

职业紧张和社会支持对某国网公司员工抑郁症状的影响

舒畅¹, 张丹², 戴俊明¹, 孙成勋², 成蕊³, 吴宁¹

摘要:

[目的] 了解国网公司员工职业紧张、社会支持和抑郁症状现状,分析职业紧张和社会支持对抑郁症状的影响。

[方法] 于2017年3月,采用横断面研究设计,通过整群抽样方法选择国网某区公司1069名在编员工为调查对象。经知情同意后,由调查对象自主填写完成问卷。采用简明职业紧张问卷和病人健康问卷(PHQ-9)对调查对象的职业紧张、社会支持和抑郁症状进行评估。采用 t 检验和ANOVA分析比较职业紧张及抑郁症状在不同个体特征组间的差异。采用二分类logistic回归模型分析职业紧张和社会支持与抑郁症状的关联。

[结果] 本研究回收问卷有效率为87.1%。调查对象职业紧张平均得分为 1.15 ± 0.33 ,职业紧张阳性率为63.1%,不同年龄、受教育程度、周工作时长和工作制组间职业紧张得分存在差异($P < 0.01$);抑郁症状阳性率为66.7%,不同年龄、家庭人均月收入 and 周工作时长组间抑郁症状得分和抑郁症状阳性率存在差异($P < 0.01$);logistic回归分析结果显示,高工作要求($OR=1.97$)是抑郁症状的危险因素,高工作自主性($OR=0.73$)和高社会支持($OR=0.53$)是抑郁症状的保护因素。

[结论] 高工作要求,低工作自主性,低社会支持可能增加电网公司员工抑郁症状的发生风险。

关键词: 职业紧张; 工作要求; 工作自主性; 社会支持; 抑郁症状; 电网公司; 员工

引用: 舒畅, 张丹, 戴俊明, 等. 职业紧张和社会支持对某国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. DOI: 10.13213/j.cnki.jeom.2018.17593

Effects of occupational stress and social support on depressive symptoms among employees from a state grid corporation SHU Chang¹, ZHANG Dan², DAI Jun-ming¹, SUN Cheng-xun², CHENG Rui³, WU Ning¹ (1.School of Public Health, Institute of Health Communication, Key Lab of Public Health Safety of Ministry of Education, Collaborative Innovation Center of Health Risk Early Warning and Governance, Fudan University, Shanghai 200032, China; 2.Electric Power Research Institute of State Grid Jilin Electric Power Supply Company, Changchun, Jilin 130021, China; 3.State Grid Zhejiang Hangzhou Electric Power Supply Company, Hangzhou, Zhejiang 310009, China). Address correspondence to DAI Jun-ming, E-mail: jmdai@fudan.edu.cn; SUN Cheng-xun, E-mail: scx_jldky@qq.com · The authors declare they have no actual or potential competing financial interests.

Abstract:

[Objective] To investigate the status of occupational stress, social support, and depressive symptoms of employees in a state grid corporation, and analyze the effects of occupational stress and social support on depressive symptoms.

[Methods] In March 2017, a total of 1069 workers from a state grid corporation were enrolled in a cross-sectional survey through cluster sampling method, and were asked to complete a self-administered questionnaire after informed consent. Brief Occupational Stress Questionnaire and Patient Health Questionnaire (PHQ-9) were used to assess occupational stress, social support, and depressive symptoms. The t -test and ANOVA were used to compare the differences in occupational stress and depressive symptoms among subjects with different characteristics. Binary logistic regression model was used to assess the associations of depressive symptoms with occupational stress and social support.

[Results] The valid response rate of questionnaires reached 87.1% in this study. The average occupational stress score of

·作者声明本文无实际或潜在的利益冲突。

[基金项目] 上海市公共卫生三年行动计划项目(编号: GWIV-5)

[作者简介] 并列第一作者。舒畅(1991—),女,硕士;研究方向:职业紧张与健康促进;E-mail: cshu15@fudan.edu.cn。张丹(1986—),女,硕士,工程师;研究方向:职业卫生与健康促进;E-mail: 840171784@qq.com

