学出版会.
- 佐口和郎（2015）「日本的雇用システムと労使関係－戦後史論」『「日本的雇用システム」の生成と展開』連合総合生活開発研究所, pp. 1-69.
- 佐藤博樹（1998）「非典型的労働の実態－柔軟な働き方の提供か？」『日本労働研究雑誌』No. 462, pp. 2-14.
- 佐藤博樹（2002）「曖昧な雇用契約」岩井紀子・佐藤博樹編『日本人の姿 JGSS にみる意識と行動』有斐閣, pp. 111-112.
- 佐藤博樹（2017）「問題解決の「鍵」は現場に－実証的な労働研究－」『労務学会誌』Vol. 18 (2), pp. 4-17.
- 高橋康二（2011）「有期契約労働者の働き方と意識－有期フルタイムと有期パートタイムの共通点と差異」『ビジネス・レーバー・トレンド』2011年3月号, pp. 18-22.
- 高橋康二（2016）「有期社員と企業内賃金格差」『日本労働研究雑誌』No. 670, pp. 75-89.
- 武石恵美子（2013）「短時間勤務制度の現状と課題」『生涯学習とキャリアデザイン』Vol. 10-1, pp. 67-84.
- 戸田淳仁（2015）「限定正社員の実態－企業規模別における賃金, 満足度の違い」『日本労働研究雑誌』No. 655, pp. 110-118.
- 松原光代（2004）「短時間正社員の可能性－育児短時間勤務制度利用者への聞き取りを通して」『日本労働研究雑誌』No. 528, pp. 69-79.
- 松原光代（2012）「短時間正社員制度の長期利用がキャリアに及ぼす影響」『日本労働研究

- 雑誌』 No. 627, pp. 22-33.
- 松原光代・脇坂明 (2012) 「ワーク・ライフ・バランスがもたらす「ウィンーウィン」の関係に関する研究 (2)」『学習院大学経済経営研究所年報』 No. 26, pp. 59-100.
- 労働政策研究・研修機構 (2013) 『「多様な正社員」の人事管理に関する研究』労働政策研究報告書 No. 158.
- 労働政策研究・研修機構 (2017) 『「改正労働契約法とその特例への対応状況及び多様な正社員の活用状況に関する調査」結果』調査シリーズ No. 171, pp. 54-55, 92-94.
- 安井健悟・佐野晋平・久米功一・鶴光太郎 (2018) 「無限定正社員と限定正社員の賃金格差」『日本労働研究雑誌』 No. 701, pp. 67-81.
- Booth, Alison.L., Dolado, Juan.J., and Frank. Jeff. (2002) “Symposium on Fixed-Term Work: Introduction,” *The Economic Journal* 112, F181-188.
- Genda, Yuji., Heckel, Marx, and Kambayashi, Ryo. (2019) “Employees who do not Know Their Labour Contract Term and the Implications for Working Conditions: Evidence from Japanese and Spanish Microdata,” *Japan and The World Economy* 49, pp. 95-104.
- Hara, Hiromi. (2014) “The Impact of Firm-provided Training on Productivity, Wages, and Transition to Regular Employment for Workers in Flexible Arrangements,” *Journal of the Japanese and International Economies*, 34, pp. 336-359.
- Kambayashi, Ryo. and Kato, Takao. (2012) “Good Jobs, Bad Jobs, and the Great recession: Lessons from Japan’s Lost Decade,” *IZA Discussion Paper Series* 6666.
- Kambayashi, R. and Kato, Takao. (2016) “Good Jobs, Bad Jobs in Japan: 1982-2007,” *Center on Japanese Economy and Business, Working Paper Series*, No. 348.
- OECD (2002) “Taking the Measure of Fixed-Term Employment,” *Employment Outlook*, pp. 127-187.
- Yokoyama, Izumi. Higa, Kazuhito and Kawaguchi, Daiji (2021) “Adjustments of Regular and Non-regular Workers to Exogenous Shocks: Evidence from Exchange-rate Fluctuation,” *Industrial and Labor Relations Review*, 74 (2), pp. 470-510.



- ・雇用形態のシェアは雇用労働者に占める各雇用形態の割合を示す。年齢を20～49歳に絞っているため、本図のシェアは表1と一致しない。
- ・相対賃金は各雇用形態の時間あたり賃金の相対値を示し（参照点は有期パートタイム非正社員）、年齢（5歳階級）、学歴、婚姻状態、6歳未満長子の有無、6歳未満末子の有無、転職回数、職階、職業（大分類）、産業（大分類）、企業規模をコントロール変数とし、コントロール変数2変数ごとの交差項を加えて推定を行った。

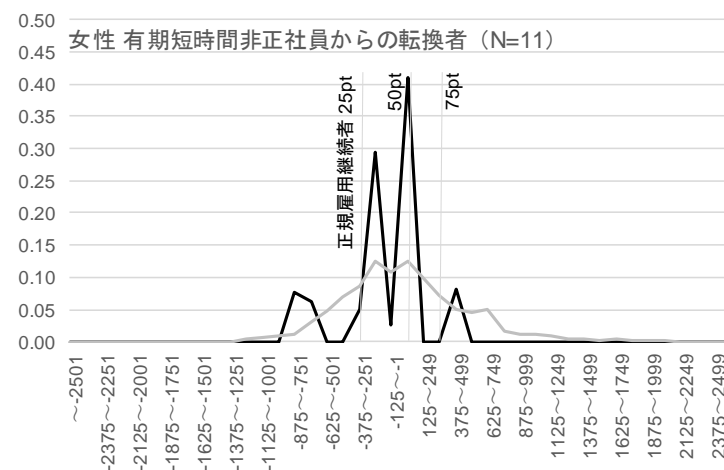
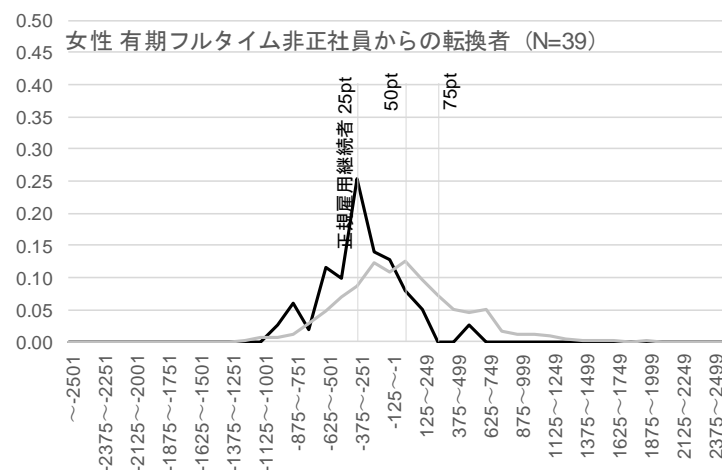
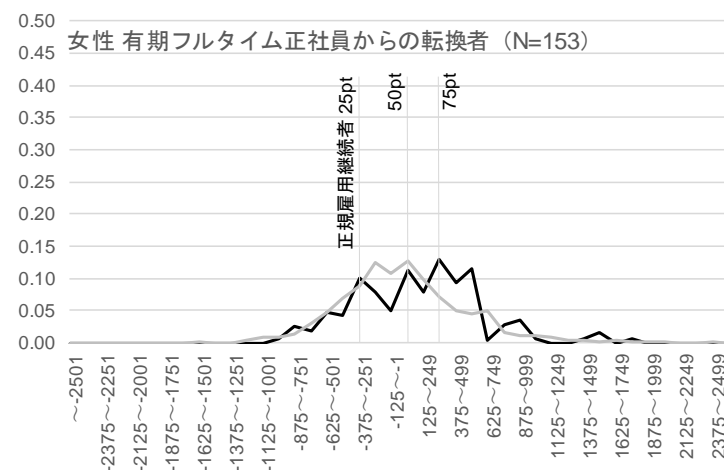
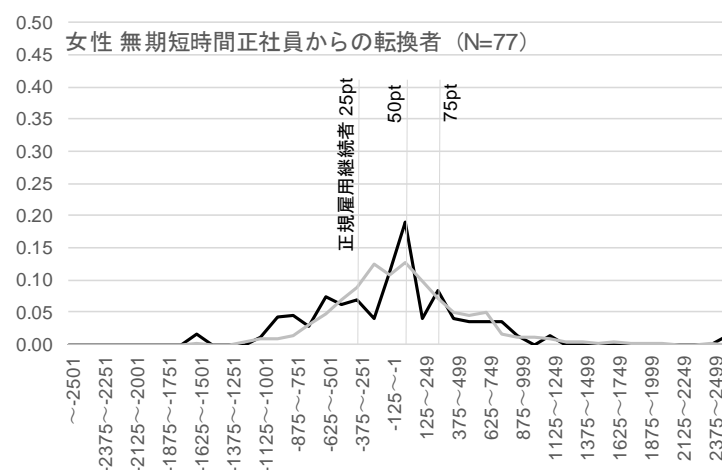
図2-1 雇用形態のシェアと相対賃金



・2015年12月に民間企業に勤める20～49歳の者でかつ、2016年12月に2015年12月時点と同一の使用者のもと正規雇用として働く者を対象とし、一部の産業（農林漁業、鉱業、公務）を除外している。

・黒線は登用者の賃金残差分布を、グレー線は正規雇用継続者（N=4,120）のそれを示す。各図記載の分位点は正規雇用継続者の分位点を示しているが、正確には分位点が含まれる階級の目盛点に引かれているため、分位点そのものからややずれる。

図2-2 2015年の雇用形態と企業内転換後（2016年）の賃金残差分布の関係（男性）



・2015年12月に民間企業に勤める20～49歳の者でかつ、2016年12月に2015年12月時点と同一の使用者のもと正規雇用として働く者を対象とし、一部の産業（農林漁業、鉱業、公務）を除外している。

・黒線は登用者の賃金残差分布を、グレー線は正規雇用継続者（N=1,962）のそれを示す。各図記載の分位点は正規雇用継続者の分位点を示しているが、正確には分位点が含まれる階級の目盛点に引かれているため、分位点そのものからややずれる。

図2-3 2015年の雇用形態と企業内転換後（2016年）の賃金残差分布の関係（女性）

表2-1 雇用形態の分類

雇用期間の定め	労働時間	呼称	分類
無	フルタイム	正社員	狭義の正規雇用
無	フルタイム	非正社員	広義の非正規雇用
無	短時間	正社員	
無	短時間	非正社員	
有	フルタイム	正社員	
有	フルタイム	非正社員	
有	短時間	正社員	
有	短時間	非正社員	狭義の非正規雇用

・ここで「フルタイム」とは調査対象期間である12月の標準的な1週間の労働時間が35時間以上の場合であり、「短時間」は35時間未満の場合と定義される。

・また「多様な正社員」は、表のうち、無期フルタイム正社員の他、無期短時間正社員、有期フルタイム正社員、有期短時間正社員から構成されるものと考えられる。

表2-2 訓練実施状況（プロビット分析）

	男性			女性		
	OJT	Off-JT	自己啓発	OJT	Off-JT	自己啓発
無期フルタイム正社員	0.135 *** (0.029)	0.105 *** (0.032)	0.060 ** (0.026)	0.051 ** (0.023)	0.112 *** (0.019)	0.073 *** (0.020)
無期フルタイム非正社員	0.093 (0.082)	-0.095 (0.089)	-0.108 (0.076)	0.117 * (0.061)	0.061 (0.056)	0.110 * (0.064)
無期短時間正社員	0.262 *** (0.067)	0.104 * (0.061)	0.129 ** (0.055)	0.133 ** (0.053)	0.083 ** (0.042)	0.063 (0.048)
無期短時間非正社員	-0.174 (0.119)	-0.468 *** (0.132)	0.035 (0.110)	0.063 (0.047)	0.073 (0.054)	0.030 (0.045)
有期フルタイム正社員	0.030 (0.037)	0.063 (0.040)	0.019 (0.035)	0.001 (0.042)	0.038 (0.032)	0.020 (0.030)
有期フルタイム非正社員	0.014 (0.039)	0.026 (0.041)	0.019 (0.036)	0.004 (0.025)	0.031 (0.022)	0.018 (0.022)
有期短時間正社員	0.051 (0.109)	0.244 *** (0.085)	0.134 (0.084)	0.053 (0.086)	0.157 ** (0.071)	0.017 (0.076)
勤続1年以上2年未満	-0.078 ** (0.039)	0.002 (0.035)	-0.029 (0.031)	-0.048 * (0.029)	-0.014 (0.024)	0.001 (0.024)
勤続2年以上3年未満	-0.084 ** (0.04)	-0.039 (0.037)	-0.034 (0.033)	-0.111 *** (0.03)	0.003 (0.026)	-0.027 (0.025)
勤続3年以上4年未満	-0.102 ** (0.04)	0.018 (0.039)	-0.061 * (0.036)	-0.189 *** (0.033)	-0.002 (0.032)	-0.031 (0.029)
勤続4年以上5年未満	-0.136 *** (0.04)	-0.039 (0.04)	-0.08 ** (0.039)	-0.163 *** (0.038)	-0.047 (0.03)	-0.027 (0.033)
勤続5年以上	-0.201 *** (0.03)	-0.098 *** (0.029)	-0.094 *** (0.026)	-0.211 *** (0.025)	-0.015 (0.022)	-0.057 *** (0.02)
サンプルサイズ	6844	6844	6840	6685	6689	6689
擬似決定係数	0.1173	0.0976	0.0832	0.0917	0.0995	0.0786

・表中の値は限界効果と標準誤差（括弧内）である。

・雇用労働者の属性では年齢（5歳階級）、学歴、勤続年数（1年未満、2年未満、3年未満、4年未満、5年未満、5年以上）、婚姻状態、6歳未満の長子の有無、6歳未満の末子の有無、転職回数、職階、職業（大分類）を制御した。企業属性では企業規模、産業（大分類）を制御した。

・対象サンプルは、2015年12月時点で民間企業に勤める20～49歳の者でかつ、係長（事務職、専門職）と役職なしの者を対象とし、一部の産業（農林漁業、鉱業、公務）を除外している。

・有意水準：* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

表2-3 20～49歳の就業状態別移動率（男性，％）

2016年12月の就業状態		雇用労働者								会社役員・その他の就業者 （雇用労働者でない者）	失業・非労働力	総数
2015年12月の就業状態		無期フルタイム正社員	無期フルタイム非正社員	無期短時間正社員	無期短時間非正社員	有期フルタイム正社員	有期フルタイム非正社員	有期短時間正社員	有期短時間非正社員			
雇用労働者	無期フルタイム正社員 (58.0)	89.0	0.2	2.4	0.0	4.9	1.0	0.2	0.0	1.4	0.9	100
	無期フルタイム非正社員 (0.6)	12.5	18.7	0.0	4.9	0.0	52.5	0.0	2.6	8.9	0.0	100
	無期短時間正社員 (1.8)	83.9	0.0	8.8	0.5	5.0	0.5	0.0	0.0	0.9	0.4	100
	無期短時間非正社員 (0.4)	20.2	2.9	0.0	7.7	0.0	4.7	0.0	48.5	8.8	7.2	100
	有期フルタイム正社員 (5.6)	60.6	0.5	2.3	0.0	32.3	2.0	0.2	0.1	1.6	0.4	100
	有期フルタイム非正社員 (7.3)	14.3	6.1	0.2	0.4	2.5	66.3	0.0	3.8	3.2	3.3	100
	有期短時間正社員 (0.6)	53.7	0.0	5.1	0.0	12.6	1.6	18.2	1.3	6.0	1.6	100
	有期短時間非正社員 (5.3)	19.4	0.4	0.4	1.6	0.3	14.4	0.1	47.9	2.7	12.9	100
会社役員・その他の就業者 （雇用労働者でない者） (8.9)		8.6	0.3	0.5	0.4	1.2	1.3	0.1	1.5	80.8	5.4	100
失業者・非労働力 (12.0)		13.3	0.4	0.2	0.3	2.9	8.3	0.2	5.8	6.5	62.1	100

・2015年就業状態（表側）下段の括弧内数字は当該就業状態の2015年12月時点でのシェアを示す。

・行列内は2015年12月と2016年12月の1年間における就業形態間の移動確率であり、同一の使用者であったか否かは区別していない。また、その1年間に複数回雇用形態が変わっていたとしても、その2時点のみを対象として確率を算出している。

表2-4 20～49歳の就業状態別移動率（女性，％）

2016年12月の就業状態		雇用労働者								会社役員・その他の就業者 （雇用労働者でない者）	失業・非労働力	総数
2015年12月の就業状態		無期フルタイム正社員	無期フルタイム非正社員	無期短時間正社員	無期短時間非正社員	有期フルタイム正社員	有期フルタイム非正社員	有期短時間正社員	有期短時間非正社員			
雇用労働者	無期フルタイム正社員 (26.0)	83.6	0.3	4.1	0.6	4.3	1.5	0.4	1.3	1.5	2.6	100
	無期フルタイム非正社員 (1.2)	13.5	34.1	0.0	5.0	3.8	28.0	0.0	3.1	7.9	4.6	100
	無期短時間正社員 (2.0)	42.2	0.0	40.0	0.5	2.7	0.7	4.8	4.5	1.6	3.1	100
	無期短時間非正社員 (2.0)	2.6	10.3	0.5	34.4	0.4	6.2	0.3	29.3	6.4	9.7	100
	有期フルタイム正社員 (3.1)	61.8	0.2	1.4	0.3	24.1	4.3	0.3	1.3	1.9	4.4	100
	有期フルタイム非正社員 (10.8)	6.8	3.7	1.0	0.5	0.8	69.8	0.3	9.2	2.2	5.7	100
	有期短時間正社員 (0.3)	45.1	0.0	15.9	0.0	13.6	0.0	11.2	9.0	2.1	3.1	100
	有期短時間非正社員 (17.2)	4.0	1.3	0.1	5.1	0.9	10.4	0.0	67.9	2.3	8.1	100
会社役員・その他の就業者 （雇用労働者でない者） (6.5)		6.2	0.2	0.6	1.5	2.2	5.7	0.2	13.3	55.8	14.4	100
失業者・非労働力 (30.5)		3.4	0.9	0.1	0.6	0.3	3.7	0.1	10.8	5.3	74.9	100

・2015年就業状態（表側）下段の括弧内数字は当該就業状態の2015年12月時点でのシェアを示す。

・行列内は2015年12月と2016年12月の1年間における就業形態間の移動確率であり，同一の使用者であったか否かは区別していない。また，その1年間に複数回雇用形態が変わっていたとしても，その2時点のみを対象として確率を算出している。

表2-5 狭義の正規雇用への企業内転換に及ぼす影響（プロビット分析）

	男性		女性	
	モデル1	モデル2	モデル1	モデル2
交差項の有無	なし	あり	なし	あり
ln_wage2015	0.119 *** (0.029)	0.188 *** (0.044)	0.053 *** (0.012)	0.056 *** (0.022)
無期フルタイム非正社員	-0.023 (0.067)	-0.805 (1.351)	0.040 (0.025)	0.488 (0.311)
無期短時間正社員	0.303 *** (0.058)	2.240 *** (0.730)	0.109 *** (0.022)	0.201 (0.313)
無期短時間非正社員	-0.175 (0.108)	0.876* (0.530)	0.012 (0.025)	0.405 (0.303)
有期フルタイム正社員	0.235 *** (0.040)	1.463 *** (0.436)	0.188 *** (0.015)	-0.090 (0.246)
有期フルタイム非正社員	-0.027 (0.036)	0.110 (0.497)	0.025 (0.016)	0.299 (0.204)
有期短時間正社員	0.081 (0.101)	-0.688 (1.624)	0.080 ** (0.037)	-0.351 (0.460)
ln_wage2015 × 無期フルタイム非正社員		0.111 (0.189)		-0.064 (0.045)
ln_wage2015 × 無期短時間正社員		-0.259 *** (0.096)		-0.013 (0.043)
ln_wage2015 × 無期短時間非正社員		-0.148 ** (0.075)		-0.056 (0.044)
ln_wage2015 × 有期フルタイム正社員		-0.169 *** (0.059)		0.038 (0.034)
ln_wage2015 × 有期フルタイム非正社員		-0.019 (0.069)		-0.039 (0.030)
ln_wage2015 × 有期短時間正社員		0.096 (0.219)		0.056 (0.061)
サンプルサイズ	1561	1570	3192	3218
擬似決定係数	0.2821	0.2940	0.3894	0.3911

・表中上段は限界効果，下段括弧内は標準誤差を示す。

・有意水準：* $p < 0.1$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$

・2015年12月，2016年12月両時点において民間企業に勤めていた20～49歳（2015年12月時点）の雇用労働者を対象とし，一部の産業（農林漁業，鉱業，公務）を除外している。

・説明変数として2015年時間あたり賃金の対数値，2015年雇用形態，2015年時間あたり賃金対数値と2015年雇用形態との交差項，年齢（5歳階級），婚姻状態，6歳未満末子の有無，6歳未満長子の有無，転職回数，学歴，職階，職業，企業規模，産業を含む。雇用形態のリファレンスは、有期短時間非正社員。

表2-6 時間あたり賃金の各分位点における雇用形態の限界効果

男性						
分位点	無期フルタイム非正社員	無期短時間正社員	無期短時間非正社員	有期フルタイム正社員	有期フルタイム非正社員	有期短時間正社員
5pt	-0.107	0.595 ***	-0.043	0.329 ***	-0.006	-0.067
10pt	-0.094	0.510 ***	-0.064	0.301 ***	-0.009	-0.067
15pt	-0.083	0.388 ***	-0.073	0.274 ***	-0.012	-0.050
20pt	-0.076	0.347 ***	-0.076	0.256 ***	-0.014	-0.028
25pt	-0.068	0.309 ***	-0.079	0.236 ***	-0.015	-0.022
30pt	-0.055	0.308 ***	-0.082	0.236 ***	-0.016	-0.001
35pt	-0.050	0.284 ***	-0.092	0.225 ***	-0.017	0.000
40pt	-0.042	0.284 ***	-0.106	0.218 ***	-0.018	0.007
45pt	-0.042	0.223 ***	-0.106	0.207 ***	-0.018	0.038
50pt	-0.042	0.209 ***	-0.114	0.196 ***	-0.019	0.038
55pt	-0.034	0.209 ***	-0.133	0.188 ***	-0.020	0.052
60pt	-0.027	0.199 ***	-0.144	0.188 ***	-0.021	0.056
65pt	-0.021	0.179 ***	-0.166 *	0.168 ***	-0.022	0.059
70pt	-0.017	0.156 **	-0.172 *	0.157 ***	-0.022	0.059
75pt	-0.008	0.146 **	-0.182 *	0.150 ***	-0.024	0.077
80pt	0.000	0.134 *	-0.186 **	0.143 ***	-0.025	0.087
85pt	0.003	0.126	-0.199 **	0.131 ***	-0.026	0.087
90pt	0.014	0.113	-0.242 **	0.113 **	-0.028	0.092
95pt	0.024	0.104	-0.302 **	0.091	-0.031	0.101

女性						
分位点	無期フルタイム非正社員	無期短時間正社員	無期短時間非正社員	有期フルタイム正社員	有期フルタイム非正社員	有期短時間正社員
5pt	0.091 **	0.119 ***	0.057	0.154 ***	0.055 **	-0.015
10pt	0.081 **	0.117 ***	0.047	0.163 ***	0.050 **	0.002
15pt	0.078 **	0.114 ***	0.041	0.168 ***	0.046 **	0.021
20pt	0.070 **	0.114 ***	0.038	0.174 ***	0.043 **	0.037
25pt	0.064 **	0.111 ***	0.034	0.174 ***	0.039 **	0.046
30pt	0.063 **	0.110 ***	0.031	0.178 ***	0.037 **	0.049
35pt	0.059 **	0.110 ***	0.031	0.179 ***	0.034 **	0.054
40pt	0.057 **	0.109 ***	0.028	0.183 ***	0.032 **	0.062
45pt	0.053 **	0.108 ***	0.026	0.184 ***	0.030 *	0.062
50pt	0.051 **	0.107 ***	0.023	0.187 ***	0.028 *	0.072 *
55pt	0.045 *	0.107 ***	0.02	0.190 ***	0.028 *	0.072 *
60pt	0.045 *	0.106 ***	0.018	0.190 ***	0.026	0.077 *
65pt	0.043 *	0.105 ***	0.018	0.193 ***	0.023	0.092 **
70pt	0.039	0.104 ***	0.012	0.195 ***	0.022	0.101 *
75pt	0.033	0.103 ***	0.005	0.196 ***	0.019	0.101 *
80pt	0.031	0.102 ***	0.002	0.200 ***	0.017	0.101 *
85pt	0.024	0.100 ***	-0.008	0.202 ***	0.014	0.11 *
90pt	0.019	0.099 **	-0.017	0.206 ***	0.012	0.113 *
95pt	0.009	0.098 **	-0.041	0.213 ***	0.007	0.117 *

・有意水準：* p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01

補表2-1 就業実態パネル調査（JPSED）と労働力調査（LFS）の比較				
職業シェア（雇用労働者のみ）				
男性		女性		
	JPSED	LFS	JPSED	LFS
管理的職業従事者	8.6	1.2	1.7	0.1
専門的・技術的職業従事者	24.2	15.8	17.0	18.6
事務従事者	18.5	16.8	42.8	28.6
販売従事者	7.5	13.3	8.7	13.7
サービス職業従事者	8.6	6.9	14.6	19.5
保安職業従事者	2.8	4.0	0.1	0.3
農林漁業従事者	0.2	1.2	0.2	0.7
生産工程従事者	12.1	18.3	3.7	9.4
輸送・機械運転従事者	6.0	7.0	0.4	0.2
建設・採掘従事者	1.6	6.9	0.1	0.1
運搬・清掃・包装等従事者	3.2	7.8	2.8	7.7
分類不能の職業	6.7	0.9	7.9	0.9
総数	100	100	100	100
産業シェア（雇用労働者のみ）				
男性		女性		
	JPSED	LFS	JPSED	LFS
農業、林業、漁業	0.5	1.2	0.3	0.9
鉱業	0.1	0.1	0.1	0.0
建設業	5.8	10.3	4.6	2.1
製造業	23.4	22.4	11.2	12.2
電気・ガス・熱供給・水道業	1.7	0.9	0.9	0.1
情報通信業	8.2	4.7	3.5	2.1
運輸業、郵便業	9.9	8.8	4.1	2.6
卸売業、小売業	8.5	14.1	16.3	20.3
金融業、保険業	2.5	2.1	5.6	3.4
不動産業、物品賃貸業	1.8	1.9	2.0	1.4
宿泊業、飲食サービス業	3.0	4.0	6.3	8.6
生活関連サービス業、娯楽業	1.2	2.3	2.6	4.3
教育	4.3	4.4	5.6	6.2
医療、福祉	5.0	5.6	14.4	24.1
その他のサービス業	15.7	11.4	18.3	9.0
公務	8.6	5.8	4.2	2.6
総数	100	100	100	100
学歴シェア（雇用労働者のみ）				
男性		女性		
	JPSED	LFS	JPSED	LFS
小学校、中学校、高校	43.4	49.9	43.1	50.0
高专・短大・専門学校	20.2	11.2	38.8	29.8
大学	31.8	34.2	17.0	18.7
大学院	4.6	4.8	1.1	1.5
総数	100	100	100	100
年間所得階級（雇用労働者のみ）				
男性		女性		
	フルタイム		フルタイム	
年間収入	JPSED	LFS	JPSED	LFS
～99万円	2.3	1.7	4.9	5.1
100～199万円	4.9	8.6	19.0	29.4
200～299万円	13.3	17.7	32.4	28.4
300～399万円	19.2	21.0	21.7	17.5
400～499万円	18.1	16.7	10.6	9.0
500～699万円	24.2	18.7	8.6	7.3
700～999万円	14.7	11.4	2.4	2.8
1000～1499万円	3.0	3.6	0.2	0.5
1500万円～	0.4	0.7	0.2	0.1
総数	100	100	100	100
雇用形態シェア				
男性		女性		
	JPSED	LFS	JPSED	LFS
無期フルタイム正社員	66.8	67.3	36.4	32.3
無期フルタイム非正社員	1.1	2.2	1.8	5.0
無期短時間正社員	2.4	7.8	2.8	8.4
無期短時間非正社員	0.8	2.4	4.1	15.2
有期フルタイム正社員	6.4	2.5	4.1	1.3
有期フルタイム非正社員	11.9	9.1	16.6	11.4
有期短時間正社員	0.6	0.6	0.4	0.6
有期短時間非正社員	10.0	8.0	33.8	25.8
総数	100	100	100	100

・就業実態パネル調査は第1回調査データ（2015年12月）、労働力調査は四半期データ（2015年10～12月）を用い
・15歳以上のすべての雇用労働者を対象に集計した。
・括弧内の数字は間接雇用（派遣労働者）の占める割合である。
・労働力調査の有期雇用には臨時雇・日雇も含めた。
・2つの調査の産業分類が異なることから、労働力調査は「学研究、専門・技術サービス業」、 「複合サービス事
業」と「サービス業（他に分類されないもの）」を合わせて「その他のサービス業」とした。
・就業実態パネル調査には「分類不能の産業」の分類が存在しないため、当該産業の記載は省略した。
・労働力調査の年間所得は、副業等も含む「仕事からの収入」だったため、全国実態パネル調査も同様の定義にて
集計を行った。ただし、労働力調査の年間所得は詳細調査実施時月から遡って1年間の収入であり、全国就業実態パ
ネル調査は調査年の1～12月の収入である。

第2章補論

本論はJPSED第1回と第2回調査を用いたため、サンプルサイズや時系列な分析に限界があった。以下の補論では、本論で検証できなかったいくつかの点についてJPSED第1回～第8回調査のデータを用いて検証する（タスク設問を利用する場合は、当該設問が設けられた第5回以降）。

補論2.1 雇用形態の分類にあたって交互作用を考慮することの意義

第2章では、雇用形態を8分類するにあたり、期間、時間、呼称の3軸の組み合わせによって作成した。雇用形態間の処遇差が期間、時間、呼称のいずれの要素に強く影響を受けるかを着目するのであれば、3つの変数の効果の大きさ分析すれば足りる。第2章本論では、これらの3要素の組み合わせ（交互作用）によって生じる8つの雇用形態間での比較を行ったが、本節では改めて3つの変数の交互作用を考慮することの意義について、追加的な分析から考察する。

$$\begin{aligned} \ln \text{hourlywage}_{it} = & \beta_1 \text{regular}_{it} + \beta_2 \text{permanent}_{it} + \beta_3 \text{fulltime}_{it} + \beta_4 \text{regular}_{it} \cdot \text{permanent}_{it} \\ & + \beta_5 \text{permanent}_{it} \cdot \text{fulltime}_{it} + \beta_6 \text{regular}_{it} \cdot \text{fulltime}_{it} + \beta_7 \text{regular}_{it} \\ & \cdot \text{permanent}_{it} \cdot \text{fulltime}_{it} + X' \gamma + u_{it} \end{aligned}$$

ここで、*regular*は呼称正社員の場合に1、呼称非正社員の場合に0をとる変数あり、*permanent*は無期雇用の場合に1、有期雇用の場合に0をとる変数あり、*fulltime*はフルタイム（週35時間以上）の場合に1、短時間（週35時間未満）の場合に0をとる変数である。この立式によれば、第2章本論における各雇用形態の賃金水準は以下のように表される。

無期フルタイム正社員	$\beta_1 + \beta_2 + \beta_3 + \beta_4 + \beta_5 + \beta_6 + \beta_7$
有期フルタイム正社員	$\beta_1 + \beta_3 + \beta_6$
無期短時間正社員	$\beta_2 + \beta_3 + \beta_4$
有期短時間正社員	β_1
無期フルタイム非正社員	$\beta_2 + \beta_3 + \beta_5$
有期フルタイム非正社員	β_3
無期短時間非正社員	β_2
有期短時間非正社員	—

本回帰式において $\beta_4 = \beta_5 = \beta_6 = \beta_7 = 0$ のF検定を実施したが、帰無仮説は1%水準で棄却された。したがって、雇用形態を分けるにあたっては、単に3つの軸のみを使うよりも、3軸とそれらの交互作用を使ったほうが正確に捉えることができる。

補表 2-2 には、各項の係数を記載した。まず、男性について 1 次項をみると、呼称正社員は有意に正の値を示し、フルタイムは有意に負の値を示した。続いて、2 次項をみると、呼称正社員・無期と呼称正社員・フルタイムの組み合わせはそれぞれ有意に正の値を示した。これは、呼称正社員として長期間あるいは長時間働く男性雇用労働者の賃金水準が高いことを示すものと考えられる。他方で、3 次項は有意に負の値を示した。

次に、女性について 1 次項をみると、呼称正社員と無期雇用は有意に正の値を示した。続いて 2 次項をみると、無期・フルタイムと呼称正社員・フルタイムの 2 つの組み合わせで有意に負の値を示した。女性の場合、男性と比較して呼称正社員であることの正の効果が大きい一方で、呼称正社員であっても短時間勤務のほうが賃金水準は高いことがわかった。短時間である場合に時間あたり賃金が高くなる傾向は、本論でも述べた通り、バイアスによって生じている可能性があり、追加的な検討が必要である。3 次項は有意ではなかった。

補表2-2 時間あたり賃金		
対象	男性	女性
被説明変数	時間あたり賃金（対数値）	時間あたり賃金（対数値）
<i>regular</i>	0.139 ** (0.056)	0.460 *** (0.052)
<i>permanent</i>	-0.001 (0.014)	0.046 *** (0.007)
<i>fulltime</i>	-0.114 *** (0.020)	-0.009 (0.014)
<i>regular</i> ・ <i>permanent</i>	0.187 *** (0.031)	-0.026 (0.028)
<i>permanent</i> ・ <i>fulltime</i>	0.017 (0.017)	-0.030 *** (0.011)
<i>regular</i> ・ <i>fulltime</i>	0.196 *** (0.057)	-0.192 *** (0.055)
<i>regular</i> ・ <i>permanent</i> ・ <i>fulltime</i>	-0.193 *** (0.033)	0.044 (0.030)
観測数	97414	71329
決定係数	0.501	0.371

