

職場におけるメンタルヘルス風土と 労働者の援助要請およびメンタルヘルスの実態¹

前川由未子¹⁾ 金井篤子²⁾

問題と目的

労働者の well-being を守るために、職場におけるメンタルヘルス対策は必須の課題である。職場には、労働時間や仕事量、裁量権の不足、人間関係など、数々のストレス要因が存在しており、それらが適切に対処されない場合、抑うつや様々な疾病を引き起こすといわれている (Michie & Williams, 2003)。また、自殺や休職といった職場ストレスによる問題は大きな経済損失を生み、これはアジアや欧米など世界各国で問題となっている (Hu, He, Zhang, & Chen, 2007; Kessler, Aguilar-Gaxiola, Alonso, Chatterji, Lee, Orme, Ustün, & Wang, 2009)。日本では、労働者のうち 60% 以上が仕事や職業生活に関する強い不安、悩み、ストレスを抱えており、精神不調による休職や労災請求は近年大幅な増加を見せている (井上, 2007; 厚生労働省, 2013)。また、自殺やうつによる損失は、年間約 2兆 7千億円にもものぼることが明らかにされている (金子・佐藤, 2010)。したがって、職場のメンタルヘルス対策は、労働者の健康だけでなく、経済的視点からしても重要な課題といえる。

こうした問題に対し、企業自身がメンタルヘルス対策に取り組み、治療的介入を行うことは、それにかかるコストを差し引いた上でも有効であることが明らかにされている (Iijima, Yokoyama, Kitamura, Fukuda, & Inaba, 2013; Kessler, et al., 2009)。日本でも、平成 12年に厚生労働省が「事業場における労働者のこころの健康づくりの指針」を策定し、平成 18年にはそれを義務指針として定めた。さらに、平成 27年 12月からは、従業員 50名以上の事業所においてストレスチェックが義務化されるなど、職場におけるメンタルヘルス対策が積極的に進められている。こうした取り組みに伴い、メンタルヘルス対策に取り組む事業所は、2007年から 2012年の 5年間

で 33.6% から 47.2% に増加し、一定の改善を見せている (厚生労働省, 2013)。

しかし、こうした取り組みの一方で、労働者によるメンタルヘルスサービスの利用率は非常に低いのが現状である。厚生労働省 (2013) によると、2007年から 2012年のメンタルヘルス対策の改善に反して、産業医やカウンセラーといった専門家へ相談したことのある労働者の割合は 5% 未満の低い水準で推移しており、仕事に関する強い不安、悩み、ストレスを抱える割合も 2007年の 59.2% から 2012年の 60.1% と全く改善されていない。こうした現象は世界でも一貫して報告されており、抑うつなどの精神的な問題を抱えている人の大多数が適切な治療やケアを受けていないことが明らかになっている (Chong, Abidin, Sherbourne, Vaingankar, Heng, Yap, & Subramaniam, 2012; Kessler & Üstün, 2008; Kohn, Saxena, Levav, & Saraceno, 2004)。特に労働者は、非労働者に比べてメンタルヘルスサービスの利用率が低いことも示されている (Mack, Jacobi, Gerschler, Strehle, Höfler, Busch, Maske, Hapke, Seiffert, Gaebel, Zielasek, Maier, & Wittchen, 2014)。すなわち、多くの労働者がメンタルヘルスケアのニーズを抱えていながらも専門的なケアを受けていないのであり、そうした現象は企業の取り組みによっても改善され難いことが示唆されている。

援助要請 (help-seeking) とは、他者に対して支援、情報、助言、サポートを求めることであり (Hofman, Lei, & Grant, 2009)、特にメンタルヘルスの領域においては、「メンタルヘルスの専門家あるいは他の公的、私的サービスに対して情緒的行動的問題の解決のために援助を求めること」と定義されている (Srebnik, Cauce, & Baydar, 1996)。援助要請に影響を与える要因については、これまで数多くの研究がなされており、「問題の性質」、「心理的要因」、「社会的要因」、「デモグラフィック要因」の 4つに大別される数々の要因があることが明ら

1) 名古屋大学大学院教育発達科学研究科博士課程 (後期課程) (指導教員: 金井篤子教授)

2) 名古屋大学大学院教育発達科学研究科

1 本研究の一部は、日本心理臨床学会第 33 回秋季大会 (2014) にて発表された。

かにされている (Rothi & Leavevy, 2006)。メンタルヘルスケアを必要とする労働者がそれを利用し、心身の健康を取り戻すためには、専門的ケアに対する援助要請を促進する必要があるといえる。

職場をはじめとする組織や集団における援助要請については、集団内の規範や相互関係といった社会的要因が特に重要であることが示されている (Edmondson, 2004)。たとえば Lee (1997) は、組織に属する個人の援助要請には、その組織の規範が強く影響することを明らかにしている。規範はその集団における望ましい、あるいは望ましくない行動を規定するともいわれており (Orlikowski, 1992; Sorensen, Pechacek, & Pallonen, 1986)、組織に所属する個人の行動を理解するためには考慮すべき要因といえる。ただし、このような社会的要因は客観的事実だけでなく、それを個人がいかに認識しているかが重要であることが示唆されている。たとえば田尾 (1991) は、組織の規範や風土は、組織の特性をメンバー個人が認知することで、その累積として形成されると提言している。また、Rijt, Bossche, Wiel, Maeyer, Gijsselaers, & Segers (2013) は、援助提供者の専門性やアクセス、信頼性についての労働者の評価が援助要請に影響することを示した。さらに、サポートをいかに認識するかは、個人によって異なり (Collins & Feeney, 2004)、その認識は、サポートの利用にも影響することが明らかにされている (Fukumishi, Maeda, Kubota, & Tomino, 1997)。したがって、労働者のメンタルヘルスサービスの利用を促進するためには、企業の実際の取り組みだけでなく、それを労働者がいかに認識し、職場にどのような規範や風土が共有されているかを検討する必要がある。

