

劳动密集型企业女工职业紧张与职业倦怠、抑郁症状关系研究

李晓艺¹, 陈惠清¹, 周珊宇¹, 郭焱², 徐鼎³

(1. 广东省职业病防治院/广东省职业病防治重点实验室, 广东 广州 510300; 2. 佛山市职业病防治所; 3. 佛山市三水区疾病防治所)

摘要: **目的** 探讨劳动密集型企业女工职业紧张、职业倦怠和抑郁症状的关系。**方法** 采用整群随机抽样方法, 选取广东省佛山市 5 家劳动密集型企业的 665 名女工作为研究对象, 应用工作付出-回报失衡紧张量表、职业倦怠通用量表、患者健康问卷对其职业紧张、职业倦怠和抑郁症状水平进行调查。**结果** 女工付出-回报失衡 (ERI) 指数中位数 (M) 为 0.80, ERI 模式高职业紧张检出率为 28.6%; 职业倦怠、抑郁症状得分 M 分别为 35.0 和 8.0 分, 职业倦怠感检出率为 7.4%, 抑郁症状检出率为 32.8%。偏相关分析显示, 女工职业倦怠得分与职业紧张的付出、内在投入维度以及抑郁症状得分均呈正相关 ($P < 0.05$), 与职业紧张的回报维度得分呈负相关 ($P < 0.01$)。职业紧张和职业倦怠对抑郁症状变化解释量分别为 7.4% 和 7.7%。**结论** 劳动密集型企业女工职业倦怠在职业紧张和抑郁症状之间具有某些中介作用, 降低其职业紧张与职业倦怠水平有助于缓解抑郁症状。

关键词: 劳动密集型; 女工; 职业紧张; 职业倦怠; 抑郁症状; 相关性

中图分类号: R135 文献标识码: A 文章编号: 1002-221X(2020)03-0228-06 DOI: 10.13631/j.cnki.zggyyx.2020.03.007

Study on relationship among occupational stress, job burnout and depressive symptoms in female workers of labor-intensive enterprises

LI Xiao-yi^{*}, CHEN Hui-qing, ZHOU Shan-yu, GUO Yao, XU Ding

(* Guangdong Provincial Hospital for Occupational Disease Prevention and Treatment, Guangdong Provincial Key Laboratory of Occupational Disease Prevention and Treatment, Guangzhou 510300, China)

Abstract: Objective To explore the relationship among occupational stress, job burnout and depressive symptoms in female workers of labor-intensive enterprises. **Methods** A total of 665 female workers from 5 labor-intensive enterprises in Foshan city, Guangdong Province were selected as study subjects by random cluster sampling method, the effort-reward imbalance (ERI) scale, maslach burnout inventory-general survey (MBEGS) and Patient health questionnaire were used in the study to investigate their occupational stress, job burnout and depressive symptoms. **Results** The results showed that the index median of effort-reward imbalance (ERI) index of for occupational stress was 0.80, the detection rate of occupational stress by ERI was 28.6%. The total score median (M) of job burnout and depressive symptoms were 35.0 and 8.0, respectively, and the detection rate of job burnout and depressive symptoms were 7.4% and 32.8%, respectively. Partial correlation analysis showed that the total score of job burnout were positively correlated with the scores of occupational stress effort, internal input dimension and depressive symptoms ($P < 0.05$), and negatively correlated with the scores of reward dimension of occupational stress ($P < 0.01$). The amount of explanations of occupational stress and job burnout to depressive symptoms were 7.4% and 7.7%, respectively. **Conclusion** The results suggested that job burnout of female workers in labor-intensive enterprises played some mediating role between occupational stress and depressive symptoms, reduce occupational stress level would be helpful for alleviating job burnout and depressive symptoms.