[通信作者] 戴俊明, E-mail: jmdai@fudan.edu.cn; 孙成勋, E-mail: scx_jldky@qq.com

[作者单位] 1.复旦大学公共卫生学院,复旦大学健康传播研究所,教育部公共卫生安全重点实验室,健康风险预警治理协同创新中心,上海 200032; 2.国网吉林省电力有限公司电力科学研究院,吉林 长春 130021; 3.国网浙江杭州市供电公司,浙江 杭州 310009

the respondents was 1.15 ± 0.33 , the positive rate of occupational stress was 63.1%, and there were significant differences in occupational stress scores among groups with different ages, educational levels, weekly working hours, and shift modes ($P < 0.01$). The positive rate of depressive symptoms reached 66.7%, and there were significant differences in the scores of PHQ-9 and the positive rates of depressive symptoms among groups with different ages, monthly household income per capita, and weekly working hours ($P < 0.01$). The results of logistic regression analyses showed that high job demand ($OR=1.97$) was a risk factor of depressive symptoms, while high job control ($OR=0.73$) and social support ($OR=0.53$) were protective factors.

[Conclusion] High job demand, low job control, and low social support may increase the risk of depressive symptoms among employees from the selected state grid corporation.

Keywords: occupational stress; job demand; job control; social support; depressive symptom; state grid corporation; employee

Citation: SHU Chang, ZHANG Dan, DAI Jun-ming, et al. Effects of occupational stress and social support on depressive symptoms among employees from a state grid corporation[J]. Journal of Environmental and Occupational Medicine, 2018, 35(10): 905-909, 923. DOI: 10.13213/j.cnki.jeom.2018.17593

随着我国经济的高速发展,用电需求与日俱增,作为供电部门,国家电网在国民经济中发挥着越来越重要的作用。国家电网公司是供电的保障部门,员工的工作责任重、强度高、风险大,加上经常倒班、工作考核严格、竞争激烈等特点,导致他们同时受到传统的生产性有害因素和新兴职业有害因素如工作压力等的影响,是职业紧张的易感人群。

工作要求-自主模式作为在职业紧张研究领域占据主导地位的理論模型,被广泛应用于职业紧张评价中。工作要求是指员工为实现工作目标所承受的压力大小;工作自主性是指员工在工作中运用技能,做出决定和分配工作任务方面所拥有的自主权^[1]。当员工的工作要求较高而工作自主性较低时,容易引发职业紧张和相关身心健康问题。工作要求-自主模式评估的职业紧张可以预测抑郁症状的发生^[2]。国内研究者仅对电网企业员工的职业紧张问题有过报道^[3],而对其职业紧张、社会支持与抑郁症状发生的关系尚需进一步证实。本研究旨在探讨电网公司员工的职业紧张、社会支持与抑郁症状现状并分析其内在关联,为开展国家电网公司员工的心理健康促进提供依据。

1 对象和方法

1.1 研究对象

于2017年3月,采用整群抽样的方法,选择国家电网杭州市某区公司为研究现场,以全体1069名在编员工为研究对象。知情同意后,调查对象在问卷导言的指导下自主填写问卷。由经过统一培训的调查员负责问卷的发放、审核与回收;实际回收问卷971份,剔除不合格问卷后,共纳入分析问卷846份,回收问卷有效率87.1%。

1.2 调查内容

1.2.1 基本情况调查 调查内容包括性别、年龄、婚

姻、学历、工种、岗位、家庭人均月收入及工作时长等。

1.2.2 职业紧张与社会支持评估 采用基于工作要求-自主模型(job demand-control model, JDC模型)^[4]而开发的简明职业紧张问卷中文版^[1]。该问卷包括工作要求(5个条目)、工作自主性(5个条目)和社会支持(3个条目),共3个维度。采用Likert 5级评分,从“完全不同意”至“非常同意”5个选项,依次赋值1~5分。以工作要求与自主性的平均得分比值评估职业紧张程度,比值大于1.00者评定为处于职业紧张状态;以社会支持各条目平均得分作为社会支持得分。按三分位数法将工作要求、工作自主性、社会支持和职业紧张分别划分为低、中、高三个等级。经验证,该量表中文版具有较好的信效度^[5]。职业紧张3个维度在调查对象中的Cronbach's α 系数分别为0.788、0.751、0.788,全问卷为0.807。