メンタルヘルスに対する企業の取り組みや風土を表す概念として、職場のメンタルヘルス風土 (金井・若林, 1998) がある。メンタルヘルス風土は、「メンタルヘルスに関して、組織の成員に共有されている社会的態度や規範の体系であり、行為基準、価値観、信念、慣行、態度、雰囲気などを意味するもの」と定義されており、①メンタルヘルス風土評価、②メンタルヘルス不調不安、③メンタルヘルス理解の3つの側面により構成される (金井・若林, 1998)。メンタルヘルス風土は、個人の認識を測定する個人レベルの変数であること (金井・若林, 1998) から、労働者個人の認識から職場の在り方を捉えるものといえる。そこで本研究では、職場のメンタルヘルス風土を取り上げ、企業におけるメンタルヘルス対策を労働者の視点から検討することとする。

本研究では、メンタルヘルスケアに対する労働者の援助要請を促進するための知見を得ることを目的とし、職

場におけるメンタルヘルス風土および労働者のメンタルヘルスと専門的ケアに対する援助要請の実態を明らかにする。日本では、厚生労働省により企業のメンタルヘルス対策の実態調査が行われているが、対策の実施度を明らかにするにとどまっており、労働者の認識については検討されていない。しかし、先にも述べたように、その取り組みの活用を促すためには、労働者の認識を考慮することが必要である。そこで本研究では、メンタルヘルス風土を取り上げ、労働者を対象に大規模な調査を行うことにより、労働者の認識の在り方を明示する。また同時に、労働者のメンタルヘルスと援助要請についても調査し、専門的ケアに対するニーズと利用の現状を明らかにすることとする。

なお、本研究では以下の理由により、男性の労働者のみを対象として調査を行う。男性は女性に比べて職務ストレスによる精神的不調を抱えやすい (Wang & Patten, 2001) 一方で、女性よりも援助要請が低いことが明らかになっている (e.g. Fischer & Farina, 1995; Mack, et al., 2014)。また、集団規範の影響は性別により異なり、男性の方が女性よりも集団規範の影響を受けやすいことが示されている (Lee, 1997)。そこで、本研究では特に男性労働者に着目し、検討することとした。

方法

調査対象者

2013年4月～6月に20～60代の就業中の男性を対象に質問紙調査を行った。質問紙は次の3つの方法で配布した。①愛知県内の1つの大学の講義にて配布し、身近にいる調査対象者により回答されたものの提出を求めた、②愛知県内の中学校・高校各1校で配布し、身近にいる調査対象者により回答されたものの提出を求めた、③愛知県内の中小企業41社に配布し、対象社員により回答されたものを郵送してもらった。その結果、757名から回答が得られ、そのうち正社員として働く650名を分析の対象とした。分析対象者の年齢は、20～65歳 ($M = 42.0$, $SD = 9.66$) であった。

質問紙の構成

- 1) 個人背景要因：個人背景要因として、年齢、就業形態、業種、職種、役職、企業規模について尋ねた。
- 2) メンタルヘルス風土：金井・若林 (1998) のメンタルヘルス風土の尺度を用いた。「メンタルヘルス風土評価」, 「メンタルヘルス不調不安」, 「メンタルヘルス理解」の3因子20項目からなり、回答は「1: そう思わない」～「5: そう思う」の5段階評定で求めた。
- 3) 援助要請：援助要請の測定には、Fischer & Farina (1995) が作成した専門的心理援助要請態度尺度 短縮

版 (Attitudes toward seeking professional psychological help: A shortened form; ATSPPH-SF) の日本語訳 (宮仕, 2010) を用いた。これは Fischer & Turner (1970) が作成した専門的心理的援助要請態度尺度 (The attitude toward seeking professional psychological help scale; FTAS) の短縮版を宮仕 (2010) が日本語訳したもので、1因子10項目からなるものである。回答は「1:全くあてはまらない」～「6:非常にあてはまる」の6段階評定で求めた。

4) **メンタルヘルス**:メンタルヘルスは心理的ディストレス(以下、ディストレスと表記)の度合いにより測定し、ディストレスが低いほどメンタルヘルスの度合いが高いと考えた。ディストレスとは抑うつ、身体的な症状、不安など、個人が経験する不快な主観的状态を指している(稲葉, 1995)。この測定には Derogatis, Lipman, Covi, & Rickels (1971) が作成した Hopkins Symptom Checklist の渡辺 (1986) による日本語版を用いた。これは原版の5つの下位尺度のうち、特に信頼性の高い「心身症傾向尺度」、「うつ傾向尺度」、「不安傾向尺度」を採用し、30項目からなるものである。回答は「1:まったくない」～「5:よくある」の5段階評定で求めた。

結果

対象者の特徴

分析対象となった650人の特徴を以下に示す。

- 1) **年齢**:20代=16.5%, 30代=15.2%, 40代=43.8%, 50代=24.0%, 60代=0.5%
- 2) **業種**:製造=44.5%, 非製造=55.5%
- 3) **職種**:営業=23.5%, 事務=20.8%, 不動産=11.2%, 生産技術=9.5%, 研究・開発=9.1%, 企画・調査=4.9%, 教育=3.7%, 販売=3.7%, その他=13.5%
- 4) **役職**:役職なし=29.4%, 主任クラス=13.7%, 係長クラス=13.4%, 課長クラス=22.2%, 部長(次長)クラス=13.4%, 取締役クラス=4.9%, その他=3.1%
- 5) **企業規模**:従業員数24人以下=17.2%, 30~99人=30.9%, 100~299人=15.7%, 300~999人=8.3%, 1000人以上=27.8%