Key words: labor-intensive; female worker; occupational stress; job burnout; depressive symptoms; correlation

随着经济快速发展和产业结构升级调整, 劳动力市场呈现供给与需求结构性失衡, “用工荒” 和

机械、重复性的工作方式给劳动密集型企业女工带来了巨大的职业压力, 也造成了沉重的经济负担^[1,2]。近年来, 劳动密集型企业女工的心理健康问题越来越受到关注^[3-5]。有研究显示, 职业紧张与职业倦怠、抑郁症状均存在相关性^[6,7]; 但三者间关系的研究较为少见。本研究拟对劳动密集型企业女工职业紧张、职业倦怠和抑郁症状关系进行探

基金项目: 广东省职业病防治重点实验室 (2017B030314152); 广东省医学科研基金 (C2018016, C2018018, B2019197, A2019498)

作者简介: 李晓艺 (1987—), 女, 主管医师, 主要从事职业病防治工作。

通信作者: 陈惠清, 副主任医师, E-mail: chq912@126.com

讨,为制定该人群心理干预措施、提高心理健康水平提供参考依据。

1 对象与方法

1.1 对象 采用整群随机抽样方法,于2019年8月选取广东省佛山市5家劳动密集型企业(电子制造企业2家、铝制品制造企业3家)女工作为研究对象。纳入标准:(1)年龄 ≥ 18 岁;(2)本岗位工作时间 ≥ 6 个月;(3)健康,无严重基础性疾病史(如严重过敏史、精神病史等)。排除标准:(1)近期有服用精神类药物或有精神类疾病史者;(2)长期病假或有离职意愿者。研究对象均签署知情同意书。

1.2 方法

1.2.1 基本情况调查 采用自行设计的基本情况调查问卷对研究对象的年龄、婚姻状况、文化程度、月均收入、作业方式、目前岗位工龄和周均工作时间等进行调查。

1.2.2 职业紧张调查 采用 Siegrist^[8] 研发的工作付出-回报失衡 (effort-reward imbalance, ERI) 紧张量表进行测评。该量表包括付出(6个条目)、回报(11个条目)和内在投入(5个条目)3个维度,共22个条目。采用 Likert 5级赋值法,分别记为1.0~5.0分,得分越高表示职业紧张程度越高。ERI指数=付出/(回报 $\times 6/11$),ERI指数 > 1.00 判定为高职业紧张。该量表的 Cronbach's α 系数为0.919,各维度的 Cronbach's α 系数分别为0.719、0.909和0.826。

1.2.3 职业倦怠调查 采用 Maslach 等^[9] 编制的职业倦怠通用量表 (maslach burnout inventory-general survey, MBEGS) 进行测评。该量表中文版已得到国内学者的验证,具有良好的信度和效度^[10,11]。该量表共16个条目,每个条目采用 Likert 7级赋值法,分别记为0~6.0分。问卷包含情绪耗竭、人格解体和个体成就感3个维度,各维度得分为其对应条目得分总和的平均数,前2个维度采用正向计分法,得分越高表示职业倦怠程度越高;后1个维度采用反向计分法,得分越低表示职业倦怠程度越高。职业倦怠综合得分=[0.4 \times 情绪耗竭得分+0.3 \times 人格解体得分+0.3 \times (6-个体成就感得分)]。职业倦怠综合得分 < 1.5 判定为无职业倦怠,得分1.5~3.5判定为疑似职业倦怠,得分 ≥ 3.5 判定为有职业倦怠。该量表的 Cronbach's α 系数为0.860,各维度的 Cronbach's α 系数分别为0.914、0.814和0.899。

1.2.4 抑郁症状调查 采用由 Kroenke 等^[12] 编制的

患者健康问卷进行评估。该问卷共分2个部分,第1部分有9个条目,即9个抑郁症状组成;第2部分1个条目,调查其社会功能受损情况,作为调节变量。根据过去2周内出现症状频率进行评定:即“从来没有”、“偶尔”、“一半以上”、“一直如此”,采用 Likert 4级赋值法,分别记为0~3.0分,得分越高表示抑郁症状程度越严重。以总分 ≥ 10.0 为有抑郁症状。该量表的 Cronbach's α 系数为0.802。

1.3 质量控制 与被调查企业取得联系并得到积极配合。在正式调查前,进行小范围预调查。由经过统一培训的调查员向研究对象介绍调查目的、意义及问卷填写的具体要求与注意事项。调查员统一发放问卷,现场集中填写并当场收卷。收回问卷后及时核查问卷质量,针对问卷缺漏项、逻辑矛盾、问卷内容呈规律性作答等质量问题进行审核,对不合格的问卷进行二次调查。采用 EpiData 3.1 软件双录入建立数据库,专人核查,剔除遗漏条目数超过总条目数10%的问卷。