1.2.3 抑郁症状评估 采用病人健康问卷(Patient Health Questionnaire 9, PHQ-9)^[6]中文版,该量表分为两部分。第一部分包括9个条目,评估过去两周抑郁症状发生的频率;各条目得分总和即为抑郁症状得分,分值越高,表明抑郁症状水平越高,0~4分者判定为无抑郁症状,5~9分者判定为轻度抑郁症状,10~14分者判定为中度抑郁症状,15~19分者判定为中重度抑郁症状,20~27分者判定为重度抑郁症状。第二部分包括1个条目,评估调查对象的社会功能受损情况。该量表中文版具有良好的信效度^[7-8]。该量表在调查人群中的Cronbach's α 系数为0.888。

1.3 统计学分析

采用EpiData 3.1软件建立数据库,SPSS 22.0软件进行统计学分析。采用卡方检验进行率的比较;采用 t 检验和ANOVA分析比较职业紧张及抑郁症状在不同个体特征组间的差异,对于方差不齐的变量,采用Kruskal-Wallis检验;采用二分类logistic回归模型,采

用二分类logistic回归模型,以工作要求、工作自主性和社会支持得分为自变量,以是否存在抑郁症状作为应变量,将PHQ-9得分<5者定义为0(无抑郁症状),将PHQ-9得分≥5者定义为1(有抑郁症状),分析职业紧张和社会支持与抑郁症状的关联。分析职业紧张和社会支持与抑郁症状的关联。检验水准 $\alpha=0.05$ (双侧)。

2 结果

2.1 一般情况

调查对象中男女性别比为3.45:1,平均年龄为(40.16±9.90)岁;受教育程度以本科及以上学历者

为主,占总调查对象的50.6%;岗位以普通职工最多,占67.5%,其次是基层干部,占25.7%;家庭人均月收入以2000~<5000元者最多,占47.5%,其次是5000~<10000元者,占34.8%;员工平均工作时间为(43.6±10.9)h/周。见表1。

2.2 不同个体特征间职业紧张比较

调查对象工作要求平均得分为3.36±0.67,工作自主性平均得分为3.03±0.67,社会支持平均得分为3.83±0.70,职业紧张平均得分为1.15±0.33。按工作要求与工作自主性平均得分比值大于1.00为职业紧张阳性的判定标准,调查对象职业紧张阳性率为63.1%。见表1。

表1 不同个体特征间职业紧张得分的比较(n=846)

变量	n	工作要求($\bar{x}\pm s$)	工作自主($\bar{x}\pm s$)	社会支持($\bar{x}\pm s$)	职业紧张($\bar{x}\pm s$)	职业紧张人数(%)
性别 ^a						
男	635	3.43±0.66**	3.07±0.67**	3.83±0.68	1.16±0.33	398(62.7)
女	184	3.19±0.66	2.92±0.68	3.86±0.71	1.14±0.30	121(65.8)
年龄(岁) ^a						
<30	128	3.20±0.59**	2.89±0.66*	3.83±0.75**	1.16±0.34***	76(59.4)
30~	292	3.47±0.67	3.02±0.69	3.79±0.69	1.20±0.36	192(65.8)
40~	200	3.42±0.64	3.09±0.63	3.98±0.63	1.15±0.28	138(69.0)
≥50	187	3.26±0.67	3.13±0.66	3.80±0.64	1.08±0.30	107(57.2)
婚姻状况 ^a						
未婚	84	3.20±0.68	2.73±0.65**	3.72±0.76	1.23±0.37	55(65.5)
已婚	700	3.38±0.68	3.07±0.67	3.84±0.69	1.15±0.32	437(62.4)
其他	22	3.32±0.69	3.12±0.77	3.98±0.60	1.14±0.39	14(63.6)
受教育程度 ^a						
初中及以下	90	3.42±0.70*	3.18±0.71*	3.90±0.62	1.12±0.30***	55(61.1)*
高中/中专	119	3.21±0.69	3.10±0.66	3.82±0.66	1.07±0.27	65(54.6)
大专	187	3.33±0.70	3.06±0.70	3.92±0.74	1.13±0.34	109(58.3)
本科及以上学历	406	3.41±0.64	2.96±0.65	3.79±0.71	1.20±0.34	275(67.7)
家庭人均月收入(元) ^a						
<2000	43	3.62±0.81*	3.10±0.92#	3.88±0.74	1.23±0.35	31(72.1)
2000~<5000	393	3.39±0.65	3.07±0.67	3.84±0.67	1.15±0.32	250(63.6)
5000~<10000	288	3.30±0.68	2.95±0.65	3.78±0.71	1.16±0.34	185(64.2)
≥10000	104	3.33±0.66	3.07±0.65	3.86±0.74	1.13±0.30	56(53.8)
工作岗位 ^a						
中高层干部	57	3.49±0.58**	3.23±0.56*	3.97±0.60#	1.11±0.26	36(63.2%)
基层干部	213	3.51±0.70	3.08±0.65	3.81±0.68	1.19±0.34	142(66.7%)
普通职工	560	3.30±0.67	2.99±0.69	3.82±0.71	1.15±0.33	347(62.0%)
周工作时长(h) ^a						
≤40	506	3.26±0.64**	3.02±0.66#	3.87±0.69**	1.12±0.31***	303(59.9)*
>40	302	3.54±0.70	3.03±0.71	3.73±0.71	1.22±0.35	208(68.9)
工作制 ^a						
常规工作制	746	3.35±0.68*	3.05±0.66	3.83±0.70	1.14±0.33**	461(61.8)*
轮班/值班制	74	3.55±0.61	2.93±0.75	3.84±0.73	1.27±0.35	56(75.7)