尺度構成

先行研究に基づき、全ての尺度について確認的因子分析を行ったところ、全てのモデルにおいて適合度は高くなかった(メンタルヘルス風土:GIF=.870, AGIF=.825, CIF=.840, RMSEA=.095, メンタルヘルス:GIF=.797, AGIF=.766, CIF=.819, RMSEA=.081, 援助要請:GIF=.933, AGIF=.892, CIF=.902, RMSEA=.091)。その理由として、本研究は男性のみを対象としているため、因子構造が異なる可能性が考えられる。そこで、全

ての尺度において探索的因子分析を遂行した。

1) **メンタルヘルス風土**:重みなし最小二乗法、プロマックス回転による探索的因子分析を行い、一般的基準(因子負荷量.350以下)に従って2項目を削除した結果、3因子が抽出された。適合度はGIF=.920, AGIF=.886, CIF=.899, RMSEA=.081となり、各下位因子の信頼性も十分であることが確認された。よって本研究では、これを採用することとした。先行研究と比較すると、削除された項目の他には1項目が移動したのみだったことから、因子名は先行研究に従うこととした。第1因子は、「私の職場は社内に精神的な悩みを相談する体制が整っているほうだと思う」などの4項目で構成される、「メンタルヘルス風土評価」($\alpha=.867$) (以下、「風土評価」と表記)であった。第2因子は、「身体と同じように、心の健康にも留意すべきだ」などの5項目で構成される、「メンタルヘルス理解」($\alpha=.738$) (以下、「理解」と表記)であった。第3因子は、「もし自分が、精神的不調に陥ったら、昇進や昇級などの可能性はなくなるだろう」などの5項目で構成される、「メンタル不調不安」($\alpha=.724$) (以下、「不調不安」と表記)であった。

2) **援助要請**:最尤法、プロマックス回転による探索的因子分析を行ったところ、2因子構造が抽出された。適合度は、GIF=.933, AGIF=.892, CIF=.902, RMSEA=.091であり、各下位因子の信頼性も概ね満足できる水準だったため、これを採用することとした。第1因子は、「自分が精神的にまいっていると確信した時には、まず専門家から心理的な援助を得たいと思う」などの5項目で構成されていたことから、「援助要請意図」($\alpha=.799$)と名付けた。第2因子は、「自分の問題は自分で何とかすべきであり、心理カウンセリングは最後の手段だ」などの5項目で構成されていたことから、「抵抗感」($\alpha=.680$)と名付けた。

3) **メンタルヘルス**:重みづけのない最小2乗法、プロマックス回転による探索的因子分析を行い、一般的基準(因子負荷量.350以下)に従って2項目を削除した結果、2因子が抽出された。適合度は、GIF=.819, AGIF=.790, CIF=.852, RMSEA=.076とやや低めではあったが、各下位因子の信頼性は十分であることが確認された。よって本研究では、これを採用することとした。第1因子は、「物事をくよくよ考えること」などの15項目で構成されていたことから「抑うつ・不安傾向」($\alpha=.923$)と名付けた。第2因子は、「身体の一部のしびれや痛み」など13項目で構成されていたことから「心身症傾向」($\alpha=.869$)と名付けた。

変数間の相関関係

各変数間の相関を検討するため、個人背景要因および

Table 1 個人背景要因および各要因間の相関

	M (SD)	個人背景要因				メンタルヘルス風土			援助要請		ディストレス		
		年齢	業種	職種	役職	企業	評価	理解	不調	意図	抵抗感	抑うつ	心身症
年齢	42.0 (9.67)	-	-.124 **	-.034	.454 ***	.256 ***	.139 ***	.128 **	-.102 **	.139 ***	-.179 ***	-.094 *	.096 *
業種 a.	.445 (.497)		-	-.284 ***	-.084 *	.036	-.093 *	.011	.030	.009	-.020	.080 *	.049
職種 a.	.309 (.463)			-	.017	-.126 **	-.010	-.015	.057	-.023	.085 *	.023	-.029
役職	3.04 (1.73)				-	.169 ***	.224 ***	.145 ***	-.166 ***	.086 *	-.119 **	-.145 ***	.019
企業規模	2.99 (1.48)					-	.475 ***	.141 ***	-.014	.105 **	-.113 **	-.087 *	-.056
風土評価	2.89 (1.06)						-	.048	-.427 ***	.086 *	-.085 *	-.235 ***	-.169 ***
理解	4.35 (.563)							-	-.084 *	.208 ***	-.122 **	.054	-.026
不調不安	2.92 (.773)								-	-.037	.105 **	.285 ***	.194 ***
援助要請意図	2.93 (.951)									-	-.396 ***	.168 ***	.100 *
抵抗感	3.47 (.903)										-	.017	.043
抑うつ・不安傾向	2.18 (.798)											-	.644 ***
心身症傾向	1.94 (.648)												-

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

a. 以下のようにダミーコードを投入した。業種（製造=1, 非製造=0）, 職種（営業職、販売職、教育職=1, 事務職, 企画調査職, 研究・開発職, 生産技術職, 製造ラインなどの技術職, その他=0）

各変数間のピアソンの積率相関係数を算出した。その結果を Table 1 に示す。

まず、個人背景要因間では、年齢と役職 ($r = .454, p < .001$)、および企業規模 ($r = .256, p < .001$) が正の相関を示した。また、メンタルヘルス風土の風土評価と理解は年齢 ($r = .139 / .128, p < .001 / .01$)、役職 ($r = .224 / .145, p < .001$)、企業規模 ($r = .475 / .141, p < .001$) と有意な正の相関を示し、不調不安は、年齢 ($r = -.102, p < .01$)、役職 ($r = -.166, p < .001$) と負の相関を示した。援助要請の援助要請意図は年齢 ($r = .139, p < .001$)、役職 ($r = .086, p < .05$)、企業規模 ($r = .105, p < .01$) と正の相関を示した一方、抵抗感は負の相関を示した ($r = -.179 / -.119 / -.113, p < .001 / .01$)。さらに、ディストレスは年齢 ($r = -.094$)、役職 ($r = -.145$)、企業規模 ($r = -.087$) と弱い負の相関を示した ($p < .05$)。