1.4 统计分析 采用 SPSS 21.0 软件进行统计分析。计量资料经正态性检验符合正态分布者,以 $\bar{x} \pm s$ 描述。计量资料经正态性检验不符合正态分布者,以中位数(M)和第25、75百分位数(P_{25} , P_{75})描述;两组组间 M 比较采用 Mann-Whitney U 检验,多组组间 M 比较采用 Kruskal-Wallis H 检验。职业紧张各维度、职业倦怠和抑郁症状的相关性采用 Spearman 相关分析;抑郁症状的中介效应检验采用逐步回归分析法^[13]。检验水准 $\alpha=0.05$ (双侧)。

2 结果

2.1 基本情况 共发放问卷750份,回收有效问卷665份,有效问卷回收率为88.7%。665名女工年龄为18.0~56.0(34.6 ± 8.5)岁,目前岗位工龄 M (P_{25} , P_{75})为2.0(1.0, 6.0)年。不同人口学特征分布情况见表1。

2.2 职业紧张、职业倦怠和抑郁症状情况 女工职业紧张付出、回报、内在投入维度得分 M (P_{25} , P_{75})分别为2.8(2.5, 3.3)、3.6(3.0, 3.9)、2.4(2.0, 3.0)分,ERI指数 M (P_{25} , P_{75})为0.80(0.64, 1.06);检出ERI模式高职业紧张190人,检出率为28.6%。职业倦怠得分 M (P_{25} , P_{75})为35.0(23.0, 45.0)分,情绪耗竭、人格解体、个体成就感维度得分 M (P_{25} , P_{75})分别为1.2(0.4, 2.6)、1.0(0.4, 2.0)、3.3(1.7, 4.8)分;检出疑似职业倦怠者380人,检出率为57.1%;

有职业倦怠感 49 人, 检出率为 7.4%。抑郁症状得分 $M(P_{25}, P_{75})$ 为 8.0 (6.0, 10.0) 分; 检出有抑郁

症状者 218 人, 检出率为 32.8%。不同人口学特征女工职业紧张、职业倦怠和抑郁症状得分情况见表 1。

表 1 不同人口学特征女工职业紧张、职业倦怠、抑郁症状得分情况 [$M(P_{25}, P_{75})$]