[注]a: 变量数据存在缺失。*: $P<0.05$; **: $P<0.01$; #: 不满足方差齐性,采用Kruskal-Wallis检验。

2.3 不同个体特征组间抑郁症状比较

调查对象 PHQ-9 平均得分为 (6.41 ± 4.30) 分。抑郁症状阳性率为 66.7%，其中轻度抑郁症状 437 人 (51.7%)，中度抑郁症状 85 人 (10.0%)，中重度抑郁症状 32 人 (3.8%)，重度抑郁症状 10 人 (1.2%)。社会功能受损情况方面，51.4% 的调查对象表示抑郁症状对自身的工作、生活或人际交流造成影响，其中有点影响占 45.7%，很有影响占 5.2%，极大影响占 0.5%。不同年龄、家庭人均月收入和每周工作时间分组之间 PHQ-9 得分差异和抑郁症状阳性率差异有统计学意义 ($P < 0.01$)。见表 2。

表 2 不同个体特征间抑郁症状得分的比较 ($n=846$)

变量	<i>n</i>	PHQ-9 得分	<i>t/F</i>	抑郁症状例数	阳性率 (%)	χ^2
性别 ^a						
男	635	6.53 ± 4.49	1.43	428	67.4	1.22
女	184	6.07 ± 3.69		116	63.0	
年龄 (岁) ^a						
<30	128	6.69 ± 4.64	15.2***	82	64.1	13.24**
30~39	292	6.95 ± 4.01		210	71.9	
40~49	200	6.35 ± 3.99		142	71.0	
≥ 50	187	5.59 ± 4.46		107	57.2	
婚姻状况 ^a						
未婚	84	7.04 ± 5.00	1.04	57	67.9	0.38
已婚	700	6.39 ± 4.25		467	66.7	
其他	22	7.05 ± 4.24		16	72.7	
受教育程度 ^a						
初中及以下	90	6.30 ± 4.64	1.85	59	65.6	1.29
高中/中专	119	5.82 ± 3.91		80	67.2	
大专	187	6.27 ± 4.54		122	65.2	
本科及以上	406	6.79 ± 4.19		282	69.5	
家庭人均月收入 (元) ^a						
<2000	43	9.09 ± 5.56	9.09**	37	86.0	17.97**
2000~<5000	393	6.25 ± 3.87		262	66.7	
5000~<10000	288	6.66 ± 4.59		198	68.8	
≥ 10000	104	5.20 ± 3.88		54	51.9	
工作岗位 ^a						
中高层干部	57	5.96 ± 3.47	0.44	37	64.9	1.75
基层干部	213	6.30 ± 4.30		134	62.9	
普通职工	560	6.48 ± 4.36		380	67.9	
周工作时长 (h) ^a						
≤ 40	506	6.10 ± 4.23	7.83**	318	62.8	8.50**
>40	302	6.98 ± 4.44		220	72.8	
工作制 ^a						
常规工作制	746	6.36 ± 4.24	2.33	491	65.8	3.82
轮班/值班制	74	7.15 ± 4.44		57	77.0	

