

• 论 著 •

FOXP3 shRNA 对肝癌细胞增殖、凋亡和侵袭功能的作用

欧希¹, 张光涛¹, 田佩凯², 陈景森³, 林泽伟¹, 谢勇¹, 王爱红¹, 刘晓平¹, 刘吉奎¹

1. 北京大学深圳医院肝胆胰外科, 广东 深圳 518036; 2. 深圳大学总医院肝胆外科; 3. 深圳市妇幼保健院乳腺科

摘要:目的 研究 FOXP3 shRNA 对肝癌细胞株 SMMC-7721 和 MHCC-97H 的增殖、凋亡和侵袭功能的影响。方法 设计 3 种编码 FOXP3 shRNA 的 FOXP3 干扰慢病毒: sh-FOXP3-1-pGreenPuro、sh-FOXP3-2-pGreenPuro 和 sh-FOXP3-3-pgreenpuro, 并分别转染 SMMC-7721 和 MHCC-97H 2 个肝癌细胞培养体系, 检测转染后细胞培养体系中 FOXP3 的 mRNA 和蛋白质表达水平, 以评估 3 个慢病毒的干扰效果。采用干扰效果最好的慢病毒转染上述细胞, 以 CCK8 检测细胞增殖、TUNEL 检测细胞凋亡、Transwell 检测细胞侵袭功能, 并比较转染前后上述指标差异。结果 经菌落 PCR 和测序验证, 3 个 FOXP3 干扰慢病毒载体构建正确; 其中 sh-FOXP3-1 干扰效果最明显, 后期实验均使用 sh-FOXP3-1 转染。与对照组相比: 2 种肝癌细胞转染后 OD 值均明显下降, 细胞增殖能力显著降低; 凋亡显著升高; 细胞侵袭功能显著下降, 以上差异均有统计学意义(P 值均 < 0.05)。结论 实验条件下, 干扰 FOXP3 的表达可抑制肝癌细胞增殖、促进肝癌细胞凋亡并降低肝癌细胞侵袭能力。未来应进一步研究其作用机理, 以优化肝癌的临床治疗与预防策略。

关键词: FOXP3; shRNA; 增殖; 凋亡; 侵袭; 肝癌细胞

中图分类号: R735.7 **文献标识码:** A **文章编号:** 1006-9070(2018)04-0363-05

Effects of FOXP3 shRNA on proliferation, apoptosis and invasion of liver carcinoma cells

OU Xi*, ZHANG Guang-tao, TIAN Pei-kai, CHEN Jing-sen,

LIN Ze-wei, XIE Yong, WANG Ai-hong, LIU Xiao-ping, LIU Ji-kui

* Peking University Shenzhen Hospital, Department of

Hepatopancreatobiliary surgery, Guangdong Shenzhen 518036, China

Abstract: **Objective** To study the effects of FOXP3 shRNA on proliferation, apoptosis and invasion of liver carcinoma cells. **Methods** Three FOXP3 interfering lentivirus encoding FOXP3 shRNA were designed: sh-FOXP3-1-pGreenPuro, sh-FOXP3-2-pGreenPuro and sh-FOXP3-3-pGreenPuro, which were transfected to 2 liver carcinoma cell lines of SMMC-7721 and MHCC-97H. The interference efficiency were evaluated for 3 interfering lentivirus, the lentivirus with the highest interference efficiency was selected to transfect liver carcinoma cell cultures for proliferation, apoptosis and invasion analysis. Cell counting kit CCK-8, terminal dextrynucleotidyl transferase (TdT)-mediated dUTP nick end labeling and transwell assay were used to evaluate cell proliferation, apoptosis and invasion capacity, the results were compared before and after lentivirus transfection. **Results** Three FOXP3 interfering lentivirus vectors were constructed successfully and validated by colonial PCR and sequencing analysis. sh-FOXP3-1 was the most effective in reducing both mRNA and protein expression of FOXP3, which was selected for transfection studies. Compared with the normal control group, the OD values of the 2 carcinoma cells decreased significantly after transfection, the cell proliferation ability decreased significantly, the apoptosis increased significantly, and the cell invasion function decreased significantly(all $P < 0.05$). **Conclusion** Under experimental conditions, FOXP3-shRNA transfection could inhibit cell proliferation, induce apoptosis and inhibit invasion of liver carcinoma cells. Further study should be conducted to understand its mechanism in order to optimize the clinical treatment and prevention strategy for liver cancer.

Key words: FOXP3; shRNA; Proliferation; Apoptosis; Invasion; Liver carcinoma cells

肝癌是最常见的癌症之一, 多由肝炎及肝硬化转变而来, 其致死率仅次于肺癌^[1-2]。FOXP3 作为重要的转录因子, 对调节性 T 细胞(regulatory T cell, Treg)的形成及其免疫抑制功能起到至关重要的作用^[3]。FOXP3

DOI: 10.13668/j.issn.1006-9070.2018.04.01

基金项目: 广东省科技发展专项(2017B090904010); 深圳市科技计划项目(JCYJ20150403091443302 及 JCYJ20160428164539088); 深圳市医疗卫生三名工程项目(SZSM201612021);

作者简介: 欧希(1979—), 男, 湖南新化人, 副主任医师, 主要从事肝胆外科及肿瘤免疫治疗方面的研究。

通讯作者: 刘晓平, 主任医师, E-mail: ninliu@163.com

的表达一旦出现异常,可能会导致人类自身免疫性疾病,甚至引发恶性肿瘤的发生^[4]。早期研究发现 FOXP3 在 T 细胞中表达,后来发现其在肾癌细胞、乳腺癌细胞、黑色素瘤细胞等多种肿瘤组织中也有表达^[5]。FOXP3 通过直接结合靶基因启动子区或与其他转录因子协同作用调节下游靶基因表达,参与肿瘤细胞增殖、凋亡、侵袭、转移以及血管生成等多种生物学功能^[6];研究 FOXP3 的相关功能,可能为肝癌的靶向治疗提供新的靶点。为探讨 FOXP3 功能及对肝癌的作用效果相关机制,本实验采用构建 FOXP3 基因的干扰慢病毒,分别转染至 SMMC-7721 和 MHCC-97H 两种肝癌细胞株,检测细胞的增殖、凋亡和侵袭等情况,以此研究 FOXP3 对肝癌细胞的影响。

1 材料和方法

1.1 材料

1.1.1 细胞株:肝癌细胞株 SMMC-7721 和 MHCC-97H 均购于中科院上海生物研究所。

1.1.2 试剂:氨苄青霉素(NOAA8180, Solarbio); LB 琼脂(J104-10PK, Amresco); pGreenpuro vector; 质粒小提试剂盒(KL060, KALANG); 普通琼脂糖凝胶 DNA 回收试剂盒(DP210-02, TIANGEN); RPMI 完全 1640 培养液(1×)(Gibico); OPTI-MEM® I(1X)(331985-062, Gibico); DMEM(1X)+GlutaMAX™-1 Dulbecco's Modified Eagle Medium(Lot:1859228, Gibico); FBS(SKU: 04-007-1A, BI); L-谷氨酰胺(200mM G0200, Solarbio); 青链霉素混合液(100X)细胞培养专用(P1400, Solarbio); CCK8 检测试剂盒(35000, Biolite); 胰蛋白酶-EDTA 消化液(0.25%)(T1300, Solarbio); Lipofectamine® 3000(18882752,

Invitrogen); Trizol Reagent(CW0580, CWBIO); Ultrapure RNA 超纯 RNA 提取试剂盒(CW0581, CWBIO); HiFiScript cDNA 第一链合成试剂盒(KL041, KALANG); UltraSYBR Mixture(DM0762, DM); 结晶紫染色液(G1061, Solarbio); GAPDH(TA-08, 中杉金桥); 超敏发光液(RJ239676, 赛默飞); BSA(Thermo); BCA 蛋白定量试剂盒(Thermo); Acrylamide(A8080, Ultra Pure Grade)等; TUNEL 检测试剂盒(C1088, 碧云天)。

1.1.3 仪器:-80℃超低温冰箱(ELT-21V-85V14型, Harris); 干式恒温仪(TU-100C, 上海一恒); 电热恒温培养箱(DHP-9012, 上海一恒); CO₂ 培养箱(C150, 德国 Binder 公司); 电热鼓风干燥箱(DHG-9070A, 上海一恒); 生物安全柜(HFsafe 1200 A2, Heal Force); 冷冻离心机(Optima MAX-XP, Beckman coulter); 荧光显微镜(742BR1154, BIORAD); 超高灵敏度化学发光成像系统(170-8280, 美国伯乐); 数显恒温水浴锅(HH-2, 常州国华); 荧光 PCR 仪(CFX Connect, 美国伯乐); 紫外可见分光光度计(UV2450/2550, 岛津)。

1.2 方法

1.2.1 FOXP3 干扰慢病毒载体的构建:在 NCBI 数据库中查找 FOXP3 基因的 mRNA, 设计 3 对特异性 shRNA 序列, 分别对应不同的干扰靶点, 见表 1。引物正义链引入 BamHI 酶切位点, 反义链引入 EcoRI 酶切位点, 退火形成双链, 双酶切后与载体 pGreenpuro 连接, 构建慢病毒重组载体 sh-FOXP3-1-pGreenPuro、sh-FOXP3-2-pGreenPuro、sh-FOXP3-3-pGreenPuro, 转化感受态细胞, 隔夜培养, 挑取单克隆 PCR 扩增, 以 1% 琼脂糖电泳检测扩增条带。

表 1 FOXP3 shRNA 引物序列

引物名称	引物序列(5'-3')	产物长度(bp)
sh-FOXP3-F1	GATCCGCCACATTTTCATGCACCAGCTCTCGAGAGCTGGTGCATGAAATGTGGCTTTTGTG	65
sh-FOXP3-R1	AATTCGCCACATTTTCATGCACCAGCTCTCGAGAGCTGGTGCATGAAATGTGGCG	
sh-FOXP3-F2	GATCCGCACTGACCAAGGCTTCATCTCTCGAGAGATGAAGCCTTGGTCAGTGCTTTTGTG	65
sh-FOXP3-R2	AATTCGCACTGACCAAGGCTTCATCTCTCGAGAGATGAAGCCTTGGTCAGTGCG	
sh-FOXP3-F3	GATCCGCATGTTTGCCCTTCTTCAGAACTCGAGTTCTGAAGAAGGCAAACATGCTTTTGTG	65
sh-FOXP3-R3	AATTCGCATGTTTGCCCTTCTTCAGAACTCGAGTTCTGAAGAAGGCAAACATGCG	

1.2.2 FOXP3 干扰慢病毒载体转染肝癌细胞及效果评估:以 FOXP3 干扰慢病毒载体转染 SMMC-7721 细胞实验分为空白对照组、NC 组和转染组; FOXP3 干扰慢病毒载体转染 MHCC-97H 细胞实验分为空白对照组、NC 组和转染组。按照 Lipofectamine® 3000 试剂使用说明, 低温环境下配制 DNA-脂质体复合物, 并室温避光孵育 1 h 后, 将 DNA-脂质体复合物加入至细胞中, 对照组不加转染试剂、NC 组转染 NC(空

载)RNA, 转染组转染干扰慢病毒脂质体复合物。在培养板上标记各组别, 置于 37℃, 5% CO₂ 培养箱孵育细胞。采用荧光定量 PCR 检测 FOXP3 基因的 mRNA 表达水平, 以对照组水平为基准, 通过 Cq 值计算转染组的相对表达量; 以 Western Blot 检测 FOXP3 基因的蛋白表达水平, 通过 ImageJ 分析软件测得灰度值; 计算 NC 组、转染组 FOXP3 mRNA、蛋白质相对表达水平。