対象：20～49歳の雇用労働者（雇用期間不明は除く、JPSED2016～2023）

表中の値は限界効果とクラスター構造に頑健な標準誤差

年齢（5歳階級），学歴，勤続年数，婚姻状態，子ども有無，職業（大分類），企業規模，産業（大分類），都道府県を制御

有意水準：* p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01

補論 2.2 雇用形態間のタスクの差

本論では呼称（正社員と非正社員）が客観的な労働条件（雇用期間の定めと労働時間の多寡）よりも処遇上の差異をよく説明することが示された。では呼称正社員はどのようなもの

といえるのだろうか。

補表 2-3 では JPSED2020 以降に設けられているタスクに関する設問を利用し、各雇用形態と関係を見た。その内容を整理すると、(1) 短時間非正社員は、無期・有期にかかわらず、呼称正社員に比べて繰り返しの作業が多い、(2) 有期雇用は「体を動かす」作業が多く、狭義の正規雇用である無期フルタイム正社員は他の雇用形態と比較すると「頭を使う」仕事の割合が多い、(3) 呼称非正社員は期間・時間にかかわらず「ほかの人と一緒にする」仕事の割合が多い、といった傾向がみられた。なお、参照点とした無期フルタイム正社員のタスクにおいて「繰り返し同じ仕事をする」割合、「体を動かす」割合、「一人でする」割合はそれぞれ、56.2%、37.7%、53.0%であった。このことから、たとえば、上記 (3) における呼称非正社員の「ほかの人と一緒にする」割合は無期フルタイム正社員の 53.0%よりも、2~3%ポイント高いことになる。

そこで、賃金推定についてもタスク変数を加えたものが補表 2-4 である。本論とは対象と用いた変数が異なるため、タスク設問がある場合とない場合の 2 通りの結果を示した。補表 2-4 によれば、「体を動かす」割合が高い場合に有意に賃金が低くなる。ただ、係数の大きさとして大きくなく、タスク変数は賃金に対してそれほど大きな影響をもたない。また、タスク変数を入れた場合と入れなかった場合の雇用形態の係数を比較したところ、絶対値が小さくなる形態も散見されたものの、明確な傾向や大きな変化はみられなかった。

以上の点から、雇用形態とタスクとの関係に多少の関係は見出されたが、それによって呼称正社員がどのような存在であるかなど踏み込んだ点までは明らかにできなかった。より多角的な分析によって論じられる必要がある。

補表2-3 雇用形態とタスクとの関係

被説明変数	完全に「繰り返し同じことをする」場合に1, 完全に「その都度違うことをする」場合に0を取る百分率	完全に「体を動かす」場合に1, 完全に「頭を使う」場合に0を取る百分率	完全に「一人でする」場合に1, 完全に「ほかの人と一緒にする」場合に0を取る百分率
ref：無期フルタイム正社員			
有期フルタイム正社員	-0.008 *** (0.003)	0.020 *** (0.004)	-0.007 * (0.004)
無期短時間正社員	-0.007 ** (0.003)	-0.002 (0.005)	-0.002 (0.004)
有期短時間正社員	-0.009 (0.009)	0.030 ** (0.014)	-0.012 (0.011)
無期フルタイム非正社員	-0.003 (0.004)	0.016 ** (0.007)	-0.034 *** (0.006)
有期フルタイム非正社員	0.000 (0.002)	0.014 *** (0.004)	-0.019 *** (0.003)
無期短時間非正社員	0.009 *** (0.003)	0.010 (0.007)	-0.029 *** (0.006)
有期短時間非正社員	0.008 *** (0.002)	0.014 *** (0.004)	-0.029 *** (0.003)
観測数	94,708	94,712	94,712
疑似決定係数	0.0391	0.1659	0.0511

対象：20～49歳の雇用労働者

表中の値は限界効果とクラスター構造に頑健な標準誤差

年齢（5歳階級），学歴，勤続年数，婚姻状態，子ども有無，職業（大分類），企業規模，産業（大分類），都道府県を制御。

有意水準：* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

補表2-4 タスク変数を加えた時間あたり賃金の推定

対象	男性	男性	女性	女性
被説明変数	時間あたり賃金（対数）	時間あたり賃金（対数）	時間あたり賃金（対数）	時間あたり賃金（対数）
ref：無期フルタイム正社員				
有期フルタイム正社員	-0.011 * (0.006)	-0.009 (0.006)	-0.037 *** (0.010)	-0.034 *** (0.010)
無期短時間正社員	0.227 *** (0.022)	0.229 *** (0.022)	0.174 *** (0.016)	0.172 *** (0.016)
有期短時間正社員	0.070 (0.065)	0.079 (0.066)	0.129 ** (0.050)	0.141 *** (0.051)
無期フルタイム非正社員	-0.357 *** (0.012)	-0.339 *** (0.012)	-0.322 *** (0.009)	-0.314 *** (0.009)
有期フルタイム非正社員	-0.356 *** (0.007)	-0.342 *** (0.007)	-0.339 *** (0.006)	-0.330 *** (0.006)
無期短時間非正社員	-0.272 *** (0.027)	-0.248 *** (0.026)	-0.245 *** (0.011)	-0.234 *** (0.011)
有期短時間非正社員	-0.255 *** (0.010)	-0.235 *** (0.010)	-0.290 *** (0.006)	-0.273 *** (0.006)
「繰り返しの仕事」の割合（百分率）		0.000 *** (0.000)		0.000 *** (0.000)
「体を動かす仕事」の割合（百分率）		-0.002 *** (0.000)		-0.001 *** (0.000)
「一人でする仕事」の割合（百分率）		0.000 *** (0.000)		0.000 (0.000)
観測数	50443	50443	36050	36050
決定係数	0.497	0.508	0.368	0.375

対象：20～49歳の雇用労働者（雇用期間不明は除く，JPSED2020～2023）

表中の値は限界効果とクラスター構造に頑健な標準誤差（括弧内）である。

年齢（5歳階級），学歴，勤続年数，婚姻状態，子どもの有無，職業（大分類），企業規模，産業（大分類）を制御した。

有意水準：* $p < 0.1$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$

補論 2.3 非正社員の中での呼称の差異

本論ではパート・アルバイト，派遣労働者，契約社員など異なる呼称を非正社員に括っていた。そこで補表 2-5 には，構成比，時間あたり賃金の平均値，翌年の就業状態を示した。

パート・アルバイトでは有期短時間（本論における狭義の非正規雇用）が多数派であるのに対して，派遣社員と契約社員では有期フルタイムが多数派となっている。時間あたり賃金は客観的な分類によって多少のばらつきはあるが，契約社員が最も高く，次いで派遣社員，パート・アルバイトと続く。

本論で論じた（狭義の正規雇用）への翌年の移行確率は，契約社員で最も高く，派遣社員とパート・アルバイトは同程度であった。いずれの呼称においても，短時間よりもフルタイムで就業しているほうが狭義の正規雇用への転換確率が高い傾向にあった。

補表2-5 非正社員の中での呼称の差異

呼称	分類	構成比 (%)	時間あたり賃金 (円)	翌年の就業状態（%）								役員・自営業主・ 家族従業者・内職	無業
				無期フルタイム正社員	有期フルタイム正社員	無期短時間正社員	有期短時間正社員	無期フルタイム非正社員	有期フルタイム非正社員	無期短時間非正社員	有期短時間非正社員		
パート・アルバイト	無期フルタイム非正社員	4.3	956	10.5	0.9	0.3	0.1	39.1	26.5	6.8	8.7	4.5	2.7
	有期フルタイム非正社員	19.7	915	7.0	1.6	0.4	0.1	6.3	61.6	1.9	14.0	2.9	4.3
	無期短時間非正社員	10.8	1,099	3.4	0.2	0.8	0.0	3.6	4.3	40.4	35.1	5.7	6.5
	有期短時間非正社員	65.2	1,052	6.2	0.5	0.4	0.1	1.0	7.3	6.6	66.4	3.2	8.4
	総数	100	1,030	6.3	0.7	0.4	0.1	3.9	18.6	9.4	49.3	3.8	7.5
派遣社員	無期フルタイム非正社員	9.5	1,237	12.7	2.2	0.4	0.0	49.2	27.2	2.6	1.6	1.7	2.5
	有期フルタイム非正社員	69.2	1,145	7.0	0.9	0.2	0.1	6.2	72.0	0.6	6.0	1.5	5.5
	無期短時間非正社員	2.0	1,274	5.6	0.6	0.0	0.0	9.0	9.3	28.2	31.8	3.8	11.7
	有期短時間非正社員	19.3	1,216	2.2	0.2	0.4	0.0	2.1	22.0	6.1	53.7	2.7	10.7
	総数	100	1,169	6.5	0.9	0.2	0.1	9.3	57.3	2.4	14.9	1.9	6.5
契約社員	無期フルタイム非正社員	13.3	1,226	14.3	2.6	1.5	0.0	51.3	20.1	3.7	2.1	2.0	2.4
	有期フルタイム非正社員	70.5	1,218	13.3	2.3	0.4	0.2	6.8	64.9	0.5	5.8	1.9	3.9
	無期短時間非正社員	3.0	1,499	5.9	1.2	4.5	0.0	16.4	6.0	40.1	19.3	3.9	2.7
	有期短時間非正社員	13.3	1,385	5.0	1.2	0.5	0.2	3.8	22.2	6.9	47.9	5.2	7.2
	総数	100	1,243	12.2	2.3	0.7	0.2	12.4	52.0	2.8	11.0	2.4	4.1

補論 2.4 雇用期間不明の就業状態変化

Genda, Heckel and Kambayashi (2019) によれば、雇用期間が不明の雇用労働者は人的資本形成が乏しく、不利な労働条件の雇用に就く可能性が高いことが指摘される。そのため、現職の離職意向が高く転職活動に積極的な特徴を有しているという。

ここでは、パネルデータの特徴を活かし、翌年の転職有無を、本論に示した 8 分類に雇用期間不明の 4 分類を加えた 12 分類に回帰した（補表 2-6）。無期フルタイム正社員を参照点として、有期雇用や非正社員の場合に転職確率が高くなっていることがわかる。

期間不明に目を転じると、非正社員で限界効果が大きく有意な結果を示している。期間不明のうち処遇が低い非正社員において転職確率が高いという結果は、Genda, Heckel and Kambayashi (2019) の結果とも整合的であると考えられる。

補表2-6 雇用期間不明を含めた分類と翌年転職状況（プロビットモデル）

対象	男性	女性
被説明変数	翌年に転職=1	翌年に転職=1
ref：無期フルタイム正社員		
有期フルタイム正社員	0.012 *** (0.003)	0.014 *** (0.005)
無期短時間正社員	0.006 (0.004)	0.007 (0.006)
有期短時間正社員	0.018 * (0.010)	0.021 (0.015)
無期フルタイム非正社員	0.033 *** (0.007)	0.028 *** (0.007)
有期フルタイム非正社員	0.051 *** (0.003)	0.066 *** (0.003)
無期短時間非正社員	0.030 *** (0.008)	0.032 *** (0.005)
有期短時間非正社員	0.049 *** (0.004)	0.052 *** (0.003)
期間不明フルタイム正社員	0.008 * (0.004)	0.010 (0.007)
期間不明フルタイム非正社員	0.054 *** (0.012)	0.028 *** (0.011)
期間不明短時間正社員	-0.009 (0.009)	0.022 (0.019)
期間不明短時間非正社員	0.018 ** (0.007)	0.046 *** (0.007)
観測数	97,643	72,426
疑似決定係数	0.1178	0.0759

表中の値は限界効果とクラスター構造に頑健な標準誤差（括弧内）である。

年齢（5歳階級）、学歴、勤続年数、婚姻状態、子どもの有無、転職回数、職業（大分類）、企業規模、産業（大分類）を制御。

対象：20～49歳の雇用労働者。

有意水準：* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

補論 2.5 無期短時間正社員の就業状態変化

本論 2.5 節では、無期短時間正社員の活用に関して 2 つの可能性について言及した。ひとつは、元来狭義の正規雇用として働いていた者が育児や介護を理由に一定期間短時間勤務者として就業している可能性である。もうひとつは、キャリアの幅を広げたり、兼業・副業をするために選択されている可能性である。

まず、当年に無期短時間正社員として就業する者の前後の就業状態を確認すると、6 割以

上が前年に無期フルタイム正社員（狭義の正規雇用）として就業しており、翌年の就業状態においても無期フルタイム正社員（狭義の正規雇用）が6割以上を占めた（補表2-7）。

次に、勤続年数別の構成比と相対リスク比を示した（補表2-8）。無期短時間正社員として働く者の6割以上は勤続5年以上が占めている。ただし、単純な構成比では雇用労働者全体の勤続年数の分布による影響を受けるため、相対リスク比を算出した。その結果、相対リスクは勤続年数が伸びるほど高かった。

以上の結果から、無期短時間正社員として働く者の多くは長期的な就業継続のなか一時的に短時間就業への切り替えている可能性がうかがえる。しかし、8年分の蓄積を有するJPSEDであっても未だサンプルサイズが十分とはいえず、より大きなサンプルサイズを有する他のデータによって検証が今後なされる必要がある。

補表2-7 無期短時間正社員として働く前後の年の就業状態

	無期短時間正社員として 働く前年の就業状態	無期短時間正社員として 働いた翌年の就業状態
無期フルタイム正社員	61.6	61.4
有期フルタイム正社員	4.8	4.6
無期短時間正社員	24.0	22.8
有期短時間正社員	1.8	1.5
無期フルタイム非正社員	0.2	0.4
有期フルタイム非正社員	1.0	1.3
無期短時間非正社員	0.7	0.8
有期短時間非正社員	1.4	2.2
役員・自営など	2.4	2.7
無業	2.2	2.3

補表2-8 勤続年数別と無期短時間正社員

現在の勤務先 での勤続年数	当該勤続年数の 構成比（A）	無期短時間正社員における 当該勤続年数の構成比（B）	相対リスク比 （=B/A）
1年未満	0.142	0.082	0.579
1年以上3年未満	0.195	0.146	0.750
3年以上5年未満	0.130	0.127	0.973
5年以上	0.533	0.645	1.210
総数	1.000	1.000	-

第3章 女性の正社員転換

―試用期間的な運用としての非正社員の可能性―

3.1 正規・非正規問題と女性のキャリア

本研究では女性非正社員の企業内正社員転換について分析する。これまで企業内での正社員転換に関する研究は主に企業に対する質的調査によって進められてきた。本章は、個人を対象とした量的調査をもとに統計的な分析を行った数少ない研究である。

2010年代以降、正規・非正規問題への取り組みは、正規雇用の多様化とともに、低処遇・不安定な非正規雇用の状態からより安定的な状態への転換を促す政策が実施されてきた。関連する法整備によって非正規雇用の正規転換可能性や正規・非正規雇用間の相対的な位置づけが変容してきおり、今後も変容していく可能性がある。

他方で、女性の就業に着目すると、2010年代後半においても女性の多くが結婚・出産後に離職を経験する状況にある。こうしたなか、2016年の法施行によって社会保険加入の義務付けの企業規模が広げられるなど、女性の労働供給行動を制約してきた制度が変容しつつある。国内外の研究において制度的枠組みが女性の就業実態に影響を与えるとの指摘（Blau and Kahn 2013；大沢 2013）を鑑みれば、女性の再就業の入口となっている非正社員から正社員への転換について分析することは重要であると考えられる。

そこで、本研究は20～49歳の女性非正社員を対象に、企業内での正社員転換の実際とそのメカニズムについて実証分析する。ここでいう非正社員とは、調査上の雇用形態に関する設問において呼称正社員以外の雇用労働者を指す。具体的には、「パート・アルバイト」、「契約社員」、「労働派遣事業所の派遣社員」、「嘱託」が挙げられる。既存研究の多くにおいて正規・非正規の処遇上の差異が呼称によって説明されるという結果が示されている（たとえば、神林 2017；川口 2017；2018；小前・玄田 2020）。

本章の構成は以下の通りである。3.2節では関連する先行研究を整理する。3.3節では、本章での定義と分析対象を明確化する。3.4節では、正社員転換に重要な要素を明らかにするため、多面的な考察を行うほか、賃金プレミアムの存在を提起し、その測定を試みる。3.5節では、分析結果を考察する。最後に、3.6節で結論をまとめる。

3.2 先行研究

非正規雇用から正規雇用への移行は世界的に重要なテーマとして扱われてきた。たとえば、欧州では有期雇用としての就業が無期雇用へつながるか否かについて多くの研究が報告されている（Booth, Francesconi and Frank 2002；McGinnity, Mertens and Gundert 2005；Gash 2008 など）。日本では、得られるデータの制約にも依存して、非正規から正規への移行の研究が呼称をもとに議論されてきた。

正社員への移行の研究は労働需要・供給を考える軸と、内部転換・転職による転換を考える軸の2つの軸で展開されてきた。人的資源管理論による質的な研究では、労働需要者（使用者）に着目し、企業内部での移行である正社員転換制度を題材として論じたものが多い。正社員転換は、建前上は労使合意によってなされるが、実際には労働需要者に大きく依存する²⁴。そのため企業を対象とした質的な調査を中心にどのような労働者を、どのような場合に正社員転換するかなどの観点から調査されてきた。

たとえば、人事戦略上優秀な人材の定着（佐藤 2004 など）や多様な人材の確保（ニッセイ基礎研究所 2005）、非正社員のモチベーション向上（中道 2009 など）を狙う場合に転換制度が設けられる。また、正社員転換制度は非正社員の職務が質的に正社員と遜色がない場合に設けられるという結果（武石 2002；原 2009）や、さらに職務によって質的に分類される職域と当該職域に就いている非正社員の正社員転換希望率が強く相関しているとする研究（高橋 2010）がある。これらの多くには、正社員を基準に、それと遜色なく活躍する人材をしかるべき（均等・均衡）処遇に位置づけようという考え方がみられる。

他方で、労働供給者（労働者）に着目した研究としては労働経済学の計量分析に基づくものが多い。労働供給者からすれば、正社員転換は勤続してきた企業内部での可能性もあれば、転職や再就職を経て実現する可能性もある。転職・再就職による正社員転換の研究として、玄田（2008a）は非正社員での2～5年の勤続経験が正社員としての就職に効果をもつことを指摘し、勇上（2009）は初職や前職での正規雇用の経験が正社員化に有利に働くことを示している。

企業内部での正社員転換を扱った研究としては、玄田（2009）、四方（2011）と佐野（2011）などが挙げられる。玄田（2009）は企業内部で正社員転換した者は転職を伴う正社員転換の者よりも非正社員時の賃金が高いことを発見している²⁵。ただ、高い賃金が非正社員としての入職時から正社員転換時までのどの時点に設定されたものかは議論されていない。四方（2011）は非正規雇用から正規雇用への移行の主な経路が企業内部での転換であることを確認したうえで、男性に比べ女性の企業内正社員転換が低位であることを指摘する。佐野（2011）は、正社員転換制度が実質的に運用されていることが、非正社員の技能形成の機会を増加させることを指摘する。

労働者個人に対する量的調査では、使用者の意図を直接的に知ることのできないことが

²⁴ たとえば、2012年改正による労働契約法18条（無期転換ルール）は、雇用存続保障のない有期労働契約によって労働者が長期間にわたって弱い立場に置かれることは有期労働契約の濫用的利用にあたるという意図から立法に至った（原 2014）。こうした法学上の議論を踏まえ、日本では非正社員の処遇決定時に使用者の意思が反映されやすい（労使間に交渉力の非対称性がある）ものと考えた。

²⁵ 正社員転換に至らないまでも、非正社員のなかには勤続を重ねることによって処遇（年収・時間あたり賃金）が上昇する者もみられることから内部労働市場の下位層としての非正社員の存在も指摘されてきた（玄田 2008b）。

研究上の課題とされてきた。神林（2015）は、非正規雇用から正規雇用への転換を分析した労働経済学の研究において、人事労務管理上あるいは制度上の影響が十分に議論されていないと指摘している。この点を踏まえ、本研究は、正社員転換を経験する非正社員とそうでない非正社員の差異、差異が生じる時期、差異の程度、さらに正社員として入職した者との比較を加えるなど多角的な統計分析を実施する。それにより、入職から短期間で正社員転換を経験する一部の非正社員が試用期間的に採用されている可能性を示す。これまで、企業に正社員転換制度があってもその利用実績が伸びていない企業が多いと指摘されてきた（武石 2008）。正社員転換の多くが勤続の浅い時期に行われる場合、狭義の正社員転換制度²⁶による転換を減少させているかもしれない²⁷。

加えて、労働経済学の既存研究は大企業の正規雇用を中心とした内部労働市場と非正規雇用を中心とした外部労働市場の二重性の存在を指摘してきたが（たとえば、石川・出島 1994）、非正規雇用にも正規雇用下位層として内部労働市場性がみられることも指摘されてきた（玄田 2008b）。この玄田（2008b）に玄田（2008a；2009）での議論を加えて整理すると、（1）非正社員が内部労働市場性を有しているか、（2）有しているとすれば、どのような機能として、どのような層に適用されるか、（3）非正社員から正社員への移行可能性はどの程度のものであり、どのような層に機会が与えられるかといった論点が存在する。本研究は、これらの論点のうち（3）を中心に論じる。また、入職1年以内の非正社員と正社員の賃金水準を比較することで（1）にも触れている。

非正社員時の処遇と正社員転換可能性の関係を分析するにあたっては、サンプルセクションバイアスへの対応を考える必要がある。2017年就業構造基本調査によれば、非正社員として働く20～49歳女性の66.6%が一度は結婚（内縁関係を含む）を経験している²⁸。女性の場合、非正社員の多数を占めるのが有配偶であることを考えると、（就業上の負担に耐える）就業意欲の高さや潜在的な正社員転換されやすさが、すでに非正社員として働いている際の就業状態としてあらわれている可能性がある。すなわち、就業による負担に耐え得る女性が、正社員転換されやすい労働条件（無期雇用や長時間労働）下での就業をそもそも

²⁶ ここでいう正社員転換制度とは、「（非正社員時の育成を経て）職場の上司の推薦等により一定の条件を満たす非正社員のなかから選考を経て正社員として採用する」（武石 2008）ものを想定している。

²⁷ 前注の正社員転換制度と関連して、本田（2004）は、非正社員の質的基幹化を「職場におけるパートタイマーの仕事内容や能力が向上し正社員のそれに接近していること」と定義し、1980年代以降の質的基幹化に関する文献を整理している。定義からわかるように、質的基幹化は、仕事内容や能力の向上、あるいはそれに伴う処遇の改善が入職から一定期間の勤続によってなされることを示すものである。こうした点からも、非正社員の一部が試用期間的な運用をされており、比較的短期間で正社員へ転換されるとの本稿の発見は新規性のあるものと考えられる。

²⁸ 集計表（全国編 人口・就業に関する統計表 第16表）において配偶関係が「総数」と「未婚」のみの記載だったため、このような書き方になった。

選択しているのであれば、非正社員時の処遇と正社員転換の関係には一定のバイアスが生じることになる。

有配偶女性の労働供給を説明するダグラス＝有澤の第 1 法則によれば、夫の所得が高ければ妻の労働供給確率は低下する。本研究はダグラス＝有澤法則をめぐる多くの研究に倣い（樋口 2001；小原 2001 など）、夫の就業状態、妻の学歴や初職（正社員か否か）などの経歴、子供の有無などを変数に含めた 2 段階推定を行うことによってサンプルセレクションを考慮する。さらに、ダグラス＝有澤法則には「そもそも余暇を好む女性が賃金の高い男性と結婚している」という解釈も成り立つとの指摘もあるため（武内 2004）、個別効果を考慮したモデルによる分析も行う。

3.3 分析にあたって

3.3.1 データ

本研究で使用するのは、リクルートワークス研究所が実施している『全国就業実態パネル調査』（以下、JPSED）第 1 回から第 4 回調査までの 4 か年のデータ（調査対象年は 2015～2018 年）である。2016 年より毎年 1 月に実施され、インターネット上に事前登録されたモニターに対して前年 12 月時点での状況について質問が行われる。本調査は、パネル調査としてはサンプルサイズが大きく、詳細な分析を可能にする点で強みがある。第 1 回の有効回答数が 49,131 であり、第 2 回時点以降の追加も加えて第 4 回時点での有効回答数は 50,677 であった（第 1 回からの 4 年間継続率は 58%）。

本章は JPSED を用いた女性非正社員の正社員転換についての初めての研究である。豊富な質問項目により様々な変数が制御可能であるとともに、サンプルセレクションモデル、個別効果を考慮したモデル、Blinder-Oaxaca 分解など多面的な分析が可能となった。

なお、JPSED は、総務省『労働力調査』をもとに全国を母集団として基本的には比例的に割付・回収した上で、各年の標本をウエイトバックするための単年ウエイトとパネル調査期間中の脱落の影響を補正する脱落ウエイトの 2 種類のウエイトが用意されている。状態変化を観察するという分析の性質上、連続する 2 年以上の回答が得られたサンプルを対象としたことから単年ウエイトの使用を避けた。他方で、4 か年分のデータをプールドデータとして分析する場合とパネルデータとして分析する場合がある。脱落ウエイトはプールドデータとして分析する際の連続する 2 か年においては必ずしも母集団の復元に至らないと考えた。このためにいずれのウエイトも使用せずに分析を行った。本研究での結果は各回の JPSED に回答した人についての傾向であるという点には留意が必要である。また、賃金のデータを扱うにあたって極端な値を除去する目的で上下 5%のサンプルを除去して分析を行った。

3.3.2 定義と対象

以下の分析では、正社員・非正社員を呼称によって分類する。正社員とは JPSED の質問

票上の「正規の職員・従業員」を指し、非正社員とは「パート・アルバイト」、「労働者派遣事業所の派遣社員」、「契約社員」、「嘱託」を指す。また、非正社員を雇用契約期間と週労働時間によって分類する。雇用契約期間は有期雇用、無期雇用、期間不明の3つに分け、週労働時間による分類は調査対象時点（毎年12月）に就いていた職の標準的な週労働時間が30時間未満かそれ以上かによって分類する。

一般に、労働時間がフルタイム（一般）であるか短時間であるかは事業所が定める所定内労働時間・日数を基準として決められる。1日の所定労働時間よりも短い、あるいは所定労働日数が少ない場合に短時間労働者とされ、それ以外の労働者がフルタイム労働者（一般労働者）と定義される。ただ、JPSEDが事業所調査でないことから、このような基準によってフルタイム・短時間を判断することはできない。

個人調査を扱った多くの既存研究では週労働時間を35時間以上とそれ未満で分けるものが多い。しかしながら、本研究では非正社員に着目するという観点から、週30時間未満の者を短時間労働者、週30時間以上の者を長時間労働者と定義した。区切りを30時間とした理由のひとつは、呼称が非正社員であっても週30時間以上の場合には厚生年金や健康保険の加入義務が生じる点である²⁹。詳述しないが、大沢（2013）が指摘するように、高度経済成長期から整備されてきた社会保険制度の適用範囲が日本の労働市場のありようを強く規定してきた。殊に女性就業を取り上げるにあたっては、社会保険制度の適用範囲を隔てる週30時間以上と未満とは労働需要者、供給者双方にとって大きく意味が異なると考えるからである。もうひとつの理由は実態を考慮した結果である。記述統計を補論3.2に示したが、補表3-1に示すように有配偶女性非正社員の場合には週30時間未満にシェアが集中している。ひとつ目の理由と併せて考えれば、有配偶非正社員の労働時間シェアが30時間未満に偏りがあることは後述のサンプルセレクションモデルの検討においてポイントとなることから、30時間による区分を採用した。また、子育てや家事と労働供給行動に焦点を絞るため20～49歳女性を分析対象とした。

3.4 分析

同一企業内での正社員転換について分析する際、非正社員から正社員への移動と同時に、離職可能性も考える必要がある。そこで、4.1節では多項ロジットモデルを用い、非正社員からの正社員転換・離職の確率を分析する。4.2節では、分析対象が女性であることからサンプルセレクションを考慮したモデルを用いる。さらに頑健性を確認するために、4.3節で一階差分モデル、4.4節では勤続2年以内に分析対象を限定し正社員転換予定の賃金プレミアムに関するBlinder-Oaxaca分解による分析も行う。

²⁹ ただし、2016年10月1日より企業規模によって社会保険適用義務とされる労働時間が週20時間となった。この制度変化による効果も非常に重要であると思われるが、他の機会に譲りたい。

一連の回帰分析に入る前に、正社員と非正社員間の移動がどの程度みられるかを確認する。2015～2017 年（第 1～3 回）のすべてに回答した 20～49 歳女性（2015 年 12 月時点）のサンプルに絞って、この間の就業状態・呼称間の移動を示したものが図 1 である（紙面の都合上 3 か年に絞って掲載した）。

2015 年時点を起点（100%）として、2015～2017 年を通して常に正社員であったのは 88.3%、常に非正社員であったのは 78.1%と、正社員の方が固定的である。非正社員から正社員へは 1 年あたり 5%程度が転換し、非雇用労働者・無業者への移動も 5%以上観測された。また、非雇用労働者・無業者からの移動をみると、一度正社員を経験した場合には正社員へ移動しやすい傾向はみられるが、概ね正社員への移動率よりも非正社員への移動率の方が高い。

3.4.1 ベースラインモデル

はじめに、2015～2018 年のデータを使用し 20～49 歳女性非正社員の正社員転換・離職確率を分析する（表 3-1）。多項ロジットモデルを用い、「翌年に同一企業で非正社員のまま就業継続」を参照点として、「翌年に同一企業で正社員転換」（各モデル左列）と「翌年に離職」（同右列）の確率（表中の値は相対リスク比）を当年の時間あたり賃金、週労働時間、勤続期間などに回帰する（就業継続、正社員転換の判断基準は表 3-1 下部に記載）。また、年齢（5 歳階級）、学歴、婚姻状態、6 歳未満末子の有無、6 歳以上 12 歳未満末子の有無、産業（大分類）、企業規模、職業（大分類）、都道府県、調査年を制御変数として加えている。なお、本章で取り扱う時間あたり賃金とは、回答者の主な仕事の年間収入を、標準的な週労働時間に 52 を掛けた値で除したものである。

モデル 1 は女性非正社員を対象とし、モデル 2～4 は雇用契約期間あるいは週労働時間によってサブサンプルに分けた結果を示している（ただし、無期雇用と雇用期間不明は観測数が小さいためにサブサンプルに分けた分析ができなかった）。

まず、「翌年に同一企業で正社員転換」の結果をみる。当年の時間あたり賃金（対数）、週労働時間 30 時間以上ないし 35 時間以上、勤続年数 1 年未満、勤続 1 年以上 2 年未満と勤続 4 年以上 5 年未満において有意に高い相対リスク比を示した。この傾向は、どのサブサンプルにおいても概ね同様の結果が得られた³⁰。

³⁰ 当年の時間あたり賃金と週労働時間を説明変数とする代わりに、副業も含めた仕事から得られる年間収入額を用いて税・社会保障上の分岐点（100 万円、103 万円、130 万円、201 万円）により区分し、4 つのダミー変数を説明変数とした回帰分析も行った（その他の変数はモデル 1 と同じ）。その結果、年間 100 万以下の労働者に比べ年間 130 万円以上では 2.43 倍、201 万円以上では 3.48 倍翌年に同一企業で正社員転換されやすい。つまり、社会保険加入要件を満たす働き方の非正社員が正社員転換されやすいことと解釈でき、これは週労働時間 30 時間以上ないし 35 時間以上の者が正社員転換されやすいとの結果と整合的である。なお、翌年に離職する確率は年間収入による差異は観察されなかった。

当年の時間あたり賃金が高いほど正社員転換されやすいことについては、正社員転換に対し正の効果をもっていることから、ここでは使用者による労働者の働きへの期待が金銭的にあらわれているものと解釈する（解釈可能性についての詳細は4.4節、5節で論じる）。当年の時間あたり賃金の寄与の大きさをモデル間で比較すると、長時間よりも短時間の方が影響は大きい（モデル3、4）。これは、使用者が正社員転換を検討するにあたっては、長時間労働の場合は能力や働きへの期待以外にもまとまった労働供給可能性などが考慮されるためだと推察される。

そこで、週労働時間の正社員転換への効果をみると、モデルに加えたダミー変数のうち長時間ほど相対リスク比が大きくなる傾向がみられる。特に、週30時間以上の長時間労働では労働時間の効果が顕著にあらわれた。非正社員時の「正社員並み」の時間的な労働供給量が正社員転換に寄与している可能性を示す。

勤続年数の効果を測るにあたっては勤続5年以上を参照点とした。これは2012年改正労働契約法によって設けられたいわゆる「無期転換ルール」の存在によって、非正社員として5年以上勤続することとそれ未満であることの意味合いが異なってくることを考慮したためである。分析対象によって多少のばらつきがみられるが、総じて勤続1年未満ないし勤続1年以上2年未満が参照点の勤続5年以上に対して有意に正社員転換されやすいという結果となった。すなわち、正社員転換が中長期的な勤続でなされるよりも比較的浅い勤続期間で実施されており、一部の非正社員就業が試用期間的な性質を有する可能性が示唆される。この点について3.4.3節、3.4.4節および3.5節においてより詳細に検討する。なお、有期雇用では無期転換ルールの副次的効果として4年以上5年未満で正社員転換確率が上がる可能性が考えられる。モデル2によれば、10%水準ではあるものの有意な結果が得られた。

次に、「翌年に離職」の結果をみる。「翌年に同一企業で正社員転換」とは異なり、当年の時間あたり賃金の効果があらわれたのはモデル4の長時間労働のみであり、相対リスク比が1よりも小さいため当年の時間あたり賃金が高いほど離職確率が低くなると解釈される。週労働時間の効果をみると、週35時間以上のダミー変数で有意に離職確率が高くなっている。本分析のみでは判断できないが、長時間労働が就業継続困難な負荷として判断されている可能性がある³¹。勤続年数は、ほとんどのダミー変数が有意であり勤続1年未満と勤続1年以上2年未満の相対リスク比が特に大きな数値を示したことから、参照点の勤続5年以上に比較して短い勤続では離職確率が高いことがわかる。

さらに、補論3.3では、直接雇用・間接雇用の差異を考慮するために、これらをサブサンプルに分けた分析も実施した。補表3-3によれば、直接雇用、間接雇用どちらにおいても時間あたり賃金が高く労働時間の長い層のほうが正規転換しやすいという、本論と同様の結果が得られた。