次に、変数間の相関関係について注目すると、メンタルヘルス風土の理解は援助要請意図と正の相関を示した ($r = .208, p < .001$)。また、ディストレスの2つの下位尺度は、風土評価と負の相関を ($r = -.235 / -.169, p < .001$)、不調不安と正の相関を示した ($r = .285 / .194, p < .001$)。さらに、ディストレスの抑うつ・不安傾向は援助要請意図と正の相関を示した ($r = .168, p < .001$)。

個人背景要因別の変数の分布

個人背景要因による変数の分布を明らかにするため、年齢、役職、企業規模を独立変数、メンタルヘルス風土、援助要請態度、ディストレスを従属変数とした一元配置の分散分析を行った。年齢は20~29歳を20代、30~39歳を30代、40~49歳を40代とし、60歳以上の参加者は $n = 3$ であったため、50歳から上を50代以上として年代

ごとの比較を行った。結果を Table 2 に示す。

まず、メンタルヘルス風土を年齢別に比較したところ、風土評価は30代 ($M = 2.50$) よりも40代 ($M = 3.00$)、50代以上 ($M = 3.04$) が有意に高く ($p < .01$)、理解は20代 ($M = 4.21$) が40代 ($M = 4.42$) よりも低く ($p < .01$)、不調不安は30代 ($M = 3.09$) が50代以上 ($M = 2.75$) よりも高かった ($p < .01$)。役職別では、風土評価は役職なし ($M = 2.58$)、主任クラス ($M = 2.54$)、係長クラス ($M = 3.00$) よりも課長クラス ($M = 3.29$)、部長 (次長) クラス ($M = 3.34$) が有意に高かった ($p < .05 / .001$)。理解は役職なし ($M = 4.20$) が課長クラス ($M = 4.48$)、部長 (次長) クラス ($M = 4.43$) よりも低かった ($p < .05 / .001$)。不調不安は取締役クラス ($M = 2.53$) が役職なし ($M = 3.01$)、主任クラス ($M = 3.08$)、係長クラス ($M = 3.00$) よりも低く ($p < .05 / .01$)、部長 (次長) クラス ($M = 2.71$) が役職なし、主任クラスよりも低かった ($p < .05$)。企業規模別では、風土評価は従業員数300~999人 ($M = 3.28$) と1000人以上 ($M = 3.72$) の場合が29人以下 ($M = 2.48$)、30~99人 ($M = 2.50$)、100~299人 ($M = 2.49$) よりも有意に高く ($p < .001$)、さらに1000人以上が300~999人よりも高かった ($p < .05$)。一方、理解は30~99人が1000人以上の場合よりも有意に低く ($p < .001$)、不調不安は29人以下 ($M = 2.73$) が30~99人 ($M = 3.04$) よりも有意に低かった ($p < .01$)。

次に援助要請の比較を行ったところ、援助要請意図では、20代 ($M = 2.72$) が50代以上 ($M = 3.09$) よりも有意に低かった ($p < .001$)。一方、抵抗感は20代 ($M = 3.74$) が40代 ($M = 3.43$)、50代以上 ($M = 3.27$) よりも高く ($p < .05 / .001$)、30代 ($M = 3.58$) が50代以上よりも高かつ

Table 2 年齢, 役職, 企業規模を独立変数とした一元配置の分散分析 (独立変数ごとの平均値)

		メンタルヘルス風土			援助要請		ディストレス		
		<i>n</i>	風土評価	理解	不調不安	意図	抵抗感	抑うつ・不安	心身症
年齢	[1] 20代	107	2.74	4.21	2.94	2.72	3.74	2.31	1.75
	[2] 30代	99	2.50	4.27	3.09	2.79	3.58	2.35	2.02
	[3] 40代	285	3.00	4.42	2.94	2.98	3.43	2.09	1.96
	[4] 50代~	159	3.04	4.37	2.75	3.09	3.27	2.13	1.96
<i>F</i>			7.53 ***	4.71 **	4.37 **	4.18 **	6.79 ***	3.87 **	3.67 *
その後の検定 (Tukey-HSD法)			[2] < [3],[4]***	[1] < [3]**	[4] < [2]**	[1] < [4]*	[3] < [1]* [4] < [1]*** [4] < [2]*	[3] < [2]*	[1] < [2],[3]*
役職	[1] なし	191	2.58	4.20	3.01	2.83	3.61	2.32	1.89
	[2] 主任	89	2.54	4.33	3.08	2.85	3.53	2.21	1.99
	[3] 係長	87	2.88	4.40	3.00	3.00	3.50	2.19	1.95
	[4] 課長	144	3.29	4.48	2.88	3.01	3.33	2.13	1.98
	[5] 部長	87	3.34	4.43	2.71	2.96	3.31	2.01	1.88
	[6] 取締役	32	2.95	4.36	2.53	3.01	3.42	2.04	1.93
	[7] その他	20	2.63	4.34	2.70	3.21	3.37	1.89	1.97
<i>F</i>			11.5 ***	4.05 **	4.05 **	<i>n.s.</i>	<i>n.s.</i>	2.41 *	<i>n.s.</i>
その後の検定 (Tukey-HSD法)			[1],[2] < [4],[5]*** [3] < [4],[5]*	[1] < [4]*** [1] < [5]*	[6] < [1],[3]* [6] < [2]** [5] < [1],[2]*			[5] < [1]*	
企業規模	[1] ~29	112	2.48	4.31	2.73	2.86	3.56	2.11	1.90
	[2] 30~99	201	2.50	4.25	3.04	2.80	3.53	2.30	2.00
	[3] 100~299	102	2.49	4.36	3.01	3.00	3.56	2.25	1.96
	[4] 300~999	54	3.28	4.35	2.96	3.04	3.46	2.26	2.04
	[5] 1000~	181	3.72	4.48	2.83	3.06	3.29	2.01	1.83
<i>F</i>			58.3 ***	4.34 **	2.32 **	<i>n.s.</i>	2.63 *	3.89 **	<i>n.s.</i>
その後の検定 (Tukey-HSD法)			[1],[2],[3] < [4],[5]*** [4] < [5]**	[2] < [5]***	[1] < [2]**		<i>n.s.</i>	[5] < [2]**	