人口学特征	人数	构成比 (%)	职业紧张			职业倦怠			抑郁症状		
			ERI 指数	Z/H 值	P 值	得分	Z/H 值	P 值	得分	Z/H 值	P 值
年龄 (岁)				3.297	0.348		6.186	0.103		20.743	<0.001
<25	95	14.3	0.81 (0.67, 1.03)			40.0 (24.0, 50.0)			9.0 (7.0, 11.0)		
25~<35	243	36.5	0.79 (0.62, 1.10)			34.0 (26.0, 47.0)			8.0 (6.0, 10.0) ^k		
35~<45	228	34.3	0.78 (0.64, 1.01)			34.0 (22.0, 42.0)			8.0 (5.0, 10.0) ^k		
≥45	99	14.9	0.87 (0.69, 1.15)			36.0 (16.0, 44.0)			9.0 (6.0, 11.0)		
婚姻状况				1.519	0.468		2.395	0.302		6.714	0.035
单身*	117	17.6	0.78 (0.63, 1.03)			37.0 (26.0, 48.5)			9.0 (7.0, 11.0)		
已婚同居	508	76.4	0.80 (0.64, 1.09)			35.0 (23.0, 44.0)			8.0 (6.0, 10.0) ^l		
已婚分居	40	6.0	0.83 (0.70, 0.96)			35.5 (18.0, 44.8)			7.0 (6.0, 10.0)		
文化程度				20.026	<0.001		4.326	0.115		23.054	<0.001
初中及以下	385	57.9	0.77 (0.63, 0.99)			35.0 (24.0, 44.0)			8.0 (5.0, 10.0)		
高中或中专	199	29.9	0.89 (0.69, 1.27) ^a			35.0 (19.0, 45.0)			9.0 (7.0, 11.0)		
大专及以上学历	81	12.2	0.80 (0.62, 1.13) ^{ab}			40.0 (25.5, 48.5)			9.0 (6.0, 11.0)		
月收入 (元)				85.065	<0.001		2.157	0.340		23.526	<0.001
<3 000	142	21.4	0.70 (0.58, 0.87)			30.0 (22.8, 43.0)			7.0 (5.0, 9.0)		
3 000~<5 000	352	52.9	0.78 (0.63, 1.01) ^c			36.0 (24.0, 44.0)			8.0 (6.0, 10.0) ^c		
≥5 000	171	25.7	1.01 (0.81, 1.32) ^{cd}			37.0 (22.0, 49.0)			10.0 (6.0, 11.0) ^{cd}		
作业方式				-4.032	<0.001		-0.794	0.427		-0.940	0.347
流水线	513	77.1	0.83 (0.67, 1.11)			36.0 (23.0, 45.0)			8.0 (6.0, 10.0)		
非流水线	152	22.9	0.73 (0.60, 0.91)			33.5 (23.3, 43.0)			8.0 (5.0, 10.0)		
目前岗位工龄 (年)				38.641	<0.001		3.192	0.363		31.105	<0.001
<1	99	14.9	0.72 (0.58, 0.82)			36.0 (27.0, 50.0)			8.0 (5.0, 10.0)		
1~<5	343	51.6	0.87 (0.69, 1.20) ^e			36.0 (21.0, 46.0)			9.0 (6.0, 11.0) ^e		
5~<10	130	19.5	0.79 (0.63, 1.02) ^f			35.0 (23.8, 43.0)			8.0 (5.0, 9.0) ^f		
≥10	93	14.0	0.75 (0.58, 0.96) ^f			35.0 (23.0, 41.5)			8.0 (6.0, 9.0) ^f		
每周工作时间 (h)				14.510	0.002		14.279	0.003		11.120	0.011
≤40	82	12.3	0.70 (0.57, 0.90)			35.5 (25.5, 42.3)			7.5 (4.8, 9.0)		
>40~50	224	33.7	0.78 (0.63, 1.16)			37.0 (24.0, 47.0)			9.0 (6.0, 10.0) ^g		
>50~60	159	23.9	0.82 (0.64, 1.11) ^g			30.0 (16.0, 41.0) ⁱ			9.0 (6.0, 11.0) ^g		
>60	200	30.1	0.83 (0.71, 1.03) ^h			36.0 (27.3, 49.8) ^j			8.0 (5.0, 10.0)		
轮班				-9.228	<0.001		0.878	0.380		-6.127	<0.001
否	457	68.7	0.74 (0.61, 0.92)			35.0 (24.0, 45.0)			8.0 (5.0, 9.0)		
是	208	31.3	1.00 (0.80, 1.28)			36.5 (16.0, 45.0)			10.0 (7.0, 11.0)		
户籍				0.364	0.716		-0.983	0.326		0.641	0.522
本地	119	17.9	0.81 (0.58, 1.14)			36.0 (26.0, 44.0)			8.0 (5.0, 10.0)		
非本地	546	82.1	0.80 (0.64, 1.05)			35.0 (22.0, 45.0)			8.0 (6.0, 10.0)		

注: a, 与初中及以下组比较, $P<0.01$; b, 与高中或中专组比较, $P<0.01$; c, 与月收入<3 000元组比较, $P<0.05$; d, 与月收入3 000~<5 000元组比较, $P<0.01$; e, 与目前岗位工龄<1年组比较, $P<0.01$; f, 与目前岗位工龄1~<5年组比较, $P<0.01$; g, 与每周工作时间≤40h组比较, $P<0.05$; h, 与每周工作时间≤40h组比较, $P<0.01$; i, 与每周工作时间>40~50h组比较, $P<0.05$; j, 与每周工作时间>50~60h组比较, $P<0.01$; k, 与年龄<25岁组比较, $P<0.01$; l, 与单身比较, $P<0.01$ 。*, 包括离异9人、丧偶2人。