³¹ この点に関して、大嶋（2019）では再就職時の長時間労働がその後の離職につながっていることが示されている。

補論 3.4 では訓練や仕事の状況も加味した分析を実施した（補表 3-6）。その結果、有期雇用や長時間労働の非正社員を中心に、非正社員時の業務分担が複雑であったり、正社員を元々希望していることが正社員転換に結びついている可能性が示唆された。他方で、「単調ではなく、様々な仕事を担当」することで離職確率も高くなっており、非正社員での複雑な業務遂行は転職の選択肢も広げているものと推察される。なお、当年の時間あたり賃金の効果は、補表 3-6 の説明変数を加えても、表 3-1 と同程度の水準を維持した。

続いて、表 3-2 では説明変数を現在の勤務先入職時の属性や処遇に代え、調査対象期間の 2015～2018 年の 4 年間に正社員転換・離職した確率を多項ロジットモデルにて分析した。その結果、すべてのサブサンプル（表 3-1 と同じ）において入職時の時間あたり賃金が高いほど正社員転換確率が高いとの結果を得た。他方で、入職時の時間あたり賃金が高いほど離職確率は低下することも観察され、入職時の時間あたり賃金はその後の正社員転換確率を高めるとともに、当該企業での就業継続も促していることが示唆される³²。

3.4.2 サンプルセレクションモデル

本小節では、正社員転換に影響を与える可能性のある労働供給者の特性を加味した分析を行う。非正社員の正社員転換において考慮すべき労働者の要素とは、女性の（就業上の負担に耐える）就業意欲の高さなどの潜在的な正社員転換されやすさが、すでに非正社員として働いている際の就業状態にあらわれている可能性である。就業による負担に耐え得る女性が、正社員転換されやすい労働条件（無期雇用や長時間労働）下での就業をそもそも選択しているのであれば、先の分析で示された無期雇用や長時間労働が正社員転換につながりやすいという結果は、そうしたバイアスによって生じていることになる。

このような観点から、有配偶女性を対象とし、非正社員として就業する確率を被説明変数とした第 1 段階と、翌年に非正社員から正社員転換する確率を被説明変数とする第 2 段階からなるサンプルセレクションモデルを導入する。第 1 段階では、ダグラス＝有澤法則の議論を参考に、夫の年間所得（対数）や夫の就業状態を説明変数とするほか、6 歳未満の末子、6 歳以上 12 歳未満の末子の有無を変数に入れることで家事負担を考慮することとした。除外変数としては初めての勤務先で正社員か否か、初めての勤務先での企業規模とその勤続年数、前の勤務先で正社員か否か、転職回数を第 1 段階の推定に用いた。表 3-3 の分析に用いた除外変数は労働市場再参入時の正社員・非正社員の選択には影響するものの、非正社員として就業するなかで直接的に正社員転換へ影響しないものと考えられる。続く第 2 段階では、女性労働者本人の当年の時間あたり賃金（対数）、雇用契約期間、週労働時間などの説明変数を正社員転換確率に回帰する。

この 2 段階推定は、正社員として労働供給可能な女性が正社員転換されやすい就業状態

³² 表 3-1 と同様に、直接雇用と間接雇用にサブサンプルを分けた分析も実施した（補表 3-4）。その結果、直接雇用、間接雇用ともに有意な結果を示した。

に偏って採用されることを想定しているため、分析の結果、第 1 段階と第 2 段階の相関が否定されれば、労働者の要因によってセレクションが生じているわけではないことになる。なお、分析モデルの限界から、第 2 段階の被説明変数は「翌年に正社員転換」された場合に 1 を取り、「それ以外」の場合に 0 を取る。この「それ以外」には表 3-1 と補表 3-6 における「翌年に離職」した者も含まれることになり、異質なものが同じカテゴリーに含まれることによってバイアスが生じる可能性がある。その点で、結果には一定の留意が必要である。

表 3-3 は有配偶・短時間労働者、有配偶・長時間労働者、有配偶・有期雇用労働者、無配偶・長時間労働者それぞれを対象としたサンプルセレクションモデル（第 1 段階、第 2 段階ともにプロビットモデル）の結果であり、表中の値は限界効果である³³。モデル 1 は有配偶女性が短時間労働の非正社員を経て正社員転換することを考慮したモデル、モデル 2 は有配偶女性が長時間労働の非正社員を経て正社員転換することを考慮したモデルとなっている。

第 1 段階をみると、短時間労働の場合、夫の年間所得は有意ではなく、6 歳未満の末子では有意に負の値（-0.302）、6 歳以上 12 歳未満末子では有意に正の値（0.311）を示した。長時間労働の場合、夫の年間所得（-0.164）、6 歳未満末子（-0.620）、12 歳未満末子（-0.221）いずれも有意に負の値を示した。夫の所得が高い場合には短時間労働に従事することは影響を受けないが、長時間の従事は手控えられており、ダグラス＝有澤法則が成り立っていることがわかる。また、末子の年齢が高まると、短時間の就業可能性は高まるが長時間の就業は手控えられたままのようである。

第 2 段階をみると、短時間労働、長時間労働ともに当年の時間あたり賃金が有意に正の値を示し、その限界効果は短時間労働の方が大きかった。多項ロジットの相対リスク比を示した表 3-1、補表 3-6、表 3-2 と単純な比較はできないが、短時間労働の方が当年の時間あたり賃金の効果が大きい点で共通する。短時間労働の場合、週労働時間の参照点とした 25～29 時間に対して 20 時間未満の場合に負の値（-0.843）を示した。長時間労働の場合、参照点の週労働時間 30～34 時間に比べ 40～44 時間（0.893）、45～49 時間（0.985）、50 時間以上（1.369）は正社員転換されやすい。雇用契約期間でみると、短時間労働、長時間労働ともに有期雇用に比べ無期雇用の正社員確率が高くなる。ベースモデル（補表 3-7）とサンプルセレクションモデルの第 2 段階の限界効果を比較すると、サンプルセレクションモデルの方が限界効果、標準誤差ともに大きな値となっている。サンプルセレクションモデルの第 1 段階と第 2 段階の多重共線性が懸念される。そこで第 1 段階で導入した除外変数を F 検定したところ（除外変数の係数を δ として $\delta_1 = \delta_2 = \dots = \delta_k = 0$ ）、帰無仮説は棄却された。したがって、構造式の係数は推定できていると判断できるものの、多重共線性が生じている可能性について一定の留意が必要であると考えられる（すべてのモデルで同様の F 検定を

³³ 補表 3-7 にはモデル 1～4 それぞれに対応したベースモデルとしてプロビットモデルの結果を掲載した。

実施し、帰無仮説は棄却された)。

モデル 3 は有期雇用を対象とした(観測数が小さいため無期雇用と雇用期間不明は実施できなかった)。第 1 段階では夫の年間所得 (-0.143) と 6 歳未満末子 (-0.574) が有意に負の効果を示した。第 2 段階では当年の時間あたり賃金 (0.855) が有意に正の値であり、労働時間が長いダミー変数ほど限界効果が大きくなる傾向が観察された。

モデル 1~3 では、前の勤務先で正社員であったことが現在の勤務先での非正社員就業確率を低くしている。これは、直近での正社員としての経験が現在の勤務先でも初めから正社員として働くという労働者の選択につながっているためだと考えられる。また、非正社員として従事する確率を考慮した第 1 段階と正社員転換確率を推定した第 2 段階の相関を示す ρ は、モデル 1~3 いずれでも非有意であることを示しており、本モデルにおいて非正社員として就業する段階でのセレクションが正社員転換に影響を与えているとは判断できない。

そこで、これら有配偶者を対象としたモデルの比較として、無配偶者が長時間労働の非正社員を経て正社員転換することを想定したモデルも分析した(モデル 4)。その結果、他のサンプルセレクションモデルと同様に非正社員時の当年の時間あたり賃金が正の効果を有するものの、セレクション式と構造式の相関を示す ρ が有意に正の値となった。つまり、無配偶者では元来正社員転換されやすい者が長時間労働に従事している。

3.4.3 一階差分モデル

サンプルセレクションモデルを用いた前節の分析は、観察可能な個人属性を用いて個人がもつ潜在的な正社員転換可能性を排除しようとした。しかしながら、パネルデータをプールドデータとして扱った先の分析では観察不可能な個人の特性を排除することができない。本節では一階差分モデルによって観察できない個別効果を排除したうえで時間あたり賃金などの処遇と正社員転換の関係をみる。

表 3-4 では、一階差分モデルを用い、個別効果を排除するとともに、過去 2 年間の処遇の変化が正社員転換確率に与える影響を分析する。具体的には、 t 年と $t+1$ 年の雇用形態(正社員・非正社員)の変化を $t-1$ 年時点と t 年時点の処遇の変化によって説明しようとしている。

$$\text{logit}(dY_{t+1,t}|Y_t = 0, Y_{t-1} = 0) = dX_{t,t-1}\beta + du_{t,t-1} \quad (1)$$

ここで、 Y は正社員の場合に 1、非正社員の場合に 0 をとるダミー変数、 X は時間あたり賃金、週労働時間、OJT、Off-JT と「仕事がレベルアップした」の一階差分の変数ベクトルであり、下付き文字は観測年の組み合わせを示す。

時間あたり賃金、週労働時間ともに、いずれのモデルでも効果が観測されなかった³⁴。OJT

³⁴ 表 3-1、表 3-2 と同様に、本分析においても直接雇用と間接雇用にサブサンプルを分けて分

及び Off-JT の効果は、補表 3-6 ではみられなかったが、一階差分モデルのいくつかのモデルでは有意な結果が得られた。「仕事がレベルアップした」では、補表 3-6 と同様に長時間労働において有意に正の効果がみられた。

本分析は個別効果を排除するとともに、直近での処遇（特に、時間あたり賃金）変化の正社員転換への影響をみるために分析を行った。しかし、表 3-4 の結果だけでは個別効果を考慮したために時間あたり賃金の効果が消えたのか、（直近の時間あたり賃金ではなく）入職時の時間あたり賃金が重要であるため有意性が出ないのか判別することができない。ただ、分析の対象や期間、あるいは参照とするグループが異なることによって結果の差異は生じる。さらに、時間あたり賃金を使用者から労働者への期待の高さと解釈すると、時間によって変化せず変数によって明示的に観測されない労働者の個別効果が入職時の時間あたり賃金（表 3-2）にすでに織り込まれていることになる。すなわち、表 3-4 の時間あたり賃金の効果が有意に観測されないのは、その原因が個別効果によるか否かによらず、入職時の時間あたり賃金がその後の正社員転換を見越して設定されているためとも考えられる。

3.4.4 正社員転換予定に伴う賃金プレミアム

前小節までの結果から、正社員転換者には非正社員としての入職時に賃金プレミアムが与えられていることが示唆された。最後に、どの程度のプレミアムが設定されているかについて Blinder-Oaxaca 分解を用いて試論的な考察を試みる。

Blinder-Oaxaca 分解は一般に、性別や人種、その他グループ間のアウトカムの差の分析に用いられる。本節では非正社員として入社してから 1 年未満の労働者を分析対象として、翌年に正社員となったグループ（転換者グループ）とそうでないグループ（非転換者グループ）間の非正社員時における時間あたり賃金差を賃金プレミアムとして解釈する。

一般に、事後の意思決定を事前の状態に回帰することは許容されない。観測された事前状態から事後の意思決定までに他の影響が加わる可能性が生じるからである。しかしながら、すでにいくつかの結果で示されたように、正社員転換者の多くが勤続 1～2 年での正社員転換を経験しており、入職時に設定される処遇とその後正社員転換が密接に関係していると考えられることから、分析対象を 1 年未満に絞ることでこのような解釈が許容されたと考えた。ただし、このような考えが許容されたとしても、本分析における賃金プレミアムは正社員転換予定と同時決定的である。この点において、以下の推定結果は一致推定とはなっておらず、また因果関係というよりも相関関係を捉えているものと解釈する。

$$\ln \text{hourlywage}_{app=i} = +X_{app=i} \cdot \widehat{\beta_{app=i}} + u_{app=i} \quad (2)$$

$$i = 0, 1$$

析を行ったが、有意な結果が得られなかった（補表 3-5）。

$$\begin{aligned}
& \widehat{\ln hourly wage}_{app=1} - \widehat{\ln hourly wage}_{app=0} \\
&= (\mathbf{X}_{app=1} - \mathbf{X}_{app=0}) \widehat{\beta}_{app=0} \\
&+ \mathbf{X}_{app=1} (\widehat{\beta}_{app=1} - \widehat{\beta}_{app=0})
\end{aligned} \tag{3}$$

ここで $\widehat{\ln hourly wage}$ は時間あたり賃金の対数値、 app は 1 年以内に正社員転換した場合に 1、それ以外の場合に 0 をとるダミー変数、 \mathbf{X} は変数ベクトルであり、労働時間（5 時間階級）、婚姻状態、年齢（5 歳階級）、学歴、産業（大分類）、企業規模、職業（大分類）、調査年を含む。

表 3-5 が Blinder-Oaxaca 分解の結果である。モデル 1 の分析対象は勤続 1 年以内の 20～49 歳非正社員（翌年の離職者を含む）であり、観測期間中に対象者は 1817 人、うち 6.3% にあたる 114 人が 1 年以内に正社員転換された。被説明変数が時間あたり賃金の対数値であるため、表中「平均値の差」は転換者と非転換者間に 32.0% の差があることを示す。これを転換・非転換者の属性や労働条件（雇用期間の定めや労働時間）によって説明される差と説明されない差に分解すると、時間あたり賃金の差の 90.0% が属性や労働条件（雇用期間の定めや労働時間）によって説明されないという結果となった。比較対象を翌年に同一企業で非正社員のまま就業継続した者に絞ったモデル 2 では、転換者と非転換者間で 31.7% の賃金差が観測され、説明されない差は 82.0% とやや縮まったものの、大部分が属性や処遇以外の要素によって生じている。

さらに、モデル 3 では、遅くとも勤続 2 年以内に正社員となった者を対象として、入職当初から正社員だったグループと入職当初は非正社員だったグループ間で Blinder-Oaxaca 分解を実施した。モデル 1、2 に加えてモデル 3 を分析することで、正社員転換した非正社員が、転換しない非正社員や正社員と比べてどのように位置づけられるか捉えられる。立式は、モデル 1、2 と同様に次式によって示される。

$$\begin{aligned}
& \widehat{\ln hourly wage}_{firstyear=i} = +\mathbf{X}_{firstyear=i} \cdot \widehat{\beta}_{firstyear=i} + u_{firstyear=i} \\
& i = 0, 1
\end{aligned} \tag{4}$$

$$\begin{aligned}
& \widehat{\ln hourly wage}_{firstyear=1} - \widehat{\ln hourly wage}_{firstyear=0} \\
&= (\mathbf{X}_{firstyear=1} - \mathbf{X}_{firstyear=0}) \widehat{\beta}_{firstyear=0} \\
&+ \mathbf{X}_{firstyear=1} (\widehat{\beta}_{firstyear=1} - \widehat{\beta}_{firstyear=0})
\end{aligned} \tag{5}$$

ここで $firstyear$ は勤続 2 年以内に正社員転換された場合（入職当初は非正社員だった者）に 1、入職当初から正社員だった場合に 0 をとるダミー変数³⁵であり、それ以外の変数や記

³⁵ 入職時から正社員だった者の識別は、勤続 1 年目に正社員でありかつ直近の 1 年間に「同じ勤続先のなかで、雇用形態が非正規から、正社員に転換した」を選択していないという条件で行った。このような識別を行ったのは、アンケート調査が 1 年に 1 回実施されるため、ある 1 年

号はモデル 1, 2 の立式と同様である。

その結果によれば、入職当初に正社員であったか非正社員であったかは勤続 1 年目の時間あたり賃金に有意な差を与えない。ただし、その内訳に着目すると属性や労働条件（雇用期間の定めや労働時間）によって説明できる差では非正社員の方が有意に高く、説明されない差では有意に低かった。また、説明される差のほとんどは労働時間の寄与による（労働時間の係数を足し合わせると 0.148 となる）。このうち週労働時間 40～44 時間と 50 時間以上が大きな値を示しており、正社員と同等かそれ以上に長時間の労働供給が可能な者に対しては正社員と同等の時間あたり賃金が支払われていると解釈できる。

ここまで時間あたり賃金の高さを使用者による当該労働者への期待と解釈し、勤続 2 年以内に非正社員から正社員へ転換したグループとそれ以外のグループを比較した結果として、長時間の労働供給可能な者に対して高い賃金が設定されていることが観察された。一連の結果は、島貫（2018）でも指摘されているような、事業所内での正社員・非正社員間での処遇差を生み出す賃金制度の違いから生じている可能性がある。

他方で、入職時の時間あたり賃金の高さが正社員転換に与える影響は、入職した企業・事業所の労働生産性が高い場合や成長過程にあるために正社員転換に積極的な場合など、企業あるいは事業所の特性によっても生じ得る。しかしながら、JPSED には会社・事業所を識別する情報が含まれていないため、非正社員から正社員への転換を積極的に行っている企業・事業所とそうでない企業・事業所間の差を拾っている可能性も否定できない。そのため、事業所調査などを用い、企業・事業所の要素を明示的に加味した検証も今後なされる必要がある。

また、この分析を厳密に行うとすれば、入職時に正社員転換可能性についての合意ないし説明があったかなどの情報³⁶やモデルの選定が必要である。ただ、それを差し引いたとしても、本分析の結果は相当に大きな係数と強い有意性を有しており、入職時に非正社員であった者の間で比較すると、入職から 2 年以内に正社員転換する者には入職時の賃金決定時点でプレミアムが加えられていることを示唆する（モデル 1, 2）。このプレミアムは観察可能な変数では大部分が説明されないことから、時間あたり賃金の高さが正社員転換に寄与するが（表 3-1, 表 3-3, 補表 3-6）、特に入職時の賃金の効果が大きく（表 3-2）、直近での処遇変化による正社員転換への寄与が小さい（表 3-4）というこれまでの結果と整合的かつ補完的なものとして捉えることができる。

間に退職、再就職、「非正規から正社員に転換」のすべてを経験している場合、「非正規から正社員に転換」が前の勤務先、現在の勤務先どちらでの経験かを識別することができないためである。したがって、前年のアンケートから当年のアンケートの間に転職し、当年のアンケート実施前に現在の勤務先で正社員転換された者は本分析から除外される。

³⁶ そういった情報がない本分析では、入職時に正社員転換が有望視されていたにもかかわらず正社員転換していない者、逆に有望視されていなかったが転換した者が入り混じっている。

さらに、入職当初から正社員だった者と勤続 2 年以内に正社員転換された（入職当初は非正社員だった）者との比較（モデル 3）からは、属性や労働条件（雇用期間の定めや労働時間）によって説明されない有意な差が存在するものの、長時間の労働供給が可能な者に対しては非正社員時においても正社員と同等の時間あたり賃金が支払われている。すなわち、正社員と非正社員の間には呼称の違いによる賃金差が生じており、その後に正社員転換される者でも非正社員時には内部労働市場的な賃金体系が適用されているわけではない。長時間労働の非正社員に対してプレミアムを付加することによって「正社員並み」の時間あたり賃金が設定されていると考えられる。

3.5 入職時処遇に関する考察

入職時点で厚遇されている非正社員ほど正社員転換される可能性が高いという事実はどうのように説明されるだろうか。一連の結果と整合的な解釈として、使用者が非正社員の就業を試用期間として利用している可能性が挙げられる。使用者は当該非正社員を正社員転換予定として採用しているため、仕事や職務が正社員に比較的近く設定されていると考えられる。この場合、仕事や職務に見合った賃金とそれをこなすのに必要な労働時間の長さが設定されているため、入職時処遇と正社員転換確率に相関関係が生じていたということになる³⁷。この解釈は、表 3-1 において勤続 2 年以内の限界効果が有意に正の値だったこと、表 3-2 において入職時の時間あたり賃金が正社員転換確率を高めていること、表 3-4 において直近 1 年間の時間あたり賃金が有意な効果をもたないことから支持される。

先行研究によると、非正社員の機能として雇用調整、低コスト化、仕事内容に対応するための雇用形態の合理的配分、人材選別（スクリーニング）などが考えられる（小池，2016；佐口，2015；2018）。小池（2016）は、日米のブルーカラー・ホワイトカラーにおいてスクリーニング期間が存在していることを紹介したうえで³⁸、非正社員のスクリーニング機能の合理性について説いている。上記の試用期間的運用は、一部の非正社員に対してスクリーニングが行われている可能性を示すものと考えられる。使用者が有配偶女性を正社員として採用したい場合、将来的に長期間安定した労働供給がなされるかは情報の非対称性から判断がつきにくい。そこで、非正社員としての就業を試用期間的に運用しているのである。こうした試用期間的な運用は紹介予定派遣や「トライアル雇用」などの制度・政策と関係するものと考えられる。しかしながら、JPSED ではそれらの制度の対象であったかの情報が含

³⁷ この点について、佐口（2018）は非正規雇用を正規雇用へのスクリーニング期間として活用する際には「正規雇用と非正規雇用の処遇差が大きくないこと」が必要条件であると指摘しており、本分析結果と整合的である。

³⁸ アメリカには非正規雇用は存在しない。しかし小池（2016）は、雇用形態を呼称に捉われずに考える必要があり、人材選別機能に着目すればアメリカでは広い範囲にわたって事実上の非正規労働者が存在すると強調する。

まれていないため、これらの制度・政策的な影響³⁹を加味した分析は今後の課題である。

正社員転換制度（注 5 参照）が整備されている企業でも積極的に活用されていないという指摘（武石 2008）は、非正社員の正社員転換可能性が低いだけでなく、もともと有望視された者が試用期間的に非正社員として採用され、正社員転換制度を経ずに正社員へ転換されているためであると考えられる。また、玄田（2008a）では、転職を経て正社員化する者は前職で 2～5 年の勤続年数を経ていることが観察されている。外部労働市場を経て正社員になる場合、当該労働者の働きぶりを直接観察できないためシグナルとして機能するにはある程度の勤続期間が必要である。それに対し、同一企業内での正社員転換では当該労働者の働きぶりを直に観察できることから、比較的短期間（勤続 1～2 年）での判断が可能であるものと考えられる。

ただし、本研究が対象とした 2015～2018 年は労働需給が逼迫した時期であり、優秀な人材を早く確保したい労働需要者の思惑が強くはたらいた結果である可能性もある。その意味で、より長い期間に労働市場の需給を考慮した研究蓄積が今後必要であろう。

3.6 結びに代えて

本研究は、女性の場合、非正社員の担い手の多くが子どもをもつ有配偶女性であることを踏まえたうえで、女性の企業内正社員転換の可能性について検証した。その結果、時間あたり賃金が高い、雇用期間の定めのない雇用である、あるいは長時間の就業であるといった状況において正社員転換される傾向が確認された。

そのうえで本研究の主たる発見として、入職時の時間あたり賃金の高さが女性雇用労働者の正社員転換に強く関連することを見出した。入職時の時間あたり賃金は使用者から労働者に対する期待の高さも含めて提示されるものであり、その賃金プレミアムには回帰分析において明示的に変数化されない労働者の個別効果が含まれるものと考えられる。

さらに、勤続 1 年未満の女性非正社員のみを対象とし、入職時の賃金プレミアムの大きさを推定した。分析上の留保が置かれるものの、入職から 2 年以内に正社員転換する非正社員には、そうでない非正社員と比較して、3 割程度の賃金プレミアムが設定されており、そのうち 8～9 割程度が属性やその他の処遇では説明されないという結果となった。加えて、勤続 2 年以内に正社員転換される者であっても非正社員時には正社員と異なる賃金体系が適用されている可能性も観察された。これらの結果は、企業の人事管理上、非正社員としての就業を試用期間的な位置づけとして運用している可能性を示すものである。

³⁹ トライアル雇用は「職業経験の不足などから就職が困難な方が、試行雇用を経て無期雇用に移行することを支援する制度」（厚生労働省 HP（https://www.mhlw.go.jp/stf/seisakunitsuite/bunya/koyou_roudou/koyou/jigyounushi/page06_00002.html）2023 年 10 月 1 日確認）とされており、こうした政策的な意図からすれば、一連の推定結果に対しては下方バイアスを生じさせると考えられる。そうした点についての検討は今後の課題である。

また、こうした実態があるとすれば、正社員並みの労働供給量（労働時間）が期待できるか企業に予見されなかったために正社員につながる雇用の機会が得られなかった者もいるだろう。就職活動や入職時において、女性の就業にかかる負荷あるいは時間的な制約を軽減させるなどの環境整備が必要となる。

本研究は、連続する 2 年以上の状態変化を被説明変数とする、多岐に渡る変数によって制御を行う、観測数の大きさを活かし複数の分析モデルにより頑健性を確認するなど、多角的な検証を行った。過去の状態が将来の状態に与える影響の分析や、非正社員から正社員への転換が多数派ではないなかで多くの変数を制御した分析が可能となるのは大規模なパネル調査ならではの利点である。結果として、使用者が非正社員を試用期間として運用している可能性を発見した⁴⁰。

本研究には留保すべきいくつかの点が存在する。まず、分析結果が本研究の分析対象についてのものであり、公的統計等を用いて広く一般性をもつかについては改めて検証する必要がある。また、一階差分モデルにおいて時間あたり賃金の有意性が確認されなかった原因が個別効果を考慮したからなのか、直近での処遇の変化がそれほど重要でないためかについて検証しきれていない。Blinder-Oaxaca 分解の分析においても同時性に関する追加的な検討が必要である。さらに、本研究の一部の結果には紹介予定派遣や「トライアル雇用」による制度・政策的な影響が反映されている可能性がある。その意味でも、本研究をさらに深めるにあたっては、労働者への個人調査のみならず使用者への調査を行うことで、非正社員採用時から正社員転換時までの処遇と正社員転換の意思決定背景や時期との関係を明らかにしていく必要があると考えられる。

⁴⁰ 2017 年就業構造基本調査の集計結果を用いて、30～49 歳の雇用労働者を対象とし勤続 1 年未満の非正社員の割合を調べると、男性 11.8%に対して女性 54.6%と大きな開きがある。入職時の正社員・非正社員割合の男女差とも捉えられる。有配偶女性の非正社員としての再就職は、労働者にとっては比較的短時間で始められることによってその後の就業継続につながるとの指摘がある（大嶋，2019）。他方で、使用者にとっては、正社員として活躍を期待しながら、正社員並みの労働供給がなされるかどうかの不確実性に対処するために試用期間的な運用を行っているのかもしれない。

参考文献

- 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，pp. 169-209.
- 大沢真理（2013）『生活保障のガバナンス—ジェンダーとお金の流れで読み解く』有斐閣.
- 大嶋寧子（2019）「再就職した女性の就業継続と仕事満足—学び直し，仕事と育児の両立負担との関わりに着目して—」 *Works Discussion Paper Series*, No. 28.
- 川口大司「社会の課題に労働経済学はどのように応えるのか？」川口大司編『日本の労働市場—経済学者の視点』有斐閣，pp. 393-408.
- 川口大司（2018）「雇用形態間賃金差の実証分析」『日本労働研究雑誌』No.701，pp. 4-16.
- 神林龍（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』Vol. 66(1)，pp. 19-34.
- 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.
- 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』No. 580，pp. 61-77.
- 玄田有史（2008b）「内部労働市場下位層としての非正規」『経済研究』Vol. 59（4），pp. 340-356.
- 玄田有史（2009）「正社員になった非正社員—内部化と転職の先に」『日本労働研究雑誌』No. 586，pp. 34-48.
- 小池和男（2016）『「非正規労働」を考える—戦後労働史の視角から』名古屋大学出版会.
- 小原美紀（2001）「専業主婦は裕福な家庭の象徴か？—妻の就業と所得不平等に税制が与える影響」『日本労働研究雑誌』No. 493，pp. 15-29.
- 小前和智・玄田有史（2020）「期間・時間・呼称から考える多様な雇用形態—無期短時間正社員の可能性」『日本労働研究雑誌』No. 716，pp. 159-175.
- 佐口和郎（2015）「日本的雇用システムと労使関係—戦後史論」『「日本的雇用システム」の生成と展開』連合総合生活開発研究所，pp. 1-69.
- 佐口和郎（2018）『雇用システム論』有斐閣.
- 佐藤博樹（2004）「若年者の新しいキャリアとしての『未経験者歓迎』求人と『正社員登用』機会」『日本労働研究雑誌』No. 534，pp. 34-42.
- 佐野嘉秀（2011）「正社員登用の仕組みと非正社員の仕事経験—技能形成の機会への効果に着目して—」『社会科学研究』62(3-4)，pp. 25-55.
- 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』No. 608，pp. 88-102.
- 島貫智行（2018）「正社員と非正社員の賃金格差—人事管理論からの検討」『日本労働研究雑誌』，No.701，pp. 52-66.
- 高橋康二（2010）「契約社員の職域と正社員化の実態」JILPT Discussion Paper 10-03.

- 武石恵美子 (2002)「非正規労働者の基幹労働力化と雇用管理の変化」『ニッセイ基礎研「所報」』 No. 26, pp. 1-36.
- 武石恵美子 (2008)「非正社員から正社員への転換制度について」『日本労働研究雑誌』 No. 573, pp. 50-53.
- 武内真美子 (2004)「女性就業のパネル分析－配偶者所得効果の再検証」『日本労働研究雑誌』 No. 527, pp. 76-88.
- 中道麻子 (2009)「コールセンターにおける「正社員登用制度」の実態と課題－4社の事例調査から－」『産業経営』 No. 45, pp. 37-57.
- ニッセイ基礎研究所 (2005)『フリーター等非正社員から正社員への登用制度の普及促進 企業事例調査研究報告書』.
- 原ひろみ (2009)「非正社員から正社員への転換－正社員登用制度の実態と機能－」佐藤博樹編著『人事マネジメント』 pp. 246-272.
- 樋口美雄 (2001)「家計は企業リストラにどう対応しようとしているのか 所得格差・消費行動・就業行動・能力開発の変化」『雇用と失業の経済学』日本経済新聞社.
- 本田一成 (2004)「職場のパートタイマー－基幹化モデルを手がかりにした文献サーベイ」JILPT 労働政策レポート.
- 勇上和史 (2009)「雇用形態の多様化と転職」『国民経済雑誌』 200(5), pp. 51-69.
- Blau, F.D. and Kahn, L.M. (2013) "Female Labor Supply: Why is the US Falling Behind?" *American Economic Review*, 103 (3): pp. 251-256.
- Booth, A. Francesconi, M. and Frank, J. (2002) "Temporary Jobs: Stepping Stones or Dead Ends?" *The Economic Journal*, 112, F189-213.
- Gash, V. (2008) "Bridge or Trap? Temporary Workers' Transitions to Unemployment and to the Standard Employment Contract," *European Sociological Review*, 24, pp. 651-668.
- McGinnity, F. Mertens, A. and Gundert, S. (2005) "A Bad Start? Fixed-Term Contracts and the Transition from Education to Work in West Germany," *European Sociological Review*, 21, pp. 359-374.