注) なし=役職なし, 主任=主任クラス, 係長=係長クラス, 課長=課長クラス, 部長=部長(次長)クラス, 取締役=取締役クラス
p* < .05, *p* < .01, ****p* < .001

た (*p* < .05)。

ディストレスでは、抑うつ・不安傾向は20代 (*M* = 2.31) が40代 (*M* = 2.09) よりも高く (*p* < .05), 心身症傾向は、20代 (*M* = 1.75) が30代 (*M* = 2.02), 40代 (*M* = 1.96) よりも有意に低かった (*p* < .05)。また、抑うつ・不安傾向は役職なし (*M* = 2.32) が部長(次長)クラス (*M* = 2.01) よりも高く (*p* < .05), 従業員数30~99人 (*M* = 2.30) が1000人以上 (*M* = 2.01) よりも高かった (*p* < .01)。

以上より、メンタルヘルス風土、援助要請、ディストレスはそれぞれ、年齢、役職、企業規模といった個人背景要因により異なる得点を示すことが明らかになった。

考察

本研究では、メンタルヘルスケアに対する労働者の援助要請を促進するため、職場のメンタルヘルス風土およ

び労働者のメンタルヘルスと援助要請の実態を明らかにすることを目的とした。現状の課題を明らかにし、多様な労働者に対して効果的な介入を行う手掛かりを得るため、援助要請との関連が認められている年齢(水野・石隈, 1999) およびメンタルヘルス風土との関連が認められている企業規模と役職(金井・若林, 1998)を取り上げ、それぞれを指標とした際の分布の特徴を検討した。その結果、メンタルヘルス風土とディストレスの抑うつ・不安傾向は全ての指標により異なることが示された。また、援助要請と心身症傾向は年齢により異なることが明らかになった。

メンタルヘルス風土の実態

メンタルヘルス風土を年齢別に比較したところ、風土評価は30代よりも40代、50代が高く、理解は20代よりも40代の方が高かった (Table 2)。このような世代間の

差は、それぞれの世代が企業に期待するものの違いによるものではないかと考えられる。岩間 (2013) は、現在の30代を境に、労働者の会社に対する意識が変化していることを示している。すなわち、40代以上の戦後貧しい時代を知る世代は、「会社」を主体に、自分が会社に合わせようという態度であるのに対して、30代以下の高度経済成長育ちの世代は、「自分」を主体に、会社が自分に合うかという態度であるという (岩間, 2013)。そのため、若い世代の方がメンタルヘルス対策として企業に求めるものも高く、その結果として、企業の取り組みに対する評価が低くなった可能性が考えられる。さらに、金井・若林 (1998) は、勤続年数が長いほど、風土評価が高くなることを示している。勤続年数が長いことは、その分、企業の施策や取り組みについての認識が豊かである可能性が高い。風土評価は企業のメンタルヘルス対策実施度の認知に影響されること (金井・若林, 1998) から、勤続年数の長さが風土評価の高さにつながると考えられる。一般的に、年齢が高いほど勤続年数は長くなるため、年配層の方が、メンタルヘルス風土を高く評価していたと思われる。次に、30代で不調不安が高かったことは、キャリア発達の視点から理解することが可能である。Super (1985) が唱えたライフ・ステージ理論では、25~44歳は「確立期」にあたり、試行錯誤を繰り返しながら自らのキャリアを確立していく時期とされている。特にその後半は「昇進期」と名付けられているように、職業上の能力や地位を向上させることが重要なテーマとなっている (Super, 1985)。したがって、そうした時期にメンタル不調を患うことは個人のキャリアにとってのリスクとして認知される可能性が高く、不安を喚起しやすいのではないかと考えられる。有意ではないが50代以上に比べて20代、40代の不調不安が高かったことも、こうした発達段階特有の課題による影響があるのではないだろうか。

メンタルヘルス風土を役職別に比較したところ、役職が高いほど風土評価は高く、不調不安は低いことが示された。これは、金井・若林 (1998) の結果を支持するものである。一般に、役職が高い従業員の方が仕事への関与の度合いや責任が強く、それに伴って会社へのコミットメントも強くなることが推測される。そのため、役職が高い方が職場風土を高く評価するのではないかと考えられる。また、すでに地位の高い役職についている部長 (次長)、取締役クラスはある程度キャリアが確立されており、メンタル不調により職業生活がゆらぐ不安を感じにくいことが推察される。それに対し、役職のない、あるいは低い労働者は将来的なキャリアアップの可能性があるがゆえに不安を感じやすいのではないだろうか。加

えて、先に述べたように、年齢が高い方が風土評価と理解が高く、不調不安が低いことが示されている。役職と年齢には正の相関がある (Table 1) ことから、間接的に年齢による影響が表れている可能性も考えられる。係長、部長クラスにおいて理解が高かったことは、近年実施されているメンタルヘルス対策の影響が考えられる。厚生労働省 (2006) が発表した『労働者の心の健康の保持増進のための指針』では、職場が取り組むべきケアの一つとして「ラインによるケア」を掲げ、管理監督者に対する教育研修や情報提供が推進されている。実際に、管理監督者への教育研修・情報提供を行っている企業は、1000人以上の企業で84.2%、全体で44.7%と比較的高い水準を示している (厚生労働省, 2013)。そうした取り組みの成果として、役職の高い労働者のメンタルヘルスに対する理解が得られているのではないかと考えられる。