2.3 职业紧张、职业倦怠与抑郁症状的相关分析
 女工职业倦怠得分与职业紧张的付出、内在投入维度以及抑郁症状得分均呈正相关 [Spearman 相关系数 (r_s) 分别为 0.131、0.093、0.084, $P<0.05$]; 女工抑郁症状得分与职业紧张的付出、内在投入维度得分均呈正相关 (r_s 分别为 0.177、0.345, $P<0.01$), 与职业紧张的回报维度得分呈负相关 ($r_s = -0.377$, $P<0.01$)。

2.4 职业紧张和职业倦怠对抑郁症状预测作用的多元分层回归分析
 女工职业紧张和职业倦怠对抑郁症状的影响检验分 3 步: 第 1 步, 将人口学特征 (年龄、婚姻状况和文化程度等) 作为控制变量纳入方

程, 结果显示, 人口学特征对抑郁症状的影响有统计学意义 ($P<0.01$)。第 2 步, 将职业紧张 3 个维度纳入方程, 结果显示, 其对女工抑郁症状的主效应有统计学意义 ($P<0.01$), 且对抑郁症状的解释量增加了 7.4%。第 3 步, 将职业倦怠 3 个变量纳入方程, 结果显示, 职业紧张、职业倦怠对抑郁症状的预测作用均有统计学意义 ($P<0.01$), 且对抑郁症状的变异量解释增加了 7.7%。说明职业倦怠在职业紧张对抑郁症状的关系中具有某些中介作用, 即女工职业紧张既可以直接预测抑郁症状, 也可以通过职业倦怠间接作用于抑郁症状。见表 2。

表 2 女工职业紧张、职业倦怠对抑郁症状回归分析

变量	第 1 步			第 2 步			第 3 步		
	偏回归系数	t 值	P 值	偏回归系数	t 值	P 值	偏回归系数	t 值	P 值
人口学特征									
年龄	-0.001	-0.058	0.954	0.001	0.063	0.950	0.015	0.743	0.458
婚姻状况	-0.046	-1.143	0.254	-0.049	-1.289	0.198	-0.019	-0.522	0.602
文化程度	0.022	0.709	0.478	0.012	0.385	0.701	0.014	0.475	0.635
月收入	0.098	3.038	0.002	0.059	1.856	0.064	0.068	2.254	0.025
作业方式	-0.035	-0.764	0.445	-0.055	-1.257	0.209	-0.052	-1.242	0.215
目前岗位工龄	-0.051	-2.395	0.017	-0.059	-2.902	0.004	-0.049	-2.499	0.013
周均工作时间	-0.022	-1.197	0.232	-0.018	-0.961	0.337	-0.043	-2.407	0.016
轮班	0.240	5.467	<0.001	0.174	3.997	<0.001	0.181	4.352	<0.001
户籍	-0.068	-1.434	0.152	-0.065	-1.433	0.152	-0.087	-2.001	0.046
职业紧张									
付出	—	—	—	-0.035	-1.008	0.314	-0.017	-0.504	0.614
回报	—	—	—	-0.129	-3.744	<0.001	-0.039	-1.122	0.262
内在投入	—	—	—	0.111	3.420	0.001	0.077	2.462	0.014
职业倦怠									
情绪耗竭	—	—	—	—	—	—	0.032	1.924	0.055
人格解体	—	—	—	—	—	—	0.068	3.421	0.001
个体成就感	—	—	—	—	—	—	-0.050	-5.364	<0.001
F 值	10.318 ^a			13.410 ^a			16.396 ^a		
决定系数 (R^2)	0.124			0.198			0.275		
调整 R^2	0.112			0.183			0.258		

注: a, $P<0.01$ 。因变量有抑郁症状赋值, 否=0, 是=1。自变量赋值: 年龄<25岁=1, 25~<35岁=2, 35~<45岁=3, ≥45岁=4; 婚姻状况: 单身=1, 已婚同居=2, 已婚分居=3; 文化程度: 初中及以下=1, 高中或中专=2, 大学专科及以上=3; 月收入: <3 000元=1, 3 000~<5 000元=2, ≥5 000元=3; 作业方式: 非流水线=0, 流水线=1; 目前岗位工龄: <1年=1, 1~<5年=2, 5~<10年=3, ≥10年=4; 周均工作时间: ≤40h=1, >40~50h=2, >50~60h=3, ≥60h=4; 轮班: 否=0, 是=1; 户籍: 非本地=0, 本地=1; 职业紧张、职业倦怠各维度得分为连续变量, 未赋值。“—”表示无此项数据。