1.2.3 CCK8 检测细胞增殖:弃含药培养基,每孔加入新配制含 10 μL 的毒性检测液 CCK8,培养箱中培养 4 h 后,用酶标仪检测 450 nm 波长的 OD 值。每孔检测重复 3 次,计算平均值。

1.2.4 TUNEL 检测细胞凋亡:对于贴壁细胞 PBS 洗涤 3 次,以 4% 多聚甲醛固定细胞 30 min, PBS 洗涤 3 次。加入含 0.3% Triton X-100 的 PBS,室温孵育 5 min。PBS 洗涤 3 次。配制 TUNEL 检测液:一个样品 TdT 酶 2 μL、荧光标记液 48 μL。用 PBS 洗涤 2 次,在样品上加 50 μL TUNEL 检测液,37 °C 避光孵育 60 min。PBS 洗涤 3 次,用抗荧光淬灭封片后荧光显微镜下观察。

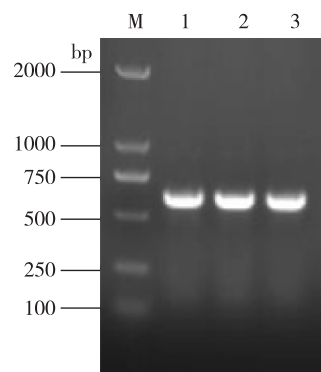
1.2.5 Transwell 检测细胞侵袭功能:分别取实验分组的细胞种板前 1 d,血清饥饿 12 h,常规消化、离心收集细胞,用低血清 DMEM 培养液(含 0.2% FBS)混悬成密度为 5×10⁵/mL 的单细胞悬液。将 Transwell 培养池放入 24 孔培养板中,上室内加入 100 μL 细胞悬液(约 5×10⁴ 细胞),下室内加入 500 μL 含 10% FBS 的 DMEM 培养液。置于 5% CO₂, 37 °C 孵箱培养 24 h 后, PBS 洗 2 次,用棉球小心擦去上室内细胞, 4% 多聚甲醛固定 20~30 min, PBS 洗 2 次, 0.1% 结晶紫染色 30 min, PBS 洗 2 次, 去掉多余染料,显微镜下观察拍照。

1.3 统计分析 采用 SPSS19.0 统计软件包进行统计分析,计量资料结果以 $\bar{x} \pm s$ 表示。多样本比较采用单因素方差分析,组间比较采用 *t* 检验,以 *P* < 0.05 为差异有统计学意义。

2 结果

2.1 FOXP3 干扰慢病毒载体的鉴定 在过夜培养的 sh-FOXP3-1-pGreenPuro、sh-FOXP3-2-pGreenPuro、sh-FOXP3-3-pGreenPuro 转化细菌平板上分别挑取单菌落进行 PCR 验证,将扩增后的 PCR 产物进行 1% 琼脂糖凝胶电泳,检测目标条带,在约 635 bp 处有唯一特异性扩增条带,与理论值相符,见图 1。

2.2 FOXP3 干扰慢病毒干扰效果 将 3 个干扰质粒转染 SMMC-7721 细胞及 MHCC-97H 细胞后,干扰序列中 sh-FOXP3-1 干扰效果最明显,转染细胞中 FOXP3 基因的 mRNA 及蛋白表达量最低,因此后期都使用 sh-FOXP3-1 进行实验。如表 2、表 3 及图 2。



注:M:DL2000 Marker;1:sh-FOXP3-1-pGreenPuro 扩增条带;2:sh-FOXP3-2-pGreenPuro 扩增条带;3:sh-FOXP3-3-pGreenPuro 扩增条带

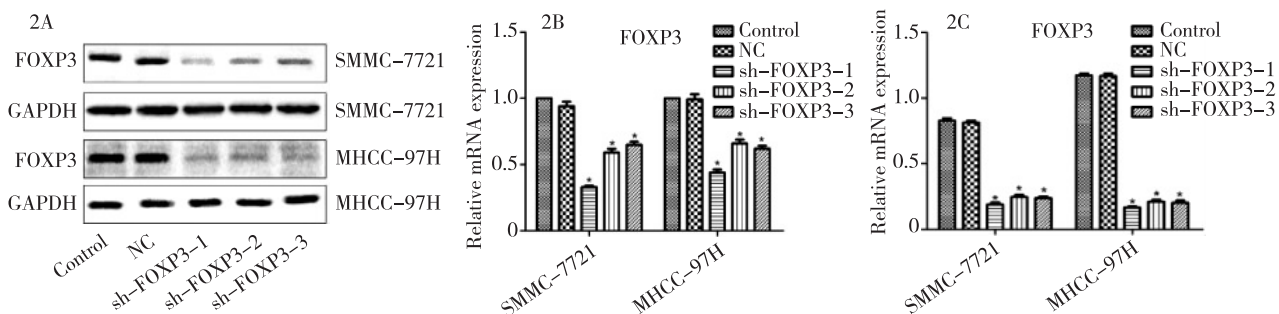
图 1 FOXP3 干扰慢病毒转染质粒菌落 PCR 琼脂糖凝胶电泳图

表 2 FOXP3 干扰慢病毒转染 SMMC-7721 细胞干扰效果

组别	mRNA			Protein		
	相对表达水平	<i>t</i> 值	<i>P</i> 值	相对表达水平	<i>t</i> 值	<i>P</i> 值
对照	1.00±0.00	-	-	0.83±0.34	-	-
NC	0.94±0.06	1.732	0.158	0.81±0.02	0.599	0.581
sh-FOXP3-1	0.33±0.02	58.024	<0.01	0.19±0.27	25.387	<0.01
sh-FOXP3-2	0.59±0.05	14.203	0.19	0.25±0.27	23.251	<0.01
sh-FOXP3-3	0.65±0.04	15.155	0.15	0.24±0.22	25.294	<0.01

表 3 FOXP3 干扰慢病毒转染 MHCC-97H 细胞干扰效果

组别	mRNA			Protein		
	相对表达水平	<i>t</i> 值	<i>P</i> 值	相对表达水平	<i>t</i> 值	<i>P</i> 值
对照	1.00±0.00	-	-	1.17±0.28	-	-
NC	0.99±0.07	0.177	0.868	1.12±0.03	0.118	0.912
sh-FOXP3-1	0.44±0.04	24.249	<0.01	0.16±0.01	59.016	<0.01
sh-FOXP3-2	0.66±0.05	11.778	0.027	0.21±0.23	46.588	<0.01
sh-FOXP3-3	0.62±0.04	16.454	0.014	0.20±0.03	40.987	<0.01



注:2A:FOXP3 干扰慢病毒转染后各组细胞 FOXP3 蛋白表达水平;2B:FOXP3 干扰慢病毒转染后各组细胞 FOXP3 mRNA 表达水平;2C:FOXP3 干扰慢病毒转染后各组细胞 FOXP3 蛋白表达水平

图 2 FOXP3 干扰慢病毒转染细胞后的干扰效果

2.3 FOXP3 干扰慢病毒对细胞增殖的影响 与对照组相比,以 sh-FOXP3-1 转染 SMMC-7721 细胞、MHCC-97H 细胞转染组 OD 值均显著下降,差异均有统计学意义(P 值均 < 0.05)。说明沉默 FOXP3 表达后会抑制肝癌细胞增殖。见表 4~表 5、图 3。

表 4 FOXP3 干扰慢病毒转染对 SMMC-7721 细胞增殖的影响

组别	SMMC-7721(OD value)				
	0 h	12 h	24 h	48 h	72 h
对照	0.74±0.22	0.81±0.01	0.84±0.01	0.90±0.01	0.96±0.16
NC	0.72±0.15	0.81±0.01	0.85±0.02	0.91±0.01	0.96±0.01
sh-FOXP3-1	0.73±0.12	0.67±0.02	0.62±0.02	0.59±0.01	0.49±0.12
t 值	0.458	13.305	16.653	28.066	41.393
P 值	0.670	< 0.001	< 0.001	< 0.001	< 0.001

表 5 FOXP3 干扰慢病毒转染对 MHCC-97H 细胞增殖的影响

组别	MHCC-97H(OD value)				
	0h	12h	24h	48h	72h
对照	0.70±0.13	0.75±0.01	0.81±0.01	0.87±0.01	0.95±0.13
NC	0.72±0.19	0.74±0.01	0.82±0.01	0.86±0.01	0.95±0.01
sh-FOXP3-1	0.69±0.18	0.62±0.01	0.58±0.01	0.51±0.01	0.42±0.01
t 值	0.531	20.201	34.300	48.381	59.700
P 值	0.623	0.002	< 0.001	< 0.001	< 0.001

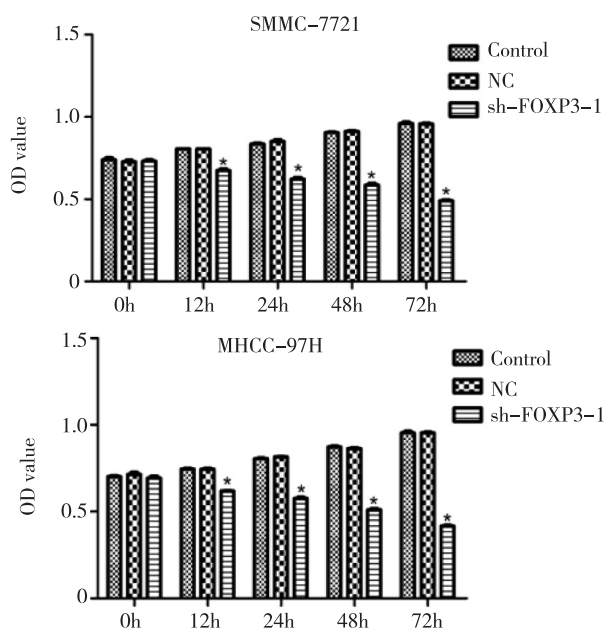


图 3 FOXP3 干扰慢病毒对细胞增殖的影响

2.4 FOXP3 干扰慢病毒对细胞凋亡的影响 与对照组相比,sh-FOXP3-1 转染组的凋亡显著升高,说明沉默 FOXP3 表达会促进细胞的凋亡,见图 4。

2.5 FOXP3 干扰慢病毒对细胞侵袭功能的影响 与对照组相比,sh-FOXP3-1 转染组的侵袭功能显著下降,说明沉默 FOXP3 表达后会抑制细胞的侵袭,见图 5。

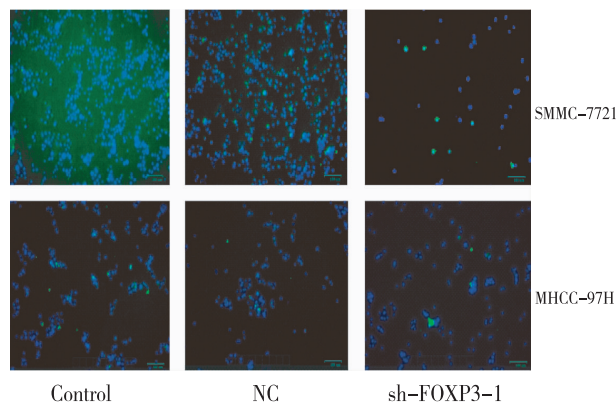


图 4 FOXP3 干扰慢病毒对细胞凋亡的影响

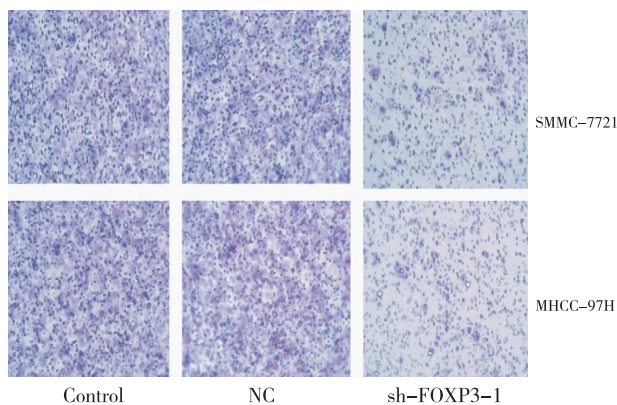


图 5 FOXP3 干扰慢病毒对细胞侵袭功能的影响

3 讨论

本研究成功构建了 3 个 FOXP3 感染慢病毒颗粒,经克隆测序验证完全正确,转染 SMMC-7721、MHCC-97H 2 个肝癌细胞培养系后,sh-FOXP3-1 慢病毒对 FOXP3 mRNA 和蛋白质表达水平抑制效果最好;采用此慢病毒转染上述细胞后,以 CCK8 检测细胞增殖、TUNEL 检测细胞凋亡、Transwell 检测细胞侵袭功能,结果显示 FOXP3 表达可以抑制肝癌细胞增殖、促进凋亡、降低侵袭能力,与对照组相比,差异均有统计学意义。