図表

2015年12月	2016年12月	2017年12月	2015年12月	2016年12月	2017年12月
正社員 100	正社員 92.9	正社員 88.3	非正社員 100	正社員 5.3	正社員 4.2
		非正社員 1.8			非正社員 0.7
		非雇用労働者・無業者 2.8			非雇用労働者・無業者 0.4
	非正社員 4.0	正社員 0.7		非正社員 87.6	正社員 4.7
		非正社員 3.0			非正社員 78.1
		非雇用労働者・無業者 0.3			非雇用労働者・無業者 4.8
	非雇用労働者・無業者 3.1	正社員 1.5		非雇用労働者・無業者 7.0	正社員 0.3
		非正社員 0.5			非正社員 3.3
		非雇用労働者・無業者 1.1			非雇用労働者・無業者 3.5
非雇用・無業者 100	正社員 6.9	正社員 5.6	非雇用・無業者 100	非正社員 23.2	正社員 1.3
		非正社員 0.6			非正社員 18.8
		非雇用労働者・無業者 0.6			非雇用労働者・無業者 3.2
	非正社員 23.2	正社員 1.3		非雇用労働者・無業者 69.9	正社員 1.8
		非正社員 18.8			非正社員 9.2
		非雇用労働者・無業者 3.2			非雇用労働者・無業者 58.9
	非雇用労働者・無業者 69.9	正社員 1.8			正社員 1.3
		非正社員 9.2			非正社員 18.8
		非雇用労働者・無業者 58.9			非雇用労働者・無業者 3.2

2015～2017年（第1～3回）調査のすべてに回答している2015年12月時点で20～49歳女性（農業、林業、漁業、鉱業は除く）を対象として集計
図中の数字はすべて（％）。足し合わせても一致しない箇所は四捨五入による。

図3-1 就業状態間の移動

表3-1 女性非正社員の正社員化要因（多項ロジットモデル）

モデル 対象 被説明変数	1		2		3		4	
	非正社員		有期雇用		短時間労働		長時間労働	
	翌年に同一企業で 正社員転換=1	翌年に離職=1	翌年に同一企業で 正社員転換=1	翌年に離職=1	翌年に同一企業で 正社員転換=1	翌年に離職=1	翌年に同一企業で 正社員転換=1	翌年に離職=1
時間当たり賃金（対数）	4.282 *** (0.784)	0.874 (0.075)	3.762 *** (0.839)	0.868 (0.081)	7.175 *** (2.684)	0.965 (0.117)	3.105 *** (0.688)	0.720 *** (0.092)
雇用契約期間 参照点：有期雇用								
無期雇用	2.394 *** (0.378)	0.967 (0.099)			2.681 *** (0.977)	1.006 (0.149)	2.267 *** (0.419)	0.896 (0.133)
期間不明	1.817 ** (0.461)	0.942 (0.145)			1.203 (0.731)	0.937 (0.200)	1.889 ** (0.565)	0.860 (0.200)
1週間の労働時間								
20時間未満	reference	reference	reference	reference	0.477 * (0.204)	1.081 (0.146)		
20～24時間	1.552 (0.476)	1.017 (0.107)	1.208 (0.447)	0.987 (0.113)	0.762 (0.292)	1.085 (0.143)		
25～29時間	1.786 (0.633)	0.965 (0.121)	1.210 (0.541)	0.883 (0.122)	reference	reference		
30～34時間	3.248 *** (0.961)	1.002 (0.126)	2.729 *** (0.951)	1.023 (0.141)			reference	reference
35～39時間	5.451 *** (1.503)	1.285 ** (0.140)	3.872 *** (1.229)	1.219 * (0.141)			1.689 ** (0.414)	1.285 * (0.169)
40～44時間	7.862 *** (2.088)	1.424 *** (0.150)	6.150 *** (1.867)	1.423 *** (0.162)			2.547 *** (0.586)	1.423 *** (0.182)
45～49時間	15.281 *** (5.062)	1.709 *** (0.310)	13.783 *** (5.180)	1.701 *** (0.333)			4.734 *** (1.408)	1.701 *** (0.328)
50時間以上	11.010 *** (4.325)	1.444 * (0.293)	11.847 *** (5.049)	1.542 ** (0.340)			3.251 *** (1.182)	1.388 (0.297)
勤続年数 参照点：勤続5年以上								
勤続1年未満	2.333 *** (0.397)	3.319 *** (0.303)	2.219 *** (0.445)	3.266 *** (0.326)	3.709 *** (1.590)	2.370 *** (0.334)	2.098 *** (0.398)	4.137 *** (0.511)
勤続1年以上2年未満	1.456 * (0.286)	2.376 *** (0.237)	1.482 * (0.333)	2.368 *** (0.258)	2.689 ** (1.343)	1.929 *** (0.283)	1.235 (0.273)	2.651 *** (0.365)
勤続2年以上3年未満	1.246 (0.264)	1.629 *** (0.186)	1.229 (0.307)	1.615 *** (0.202)	1.797 (0.896)	1.315 (0.222)	1.186 (0.281)	1.961 *** (0.310)
勤続3年以上4年未満	1.008 (0.248)	1.542 *** (0.195)	1.193 (0.319)	1.602 *** (0.217)	0.625 (0.624)	1.087 (0.222)	1.038 (0.274)	2.052 *** (0.340)
勤続4年以上5年未満	1.698 ** (0.435)	1.620 *** (0.232)	1.663 * (0.491)	1.693 *** (0.261)	3.110 * (1.791)	1.221 (0.271)	1.453 (0.425)	2.045 *** (0.389)
観測数	8,410		7,106		4,069		4,341	
疑似決定係数	0.0968		0.0926		0.1146		0.0999	

対象：20～49歳女性非正社員（農業，林業，漁業，鉱業は除く）

制御変数：年齢（5歳階級），学歴，婚姻状態，6歳未満末子有無，6歳以上12歳未満末子有無，産業（大分類），企業規模，職業（大分類），都道府県，調査年

制御変数の参照点：35～39歳，高校卒業者，配偶者なし，6歳未満末子なし，6歳以上12歳未満末子なし，製造業，100～299人，事務従事者，東京都，2015年

被説明変数の参照点：翌年に同一企業で非正社員のまま就業継続

表中上段は「翌年に同一企業で非正社員として就業継続」に対する相対リスク比（ rrr ），下段括弧内はクラスター構造に頑健な標準誤差を示す。有意水準：* $p < 0.1$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$

就業継続，正社員転換の判断基準：毎年1年間の変化項目が尋ねられており，「仕事を辞めた・退職した」が選択されなかった場合に「同一企業で就業継続」と判断した。また，正社員転換については，毎年尋ねられる呼称（「3.1 定義と対象」参照）の変化から判断した。同様に，「仕事を辞めた・退職した」が選択された場合に「離職」と判断した。離職後の就業状態（雇用，自営，失業，非労働力など）は区別していない。

表3-2 2015年以降入職者の入職時間あたり賃金の効果（多項ロジットモデル）

モデル 対象	1 非正社員		2 有期雇用		3 短時間労働		4 長時間労働	
	調査期間中に同一企 業で正社員転換=1	調査期間中に 離職=1	調査期間中に同一企 業で正社員転換=1	調査期間中に 離職=1	調査期間中に同一企 業で正社員転換=1	調査期間中に 離職=1	調査期間中に同一企 業で正社員転換=1	調査期間中に 離職=1
被説明変数								
入職時の時間あたり賃金（対数）	3.658 *** (0.903)	0.815 ** (0.078)	3.311 *** (0.980)	0.702 *** (0.072)	15.376 *** (12.276)	0.836 (0.120)	2.370 *** (0.651)	0.686 ** (0.095)
観測数	3,616		3,137		1,676		1,940	
疑似決定係数	0.1531		0.1573		0.2574		0.1749	

対象：20～49歳女性非正社員（2015年以降入職者。農業、林業、漁業、鉱業は除く。）
制御変数：年齢（5歳階級）、学歴、婚姻状態、6歳未満末子有無、6歳以上12歳未満末子有無、産業（大分類）、企業規模、職業（大分類）OJT有無、Off-JT有無、「仕事がレベルアップした」有無、「単調ではなく、様々な仕事を担当した」有無、「業務全体を理解して仕事をしていた」有無、「社内外の他人に影響を与える仕事に従事していた」有無、「自分で仕事のやり方を決めることができた」有無、「自分の働き方に対する正当な評価を得ていた」有無、都道府県、調査年、週労働時間、（雇用契約期間（モデル1、3、4））
制御変数の参照点：35～39歳、高校卒業者、製造業、100～299人、事務従事者、OJTなし、Off-JTなし、「仕事がレベルアップした」なし、「単調ではなく、様々な仕事を担当した」なし、「業務全体を理解して仕事をしていた」なし、「社内外の他人に影響を与える仕事に従事していた」なし、「自分で仕事のやり方を決めることができた」なし、「自分の働き方に対する正当な評価を得ていた」なし、東京都、2015年、週労働時間（20時間未満（モデル1、2）、25～29時間（モデル3）、30～34時間（モデル4））、（有期雇用（モデル1、3、4））
被説明変数の参照点：調査期間中に同一企業で非正社員のまま就業継続
表中上段は「同一企業で非正社員として就業継続」に対する相対リスク比（*rr*）、下段括弧内はクラスター構造に頑健な標準誤差を示す。有意水準：* *p* < 0.1, ** *p* < 0.05, *** *p* < 0.01

表3-3 サンプルセレクションモデル

モデル 対象	1 有配偶・短時間労働		2 有配偶・長時間労働		3 有配偶・有期雇用		4 無配偶・長時間労働	
	1st stage 短時間・非正社員 =1	2nd stage 翌年に同一企業で 正社員転換=1	1st stage 長時間・非正社員 =1	2nd stage 翌年に同一企業で 正社員転換=1	1st stage 有期雇用・非正社員 =1	2nd stage 翌年に同一企業で 正社員転換=1	1st stage 長時間・非正社員 =1	2nd stage 翌年に同一企業で 正社員転換=1
被説明変数								
時間当たり賃金（対数）		1.147 *** (0.314)		0.752 *** (0.255)		0.855 *** (0.201)		0.527 *** (0.166)
雇用契約期間（ref：有期雇用）								
無期雇用		0.947 *** (0.281)		0.662 *** (0.238)				0.373 ** (0.147)
雇用期間不明		1.074 ** (0.531)		0.274 (0.427)				0.123 (0.265)
1週間の労働時間								
20時間未満		-0.843 *** (0.322)				reference		
20～24時間		-0.390 (0.285)				0.219 (0.296)		
25～29時間		reference				0.502 (0.331)		
30～34時間				reference		0.590 (0.319)		reference
35～39時間				0.360 (0.253)		0.772 *** (0.287)		0.079 (0.195)
40～44時間				0.893 *** (0.298)		1.207 *** (0.282)		0.153 (0.182)
45～49時間				0.985 ** (0.435)		1.619 *** (0.403)		0.327 (0.245)
50時間以上				1.369 *** (0.498)		2.176 *** (0.449)		0.412 (0.270)
夫の年間所得（対数）	-0.032 (0.023)	-0.340 * (0.189)	-0.164 *** (0.024)	0.244 (0.177)	-0.143 *** (0.023)	0.147 (0.126)		
6歳未満末子あり	-0.302 *** (0.043)	0.376 (0.339)	-0.620 *** (0.050)	0.060 (0.330)	-0.574 *** (0.041)	0.501 * (0.272)		
6歳以上12歳未満末子あり	0.311 *** (0.038)	-0.877 *** (0.325)	-0.221 *** (0.046)	-0.027 (0.210)	0.062 * (0.038)	0.113 (0.196)		
（本人の）初めての勤務先正社員	0.184 *** (0.037)		-0.036 (0.043)		0.095 *** (0.036)		-0.045 (0.042)	
（本人の）前の勤務先正社員	-0.645 *** (0.036)		-0.307 *** (0.041)		-0.684 *** (0.034)		-0.884 *** (0.043)	
<i>ρ</i>	-0.367 (0.569)		0.467 (0.498)		0.038 (0.287)		0.397** (0.171)	
観測数	12,513		13,807		12,143		8,189	
疑似決定係数	-		-		-		-	

対象：20～49歳女性非正社員（農業、林業、漁業、鉱業は除く）
制御変数：第1段階 年齢（5歳階級）、学歴、初めての勤務先企業規模、初めての勤務先勤続年数、転職回数、調査年
第2段階 年齢（5歳階級）、学歴、産業（大分類）、職業（大分類）、企業規模、勤続年数、OJT有無、Off-JT有無、「仕事がレベルアップした」有無、調査年
参照点：35～39歳、高校卒業者、製造業、事務従事者、100～299人、勤続5年以上、OJTなし、Off-JTなし、「仕事がレベルアップした」なし、2015年
表中上段は境界効果、下段括弧内はクラスター構造に頑健な標準誤差を示す。有意水準：* *p* < 0.1, ** *p* < 0.05, *** *p* < 0.01

表3-4 一階差分ロジットモデル

モデル	1	2	3	4	5	6
対象	すべての非正社員	短時間労働	長時間労働	有期雇用	無期雇用	期間不明
被説明変数	翌年に同一企業で 正社員転換=1	翌年に同一企業で 正社員転換=1	翌年に同一企業で 正社員転換=1	翌年に同一企業で 正社員転換=1	翌年に同一企業で 正社員転換=1	翌年に同一企業で 正社員転換=1
時間あたり賃金 (単位：1000円)	0.002 (0.009)	0.004 (0.009)	0.010 (0.020)	0.000 (0.009)	0.022 (0.034)	0.012 (0.034)
週労働時間 (単位：時間)	0.000 (0.001)	0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	0.000 (0.001)	0.000 (0.002)	-0.003 (0.002)
OJT	0.014 ** (0.007)	0.019 ** (0.008)	0.011 (0.011)	0.010 (0.007)	0.040 (0.027)	0.089 * (0.048)
Off_JT	0.018 ** (0.009)	0.011 (0.010)	0.019 (0.013)	0.013 (0.009)	0.072 ** (0.034)	0.025 (0.062)
仕事レベルアップした	0.013 * (0.008)	-0.011 (0.009)	0.028 ** (0.012)	0.012 (0.008)	-0.002 (0.027)	-0.019 (0.037)
単調ではなく、様々な仕事を担当した	0.004 (0.007)	0.003 (0.008)	0.004 (0.011)	0.004 (0.007)	0.006 (0.025)	-0.044 (0.042)
業務全体を理解して仕事をしていた	-0.009 (0.007)	0.004 (0.007)	-0.018 * (0.011)	-0.010 (0.007)	-0.021 (0.027)	0.076 (0.049)
社内外の他人に影響を与える仕事に従事していた	-0.008 (0.008)	-0.007 (0.009)	-0.009 (0.012)	-0.005 (0.008)	-0.026 (0.027)	-0.027 (0.035)
自分で仕事のやり方を決めることができた	-0.003 (0.007)	0.007 (0.008)	-0.007 (0.011)	-0.005 (0.007)	0.025 (0.026)	-0.072 * (0.043)
自分の働き方に対する正当な評価を得ていた	-0.006 (0.007)	-0.016* (0.008)	0.001 (0.012)	-0.007 (0.008)	-0.010 (0.026)	-0.003 (0.043)
観測数	3,305	1,517	1,788	2,851	388	144
疑似決定係数	0.0173	0.0575	0.0242	0.0157	0.0566	0.3295

対象：20～49歳女性非正社員（農業、林業、漁業、鉱業は除く）

表中の変数のほか、雇用契約期間（参照点：有期雇用）と観測年を加えて推定を行っている

表中上段は限界効果、下段括弧内はクラスター構造に頑健な標準誤差を示す。有意水準：* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

表3-5 時間あたり賃金のBlinder-Oaxaca分解

	モデル1	モデル2	モデル3
分析対象	勤続1年目に非正社員だった者	勤続1年目に非正社員だった者	遅くとも勤続2年以内に 正社員となった者
比較対象	(翌年の離職者を含む) 正社員転換者以外の者	翌年に非正社員のまま 同一企業で就業継続した者	勤続1年目に正社員であり翌年に 同一企業で就業継続した者
平均の差 (A)	0.320 *** (0.052)	0.317 *** (0.052)	0.031 (0.051)
説明される差	0.033 (0.024)	0.057 ** (0.025)	0.149 *** (0.035)
うち 週労働時間 (ref: 20時間未満)			
20～24時間	0.016 ***	0.017	-0.020
25～29時間	0.013 **	0.013	-0.019
30～34時間	-0.002	-0.001	-0.041 **
35～39時間	-0.003	-0.004	-0.030
40～44時間	-0.023 **	-0.021	0.122 ***
45～49時間	-0.021 **	-0.015	0.026
50時間以上	-0.004	-0.006	0.110 ***
説明されない差 (B)	0.288 *** (0.049)	0.260 *** (0.050)	-0.118 ** (0.045)
B/A (%)	90.0	82.0	-380.6
観測数 (20～49歳女性非正社員 (転換者数))	1,817 (114)	1,426 (114)	2,012 (114)

対象：20～49歳女性雇用労働者（農業，林業，漁業，鉱業は除く）

属性・労働条件として，雇用契約期間，週労働時間（5時間階級），婚姻状態，6歳未満末子有無，6歳以上12歳未満末子有無，年齢（5歳階級），学歴，産業（大分類），企業規模，職業（大分類），都道府県，調査年を加えた

参照点：有期雇用，週労働時間20時間未満，無配偶，6歳未満末子なし，6歳以上12歳未満末子なし，35～39歳，高校卒業，製造業，100～299人，事務従事者，東京都，2015年

表中上段は限界効果，下段括弧内は標準誤差を示す

有意水準：* $p < 0.1$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$

第3章補論

補論 3.1 3.1 節の補足説明

3.1 節第2段落「2010年代以降、正規・非正規問題への取り組みは、正規雇用の多様化とともに、低処遇・不安定な非正規雇用の状態からより安定的な状態への転換を促す政策が実施されてきた。関連する法整備によって非正規雇用の正規転換可能性や正規・非正規雇用間の相対的な位置づけが変容してきおり、今後も変容していく可能性がある。」との記載について、具体的な2010年代の議論や政策展開を記述する。

職務、勤務地、労働時間等が限定される区分を設けることによる正規雇用の多様化の議論として、厚生労働省（2012a；2012b）は、多様な正社員（限定正社員）が従来の正規・非正規の中間的な存在として取り上げられている。もっとも、安井ほか（2018）が指摘するように、限定正社員が無限定正社員に比べて一様に不利益な賃金を享受しているというのではない。また、労働政策研究・研修機構（2013）によれば、限定正社員は非正社員の登用が期待される「限定正社員区分①」と、多様な働き方の実現が期待される「限定正社員区分②」に分類される。

低処遇・不安定な非正規雇用の状況を是正する方向の政策としては、2012年の労働契約法改正（2013年施行）が挙げられる。特に、非正規雇用の大半を占める有期雇用の社員を対象とした、いわゆる無期転換ルールは本研究と関連性が高い。無期転換ルールは「雇用存続保障のない有期労働契約によって労働者が長期間にわたって弱い立場に置かれることが有期労働契約の濫用的利用にあたる」（原 2014）という意図が込められていたが、無期転換と同時に正社員転換するケースも報告されている。労働政策研究研修機構（2017）によれば、有期雇用の労働者を無期転換するにあたって既存の正社員（呼称）区分あるいは新たな正社員（呼称）区分を設けることにより法改正に対処すると回答した企業の割合は、フルタイムでは46.6%、パートタイムでは26.5%であった。

参考文献

- 厚生労働省（2012a）『「多様な形態による正社員」に関する研究会報告書』。
厚生労働省（2012b）『望ましい働き方ビジョン』。
原昌登（2014）「労働契約法 18 条」荒木尚志編著『有期雇用法制ベーシックス』有斐閣，pp. 51-68。
安井健悟・佐野晋平・久米功一・鶴光太郎（2018）「無限定正社員と限定正社員の賃金格差」『日本労働研究雑誌』No. 701, pp. 67-81。
労働政策研究・研修機構（2013）『「多様な正社員」の人事管理に関する研究』。
労働政策研究・研修機構（2017）『「改正労働契約法とその特例への対応状況及び多様な正社員の活用状況に関する調査」結果』調査シリーズ No. 171。

補論 3.2 記述統計

JPSED の第 1 回調査（2015 年 12 月時点）の結果を用いていくつかの記述統計を確認する。補表 3-1 の上段には週労働時間別の割合を、中段には勤続年数別の割合をそれぞれ列パーセントで表示した。下段には、平均年齢、平均週労働時間、平均勤続年数、平均時間あたり賃金を示した。

労働時間の分布をみると、無配偶女性非正社員ではどの雇用契約期間であっても 30 時間以上がかなりの割合を占める一方で、有配偶女性非正社員では 30 時間未満がシェアの大部分を占める。正社員で比較しても、週 45 時間以上で働く者の割合は無配偶女性の方が有配偶よりもある程度高いことがわかる。

勤続年数をみると、いずれのサブグループにおいてもある程度のばらつきがみられる一方で、無配偶女性は有配偶女性よりも 1 年未満の割合も高く、有配偶女性は無配偶女性よりも 5 年以上の割合が高い傾向にある。

平均年齢では、非正社員で 7～8 歳程度、正社員で 4.5 歳ほど有配偶女性の方が無配偶女性よりも高い。平均週労働時間はどの雇用形態においても無配偶女性の方が長い。平均の時間あたり賃金は正社員の場合には有配偶者の方が高いが、非正社員では無配偶の方がやや高い。

続いて、第 1 回調査と第 2 回調査（2016 年 12 月時点）の結果を用い、この間の同一企業就業継続者を対象とし、非正社員から正社員転換した場合と転換しなかった場合の処遇を比較する（補表 3-2）。非正社員時に短時間労働だった場合（上段）と長時間労働だった場合（下段）に分けて記載した。

短時間労働についてみると、時間あたり賃金は正社員転換前（2015 年）の方が転換後（2016 年）よりも高かった。ただ、週労働時間は正社員転換後に 2 倍以上になっているため、時間あたり賃金と週労働時間から計算すると月額支給額は増加している。正社員転換前（2015 年）の時間あたり賃金を非正社員のままだった者（2015 年）と比較するとかなりの差が観察される。次に、OJT、Off-JT の実施率や（調査年とその前年を比較して）「仕事がレベルアップした」は正社員転換後に上昇しており、非正社員のままだった者に比べて正社員転換前（2015 年）の実施率が高かった（これら変数の定義は補表 3-2 下部に記載）。

長時間労働では、正社員転換後に時間あたり賃金は若干上昇し、週労働時間もやや長くなった。正社員転換前（2015 年）の賃金を非正社員のままだった者（2015 年）と比較すると、短時間労働の場合と同様に高い水準だったことが確認できる。OJT、Off-JT、「仕事がレベルアップした」についても短時間の場合と同様に、正社員転換前の水準が非正社員のままだった者より高い。

なお、正社員転換する直前の勤続年数を比較すると短時間労働、長時間労働どちらも転換者の方が非転換者に比べて勤続年数は短かった。

補表3-1 記述統計（第1回調査（2015年12月）時点）

	無配偶女性					有配偶女性			
	非正社員			正社員		非正社員			正社員
	有期雇用	無期雇用	期間不明			有期雇用	無期雇用	期間不明	
観測数	2,192	210	122	3,407	観測数	2,203	269	84	1,652
～19時間（％）	18.1	18.1	35.3	3.3	～19時間（％）	29.7	30.5	54.8	3.3
20～24時間（％）	10.9	8.1	8.2	0.5	20～24時間（％）	23.5	20.8	22.6	0.9
25～29時間（％）	8.0	9.1	8.2	0.4	25～29時間（％）	11.8	12.6	6.0	1.3
30～34時間（％）	9.5	15.2	9.0	1.4	30～34時間（％）	9.5	11.5	4.8	4.6
35～39時間（％）	18.8	14.3	11.5	13.6	35～39時間（％）	11.1	10.8	4.8	15.7
40～44時間（％）	25.8	22.9	18.0	45.8	40～44時間（％）	11.4	7.8	6.0	50.9
45～49時間（％）	4.4	7.1	6.6	16.3	45～49時間（％）	1.8	3.7	0.0	12.8
50時間～（％）	4.5	5.2	3.3	18.8	50時間～（％）	1.3	2.2	1.2	10.5
総数（％）	100	100	100	100	総数（％）	100	100	100	100
勤続1年未満（％）	35.5	28.5	31.7	21.4	勤続1年未満（％）	25.6	20.4	29.8	7.5
勤続1以上2年未満（％）	19.1	16.4	20.8	21.4	勤続1以上2年未満（％）	16.5	19.0	19.0	8.6
勤続2以上3年未満（％）	11.1	16.4	11.7	15.2	勤続2以上3年未満（％）	12.3	11.5	17.9	7.8
勤続3以上4年未満（％）	8.4	8.7	10.8	10.8	勤続3以上4年未満（％）	8.9	8.6	3.6	8.4
勤続4以上5年未満（％）	5.4	6.3	3.3	9.5	勤続4以上5年未満（％）	6.4	4.8	3.6	7.0
勤続5年以上（％）	20.5	23.7	21.7	21.7	勤続5年以上（％）	30.3	35.7	26.2	60.8
総数（％）	100	100	100	100	総数（％）	100	100	100	100
平均年齢（歳）	31.1	31.2	30.0	32.3	平均年齢（歳）	39.5	38.3	36.9	36.8
平均週労働時間（時間）	31.1	31.5	26.9	42.2	平均週労働時間（時間）	24.8	24.7	18.6	40.0
平均勤続年数（年）	2.7	3.3	3.3	6.0	平均勤続年数（年）	3.7	3.9	3.1	9.3
平均時間あたり賃金（円）	1,025	1,067	1,053	1,405	平均時間あたり賃金（円）	969	1,006	948	1,562

対象：20～49歳女性（2015年時点／農業、林業、漁業、鉱業は除く）

補表3-2 同一企業就業継続者における正社員転換者・非転換者の比較

		転換者 （非正社員→正社員）		非転換者 （非正社員→非正社員）	
		2015年	2016年	2015年	2016年
（非正社員時に） 短時間労働	時間当たり賃金（円）	1,593	1,212	1,012	1,010
	週労働時間（時間）	15.7	42.0	18.2	18.2
	OJT（％）	59.2	68.0	49.4	42.0
	Off-JT（％）	16.3	52.0	13.6	13.2
	仕事レベルアップした（％）	36.4	48.7	25.5	21.4
	勤続年数（年）	2.3	-	3.9	-
（非正社員時に） 長時間労働	時間当たり賃金（円）	1,173	1,258	975	993
	週労働時間（時間）	39.8	41.5	37.9	38.3
	OJT（％）	64.0	67.4	50.2	45.5
	Off-JT（％）	24.0	21.1	17.3	17.2
	仕事レベルアップした（％）	33.0	47.8	26.6	27.9
	勤続年数（年）	3.3	-	4.1	-

対象：20～49歳女性非正社員（2015年時点／農業、林業、漁業、鉱業は除く）

OJTの定義：「昨年1年間（2018年1月～12月）、あなたは、仕事の実務を通じて、新しい知識や技術を習得する機会がありましたか」という質問に対して「一定の教育プログラムのもとに、上司や先輩等から指導を受けた」、「一定の教育プログラムにはなっていなかったが、必要に応じて上司や先輩等から指導を受けた」、「上司や先輩等から指導を受けてはいないが、彼ら（他の人）の仕事ぶりを観察することで新しい知識や技術を身に付けた」あるいは「上司や先輩等から指導を受けてはいないが、マニュアルを参考にして学んだ」のいずれかの場合に1、それ以外の場合に0をとるダミー変数

Off-JTの定義：「昨年1年間、あなたは、通常の業務を一時的に離れて、社内外で、教育・研修などを受ける機会がありましたか」という質問に対して「機会があり、実際に受けた」場合に1、それ以外の場合に0をとるダミー変数とした。

「仕事レベルアップした」の定義：「昨年1年間（2018年1月～12月）、あなたの担当している仕事は前年と比べてレベルアップしましたか」という質問に対して「大幅にレベルアップした」または「少しレベルアップした」を回答した場合に1、それ以外の場合に0をとるダミー変数とした。

補論 3.3 直接雇用と間接雇用の差を考慮した分析

本論の非正社員は「パート・アルバイト」、「契約社員」、「労働派遣事業所の派遣社員」、「嘱託」を一括した総称として用いた。しかしながら、「パート・アルバイト」、「契約社員」、「嘱託」などの直接雇用の非正社員と「労働派遣事業所の派遣社員」である間接雇用の非正社員では正社員転換のしやすさやメカニズムが異なると考えられる。そこで、表 3-1、表 3-2、表 3-4 それぞれに対応する分析として補表 3-3、補表 3-4、補表 3-5 を直接雇用と間接雇用の別に分析した結果として掲載した。

結果は本論と同様の傾向を示した。すなわち、ベースラインモデルである表 3-1 に対応する補表 3-3 では、直接雇用、間接雇用どちらにおいても時間あたり賃金が高く労働時間の長い層のほうが正規転換しやすいという、本論と同様の結果が得られた。補表 3-4 では、直接雇用に関しては、対応する表 3-2 と同様の結果が得られた。さらに、表 3-4 では時間あたり賃金の有意な効果は観察されなかったが、それに対応した補表 3-5 でも有意な結果は見出されなかった。

補表3-3 女性非正社員の正社員化要因（多項ロジットモデル）

モデル	1		2	
対象	直接雇用の非正社員		間接雇用の非正社員	
被説明変数	翌年に同一企業で 正社員転換=1	翌年に離職=1	翌年に同一企業で 正社員転換=1	翌年に離職=1
時間当たり賃金（対数）	4.215 *** (0.750)	0.781 *** (0.072)	7.357 *** (5.128)	1.201 (0.294)
1週間の労働時間				
20時間未満	reference	reference	reference	reference
20～24時間	1.387 (0.447)	0.946 (0.102)	0.688 (0.909)	2.532 (1.219)
25～29時間	1.911 * (0.685)	0.901 (0.119)	0.000 (0.000)	1.203 (0.806)
30～34時間	3.195 *** (0.989)	0.968 (0.128)	5.430 *** (7.484)	0.857 (0.513)
35～39時間	4.997 *** (1.434)	1.072 (0.135)	2.331 *** (2.348)	1.547 * (0.594)
40～44時間	8.248 *** (2.188)	1.302 ** (0.155)	3.247 *** (3.232)	1.455 *** (0.562)
45～49時間	15.330 *** (5.304)	1.629 ** (0.340)	15.537 *** (17.888)	1.723 *** (0.888)
50時間以上	8.832 *** (3.601)	1.243 (0.291)	1.971 *** (2.886)	1.975 ** (1.076)
勤続年数				
参照点：勤続5年以上				
勤続1年未満	2.593 *** (0.513)	3.004 *** (0.307)	0.935 *** (0.487)	2.475 *** (0.634)
勤続1年以上2年未満	1.792 (0.384)	2.118 *** (0.234)	0.438 * (0.311)	2.272 *** (0.642)
勤続2年以上3年未満	1.437 (0.339)	1.600 *** (0.198)	0.470 (0.339)	0.998 *** (0.336)
勤続3年以上4年未満	0.984 (0.274)	1.506 *** (0.208)	0.604 (0.512)	1.371 *** (0.523)
勤続4年以上5年未満	1.651 * (0.465)	1.617 *** (0.249)	2.819 * (2.097)	0.760 *** (0.391)
観測数	7,108		1,055	
疑似決定係数	0.1028		0.1639	

対象：20～49歳女性非正社員（農業、林業、漁業、鉱業は除く）

制御変数：年齢（5歳階級）、学歴、婚姻状態、6歳未満末子有無、6歳以上12歳未満末子有無、産業（大分類）、企業規模、職業（大分類）、都道府県、調査年

制御変数の参照点：35～39歳、高校卒業者、配偶者なし、6歳未満末子なし、6歳以上12歳未満末子なし、製造業、100～299人、事務従事者、東京都、2015年

被説明変数の参照点：翌年に同一企業で非正社員のまま就業継続

表中上段は「翌年に同一企業で非正社員として就業継続」に対する相対的リスク比（*rrr*），下段括弧内は標準誤差を示す。有意水準：* $p < 0.1$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$

就業継続、正社員転換の判断基準：毎年1年間の変化項目が尋ねられており、「仕事を辞めた・退職した」が選択されなかった場合に「同一企業で就業継続」として判断した。なお、正社員転換したかの判断は、毎年尋ねられる呼称（「3.1 定義と対象」参照）の変化から判断した。同様に、「仕事を辞めた・退職した」が選択された場合に「離職」として判断した。離職後の就業状態（転職による雇用労働、自営、失業、非労働力など）は区別していない。

補表3-4 2015年以降入職者の入職時時間あたり賃金の効果（多項ロジットモデル）

対象 被説明変数	1		2	
	直接雇用の非正社員		間接雇用の非正社員	
	調査期間中に同一企業で 正社員転換=1	調査期間中に 離職=1	調査期間中に同一企業で 正社員転換=1	調査期間中に 離職=1
入職時の時間あたり賃金	4.318 *** (0.591)	0.804 (0.565)	23.673 (70.274)	0.757 (0.271)
観測数	6,501		499	
疑似決定係数	0.1535		0.3868	

対象：20～49歳女性非正社員（2015年以降入職者／農業，林業，漁業，鉱業は除く）

制御変数：年齢（5歳階級），学歴，婚姻状態，6歳未満末子有無，6歳以上12歳未満末子有無，産業（大分類），企業規模，職業（大分類）OJT有無，Off-JT有無，「仕事レベルアップした」有無，「単調ではなく，様々な仕事を担当した」有無，「業務全体を理解して仕事をしてきた」有無，「社内外の他人に影響を与える仕事に従事していた」有無，「自分で仕事のやり方を決めることができた」有無，「自分の働き方に対する正当な評価を得ていた」有無，都道府県，調査年，週労働時間，（雇用契約期間（モデル1，3，4））

制御変数の参照点：35～39歳，高校卒業者，製造業，100～299人，事務従事者，OJTなし，Off-JTなし，「仕事レベルアップした」なし，「単調ではなく，様々な仕事を担当した」なし，「業務全体を理解して仕事をしてきた」なし，「社内外の他人に影響を与える仕事に従事していた」なし，「自分で仕事のやり方を決めることができた」なし，「自分の働き方に対する正当な評価を得ていた」なし，東京都，2015年，週労働時間（20時間未満（モデル1，2），25～29時間（モデル3），30～34時間（モデル4）），（有期雇用（モデル1，3，4））

被説明変数の参照点：調査期間中に同一企業で非正社員のまま就業継続

表中上段は「同一企業で非正社員として就業継続」に対する相対的リスク比（rrr），下段括弧内は標準誤差を示す。有意水準：* $p < 0.1$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$

補表3-5 一階差分ロジットモデル

モデル 対象 被説明変数	1	2
	直接雇用の非正社員	間接雇用の非正社員
	正社員転換=1	正社員転換=1
時間あたり賃金 （単位：1000円）	0.000 (0.000)	0.000 (0.001)
観測数	2,783	427
疑似決定係数	0.0189	0.0567

対象：20～49歳女性非正社員（農業，林業，漁業，鉱業は除く）

他に雇用契約期間（参照点：有期雇用），年ダミーを加えて推定を行っている。

表中上段は限界効果，下段括弧内は標準誤差を示す。有意水準：* $p < 0.1$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$

補論 3.4 ベースラインモデルに仕事・訓練状況などを加味して

補論 3.4 では，4.1 節においてベースラインとして検討した説明変数以外にも正社員転換に影響を与える要素がないか検討する。たとえば，OJT や Off-JT といった訓練の実施は，現に就いている職務を遂行するための機会としてのみならず，職務を広げるうえで機能しうる。また，実際に仕事の幅が広がったり，より高度な仕事を任せられることが当該労働者の重要性を高め，それが正社員転換につながることも想像される。実際，記述統計（補表 3-2）によれば，転換前の水準で正社員転換した者が転換しなかった者よりもこれら訓練を受

ける割合が高かった。

また、正社員として働きたいにもかかわらず、望まれる正社員の仕事がないために非正社員として就業している非正社員（不本意非正社員）の可能性も加味する。長時間労働として従事する非正社員の正社員転換確率が高いということは、専門性を有する者が不本意非正社員として就業していることの代理変数となっている可能性もあり、検証することとした。以上の観点から、職務上の訓練状況、仕事の特徴や状況、不本意非正社員か否かを変数に加えて多項ロジット分析を行ったものが補表 3-6 である（不本意非正社員の判断基準は補表 3-6 下部に記載）。表 3-1 と同様のサブサンプルに分け、「翌年に同一企業で非正社員のまま就業継続」を参照点とし、「翌年に正社員転換」と「翌年に離職」それぞれの相対リスク比を示した。

モデル 1, 2, 4 においては、「仕事がレベルアップした」、「単調ではなく、様々な仕事を担当」及び不本意非正社員いずれの変数も、翌年に正社員転換確率が高くなる。無期雇用や長時間労働の非正社員を中心に、非正社員時の業務分担が複雑であったり、正社員を元々希望していることが正社員転換に結びついている可能性が示唆される。

他方で、「単調ではなく、様々な仕事を担当」することで離職確率も高くなっており、非正社員での複雑な業務遂行は転職の選択肢も広げているものと推察される。なお、時間あたり賃金の効果は、補表 3-6 の説明変数を加えても、表 3-1 と同程度の水準を維持した。

