

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

小前 和智

(リクルートワークス研究所研究員・アナリスト)

本研究は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。リクルートワークス研究所「全国就業実態パネル調査」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確率を高め、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い出された。【キーワード 労働問題一般、人事労務一般、労働移動】

目次

- I はじめに
- II 先行研究
- III ハラスメントの見聞と離職の関係
- IV ハラスメント被害とその後
- V 考察——性別による影響の相違
- VI 結びに代えて

I 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。Ⅱではパワーハラスメントを中心に先行文献を整理する。Ⅲ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」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生かし、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。Ⅳ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。Ⅴでは、ⅢとⅣで得られた結果の解釈を行い、Ⅵで要約と今後の展望を述べる。

Ⅱ 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¹⁾を中心に文献を整理する²⁾。

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かに分かれる(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, Seigne and Randall(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。たとえば、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'Connell, Calvert and Watson (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%にとどまった。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 (Schwickerath 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生かし、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。

III ハラスメントの見聞と離職の関係

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³⁾、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

表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

注：1) 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）

2) 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%）

3) 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）

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）』

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した」と判断して分析を行う。表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した」者の割合である。表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。

Ⅲでは「(職場で) ハラスメントを見聞した」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生かし、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Ⅳにて論じる。

2 ハラスメント見聞と職場環境

本項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し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した場合、正社員では45.1%が、非正社員では34.4%が翌年もハラスメ

表2 記述統計

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～公務	26.3	22.4	19.9	20.7
職業	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	

注：1) 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）

2) 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

3) 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

4) 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。

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）」

表3 ハラスメント見聞の要因（プロビットモデル）

モデル	プロビットモデル				傾向スコアマッチング	
	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	
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
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)		
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	—	—

注：1）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）

2）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

3）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

4）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

5）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

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）」

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⁵⁾。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⁶⁾）。

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。

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。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1では20歳代女性正社員の見聞率が高かったが、表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。

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（表は省略）。表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。

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である。パネルA（モデル1～4）は（理由にかかわらず）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

表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

注：1) 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）

2) 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

3) 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

4) 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

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）」

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」⁷⁾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7)、「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3)。表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3と同様の可能性は否定できない。表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。

表4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 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

表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							
前年のハラスメント見聞の有無	—							
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							
前年のハラスメント見聞の有無	—							
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							
前年のハラスメント見聞の有無	—							
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*** (0.476)	1.649* (0.419)	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

注: 1) 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)

2) 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)

3) 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

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)」

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パネルBに対応)、前年のハラスメント見聞の条件づ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的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。

IV ハラスメント被害とその後

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⁸⁾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、Ⅲ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⁹⁾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¹⁰⁾。「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6には記述統計として、所属する部門、ビッグファイブ¹¹⁾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「どちらかというにあてはまる」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

表6 記述統計

	男性	女性	総数		男性	女性	総数
部門（単一回答，%）				ハラスメントを受けて取った行動（複数回答，%）			
事務・管理部門	21.8	44.9	31.8	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
企画・開発部門	8.9	3.3	6.5	社内の人事部・人事担当以外の相談窓口 に相談した	2.2	1.3	1.8
研究・分析部門	5.2	2.0	3.8	会社・団体が用意した社外の相談窓口 に相談した	0.8	1.8	1.2
営業・販売部門	16.9	15.5	16.3	職場の管理職に相談した	5.2	9.4	7.1
輸送・流通部門	6.1	1.1	3.9	管理職以外の職場の上司・先輩に相談した	5.7	8.8	7.1
生産・製造部門	16.0	5.7	11.5	職場の同僚に相談した（後輩を含む）	6.4	13.1	9.3
サービス・相談部門	9.8	10.7	10.2	職場以外と同じ会社・団体の先輩に相談 した	0.7	1.1	0.9
その他の部門	15.4	16.9	16.0	職場以外と同じ会社・団体の同僚に相談 した	0.7	1.1	0.9
総数	100	100	100	労働組合に相談した	1.0	0.9	1.0
ビッグファイブ（平均スコア） ¹⁾				公的な機関に相談した	1.0	0.9	1.0
外向性	8.5	7.9	8.2	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
協調性	9.3	9.4	9.3	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
誠実性	8.1	7.9	8.0	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
情緒安定性	7.9	7.4	7.7	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
開放性	8.2	8.6	8.4	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
職場環境 ²⁾ （%）				転職や独立の準備をした	2.5	4.6	3.4
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	その他の行動	1.0	3.5	2.1
同僚同士のコミュニケーションが少ない	26.0	24.7	25.4	何もしなかった（していない）	43.6	24.6	33.8
いつも仕事があふれている	50.9	51.6	51.2	何もしなかった理由（複数回答，%）			
失敗が許されない／失敗への許容度が低い	40.6	43.5	41.9	何をしても解決にならないと思ったから	63.3	63.8	63.5
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	自分にも非があるように感じたから	12.2	13.8	12.8
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	自分に職務上不利益が生じると思ったから	19.4	10.3	16.0
従業員同士は干渉し合わない	27.3	32.0	29.3	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
採用や退職、人事異動で人の出入りが多い	37.3	46.8	41.4	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
男性に比べて女性の社員の割合が少ない	61.7	32.6	49.1	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
現在の職場でのハラスメント被害 ³⁾ （%）				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
パワーハラスメント	34.7	39.2	36.7	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
セクシュアルハラスメント	12.0	24.3	17.3	その他 具体的に：	3.1	1.7	2.6
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				