肝癌是一种严重危害人类健康的多发肿瘤,现今根治性手术治疗和肝移植是肝癌治疗的首选方法,但肝源紧张、术后复发、治愈率低一直是难以解决的问题^[7]。FOXP3 属于翼状头转录因子家族,是 Treg 最特异的生物学标记物,对 Treg 细胞的分化、维持及其免疫抑制功能具有重要作用^[8]。近年来,肿瘤细胞与 FOXP3 的关系渐受重视。FOXP3 在很多肿瘤细胞系

及肿瘤组织的肿瘤细胞上均有表达,如乳腺癌、胰腺癌、结直肠癌、恶性黑色素瘤^[9-10]等,Chao Ma 等^[11]在胆管癌细胞系中敲除了 FOXP3 基因表达,检测相关指标发现下调 FOXP3 可通过减少 MMP-9 和 MMP-2 的量来抑制肿瘤细胞侵袭,随着 FOXP3 的敲除,癌细胞分泌的 IL-10 和 TGF- β 1 减少,T 细胞的细胞存活显著上调,这些结果提示 FOXP3 在肿瘤恶性表型特别是侵袭和免疫逃逸中起重要作用。Ma 等^[12]研究发现,在胃癌细胞中沉默 FOXP3 可减少促凋亡基因的表达,发现通过调节凋亡信号传导来识别 FOXP3 在抑制胃癌细胞增殖和诱导胃癌细胞凋亡中的新作用,这可能是一种有希望的胃癌治疗方法。Niu 等^[10]发现沉默黑色素瘤细胞中的 FOXP3,能使肿瘤细胞的增殖能力降低,下调肿瘤细胞对 CD₄⁺、CD₂₅⁺ T 淋巴细胞增殖抑制的能力,并通过下调多种细胞因子如 TGF- β 1、TGF- β 2、IL-10 和其他细胞因子的分泌,对肿瘤产生积极的影响。王莉等^[13]证实 FOXP3 在所有的肝癌细胞系中均有表达,且在 MHCC-97H 细胞中出现高表达(83.48%)。不但肝癌细胞株,肝癌细胞癌组织中 FOPX3 表达也增高,且与 CD₄⁺、CD₂₅⁺ Treg 细胞的变化相平行。FOXP3 调控肿瘤细胞的机制并不十分清楚,目前认为可能有以下 2 个:一是抑制原癌基因转录,FOXP3 是 HER2 原癌基因的转录抑制因子,抑制原癌基因 ERbB2/HER2 表达,进而抑制肿瘤发生。SKP2 是多种肿瘤的原癌基因蛋白,而 FOXP3 则是原癌基因 SKP2 的转录抑制因子,抑制 SKP2 表达。多种肿瘤中 FOXP3 表达缺陷,导致 SKP2 过表达,使细胞周期紊乱,失去对细胞增殖的抑制作用,对肿瘤发生起促进作用^[14]。二是激活抑癌基因转录。Liu 等^[15]发现若干抑癌基因在受到 FOXP3 诱导后表达显著升高,其中以 p21 升高最多。FOXP3 转录因子结合到 p21 基因内含子区域,同时增加 p21 基因局部组蛋白 H3 的乙酰化,激活并增加 p21 转录,从而发挥肿瘤抑制作用。

本研究证明沉默 FOXP3 表达可以抑制肝癌细胞增殖、促进凋亡、降低侵袭能力,为肝癌的防治提供了新的思路和靶点;但其具体的调节机制仍不清楚,进一步深入研究 FOXP3 功能及对肝癌的作用效果相关机制,对优化临床预防和治疗策略,提高肝癌生存率具有重要意义。

参考文献

[1] Glantzounis GK, Kyrochristos ID, Ziogas DE, *et al.* Novel transla-

tional therapeutic strategy by sequencing primary liver cancer genomes[J]. *Future Oncol*, 2017, 13(12):1049-1052.

- [2] Yang B, Petrick JL, Kelly SP, *et al.* Adiposity across the adult life course and incidence of primary liver cancer: The NIH-AARP cohort[J]. *Inter J Cancer*, 2017, 141(2):271-278.
- [3] Yang B, Petrick JL, Kelly SP, *et al.* Adiposity across the adult life course and incidence of primary liver cancer: The NIH-AARP cohort[J]. *Int J Cancer*, 2017, 141(2):271-278.
- [4] Sakaguchi S, Yamaguchi T, Nomura T, *et al.* Regulatory T cells and immune tolerance[J]. *Cell*, 2008, 133(5):775-787.
- [5] Bennett CL, Christie J, Ramsdell F, *et al.* The immune dysregulation, polyendocrinopathy, enteropathy, X-linked syndrome (IPEX) is caused by mutations of FOXP3[J]. *Nat Genet*, 2001, 27(1):20-21.
- [6] McInnes N, Sadlon TJ, Brown CY, *et al.* FOXP3 and FOXP3-regulated microRNAs suppress SATB1 in breast cancer cells[J]. *Oncogene*, 2012, 31(8):1045-1054.
- [7] Ebert LM, Tan BS, Browning J, *et al.* The regulatory T cell-associated transcription factor FoxP3 is expressed by tumor cells[J]. *Cancer Res*, 2008, 68(8):3001-3009.
- [8] Wiedmann MW, Mössner J. Molecular targeted therapy of hepatocellular carcinoma - results of the first clinical studies[J]. *Curr Cancer Drug Targets*, 2011, 11(6):714-733.
- [9] Vadasz Z, Toubi E. FoxP3 expression in macrophages, cancer, and B Cells-Is it real? [J]. *Clin Rev Allergy Immunol*, 2017, 52(3):364-372.
- [10] Niu J, Jiang C, Li C, *et al.* Foxp3 expression in melanoma cells as a possible mechanism of resistance to immune destruction[J]. *Cancer Immunol Immunother*, 2011, 60(8):1109-1118.
- [11] Ma C, Peng C, Lu X, *et al.* Downregulation of FOXP3 inhibits invasion and immune escape in cholangiocarcinoma[J]. *Biochem Biophys Res Commun*, 2015, 458(2):234-239.
- [12] Ma GF, Chen SY, Sun ZR, *et al.* FoxP3 inhibits proliferation and induces apoptosis of gastric cancer cells by activating the apoptotic signaling pathway [J]. *Biochem Biophys Res Commun*, 2013, 430(2):804-809.
- [13] 王莉,梅铭惠,孙煦化,等. 转录因子 FOXP3 在肝癌细胞中的表达及意义[J]. *山东医药*, 2010, 50(48):8-11.
- [14] Zuo T, Liu R, Zhang H, *et al.* FOXP3 is a novel transcriptional repressor for the breast cancer oncogene SKP2[J]. *J Clin Invest*, 2007, 117(12):3765-3773.
- [15] Liu R, Wang L, Chen G, *et al.* FOXP3 up-regulates p21 expression by site-specific inhibition of histone deacetylase 2/histone deacetylase 4 association to the locus[J]. *Cancer Res*, 2009, 69(6):2252-2259.

收稿日期:2018-05-24 编辑:彭海燕

· 论 著 ·

江苏某农村地区柯萨奇病毒 A 组 16 型 感染所致疾病负担研究

姚学君^{1△}, 李家学^{2△}, 李靖欣³, 胡月梅³, 孟繁岳³, 金辉⁴, 甘正凯⁴, 张明磊², 李大罕², 张雪峰³, 朱凤才³

1. 盐城市疾病预防控制中心, 江苏 盐城 224100; 2. 赣榆县疾病预防控制中心;

3. 江苏省疾病预防控制中心; 4 东南大学公共卫生学院

摘要:目的 了解柯萨奇病毒 A 组 16 型(Coxsackievirus A16, CA16)所致疾病经济负担。方法 采用问卷调查方式, 对赣榆县可疑肠道病毒监测系统发现的 CA16 感染病例进行调查, 获得经济负担资料。结果 共调查 CA16 感染病例 299 例, 疾病造成的经济负担共计 585 691.17 元, 人均 1 958.83 元; 人均直接、间接和无形负担分别为 239.52、289.99、1 429.33 元。有 257 例病例因病有不同程度失能, 患儿失能调整生命年为 0.164 人年, 人均负担强度为 0.64 人年/千人。结论 在农村地区 CA16 感染所致疾病的疾病负担较重, 积极防控 CA16 感染所致疾病具有较大社会效益和经济效益。

关键词:柯萨奇病毒 A 组 16 型; 疾病负担; 手足口病; 农村

中图分类号:R512.5 **文献标识码:**A **文章编号:**1006-9070(2018)04-0368-04

Study of disease economic burden caused by Coxsackievirus A 16 in certain rural areas in Jiangsu province

YAO Xue-jun*, LI Jia-xue, LI Jing-xin, HU Yue-mei, MENG Fan-yue, JIN Hui, GAN Zheng-kai,

ZHANG Ming-lei, LI Da-han, ZHANG Xue-feng, ZHU Feng-cai

* Yancheng Municipal Center for Disease Control and Prevention, Jiangsu Yancheng 224100, China

Abstract: Objective To analyze the disease economic burden caused by coxsackievirus A 16 (CA16). **Methods** Questionnaire based survey were conducted for suspected cases collected by the active and passive surveillance systems built for enterovirus disease in Ganyu county of Jiangsu province to obtain information of disease economic burden. **Results** A total of 299 CA16 cases were investigated, the total economic burden was 585 691.17 RMB, the per capita was 1 958.83 RMB. The mean direct, indirect and intangible economic burden was 239.52 RMB, 289.99 RMB and 1 429.33 RMB, respectively. A total of 257 cases had different degrees of disability due to disease, the adjusted life year (DALY) was 0.164 person year and the burden of strength per person was 0.64 DALYs per thousand. **Conclusion** The disease economic burden of cases caused by CA16 was heavy in rural areas. Effective prevention and control of diseases caused by CA16 infection will have great social and economic benefits.