[注] a: 变量数据存在缺失。**: $P < 0.01$; #: 不满足方差齐性, 采用 Kruskal-Wallis 检验。

2.4 职业紧张和社会支持与抑郁症状的关联

2.4.1 不同职业紧张指标间抑郁症状情况比较 结果显示, 不同工作要求、工作自主性、社会支持、职业紧张水平组间的抑郁症状得分的差异均有统计学意

义 ($P < 0.01$)。不同工作要求、工作自主性、社会支持、职业紧张水平组间抑郁症状人数分布的差异均有统计学意义 ($P < 0.05$)。见表 3。

表 3 职业紧张各指标间抑郁症状情况比较

变量	人数	抑郁症状得分	<i>F</i>	抑郁症状例数 (%)	χ^2
工作要求	低	5.99 ± 4.29	7.70**	191 (61.0)	9.71**
	中	6.08 ± 3.90		183 (66.8)	
	高	7.28 ± 4.59		190 (73.4)	
工作自主性	低	7.16 ± 4.67	7.60**	217 (71.6)	6.26*
	中	6.14 ± 4.00		182 (65.9)	
	高	5.84 ± 4.04		165 (61.8)	
社会支持	低	7.07 ± 4.86	51.95***	280 (75.1)	28.33**
	中	6.28 ± 3.98		153 (65.9)	
	高	6.09 ± 4.09		131 (54.4)	
职业紧张	低	5.64 ± 4.36	15.40**	182 (58.3)	27.29**
	中	6.13 ± 3.97		158 (64.0)	
	高	7.51 ± 4.29		224 (78.0)	

[注] *: $P < 0.05$; **: $P < 0.01$; #: 不满足方差齐性, 采用 Kruskal-Wallis 检验。

2.4.2 logistic 回归分析 模型 1 以抑郁症状为因变量, 以职业紧张和社会支持为自变量; 模型 2 在模型 1 的基础上引入个体特征因素作为控制变量。见表 4。以模型 1 为例, 结果显示, 国网公司员工抑郁症状发生与工作要求、工作自主性和社会支持密切相关, *OR* 值分别为 1.97 (95% *CI*: 1.54~2.51)、0.73 (95% *CI*: 0.57~0.93) 和 0.53 (95% *CI*: 0.42~0.67)。

表 4 国网公司员工职业紧张、社会支持与抑郁症状的 logistic 回归分析 [*OR* (95% *CI*)]

自变量	模型 1	模型 2
职业紧张		
工作要求	1.97** (1.54~2.51)	2.02** (1.47~2.78)
工作自主性	0.73* (0.57~0.93)	0.71* (0.52~0.96)
社会支持	0.53** (0.42~0.67)	0.49** (0.37~0.67)

[注] *: $P < 0.05$; **: $P < 0.01$ 。

3 讨论

对于职业人群, 抑郁可能会导致个体工作能力降低、缺勤次数增加、生产效率降低和自杀可能性增高后果, 给个体、企业和社会造成不可估量的损失^[9]。本次调查结果显示, 该电网企业员工抑郁症状阳性率达到 66.7%。与采用相同评估工具的相关研究结果相比, 低于徐金平等^[10]报道的劳动密集型电子企业员工抑郁症状阳性率 78.9%, 但高于 WANG 等^[11]报道的加拿大阿尔伯塔省职业人群抑郁症状阳性率 25.3%。

单因素分析结果显示,不同年龄、受教育程度、周工作时长和工作制组间的职业紧张得分存在差异,不同年龄、家庭人均月收入 and 周工作时长组间抑郁症状得分和抑郁症状阳性率存在差异(均 $P<0.01$)。其中值得注意的是,周工作时长 $>40\text{h}$ 组的职业紧张和抑郁症状得分高于每周工作时长 $\leq 40\text{h}$ 组(均 $P<0.01$)。超时工作容易影响工作与家庭生活的平衡,使员工下班后难以放松,增加职业紧张水平,严重影响员工的身心健康,这与以往的研究结果相一致。陈惠清等^[12]研究发现,供电企业作业人员职业紧张水平受工作时间影响,并且国外学者^[13-14]研究显示,超时工作与抑郁的发生相关。