補表3-6 仕事・訓練の状況が正社員化に与える影響（多項ロジットモデル）								
モデル 分析対象 被説明変数	1 非正社員		2 有期雇用		3 短時間労働		4 長時間労働	
	翌年に同一企業で 正社員転換=1	翌年に離職=1	翌年に同一企業で 正社員転換=1	翌年に離職=1	翌年に同一企業で 正社員転換=1	翌年に離職=1	翌年に同一企業で 正社員転換=1	翌年に離職=1
時間あたり賃金（対数）	4.144 *** (0.812)	0.856 * (0.080)	3.628 *** (0.888)	0.824 * (0.084)	7.096 *** (3.122)	0.937 (0.126)	3.041 *** (0.714)	0.753 ** (0.103)
OJT	1.082 (0.152)	0.970 (0.071)	1.122 (0.183)	0.991 (0.078)	1.269 (0.462)	1.000 (0.112)	1.100 (0.171)	0.952 (0.094)
Off_JT	1.085 (0.169)	0.934 (0.090)	1.107 (0.194)	0.937 (0.096)	0.695 (0.336)	1.059 (0.163)	1.074 (0.184)	0.858 (0.110)
仕事がレベルアップした	1.458 *** (0.207)	0.918 (0.074)	1.449 ** (0.241)	0.901 (0.078)	1.003 (0.352)	0.954 (0.125)	1.560 *** (0.245)	0.920 (0.098)
単調ではなく、様々な仕事を担当した	1.318 ** (0.180)	1.147 * (0.084)	1.373 ** (0.213)	1.197 ** (0.093)	2.303 ** (0.850)	1.089 (0.125)	1.247 (0.190)	1.189 * (0.116)
業務全体を理解して仕事をしていた	0.901 (0.124)	0.914 (0.065)	0.933 (0.146)	0.944 (0.072)	1.453 (0.550)	0.864 (0.094)	0.819 (0.123)	0.978 (0.095)
社内外の他人に影響を与える仕事に従事していた	1.017 (0.149)	1.139 (0.097)	1.024 (0.172)	1.083 (0.100)	0.485 (0.217)	1.046 (0.140)	1.169 (0.190)	1.195 (0.137)
自分で仕事のやり方を決めることができた	1.237 (0.168)	0.974 (0.077)	1.278 (0.202)	0.981 (0.084)	1.828 (0.683)	1.154 (0.144)	1.150 (0.173)	0.847 (0.090)
自分の働き方に対する正当な評価を得ていた	0.847 (0.125)	0.673 *** (0.054)	0.757 (0.136)	0.711 *** (0.061)	0.476 * (0.197)	0.691 *** (0.082)	0.954 (0.157)	0.651 *** (0.074)
不本意非正社員	1.689 *** (0.270)	1.095 (0.112)	1.762 *** (0.307)	1.156 (0.123)	2.084 (1.374)	1.157 (0.337)	1.715 *** (0.284)	1.026 (0.117)
観測数	7965		6,723		3,781		4,184	
疑似決定係数	0.1051		0.1005		0.1238		0.1119	

対象：20～49歳女性非正社員（農業、林業、漁業、鉱業は除く）
表1に対応させるように雇用契約期間、週労働時間、年齢（5歳階級）、学歴、婚姻状態、6歳未満末子有無、6歳以上12歳未満末子有無、産業（大分類）、企業規模、職業（大分類）、勤続年数、都道府県、調査年を制御変数として加えている。
制御変数の参照点：35～39歳、高校卒業者、配偶者なし、6歳未満末子なし、6歳以上12歳未満末子なし、製造業、100～299人、事務従事者、勤続5年以上、東京都、2015年
被説明変数の参照点：翌年に同一企業で非正社員のまま就業継続
表中上段は相対リスク比（*rr*），下段括弧内はクラスター構造に頑健な標準誤差を示す。有意水準：* *p* < 0.1, ** *p* < 0.05, *** *p* < 0.01
不本意非正社員の定義：会社などの役員・正社員以外の就業者に対して「その仕事についての理由」を尋ねており、最もあてはまるものとして「正規の職員・従業員の仕事がないから」を選択した非正社員を不本意非社員と定義した。

補論 3.5 サンプルセレクションモデル（表 3-3）との対比：ベースモデル

補表 3-7 にサンプルセレクションモデル（表 3-3）との対比のために行ったベースモデルの推定結果を掲載する。

補表3-7 サンプルセレクションモデル（ベースモデル）				
モデル	1	2	3	4
対象	有配偶・短時間労働	有配偶・長時間労働	有配偶・有期雇用	無配偶・長時間労働
方法	プロビットモデル	プロビットモデル	プロビットモデル	プロビットモデル
被説明変数	翌年に同一企業で 正社員転換=1	翌年に同一企業で 正社員転換=1	翌年に同一企業で 正社員転換=1	翌年に同一企業で 正社員転換=1
時間当たり賃金（対数）	0.021 *** (0.006)	0.056 *** (0.017)	0.027 *** (0.007)	0.063 *** (0.016)
雇用契約期間（ref：有期雇用）				
無期雇用	0.008 * (0.004)	0.049 *** (0.015)		0.046 *** (0.016)
雇用期間不明	0.010 * (0.006)	0.046 (0.028)		0.040 (0.024)
1週間の労働時間				
20時間未満	-0.012 ** (0.006)		reference	
20～24時間	0.001 (0.005)		0.015 * (0.009)	
25～29時間	reference		0.016 (0.010)	
30～34時間		reference	0.019 * (0.010)	reference
35～39時間		0.033 * (0.018)	0.032 *** (0.009)	0.021 (0.020)
40～44時間		0.073 *** (0.018)	0.046 *** (0.009)	0.032 * (0.018)
45～49時間		0.101 *** (0.024)	0.068 *** (0.012)	0.069 *** (0.024)
50時間以上		0.065 ** (0.031)	0.058 *** (0.018)	0.058 ** (0.026)
夫の年間所得（対数）	-0.003 (0.002)	0.024 *** (0.009)	0.005 (0.004)	
6歳未満末子あり	0.003 (0.004)	0.027 * (0.015)	0.012 * (0.006)	
6歳以上12歳未満末子あり	-0.004 (0.005)	-0.013 (0.017)	0.001 (0.006)	
観測数	2541	1,534	3,587	2,434
疑似決定係数	0.2257	0.2025	0.2119	0.0927

対象：20～49歳女性非正社員（農業、林業、漁業、鉱業は除く）

制御変数：年齢（5歳階級）、学歴、産業（大分類）、職業（大分類）、企業規模、勤続年数、OJT有無、Off-JT有無、「仕事レベルアップした」有無、調査年

参照点：35～39歳、高校卒業、製造業、事務従事者、100～299人、勤続5年以上、OJTなし、Off-JTなし、「仕事レベルアップした」なし、2015年

表中上段は限界効果、下段括弧内はクラスター構造に頑健な標準誤差を示す。有意水準：* p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01

補論 3.6 タスク設問にみる仕事の違いを加味した分析

正社員転換と非正社員時のタスクの内容との関係を見るため、JPSED2020以降で聴取されているタスク内容を変数に加えた分析を実施した（補表 3-8）。

その結果、タスク設問の項目そのもので正社員転換に有意な効果をもつものはなかったものの、時間あたりの相対リスク比の値には変化がみられ、短時間労働（週 30 時間未満）の非正社員における時間あたり賃金の効果は消失した。

これは、賃金がタスクの内容と関連付けられて設定されているためと考えられる。そこで、非正社員時に設定されている賃金プレミアムにタスクが影響しているのかをみることにした。補表 3-9 は、表 3-5 で分析した Blinder-Oaxaca 分解にタスクの変数を加えた結果である。補表 3-9 によれば、表 3-5 で観察された賃金プレミアムにはタスクの内容は全く影響していなかった。以上の分析結果から、JPSED で聴取されているタスクは正社員転換に影響を与えていないと考えられる。

補表3-8 ベースラインモデルにタスク設問を加えた分析（多項ロジットモデル）

モデル 対象 被説明変数	1 非正社員		2 有期雇用		3 短時間労働		4 長時間労働	
	調査期間中に同一企 業で正社員転換=1	調査期間中に 離職=1	調査期間中に同一企 業で正社員転換=1	調査期間中に 離職=1	調査期間中に同一企 業で正社員転換=1	調査期間中に 離職=1	調査期間中に同一企 業で正社員転換=1	調査期間中に 離職=1
時間あたり賃金（対数）	1.880 *** (0.241)	1.183 * (0.110)	1.834 *** (0.281)	1.273 ** (0.133)	1.247 (0.230)	1.268 ** (0.155)	3.631 *** (0.791)	1.052 (0.163)
完全に「繰り返し同じことをする」 場合に1、完全に「その都度違うこ とをする」場合に0を取る百分率	1.001 (0.002)	1.001 (0.001)	1.001 (0.002)	1.000 (0.001)	1.004 (0.003)	0.998 (0.002)	0.999 (0.003)	1.002 (0.002)
完全に「体を動かす」場合に1、完 全に「頭を使う」場合に0を取る百 分率	0.999 (0.002)	1.001 (0.001)	0.998 (0.002)	1.001 (0.002)	0.999 (0.004)	0.999 (0.002)	1.001 (0.003)	1.002 (0.002)
完全に「一人でする」場合に1、完 全に「ほかの人と一緒にする」場 合に0を取る百分率	1.000 (0.002)	1.002 * (0.001)	(1.000) (0.002)	1.002 * (0.001)	1.002 (0.003)	1.002 (0.002)	0.998 (0.002)	1.002 (0.002)
観測数	9,037		6,936		4,872		4,165	
疑似決定係数	0.1176		0.1307		0.1968		0.1044	

対象：20～49歳女性非正社員（農業、林業、漁業、鉱業は除く）
 制御変数：年齢（5歳階級）、学歴、婚姻状態、6歳未満末子有無、6歳以上12歳未満末子有無、産業（大分類）、企業規模、職業（大分類）、都道府県、雇用契約期間の有無、勤続年数、週労働時間（5時間階級）
 調査年
 制御変数の参照点：35～39歳、高校卒業者、配偶者なし、6歳未満末子なし、6歳以上12歳未満末子なし、製造業、100～299人、事務従事者、東京都、2015年
 被説明変数の参照点：翌年に同一企業で非正社員のまま就業継続
 表中上段は「翌年に同一企業で非正社員として就業継続」に対する相対リスク比（ m ）、下段括弧内はクラスター構造に頑健な標準誤差を示す。有意水準：* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$
 就業継続、正社員転換の判断基準：毎年1年間の変化項目が尋ねられており、「仕事を辞めた・退職した」が選択されなかった場合に「同一企業で就業継続」と判断した。また、正社員転換については、毎年尋ねられる呼称（「3.1 定義と対象」参照）の変化から判断した。同様に、「仕事を辞めた・退職した」が選択された場合に「離職」と判断した。離職後の就業状態（雇用、自営、失業、非労働力など）は区別していない。

補表3-9 時間あたり賃金のBlinder-Oaxaca分解

	モデル1	モデル2	モデル3
分析対象	勤続1年目に非正社員だった者	勤続1年目に非正社員だった者	遅くとも勤続2年以内に正社員となった者
比較対象	(翌年の離職者を含む) 正社員転換者以外の者	翌年に非正社員のまま 同一企業で就業継続した者	勤続1年目に正社員であり翌年に 同一企業で就業継続した者
平均の差	0.127 ***	0.136 ***	-0.145 ***
(A)	(0.041)	(0.041)	(0.041)
説明される差	0.015	0.021	0.114 **
	(0.019)	(0.021)	(0.044)
うち 週労働時間 (ref: 20時間未満)			
20～24時間	0.013 **	0.011 **	0.003
25～29時間	0.004	0.005	-0.026 *
30～34時間	-0.002	-0.002	-0.024 **
35～39時間	0.006	0.003	0.005
40～44時間	-0.017 **	-0.018 **	0.134 ***
45～49時間	-0.003	-0.004	0.061 ***
50時間以上	-0.004	-0.002	0.058 ***
「繰り返しの仕事」の割合 (百分率)	0.003	0.004	-0.003
「体を動かす仕事」の割合 (百分率)	0.000	0.000	-0.006 *
「一人です仕事」の割合 (百分率)	-0.003	-0.003	-0.000
説明されない差	0.112 ***	0.114 ***	-0.258 ***
(B)	(0.040)	(0.040)	(0.051)
B/A (%)	88.2	83.8	177.9
観測数 (20～49歳女性非正社員 (転換者数))	1,828 (138)	1,414 (138)	1,683 (138)

対象：20～49歳女性雇用労働者（農業、林業、漁業、鉱業は除く）

属性・労働条件として、雇用契約期間、週労働時間（5時間階級）、婚姻状態、6歳未満末子有無、6歳以上12歳未満末子有無、年齢（5歳階級）、学歴、産業（大分類）、企業規模、職業（大分類）、都道府県、調査年を加えた。

参照点：有期雇用、週労働時間20時間未満、無配偶、6歳未満末子なし、6歳以上12歳未満末子なし、35～39歳、高校卒業、製造業、100～299人、事務従事者、東京都、2015年

表中上段は限界効果、下段括弧内は標準誤差を示す。

有意水準：* p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01

第4章 職場におけるハラスメントに関する実証分析

―見聞、被害、転職―

4.1 はじめに

2019年に改正労働施策総合推進法が成立した。同法と併せ、男女雇用機会均等法および育児・介護休業法も改正され、ハラスメント防止対策の強化と紛争解決の円滑化などが図られてきた。一方で、職場でのハラスメントは深刻さを増している。厚生労働省が所管する総合労働相談コーナーへ寄せられる「いじめ・嫌がらせ」に関する相談件数は2010年代に右肩上がりが増加し、2018年度の全111万7983件の相談のうち「いじめ・嫌がらせ」が8万2797件を占めた。

ハラスメントは就業環境を悪化させ、就業継続を妨げる大きな要素となっている。ハラスメントなど職場で何らかの支障が発生した場合、被害者の選択肢としては、職場環境の改善要求の声を上げることに加えて、離職や転職がある（ハーシュマン、2005）。経済学では離職や転職に関する多くの研究蓄積が存在するものの、ハラスメントとの関係を取り扱ってきた分析はいまだ限られている。他方で、ハラスメント被害が例外的で少数なものではなく、社会的にも認知が広がった状況を踏まえれば、研究の必要性がより一層高まっていると考えられる。

本研究は日本の職場におけるハラスメント見聞・被害と職場環境との関係、ハラスメント見聞が離職や精神状態に及ぼす影響、被害が転職後の再被害に及ぼす影響について分析する。なお、分析では2つの個人調査の個票を用いるが、ハラスメント行為の認定が回答者の主観的な認識によらざるを得ない点には留意が必要である。小畑（2019）が指摘するように、法的な判断では「具体的な事情を踏まえないければ、言動が違法か否かを判断できない」というのが現状であり、個別事例の慎重な考察がハラスメント研究には不可欠である。その意味で、個人調査を利用した本研究での俯瞰的な考察は、個別の事例研究による知見への補完的な情報提供の役割を目指すものでもある。

構成は以下の通りである。4.2節ではパワーハラスメントを中心に先行文献を整理する。4.3節ではリクルートワークス研究所『全国就業実態パネル調査』（以下、JPSED）の個票データを使用し分析を行う。大規模パネル調査の特徴を活かし、ハラスメント見聞と職場環境との関係性や、ハラスメントの見聞が精神状態の悪化や離職に及ぼす影響などについて分析する。4.4節では独自に実施された「職場内の人間関係と問題解決に関するアンケート」により分析する。そこでは直接的なハラスメント被害と職場環境との関係や、前の勤務先でハラスメント被害を受けた者の再就職先での再被害可能性を考察する。4.5節では、4.3節と4.4節で得られた結果の解釈を行い、4.6節で要約と今後の展望を述べる。

4.2 先行研究

ハラスメント研究は世界的に多くの蓄積が存在する。それらは (1) ハラスメントを定義し分類化するもの、(2) 発生要因を分析するもの、(3) 発生後の個人・組織への影響を分析するものなどに大別される。心理学を中心に多岐にわたる学問分野により研究課題として取り上げられていることが、ハラスメント研究の特徴である。

本節では、ハラスメントの発生要因とハラスメント被害によるキャリア形成の阻害要因について議論すべく、上記の (2) と (3) のうち個人への影響に関するものについてパワーハラスメント⁴¹を中心に文献を整理する⁴²。

パワーハラスメントを対象とした研究は主に 1970 年代後半からみられるようになった。発生要因を論じる研究は、職場環境に重きを置くか被害者のパーソナリティに重きを置くに分かれる (そのどちらについても言及するものもある)。Leymann (1996) は 800 の事例からパワーハラスメントの概念整理をしたうえで、劣悪な職場環境では誰もがパワーハラスメントの標的にされうると強調する。他方で、Coyne (2000) や Glasø et al. (2007) によれば、被害者グループは被害に遭わないグループに比べて外交的、感情的、他人に依存的であり、加害者に比べ良心的であるなどとし、被害とパーソナリティが無関係ではないと指摘する。

職場の要因として、管理職の専制的あるいは放任過ぎるリーダーシップ、仕事の曖昧さや不明確な目標、ストレス過多な環境などがパワーハラスメントの温床になるという指摘が多くみられる (Einarsen, Raknes and Matthiesen 1994; Hauge, Skogstad and Einarsen 2007 など)。コミュニケーションの取り方や仕事にかかる議論のあり方によっては衝突を生み出し、その衝突がパワーハラスメントに発展するという指摘もある (Ayoko, Callan and Härtel 2003; Baillien, Neyens and Witte 2008)。

ハラスメントの個人への影響として、身体的あるいは精神的な被害 (Kivimäki et al. 2003 など)、業務パフォーマンスやコミットメントの低下 (Ayoko, Callan and Härtel 2003; Mathisen, Einarsen, and Mykletun 2008)、アブセンティーズム (Kivimäki, Elovainio and Vahtera 2000) などが報告されてきた。さらに、Kivimäki et al. (2003) や Mikkelsen et al. (2020) では、パワーハラスメントによる長期的な精神的苦痛が心疾患や精神疾患などの慢性的な病気につながると指摘される。

本研究で扱う離職の問題も、ハラスメントが個人に与える影響として論じられてきた。た

⁴¹ パワーハラスメントは和製英語ということもあり、海外文献を検索するにあたっては "abuse", "bully", "mob" とその派生語などをキーワードとして使用した。本論文での記載は「パワーハラスメント」で統一した。なお、ハラスメントに関する文献として Einarsen et al. (2020) は相当な範囲を網羅しており、本文献調査において活用した。

⁴² ハラスメントと括ってしまうと膨大な量となることを考慮し、後半部分の主な分析対象となるパワーハラスメントに焦点をあてることとした。

例えば、Rayner (1997) はパワーハラスメント被害者の 27%が離職したと報告している。Nielsen and Einarsen (2012) ではパワーハラスメント被害と離職意向との相関係数は 0.28 とされる。O’Connel et al. (2007) によれば、被害者の 60%は離職意向を示したが、実際に離職したのは 15%に留まった。その他、ハラスメントが発生した企業内での被害者に対するケアが就業継続可能性を上げることが報告されている (Schwickeath and Zapf 2011)。Mikkelsen et al. (2020) が指摘するように、パワーハラスメント被害と離職の関係についての研究の多くが「離職意向」を取り扱っており、実際の離職を分析した研究は少数にとどまる。これは、ハラスメント行為が中長期的になされることが多く、その影響を観測するには複数時点間のデータが必要となるためである。

時系列的なデータを用いてパワーハラスメント発生後の離職を扱った研究として、Berthelsen et al. (2011) が挙げられる。それによれば、パワーハラスメント発生から 2 年経った時点でも被害者の大多数が離職していないものの、ロジットモデルの結果からパワーハラスメント被害者は被害を受けなかった者に比べ離職する確率が高い。本研究ではパネルデータの特徴を活かし、単年でのハラスメントの影響のみならず、2 年以上にわたってハラスメントに接した場合の影響についても分析する。

これらの既存研究は国や地域、観測時点が異なるうえに調査方法や項目も統一的ではない。ハラスメント被害と離職の関係や、就業継続に有効な手段についての結論を導くには研究蓄積の途上と考えられる。

以上、関連する先行研究を整理した。離職や転職といった上記の題材は経済学が取り組んできたトピックであるにもかかわらず、世界的にみても経済学による研究が少ない。パワーハラスメントに関する日本の実証研究としては、データの制約などもあってか、管見の限り、玄田 (2019a ; 2019b) およびリクルートワークス研究所 (2020) などに限られるのが現状である。

4.3 ハラスメントの見聞と離職の関係

4.3.1 データ

前半の分析ではリクルートワークス研究所『全国就業実態パネル調査』(以下、JPSED) の第 1~4 回の個票データを用い、追加的な分析でのみ第 5 回調査を使用した。JPSED は 2016 年より毎年 1 月に実施され、インターネット上に事前登録されたモニターに対して前年の状況などについて尋ねられる。パネル調査としてはサンプルサイズが大きく設問数も多いため、詳細な分析が可能である。第 1 回の有効回答数が 4 万 9131 であり、第 2 回時点以降の追加も加えて第 4 回時点での有効回答数は 6 万 2415 であった(第 1 回からの 4 年間継続率は 48.1%)。

JPSED には各年の標本をウェイトバックするための単年ウェイトとパネル調査期間中の脱落の影響を補正する脱落ウェイトの 2 種類のウェイトが用意されている。本研究では、すべての分析方法に利用可能となる適当なウェイトがないことを考慮し、ウェイトを使用

せずに分析を行った。そのため回答が得られなかったことによるサンプリングの偏りが懸念されることから、表 4-1 ではカイ二乗検定を用いて公的統計との乖離を確認することとした。

本研究は、若年期及び壮年期のハラスメント被害とキャリア形成過程での離職・転職との関係に焦点をあてることを目的とし、分析対象を 20～49 歳に絞った。また、追加的な分析以外では 2015～2018 年を分析対象とした。これは、2019 年の改正労働施策総合推進法を考慮し、法整備前の状況に焦点をあてるためである。

サンプルの偏りが懸念されるため、表 4-1 の上段では JPSED 第 3 回調査（2017 年について調査）と 2017 年実施の『就業構造基本調査』の性別・年齢階級別・雇用形態（呼称）別の構成比を比較した。カイ二乗検定を行ったところ 2 つの調査には有意な差が検出されなかったことから⁴³、これらの差は分析上深刻な影響を与えることのない誤差であると考えられる。ただし、複数年の状態変化分析では回答者が脱落するなどによるバイアスが生じ得るが、本研究での分析はこうしたバイアスには対処していない。

JPSED では「(1 年間 (前年 1 月～12 月) に、あなたの職場で) パワハラ・セクハラを受けたという話を見聞きしたことがあった」か尋ねられ、回答者は「あてはまる」～「あてはまらない」の 5 段階から選択する。本研究では「あてはまる」または「どちらかというにあてはまる」のどちらかの回答がなされた場合に「ハラスメントを見聞いた」と判断して分析を行う。表 4-1 下段には、同じく 2017 年 JPSED の結果を用いて属性ごとのハラスメント見聞率を掲載した。ここで見聞率とは、対象となる属性に占める「ハラスメントを見聞いた」者の割合である。表 4-2 には本節にて用いた変数の構成比や平均値などを記載した。

4.3 節では「(職場で) ハラスメントを見聞いた」を変数として用いる。回答者本人のハラスメント被害であるかを把握することはできないが、複数年に及ぶパネルデータの長所を活かし、ハラスメント見聞と職場環境との関係、さらにハラスメントを見聞することによる影響に焦点をあてる。直接的なハラスメント被害の分析はもうひとつのデータセットを用いて 4.4 節にて論じる。

4.3.2 ハラスメント見聞と職場環境

本小節では職場でのハラスメント見聞と職場環境を分析するが、それに先立ち、図 4-1 には 2015～2017 年のハラスメント見聞と就業状態の関係を樹形図にまとめた。2015 年 12 月時点での雇用形態（正社員・非正社員）別、ハラスメントの見聞の有無別に図を 4 つに分けた。ハラスメントを見聞いた場合には見聞しない場合に比べ翌年の就業継続率が低く、特に非正社員では 4 分の 1 がハラスメント見聞の翌年に離職している。また、2015 年にハラスメントを見聞いた場合、正社員では 45.1%が、非正社員では 34.4%が翌年もハラスメント

⁴³ 具体的には、性別、年齢階級、雇用形態によって分けられる表 4-1 の 24 区分（=6×4）のセルに対してカイ二乗検定（自由度 15）を実施した。

を見聞している。2年以上に渡ってハラスメントに接することは稀なことではない。

ハラスメントが見聞される属性や職場環境について、第1～4回調査（2015～2018年を対象）のデータを対象としプロビットモデルにより分析したのが表4-3である。5項目の職場環境を説明変数として加えた結果、すべての変数が有意にハラスメント見聞率を上昇させている。限界効果としては、「差別を見聞した⁴⁴」と「ストレスによって精神的に病んでしまう人が発生した」が大きく、「差別を見聞」する職場ではハラスメントを見聞する確率が2割以上高まる。「処理しきれないほどの仕事であふれていた」の結果は、ストレス過多な職場環境においてハラスメントが発生するという多くの先行研究と整合的であり、この場合も5～7%程度ハラスメントを見聞する確率が高まる。「差別を見聞した」、「身体的な怪我を負う人が発生した」と「ストレスによって精神的に病んでしまう人が発生した」は、管理職による職場管理が行き届いていない、あるいは安全管理がなされていないなど劣悪な労働環境であることを示唆し、これらの環境下ではハラスメントが発生しやすいものと推察される。

さらに、「労働者の利益代表組織・手段が確保されていた」場合にも見聞される傾向にある。村上（2018）は、パワーハラスメントの相談を受けた労働組合が企業の人事部と共同で全社員に対してアンケートを行い、ハラスメントの実態把握と解決策を講じた事例を紹介している。モデル1～4の結果は、労働組合などを通じてハラスメントを含む企業内の職場環境について情報共有がなされている可能性が考えられる。

他方で、「労働者の利益代表組織・手段が確保されていた」が日本的雇用慣行の代理指標（日本的雇用慣行のもとでの職場環境がハラスメント見聞と強く相関）となっている可能性もある⁴⁵。その場合、モデル1～4では産業、企業規模、職業などの変数を制御しているものの、制御が十分ではない。ただし、JPSEDは個人調査であるため、直接的に企業の特徴が捉えられるわけではない。そこで、モデル1～4での制御変数を用いて労働者の利益代表組織・手段が確保される蓋然性（傾向スコア）を算出し、傾向スコアが同等の回答者間で「労働者の利益代表組織・手段が確保されていた」の効果を測定した（傾向スコアマッチング法）⁴⁶。

モデル1～4に対応したすべてのサブサンプルで行ったが、男性非正社員および女性非正社員では計算が収束しなかったため、男性正社員と女性正社員のみを掲載した。非正社員に

⁴⁴ 設問文では「性別・年齢・国籍・障がいの有無・雇用形態によって差別を受けた人を見聞きしたことがあった」かが尋ねられている。

⁴⁵ たとえば、Kawaguchi（2019）では曖昧な職務範囲とマタニティハラスメントとの関係が指摘されている。

⁴⁶ 通常、平均処置効果を推定するにあたって傾向スコアマッチング法が重回帰分析（OLS）よりも優位性をもつのは、処置効果に個人差があることが前提とされるためである。本分析で仮定する処置効果の個人間の異質性は、個人の感受性といったものではなく、労働者の利益代表組織・手段の整備状況と相関しうる企業の雇用慣行によって生じていると考えている。

において計算が収束しなかった原因として、非正社員では「労働者の利益代表組織・手段が確保されていた」と回答する者の割合が正社員に比べかなり低かったために（表 4-2）、非正社員で比較可能なサンプルサイズが限られ、収束を難しくさせたと考えられる（推定された傾向スコアの分布は非正社員のものも含めて補図 4-1 に記載した）。モデル 5 と 6 によれば、正社員では男女ともに単純なプロビットモデルと同様に正の値を示した。この結果から、純粋に労働者の利益代表組織・手段の存在がハラスメント見聞確率を高めているものと解釈される。

年齢に着目すると、20 歳代の男女正社員は参照点の 45～49 歳と比べ相対的にハラスメント見聞確率が低い。表 4-1 では 20 歳代女性正社員の見聞率が高かったが、表 4-3 によれば、ハラスメントの見聞率を高める要因として年齢よりも勤続年数が重要と考えられる。その意味では、転職を経験した場合、性別や年齢にかかわらず幅広い層が職場のハラスメントを見聞する可能性がある。

男女ともに勤続 5 年未満の正社員は参照点とする勤続 10 年以上の正社員に比べてハラスメントを見聞する傾向にある。女性の場合、勤続 5 年以上 10 年未満でも見聞確率が相対的に高い。他方で、非正社員では勤続年数の効果はみられなかった。正社員は雇用期間の定めのない者が多い一方で、非正社員では有期雇用が多く比較的短い勤続で離職する者が多い。非正社員は正社員に比べ勤続年数の分散が小さいことが、勤続年数の効果があらわれないことの原因と考えられる。

なお、採用した労働者を容易に解雇できない場合、自主的な離職に追い込もうとハラスメントが生じやすくなる可能性も考えられる。特に、無期雇用であったり、景気が悪化した局面でハラスメント見聞が多くなることが想定される。実際、表 4-3 によれば、正社員の場合には参照点である有期雇用と比較して無期雇用においてハラスメント見聞確率が高くなっている⁴⁷。

補表 4-2 モデル 1～4 では、労働市場の景況を示す指標として都道府県別、年別の会社都合の離職者数と有効求人倍率を説明変数に追加した。それによると、男性正社員を対象とした分析のみ会社都合の離職者数が増加するとハラスメント見聞確率が減少するとの結果が得られた。想定される正負とは逆であったが、10%水準であり限界効果も小さく、他のサブサンプルでは有意な結果が得られなかった。ただし、今回追加した会社都合の離職者数と有効求人倍率で労働市場の状況を十分に考慮できていない可能性は残る。

ハラスメント見聞が個人の主観によらざるを得ないことから、ハラスメント見聞が会社や職場への評価や見解によって影響を受けている可能性がある。そこで、個人の主観的な状況を加味した分析を実施した。前年の転職意向・活動状況を個人の会社に対する主観的な「距離感」とみなして、前年にハラスメントを見聞しておらず当年に離職していない者に対

⁴⁷ 雇用契約期間別にサブサンプルを分け、職場環境による影響に差異がないかを観察した。概ね表 4-3 と同様の結果が得られた。

象とし、前年の転職意向・活動状況と当年のハラスメント見聞確率との関係をみた（補表 4-2 モデル 5～7）。計算が収束しなかった男性非正社員を除き⁴⁸、すべてのサブサンプルの分析結果において、転職意向が高く転職活動をしている者でハラスメント見聞確率が有意に高まっていた。したがって、勤続する企業を離れようとする意思が強い層ほどハラスメントをより敏感にとらえやすい傾向はある。ただし、それらを加味しても、前述の職場環境の影響は引き続き有意に観察された。

最後に、JPSED で唯一ハラスメントの直接的な被害の状況を尋ねている第 5 回追加調査を用いて、ハラスメント見聞と直接被害の比較を行った（補表 4-4）。表 4-3 と同様の立式にて被説明変数を「（回答者）自身がハラスメントを受けた」とした。主な相違点として、「（回答者）自身がハラスメントを受けた」を被説明変数とした場合、「労働者の利益代表組織・手段が確保されていた」が有意に負の効果を示した（この比較は、2019 年に改正労働施策総合推進法が成立したことを考慮して、2019 年のみを対象として行っている）。

表 4-3 では労働者間でのハラスメントに関する情報共有がハラスメントの見聞率を高める可能性を論じたが、追加的な分析結果は、そうした情報共有が直接的なハラスメント被害の抑止につながる可能性を示唆している。

4.3.3 人間関係問題としてのハラスメント

ハラスメントは就業環境を悪化させ、就業継続をも困難にさせると考えられる。実際、JPSED（第 1～4 回）を用いて前の勤務先の離職理由（複数回答）の構成比を確認すると、性別、雇用形態を問わず「人間関係への不満」の割合が 15%程度以上と相対的に高く、職場での人間関係が幅広い層にとって就業継続を左右する大きな要因となっていることがわかる。

ハラスメントが離職原因となった場合、該当する選択肢は「人間関係への不満」による離職であろう。ここでは「人間関係への不満」を理由とした離職を人間関係による離職と呼び、ハラスメント見聞とその翌年の離職の関係について分析する。なお、表 4-3 の結果から、ハラスメント見聞とその影響が勤続期間によって異質であることが予想される。そこで、勤続 5 年以上ダミー変数を導入した（参照点：勤続 5 年未満）。また、離職を考えるにあたっては、サーチ理論やジョブマッチング理論で議論されるように、現在の賃金が転職時の留保賃金に与える影響を考慮する必要がある。あるいは補償賃金仮説的な視点で考えれば、賃金水準によって職場のストレス（ハラスメント見聞）に対する納得度も異なるとも考えられる。そこで、時間あたり賃金（対数値）を説明変数に加えることとした。

プロビットモデルにより分析した結果が表 4-4 である。パネル A（モデル 1～4）は（理

⁴⁸ プロビットモデルの代替方法として線形確率モデルを行った（補表 4-3）。その結果、確率線形モデルの男性非正社員の結果をみると、前年の転職意向・活動状況はハラスメント見聞確率に影響を与えていなかった。

由にかかわらず) 翌年に離職した場合に 1, それ以外で 0 を取るダミー変数を被説明変数とし, パネル B (モデル 5~8) は翌年に人間関係により離職した場合に 1, それ以外で 0 を取るダミー変数を被説明変数とした結果である。説明変数の「ハラスメントを見聞した」はパネル A, B のすべてのモデルにおいて有意に正の値であり, 参照点である勤続 5 年未満の者に対してハラスメントの見聞が翌年の離職, および人間関係による離職確率を上げることが示唆される。次に, 勤続 5 年以上の者への効果を測るため, 「ハラスメントを見聞した」と「勤続 5 年以上」の交差項との限界効果の和を F 検定した。その結果, モデル 1 ($0.011(=0.016+(-0.005))$, 5%水準) とモデル 5 ($0.012(=0.013+(-0.001))$, 1%水準) のみ有意であり, 男性正社員は勤続の長さにかかわらずハラスメントの見聞が離職, および人間関係による離職につながっている。