3 讨论

本研究结果显示, 女工的 ERI 模式高职业紧张检出率为 28.6%, 高于刘文慧等^[14]的调查结果

(19.4%); 有职业倦怠感的女工仅有 7.4%, 疑似职业倦怠者检出率高达 57.1%; 抑郁症状检出率 32.8%, 高于采用相同评估工具的王瑾等^[15]对电子制造服务业流水线员工的抑郁症状调查结果

(26.0%)。表明女工的心理健康水平不容乐观。一方面可能与其所从事的工作大多为重复、单一且缺乏创造性有关;另一方面可能是女工文化水平相对较低,应对资源能力普遍较差,加之近年劳动力短缺,使女工承受了更大的工作压力^[1,16]。

本研究结果显示,文化程度高中或中专组职业紧张水平高于初中及以下和大专及以上组,其原因可能是初中及以下组女工受文化程度所限,自我要求相对较低;大专及以上组女工往往承担重要的工作角色,其职业卫生知识和职业防护技能相对较高;高中或中专组女工虽积累了相应的技能和技术,但职业生涯存在瓶颈,因此更容易产生职业紧张。收入越高者职业紧张水平越高,这可能与高收入者往往是企业的管理者或技术骨干,所担负的工作任务更重有关。从事流水线作业女工职业紧张水平高于非流水线女工,流水线作业是劳动密集型企业女工的主要作业方式,人随机器速度工作、计件式量化生产和高重复、高频率、单一操作的作业特点,容易导致人的适应能力下降,从而产生紧张反应^[15,17]。目前岗位工龄1~<5年组职业紧张水平最高,该部分女工已初步掌握目前岗位技能,正是自我价值实现阶段,但当实际工作无法达到个人预期目标时,增加了职业紧张的可能性^[18]。周均工作时间越长者职业紧张水平越高,女工除日常工作外,还要承担生育和抚养等家庭责任,周均工作时间超过法定工作时间,在一定程度上会影响女工的家庭生活,从而增加职业紧张水平,这与其他行业的研究结果相似^[19,20]。轮班工作者职业紧张水平高于非轮班工作者,轮班工作会打乱人体的生物节律,作息时间的不规律会加重女工的职业紧张程度^[21,22]。

本研究结果还显示,女工职业倦怠得分与职业紧张的付出、内在投入维度以及抑郁症状得分均呈正相关($P<0.05$);女工抑郁症状得分与职业紧张的付出、内在投入维度得分均呈正相关($P<0.01$),与职业紧张的回报维度得分呈负相关($P<0.01$),符合中介效应检验的基本条件。本研究采用多元回归分析探讨3个变量关系的结果显示,职业紧张对女工抑郁症状有明显的预测作用。谷桂珍^[23]、吴辉等^[6]研究发现,内在付出是抑郁症状发生的危险因素,回报是其保护因素,可见女工的职业紧张状况若得不到改善,长此以往可能导致抑郁症状的产生。职业倦怠在职业紧张与抑郁症状的关系中具有某些中介作用,即女工职业紧张在影响抑郁症状的同时,还可通过职业倦怠影响其抑郁症状,说明企业在提高女工心理健康水平

的过程中,除了采取职业紧张干预,即合理设置工作要求、增加工间休息时间、健全考核评价体系和激励制度,增强女工的职业成就感,平衡其家庭和工作的关系外,还可通过举办心理健康培训、趣味心理展览等心理健康促进活动,提高其自我调节情绪的能力和应对技能,降低职业倦怠水平,从而减少抑郁症状的发生,提高女工的职业生命质量^[24-27]。

本研究丰富了劳动密集型企业女工职业紧张与职业倦怠、抑郁症状三者之间关系的研究,但由于研究对象均来自于同一个省(市)的劳动密集型企业,可能存在地域效应,后续拟面向不同省市及不同行业劳动密集型企业开展随机抽样,以增强样本的代表性;同时在问卷的人口学特征设置中,纳入职业病危害因素接触情况、个人生活习惯等其他可能影响职业紧张、职业倦怠和抑郁症状程度的变量。

(致谢:本文得到中国疾病预防控制中心职业卫生与中毒控制所、佛山市职业病防治所和佛山市三水区疾病防治所的大力支持!)