企業規模別の比較では、企業規模が大きいほど風土評価が高く、金井・若林 (1998) と一致する結果が得られた。これは、企業規模によってメンタルヘルス対策への取り組みに差があることによると考えられる。厚生労働省 (2013) の調査によると、メンタルヘルスケアに取り組んでいる事業所の割合は従業員数1000人以上の場合で98.0%だった一方、100~299人では83.1%、20~49人では56.0%、10~29人では38.9%と従業員が少ないほど減少していた。職場の取り組みに対する認識である風土評価は、実際の施策の実施度が影響するといわれている (金井・若林, 1998)。また、メンタルヘルスに対する理解は、取り組みの一成果とも捉えられる。そのため、実施度が低い小規模企業の方が風土評価と理解が低かったと考えられる。さらに、不調不安が29人以下で低かったことは、企業規模による昇進・昇給の体系が影響していることが予想される。従業員数の少ない小規模企業では、中途採用が主力であるため職務経験によって基本給が決定されることが多く、昇給があっても年功的要素が強いといわれている (北島・山本, 2010)。また、組織がフラットであるために、昇進自体が存在しない場合が多いという現状がある (北島・山本, 2010)。そのため、メンタル不調に陥った場合にも、昇進やその後の待遇など職業生活に関する不安を喚起されにくい可能性が考えられる。

以上のように、メンタルヘルス風土は個人背景要因により異なり、抱える課題も一様ではないことが明らかになった。これは、メンタルヘルス対策の客観的な実施度だけでなく、労働者の主観的評価の重要性を示唆するものである。したがって、今後は取り組みを実施しているかどうかという一面的な評価だけでなく、それを労働者

がどう受け取っているかという多面的な視点から検討し、メンタルヘルス対策を進めていく必要があるといえる。

援助要請の実態

専門的ケアに対する援助要請を年齢別で比較したところ、援助要請意図は年齢が低いほど低く、抵抗感はその逆を示した。Berger, Levant, Mcmillan, Kelleher, & Sellers (2005) は18歳から88歳の男性を対象に調査を行い、年配の男性の方が援助要請にポジティブな態度をもっていることを明らかにしている。本研究においても、年代が上がるほど援助要請が高くなっており、Berger, et al. (2005) と一致する結果が示された。Levant & Fischer (1998) は、若い男性に比べて高齢の男性の方が伝統的な男らしさに対するこだわりが弱いことを示している。援助要請は他者に頼る、援助の必要性を認めるなど、伝統的な男らしさと対立する性質が強く、男性役割の意識によって抑制されるといわれている (Addis & Mahalik, 2003)。そのため、援助要請を行うことに対して若年層は葛藤を抱えやすく、高齢層は葛藤を抱えにくいことが推察される。よって、援助要請意図と抵抗感に年齢による違いが示されたのではないかと考えられる。

以上のように、援助要請は年齢が若いほど低くなることから、若い労働者は問題を抱えた場合にも専門的ケアにつながりにくく、悪化のリスクが高いことが示唆された。したがって、若年層の労働者には一人で問題を抱え込まないよう周囲が注意するなど、更なる工夫や配慮が必要であると考えられる。

メンタルヘルスの実態

メンタルヘルスの実態を明らかにするため、ディストレスを年齢別に比較したところ、抑うつ・不安傾向は30代が高く、心身症傾向は30代、40代が高かった。厚生労働省 (2004) によると、労働時間が週に60時間を超える割合は30代で最も高く、自殺者数の増加率も30代男性に高いことが示されている (社会生産性本部メンタルヘルス研究所, 2008)。30代において抑うつ・不安傾向が最も高かったことは、こうした社会状況とも一致する結果である。また、30代後半から40代前半は中期キャリア危機を迎える時期といわれている (Shein, 1978)。この時期には、それまでの人生を振り返るとともに今後のキャリアを検討することから、心身に様々な負担がかかるとされている。さらに、男性は40代後半から著しく体力水準が低下することから (文部科学省, 2011)、40代では特に身体症状として現れやすいことが考えられる。その結果、40代においては抑うつ・不安傾向よりも心身症傾向の得点が高くなったのではないだろうか。

役職別では、役職が低い方が抑うつ・不安傾向が高いことが示された。この背景としては、役職による裁量権の違いが考えられる。Karasek (1979) の Job strain model で示されているように、職務上の決定裁量権が多い場合には積極的に働き、心理的負担は小さい一方で、裁量権が少ない場合には受動的になり、心理的負担は大きくなる。また、職務上の決定裁量権の低さは抑うつにつながることも示されている (Grynderup, Mors, Hansen, Andersen, Bonde, Kaergaard, Kaerlev, Mikkelsen, Rugulies, Thomsen, & Kolstad, 2012)。一般に、裁量権は役職が高くなるほど増えることから、役職が低い方が抑うつ・不安傾向が高くなったのではないかと考えられる。

最後に企業規模別に比較したところ、30~99人、100~299人、300~999人で抑うつ・不安傾向が比較的高いことが示された。Virtanen, Koskinen, Kivimäki, Honkonen, Vahtera, Ahola, & Lönnqvist (2008) は労働者を対象とした調査で、収入が低い人は高い人に比べて、抑うつまたは不安障害を患うリスクが2倍以上であることを明らかにしている。日本では、大企業に比べ中小企業の賃金が低く、その格差が課題となっていることから (北島・山本, 2010)、企業規模が小さい方が抑うつ・不安傾向が高くなったと考えられる。一方、従業員の少ない小規模企業では、経験が賃金に換算されるため賃金基準が比較的高いことや職場内の人間関係が良好であることが指摘されている (北島・山本, 2010)。29人以下で抑うつ・不安傾向が比較的低かったことは、小規模企業におけるこのような働きやすさの影響が考えられる。

以上のように、抑うつや不安、あるいは心身症を患いやすい労働者の特徴が明らかになったことは、メンタルヘルス不調の予防と早期発見のために有効な知見となるだろう。労働者のメンタルヘルス対策においては、こうした特徴を踏まえることで、より効果的な介入を実施できると考えられる。