ハラスメント見聞が離職につながらないものの, 精神状態が悪化していれば, それもまたハラスメントによる負の影響として考慮されるべきだろう。パネル C (モデル 9~12) では翌年に「精神状態が悪い」⁴⁹を被説明変数とした。参照点である勤続 5 年未満の者ではハラスメント見聞は翌年の精神状態に有意な影響を示さない。他方で, 勤続 5 年以上での影響をみるためパネル A, B と同様に F 検定すると男性正社員 ($0.063(=0.023+0.040)$, 1%水準), 女性正社員 ($0.032(=0.017+0.015)$, 5%水準), 女性非正社員 ($0.071(=0.003+0.068)$, 1%水準) で有意な結果となった。

ハラスメント見聞が離職あるいは人間関係による離職に影響を及ぼすのは主に勤続 5 年未満であるのに対し, 精神状態の悪化につながるのは勤続 5 年以上で観察された。こうした現象の解釈として次のようなことが考えられる。勤続 5 年未満でハラスメントを見聞した場合には多くが離職を選択肢として考え, 実際に離職確率は高くなる。他方で, 勤続 5 年以上の者では特殊熟練や職務上の責任などから簡単に離職しない傾向になるが, ハラスメント見聞が精神状態の悪化につながりやすくなる。

なお, 「精神状態が悪い」という変数は, 調査から情報が得られる 3 つの症状を用いて作成されているが (注 49), 「精神状態が悪い」を構成するこれらの 3 つの症状それぞれへの影響を順序プロビットモデルによって確認した (表は省略)。その結果, 男性正社員, 女性正社員, 女性非正社員の多くの推定結果においてハラスメント見聞が有意に負の影響を示し, 労働者代表組織・手段の存在と時間あたり賃金の高さにおいて有意に正の影響が観察された点で概ね一致した。ただ, 個別の症状でみると, 勤続が短い場合であってもハラスメントの見聞が精神状態に悪影響を及ぼす可能性が示唆された。

「労働者の利益代表組織・手段が確保されていた」はハラスメント見聞率を高める要因となっていた (表 4-3)。表 4-4 では男女ともに 5 年未満の正社員に対して離職および人間関

⁴⁹ 「精神状態が悪い」(ダミー変数) とは, 「ゆううつだ」, 「食欲がない」, 「よく眠れない」のうち少なくとも 1 つで「いつもあった」「しばしばあった」「少しあった」のいずれかを選択した場合に 1, それ以外で 0 とした。

係による離職の確率を下げる効果が確認できる（5 年未満の非正社員で有意なのは男性の（理由にかかわらず）離職のみだった）。さらに、勤続 5 年以上の者への効果を測るため交差項との和を F 検定した結果、モデル 1 ($-0.023(=-0.016+(-0.007))$), 1%水準), モデル 3 ($-0.023(=-0.027+0.004)$), 10%水準), モデル 5 ($-0.011(=-0.010+(-0.001))$), 5%水準) で有意であった。これらから、労働者の利益代表組織・手段が幅広い正社員層の離職を抑制することが示唆される。

翌年に「精神状態が悪い」を被説明変数としたパネル C によれば、労働者の利益代表組織・手段の効果は勤続 5 年未満の者でみられないものの、交差項との和の検定ではモデル 10 ($-0.104(=-0.094+(-0.010))$), 10%水準), モデル 11 ($-0.050(=-0.025+(-0.025))$), 1%水準) とモデル 12 ($-0.048(=-0.038+(-0.010))$), 10%水準) において有意であり、勤続 5 年以上の層では効果がみられた。

表 4-4 の結果から、労働者の利益代表組織・手段の存在は短い勤続における離職、中長期的な勤続における精神状態の悪化といった、それぞれの局面で相対的にあらわれやすい影響に対して一定程度の抑制効果があるようにみえる。ただし、労働者の利益代表組織・手段の存在が当該企業の雇用慣行を代理しているという表 4-3 と同様の可能性は否定できない。表 4-4 でも傾向スコアマッチングによる分析を試みたものの、計算が収束せず、検証することができなかった。今後改めて検証すべき課題である。

以上の分析を通じて、時間あたり賃金（対数値）の効果はほとんどのモデルで有意に負の値を示した。これは、離職や精神状態の悪化を抑制している点では補償賃金的な役割を果たしている可能性を、あるいは現職での賃金の高さが転職を抑制しているとすれば留保賃金を上昇させている可能性を示す。こうした賃金の効果を制御してもなお、ハラスメント見聞や労働者の利益代表組織・手段の効果は観察されている。

4.3.4 セレクションバイアスの考慮

以上は分析対象とする時点での属性や職場環境と翌年の人間関係による離職との関係を示すものであるが、対象にセレクションバイアスが生じていることには留意が必要である。たとえば、分析対象時点に長期勤続である労働者は、もともとその職場環境に順応できる人物であったから長期勤続が可能であったとも考えられる。その場合、同じ職場の他者がハラスメントと感じる状況であったとしてもハラスメントを見聞きしていると回答しなかったり、あるいは、ハラスメントであると認識しても人間関係による離職につながりにくい可能性が否定できない。

そこで、一階差分ロジットモデルを用いてハラスメント見聞が翌年の状態に与える影響をみたものが表 4-5 である。表中上段にはオッズ比を掲載し、下段にはクラスター構造に頑健な標準誤差を示した。パネル A では翌年に離職した場合に 1、就業継続した場合に 0 をとる変数を被説明変数とした（表 4-4 パネル A に対応）。モデル 1～4 によれば、ハラスメント見聞が翌年の離職に影響を与えるのは男性正社員のみであり、有意水準も 10%水準で

あった。ただ、前年にハラスメント見聞があった者に絞ったモデル 5～8 では男性正社員に加えて、女性正社員、女性非正社員でもハラスメント見聞が有意に離職確率を高める。

翌年に人間関係による離職を被説明変数としたパネル B でも（表 4-4 パネル B に対応）、前年のハラスメント見聞の条件付けをしなかったモデル 9～12 では男性正社員のみが有意であるのに対し、前年にハラスメント見聞があった場合に絞ると女性正社員でも有意な結果となった。

パネル C では翌年に「精神状態が悪い」場合に 1、そうでない場合に 0 をとる変数を被説明変数とした（表 4-4 パネル C に対応）。モデル 17～20 では男性正社員のみが有意な結果を示し、前年にハラスメント見聞があった者に限定したモデル 21～24 では男性正社員に加えて、男性非正社員、女性非正社員でも有意な結果となった。

男性正社員は、被説明変数や前年の条件づけの有無によらず、ハラスメント見聞による負の影響を受けやすい傾向にある。加えて、継続的なハラスメントの見聞は単年のそれよりもオッズ比や有意水準においてより大きな影響があることを示しており、そのような状況下では男性正社員以外でも有意な結果が示された。長期的あるいは慢性なハラスメントが幅広い層に対して悪影響を及ぼすものと推察される。労働者の利益代表組織・手段はパネル A モデル 5、パネル B モデル 9 とモデル 13 でそれぞれ離職を緩和する効果がみられた。限られた層にはあるが、ハラスメント環境へ対処する手段のひとつとして有効である可能性を示す。

4.4 ハラスメント被害とその後

4.4.1 データと記述統計

本節の分析はインターネットモニターに対してスクリーニング調査と本調査の 2 段階で行われた「職場内の人間関係と問題解決に関するアンケート」調査⁵⁰を用いる。

ハラスメント被害を扱うという特性上、調査対象者への精神的な負担が十分に考慮されなければならない。調査票の前文において、ハラスメントについて質問すること、回答は統計的に処理され個人の特定化につながらないことや途中で回答をやめられることなどが明記された。そのうえで「協力してもよい」を選択した 1350 名に対し回答が依頼された。本調査での設問においても「回答したくない」の選択肢を設け、最終的には 1120 名の回答が得られた。

インターネット調査であることから、4.3 節で用いた JPSED と同様に回答者の偏りが懸念される。本調査は、総務省が実施した 2017 年「就業構造基本調査」の結果をもとに性別、年齢階級などの属性による割り当てを行った。なお、本調査は非管理職の雇用労働者を対象

⁵⁰ 本調査は、科学研究費補助金・基盤研究（B）17H02535「危機対応の労働経済分析」（2016-2018 年度、研究者代表者・玄田有史東京大学教授）として行われた。玄田（2019a；2019b）は、この調査を用いてパワーハラスメントの背景を分析している。

として行ったが、有効回答の 94.3%が正社員であったため、以下の分析では正社員のみ
の回答を使用する。

現在の職場でのハラスメントの有無については、「現在の職場⁵¹で、あなたはハラスメン
トを受けたことがありますか（過去に受けていた場合も含む）」という設問に「慢性的にあ
る（あった）」、「一時的にある（あった）」、「ない（なかった）」、「回答したくない」の 4 つ
の選択肢が用意された⁵²。「慢性的にある（あった）」または「一時的にある（あった）」と回
答された場合にハラスメントがあったと判断した。

表 4-6 には記述統計として、所属する部門、ビッグファイブ⁵³の得点の平均値と、本節の
分析と関係の深い項目の代表値を示した。現在の職場環境は各項目に対して「あてはまる」
～「あてはまらない」の 5 段階の選択肢のうち、「あてはまる」または「どちらかという
とあてはまる」を選択した者の割合を示している。

現在の職場でのハラスメント被害の有無と被害に遭っているハラスメントの種類につい
てみると、すべての種類のハラスメントで男性よりも女性の方が被害に遭っている割合が
高い。ハラスメントの種類ではパワーハラスメントが最も高く、男女ともに 3 分の 1 以上
（男性 34.7%、女性 39.2%）にのぼる。この結果は、連合総合生活開発研究所「勤労者の仕
事と暮らしについてのアンケート」（2016）の 24.1%よりもやや高く、厚生労働省委託事業
「パワーハラスメントに関する実態調査」（2016）での男性正社員 34.8%、女性正社員 35.1%
と同程度であった。

さらに、ハラスメントを加えた人物について尋ねた。回答は加害者すべてを回答する複数
回答と最も深刻な被害を与えた単一回答の両方を尋ねているが、ここでは最も深刻な被害
を与えた人物についての回答を記載した。

ハラスメントを受けてどのような行動を取ったかについても質問した。男女ともに職場
の同僚への相談が最も多く、管理職や上司、先輩など同じ職場の人々への相談が大きな割合
を占めた。男女で行動に差異がみられるのは、男性は人事部もしくは人事担当者へ相談する
割合が高く、女性は家族や会社とは関係のない人へ相談する割合が高い点である。また、男
女ともに低くない割合が何もしなかったと回答している（男性で 43.6%、女性でも 24.6%）。

何もしなかった理由をみると、何をしても解決にならないと思ったからとの回答が圧倒
的に多い。男性では職務上の不利益を心配する割合が高く、女性では職場での人間関係が悪
化することを心配する割合が高くなっていた。

⁵¹ 回答者によって想定される職場にばらつきが出ることを防ぐため、職場とは「部署、支社、支
店、工場など」を指すことが示されている。

⁵² 「回答したくない」を選択した場合、アンケート調査が即時に中止される。そのため、ひとつ
でも「回答したくない」を選択した場合には、標本から除外されている。

⁵³ 個人の性格的な特性を「外向性」、「協調性」、「誠実性」、「情緒安定性」と「開放性」の 5 要
素によって分類する指標である。

4.4.2 パワーハラスメントの発生と職場環境

まず、どのような職場環境がハラスメント被害と関連するか分析する。以降の分析ではハラスメントの種類によって発生メカニズムが異なる可能性を考慮して、男女ともに最も被害が多かったパワーハラスメントに焦点をあてる。4.3 節で利用したデータセットとは異なり、単発でのアンケート調査であるため個別効果の影響を除去する分析はできない。そこで、ビッグファイブといわれる個人の心理特性を制御変数に加えた。これによりハラスメントを受けやすいとされるパーソナリティ（Coyne 2000；Glasø et al. 2007 など）やハラスメントに対する主観性を制御することとした。

表 4-7 は、現在の職場においてパワーハラスメント⁵⁴を経験した場合に 1、経験していない場合に 0 を取るダミー変数を被説明変数としプロビットモデルを用いた分析の結果である。パワーハラスメント、健康を害するパワーハラスメントともに上司と部下のコミュニケーションが少なく、失敗が許されない職場において被害確率が高い。他方で、従業員同士が干渉し合わない職場では被害確率が低い。また、女性では「若手・中堅・ベテランの社員がバランスよく職場にいる」場合に被害が少ない。また、ビッグファイブではほとんどの指標で有意な結果が得られなかったが、情緒安定性が高い場合にハラスメント被害確率が低いとの結果が得られた。

表 4-7 はクロスセクションデータによる結果であり、因果関係を特定することはできない。ただ、上司と部下のコミュニケーションの欠如、同僚間での攻撃的なコミュニケーション、失敗への不許容などが少なくともハラスメント被害と相関している点においては、先行研究と整合的な結果であった。今後、複数年の観察結果や操作変数などを利用した分析により因果関係を明らかにすることが課題となる。

4.4.3 ハラスメント被害の転職後への影響

続いて、ハラスメント被害がその後に与える影響について分析する。本調査では「人間関係への不満」が前の勤務先の離職理由である場合に、それがハラスメント被害だったかについて直接的な設問を設けている。正社員の回答者 1056 名のうち転職経験を有する者は 612 名（58.0%）であり、そのうち前の勤務先を「人間関係への不満」を理由（単一回答）に選んだのは 117 名（19.1%）であった。「人間関係への不満」を選択した回答者に対して、その「人間関係への不満」にハラスメントが含まれているかを尋ねたところ、「自分を対象としたハラスメントがあった」（48.7%）と「自分は対象ではなかったが職場にはハラスメン

⁵⁴ パワーハラスメントの定義の曖昧さを除去するため、設問において「同じ職場で働くものに対して、職務上の地位や人間関係などの職場内の優位性を背景に、業務の適正な範囲を超えて、精神的・身体的苦痛を与える又は職場環境を悪化させる行為」がパワーハラスメントであると記載した。

トがあった」(22.6%)という回答であった。自らへの直接的なハラスメント被害で約半数、他者へのハラスメント行為を見聞することも含めると 7 割以上が職場のハラスメントを離職理由に含めている。さらに、これら直接的あるいは間接的なハラスメントが原因で離職した者 85 名のうち 56 名 (65.9%) が勤続 5 年未満であった。

では、前の勤務先においてハラスメントが存在した場合、現職ではハラスメントと無縁な職場に移ることができたのだろうか。表 4-8 は、転職経験を有する者を対象とし、ハラスメントによる離職経験と現職でのパワーハラスメント被害の関係について分析した結果である。モデル 1~3 は男性正社員を対象とし、モデル 4~6 は女性正社員を対象としている。

モデル 1 は、現職でパワーハラスメントを受けているか否かを被説明変数、「自分を対象としたハラスメントが離職理由に含まれる」(以下、「ハラスメントによる離職」と呼ぶ)を説明変数とした立式の結果である。ハラスメントによる離職の場合、現職でパワーハラスメントを受ける確率は 19.5%上昇する⁵⁵。

モデル 2 はハラスメントによる離職と前の勤務先での勤続年数の交差項を加えた。交差項の参照点を前の勤務先で勤続 5 年未満としたため、表中の限界効果 0.206 は前の勤務先において勤続 5 年未満だった者の現職ハラスメント被害への影響として解釈できる。前の勤務先での勤続が 5 年以上だった場合は、この参照点の限界効果と該当する交差項の限界効果の和を F 検定する必要がある。勤続 5 年以上 ($0.175 (=0.206+(-0.031))$) は、検定の結果、有意ではなかった。したがって、勤続 5 年未満でハラスメントによって前の勤務先を離職した場合には現在の勤務先でもハラスメント被害に遭う可能性が高まる。

モデル 3 では離職期間の効果をみるため、ハラスメントによる離職と前の勤務先から現在の勤務先までの離職期間(対数値)との交差項を加えた。本モデルにおいてハラスメントによる離職者の離職期間の効果を測定するには、「前の勤務先から現在の勤務先までの離職期間(対数値)」と、同変数と「(前の勤務先離職理由が)ハラスメントによる離職」の交差項の和 ($0.207=0.031+0.176$) を F 検定する必要がある。検定の結果、5%水準で有意であることが示され、ハラスメントにより離職した場合には離職期間が長いほど再就職先でハラスメント被害に遭う可能性が高くなる。

モデル 4~6 は、モデル 1~3 それぞれに対応した立式によって女性正社員を対象にした結果である。モデル 4 によれば、女性正社員は男性正社員同様に、前の勤務先でハラスメントによる離職の場合に現在の勤務先でもハラスメント被害を受ける可能性が高く、その限界効果 (0.222) は男性よりも大きい。前の勤務先での勤続年数との交差項を加味したモデル 5 でも、勤続 5 年未満でハラスメントによる離職をした場合に現在の勤務先でもハラスメント被害を受けやすく、その影響の大きさは男性と同程度であった。

⁵⁵ 玄田 (2019a) では、転職経験者は未経験者よりも慢性的なパワーハラスメントを受けやすいことが指摘されている。表 4-8 のモデル 1 の結果は、転職経験者のなかでも、特に前の勤務先でハラスメントを受けていた場合に再度被害に遭いやすいことを示している。

心理学の既存研究の成果からは、同調性の低さがパワーハラスメント被害可能性⁵⁶と離職可能性⁵⁷のどちらとも相関しているとの報告がある。したがって、パーソナリティがハラスメントの連鎖的な被害をもたらしている可能性はある。ただ、表 4-8 の協調性（同調性）は有意でなく、本研究の結果からはそのようなメカニズムは導かれない。

他方で、転職に着目した経済学の研究蓄積からも考えることができる。Gibbons and Katz (1991) は、解雇（lay off）による離職者と工場閉鎖による離職者では転職後の賃金水準が異なっており、情報の非対称性が存在する中で解雇が負のシグナルになっていると主張する。ハラスメント被害の文脈に置き換えると、ハラスメント被害を含む人間関係を理由として離職した者が、次の転職先でハラスメント被害を受けないことを重要視して転職活動にしても⁵⁸、前の勤務先での短い勤続年数が負のシグナルとなり、ハラスメント被害を受けにくい勤務先に就くことを阻害している可能性がある⁵⁹。たとえば、長期勤続と人材育成を通して生産性向上を掲げる企業は、その一環としてハラスメント発生防止や発生後の対応に力を注ぐことも選択肢として考えるだろう。ハラスメント被害により比較的短期勤続で自己都合退職を余儀なくされた労働者がこうした企業への就業を希望しても、長期勤続可能性を重視する企業にとっては当該労働者の経歴が負のシグナルとして捉えられる可能性がある。ただし、前の勤務先でのハラスメント被害経験者が転職後も被害を受けやすい可能性はいくつか考えられ、今後別の調査などにより解釈を慎重に重ねていくことが求められる。

最後に、前の勤務先から現在の勤務先までの離職期間との交差項の効果をみたモデル 6 では、男性とは異なり有意な結果が得られなかった（ $0.036=0.001+0.035$ 、F 検定の結果非有意）。女性の場合、離職期間の効果はモデル 4、5 においても観測されておらず、離職期間がもつ影響が男女では異なっている。この点については、4.5 節で改めて考察する。

4.5 考察：性別による影響の相違

ここまでの結果から、いくつかの点においてハラスメントの男女非対称な影響が示唆される。すなわち、ハラスメントの見聞は男女ともに正社員の離職確率を上昇させるが、女性は勤続 5 年未満でのみその効果が検出されるのに対し、男性では幅広い勤続期間において離職確率を上昇させる。また、個別効果を考慮した追加的な分析では、被説明変数や前年に

⁵⁶ Glasø et al. (2007) では、被害者の特徴の一つとして同調性の低さが挙げられている。

⁵⁷ パーソナリティと離職の関係をメタ分析した Zimmerman (2008) によれば、同調性が高いと離職しにくい（同調性が低いと離職しやすい）と指摘されている。

⁵⁸ 萩原・照山 (2016) では、人間関係を理由にした場合、転職せずに就業継続した場合よりも有意に賃金が低くなっている。このことは、人間関係を理由に離職する者が転職先に求める労働条件として、賃金が必ずしも最重要視されていないと推察される。

⁵⁹ 多くの既存研究では勤続年数を企業特殊訓練の代理指標とした一方で、シグナリングの効果としては検証されてこなかった。短期間の勤続年数が負のシグナルの効果となるかは今後の研究課題である。

もハラスメントを見聞したかにかかわらず、見聞による負の影響が観察された。さらに、男性がハラスメント被害を受けて離職した場合、現在の勤務先までの離職期間が長いほど再就職先でのパワーハラスメント被害につながりやすい。

ハラスメント見聞が離職や精神状態の悪化に影響することが男性正社員で強く観察される要因として、ハラスメント被害がOJTなどの人材育成と深く関わっている可能性が考えられる。坂爪（2018）では、管理職が女性部下よりも男性部下に対してやりがいのある仕事や中長期的な人材育成を行っていることが指摘される。さらに、管理職から部下に対するネガティブフィードバックも男性部下の方が受けやすい傾向がみられるという。こうした日本の組織や人材育成のあり方によって、会社内での昇進や職場での他者からの承認と引き換えに受容すべき負荷としてパワーハラスメントが認識されている可能性があり、非正社員よりも正社員、女性よりも男性の方がハラスメント見聞の影響を幅広く、強く受ける要因となっていると考えられる。

表 4-5 において、前年にハラスメントを見聞していた回答者に絞った分析で男性正社員以外にも負の影響が観察されたことは、短期間のハラスメントの強度のみならず、期間の長さから来る精神面への負荷もまた影響することを示しており、そうした状況下では幅広い層で有意性が検出されるとも考えることができる。また、表 4-6 で男性が「自分に職務上不利益が生じると思ったから」を理由にハラスメント被害に対して「何もしなかった」こととも整合的である。ただし、今回観察された結果から職場のハラスメント見聞の効果が単に性別非対称なものであるとするのではなく、その発生と影響のメカニズムの解明をもって非対称にあらわれていることを考える必要がある。

次に、ハラスメント被害を受けた離職後の離職期間が長いほど次の勤務先でもパワーハラスメント被害に遭うという現象が男性正社員にのみ観察された要因として、性別役割分業が関わっていると考えられる。

一般に、転職活動に要することのできる期間が長ければ、よいマッチングに巡り合う可能性が高くなり、再就職先での賃金が高くなる可能性がある。他方で、転職活動期間が何らかの要因によって短く制限されている場合、労働者は条件の悪い就職先を選択せざるを得ない。勇上（2005）は失業期間が長いほど再就職先での賃金が低下していることを示している。本研究での結果は、離職期間が長いほど再就職先での処遇が低下するという面で勇上（2005）と整合的である。こうした現象が生じる原因として次のことが考えられる。将来的に提示される労働条件が目の前で提示されている条件よりも良い条件である可能性は、残りの転職活動期間の長さに比例する。性別役割分業が依然として存在するとされる日本において（たとえば、筒井 2014）、男性は女性よりも早期の再就職が求められるかもしれない⁶⁰。そのような制約下においては、仮にハラスメントによって就業継続が困難になった労働

⁶⁰ 本調査の対象者における前の勤務先から現在の勤務先までの離職期間を確認する。男性正社員は前の勤務先を退職してから平均 4.4 か月で現在の勤務先に入職しており、女性の平均 6.9 か

者が離職後に転職活動する場合、男性の中で相対的に離職期間が長くなった者は比較的悪い労働条件（ハラスメントを受ける可能性が高い勤務先）であっても就業確保を優先する観点から最終的に受け入れざるを得ない可能性がある。加えて、離職期間が長くなることが、短期勤続者の離職の場合と同様に、負のシグナルとなっている可能性もある。ただし、今回使用したデータでは、離職期間中の詳細な情報、前の勤務先離職時の婚姻関係や経済状況などの情報を収集しておらず、再就職に影響を与えうる要素をより多く考慮したうえでの検証が必要である。

4.6 結びに代えて

本研究は、ハラスメントの見聞・被害と職場環境との関係、ハラスメント見聞の離職や精神状態に及ぼす影響、さらにパワーハラスメント被害者の転職後の再被害可能性などについて分析した。

大規模パネル調査による分析では、ストレス過多な職場環境、管理職による職場管理が行き届いていない、あるいは安全管理がなされていないなど劣悪な労働環境下ではハラスメントが発生しやすいことが確認された。また、勤続年数が短い正社員は、長期勤続の正社員に比べ、ハラスメントを見聞したと回答する確率が高かった。

さらに、ハラスメント見聞は、勤続 5 年未満では翌年の離職と人間関係を理由とする離職に、勤続 5 年以上では精神状態の悪化にそれぞれつながりやすいことが示された。ただし、これらの結果は相対的な起きやすさを表すもので、勤続期間別のサブサンプルに分けると、ハラスメントの見聞が勤続 5 年未満であっても精神的に悪影響を及ぼしていることも確認された。

長期勤続によるセレクションを考慮した分析では、男性正社員は、被説明変数や前年の条件づけの有無によらず、ハラスメント見聞による負の影響を受けやすい傾向にある。その一方で、長期的に職場のハラスメントに触れることは、男性正社員以外の幅広い層にも負の影響が及ぶことも示唆された。

より直接的なハラスメント被害の実態を把握するために、後半では「職場内の人間関係と問題解決に関するアンケート」調査を用いた分析した。上司と部下のコミュニケーションが少なく、失敗が許されない環境において被害が発生しやすい傾向にあり、同僚同士のコミュニケーションが適度にある環境では被害が発生しにくい傾向がみられた。さらに、ハラスメント被害が原因で離職した者のうち、前の勤務先での勤続が 5 年未満の場合には再就職後もパワーハラスメント被害に遭ったと回答する確率が高くなる。加えて、男性正社員の場合には、前の勤務先を退職してから現在の勤務先に入職するまでの期間が長いほど、再就職先

月よりも有意に短い。厚生労働省『雇用動向調査（2018）』より離職期間を計算した場合でも男性 3.0 か月に対して女性 3.8 か月であり、男性の離職期間の方が短い。

でのパワーハラスメント被害につながりやすいことも示唆された。

ハラスメント被害は、現にハラスメントを受けている時点での被害に留まらず、長期的な精神や身体の疾患による被害をもたらすことが既存研究により指摘されてきた。本研究では、ハラスメントによる影響が性別で非対称であることや、転職の前後でも継続的に負の影響を及ぼす可能性などが示された。日本のみならず、世界的にもハラスメントがキャリア形成に及ぼす影響を調査したデータが少ないことなどを踏まえ、頑健な知見を得るべく、より詳細な分析が今後求められる。

参考文献

- 小畑史子 (2019)「パワー・ハラスメント防止のための法政策」『日本労働研究雑誌』No. 712, pp. 76-85.
- 玄田有史 (2019a)「職場の危機としてのパワハラなぜ『いじめ』は起きるのか」東大社研・玄田有史・飯田高 編『危機対応の社会科学（上）－想定外を超えて』東京大学出版会, pp. 241-270.
- 玄田有史 (2019b)「パワハラ急増は幻想なのか？」『中央労働時報』2019 年 11 月号, pp. 22-25.
- 坂爪洋美 (2018)「部下の性別による管理職行動の違いと働き方にかかわる人材マネジメントの影響」『一橋ビジネスレビュー』No. 66(1), pp. 56-74.
- 筒井淳也 (2014)「女性の労働参加と性別分業－持続する「稼ぎ手」モデル」『日本労働研究雑誌』No. 648, pp. 70-83.
- ハーシュマン, A.O. 矢野修一訳 (2005)『離脱・発言・忠誠：企業・組織・国家における衰退への反応』ミネルヴァ書房.
- 萩原牧子・照山博司 (2016)「転職が賃金に与える短期的・長期的効果－転職年齢と転職理由に着目して－」 *Works Discussion Paper*, No. 16.
- 村上陽子 (2018)「よい職場をつくるのは誰？－労働組合の本当」玄田有史 編『30 代の働く地図』岩波書店, pp. 301-323.
- 勇上和史 (2005)「転職と賃金変化：失業者データによる実証分析」 *JILPT Discussion Paper* 05-004.
- リクルートワークス研究所 (2020)『職場のハラスメントを解析する』.
- Ayoko, O. B. Callan, V. J. Härtel, C. E. J. (2003) “Workplace Conflict, Bullying, and Counterproductive Behaviors,” *The International Journal of Organizational Analysis*, 11 (4), pp. 283-301.
- Baillien, E. Neyens, I. Witte, H. D. (2008) “Organizational, Team Related and Job Related Risk Factors for Bullying, Violence and Sexual Harassment in the Workplace: A Qualitative Study,” *International Journal of Organisational Behaviour*, 13(2), pp. 132-146.
- Berthelsen, M. Skogstad, A. Lau, B. Einarsen, S (2011) “Do They Stay or Do They go? A Longitudinal Study of Intentions to Leave and Exclusion from Working Life among Targets of Workplace Bullying,” *International Journal of Manpower*, 32 (2), pp. 178-193.
- Coyne, I. Seigne, E. and Randall P. (2000) “Predicting Workplace Victim Status from Personality,” *European Journal of Work and Organizational Psychology*, 9(3), pp. 335-349.
- Einarsen, S. Hoel, H. Zaph, D. Cooper, C. L. (2020) *Bullying and Harassment in the Workplace: Theory, Research, and Practice*, 3rd Edition, CRC Press.
- Einarsen, S. Raknes, B. I. and Matthiesen, S. B. (1994) “Bullying and Harassment at Work and Their Relationships to Work Environment Quality: An Exploratory Study,” *European*

- Work and Organizational Psychologist*, 4 (4), pp. 381-401.
- Gibbons, R. and Katz, L. F. (1991) "Layoffs and Lemons," *Journal of Labor Economics*, 9 (4), pp. 351-380.
- Glasø, L. Matthiesen, S. B. Nielsen, M. B. and Einarsen, S. (2007) "Do Targets of Workplace Bullying Portray a General Victim Personality Profile?" *Scandinavian Journal of Psychology*, 48, pp. 313-319.
- Hauge, L. J. Skogstad, A. and Einarsen, S. (2007) "Relationships Between Stressful Work Environments and Bullying: Results of a Large Representative Study," *Work and Stress*, 21 (3), pp. 220-242.
- Kawaguchi, A. (2019) "Maternity Harassment in Japan: Why Do Regular Employees Have Higher Risk than Non-regular Employees Do?" *Japan and the World Economy*, 49, pp. 84-94.
- Kivimäki, M., Elovainio, M., & Vahtera, J. (2000) "Workplace Bullying and Sickness Absence in Hospital Staff," *Occupational and Environmental Medicine*, 57, pp. 656-660.
- Kivimäki, M., Virtanen, M., Vartio, M., Elovainio, M., & Vahtera, J. (2003) "Workplace Bullying and the Risk of Cardiovascular Disease and Depression," *Occupational and Environmental Medicine*, 60, pp. 779-783.
- Leymann, H. (1996) "The Content and Development of Mobbing at Work," *European Journal of Work and Organizational Psychology*, 5 (2), pp. 165-184.
- Mathisen, G. E. Einarsen, S. and Mykletun, R. (2008) "The Occurrences and Correlates of Bullying and Harassment in the Restaurant Sector," *Scandinavian Journal of Psychology*, 49, pp. 59-68.
- Mikkelsen, E. G. Hansen A. M. Persson, R. Byrgesen, M. F. and Høgh, A. (2020) "Individual Consequences of Being Exposed to Workplace Bullying" in Einarsen, S. Hoel, H. Zaph, D. Cooper, C. L. *Bullying and Harassment in the Workplace: Theory, Research, and Practice*, 3rd Edition, CRC Press.
- Nielsen, M. B. and Einarsen, S. (2012) "Outcomes of Exposure to Workplace Bullying: A Meta-analytic Review," *Work and Stress*, 26 (4), pp. 309-332.
- O'Connell, P. Calvert, E. and Watson, D. (2007) "Bullying in the Workplace: Survey Reports 2007," *University of Southampton Institutional Repository*.
- Rayner, C. (1997) "The Incidence of Workplace Bullying" *Journal of Community & Applied Social Psychology*, 7, pp. 199-208.
- Schwickerath, J. and Zaph, D. (2020) "Inpatient Treatment of Bullying Victims," in Einarsen, S. Hoel, H. Zaph, D. Cooper, C. L. *Bullying and Harassment in the Workplace: Theory, Research, and Practice*, 3rd Edition, CRC Press.
- Zimmerman, R. D. (2008) "Understanding the Impact of Personality Traits on Individuals'

Turnover Decisions; A Meta-Analytic Path Model," *Personnel Psychology*, 61, pp. 309–348.