Key words: Coxsackievirus A16; Disease burden; Hand foot and mouth disease; Rural area

柯萨奇病毒 A 组 16 型(Coxsackievirus A16, CA16)是小核糖核酸病毒科肠道病毒属成员, 可引起手足口病、疱疹性咽峡炎、非特异性发热、无菌性脑膜炎、肺炎、心肌炎等疾病^[1]。近些年来, CA16 虽与 EV71 型同为手足口病的主要致病原, 常交替流行或共同流行, 但多项研究表明, CA16 分布范围广, 发病人数多, 隐性感染数据应远多于调查数据, 据统计有 50%~80% 是无症状感染^[2], CA16 感染率及隐性感染率均较 EV71

高^[3], 其作为传染源的公共卫生意义亦较为显著。本文对 CA16 感染所致疾病负担进行研究, 旨在为卫生资源配置和防控措施制定提供科学依据。

1 材料与方法

1.1 研究对象 数据源于北京科兴 EV71 疫苗 III 期临床试验^[4], 研究现场建立可疑肠道病毒监测系统, 2012 年 3 月—2013 年 2 月所发现的 CA16 感染病

DOI: 10.13668/j.issn.1006-9070.2018.04.002

基金项目: 江苏省重大传染病防控科技示范项目(BE2015714); 江苏省流行病学重点学科(ZDXK A2016008)

作者简介: 姚学君(1987—), 男, 江苏盐城人, 医师, 主要从事急性传染病防控工作; 李家学(1971—), 男, 江苏连云港人, 副研究员, 主要从事质量管理与卫生检验工作。△并列第一作者。

通讯作者: 朱凤才, 主任医师, E-mail: jszfc@vip.sina.com; 张雪峰, 主任医师, E-mail: njzhangxf@126.com

例。以所在乡镇为单位,以整群抽样原则,抽取赣榆县 300 例病例为本次研究对象,有效调查 299 例。

本研究中 CA16 感染所致疾病,包括手足口病、疱疹性咽峡炎、呼吸系统疾病、消化系统疾病以及其他。手足口病、疱疹性咽峡炎病例的诊断依据参照卫生部《手足口病诊疗指南(2010 版)》,以及 WHO《Guidance for the clinical management of HFMD》;发生于呼吸道的症状或疾病(如咳嗽、流涕、上呼吸道感染、支气管炎、肺炎等)归类于呼吸系统疾病;发生于消化道的症状或疾病(如急性肠炎、腹泻、呕吐、恶心等)则归类于消化系统疾病;其他症状、体征或疾病归类于其他。各类病例确诊在临床诊断基础上,同时满足 CA16 型特异性核酸检测连续 2 次阳性。

1.2 调查方法 自行设计调查问卷,内容包括调查对象基本信息、患病信息、家庭收入情况、患病就医费用、交通费用、额外营养费用、陪护者误工时间、无形负担以及失能情况等。所有调查由经统一培训的疾控人员完成,经调查对象监护人知情同意后,对其面对面访谈。直接医疗费用采用访谈结合医疗单位查询或新农合办公室提供方式获得。

1.3 经济负担指标

1.3.1 直接经济负担:包括直接医疗费用和间接医疗费用。直接医疗费用包括就医时直接支付给医疗机构费用,包括挂号费、诊疗费、药费、化验费、床位费、护理费等;间接医疗费用为除了直接医疗费用外,与诊治活动相关的费用,如交通费、额外营养费等。

1.3.2 间接经济负担:为患病期间家人照顾患者误工的损失。采用人力资本法,具体计算方法:(赣榆县 2012 年人均纯收入/365)×误工天数。

1.3.3 无形经济负担:为因病造成的身体和精神上的痛苦及生活上的不便等用货币体现的形式,尝试采

用意愿支付法衡量,该法是测量生命和健康价值的一种可替代方法^[5]。

1.4 失能情况 本研究采用 TAPQOL(TNO-Pre-school quality of life)量表,通过对患儿家长问卷调查来评估 CA16 所致疾病对患儿生命质量的影响。再采用失能调整生命年(disability adjusted life year, DALY)测量患儿的失能情况。失能权重定义采用 WHO 六级社会功能失能分级为标准,在复合健康指标中使用 0~1 之间的权重,健康(权重数为 0)和死亡(权重数为 1)之间确定 6 个失能等级,计算根据世界卫生组织和世界银行公布的测算公式^[6]。

1.5 统计分析 采用 Epidata 3.0 建立数据库,双人双机录入。偏态分布资料经对数转换近正态分布后,利用 SPSS 20.0 分别对经济负担资料进行统计学分析。以 $P < 0.05$ 为差异有统计学意义。

2 结果

2.1 基本情况 本次调查 299 例病例中,男性 176 例,女性 123 例,平均(20.53±7.31)月龄。292 例(占 97.66%)参加基本医疗保险或新农合。疾病主要为手足口病(44.82%,134 例)、呼吸道感染(34.45%,103 例)、非特异症状(11.04%,33 例)、疱疹性咽峡炎(7.69%,23 例)、消化道感染(2.01%,6 例)。

2.2 经济负担 299 例经济负担合计 585 691.17 元,人均 1 958.83 元。其中直接经济负担 71 615.63 元(占 12.22%),人均 239.52 元;间接经济负担为 86 706.04 元(占 14.80%),人均 289.99 元;无形负担 427 369.50 元(占 72.97%),人均 1 429.33 元。2012 年赣榆县居民人均纯收入 10 310 元^[7],病例人均直接经济负担和间接经济负担合计 529.51 元,占全县人均纯收入 5.14%。见表 1。

表 1 CA16 感染所致疾病的经济负担情况(元)

疾病	例数	直接经济负担		间接经济负担		无形经济负担		总经济负担	
		人均	小计	人均	小计	人均	小计	人均	小计
手足口病	134	280.85	37 633.90	309.57	41 482.38	1 302.61	174 549.74	1 893.03	253 666.02
疱疹性咽峡炎	23	282.22	6 491.06	256.18	5 892.14	1 213.04	27 899.92	1 751.44	40 283.12
呼吸道感染	103	182.69	18 817.07	288.20	29 684.6	1 364.27	140 519.81	1 835.16	189 021.48
消化道感染	6	119.66	717.96	210.16	1 260.96	3 050.00	18 300.00	3 379.82	20 278.92
非特异性症状	33	241.08	7 955.64	254.12	8 385.96	2 003.03	66 099.99	2 498.23	82 441.59
合计	299	239.52	71 615.63	289.99	86 706.04	1 429.33	427 369.50	1 958.83	585 691.17
F 值		1.58		0.52		2.61		1.05	
P 值		0.18		0.72		0.04		0.35	

2.3 不同疾病所致经济负担 无形经济负担中以消化道感染最高,疱疹性咽峡炎最低,差异有统计学意义(P 值均 < 0.05);其他经济负担疾病间差异均无统计学意义(P 值均 > 0.05),见表 1。对家庭造成影响来看,疱疹性咽峡炎直

接经济负担占家庭年均收入比例相对较高(5.42%),差异有统计学意义($\chi^2 = 41.62, P < 0.01$);手足口病直接经济负担占人均年收入的比例相对较高(23.13%),差异有统计学意义($\chi^2 = 56.11, P < 0.01$)。见表 2。

表 2 CA16 感染所致疾病直接费用对家庭及个人经济的影响

疾病	例数	直接经济负担 (元/例)	家庭年均收入 (元/例)	人均年收入 (元/例)	占家庭年收入 (%)	占人均年收入 (%)
手足口病	134	280.85	52 515.52	12 143.69	5.35	23.13
疱疹性咽峡炎	23	282.22	52 093.91	12 756.09	5.42	22.12
呼吸道感染	103	182.69	51 577.09	12 400.41	3.54	14.73
消化道感染	6	119.66	37 100.00	10 075.79	3.23	11.86
非特异性症状	33	241.08	53 359.39	12 110.66	4.52	19.91

2.4 失能情况测算 299 例调查对象中, 257 例因 CA16 感染所致疾病导致不同程度的失能。257 例 CA16 感染病例 DALYs 共计 0.164 人年, 患儿负担强度为 0.64 人年/千人。不同疾病间负担强度差异无统计学意义 ($F=2.19, P=0.07$), 其中消化道感染病例由于样本量和离群值的关系, 其所致疾病负担强度相对较强, 其次负担强度较大的为手足口病, 见表 3。

表 3 CA16 感染所致疾病的失能情况

疾病	例数	DALYs (人年)	负担强度 (人年/千人)
手足口病	114	0.082	0.72
疱疹性咽峡炎	20	0.011	0.54
呼吸道感染	86	0.050	0.58
消化道感染	6	0.007	1.12
非特异性症状	31	0.014	0.46
合计	257	0.164	0.64

3 讨论

疾病负担的研究, 对于帮助卫生政策制定者寻求减轻疾病负担的方法和途径, 增加健康投资的经济效益和社会效益有重要意义。以往关于 CA16 的研究主要是手足口暴发调查或重症患者分析, 缺乏对 CA16 感染所致疾病全面的认识和了解。目前国内仅有少量关于手足口病疾病负担研究^[8-9], 且这些文献未区分是由 EV71 或 CA16 感染所致疾病的经济负担研究。本研究将针对 CA16 感染所致疾病负担进行分析, 为卫生资源配置和手足口病防控措施提供保障。

本次结果显示, 手足口病和疱疹性咽峡炎人均直接经济负担费用所占家庭年收入和人均年收入比例高于其他病种, 原因可能是这两种疾病均为出疹性疾病, 病程更长^[10], 家长也较为重视; 其他病种为非特异性、常见临床表现, 患儿在治疗治愈花费的时间和费用上有所不同。病例人均直接经济负担和间接经济负担合计占全县人均纯收入 5.14%, 略低于浙江省泰顺县地区^[11]。以往关于手足口病经济负担调查表明, 上海、浙江等地手足口病人均直接医疗费用可达 4 904.80 元和 818.73 元^[8-9], 高于本调查结果。这些地区调查病例为多种病原的手足口病病例, 本次调查

对象除了手足口病例外还包括了其他类型病例, CA16 感染病例多被认为只引起轻症, 且为自限性疾病^[12], 使得本次研究的直接医疗费用相对较低。

本次将无形负担纳入疾病经济负担研究, 以更好反映疾病总费用构成。结果显示, 无形经济负担占总经济负担的比例高于直接经济负担和间接经济负担。迄今为止, 国内外关于无形负担采用意愿支付法的理论已经成熟, 还需进一步验证其可靠性^[13-16], 本次研究结果具有参考性, 可为后续研究提供依据。

本次失能调查研究中, 257 例患儿的 CA16 感染所致疾病负担 DALYs 共计 0.164 人年, 患儿的负担强度为 0.64 人年/千人, 该水平与 2010 年 WHO 报告的细菌性痢疾的负担强度相似^[17], 高于其报告的上呼吸道感染和水痘等传染病的负担强度, 同时也高于国内报道的同年龄段 7 种乙类传染病的负担水平^[18]。表明 CA16 感染所致疾病对患者的生命质量具有一定的影响。

本次研究的人数相对较少, 可能无法全面反映各类型病例的经济负担, 也会因其不规范就医所致经济负担较轻, 导致结果不太稳定。今后的研究应增大样本量, 更准确了解 CA16 感染所致疾病的疾病负担。

参考文献

- [1] Oberste MS, Penaranda S, Maher K, et al. Complete genome sequences of all members of the species Human enterovirus A [J]. J Gen Virol, 2004, 85(6): 1597-1607.
- [2] Zhu Z, Zhu S, Guo X, et al. Retrospective seroepidemiology indicated that human enterovirus 71 and coxsackievirus A16 circulated widely in central and southern China before large-scale out-breaks from 2008 [J]. Virol J, 2010, 7: 300.
- [3] Rabenau HF, Richter M, Doerr HW. Hand, foot and mouth disease: seroprevalence of Coxsackie A16 and Enterovirus 71 in Germany [J]. Med Microbiol Immunol, 2010, 199(1): 45-51.
- [4] Zhu F, Xu W, Liang Z, et al. Efficacy, Safety, and Immunogenicity of an Enterovirus 71 Vaccine in China [J]. N Engl J Med, 2014, 370: 818-828.
- [5] 马起山, 邹宇华, 张顺祥. 疾病无形负担的研究进展 [J]. 中国卫生经济, 2011, 30(1): 89-91.
- [6] 甘正凯. EV71 所致疾病负担以及疫苗免疫干预的卫生经济学评价 [D]. 南京: 东南大学, 2015.