参考文献

- [1] 张成. 佛山劳动密集型企业招工难的原因及对策分析 [J]. 顺德职业技术学院学报, 2014, 12 (1): 85-90.
- [2] 王超, 李珏, 傅华. 职业紧张所致经济负担的研究进展 [J]. 环境与职业医学, 2018, 35 (7): 665-670.
- [3] 刘文慧, 靳雅丽, 张灶钦, 等. 劳动密集型企业女工职业紧张反应影响因素分析 [J]. 中国职业医学, 2017, 44 (6): 758-761, 765.
- [4] 郭俊. 盐城市纺织女工职业紧张与心理健康现状分析及对策研究 [D]. 苏州: 苏州大学, 2017.
- [5] 林金钊. 广西制糖业女工心理健康状况及其影响因素研究 [D]. 南宁: 广西医科大学, 2019.
- [6] 吴辉, 谷桂珍, 周文慧, 等. 两种模型下探讨职业紧张对抑郁症状的影响 [J]. 工业卫生与职业病, 2020, 46 (1): 1-4.
- [7] Lee CY, Wu JH, Du JK. Work stress and occupational burnout among dental staff in a medical center [J]. J Dent Sci, 2019, 14 (3): 295-301.
- [8] Siegrist J. Effort-reward imbalance at work and health [J]. Res Occup Stress Well Being, 2002 (2): 261-291.
- [9] Maslach C, Schaufeli WB, Leiter MP. Job burnout [J]. Annu Rev Psychol, 2001, 52 (1): 397-422.
- [10] 黄丽, 戴俊明, 张浩, 等. 医务人员职业倦怠与健康生产力受损的关联 [J]. 环境与职业医学, 2013, 30 (5): 321-327.
- [11] 朱伟, 娄小平, 王治明. Maslach工作倦怠量表通用版在护理人员中应用的信度与效度评价 [J]. 中国行为医学与脑科学杂志, 2007, 16 (9): 849-851.
- [12] Kroenke K, Spitzer RL, Williams JB. The PHQ-9: Validity of a brief depression severity measure [J]. J General Intern Med, 2001, 16 (9): 606-613.

表3 不同级别医院放射诊断学工作人员个人剂量比较

医院类别	监测人数	年有效剂量分布 (mSv)		集体有效剂量 (人·mSv)	人均年有效剂量 [$M(P_{25}, P_{75})$](mSv/年)	H 值	P 值
		≤5	6~20				
综合性三甲医院	242	242	0	97.52	0.26 (0.18, 0.43)		
二级医院	163	162	1	88.81	0.40 (0.21, 0.73)		
一级医院	81	81	0	39.35	0.43 (0.28, 0.71)	23.698	0.000
合计	486	485	1	225.68	0.32 (0.20, 0.59)		

放射学人员年有效剂量最高,核医学人员次之,这与国内相关研究结果^[2-5]一致。其主要原因是这两类放射工作人员工作性质较为特殊,无法远距离和隔室操作,导致其受照剂量较高。

不同级别医院诊断学放射工作人员人均年有效剂量,综合性三甲医院<二级医院<一级医院,与相关报道^[6,7]一致。一级医院工作量较小,其辐射防护投入较少、防护设施不完善、放射工作人员个人防护意识较低、人员流动性较大、医院辐射防护管理不规范等多种原因导致其人员受照剂量相对较高;二级医院相较于综合性三甲医院,其防护设施相对薄弱,辐射防护管理也相对落后。

本次监测结果还显示,2018年十堰市放射工作人员整体受照水平较低,远低于国家标准限值。应与个人剂量监测依存性差,不规范监测;人员辐射防护意识薄弱,对监测重要性认识不足;个人剂量计佩戴不规范等有关。相关部门及单位应加强放射工作人员培训,提高防护意识;加强放射卫生法律、法规、标准和规范的宣传,规范监测;重视职