注：1) 対象：正社員（農業，林業，漁業，鉱業を除く）

2) 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。

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

4) 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。

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」

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。

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。Ⅲ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, Seigne and Randall 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7は、現在の職場においてパワーハラスメント¹²⁾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。

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

表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

注：1) 対象：正社員（農業、林業、漁業、鉱業を除く）

2) 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

3) 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

4) 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

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」

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¹³⁾。

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

表 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	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で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)
× 前の勤務先勤続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

注：1) 対象：転職経験を有する者 (現職正社員)

2) 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

3) 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

4) 被説明変数の参照点：翌年に同一企業にて就業継続

5) 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

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」

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。

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¹⁴⁾と離職可能性¹⁵⁾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としても¹⁶⁾、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¹⁷⁾。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、Vで改めて考察する。

V 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ことも考えることができる。また、表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、性別役割分業がかか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¹⁸⁾。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る要素をより多く考慮したうえでの検証が必要である。

VI 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とどまらず、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。

謝辞 本研究は、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センター SSJ データアーカイブから「全国就業実態パネル調査（リクルートワークス研究所）」の個票データの提供を受けました。本稿の作成にあたりご指導を賜りました東京大学社会科学研究所 玄田有史教授に深謝いたします。また、日ごろのご指導に加え、後半の分析においては貴重なデータセットを使用させていただきました。重ねて感謝申し上げます。査読過程において、レフェリー各氏のご指摘により分析を深めることができました。この場をお借りし、御礼申し上げます。

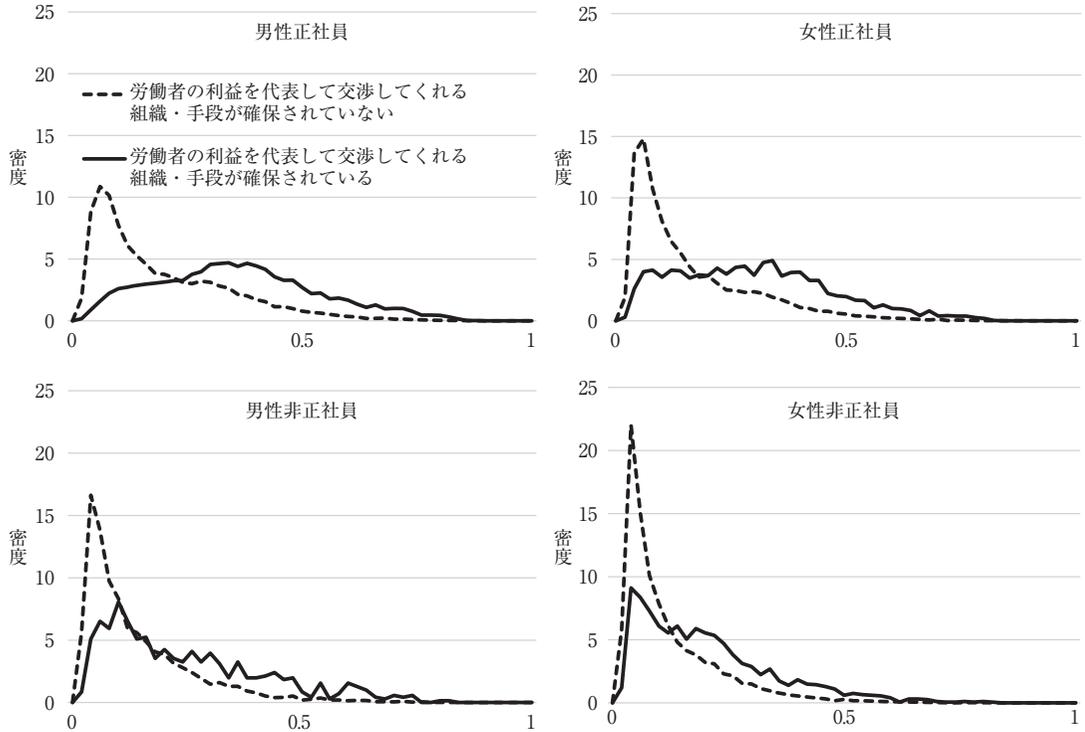
- 1) パワーハラスメントは和製英語ということもあり、海外文献を検索するにあたっては“abuse”, “bully”, “mob”とその派生語などをキーワードとして使用した。本論文での記載は「パワーハラスメント」で統一した。なお、ハラスメントに関する文献として Einarsen et al. (2020) は相当な範囲を網羅しており、本文献調査において活用した。
- 2) ハラスメントと括ってしまうと膨大な量となることを考慮し、後半部分の主な分析対象となるパワーハラスメントに焦点をあてることとした。
- 3) 具体的には、性別、年齢階級、雇用形態によって分けられる表1の24区分(=6×4)のセルに対してカイ二乗検定(自由度15)を実施した。
- 4) 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。
- 5) 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。
- 6) 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・手段の整備状況と関連している企業の雇用慣行によって生じていると考えている。
- 7) 「精神状態が悪い」(タミー変数)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。
- 8) 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」(2017-2019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。
- 9) 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。
- 10) 「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。
- 11) 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。
- 12) 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。
- 13) 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。
- 14) 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。
- 15) 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。
- 16) 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。