図表

表4-1 回答者の偏りとカテゴリー別のハラスメント見聞率（単位：％）

		男性		女性	
		正社員	非正社員	正社員	非正社員
年齢階級別	20～24歳	2.2 (-1.5)	1.2 (+0.1)	2.9 (-0.5)	2.3 (+0.9)
	25～29歳	5.0 (-1.7)	1.4 (+0.1)	4.7 (+0.0)	3.1 (+0.7)
	30～34歳	11.2 (+3.2)	1.7 (+0.6)	5.2 (+1.1)	3.6 (+0.5)
	35～39歳	7.4 (-1.3)	1.0 (+0.0)	3.7 (-0.1)	3.8 (-0.1)
	40～44歳	10.6 (+0.3)	1.2 (+0.1)	4.0 (-0.2)	5.1 (-0.4)
	45～49歳	8.8 (-1.1)	1.0 (+0.1)	3.8 (-0.2)	5.3 (-0.6)
年齢総数（20～49歳）	比率	45.2 (-2.1)	7.5 (+1.0)	24.3 (+0.1)	23.0 (+1.0)
	観測数（JPSED）	9526	1581	5111	4853
属性とハラスメント見聞率（対象：20～49歳）					
年齢階級別	20～24歳	17.5	14.8	24.1	15.4
	25～29歳	21.4	18.3	24.9	16.0
	30～34歳	20.7	18.1	21.5	15.9
	35～39歳	18.8	14.7	21.5	18.5
	40～44歳	19.3	17.8	21.0	16.4
	45～49歳	19.4	17.9	22.6	15.6
婚姻状態別	配偶者あり	19.2	16.6	23.9	17.9
	配偶者なし	20.2	20.7	20.3	15.1
勤続年数別	5年未満	21.0	18.1	23.9	16.2
	5年以上10年未満	18.8	11.4	22.4	17.2
	10年以上	19.4	18.5	20.9	16.2

出所：リクルートワークス研究所「全国就業実態パネル調査（第3回調査）」，総務省「就業構造基本調査（2017）」

対象：20～49歳の就業者（在学中の者を除く。また，農業，林業，漁業，鉱業は除く）

年齢階級別，勤続年数別構成比の数値は全体パーセント（20～49歳雇用労働者（男女総数）を100％）

表上段の括弧内数値は2017年就業構造基本調査構成比との差分（％ポイント）

表4-2 回答者の構成比

質的変数 (%)					
変数名		男性正社員	男性非正社員	女性正社員	女性非正社員
学歴	小学校・中学校	2.1	5.3	1.1	3.5
	高校	33.1	37.3	27.7	35.2
	高専・短大・専門学校	23.9	18.7	42.9	36.3
	大学	34.2	34.9	26.2	23.8
	大学院	6.6	4.0	2.1	1.2
婚姻状態	配偶者あり	58.3	12.5	36.1	55.7
	配偶者なし	41.7	87.5	63.9	44.3
勤続年数	5年未満	31.4	75.2	45.9	73.5
	5年以上10年未満	22.1	15.6	22.3	17.6
	10年以上	46.5	9.3	31.8	8.9
雇用期間 の定め	雇用期間の定め有り	8.0	80.9	8.7	79.9
	雇用期間の定め無し	87.6	11.2	87.0	13.6
	雇用期間不明	4.4	7.9	4.3	6.5
産業	建設業	6.4	1.7	5.5	2.1
	製造業	25.7	16.7	14.5	10.6
	電気・ガス・熱供給・水道業	2.0	0.6	0.9	0.9
	情報通信業	8.3	7.8	4.9	4.5
	運輸業、郵送業	9.7	13.5	3.7	5.7
	卸売業、小売業	7.4	16.8	10.6	20.2
	金融業、保険業	2.5	1.2	6.5	3.9
	不動産業、物品賃貸業	1.8	1.1	2.8	1.7
	宿泊業、飲食サービス業	2.6	7.2	2.2	10.9
	生活関連サービス業	1.1	1.7	2.7	2.7
	教育	3.2	5.4	4.1	5.1
	医療、福祉	8.3	4.2	24.5	11.6
	その他のサービス業	12.1	19.6	12.8	17.1
	公務	9.1	2.5	4.4	3.0
企業規模	～4人	3.2	2.9	5.1	3.6
	5～9人	4.8	6.0	8.1	8.1
	10～29人	11.0	16.1	14.6	17.8
	30～99人	16.9	21.7	17.6	19.0
	100～299人	13.9	15.1	15.3	13.7
	300～999人	14.0	12.8	14.4	13.6
	1000人～	26.3	22.4	19.9	20.7
職業	公務	9.8	3.1	5.0	3.7
	管理的職業従事者	6.9	0.6	1.5	0.3
	専門的・技術的職業従事者	28.2	14.5	26.8	13.2
	事務従事者	18.1	12.4	48.4	33.1
	販売従事者	8.4	11.1	6.6	11.5
	サービス職業従事者	5.6	15.8	6.5	20.1
	保安職業従事者	3.1	2.2	0.5	0.1
	生産工程従事者	12.5	12.6	3.4	5.8
	輸送・機械運転従事者	6.2	3.1	0.4	0.2
	建設・採掘従事者	2.5	0.9	0.3	0.1
	運搬・清掃・包装等従事者	2.1	12.2	0.5	5.4
	分類不能の職業	6.4	14.5	5.1	10.3
職場環境	処理しきれないほどの仕事であふれていた	31.1	20.8	27.9	20.3
	差別を見聞した	8.3	11.1	9.4	8.0
	ハラスメントを見聞した	19.8	17.1	22.6	16.3
	労働者の利益代表組織・手段が確保されていた	20.6	8.3	15.2	9.6
	身体的な怪我を負う人が頻繁に発生した	16.6	14.7	13.4	11.5
	ストレスによって精神的に病んでしまう人が発生した	23.6	18.5	24.2	18.8
「精神状態が悪い」		49.2	51.1	53.5	54.5
量的変数					
変数名		平均	標準偏差	最大値	最小値
時間あたり賃金（実質値、円）		1660.4	1194.0	11481.1	65.1

出所：リクルートワークス研究所「全国就業実態パネル調査（第1～4回）」

対象：20～49歳の就業者（在学中の者を除く。また、農業、林業、漁業、鉱業は除く）

学歴、婚姻状態、産業、企業規模、職業の数値は列パーセントであり、足し合わせると100とならないのは四捨五入による

職場環境の各指標は、「あてはまる」～「あてはまらない」の5段階の選択肢のうち「あてはまる」または「どちらかというにあてはまる」が選択された割合

時間あたり賃金は年間収入額を12月の標準的な週労働時間の52倍で除した数値のうち、異常値を除く目的で上下1%除去している。それでも最小値は最低賃金を下回っている。これは、12月の標準的な労働時間から年間労働時間を算出していることによる誤差の影響もあると考えられる。

	2015年	2016年	2017年
正社員	ハラスメント 見聞あり 100	就業継続かつ ハラスメント見聞あり 45.1	就業継続・ハラスメント見聞あり 26.8
			就業継続・ハラスメント見聞なし 15.7
			離職 2.7
		就業継続かつ ハラスメント見聞なし 47.5	就業継続・ハラスメント見聞あり 13.9
			就業継続・ハラスメント見聞なし 31.9
			離職 1.7
		離職 7.4	

	2015年	2016年	2017年
正社員	ハラスメント 見聞なし 100	就業継続かつ ハラスメント見聞あり 11.3	就業継続・ハラスメント見聞あり 4.2
			就業継続・ハラスメント見聞なし 6.6
			離職 0.5
		就業継続かつ ハラスメント見聞なし 84.5	就業継続・ハラスメント見聞あり 7.7
			就業継続・ハラスメント見聞なし 73.1
			離職 3.7
		離職 4.2	

	2015年	2016年	2017年
非正社員	ハラスメント 見聞あり 100	就業継続かつ ハラスメント見聞あり 34.4	就業継続・ハラスメント見聞あり 15.9
			就業継続・ハラスメント見聞なし 11.7
			離職 6.7
		就業継続かつ ハラスメント見聞なし 39.8	就業継続・ハラスメント見聞あり 8.4
			就業継続・ハラスメント見聞なし 24.7
			離職 6.7
		離職 25.8	

	2015年	2016年	2017年
非正社員	ハラスメント 見聞なし 100	就業継続かつ ハラスメント見聞あり 9.4	就業継続・ハラスメント見聞あり 3.4
			就業継続・ハラスメント見聞なし 4.8
			離職 1.2
		就業継続かつ ハラスメント見聞なし 74.0	就業継続・ハラスメント見聞あり 5.0
			就業継続・ハラスメント見聞なし 60.1
			離職 8.9
		離職 16.6	

出所：リクルートワークス研究所「全国就業実態パネル調査（第1～3回）」

第1～3回調査のすべてに回答している2015年12月時点で20～49歳の就業者（在学中の者を除く）。また、農業、林業、漁業、鉱業は除く）を対象として集計
図中の数字はすべて（％）。足し合わせても一致しない箇所は四捨五入による。

図4-1 就業状態・ハラスメント見聞有無間の移動

表4-3 ハラスメント見聞の要因（プロビットモデル）

モデル	1	2	3	4	5	6
	ハラスメント を見聞した=1 男性正社員	プロビットモデル ハラスメント を見聞した=1 男性非正社員	ハラスメント を見聞した=1 女性正社員	ハラスメント を見聞した=1 女性非正社員	傾向スコアマッチング ハラスメント を見聞した=1 男性正社員	ハラスメント を見聞した=1 女性正社員
職場環境						
労働者の利益代表組織・手段が確保されていた	0.046 *** (0.005)	0.042 *** (0.012)	0.066 *** (0.008)	0.051 *** (0.008)	0.062 *** (0.006)	0.087 *** (0.011)
処理しきれないほどの仕事であふれていた	0.072 *** (0.004)	0.057 *** (0.009)	0.062 *** (0.006)	0.064 *** (0.006)		
差別を見聞した	0.225 *** (0.006)	0.213 *** (0.011)	0.263 *** (0.008)	0.239 *** (0.007)		
身体的な怪我を負う人が発生した	0.092 *** (0.005)	0.066 *** (0.011)	0.073 *** (0.008)	0.054 *** (0.008)		
ストレスによって精神的に病んでしまう人が発生した	0.187 *** (0.004)	0.175 *** (0.009)	0.207 *** (0.006)	0.178 *** (0.006)		
勤続5年未満	0.015 *** (0.005)	0.015 (0.014)	0.036 *** (0.008)	-0.005 (0.010)		
勤続5年以上10年未満	0.004 (0.005)	0.008 (0.017)	0.023 *** (0.009)	0.002 (0.011)		
無期雇用	0.018 ** (0.008)	-0.018 (0.017)	0.03 *** (0.011)	0.004 (0.009)		
雇用期間不明	-0.023 ** (0.011)	-0.031 * (0.017)	-0.017 (0.018)	-0.003 (0.011)		
20～24歳	-0.026 ** (0.010)	-0.037 ** (0.018)	-0.034 *** (0.012)	-0.012 (0.011)		
25～29歳	-0.018 ** (0.008)	0.007 (0.016)	-0.034 *** (0.011)	-0.004 (0.010)		
30～34歳	0.001 (0.006)	-0.015 (0.015)	-0.014 (0.010)	0.002 (0.009)		
35～39歳	-0.008 (0.007)	-0.030 * (0.017)	0.002 (0.011)	0.008 (0.009)		
40～44歳	-0.007 (0.006)	-0.009 (0.015)	-0.007 (0.010)	0.010 (0.008)		
サンプルサイズ	43,643	7,103	19,665	19,005	43,643	19,665
疑似決定係数	0.2112	0.2547	0.2022	0.2090	-	-

出所：リクルートワークス研究所「全国就業実態パネル調査（第1～4回）」

対象：20～49歳の就業者（在学中の者を除く。また、農業、林業、漁業、鉱業は除く）

モデル1～4の制御変数：雇用期間の定め有無、学歴、婚姻状態、産業（大分類）、企業規模、職業（大分類）、調査年

モデル5、6の共変量：職場環境（表中「労働者の利益第業組織・手段が確保されていた」以外）、勤続年数、雇用期間の定め有無、年齢（5歳階級）、学歴、婚姻状態、産業（大分類）、企業規模、職業（大分類）、調査年

制御変数（共変量）の参照点：勤続10年以上、雇用期間の定め有り、45～49歳、高校卒業者、配偶者なし、製造業、100～299人、事務従事者、2015年

表上段は限界効果、下段括弧内はクラスター構造に頑健な標準誤差を示す。有意水準：*p < 0.1, **p < 0.05, ***p < 0.01

表4-4 ハラスメントの見聞と離職・メンタルヘルスとの関係（プロビットモデル）

パネルA				
モデル	1	2	3	4
被説明変数	翌年に離職=1	翌年に離職=1	翌年に離職=1	翌年に離職=1
対象	男性正社員	男性非正社員	女性正社員	女性非正社員
ハラスメントを見聞した	0.016 *** (0.006)	0.076 *** (0.021)	0.025 *** (0.009)	0.033 *** (0.012)
× 勤続5年以上	-0.005 (0.007)	-0.079 * (0.047)	-0.016 (0.013)	-0.012 (0.023)
労働者の利益代表組織・手段が確保されていた	-0.016 ** (0.006)	-0.051 * (0.029)	-0.027 ** (0.012)	-0.009 (0.014)
× 勤続5年以上	-0.007 (0.008)	0.118 ** (0.058)	0.004 (0.017)	-0.034 (0.031)
時間あたり賃金（対数値）	-0.015 *** (0.002)	-0.014 (0.010)	-0.012 *** (0.004)	-0.018 *** (0.006)
サンプルサイズ	19,761	2,961	9,759	9,531
疑似決定係数	0.0927	0.0762	0.0843	0.0448
パネルB				
モデル	5	6	7	8
被説明変数	翌年に人間関係 による離職=1	翌年に人間関係 による離職=1	翌年に人間関係 による離職=1	翌年に人間関係 による離職=1
対象	男性正社員	男性非正社員	女性正社員	女性非正社員
ハラスメントを見聞した	0.013 *** (0.003)	0.051 *** (0.012)	0.014 *** (0.005)	0.019 *** (0.006)
× 勤続5年以上	-0.001 (0.004)	-0.029 (0.027)	-0.003 (0.008)	-0.014 (0.012)
労働者の利益代表組織・手段が確保されていた	-0.010 ** (0.004)	-0.019 (0.019)	-0.022 *** (0.008)	-0.006 (0.008)
× 勤続5年以上	-0.001 (0.005)	0.009 (0.044)	0.016 (0.011)	-0.011 (0.019)
時間あたり賃金（対数値）	-0.005 *** (0.001)	-0.013 ** (0.005)	-0.006 ** (0.003)	-0.006 ** (0.003)
サンプルサイズ	19,761	2,858	9,719	9,490
疑似決定係数	0.1189	0.1150	0.1050	0.0559
パネルC				
モデル	9	10	11	12
被説明変数	翌年に「精神状態 が悪い」=1	翌年に「精神状態 が悪い」=1	翌年に「精神状態 が悪い」=1	翌年に「精神状態 が悪い」=1
対象	男性正社員	男性非正社員	女性正社員	女性非正社員
ハラスメントを見聞した	0.023 (0.015)	0.021 (0.026)	0.017 (0.016)	0.003 (0.015)
× 勤続5年以上	0.040 ** (0.017)	0.029 (0.048)	0.015 (0.021)	0.068 *** (0.027)
労働者の利益代表組織・手段が確保されていた	-0.034 ** (0.016)	-0.094 *** (0.032)	-0.025 (0.019)	-0.038 ** (0.017)
× 勤続5年以上	0.021 (0.018)	-0.010 (0.064)	-0.025 (0.025)	-0.010 (0.031)
時間あたり賃金（対数値）	-0.029 *** (0.006)	-0.023 ** (0.011)	-0.016 ** (0.008)	-0.014 ** (0.007)
サンプルサイズ	26362	4340	13936	13455
疑似決定係数	0.0316	0.0513	0.0135	0.0151

出所：リクルートワークス研究所「全国就業実態パネル調査（第1～4回）」

対象：20～49歳の就業者（在学中の者を除く。また、農業、林業、漁業、鉱業は除く）

制御変数：職場環境（「処理しきれないほどの仕事であふれていた」「差別を見聞した」「身体的な怪我を負う人が頻繁に発生した」「ストレスによって精神的に病んでしまう人が発生した」）、勤続5年以上か否か、雇用期間の定め有無、年齢（5歳階級）、学歴、婚姻状態、産業（大分類）、企業規模、職業（大分類）、調査年

制御変数の参照点：勤続5年未満、雇用期間の定め有り、45～49歳、高校卒業者、配偶者なし、製造業、100～299人、事務従事者、2015年

表4-5 ハラスメントの見聞と離職・メンタルヘルスとの関係（一階差分ロジットモデル）

パネルA								
モデル	1	2	3	4	5	6	7	8
被説明変数	翌年に離職=1	翌年に離職=1	翌年に離職=1	翌年に離職=1	翌年に離職=1	翌年に離職=1	翌年に離職=1	翌年に離職=1
前年のハラスメント見聞の有無	-	-	-	-	ハラスメント見聞あり	ハラスメント見聞あり	ハラスメント見聞あり	ハラスメント見聞あり
対象	男性正社員	男性非正社員	女性正社員	女性非正社員	男性正社員	男性非正社員	女性正社員	女性非正社員
ハラスメントを見聞した	1.219 * (0.147)	1.235 (0.282)	1.077 (0.142)	0.983 (0.109)	1.920 *** (0.428)	1.213 (0.489)	1.580 * (0.424)	1.452 * (0.292)
労働者の利益代表組織・手段が確保されていた	0.904 (0.097)	1.256 (0.350)	1.035 (0.169)	1.090 (0.138)	0.652 ** (0.136)	0.714 (0.440)	1.299 (0.324)	1.353 (0.311)
時間あたり賃金（千円）	0.889 ** (0.042)	1.061 (0.106)	0.987 (0.053)	0.947 (0.044)	0.804 ** (0.066)	1.106 (0.248)	0.906 (0.110)	1.027 (0.075)
サンプルサイズ	10,120	1,303	4,608	4,258	1,758	181	915	683
疑似決定係数	0.0039	0.0036	0.0043	0.0042	0.0272	0.0653	0.0417	0.0188
パネルB								
モデル	9	10	11	12	13	14	15	16
被説明変数	翌年に人間関係による離職=1	翌年に人間関係による離職=1	翌年に人間関係による離職=1	翌年に人間関係による離職=1	翌年に人間関係による離職=1	翌年に人間関係による離職=1	翌年に人間関係による離職=1	翌年に人間関係による離職=1
前年のハラスメント見聞の有無	-	-	-	-	ハラスメント見聞あり	ハラスメント見聞あり	ハラスメント見聞あり	ハラスメント見聞あり
対象	男性正社員	男性非正社員	女性正社員	女性非正社員	男性正社員	男性非正社員	女性正社員	女性非正社員
ハラスメントを見聞した	1.476 * (0.333)	1.636 (0.662)	1.282 (0.274)	1.319 (0.273)	2.904 *** (1.072)	1.014 (0.687)	2.685 ** (1.137)	1.505 (0.496)
労働者の利益代表組織・手段が確保されていた	0.614 *** (0.111)	0.743 (0.308)	1.171 (0.286)	0.917 (0.186)	0.470 *** (0.119)	0.753 (0.654)	1.254 (0.327)	1.633 (0.605)
時間あたり賃金（千円）	0.874 * (0.067)	1.112 (0.205)	0.879 * (0.059)	0.979 (0.066)	0.805 ** (0.088)	0.688 (0.223)	0.865 (0.129)	0.996 (0.074)
サンプルサイズ	10,120	1,303	4,608	4,258	1,758	181	915	683
疑似決定係数	0.0136	0.0331	0.0077	0.0104	0.0597	0.1499	0.1028	0.0600
パネルC								
モデル	17	18	19	20	21	22	23	24
被説明変数	翌年に「精神状態が悪 い」=1	翌年に「精神状態が悪 い」=1	翌年に「精神状態が悪 い」=1	翌年に「精神状態が悪 い」=1	翌年に「精神状態が悪 い」=1	翌年に「精神状態が悪 い」=1	翌年に「精神状態が悪 い」=1	翌年に「精神状態が悪 い」=1
前年のハラスメント見聞の有無	-	-	-	-	ハラスメント見聞あり	ハラスメント見聞あり	ハラスメント見聞あり	ハラスメント見聞あり
対象	男性正社員	男性非正社員	女性正社員	女性非正社員	男性正社員	男性非正社員	女性正社員	女性非正社員
ハラスメントを見聞した	1.077 * (0.043)	1.195 (0.143)	1.005 (0.057)	0.970 (0.062)	1.603 *** (0.149)	1.649 * (0.476)	1.194 (0.143)	1.326 * (0.195)
労働者の利益代表組織・手段が確保されていた	1.049 (0.044)	0.910 (0.146)	1.085 (0.074)	0.965 (0.072)	1.126 (0.105)	1.423 (0.495)	1.025 (0.145)	0.990 (0.157)
時間あたり賃金（千円）	0.990 (0.015)	1.000 (0.044)	0.966 (0.021)	1.004 (0.028)	1.027 (0.047)	0.852 (0.100)	0.964 (0.048)	1.103 (0.076)
サンプルサイズ	12,487	1,668	6,096	5,452	2,180	246	1,243	897
疑似決定係数	0.0010	0.0017	0.0008	0.0004	0.0124	0.0299	0.0051	0.0071

出所：リクルートワークス研究所「全国就業実態パネル調査（第1～4回）」

対象：20～49歳の就業者（在学中の者を除く。また、農業、林業、漁業、鉱業は除く）

制御変数（参照点）：職場環境（「処理しきれないほどの仕事であふれていた」「差別を見聞した」「労働者の利益代表組織・手段が確保されていた」「身体的な怪我を負う人が頻繁に発生した」「ストレスによって精神的に病んでしまう人が発生した」）、婚姻状態（配偶者なし）、調査年（2015年）

表中上段はオッズ比。下段括弧内はクラスター構造に頑健な標準誤差を示す。有意水準：* p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01

表4-6 記述統計

	男性	女性	総数
部門（単一回答、%）			
事務・管理部門	21.8	44.9	31.8
企画・開発部門	8.9	3.3	6.5
研究・分析部門	5.2	2.0	3.8
営業・販売部門	16.9	15.5	16.3
輸送・流通部門	6.1	1.1	3.9
生産・製造部門	16.0	5.7	11.5
サービス・相談部門	9.8	10.7	10.2
その他の部門	15.4	16.9	16.0
総数	100	100	100
ビッグファイブ（平均スコア）¹⁾			
外向性	8.5	7.9	8.2
協調性	9.3	9.4	9.3
誠実性	8.1	7.9	8.0
情緒安定性	7.9	7.4	7.7
開放性	8.2	8.6	8.4
職場環境²⁾（%）			
上司と部下のコミュニケーションが少ない	33.2	31.7	32.6
同僚同士のコミュニケーションが少ない	26.0	24.7	25.4
いつも仕事があふれている	50.9	51.6	51.2
失敗が許されない／失敗への許容度が低い	40.6	43.5	41.9
正社員と正社員以外など、様々な立場の従業員が一緒に働いている	55.3	63.5	58.9
若手・中堅・ベテランの社員がバランスよく職場にいる	36.6	39.4	37.8
従業員同士は干渉し合わない	27.3	32.0	29.3
採用や退職、人事異動で人の出入りが多い	37.3	46.8	41.4
男性に比べて女性の社員の割合が少ない	61.7	32.6	49.1
現在の職場でのハラスメント被害³⁾（%）			
パワーハラスメント	34.7	39.2	36.7
セクシュアルハラスメント	12.0	24.3	17.3
マタニティハラスメント	5.2	10.3	7.4
その他のハラスメント	17.4	22.8	19.7
総数（いずれかのハラスメント少なくとも1つを受けている割合）	37.9	51.6	43.9
ハラスメント加害者（最も深刻な被害を与えた者を単一回答、%）			
経営者（社長、役員、取締役等）	10.7	18.2	14.5
管理職（支店長、部長、課長等）	40.9	30.9	35.8
管理職以外の職場の上司・先輩	33.3	29.7	31.5
職場の同僚（後輩を含む）	10.7	14.8	12.8
職場以外で同じ会社・団体の人々	0.4	1.7	1.1
顧客・取引先など会社・団体以外の人々	3.1	2.5	2.8
その他	0.9	2.1	1.5
総数	100	100	100
ハラスメントを受けて取った行動（複数回答、%）			
社内の人事部もしくは人事担当者に相談した	4.6	3.9	4.3
社内の人事部・人事担当以外の相談窓口相談した	2.2	1.3	1.8
会社・団体が用意した社外の相談窓口相談した	0.8	1.8	1.2
職場の管理職に相談した	5.2	9.4	7.1
管理職以外の職場の上司・先輩に相談した	5.7	8.8	7.1
職場の同僚に相談した（後輩を含む）	6.4	13.1	9.3
職場以外の同じ会社・団体の先輩に相談した	0.7	1.1	0.9
職場以外の同じ会社・団体の同僚に相談した	0.7	1.1	0.9
労働組合に相談した	1.0	0.9	1.0
公的な機関に相談した	1.0	0.9	1.0
会社・団体とは関係のない医師、カウンセラーや専門家に個人的に相談した	2.2	1.5	1.9
家族や会社・団体とは関係のない知人・友人に相談した	2.4	11.4	6.3
加害者にハラスメントをやめるよう直接自分から訴えた	1.7	2.0	1.8
ハラスメントの状況を文書にしたり、録音・録画などして記録に残した	2.4	2.6	2.5
しばらくの期間、会社・団体を休むことにした（休んでいる）	1.2	2.0	1.5
転職や独立の準備をした	2.5	4.6	3.4
その他の行動	1.0	3.5	2.1
何もしなかった（していない）	43.6	24.6	33.8
何もしなかった理由（複数回答、%）			
何をしても解決にならないと思ったから	63.3	63.8	63.5
自分にも非があるように感じたから	12.2	13.8	12.8
自分に職務上不利が生じると思ったから	19.4	10.3	16.0
職場内で問題が公になることが懸念されたから	6.1	8.6	7.1
ハラスメント行為がさらにエスカレートすると思われたから	6.1	5.2	5.8
職場での人間関係が悪化すると思われたから	17.4	25.9	20.5
ハラスメントについて相談しにくい雰囲気があったから	5.1	13.8	8.3
何らかの行動をするほどのことではないと思ったから	22.5	27.6	24.4
その他 具体的に：	3.1	1.7	2.6

出所：「職場内の人間関係と問題解決に関するアンケート調査」

対象：正社員（農業、林業、漁業、鉱業を除く）

1) ビッグファイブの5特性を10項目から測定するTen Item Personality Inventoryを採用した。各特性は最小2点～最大14点にスコア化される。

2) 選択肢「あてはまる」または「どちらかというにあてはまる」を選択した割合を集計した。

3) 選択肢「慢性的にある（あった）」または「一時的にある（あった）」を選択した場合に「被害あり」とした。母数には「回答したくない」も含む。

表4-7 ハラスメントの被害発生要因（プロビットモデル）

モデル	1	2	3	4
被説明変数	現在の職場でパワーハラスメントを受けている=1	現在の職場でパワーハラスメントを受けている=1	現在の職場で健康を害するほどのパワーハラスメントを受けている=1	現在の職場で健康を害するほどのパワーハラスメントを受けている=1
対象	男性正社員	女性正社員	男性正社員	女性正社員
上司と部下のコミュニケーションが少ない	0.107 ** (0.046)	0.216 *** (0.053)	0.100 *** (0.036)	0.137 *** (0.043)
同僚同士のコミュニケーションが少ない	0.017 (0.051)	-0.001 (0.060)	0.068 * (0.040)	0.023 (0.048)
いつも仕事があふれている	-0.004 (0.041)	0.013 (0.049)	0.001 (0.032)	0.025 (0.044)
失敗が許されない／失敗への許容度が低い	0.079 * (0.042)	0.135 *** (0.045)	0.064 * (0.033)	0.084 ** (0.040)
正社員と正社員以外など、様々な立場の従業員が一緒に働いている	-0.043 (0.041)	0.057 (0.048)	-0.048 (0.033)	0.076 * (0.044)
若手・中堅・ベテランの社員がバランスよく職場にいる	-0.019 (0.041)	-0.150 *** (0.044)	-0.022 (0.034)	-0.121 *** (0.041)
従業員同士は干渉し合わない	-0.169 *** (0.045)	-0.092 * (0.049)	-0.066 * (0.037)	-0.059 (0.044)
採用や退職、人事異動で人の出入りが多い	0.084 * (0.043)	0.071 (0.046)	0.016 (0.035)	0.062 (0.041)
男性に比べて女性の社員の割合が少ない	0.042 (0.043)	0.012 (0.049)	0.030 (0.035)	-0.064 (0.043)
外向性	0.008 (0.009)	-0.010 (0.010)	0.002 (0.008)	0.002 (0.009)
協調性	-0.013 (0.010)	-0.002 (0.011)	-0.010 (0.008)	-0.005 (0.009)
誠実性	0.006 (0.010)	-0.012 (0.011)	-0.001 (0.008)	-0.004 (0.009)
情緒安定性	-0.018 * (0.010)	-0.032 *** (0.011)	-0.013 (0.009)	-0.021 ** (0.009)
開放性	-0.008 (0.010)	-0.004 (0.012)	0.003 (0.008)	-0.015 (0.010)
サンプルサイズ	566	419	549	422
疑似決定係数	0.1453	0.2402	0.1982	0.2652

出所：「職場内の人間関係と問題解決に関するアンケート調査」

制御変数：年齢（5歳階級）、学歴、婚姻状態、子ども有無、初職か否か、フルタイムか否か、雇用契約期間の有無、産業（大分類）、企業規模、職業（大分類）、部門

制御変数の参照点：45～49歳、高校卒業者、配偶者なし、製造業、100～299人、事務従事者、事務・管理部門

表中上段は係数、下段括弧内は標準誤差を示す。有意水準：* p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01

表4-8 ハラスメントによる離職と現在の職場でのハラスメント被害の関係（プロビットモデル）

モデル	1	2	3	4	5	6
被説明変数	現在の職場でパワーハラスメントを受けている=1		現在の職場でパワーハラスメントを受けている=1		現在の職場でパワーハラスメントを受けている=1	
対象	男性正社員	男性正社員	男性正社員	女性正社員	女性正社員	女性正社員
自分を対象としたハラスメントが前の勤務先の離職理由に含まれる （ハラスメントによる離職）	0.195 *** (0.075)	0.206 ** (0.091)	0.056 (0.103)	0.222 ** (0.092)	0.200 ** (0.100)	0.195 * (0.112)
× 前の勤務先勤務5年以上		-0.031 (0.151)			0.127 (0.234)	
前の勤務先から現在の職場までの離職期間（対数値）	0.047 ** (0.024)	0.048 ** (0.024)	0.031 (0.026)	0.003 (0.025)	0.005 (0.026)	0.001 (0.026)
× 自分を対象としたハラスメントが前の勤務先の離職理由に含まれる （ハラスメントによる離職）			0.176 * (0.092)			0.035 (0.084)
外向性	0.003 (0.014)	0.003 (0.014)	-0.004 (0.014)	-0.004 (0.016)	-0.005 (0.016)	-0.002 (0.017)
協調性	0.005 (0.013)	0.005 (0.013)	0.005 (0.013)	-0.013 (0.016)	-0.013 (0.016)	-0.012 (0.016)
誠実性	-0.009 (0.014)	-0.009 (0.014)	-0.011 (0.014)	0.023 (0.015)	0.022 (0.015)	0.023 (0.015)
情緒安定性	-0.001 (0.015)	-0.001 (0.015)	-0.005 (0.015)	-0.026 (0.016)	-0.027 * (0.016)	-0.027 * (0.016)
開放性	0.008 (0.015)	0.008 (0.015)	0.012 (0.015)	-0.022 (0.019)	-0.022 (0.019)	-0.023 (0.019)
サンプルサイズ	256	256	256	204	204	204
疑似決定係数	0.3099	0.3100	0.3221	0.3297	0.3307	0.3303

出所：「職場内の人間関係と問題解決に関するアンケート調査」

対象：転職経験を有する者（現職正社員）

制御変数：年齢（5歳階級）、学歴、婚姻状態、産業（大分類）、企業規模、職業（大分類）、部門

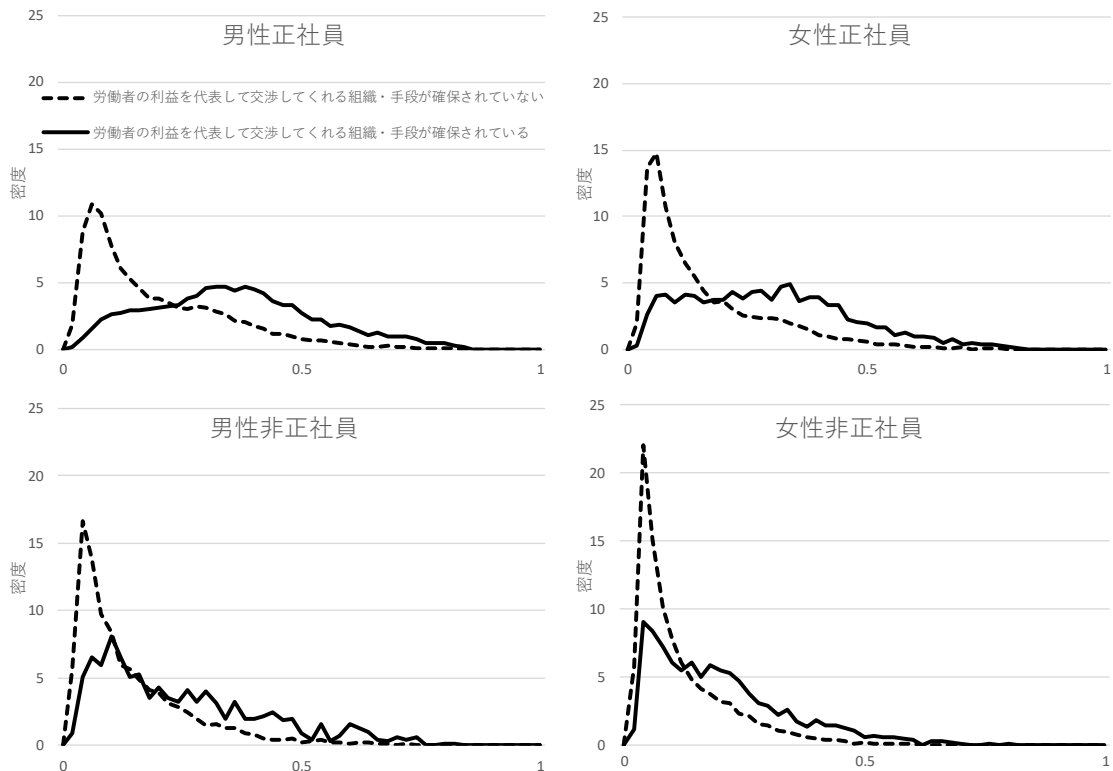
制御変数の参照点：45～49歳、高校卒業者、配偶者なし、製造業、100～299人、事務従事者、事務・管理部門

被説明変数の参照点：翌年に同一企業にて就業継続

表中上段は係数、下段括弧内は標準誤差を示す。有意水準：* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

第4章補論

補論 4.1 傾向スコア



出所：リクルートワークス研究所「全国就業実態パネル調査（第1～4回）」
対象：20～49歳の就業者（在学中の者を除く。また、農業、林業、漁業、鉱業は除く）
ロジットモデルを用い、「労働者の利益代表組織・手段が確保されていた」を「処理しきれないほどの仕事であふれていた」、「差別を見聞した」、「身体的な怪我を負う人が頻繁に発生した」、「ストレスによって精神的に病んでしまう人が発生した」、勤続年数、雇用期間の定め有無、年齢階級、学歴、婚姻状態、産業（大分類）、企業規模、職業（大分類）、調査年に回帰し、そこから各回答者の属する企業での「労働者の利益代表組織・手段が確保されていた」確率を推定した。