业危害放射防护预评价和控制效果评价,对于预控评价发现的问题,必须严格落实,及时处理。

参考文献

- [1] 中华人民共和国卫生部.放射工作人员职业健康管理办法[Z].2007.
- [2] 王俊生,张怡,林大枫.2012年深圳市职业外照射个人剂量监测结果分析[J].中国职业医学,2014,41(3):333-335,338.
- [3] 雷淑钦,孙小娜,朱东升,等.2010—2016年乌鲁木齐市某三甲医院职业外照射个人剂量监测结果分析[J].中国辐射卫生,2018,27(6):528-530.
- [4] 宋彬,许哲,魏召阳,等.2018年度苏州市个人剂量监测能力考核结果分析[J].中国辐射卫生,2019,28(4):436-439.
- [5] 冯泽臣,娄云,马永忠,等.2010年北京市职业外照射个人剂量监测[J].首都公共卫生,2012,6(2):69-71.
- [6] 谭维维,钟恩德,桑军阳,等.2016年南通市放射工作人员外照射个人剂量监测结果[J].中国辐射卫生,2019,28(2):175-178.
- [7] 黄日生.湛江市1999—2001年放射工作人员个人剂量监测与分析[J].中国辐射卫生,2003,12(2):87-88.

(收稿日期:2019-10-29)

(上接第232页)

- [13] 温忠麟,侯杰泰,张雷.调节效应与中介效应的比较和应用[J].心理学报,2005,37(2):268-274.
- [14] 刘文慧,靳雅丽,黎丽春,等.某大型电子制造企业女工职业紧张影响因素分析[J].中国职业医学,2017,44(5):604-609.
- [15] 王瑾,刘晓曼,王超,等.电子制造服务业流水线员工心理资本在职业紧张与抑郁症状间中介效应[J].中国职业医学,2019,46(3):280-285.
- [16] 孙雪梅,刘继文,葛华.新疆某铜镍矿矿工职业紧张水平及其对工作能力的影响[J].工业卫生与职业病,2018,44(4):250-254,259.
- [17] 郭垚,陈凤娇,梁俭仪,等.佛山市电子制造业作业人群职业紧张状况与高血压发病的关系研究[J].黑龙江医学,2019,43(8):971-973,975.
- [18] 葛华,孙雪梅,刘继文.新疆某铜镍矿矿工职业紧张状况及其对生命质量的影响[J].环境与职业医学,2019,36(6):559-563.
- [19] 王军.重庆市基层医务人员职业紧张现状调查及影响因素分析[J].中国卫生统计,2018,35(3):449-452,456.

- [20] 舒畅,张丹,戴俊明,等.职业紧张和社会支持对某电网公司员工抑郁症状的影响[J].环境与职业医学,2018,35(10):905-909,923.
- [21] 李雪,姜婷,刘继文.新疆油田作业人员职业紧张状况与心理障碍发生的关系研究[J].新疆医科大学学报,2018,41(11):1338-1341,1346.
- [22] 徐金平,王小舫,赵容.某电子制造企业员工职业紧张状况及干预策略[J].中国工业医学杂志,2019,32(5):362-366.
- [23] 谷桂珍,余善法,吴辉,等.某市244名警察职业紧张对抑郁症状发生的影响[J].中华预防医学杂志,2015,49(10):924-929.
- [24] 李霜,张巧耘,李朝林,等.某大型电子企业员工职业紧张干预研究[J].中国职业医学,2013,40(5):416-419.
- [25] 王德怡,周虹,周芸竹,等.公交驾驶员职业倦怠与心理健康状况的关系研究[J].现代预防医学,2020,47(1):35-39.
- [26] 吴国庆,姚建平,李顺斌.医院内科医务人员职业倦怠现状与管理对策[J].中医药管理杂志,2020,28(1):142-143.
- [27] 谷桂珍,余善法,周文慧,等.1413名机车司机职业紧张应对调查分析[J].中国工业医学杂志,2019,32(1):10-14,30.

(收稿日期:2020-02-07)