· 论 著 ·

2016—2017 年盐城市手足口病肠道病毒谱构成及 CVA10 型肠道病毒 VP1 基因特征

朱根忠^{1△}, 陈国清^{2△}, 王瑶², 李峰², 徐士林², 李长城², 邵荣标²

1. 建湖县疾病预防控制中心, 江苏 盐城 224000; 2. 盐城市疾病预防控制中心

摘要:目的 了解 2016—2017 年盐城市手足口病肠道病毒谱分布特征, 并对鉴定为 CVA10 型肠道病毒 VP1 基因进行分子进化特征分析。方法 疑似手足口病咽、肛拭子标本, 采用实时荧光 RT-PCR 方法检测肠道病毒核酸, 以 RT-PCR 法扩增 CVA10 型 VP1 基因全长编码区并进行序列分析, 采用相应的生物信息软件进行核苷酸及氨基酸序列比对及基因种系进化特征分析。结果 2016—2017 年盐城市手足口病原主要以其他肠道病毒为主, 其他肠道病毒的流行共有 10 种基因型, 其中 CVA6、CVA10 型为优势流行株, 占其他肠道病毒阳性的 77.03%、13.51%。19 株 CVA10 VP1 区核苷酸、氨基酸同源性分别为 92.5%~100.0%、97.3%~100.0%。2 年间, 毒株组内核苷酸同源性分别为 96.4%~100.0%、92.5%~100.0%; 氨基酸同源性分别为 98.0%~100.0%、97.7%~100.0%。遗传进化树显示: 盐城市 CVA10 代表株属于 C3、C4 基因亚群的毒株, 盐城代表株 364/JSYC/2017 与 2014 年云南代表株(LC013415)聚集成簇单独构成 C3 基因亚群分支, 其余 18 株盐城代表株属于 C4 基因亚群分支, 为主流优势流行株。结论 2016—2017 年盐城市手足口病原由多种基因型的肠道病毒共同流行, CVA10 型为其他肠道病毒的优势流行株。开展 CVA10 型肠道病毒分子流行病学研究, 了解毒株进化变异趋势, 对防控手足口病具有重要意义。

关键词: 手足口病; CVA10; VP1 基因; 序列分析; 分子流行病学

中图分类号: R512.5 文献标识码: A 文章编号: 1006-9070(2018)04-0371-04

The constitutions of the enterovirus pathogenic spectrum for HFMD in Yancheng city from 2016 to 2017 and the characteristics of VP1 gene of Coxsackievirus A10

ZHU Gen-zhong^{*}, CHEN Guo-qing, WANG Yao, LI Feng, XU Shi-lin,

LI Chang-cheng, SHAO Rong-biao

^{*} Jianhu County Center for Disease Control and Prevention, Jiangsu Yancheng 224000, China

Abstract: Objective To study the pathogenic spectrum of the enteroviruses for hand, foot and mouth disease (HFMD) in Yancheng city from 2016 to 2017; to analyze the genetic evolution characteristics of the VP1 gene of coxsackievirus A 10 (CVA10). **Methods** Specimens of pharyngeal and anal swabs from suspected HFMD were collected. Real time RT-PCR was used to detect nucleic acid of enteroviruses; RT-PCR was used to amplify VP1 coding region followed by sequencing analysis. The nucleotide and protein sequences were subjected to alignment and phylogenetic analysis by bioinformatics software. **Results** The dominant prevalent strains of the enterovirus were other enteroviruses in Yancheng city from 2016 to 2017, categorized to 10 genotypes. Among which, CVA6 and CVA10 were dominant epidemic genotypes, accounted for 77.03%、13.51% of other enteroviruses, respectively. The nucleotide and amino acid homology of 19 CVA10 VP1 regions were 92.5%-100.0% and 97.3%-100.0%, respectively. In the past 2 years, the homology of the nucleotide in same genetic group was 96.4%-100.0% and 92.5%-100.0%, respectively; the amino acid homology was 98.0%-100.0% and 97.7%-100.0%, respectively. Phylogenetic analysis showed that the representative strains of CVA10 belonged to C3, C4 evolutionary sub-branches. The Yancheng representative strain 364/JSYC/2017 clustered with the Yunnan representative strain (LC013415) to C3 evolutionary sub-branch. The other 18 strains belonged to C4 evolutionary sub-branch, which was the dominant sub-branch. **Conclusion** The spectrum of pathogens causing HFMD epidemics in Yancheng city from 2016 to 2017 had a variety of genotypes and CVA10 was one of the dominant epidemic genotype among other enteroviruses. It was important to study the molecular epidemiology of genotype CVA10 in order to prevent and control the HFMD epidemics.

Key words: Hand, foot and mouth disease (HFMD); CVA10; the VP1 gene; Sequence analysis; Molecular epidemiology

DOI: 10.13668/j.issn.1006-9070.2018.04.00

基金项目: 盐城市医学科技发展计划项目(YK2015032)

作者简介: 朱根忠(1973—), 男, 江苏建湖人, 副主任技师, 主要从事微生物检验方面的工作; 陈国清(1982—), 男, 江苏盐城人, 助理研究员, 研究方向: 分子病毒学; △并列第一作者。

通讯作者: 邵荣标, 主任技师, E-mail: 604506383@qq.com

手足口病(HFMD)多见于学龄前孩童,少数重症病例会有较明显的神经系统症状^[1-3]。引起手足口病的肠道病毒大部分属于 A 组,少部分在 B 组^[4]。盐城市 2009—2012 年病原主要以 EV71 和 CVA16 型肠道病毒为主,其他肠道病毒较少^[5],2013 年病原主要为其他肠道病毒^[6],与全国流行趋势一致^[7],其他肠道病毒占比逐渐扩大,其中以 CVA6 与 CVA10 为多^[8-10],CVA10 型是可引起重症病例的型别^[11],不容忽视。为了解 2016—2017 年本市手足口病肠道病毒谱,以及 CVA10 型流行情况,对 2016—2017 年手足口病例标本开展肠道病毒的分子分型,并对检测到 CVA10 型肠道病毒进行分子流行病学研究,从分子进化特征的角度掌握盐城市 CVA10 型的来源分布、地理分布特征以及病毒的遗传特征。

1 材料和方法

1.1 标本来源 依托江苏省手足口病监测平台,根据《手足口病诊疗指南》(2010 版)进行临床诊断;2016—2017 年采集盐城市手足口病诊断病例的咽、肛拭子标本,按生物安全规范采样、运输以及送检,采集时间均在发病 3 d 内。

1.2 方法

1.2.1 核酸提取和 EV71/CVA16 肠道病毒检测:采用 ABI 公司 MagMAX™-96 Viral RNA Isolation Kit 核酸抽提试剂,在自动核酸提取仪提取病毒 RNA,采用肠道病毒通用单通道、EV71/CVA16 双通道(1+2 型)实时荧光 RT-PCR 试剂盒(江苏硕世生物科技有限公司)进行肠道病毒核酸检测。体系配置、反应条件设置及结果判定均严格按照试剂盒说明书进行。

1.2.2 非 EV71 非 CVA16 其他肠道病毒分子分型:以检测为其他肠道病毒阳性的核酸为模板,进行半巢式两轮 PCR 扩增,引物序列、反应试剂盒、体系配置以及反应条件参照文献^[12],扩增的 PCR 产物进行 2% 琼脂糖凝胶电泳确认,送上海生工生物公司进行双向测序,拼接的序列与 GenBank 数据库中的序列 BLAST 比对分子分型。

1.2.3 扩增肠道病毒 VP1 基因全长编码区:采用 one step RT-PCR Kit (TAKARA) 和 2 × EasyTaq PCR SuperMix Kit (全式生物)试剂盒,运用自行设计半巢式 RT-PCR 引物扩增 CVA10 型肠道病毒 VP1 区片段。引物序列为:CVA10-VP1-F1 (5'-3': ATG-GCDACAGGCAAGATGCT), CVA10-VP1-F2 (5'-3': TTGGTRATACCGTGGATCAG), CVA10-VP1-R (5'-3': ATAYCTAGCAGGGTAATACTC),产物约为 1 404 bp。扩增体系的配置、反应条件的设置参照上述试剂盒说明书。产物-20 °C 保存。

1.2.4 CVA10 型肠道病毒全长编码区 VP1 片段序列测定与分析:以 1.5% 琼脂糖凝胶电泳检测半巢式 PCR 扩增产物,将具有单一目的条带产物送上海生工进行双向测序,拼接的序列经 BLAST 比对以确认是否为 CVA10 型肠道病毒的 VP1 编码区序列。从 GenBank 数据库选取代表性的国内外 CVA10 型肠道病毒参考株 VP1 序列信息(包括原型株 Kowalik (AF081300)),进行核苷酸和氨基酸序列比对分析以及分子进化分析。同源性分析采用 DNASTar 中 MegAlign 软件,序列比对采用 mafft 方法分析,进化树采用 MEGA 6.0 软件以相邻连接法构建,bootstrap 值设置为 1 000 评估其可靠性。

1.3 统计分析 采用 SPSS 16.0 软件进行数据分析,率或构成比的比较采用 χ^2 检验,以 $P < 0.05$ 为差异有统计学意义。

2 结果

2.1 肠道病毒核酸检测结果 盐城市 2016—2017 年共检测疑似手足口病 1 002 例标本,男 653 例,女 349 例,肠道病毒核酸阳性 384 例,阳性率 38.32%。其中,EV71 型 112 例(占 29.17%)、CVA16 型 94 例(占 24.48%)、其他肠道病毒 178 例(占 46.35%),阳性率分别为 11.18%、9.38%、17.76%,差异有统计学意义($\chi^2 = 35.04, P < 0.001$)。

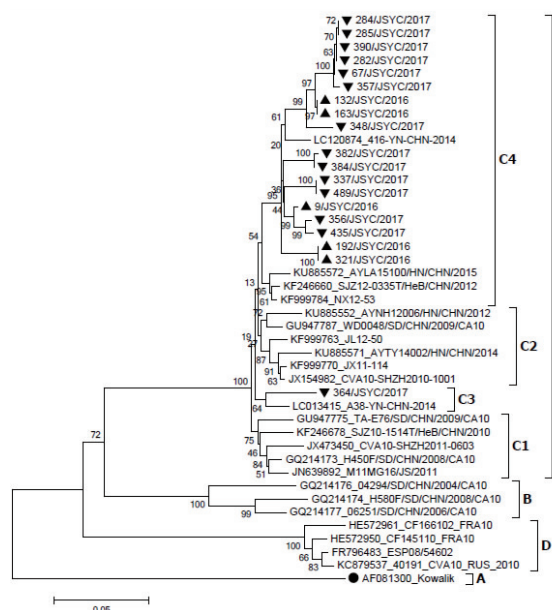
2.2 其他肠道病毒分子分型结果 178 例其他肠道病毒经分子分型鉴定共获得有效序列 148 株,共 10 个基因型。其中,CVA6 型、CVA10 型是其他肠道病毒中主要优势株,分别占其他肠道病毒阳性标本的 77.02%(114 株)、13.51%(20 株),CVA6 型分离株数超过 EV71 型和 CVA16 型。其他肠道病毒有 CVA2 (1 株)、CVA4 (3 株)、CVA8 (1 株)、CVB4 (1 株)、ECHO3 (3 株)、ECHO9 (2 株)、ECHO13 (1 株)、CVA9 (2 株)。

2.3 VP1 区同源性分析 20 株 CVA10 型肠道病毒经巢式扩增、测序共获得 19 株有效序列,其 VP1 基因全长编码序列均未见核苷酸的插入或缺失,长度均为 894 bp,编码 298 个氨基酸。其核苷酸、氨基酸同源性分别为 92.5%~100.0%、97.3%~100.0%。2016 年(5 株)和 2017 年(14 株)CVA10 型肠道病毒组内核苷酸同源性分别为 96.4%~100.0%、92.5%~100.0%;氨基酸同源性分别为 98.0%~100.0%、97.7%~100.0%。

依据 VP1 基因核苷酸差异 15.0% 作为区分不同基因群的标准,参照 Tian 等^[13]的分型标准,CVA10 型分为 A、B、C、D4 个基因群,其中 A 为原型株 Kowalik (AF081300),B 基因群为流行于 2004—2008

年山东株, D 基因群毒株流行于法国、西班牙、俄罗斯等欧洲国家, C 基因群主要为国内流行株。

2.4 种系发生树进化分析 C 基因群毒株按照时空进化关系分为 4 个基因亚群, 盐城代表株 364/JSYC/2017 与 2014 年云南代表株(LC013415)聚集成簇单独构成 C3 基因亚群的毒株; 18 株盐城代表株与 2014 年云南代表株(LC120874)聚集成簇, 与 2015 年河南代表株(KU885572)、2012 年河北代表株(KF246660)等省份代表株亲缘关系相近, 在同一进化谱系中构成 C4 基因亚群分支; 19 株盐城代表株与原型株 Kowalik 距离较远, 逐渐远离 B、D 基因群分支毒株。见图 1。