本研究の課題と今後の展望

本研究は、以下のような限界を含む。第一に、本研究では援助要請を質問紙によって測定しており、実際の行動については検討していない。しかし、実際にメンタルヘルス不調を抱えた際の援助要請行動は、本研究における回答とは異なる可能性が考えられる。したがって、今後の研究では臨床群を対象とし、実際の行動を検討する必要がある。

第二に、本研究では先行研究の知見から援助要請に重要な要因としてメンタルヘルス風土を取り上げた。しかし、本研究では相関を算出したのみで影響について詳細な検討は行っていない。結果で示された相関はさほど高

くなかったことから、メンタルヘルス風土と援助要請の間には、媒介変数や調整変数が存在する可能性も考えられる。したがって、今後はそうした可能性も考慮し、他の変数との関連も含めて検討していく必要がある。

第三に、本研究ではメンタルヘルス風土のみを検討し、職場における実際のメンタルヘルス対策については調査を行っていない。そのため、メンタルヘルス風土が実際の施策とどの程度対応しているかは明らかになっていない。したがって、今後は実際の施策も調査し、労働者の認識と比較検討していく必要がある。

引用文献

- Addis, M. E. & Mahalik, J. R. (2003). Men, masculinity, and the contexts of help seeking. *American Psychologist*, 58, 5-14.
- Berger, J.M., Levant, R. F., Mcmillan, K. K., Kelleher, W., & Sellers, A. (2005). Impact of gender role conflict, traditional masculinity ideology, alexithymia, and age on men's attitudes toward psychological help seeking. *Psychology of Men and Masculinity*, 6, 73-78.
- Chong, S. A., Abidin, E., Sherbourne, C., Vaingankar, J., Heng, D., Yap, M., & Subramaniam, M. (2012). Treatment gap in common mental disorders: The Singapore perspective. *Epidemiology and Psychiatric Sciences*, 21, 195-202.
- Collins, N. L. & Feeney, B. C. (2004). Working models of attachment shape perceptions of social support: Evidence from experimental and observational studies. *Journal of Personality and Social Psychology*, 87, 363-383.
- Derogatis, L. R., Lipman, R. S., Covi, L., & Rickels, K. (1971). Neurotic symptom dimensions: As perspective by psychiatrists and patients of various social classes. *Archive of General Psychiatry*, 24, 454-464.
- Edmondson, A. C. (2004). Psychological safety, trust and learning in organizations: A group-level lens. In R. M. Kramer & K. S. Cook (Eds.), *Trust and distrust in organizations: Dilemmas and approaches*. New York: Russel Sage Foundation, pp.239-275.
- Fischer, E. H. & Farina, A. (1995). Attitudes toward seeking professional psychological help: A shortened form and considerations for research. *Journal of College Student Development*, 36, 368-373.
- Fischer, E. H. & Turner, J. L. (1970). Orientation to seeking professional psychological help: Development end research utility of an attitude scale. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 45, 994-1001.
- Fukunishi, I., Maeda, K., Kubota, M., & Tomino, Y. (1997). Association of alexithymia with low utilization and perception on a measure of social support in patients on peritoneal dialysis. *Psychological Reports*, 80, 127-130.
- Grynderup, M. B., Mors, O., Hansen, A. M., Andersen, J. H., Bonde, J. P., Kaergaard, A., Kaerlev, L., Mikkelsen, S., Rugulies, R., Thomsen, J. F., & Kolstad, H. A. (2012). A two-year follow-up study of risk of depression according to work-unit measures of psychological demands and decision latitude. *Scandinavian Journal of Work, Environment & Health*, 38, 527-536.
- Iijima, S., Yokoyama, K., Kitamura, F., Fukuda, T., & Inaba, R. (2013). Cost-benefit analysis of comprehensive mental health prevention programs in Japanese workplaces: a pilot study. *Industrial Health*, 51, 627-633.
- 稲葉昭英 (1995). 性差、役割素トレーン、心理的ディストレス—性差と社会的ストレス構造—家族社会学研究, 7, 93-104.
- 井上幸紀 (2007) メンタルヘルスにおける職場復帰の支援・対応, 産業保健21, 50, 16-19.
- 岩間夏樹 (2013). 若い働き手のメンタルヘルス—モチベーションマネジメントの必要性—日本労働研究雑誌, 635, 83-91.
- Hofman, D. A., Lei, Z., & Grant, A. M., (2009). Seeking help in the shadow of a doubt: The sensemaking process underlying how nurses decide who to ask for advice. *Journal of Applied Psychology*, 94, 1261-1274.
- Hu, T. W., He, Y., Zhang, M., & Chen, N. (2007). Economic costs of depression in China. *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology*, 42, 110-116.
- 金井篤子・若林満 (1998). 企業内におけるメンタルヘルス風土に関する研究 実験社会心理学研究, 38, 63-79.
- 金子能宏・佐藤格 (2010). 自殺・うつ対策の経済的便益 (自殺・うつによる社会的損失) の推計 厚生労働省障害保健福祉部精神・障害保健課
- Karasek, R. A. (1979). Job demands, job decision latitude, and mental strain: Implications for job redesign. *Administrative Science Quarterly*, 24, 285-