補図4-1 傾向スコア（推定値）の分布

補論 4.2 雇用契約期間別の推定結果

雇用契約期間別にサブサンプルを分け、職場環境による影響に差異がないかを観察した（補表 4-1）。概ね表 4-1 と同様の結果が得られた。

補表4-1 ハラスメント見聞の要因（プロビットモデル）						
モデル	1	2	3	4	5	6
被説明変数	ハラスメント を見聞した=1	ハラスメント を見聞した=1	ハラスメント を見聞した=1	ハラスメント を見聞した=1	ハラスメント を見聞した=1	ハラスメント を見聞した=1
対象	男性無期雇用	男性有期雇用	男性雇用期間不明	女性無期雇用	女性有期雇用	女性雇用期間不明
職場環境						
労働者の利益代表組織・手段が確保されていた	0.042 *** (0.006)	0.049 *** (0.010)	0.067 *** (0.021)	0.061 *** (0.009)	0.053 *** (0.008)	0.050 * (0.030)
処理しきれないほどの仕事であふれていた	0.066 *** (0.005)	0.076 *** (0.008)	0.077 *** (0.015)	0.061 *** (0.007)	0.061 *** (0.006)	0.058 *** (0.019)
差別を見聞した	0.239 *** (0.007)	0.186 *** (0.010)	0.133 *** (0.019)	0.268 *** (0.009)	0.235 *** (0.007)	0.178 *** (0.026)
身体的な怪我を負う人が発生した	0.085 *** (0.006)	0.084 *** (0.010)	0.056 *** (0.020)	0.067 *** (0.010)	0.055 *** (0.008)	0.083 *** (0.028)
ストレスによって精神的に病んでしまう人が発生した	0.176 *** (0.005)	0.175 *** (0.008)	0.151 *** (0.015)	0.193 *** (0.007)	0.185 *** (0.006)	0.193 *** (0.019)
勤続5年未満	0.013 ** (0.006)	0.019 * (0.011)	0.050 *** (0.018)	0.028 *** (0.009)	0.005 (0.009)	0.017 (0.026)
勤続5年以上10年未満	-0.008 (0.006)	0.009 (0.012)	0.032 (0.020)	0.027 *** (0.009)	0.008 (0.010)	0.034 (0.028)
サンプルサイズ	24,563	9358	1,882	14283	17,350	1648
疑似決定係数	0.2109	0.2466	0.3350	0.1961	0.2135	0.2606

出所：リクルートワークス研究所「全国就業実態パネル調査（第1～4回）」

対象：20～49歳の就業者（在学中の者を除く。また、農業、林業、漁業、鉱業は除く）

モデル1～4の制御変数：雇用期間の定め有無，学歴，婚姻状態，産業（大分類），企業規模，職業（大分類），調査年

モデル5，6の共変量：職場環境（表中「労働者の利益第業組織・手段が確保されていた」以外），勤続年数，雇用期間の定め有無，年齢（5歳階級），学歴，婚姻状態，産業（大分類），企業規模，職業（大分類），調査年

制御変数（共変量）の参照点：勤続10年以上，雇用期間の定め有，45～49歳，高校卒業者，配偶者なし，製造業，100～299人，事務従事者，2015年
表上段は限界効果，下段括弧内はクラスター構造に頑健な標準誤差を示す。有意水準：* $p < 0.1$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$

補論 4.3 容易に解雇できないことがハラスメントを発生させている可能性の検討

容易に解雇できないことが，自主的に離職させようとハラスメントを生じさせる可能性も考えられる。補表 4-2 モデル 1～4 では，労働市場の景況を示す指標として都道府県別，年別の会社都合の離職者数と有効求人倍率を説明変数に追加した。男性正社員を対象とした分析のみ会社都合の離職者数が増加するとハラスメント見聞確率が減少するとの結果が得られた。想定される正負とは逆であったが，10%水準であり限界効果も小さく，他のサブサンプルでは有意な結果が得られなかった。

補論 4.4 主観がハラスメント見聞確率に与える影響の検討

ハラスメント見聞が個人の主観によらざるを得ないことから，ハラスメント見聞が会社や職場への評価や見解によって影響を受けている可能性がある。そこで，個人の主観的な状況を加味した分析を実施した。前年の転職意向・活動状況を個人の会社に対する主観的な「距離感」とみなして，前年にハラスメントを見聞しておらず当年に離職していない者を対象とし，前年の転職意向・活動状況と当年のハラスメント見聞確率との関係を見た（補表 4-2 モデル 5～7）。計算が収束しなかった男性非正社員を除き，すべてのサブサンプルの分析結果において，転職意向が高く転職活動をしている者でハラスメント見聞確率が有意に高

まっていた。したがって、勤続する企業を離れようとする意思が強い層ほどハラスメントをより敏感にとらえやすい傾向はある。ただし、それらを加味しても、前述の職場環境の影響は引き続き有意に観察された。

なお、補表 4-2 において男性非正社員の分析が収束しなかった理由としては、他のサブサンプルよりもサンプルサイズが小さいことが原因と考えられる（サンプルサイズ：2059）。そこで、プロビットモデルの代替方法として線形確率モデルを行った（補表 4-3）。プロビットモデルで分析可能であった男性正社員、女性正社員、女性非正社員の確率線形モデルの結果は、プロビットモデルの結果とそれほど大きく異ならなかった。そのうえで、確率線形モデルの男性非正社員の結果をみると、前年の転職意向・活動状況はハラスメント見聞確率に影響を与えていなかった。

補表4-2 ハラスメント見聞の要因（プロビットモデル）							
モデル	1	2	3	4	5	6	7
被説明変数	ハラスメント を見聞した=1	ハラスメント を見聞した=1	ハラスメント を見聞した=1	ハラスメント を見聞した=1	翌年にハラスメント を見聞した=1	翌年にハラスメント を見聞した=1	翌年にハラスメント を見聞した=1
対象	男性正社員	男性非正社員	女性正社員	女性非正社員	男性正社員	女性正社員	女性非正社員
職場環境							
労働者の利益代表組織・手段が確保されていた	0.047 *** (0.005)	0.047 *** (0.014)	0.065 *** (0.009)	0.054 *** (0.009)	0.038 *** (0.006)	0.063 *** (0.010)	0.036 *** (0.011)
処理しきれないほどの仕事であふれていた	0.070 *** (0.004)	0.062 *** (0.010)	0.067 *** (0.007)	0.062 *** (0.007)	0.047 *** (0.005)	0.046 *** (0.008)	0.052 *** (0.009)
差別を見聞した	0.222 *** (0.006)	0.216 *** (0.012)	0.259 *** (0.009)	0.240 *** (0.008)	0.154 *** (0.008)	0.176 *** (0.012)	0.186 *** (0.012)
身体的な怪我を負う人が発生した	0.094 *** (0.005)	0.064 *** (0.012)	0.075 *** (0.009)	0.056 *** (0.008)	0.064 *** (0.007)	0.047 *** (0.011)	0.029 ** (0.012)
ストレスによって精神的に病んでしまう人が発生した	0.190 *** (0.004)	0.176 *** (0.010)	0.205 *** (0.006)	0.173 *** (0.006)	0.138 *** (0.005)	0.132 *** (0.008)	0.127 *** (0.009)
会社都合退職数（対数値）	-0.004 * (0.002)	0.006 (0.004)	0.003 (0.003)	-0.004 (0.003)	-0.003 (0.002)	0.000 (0.003)	-0.001 (0.004)
有効求人倍率	-0.017 (0.011)	0.012 (0.025)	-0.001 (0.018)	-0.003 (0.016)	0.017 (0.014)	0.037 * (0.020)	0.026 (0.019)
Ref：転職するつもりなし							
転職したい・活動している					0.04 *** (0.010)	0.039 ** (0.016)	0.028 ** (0.013)
転職したい・活動していない					0.029 *** (0.007)	0.051 *** (0.011)	0.015 (0.010)
いずれ転職したい					0.025 *** (0.006)	0.045 *** (0.009)	0.015 * (0.008)
サンプルサイズ	34643	5575	14837	14410	15887	7693	6678
疑似決定係数	0.2117	0.2552	0.2043	0.2047	0.1861	0.1780	0.1914

出所：リクルートワークス研究所「全国就業実態パネル調査（第1～4回）」

対象：20～49歳の就業者（在学中の者を除く。また、農業、林業、漁業、鉱業は除く）

モデル1～4の制御変数：雇用期間の定め有無、学歴、婚姻状態、産業（大分類）、企業規模、職業（大分類）、調査年

モデル5、6の共変数：職場環境（表中「労働者の利益

第業組織・手段が確保されていた」以外）、勤続年

制御変数（共変数）の参照点：勤続10年以上、雇用期間の定め有り、45～49歳、高校卒業者、配偶者なし、製造業、100～299人、事務従事者、2015年

表上段は限界効果、下段括弧内はクラスター構造に頑健な標準誤差を示す。有意水準：*p < 0.1, **p < 0.05, ***p < 0.01

補表4-3 ハラスメント見聞の要因（確率線形モデル）

モデル	1	2	3	4
被説明変数	翌年にハラスメント を見聞した=1	翌年にハラスメント を見聞した=1	翌年にハラスメント を見聞した=1	翌年にハラスメント を見聞した=1
対象	男性正社員	男性非正社員	女性正社員	女性非正社員
職場環境				
労働者の利益代表組織・手段が確保されていた	0.043 *** (0.008)	0.094 *** (0.033)	0.079 *** (0.014)	0.048 *** (0.016)
処理しきれないほどの仕事であふれていた	0.052 *** (0.006)	0.070 *** (0.021)	0.052 *** (0.010)	0.064 *** (0.012)
差別を見聞した	0.28 *** (0.017)	0.264 *** (0.041)	0.301 *** (0.023)	0.361 *** (0.027)
身体的な怪我を負う人が発生した	0.094 *** (0.011)	0.050 * (0.026)	0.068 *** (0.016)	0.046 ** (0.018)
ストレスによって精神的に病んでしまう人が発生した	0.209 *** (0.010)	0.210 *** (0.029)	0.189 *** (0.014)	0.201 *** (0.017)
会社都合退職数（対数値）	-0.003 (0.002)	0.005 (0.006)	0.001 (0.003)	-0.002 (0.004)
有効求人倍率	0.018 (0.014)	-0.014 (0.037)	0.036 * (0.021)	0.026 (0.020)
Ref：転職するつもりなし				
転職したい・活動している	0.043 *** (0.012)	0.012 (0.021)	0.042 ** (0.019)	0.028 * (0.015)
転職したい・活動していない	0.029 *** (0.009)	-0.017 (0.018)	0.054 *** (0.013)	0.014 (0.011)
いずれ転職したい	0.024 *** (0.006)	-0.022 (0.015)	0.044 *** (0.009)	0.013 (0.008)
サンプルサイズ	15892	2059	7693	6698
疑似決定係数	0.177	0.218	0.171	0.184

出所：リクルートワークス研究所「全国就業実態パネル調査（第1～4回）」

対象：20～49歳の就業者（在学中の者を除く。また、農業、林業、漁業、鉱業は除く）

モデル1～4の制御変数：雇用期間の定め有無、学歴、婚姻状態、産業（大分類）、企業規模、職業（大分類）、調査年
モデル5、6の共変量：職場環境（表中「労働者の利益

代表組織・手段が確保されていた」以外）、勤続年

制御変数（共変量）の参照点：勤続10年以上、雇用期間の定め有り、45～49歳、高校卒業者、配偶者なし、製造業、100～299人、事務従事者、2015年

表上段は限界効果、下段括弧内はクラスター構造に頑健な標準誤差を示す。有意水準：* $p < 0.1$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$

補論 4.5 ハラスメント見聞と直接被害の比較

JPSED では 2020 年追加調査のみ、ハラスメントの直接被害について聴取している。その結果を用いて本調査における見聞との差異を観察した（補表 4-4）。表 4-3 と同様の立式にて被説明変数を「(回答者) 自身がハラスメントを受けた」とした。主な相違点として、「(回答者) 自身がハラスメントを受けた」を被説明変数とした場合、「労働者の利益代表組織・手段が確保されていた」が有意に負の効果を示した（この比較は、2019 年に改正労働施策

総合推進法が成立したことを考慮して、2019 年のみを対象として行っている)。

表 4-3 では労働者間でのハラスメントに関する情報共有がハラスメントの見聞率を高める可能性を論じたが、追加的な分析結果は、そうした情報共有が直接的なハラスメント被害の抑止につながる可能性を示唆している。

補表4-4 ハラスメント見聞と直接被害の比較（2019年のみ、プロビットモデル）

モデル	1	2	3	4	5	6	7	8
被説明変数	ハラスメント を見聞した=1	ハラスメント を見聞した=1	ハラスメント を見聞した=1	ハラスメント を見聞した=1	自身がハラスメント を受けた=1	自身がハラスメント を受けた=1	自身がハラスメント を受けた=1	自身がハラスメント を受けた=1
対象	男性正社員	男性非正社員	女性正社員	女性非正社員	男性正社員	男性非正社員	女性正社員	女性非正社員
職場環境								
労働者の利益代表組織・手段が確保されていた	0.051 *** (0.012)	-0.023 (0.032)	0.092 *** (0.018)	0.049 *** (0.018)	-0.040 *** (0.012)	-0.060 * (0.035)	-0.016 (0.020)	-0.023 (0.021)
処理しきれないほどの仕事であふれていた	0.086 *** (0.010)	0.079 *** (0.023)	0.087 *** (0.014)	0.029 ** (0.014)	0.072 *** (0.010)	0.052 ** (0.025)	0.110 *** (0.014)	0.038 ** (0.016)
差別を見聞した	0.177 *** (0.016)	0.277 *** (0.029)	0.256 *** (0.021)	0.255 *** (0.018)	0.096 *** (0.016)	0.129 *** (0.035)	0.136 *** (0.021)	0.167 *** (0.019)
身体的な怪我を負う人が頻繁に発生した	0.065 *** (0.013)	0.095 *** (0.027)	0.100 *** (0.020)	0.115 *** (0.016)	0.025 * (0.013)	0.052 * (0.031)	0.061 *** (0.020)	0.039 ** (0.019)
ストレスによって精神的に病んでしまう人が発生した	0.204 *** (0.010)	0.119 *** (0.024)	0.223 *** (0.013)	0.192 *** (0.013)	0.138 *** (0.011)	0.152 *** (0.027)	0.161 *** (0.015)	0.123 *** (0.015)
勤続5年未満	-0.009 (0.013)	0.074 ** (0.037)	0.008 (0.018)	-0.019 (0.019)	0.024 * (0.013)	0.120 *** (0.037)	0.016 (0.018)	-0.000 (0.020)
勤続5年以上10年未満	-0.010 (0.014)	0.077 * (0.041)	-0.039 ** (0.020)	0.002 (0.021)	-0.010 (0.014)	0.057 (0.044)	-0.020 (0.019)	-0.037 (0.024)
20～24歳	-0.049 * (0.029)	-0.113 *** (0.040)	-0.060 ** (0.028)	-0.049 * (0.026)	-0.052 * (0.028)	-0.161 *** (0.047)	-0.050 * (0.029)	-0.058 ** (0.028)
25～29歳	-0.035 (0.021)	-0.128 *** (0.036)	-0.011 (0.025)	-0.037 * (0.022)	-0.065 *** (0.021)	-0.172 *** (0.042)	0.008 (0.025)	-0.051 ** (0.023)
30～34歳	-0.025 (0.016)	-0.075 ** (0.031)	-0.012 (0.023)	-0.010 (0.018)	-0.043 *** (0.016)	-0.056 * (0.033)	0.015 (0.023)	0.007 (0.020)
35～39歳	-0.011 (0.014)	-0.018 (0.031)	0.004 (0.022)	-0.040 ** (0.018)	-0.028 ** (0.014)	-0.023 (0.034)	-0.002 (0.022)	-0.015 (0.019)
40～44歳	-0.009 (0.013)	-0.041 (0.030)	-0.021 (0.022)	-0.014 (0.017)	-0.004 (0.013)	-0.071 ** (0.034)	0.011 (0.022)	0.009 (0.018)
サンプルサイズ	6079	985	3277	3129	6079	1012	3273	3133
疑似決定係数	0.1747	0.3156	0.2245	0.2516	0.0796	0.175	0.1214	0.1048

出所：リクルートワークス研究所「全国就業実態パネル調査（第5回）」
 対象：2019年12月時点（第5回調査）で20～49歳の雇用労働者（卒業者であり、農業、林業、漁業、鉱業を除く）
 制御変数：雇用期間の定め有無、学歴、婚姻状態、産業（大分類）、企業規模、職業（大分類）
 制御変数の参照点：勤続10年以上、雇用期間の定め有り、45～49歳、高校卒業者、配偶者なし、製造業、100～299人、事務従事者
 表上段は限界効果、下段括弧内はクラスター構造に頑健な標準誤差を示す。有意水準：*p < 0.1, **p < 0.05, ***p < 0.01

第5章 まとめと今後の課題

5.1 各章の要約

第2章では、2010年代に広がってきた雇用形態の多様化に着目し、雇用形態別の処遇と雇用形態間の移動について、JPSEDを用いて実証分析した。雇用形態の分類にあたっては雇用契約期間、労働時間、職場呼称による8類型に区分した。結果として、呼称正社員の賃金水準が高いとの既存研究での指摘を確認したほか、賃金以外でも厚く処遇されていることが確認された。また、構成割合としては少数であるものの、無期短時間正社員が有利な処遇にあることを発見した。

第3章では、女性の企業内正社員転換の可能性について分析した。非正社員として入職する際の時間あたり賃金は、入職から短期間での正社員転換に強く関係することを発見した。さらに、勤続1年未満の女性非正社員のみを対象とし、入職時の賃金プレミアムの大きさを試論的に推定した。分析上の一定の留保が置かれるものの、入職から2年以内に正社員転換する非正社員には、そうでない非正社員と比較して、3割程度の賃金プレミアムが設定されており、そのうち8~9割程度が属性やその他の処遇では説明されない。一連の結果より、入職時に正社員並みの労働供給が期待される一部の者については、非正社員としての就業が試用期間的な位置づけとなっている可能性が見出された。

第4章では、ハラスメント見聞・被害と職場環境との関係、ハラスメント見聞が離職や精神状態に及ぼす影響、直接的な被害が転職後の再被害に及ぼす影響について分析した。JPSEDを用いた分析から、次の点が示唆された。すなわち、ストレス過多、管理職による職場管理が行き届いていない、安全管理がなされていない等、劣悪な労働環境下ほどハラスメントが見聞される。また、ハラスメントの見聞は、勤続の短い者の離職率を高め、中長期勤続者を中心に精神状態を悪化させる傾向が観察された。さらに、個別効果を除いた分析からは、ハラスメント見聞が特に男性正社員に影響するとの結果を得た。加えて、長期的なハラスメント見聞は、より強く離職や精神状態の悪化につながり、男性正社員以外の幅広い層でも影響が観察された。「職場内の人間関係と問題解決に関するアンケート」を用いた分析では、パワーハラスメントの直接的な被害の状況を分析した。上司と部下のコミュニケーションが少ない、失敗が許されない環境では被害が発生しやすい傾向があり、同僚同士のコミュニケーションが適度に保たれている場合には発生しにくい傾向にある。最後に、ハラスメント被害が原因で離職した者の再就職後におけるパワーハラスメント被害について分析した。その結果、前の勤務先を勤続5年未満で離職した者や、再就職までの期間が長い男性は再被害に遭う可能性が高いこと等が見出された。

5.2 政策的含意

ここでは、本論文の分析結果から考えられる若干の政策的含意について記載する。もっと

も、政策は一研究によって導かれるべきものではなく、多くの研究蓄積を以ってはじめて紡ぎ出されるものであることは言うまでもない。

第2章では、2010年代後半時点において短時間正社員の広がりは限定的であることが示された。育成した人材を長期勤続につなげ、労働力の安定的確保するための方策として、より広範な活用が検討されてもよいかもしれない。

第3章では、正規・非正規雇用間での職務の相違についての分析が十分でなく、同一事業所内での正規・非正規間での比較を行っているわけではない点など今後の課題を残すものの、比較的短期間で正規雇用へ転換した者であっても非正規雇用時の賃金水準が同じ勤続年の正規雇用と比較して低くなっていることが示唆された。島貫（2018）によれば、正規・非正規間で異なる賃金決定要素を設定する事業所では、同じ賃金決定要素を適用する事業所よりも、正規雇用と同じ業務に従事する非正規雇用の賃金水準が正規雇用の賃金水準を大きく下回る傾向にある。

他方、2018年に働き方改革関連法（正式名称「働き方改革を推進するための関係法律の整備に関する法律」）が成立し、非正規雇用への不合理な待遇を禁止する「同一労働同一賃金」が法制化された。雇用形態間の処遇差の是正にあたっては、パートタイム・有期労働法8条、9条や労働契約法20条が短時間労働や有期契約に従事する労働者の処遇において不合理な待遇の禁止や差別的取り扱いを禁止している。これらは客観的な労働条件をもとにした規制である。

働き方改革関連法については、正規・非正規雇用間の処遇差の緩和に向けた政治的スローガンとして評価できる一方で、現行法のもとでは正規・非正規の賃金体系を揃えることが求められているわけでない以上、均等・均衡待遇の確保には限界があるとの指摘がある（たとえば、島田 2018）。

本研究の分析結果や島貫（2018）を踏まえると、企業が客観的な労働条件において同一の労働者を同一の処遇体系に置くよう促す制度設計が求められる。この点、「キャリアアップ助成金制度」における「正社員化コース」や「賃金規定等共通化コース」は、非正規雇用を正規転換するか、非正規雇用のままであっても処遇差を縮めるかといった差異がみられるものの、賃金規定を共通化することに対し助成がなされるものとなっており、上記の提案の方向性と合致している。

「正社員化コース」においては、日本の正規雇用の特徴である長期雇用を前提とし、無期雇用契約であること、直接雇用であること、無限定性を有していること、フルタイム労働であること、「賞与または退職金制度」の実施および「昇給」の実施がなされていることを条件に

助成がなされており⁶¹、正社員転換可能性を広げるものと考えられる⁶²。「賃金規定等共通化コース」は、非正規雇用と正規雇用に共通の賃金規定等を作成し適用することに対して助成がなされる。

さらに、第3章においては、入職時点における使用者から労働者への期待としての賃金の高さが、正社員への登用につながっている可能性が示された。非正社員には、そもそも正社員への登用を望んでいない（非正社員としての就業継続を望む）者が存在する。その点を十分に考慮する必要があるものの、次に示される結果は、入職時の労働供給を制約する要因を政策的に除くことによって、正社員としての就業を望む者に対してその機会を広げることができる可能性を示すものである。

第一に、第3章本論において正社員転換の可能性の高い非正社員にはそうでない非正社員に対して3割程度の賃金プレミアムを設定していたが、このプレミアムを加えられることで非正社員は正社員と同等の賃金水準となる。第二に、この賃金プレミアムは週30時間以上で働く非正社員に対して支払われていることが示された。また、補論3.4においても週30時間以上で働く場合、不本意非正社員であることが翌年の正社員への転換確率を高めるが、週30時間未満で働く場合には不本意非正社員であることは正社員転換にはつながっていない。これらの結果から、使用者が非正社員に対して期待をかける条件として、少なくとも労働時間の長さが重要な要素となっている。

その一方で、日本の両立支援としての保育政策を論じた山口（2019）によれば、日本の保育サービスにおいては、無業あるいは短時間勤務の者よりも既にフルタイムとして働いている者が優先してサービスを受けられるため、結果として保育サービスが女性の追加的な労働参加にはつながっていない。これらの点を踏まえれば、すでに結ばれている労働契約（労働時間の長さ）によって保育サービスの支給やその長さを決定するというあり方は改められる余地があるだろう。

第4章におけるハラスメントの分析からは、「ストレス過多、管理職による職場管理が行き届いていない、安全管理がなされていない」もとでのハラスメント見聞確率の上昇、ある

⁶¹ 具体的には次のイ～ホに掲げられる項目を満たす労働者が正規雇用労働者と定義される。（イ）期間の定めのない労働契約を締結している労働者であること。（ロ）派遣労働者として雇用されている者でないこと。（ハ）同一の事業主に雇用される通常の労働者と比べ勤務地または職務が限定されていないこと。（ニ）所定労働時間が同一の事業主に雇用される通常の労働者の所定労働時間と同じ労働者であること（就業規則または労働協約に規定する通常の労働者の所定労働時間が明確ではない場合、他の通常の労働者と比べて所定労働時間が同等であること）。（ホ）同一の事業主に雇用される通常の労働者に適用される就業規則等に、長期雇用を前提として「賞与または退職金制度」の実施および「昇給」の実施が規定され、当該規定が適用されている労働者であること。

⁶² 第2章の含意からは、条件のひとつとなっている無限定性の条件（脚注60の条件（ハ））が適切なものは検討の余地がある。

いは「上司と部下のコミュニケーションが少ない、失敗が許されない環境」下でのパワーハラスメント被害に遭いやすい傾向がみられた。それらは先行研究と同様に、各人に対してストレスがかかり組織的な秩序の取れていない職場環境においてパワーハラスメントが生じ易いことを示すものである。

この点についてはすでに、「労働施策総合推進法」の「指針」において、「取組を行うことが望ましい」ものとして「コミュニケーションの活性化や円滑化のために必要な取組」や「過度に肉体的・精神的負荷を強いるような職場環境」を改善することとして盛り込まれている（第4章がきっかけになったということでは無論なく、第4章の結果から想定される対処がすでに政策的に展開されていることを意味している）。

また、一度ハラスメントを受けて離職したのちに、転職先においてもパワーハラスメント被害を受ける傾向にあるとの結果は、ハラスメント被害により離職を余儀なくされた場合、そうした被害に遭わないような職場への転職が必ずしも容易でないことを示す。一つの方策として、求職活動中にカウンセリングや相談等のサービスが受けられるよう整備することも考えられる。さらには、ハラスメント被害についての相談件数が非常に多いことや日本では人間関係を理由とした離職が多いことを鑑み、自己都合退職であって失業保険給付の受給期間や要件を緩和することも検討に値するかもしれない。

ただ、ハラスメント再被害の可能性が、単に個人の特性や職場環境によって生じているのではなく、ハラスメントが発生しやすい環境から転職するだけでは脱しづらい要因があるとするれば、企業への政策的な働きかけも重要となってくる。この点に関する検討の余地は次節にて論じる。

5.3 本論文の限界と今後の研究課題

まず、第2章から第4章まで共通する課題として、扱っているデータが個人調査のみによる点が挙げられる。結果を解釈するにあたっては、所属する企業や事業所の特性を加味することで議論が深まる箇所も存在したが、本論文においては十分に対応できない点もあった。また、回答の一部は個人の認識に依らざるを得ない点も存在した。

第2章においては、広義の非正規雇用から狭義の正規雇用への企業内転換を論じた。神林(2015)で指摘されているように、正規雇用への転換を誰もが望んでいるわけではなく、正規雇用としての働き方を望む層の多寡は各雇用形態によって異なると推測される。その意味で、各雇用形態間での移動を論じるにあたっては、その移動に対して労働供給側、労働需要側それぞれの意思決定がどの程度介在しているのかを論じていくことが課題となる。また、分析上においても短時間勤務者の時間あたり賃金を過大評価している可能性など改善すべき点が存在する。

第3章では、一階差分モデルの分析において有意な結果が得られなかったことの原因究明や Blinder-Oaxaca 分解の分析における同時性の問題など、分析上の課題として克服できていない箇所が少なからず存在する。

また、非正社員として入職した時点での賃金水準を使用者から労働者に対する期待として捉えているが、具体的なタスク内容までは議論できていない。補論 3.5 においては、タスク内容が正規転換確率を高めるか、賃金プレミアムにも反映されているかを分析したが、明確な影響は観察されなかった。ただ、JPSED で尋ねられているタスクは「繰り返し同じことをする／その都度違うことをする」、「体を動かす／頭を使う」、「一人です／ほかの人と一緒にする」に限られる。同じ事業所で正規雇用が担っているタスクを基準として、正規転換可能性の高い非正規雇用が担っているタスクがどの程度近いのかを含めてスクリーニングの効果を分析する必要がある。

さらに、第 3 章の結果は非正規雇用募集時の求人票の内容がシグナリングとなって分離均衡を生じさせる可能性を示唆する。たとえば、求人票での正社員転換や登用の可能性、時間あたり賃金の情報と入職後に正社員転換がなされたか否かを調べることで、経済厚生を高める求人・求職のマッチングについて、新たな視点が得られるかもしれない。

加えて、前節において論じた「キャリアアップ助成金」は正規・非正規の処遇差に対し直接的に作用する政策として機能しているが、2010 年代に入って以降、間接的に正規・非正規雇用間の位置づけを変容させる可能性のある労働政策もみられてきた。

たとえば、最低賃金は 2007 年の最低賃金法の改正による生活保護との乖離解消、さらには 2010 年代の継続的な 3% 程度の引き上げによって 2023 年 10 月時点で全国加重平均 1004 円となった。最低賃金の引き上げは法的な強制力をもって賃金の底上げを図るものであるが、2016 年以降に社会保険の適用範囲が拡大されてきたことと組み合わせることで非正規雇用の処遇が大きく改善する可能性がある。具体的には、週労働時間 20 時間以上、月額 8.8 万円以上の場合に社会保険加入が義務付けられるが⁶³、これは時間あたり賃金 1023 円以上で就業すると自動的に満たされる。2023 年 10 月時点で 6 都府県の最低賃金がこの水準を上回っている。

社会保険が適用されないよう週 20 時間未満に就業調整が行われる可能性もあるが、労働市場の需給状況によっては、新たな採用が難しいことも踏まえて積極的に社会保険に加入する流れも否定されない。こうした、政策的な転換や労働市場の動向が、正規・非正規雇用の相対的な関係に影響を及ぼすことにもみていく必要がある。

第 4 章で扱ったハラスメントに関する研究は、経済学において未だ蓄積が少ない状況にある。社会的な問題の大きさから考えれば、今後ますます蓄積されるべき研究課題である一方で、個人を対象にした調査のみならず企業・事業所を対象とした調査からも研究がなされる必要がある。

転職を経てもなおハラスメント被害に遭うとの事象を説明する際、短期勤続者が転職を経ても被害に遭うことについては負のシグナルが存在する可能性を、男女間で離職期間の影響が異なることについては性別役割分業を用いた解釈をした。該当部分の分析はクロス

⁶³ ほかに、2 か月を超える雇用の見込みがあること、学生でないことが条件とされる。

セクションデータによる回帰分析から導かれたものであり、そうした解釈が妥当であるかは、異なるデータや多角的な分析により今後検証されるべき点である。

最後に、ハラスメントが発生しやすい環境から脱しづらい要因として、労働市場に分断が大きく影響を及ぼしている可能性も考えられる。労働市場の二重構造については Dickens and Lang (1985), 石川・出島 (1994), 鈴木 (2018) など賃金の面からの分析がなされてきたが、ハラスメントが発生しやすい企業群とそうでない企業群で分断が存在するのか、存在するとすればどのような構成や特徴を有しているのかといったことを把握することもまた今後の重要な研究課題となるだろう。

参考文献

- 神林龍 (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』Vol. 66(1), pp. 19-34.
- 島田裕子 (2018)「パートタイム・有期労働法の制定・改正の内容と課題」『日本労働研究雑誌』, No. 701, pp. 17-29.
- 島貫智行 (2018)「正社員と非正社員の賃金格差—人事管理論からの検討」『日本労働研究雑誌』, No. 701, pp. 52-66.
- 鈴木恭子 (2018)「労働市場の潜在構造と雇用形態が賃金に与える影響—Finite Mixture Model を用いた潜在クラス分析」『日本労働研究雑誌』No.698, pp. 73-89.
- 山口慎太郎 (2019)「保育政策の意図せざる帰結」『日本労働研究雑誌』No. 707, pp. 21-3.
- Dickens, W. T., and K. Lang (1985) “A Test of Dual Labor Market Theory,” *American Economic Review*, 75 (4), pp. 792- 805.

謝辞

修士課程より多大なご指導を賜りました、玄田有史教授に深謝いたします。玄田有史教授には、学術的なご指導に加え、本当に多くの学びの機会を賜りました。

本論文を執筆するにあたりまして、太田聰一教授（慶應義塾大学）、川口大司教授、神林龍教授（武蔵大学）、近藤絢子教授には、大変多くのご指摘を賜りました。深く御礼申し上げます。

大学院在学中には、佐口和郎名誉教授、大沢真理名誉教授にご指導賜りました。厚く御礼申し上げます。

特任研究員として従事しました、中央大学大学院戦略経営研究科ワーク・ライフ・バランス & 多様性推進・研究プロジェクトにおきましては、佐藤博樹名誉教授、武石恵美子教授（法政大学）、池田心豪氏（独立行政法人労働政策研究・研修機構）、石原直子氏（はたらく AI&DX 研究所）、坂爪洋美教授（法政大学）、高崎美佐講師（お茶の水女子大学）、高村静准教授（中央大学大学院）、高見具広氏（独立行政法人労働政策研究・研修機構）、松浦民恵教授（法政大学）、矢島洋子氏（三菱 UFJ リサーチ & コンサルティング株式会社）の皆様より、ご指導賜りました。御礼申し上げます。

政策研究大学院大学でのインターンにおきましては、黒田昌裕名誉教授（慶應義塾大学）、宮内環氏（慶應義塾大学）、佐々木達郎氏（政策研究大学院大学）、坂平文博准教授（大阪工業大学）より、研究会にてたくさんのコメントを頂戴いたしました。感謝申し上げます。

参与として従事した厚生労働省労働基準局賃金課におきましては、最低賃金に関する業務のなかで課の皆様より非常に大きな学びを頂きました。感謝申し上げます。

第2章から第4章の各章のもととなった3本の査読論文におきましては、匿名の査読者と編集委員会からの貴重なコメントを頂戴しました。感謝申し上げます。

本研究の各章は、リクルートワークス研究所『全国就業実態パネル調査』をもとに分析しました。調査の設計からデータの構築まで携わられた、萩原牧子氏はじめ、リクルートワークス研究所の皆様には大変お世話になりました。厚く御礼申し上げます。

最後に、これまで本当に長きにわたって勉学することを支えてくれた父と母、研究に時間をかけることを許してくれた妻に感謝いたします。