注: ● 为 CVA10 型原型株; ▲ 为盐城市 2016 年代表株; ▼ 为盐城市 2017 年代表株

图 1 2016—2017 年盐城市 CVA10 型肠道病毒 VP1 基因全长编码区核苷酸序列遗传进化树

3 讨论

2016—2017 年盐城市引起手足口病的肠道病毒谱构成上总体以其他肠道病毒为优势株。其中 CVA6 型和 CVA10 型为其优势型, 分别占其他肠道病毒的 77.03%、13.51%。近年, 盐城市 CVA10 型肠道病毒有上升趋势, 与全国流行趋势一致^[14], 感染后可引起重症, 其在水足口病的流行中可能扮演重要角色。

CVA10 型肠道病毒 VP1 基因片段是病毒主要的抗原表位所在部位, 是基因分型、分子进化研究的主要热点靶标^[15]。参照 Tian 等^[13]对肠道病毒 CVA10 型的分型标准, 2016—2017 年, 本市 19 株 CVA10 型

肠道病毒 VP1 基因全长核苷酸序列与 GenBank 数据库选取的国内外代表株构建的基因亲缘关系进化树表明: CVA10 型肠道病毒在中国的流行史有着明显的时空进化关系, 主要流行于 B 和 C 基因群分支, B 基因群分支为国内早年流行株, 主要流行于 2004—2008 年山东等地, C 基因群分支流行于 2008—2017 年, 为国内主流流行基因群毒株, 根据毒株聚类的时空亲缘关系分为 4 个基因亚群分支, C1 基因亚群流行于 2008—2011 年, 流行于山东、河北、深圳、江苏等地, C2 基因亚群流行于 2009—2014 年, 流行于山东、河南、深圳、吉林、江西等地, 随着时间的推移、各地毒株的循环进化逐渐演变为 C3、C4 基因亚群分支, C3 基因亚群由盐城代表株 364/JSYC/2017 与 2014 年云南代表株(LC013415)聚集成簇单独进化分支, 构成一条传播主链, 其余 18 株盐城代表株与 2014 年云南代表株(LC120874)聚集成簇, 与 2015 年河南代表株(KU885572)、2012 年河北代表株(KF246660)等省份代表株亲缘关系相近, 聚集成 C4 基因亚群分支, 构成另一条传播主链, 在该传播主链中 2016—2017 年盐城代表株形成众多分支, 各分支内不同年份的毒株呈现新旧毒株相互交替同时流行的态势, 形成多条亲缘关系相近的传播支链。值得关注的是 C3、C4 基因亚群流行的盐城代表株可能跟云南代表株有着共同的来源, 有可能一部分盐城代表株的流行由云南株的输入造成的共进化共循环。因 CVA10 型肠道病毒近年才成为研究热点, GenBank 数据库中 VP1 基因核苷酸序列有限, 进化分析推断的结果有一定偏倚型。盐城市 CVA10 型肠道病毒的流行是以 C3 基因亚群毒株为主, 继续分化成更多的亲缘关系相近的分支, 还是分化成与各分支基因群有明显差异的分支, 仍需长期监测获得更多的数据。

综上所述, 2016—2017 年盐城市手足口病肠道病毒的流行呈现多样化和复杂性特点, 病原构成以其他肠道病毒的流行为主, 其中 CVA6、CVA10 是其他肠道病毒优势流行株。CVA10 型肠道病毒的进化呈现时间性、地理性分布特征, 人体免疫压力选择致变异株的产生以及与其他不同基因型肠道病毒的重组时有发生, 对 CVA10 型肠道病毒进行分子流行病学研究, 掌握了 CVA10 型肠道病毒的分子进化迁徙特征以及流行规律, 为手足口病的防控提供分子生物学依据。

(下转第 381 页)

· 论 著 ·

柯萨奇 A6 型病毒致重症手足口病危险因素分析

熊田甜¹, 孟瑜², 刘坚³, 黄娇², 赵荣仙², 吴泰顺¹, 魏晟²1. 深圳市宝安区疾病预防控制中心, 广东 深圳 508101;
2. 华中科技大学公共卫生学院; 3. 深圳市宝安区人民医院

摘要:目的 探讨柯萨奇 A6 型病毒(CVA6)感染所致重症手足口病的危险因素。方法 采用 1:1 匹配的病例对照研究方法, 收集深圳市宝安区人民医院 2015 年 5 月—2016 年 11 月实验室确诊的 CVA6 感染所致重症和轻症手足口病例各 101 例, 采用向后逐步回归的多因素 logistic 回归方法筛选影响因素。结果 出现丘疹、患儿经常咬玩具、照看人文化程度高中以下和发热最高体温 $\geq 39\text{ }^{\circ}\text{C}$ 为 CVA6 感染所致重症的危险因素, 母乳喂养和发病诊断时间间隔较短为保护因素。结论 及早诊断和母乳喂养可降低 CVA6 所致重症手足口病风险, 丘疹和高热可作为手足口病重症早期识别指征。

关键词:手足口病; 重症; 柯萨奇病毒 A6 型; 危险因素

中图分类号:R512.5 **文献标识码:**A **文章编号:**1006-9070(2018)04-0374-04

Analysis on risk factors of severe cases with hand foot mouth disease infected by Coxsackievirus A6

XIONG Tian-tian*, MENG Yu, LIU Jian, HUANG Jiao, ZHAO Rong-xian, WU Tai-shun, WEI Sheng

* Bao'an District Center for Disease Control and Prevention, Guangdong Shenzhen 508101, China

Abstract: Objective To explore the risk factors of severe cases of hand-foot-mouth disease (HFMD) infected by Coxsackievirus A6 (CVA6). **Methods** A 1:1 case control study were conducted, in which 101 severe HFMD cases and 101 mild cases infected by CVA6 confirmed by laboratory diagnosis were selected from Shenzhen Bao'an People's Hospital from May 2015 to Nov 2016. Multiple regression logistic regression was used to screen the influencing factors. **Results** Logistic regression analysis showed that pimple, frequent biting toys, caregivers with education level of high school or lower and fever with body temperature of $39\text{ }^{\circ}\text{C}$ or more were risk factors of severe HFMD infected by CVA6; breast feeding and short duration between onset and diagnosis were protective factors. **Conclusion** Early diagnosis and breast feeding can reduce the risk of severe HFMD infected by CVA6, pimple and high fever could be the early indicators of severe HFMD.

Key words: Hand foot mouth disease (HFMD); Severe case; Coxsackievirus A6; Risk factors

手足口病 (Hand, foot and mouth Disease, HFMD) 是由肠道病毒引起的儿童常见传染病, 其中肠道病毒 71 型 (EV71) 和柯萨奇 A 组 16 型 (CoxA16) 感染后发展至重症的风险较高, 引起广泛关注和研究^[1-2]。但近年来很多地区病原学监测显示, 除 EV71 和 CoxA16 之外的其他肠道病毒有时也成为优势毒株, 而其中又以柯萨奇 A 组 6 型 (CVA6) 等为主, 该病毒也会导致重症病例, 甚至有致死的报道^[3]。本研究针对近年来深圳市高度流行的 CVA6 毒株, 设计流行病学调查和研究方案, 旨在探讨其所致重症病例的危险因素, 为科学防控提供依据。

1 对象与方法

1.1 调查对象 选择 2015 年 5 月—2016 年 11 月深

圳市宝安区人民医院经实验室确诊 CVA6 病毒感染的手足口病轻、重症病例为研究对象, 病毒核酸检测确定病毒分型。病例的诊断和临床分型均依据《手足口病诊疗指南 (2010 年版)》, 其中轻症病例指手、足和臀部出现斑丘疹、疱疹, 口腔黏膜出现疱疹或溃疡, 伴或不伴发热, 重症病例指除出现手足口病轻症病例临床表现外还出现神经系统、呼吸系统或循环系统方面的并发症。本次研究采用 1:1 匹配的病例对照研究, 共纳入 101 例 CVA6 病毒感染的重症病例和 101 例 CVA6 病毒感染的轻症对照病例, 根据年龄相差 ± 6 个月、性别相同、发病日期相差 ± 7 天的标准进行匹配。

DOI: 10.13668/j.issn.1006-9070.2018.04.004

基金项目: 深圳市科技计划项目 (JCYJ20150403094740975); 深圳市宝安区科技计划项目 (2015305)

作者简介: 熊田甜 (1981—), 女, 湖北秭归人, 副主任医师, 主要从事传染性疾病控制工作。

通讯作者: 魏晟, 教授, E-mail: weisheng@mails.tjmu.edu.cn; 吴泰顺, 主任医师, E-mail: wtshun01@163.com

1.2 方法

1.2.1 调查方法:采用统一调查问卷,内容包括基本信息、诊疗过程、既往病史、环境行为因素、标本采集及检测结果、临床症状及表现等。调查员为经过专业培训的公共卫生专业研究生,采用与患儿家长面对面访谈和查阅病历相结合的方式调查。

1.2.2 肠道病毒检测:采集患儿的粪便或者肛拭子中的病毒 RNA(high pure viral kit,美国罗氏公司)进行荧光定量 RT-PCR 检测(手足口病 EV/EV71/CA16 三通道核酸检测试剂盒,中山大学达安基因股份有限公司)。对检测结果为非 EV-A71 及非 CV-A16 的其他肠道病毒阳性病例,再采用柯萨奇病毒 A6 型核酸检测试剂盒(中山大学达安基因股份有限公司,PCR-荧光探针法)进行检测。具体操作及结果判定等详见试剂盒。

1.3 统计分析 采用 Epidata 3.3 软件双录入数据库,并进行核查。使用 SAS 9.4 软件进行统计分析。对所有变量进行单因素条件 logistic 回归分析,对纳入研究的变量进行相关性分析,确定无明显相关后将单因素分析中的变量全部纳入多因素分析,使用向后逐步多因素 logistic 回归分析计算各危险因素

值,以 $P < 0.2$ 为标准纳入模型方程进行多因素条件 logistic 回归分析,以 $P < 0.05$ 为差异有统计学意义。

2 结果

2.1 基本情况 本次共调查轻、重症病例各 101 例,对匹配后两组病例基本信息进行分析,重症组平均年龄为 (22.08 ± 13.27) 个月,轻症组为 (21.08 ± 13.65) 个月,差异无统计学意义 ($P = 0.596$);两组均各有男性 63 例、女性 38 例,男女比为 1.66:1。

2.2 单因素条件 logistic 回归分析结果

2.2.1 基本信息:两组患儿在民族、散居儿童、户籍、是否居住在小区,家庭同住儿童数和家庭总人口数等各项特征分布方面差异均无统计学意义 (P 值均 > 0.05),两组同住儿童数 ($P = 0.0904, OR = 0.65, 95\% CI: 0.40 \sim 1.07$)、照看人文化程度 ($P = 0.1351, OR = 1.55, 95\% CI: 0.87 \sim 2.77$) 差异 $P < 0.2$,拟纳入多因素分析。

2.2.2 日常生活习惯:对两组患儿日常生活习惯进行对比分析,各项差异均无统计学意义 (P 值均 > 0.05),但商场玩耍、膳食单独制作和患儿经常咬玩具差异 $P < 0.2$ 拟纳入多因素分析。见表 1。

表 1 CVA6 感染重症和轻症手足口病组日常生活习惯对比 [n (%)]

特征	分类	轻症	重症	OR(95%CI)	χ^2 值	P 值
发病前 7 天商场玩耍	否	76(75.25)	86(85.15)	1	3.117	0.071
	是	25(24.75)	15(14.85)	0.52(0.25~1.06)		
膳食单独制作	否	50(49.50)	39(38.61)	1	2.430	0.143
	是	51(50.50)	62(61.39)	1.57(0.86~2.89)		
经常咬玩具(>5次/d)	否	48(47.52)	37(36.63)	1	2.458	0.137
	是	53(52.48)	64(63.37)	1.61(0.86~3.02)		