- 17) 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。
- 18) 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カ月で現在の勤務先に入職しており、女性の平均6.9カ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カ月に対して女性3.8カ月であり、男性の離職期間の方が短い。

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.
- (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』66巻1号, 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) 「良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. and Härtel, C. E. J. (2003) "Workplace Conflict, Bullying, and Counterproductive Behaviors," *International Journal of Organizational Analysis*, Vol. 11, No. 4, pp. 283-301.
- Baillien, E., Neyens, I. and 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*, Vol. 13, No. 2, pp. 132-146.
- Berthelsen, M., Skogstad, A., Lau, B. and 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*, Vol. 32, No. 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*, Vol. 9, No. 3, pp. 335-349.
- Einarsen, S., Hoel, H., Zaph, D. and Cooper, C. L. (2020) *Bullying and Harassment in the Workplace: Developments in Theory, Research and Practice*, 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 Psychology*, Vol. 4, No. 4, pp. 381-401.
- Gibbons, R. and Katz, L. F. (1991) "Layoffs and Lemons," *Journal of Labor Economics*, Vol. 9, No. 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*, Vol. 48, No. 4, 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*, Vol. 21, No. 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*, Vol. 49, pp. 84-94.
- Kivimäki, M., Elovainio, M. and Vahtera, J. (2000) "Workplace Bullying and Sickness Absence in Hospital Staff," *Occupational and Environmental Medicine*, Vol. 57, No. 10, pp. 656-660.
- Kivimäki, M., Virtanen, M., Vartiainen, M., Elovainio, M. and Vahtera, J. (2003) "Workplace Bullying and the Risk of Cardiovascular Disease and Depression," *Occupational and Environmental Medicine*, Vol. 60, No. 10, pp. 779-783.
- Leymann, H. (1996) "The Content and Development of Mobbing at Work," *European Journal of Work and Organizational Psychology*, Vol. 5, No. 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*, Vol. 49, No. 1, pp. 59-68.
- Mikkelsen, E. G., Hansen Å. 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. and Cooper, C. L. *Bullying and Harassment in the Workplace: Theory, Research and Practice*, CRC Press.
- Nielsen, M. B. and Einarsen, S. (2012) "Outcomes of Exposure to Workplace Bullying: A Meta-analytic Review," *Work and Stress*, Vol. 26, No. 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 and Applied Social Psychology*, Vol. 7, No. 3, pp. 199-208.
- Schwickerath, J. and Zaph, D. (2011) "Inpatient Treatment of Bullying Victims," in Einarsen, S., Hoel, H., Zaph, D. and Cooper, C. L., *Bullying and Harassment in the Workplace: Developments in Theory, Research and Practice*, 2nd Edition, CRC Press.
- Zimmerman, R. D. (2008) "Understanding the Impact of Personality Traits on Individuals' Turnover Decisions: A Meta-Analytic Path Model," *Personnel Psychology*, Vol. 61, No. 2, pp. 309-348.

補図 傾向スコア（推定値）の分布



注：1) 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）

2) 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。

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）」

〈投稿受付 2021年1月29日，採択決定 2022年7月25日〉

こまえ・かずとも リクルートワークス研究所 研究員・アナリスト，東京大学大学院 経済学研究科博士後期課程。主な論文に「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（玄田有史氏との共著，2020年）。労働経済学専攻。