本研究发现高工作要求、低工作自主性、低社会支持的调查对象抑郁症状得分和阳性率较高,logistic回归分析结果显示高工作要求是抑郁症状的危险因素,而高工作自主性和高社会支持是抑郁症状的保护因素。YU等^[15]对国内技术人员、工人、管理者的调查,VALENTE等^[16]对巴西银行员工的调查,以及NIEDHAMMER等^[2]对法国电力燃气公司员工的队列研究均证实高工作要求、低自主性和低社会支持能有效预测抑郁症状,与本研究结果相一致。原因可能是电网公司员工的工作责任重、强度大、要求高,但工作自主性差,即员工所从事的大多为重复且缺乏创造性的工作。此外,社会支持是工作者抑郁症状发生的保护因素^[17]。良好的社会支持网络使得个体更容易获得自尊和自我效能,从而抵制抑郁等消极情绪的产生^[18-20]。因此,采取职业紧张干预,适度设置工作要求、减少加班情况、增加员工的自主性和提高员工的社会支持,有助于改善员工心理健康,减少抑郁症状的发生。

由于条件所限,本研究仅选取一家电网公司进行调查,代表性不足。此外,本研究采用横断面调查设计,无法明确职业紧张与抑郁症状的因果关系,有待前瞻性队列研究进一步证实。

综上所述,电网公司员工的抑郁症状阳性率较高,高工作要求、低工作自主、低社会支持可能增加电网公司员工抑郁症状的发生风险。未来应采取措施降低员工的职业紧张程度,增加社会支持,以减少抑郁症状的发生,促进企业健康发展。

参考文献

[1]戴俊明. 职业紧张评估方法与早期健康效应[M]. 上海: 复旦大学出版社, 2008.

- [2] NIEDHAMMER I, GOLDBERG M, LECLERC A, et al. Psychosocial factors at work and subsequent depressive symptoms in the Gazel cohort[J]. Scand J Work Environ Health, 1998, 24(3): 197-205.
- [3] 刘晓曼, 王超, 李霜. 某供电企业员工不同模式职业紧张状况及影响因素分析[J]. 中国职业医学, 2016, 43(3): 320-323, 327.
- [4] KARASEK R, BRISSON C, KAWAKAMI N, et al. The Job Content Questionnaire (JCQ): an instrument for internationally comparative assessments of psychosocial job characteristics[J]. J Occup Health Psychol, 1998, 3(4): 322-355.
- [5] 戴俊明, 余慧珠, 吴建华, 等. 简明职业紧张问卷开发与评估模型构建[J]. 复旦学报(医学版), 2007, 34(5): 656-661.
- [6] KROENKE K, SPITZER RL, WILLIAMS JB. The PHQ-9: validity of a brief depression severity measure[J]. J Gen Intern Med, 2001, 16(9): 606-613.
- [7] WANG W, BIAN Q, ZHAO Y, et al. Reliability and validity of the Chinese version of the Patient Health Questionnaire (PHQ-9) in the general population[J]. Gen Hosp Psychiatry, 2014, 36(5): 539-544.
- [8] 金涛. 病人健康问卷抑郁量表(PHQ-9)在社区老年人群中的应用-信度与效度分析[D]. 杭州: 浙江大学, 2010.
- [9] WALSH L. Depression care across the lifespan[M]. West Sussex: John Wiley & Sons, 2009.
- [10] 徐金平, 赵容, 李香玲. 某劳动密集型电子企业员工抑郁状况及影响因素分析[J]. 职业卫生与应急救援, 2017, 35(1): 6-8, 27.
- [11] WANG J, SMAILES E, SAREEN J, et al. Three job-related stress models and depression: a population-based study[J]. Soc Psychiatry Psychiatr Epidemiol, 2012, 47(2): 185-193.
- [12] 陈惠清, 陈青松, 李华亮, 等. 作业时间对供电企业作业人员职业紧张水平影响[J]. 中国职业医学, 2013, 40(6): 540-543.
- [13] BANNAI A, TAMAKOSHI A. The association between long working hours and health: a systematic review of epidemiological evidence[J]. Scand J Work Environ Health, 2014, 40(1): 5-18.
- [14] VIRTANEN M, STANSFELD SA, FUHRER R, et al. Overtime work as a predictor of major depressive episode: a 5-year follow-up of the Whitehall II study[J]. PLoS One, (下转第923页)