2.2.3 临床症状及体征:对两组患儿临床症状及体征进行对比分析,除发热、丘疹、最高体温差异有统计学意义 (P 值均 < 0.05) 外,各项差异均无统计学意义 (P 值均 > 0.05)。发热、咳嗽与发热最高体温和丘疹差异 $P < 0.2$,拟纳入多因素分析。见表 2。

2.2.4 就诊行为:轻症组发病—首诊时间和发病—诊断时间间隔短于重症组,差异均有统计学意义 (P 值均 < 0.05);首诊医院和诊断医院级别差异无统计学意义 (P 值均 > 0.05),但 P 值均 < 0.2 ,拟纳入多因素分析。见表 3。

2.2.5 既往史及接触情况:对两组患儿既往史和接触情况进行对比分析,有过敏史儿童感染 CVA6 后发生重症的风险比无过敏史者高,差异有统计学意义 ($P = 0.0336, OR = 2.64, 95\% CI: 1.08 \sim 6.44$);胎次为 2 次及以上、产次为 2 次及以上和母乳喂养为 CVA6 感染发生重症的保护因素,均有统计学意义 (P 值均 < 0.05)。接触过该病患儿人数和过去 1 周是否接触过患儿差异虽均无统计学意义,但 P 值均 < 0.2 ,拟纳入多因素分析。见表 4。

表 2 CVA6 感染重症和轻症手足口病组临床症状及体征对比

特征	分类	轻症	重症	OR(95%CI)	χ^2/t 值	P 值
发热 [n (%)]	否	6(5.94)	2(1.98)	1	1.171*	0.279
	是	95(94.06)	99(98.02)	3.02(0.59~15.55)		
丘疹 [n (%)]	否	83(82.18)	64(63.37)	1	9.019	0.003
	是	18(17.82)	37(36.63)	2.65(1.38~5.09)		
咳嗽 [n (%)]	否	85(84.16)	76(75.25)	1	2.479	0.109
	是	16(15.84)	25(24.75)	1.78(0.88~3.59)		
发热最高温度($\bar{x} \pm s$)		38.88 \pm 0.61	39.32 \pm 0.56	3.69(2.12~6.42)	5.208	<0.01

注: * 表示采用的是矫正卡方检验进行两组间频数比较。

表 3 CVA6 感染重症和轻症手足口病组就诊行为对比

特征	分类	轻症	重症	OR(95%CI)	χ^2/t 值	P 值
首诊医院区级及以上[n (%)]	否	55(54.46)	65(64.36)	1	2.053	0.160
	是	46(45.54)	36(35.64)	0.67(0.38~1.17)		
诊断医院区级及以上[n (%)]	否	21(20.79)	30(29.70)	1	2.125	0.137
	是	80(79.21)	71(70.30)	0.61(0.32~1.17)		
发病—就诊时间间隔($\bar{x} \pm s, d$)		0.50 ± 0.72	0.92 ± 1.20	0.62(0.45~0.86)	3.067	0.004
发病—诊断时间间隔($\bar{x} \pm s, d$)		1.20 ± 1.05	1.70 ± 1.27	0.68(0.52~0.88)	3.082	0.004

表 4 CVA6 感染重症和轻症手足口病组既往史及接触情况对比

特征	分类	轻症	重症	OR(95%CI)	χ^2/t 值	P 值
过敏史[n (%)]	否	93(92.08)	83(82.18)	1	4.414	0.034
	是	8(7.92)	18(17.82)	2.64(1.08~6.44)		
胎次[n (%)]	<2	57(56.44)	74(73.27)	1	6.277	0.012
	≥2	44(43.56)	27(26.73)	0.47(0.26~0.84)		
产次[n (%)]	<2	57(56.44)	73(72.28)	1	5.525	0.018
	≥2	44(43.56)	28(27.72)	0.49(0.27~0.88)		
喂养方式[n (%)]	非母乳	32(31.68)	58(57.43)	1	13.567	0.000
	母乳	69(68.32)	43(42.57)	0.34(0.19~0.61)		
接触该病患儿数($\bar{x} \pm s$)		0.49 ± 1.21	0.2 ± 0.46	0.62(0.37~1.06)	2.000	0.080
过去一周接触该病患儿[n (%)]	否	73(72.28)	83(82.18)	1	2.815	0.100
	是	28(27.72)	18(17.82)	0.57(0.29~1.11)		

2.3 多因素分析结果 根据单因素分析结果,将丘疹、咳嗽、过敏史、过去一周接触手足口病患儿、胎次 ≥2、产次 ≥2、母乳喂养、患儿经常咬玩具、照看人文化程度高中以下、同住儿童数、首诊医院区级及以上、诊断医院区级及以上、发病—首诊时间间隔、发病—诊断时间间隔和发热最高体温 ≥39 °C 纳入多因素条件 logistic 回归分析,采用逐步回归法,结果显示以下因素为 CVA6 感染手足口病重症的危险因素:出现丘疹、患儿经常咬玩具、照看人文化程度高中以下、发热最高体温 ≥39 °C;以下因素为保护因素:母乳喂养,发病诊断时间间隔每缩短 1 天重症风险降低 41%。

表 5 CoxA6 感染手足口病重症危险因素的多因素条件 logistic 回归分析

变量	校正 OR	95%CI	β 值	P 值
丘疹	3.04	1.35~6.85	1.112	0.008
母乳喂养	0.35	0.17~0.73	-1.050	0.005
患儿经常咬玩具	2.44	1.08~5.54	0.892	0.033
照看人文化程度高中以下	2.24	1.06~4.77	0.806	0.036
发病—诊断时间间隔	0.59	0.40~0.88	-0.528	0.010
发热最高体温 ≥39 °C	5.30	2.31~12.18	1.668	0.000

3 讨论

本研究发现,近几年 CVA6 已成为深圳市宝安区手足口病的主要流行毒株,在重症和轻症病例中的比例分别达到 47.2% 和 43.1%,这与吉林^[4]、广东^[6]类似。手足口病病原谱构成变化非常值得关注。

有关重症手足口病危险因素的研究一直都是防控的重点,目前主要集中在临床症状、体征以及血生化指标等早期预警指标方面^[7-10]。本研究对重症手足口病进行病原分型检测,并依据病原分型采用 1:1 匹配的病例对照研究设计,多角度分析 CVA6 感染所致重症的危险因素。结果提示,出现患儿经常咬玩具、照看人文化程度高中以下和出现丘疹、发热最高体温 ≥39 °C 为危险因素,而母乳喂养和发病诊断时间间隔缩短为保护因素。

手足口病传播途径广泛,经常咬玩具反映了患儿的不良卫生习惯,因而其暴露于病毒的概率和频次可能均相对较高,导致发生重症的风险较高,这李平等^[11]报告一致。既往报告,照看人文化程度低是重症手足口病的危险因素^[12-13],这可能与家庭经济水平低、就诊意识不强等有关,与本资料相符,也与本区的人口特点相一致。本区人口大部分为外来打工人口,对手足口病防控意识不强,家长容易错过早期诊断和治疗的时机,患儿容易发展为重症^[14]。

目前有关临床症状作为重症手足口病早期识别指征的研究较多,形成了普遍共识^[2,8-9],其中最常见的是持续高热不退,本研究也发现,发热最高体温 ≥39 °C 为 CVA6 感染发生重症的危险因素。此外,本资料显示发生丘疹亦为危险因素,与上海市的相关研究结果类似^[15]。但手足口病皮疹类型与重症发生关系的具体关联性尚有待进一步研究。

本研究发现母乳喂养对 CVA6 感染后发生重症

具有保护作用。Lin 等的研究也表明纯母乳喂养对 28 月龄以内的儿童感染手足口病具有保护作用^[16],但与重症病例的发生无关^[17];也有研究表明母乳喂养是手足口病死亡病例的危险因素^[18]。各研究的差异值得进一步探讨。有研究发现,手足口病发病至诊断间隔时间越长,发生重症的风险越高^[8],这与本结果一致。因为手足口病一旦发生中枢神经系统损害等早期表现,诊断重症时间延迟,会使病情进展迅速,发展为危重症的风险极大,病死率较高。

本研究结果对于采取针对性预防措施,早期识别和发现重症手足口病具有一定意义。但目前尚未见到其他针对 CVA6 感染重症手足口病危险因素类似研究,本资料结果尚需深入探讨。

参考文献

- [1] Yang B, Liu F, Liao Q, *et al.* Epidemiology of hand, foot and mouth disease in China, 2008 to 2015 prior to the introduction of EV-A71 vaccine[J]. *Euro Surveill*, 2017, 22(50): 1-10.
- [2] 徐焕新,柯秀梅,蔡曼,等. 1 株九江分离的柯萨奇 A6 病毒 VP1 基因分析及 B 细胞表位预测[J]. *江苏预防医学*, 2017, 28(1): 18-21.
- [3] 于方圆,朱汝南,钱渊. 手足口病相关病原体柯萨奇病毒 A6 的研究进展[J]. *中国病毒病杂志*, 2017(6): 472-477.
- [4] 杨霞,陈丽红,单大军,等. 2014—2015 年吉林地区手足口病原学监测结果分析[J]. *中国卫生产业*, 2016, 21: 78-80.
- [5] 冀天娇,谭小华,刘冷,等. 广东省 2008~2009 年手足口病流行病学特征及病原学监测分析[J]. *病毒学报*, 2016, 32(6): 713-720.
- [6] 曾汉日,陆靖,李晖,等. 广东省 2008-2013 年柯萨奇 A6 型肠道病毒的流行及其基因特征分析[J]. *中华微生物学和免疫学杂志*, 2014(10): 742-746.
- [7] 孙倩莱,高立冬,胡世雄,等. 2009-2015 年湖南省手足口病死亡病例临床与流行病学特征分析[J]. *实用预防医学*, 2017, 24(2): 148-151.
- [8] 薛鹏. 肠道病毒 EV71 和 Cox A16 型所致手足口病临床特点比较[J]. *江苏预防医学*, 2016, 27(3): 327-328.
- [9] 李合春. 儿童重症手足口病的临床观察及危险因素[J]. *中外医学研究*, 2016, 14(8): 31-32.
- [10] 刘磊,吕强,陈萍,等. 成都市重症手足口病的危险因素分析[J]. *现代预防医学*, 2016, 43(6): 1110-1113.
- [11] 李平,陈银苗,王海亮,等. 儿童手足口病重症病例的危险因素研究现状[J]. *实用预防医学*, 2017, 24(2): 251-253.
- [12] 刘磊,吕强,陈萍,等. 成都市重症手足口病的危险因素分析[J]. *现代预防医学*, 2016, 43(6): 1110-1113.
- [13] 吴源源,王镜泉,姚翔,等. 福州市 2014 年手足口病流行特征及重症病例危险因素分析[J]. *海峡预防医学杂志*, 2016, 22(2): 7-9.
- [14] 陆碧茹,李苑,刘开钳,等. 深圳市宝安区 2009 年~2010 年手足口病重症病例流行病学分析[J]. *江苏预防医学*, 2011, 22(3): 8-10.
- [15] 吴寰宇,郑雅旭,毛盛华. 上海市手足口病重症病例发病危险因素研究[J]. *环境与职业医学*, 2011, 28(5): 257-259.
- [16] Lin H, Sun L, Lin J. Protective effect of exclusive breastfeeding against hand, foot and mouth disease[J]. *BMC Infect Dis*. 2014, 14(1): 1-7.
- [17] Zhu Q, Li Y, Li N, *et al.* Prolonged exclusive breastfeeding, autumn birth and increased gestational age are associated with lower risk of fever in children with hand, foot, and mouth disease[J]. *Eur J Clin Microbiol Infect Dis* 2012, 31(9): 2197-2202.
- [18] 郭彦萍,王晓南,陈琦,等. 湖北省 2010—2012 年手足口病死亡病例危险因素研究[J]. *中国儿童保健杂志*, 2013, 21(7): 736-739.