- 308.
- Kessler, R. C., Aguilar-Gaxiola, S., Alonso, J., Chatterji, S., Lee, S., Orme, J., Üstün, T. B., & Wang P. S. (2009). The global burden of mental disorders: an update from the WHO World Mental Health (WMH) surveys. *Epidemiology and Psychiatric Sciences*, *18*, 23-33.
- Kessler, R. C. & Üstün T. B. (2008) *The WHO world mental health surveys: Global perspectives on the epidemiology of mental disorders*, New York: Cambridge University Press.
- 北島滋・山本篤民 (2010). 中小企業入門 一産業・労働社会学的アプローチ (社会学研究シリーズ5) 文化書房博文社
- Kohn, R., Saxena, S., Levav, I., & Saraceno, B. (2004). The treatment gap in mental health care. *Bulletin of the World Health Organization*, *82*, 858-866.
- 厚生労働省 (2004). 労働経済白書 雇用の質の充実を通じた豊かな生活の実現に向けた課題 ぎょうせい
- 厚生労働省 (2006). 労働者の心の健康の保持増進のための指針 2006年3月31日厚生労働省 <<http://www.mhlw.go.jp/topics/bukyoku/roudou/an-eihou/dl/k060331001a.pdf>> (2015年8月24日)
- 厚生労働省 (2013). 平成24年労働安全衛生特別調査(労働者健康状況調査) 大臣官房統計情報部雇用・賃金福祉統計課
- Lee, F. (1997). When the going gets tough, do the tough ask for help? Help seeking and power motivation in organization. *Organization Behavior and Human Decision Process*, *72*, 336-363.
- Levant, R., & Fischer, J. (1998). The Male Role Norms Inventory. In C. Davis, W. Yarber, R. Bauserman, G. Schreer, & S. Davis (Eds.), *Sexuality-related measures: A compendium*. 2nd Ed. Newbury Park, CA: Sage Publications. pp. 469-472.
- Mack, S., Jacobi, F., Gerschler, A., Strehle, J., Höfler, M., Busch, M. A., Maske, U. E., Hapke, U., Seiffert, I., Gaebel, W., Zielasek, J., Maier, W., & Wittchen, H. U. (2014). Self-reported utilization of mental health services in the adult German population: Evidence for unmet needs? Results of the DEGS1-Mental Health Module (DEGS1-MH). *International Journal of Methods in Psychiatric Research*, *23*, 289-303.
- Michie, S. & Williams, S. (2003). Reducing work related psychological ill health and sickness absence: A systematic literature review. *Occupational and Environmental Medicine*, *60*, 3-9.
- 宮仕聖子 (2010). 心理的援助要請態度を抑制する要因についての検討 一文美の新国土, 自己スティグマとの関連から— 日本女子大学人間社会研究科紀要, *16*, 153-172.
- 水野治久・石隈利紀 (1999). 被援助志向性, 被援助行動に関する研究の動向 教育心理学研究, *47*, 530-539.
- 文部科学省 (2011). 平成22年度体力・運動能力調査結果の概要 文部科学省 2011年10月 <http://www.mext.go.jp/component/b_menu/other/_icsFiles/afiedfile/2011/10/11/1311811_2.pdf> (2015年8月24日)
- Orlikowski, W. (1992). Learning from notes: Organizational issue in groupware implementation. *The Information Society*, *9*, 237-250.
- van der Rijt, J., van den Bossche, P., van de Wiel, M. W. J., de Maeyer, S., Gijsselaers, W. H., & Segers, M. S. R. (2013). Asking for help: A relational perspectives on help seeking in the workplace. *Vocations and Learning*, *6*, 259-279.
- Rothi, D. M. & Leavevy, G. (2006). Mental health help-seeking and young people: A review. *Pastoral Care in Education*, *22*, 4-13.
- 社会生産性本部メンタルヘルス研究所 (2008). 産業人メンタルヘルス白書 社会生産性本部
- Shein, E. H. (1978). *Career Dynamics: Matching Individual and Organizational Needs*. Addison Wesley. (シャイン, E. H. 二村敏子・三善勝代 (訳) (1991). キャリア・ダイナミクス 白桃書房)
- Sorensen, G., Pechacek, T., & Pallonen, U., (1986). Occupational and worksite norms and attitudes about smoking cessation. *American Journal of Public Health*, *76*, 544-549.
- Srebnik, D., Cauce, A. M., & Baydar, N. (1996). Help-seeking pathways for children and adolescents. *Journal of Emotional and Behavioral Disorder*, *4*, 210-220.
- Super, D. E. (1985). *New dimensions in adult vocational career counseling*. Occasional Paper No.196. Columbus: Ohio State University, National Center for Research in Vocational Education.
- 田尾雅夫 (1991). 組織の心理学 有斐閣
- Virtanen, M., Koskinen, S., Kivimäki, M., Honkonen, T.,

Vahtera, J., Ahola, K. & Lönnqvist, J. (2008). Contribution of non-work and work-related risk factors to the association between income and mental disorders in a working population: The health 2000 study. *Occupational and Environmental Medicine*, 65, 171-178.

Wang, J. L. & Patten, S. B. (2001). Perceived Work Stress

and Major Depression in the Canadian Employed Population, 20-49 years old. *Journal of Occupational Health Psychology*, 6, 283-289.

渡辺直登 (1986). 職務ストレスとメンタル・ヘルス — 職務ストレス・チェックリスト作成の試み — 南山経営研究, 1, 37-63.

(2015年8月28日受稿)

ABSTRACT

Perceived workplace climate, help-seeking, and mental health
of male workers in Japan

Yumiko MAEKAWA and Atsuko KANAI

Mental health care at workplace is gradually improving in Japan in these days. On the other hand, many workers don't utilize mental health care even if they have mental problems. In order to improve mental health of workers, it is important to facilitate workers' utilization of mental health care.

Perceived workplace climate is an important factor which influence workers' utilization of health services. For better intervention to facilitate workers' help-seeking toward mental health care, this study investigated actual situation of perceived workplace climate, help-seeking, and mental health of male workers. A questionnaire was distributed to 650 male full-time workers. One-way analysis of variance was conducted to investigate the difference by age, post, and company size. The results showed that workers who are elder, in a higher post, and work at bigger company reported better perceived workplace climate. Additionally, younger subjects reported lower help-seeking and higher depressive-anxious mood. Depressive-anxious mood were also high with workers who are in low post and smaller company. These result revealed that perception of workplace climate, help-seeking and mental health changes depends on workers position and situation. Therefore, it is important to take into account those difference for better mental health care at workplace.

Key words: workplace climate, help-seeking, mental health, workers