- [12] ANTONINI JM, MURTHY GG, BRAIN JD. Responses to welding fumes: lung injury, inflammation, and the release of tumor necrosis factor- α and interleukin-1 β [J]. *Exp Lung Res*, 1997, 23(3): 205-227.
- [13] ANTONINI JM, LAWRYK NJ, MURTHY GG, et al. Effect of welding fume solubility on lung macrophage viability and function in vitro[J]. *J Toxicol Environ Health A*, 1999, 58(6): 343-363.
- [14] BECKETT WS, PACE PE, SFERLAZZA SJ, et al. Airway reactivity in welders: a controlled prospective cohort study[J]. *J Occup Environ Med*, 1996, 38(12): 1229-1238.
- [15] LUCCHINI R, APOSTOLI P, PERRONE C, et al. Long-term exposure to "low levels" of manganese oxides and neurofunctional changes in ferroalloy workers[J]. *Neurotoxicology*, 1999, 20(2/3): 287-297.
- [16] YU IJ, KIM KJ, CHANG HK, et al. Pattern of deposition of stainless steel welding fume particles inhaled into the respiratory systems of Sprague-Dawley rats exposed to a novel welding fume generating system[J]. *Toxicol Lett*, 2000, 116(1/2): 103-111.
- [17] HEWITT PJ, HICKS R, LAM HF. The generation and characterization of welding fumes for toxicological investigations[J]. *Annals of Occupational Hygiene*, 1978, 21(2): 159-167.
- [18] HEDENSTEDT A, JENSSEN D, LIDESTEIN BM, et al. Mutagenicity of fume particles from stainless steel welding[J]. *Scandinavian Journal of Work Environment & Health*, 1977, 3(4): 203-211.
- [19] KOSHI K. Effects of fume particles from stainless steel welding on sister chromatid exchanges and chromosome aberrations in cultured Chinese hamster cells[J]. *Industrial Health*, 1979, 17(1): 39-49.
- [20] ANTONINI JM, KEANE M, CHEN BT, et al. Alterations in welding process voltage affect the generation of ultrafine particles, fume composition, and pulmonary toxicity.[J]. *Nanotoxicology*, 2011, 5(4): 700-710.
- [21] POHLMANN G, HOLZINGER C, SPIEGEL-CIOBANU VE. Comparative investigations in order to characterise ultrafine particles in fumes in the case of welding and allied processes [J]. *Welding & Cutting*, 2013, 12(2): 97-105.
- [22] 郭庆华, 牛心华. 某汽车制造企业车架焊接工段通风排尘设施除尘效果分析与评价[J]. *环境与职业医学*, 2014, 31(11): 863-865.
- [23] 陈会祥, 黄德寅, 张倩, 等. 某机械制造生产车间电焊烟尘职业接触调查评估[J]. *中国工业医学杂志*, 2017, 30(2): 147-148, 160.
- (收稿日期: 2018-02-11; 录用日期: 2018-08-03)
(英文编辑: 汪源; 编辑: 陈姣; 校对: 汪源)

(上接第909页)

- 2012, 7(1): e30719.
- [15] YU SF, NAKATA A, GU GZ, et al. Co-effect of demand-control-support model and effort-reward imbalance model on depression risk estimation in humans: findings from Henan Province of China[J]. *Biomed Environ Sci*, 2013, 26(12): 962-971.
- [16] VALENTE MS, MENEZES PR, PASTOR-VALERO M, et al. Depressive symptoms and psychosocial aspects of work in bank employees[J]. *Occup Med*, 2016, 66(1): 54-61.
- [17] PLAISIER I, DE BRUIJN JG, DE GRAAF R, et al. The contribution of working conditions and social support to the onset of depressive and anxiety disorders among male and female employees[J]. *Soc Sci Med*, 2007, 64(2): 401-410.
- [18] KOSSEK EE, PICHLER S, BODNER T, et al. Workplace social support and work-family conflict: A meta-analysis clarifying the influence of general and work-family-specific supervisor and organizational support[J]. *Pers Psychol*, 2011, 64(2): 289-313.
- [19] BARTH J, SCHNEIDER S, VON KANEL R. Lack of social support in the etiology and the prognosis of coronary heart disease: a systematic review and meta-analysis[J]. *Psychosom Med*, 2010, 72(3): 229-238.
- [20] LEE C, DICKSON DA, CONLEY CS, et al. A closer look at self-esteem, perceived social support, and coping strategy: a prospective study of depressive symptomatology across the transition to college[J]. *J Soc Clin Psychol*, 2014, 33(6): 560-585.
- (收稿日期: 2017-09-26; 录用日期: 2018-07-18)
(英文编辑: 汪源; 编辑: 汪源; 校对: 邱丹萍)