收稿日期:2017-12-08 编辑:周羚

(上接第 370 页)

- [7] 连云港市统计局. 连云港市统计年鉴[M]. 北京:中国统计出版社, 2012.
- [8] 袁国平,李明珠,向伦辉. 上海市宝山区 2011 年手足口病疾病经济负担研究[J]. *上海预防医学*, 2013, 25(10): 577-580.
- [9] 贺天锋,杨天池,易波等. 宁波市 2011 年手足口病经济负担估计[J]. *上海预防医学*, 2012, 24(9): 476-478.
- [10] 郭小芳,许汴利,陈伟等. 河南省手足口病流行病学与临床特征分析[J]. *中国健康教育*, 2010, 26(12): 923-926.
- [11] 林小邀,王晓杰,包长献等. 泰顺县手足口病经济负担研究[J]. *上海预防医学*, 2013, 25(7): 409-410.
- [12] Tan E L, Tak Kwong Chow V, Quak S H, *et al.* Development of multiplex real-time hybridization probe reverse transcriptase polymerase chain reaction for specific detection and differentiation of Enterovirus 71 and Cocksackievirus A16[J]. *Diagn Micr Infect Dis*, 2008, 61(3): 294-301.
- [13] Ke KM. The direct, indirect and intangible costs of impairment caused by neovascular age-related macular degeneration [J]. *Eur J Health Econ*, 2009, 11(6): 525-531.
- [14] Xie F, Thumboo J, Fong KY, *et al.* A Study on Indirect and Intangible Costs for Patients with Knee Osteoarthritis in Singapore [J]. *Value Health*, 2008, 11(S1): S84-S90.
- [15] Ho JJ, Liu JT, Wang JD. Stated preferences for the removal of physical pain resulting from permanently disabling occupational injuries: A contingent valuation study of Taiwan [J]. *Accid Anal Prev*, 2005, 37(3): 537-548.
- [16] Jimoh A, Sofola O, Petu A, *et al.* Quantifying the economic burden of malaria in Nigeria using the willingness to pay approach [J]. *Cost Eff Resour Alloc*, 2007, 5(1): 1-8.
- [17] Murray C J L, Vos T, Lozano R, *et al.* Disability-adjusted life years (DALYs) for 291 diseases and injuries in 21 regions, 1990-2010: a systematic analysis for the Global Burden of Disease Study 2010 [J]. *The lancet*, 2012, 380(9859): 2197-2223.
- [18] 杨晶,刘美娜,张秋菊等. 7 种乙类传染病健康生命年损失研究[J]. *中国公共卫生*, 2009, 25(6): 702-704.

收稿日期:2017-12-30 编辑:张曼

· 论 著 ·

2015—2017 年江苏省水产品中副溶血性弧菌污染状况及毒力基因与耐药性

唐震, 乔昕, 秦思, 沈贇, 倪云龙, 王燕梅, 周永林

江苏省疾病预防控制中心 卫生部肠道病原微生物重点实验室

国家食品安全风险监测参比实验室, 江苏 南京 210009

摘要:目的 了解江苏省水产品中副溶血性弧菌的污染状况、毒力基因分布及耐药情况。方法 2015—2017 年, 采集市售水产品, 分离培养副溶血性弧菌, 用荧光定量 PCR 方法对副溶血性弧菌毒力基因(*tdh*、*trh*、*tlh*)进行检测, 用微量肉汤稀释法对菌株进行 15 种抗生素药敏试验。结果 从 1 554 份市售水产品样品中检出副溶血性弧菌阳性 335 份, 检出率为 21.56%; 海产品中副溶血弧菌的检出率(31.19%)高于淡水产品(13.35%), 差异有统计学意义($\chi^2 = 72.65, P < 0.01$); 流通环节采集的样本检出率最高(25.64%); 267 株菌均携带 *tlh* 基因, 不携带 *tdh* 基因和 *trh* 基因; 副溶血性弧菌分离株对 15 种抗生素有不同程度的耐药, 耐药率高达 93.88%, 主要是对头孢唑啉耐药(95.51%); 多重耐药率 4.11%, 最高耐受 6 大类 10 种抗生素。结论 江苏地区水产品中副溶血性弧菌污染状况严重, 流通环节水产品中副溶血性弧菌检出率较高, 应重视耐药谱的变化和多重耐药菌, 加强对副溶血弧菌的监测和防控。

关键词: 水产品; 副溶血性弧菌; 毒力基因; 耐药性

中图分类号: R117 文献标识码: A 文章编号: 1006-9070(2018)04-0378-04

Analysis of contamination status, virulence genes distribution and drug resistance of *Vibrio parahaemolyticus* in aquatic products of Jiangsu province from 2015 to 2017

TANG Zhen, QIAO Xin, QIN Si, SHEN Yun, NI Yun-long, WANG Yan-mei, ZHOU Yong-lin

Jiangsu Provincial Center for Disease Control and Prevention, Jiangsu Nanjing 210009, China

Abstract: Objective To understand the pollution status of *Vibrio parahaemolyticus*, distribution of virulence genes and drug resistance of aquatic products in Jiangsu province. **Methods** The market sold aquatic products were collected in Jiangsu province from 2015 to 2017, which were cultured for *Vibrio parahaemolyticus* isolation. Virulence genes such as *tlh*, *tdh*, *trh* were detected by fluorescence quantitative PCR method. The drug sensitivity tests against 15 antibiotics were carried out by broth dilution method. **Results** A total of 1 554 market sold samples were collected, among which 335 samples were positive for *Vibrio parahaemolyticus*, resulting the detection rate of 21.56%. The detection rate of *Vibrio parahaemolyticus* for sea-food samples(31.19%) was higher than that of fresh water samples (13.35%), the difference was statistically significant($\chi^2 = 72.65, P < 0.01$). The detection rate of samples collected in the circulation was the highest (25.64%). All 267 strains carried *tlh* gene and did not carry *tdh* or *trh* gene. The *Vibrio parahaemolyticus* isolates had different degrees of resistance to 15 kinds of antibiotics, the resistance rate was 93.88%, 95.51% were resistant to cefazolin. The multidrug resistance rate was 4.11% (11/267), the highest tolerance was to 10 kinds of antibiotics of 6 categories. **Conclusion** The pollution of *Vibrio parahaemolyticus* in aquatic products in Jiangsu province is serious, the detection rate of aquatic products and products in circulation is relatively high. More attention should be paid to change of drug resistance spectrum and the multidrug resistance; while monitoring, prevention and control of *Vibrio parahaemolyticus* should be strengthened.

Key words: Aquatic products; *Vibrio parahaemolyticus*; Virulence genes; Drug resistance

副溶血性弧菌(*Vibrio parahaemolyticus*, V_p)是一种重要的食源性致病菌,常存在于海洋生物中,食

品尤其是水产品中检出率一直居高不下,生食或半生食水产品极易导致副溶血性弧菌感染^[1]。在我国,食

DOI: 10.13668/j.issn.1006-9070.2018.04.005

基金项目:江苏省科技强卫重点学科(ZDXKA2016008)

作者简介:唐震(1976—),女,江苏南京人,主任技师,主要从事食品安全评价与微生物检验工作。

通讯作者:周永林,主任医师,E-mail:158582009@qq.com

物中毒的致病因子微生物仍然是重要的因素,其中最主要的是副溶血性弧菌和沙门菌^[2]。江苏省是沿海地区,水产品消费量较大,也是重要的海水淡水养殖基地。近年来,随着抗生素在养殖环境和临床治疗中的不规范使用,副溶血性弧菌的耐药情况日益严重,耐药菌株不断增加,甚至产生多重耐药现象^[3-4],给临床治疗带来了严峻的考验。现对 2015—2017 年江苏省水产品中副溶血性弧菌的污染情况进行调查,并分析其毒力基因及耐药特征。

1 对象与方法

1.1 样本来源 2015—2017 年江苏省食源性致病菌监测水产品 1 554 份,样品类别包括海产品,淡水产品。水产品类别包括甲壳类、鱼类、贝壳类和头足类。采样环节包括养殖环节、流通环节(批发市场、农贸市场、超市、网店、便利店)、餐饮服务环节(大中小型餐馆,小吃店)。

1.2 试剂和试剂

1.2.1 主要试剂:培养基及生化鉴定试剂(北京陆桥生物技术有限公司),Ex Taq Version、100bp DNA Marker、细菌基因组 DNA 提取试剂盒(大连宝生物工程有限公司),荧光定量 PCR 毒力基因检测试剂盒(江苏硕世有限公司)。

1.2.2 主要仪器:VITEK 2 全自动微生物生化鉴定仪及革兰阴性卡片(法国生物梅里埃公司),全自动药敏加样判读系统及阴性药敏板(美国赛默飞世尔公司),ABI7500 荧光定量 PCR 仪(美国 ABI 公司)。

1.3 方法

1.3.1 菌株分离鉴定:样品处理及副溶血性弧菌的分离培养参照《GB4789.7—2013 食品安全国家标准食品微生物检验 副溶血弧菌检验》方法检测,可疑菌落用 VITEK 2 全自动微生物生化鉴定仪进行生化鉴定,获得副溶血性弧菌阳性分离株。

1.3.2 毒力基因检测:取副溶血性弧菌阳性分离株,接种到 3%氯化钠营养肉汤中 36℃ 过夜,取 1 mL 菌液 12 000 rpm 离心 2 min,收集菌体,按说明书方法用细菌基因组 DNA 提取试剂盒提取基因组 DNA 备用,荧光定量 PCR 按试剂盒说明书操作。

1.3.3 药敏试验:参照 CLSI(美国临床实验室标准化委员会)2016 版发布的抗生素名录,使用微量肉汤稀释法测定副溶血性弧菌对 9 大类共 15 种抗生素的药物敏感性:头孢噻肟(CTX)、头孢他啶(CAZ)、亚胺硫霉素(IPM)、四环素(TET)、头孢唑啉(CFZ)、头孢西丁(FOX)、庆大霉素(GEN)、氨苄西林(AMP)、氨苄西林/舒巴坦(SAM)、氯霉素(CHL)、环丙沙星(CIP)、复方新诺明(SXT,甲氧苄氨嘧啶/磺胺甲噁

唑)、萘啶酸(NAL)、阿奇霉素(AZM)。判定结果为耐药 R、中介 I、敏感 S。以 1 种微生物对 3 类(比如氨基糖苷类、红霉素、 β -内酰胺类)或以上抗生素同时耐药定义为多重耐药。大肠埃希菌国际标准株 ATCC 25922 为药敏实验质控菌株。

1.4 统计分析 采用 SPSS 13.0 软件统计分析,阳性率比较采用 χ^2 检验,以 $P < 0.05$ 为差异有统计学意义。

2 结果

2.1 病原检出情况 在全省采集的 1 554 份市售水产品中,检出副溶血性弧菌阳性 335 份,阳性检出率为 21.56%;其中,2015—2017 年阳性检出率分别为 17.83%(112/628)、19.54%(135/691)、37.45%(88/235),不同年份差异有统计学意义($\chi^2 = 41.92, P < 0.01$);淡水产品阳性检出率为 13.35%(112/839),海产品为 31.19%(223/715),海产品阳性率明显高于淡水产品($\chi^2 = 72.65, P < 0.01$);采集样品以散装样品为主,阳性检出率为 21.97%(334/1 520),另采集预包装 34 份,阳性 2 份,阳性检出率为 2.94%,差异有统计学意义($\chi^2 = 7.12, P < 0.05$);样品主要采自城市,阳性检出率为 24.70%(313/1 267),农村为 7.67%(22/287),差异有统计学意义($\chi^2 = 40.17, P < 0.01$);采样环节覆盖种养殖环节、流通环节和餐饮服务环节,阳性检出率分别为 8.72%(17/195)、25.64%(269/1 049)、17.42%(54/310),流通环节阳性检出率明显高于其他环节($\chi^2 = 32.30, P < 0.01$)。

2.2 副溶血性弧菌毒力基因鉴定 经菌株复苏鉴定,共获得副溶血性弧菌 267 株,经荧光定量 PCR 扩增检测,所有菌株均携带不耐热溶血素(*tlh*),致病毒力基因 *tdh* 和 *trh* 均未检出。

2.3 药敏试验 267 株副溶血性弧菌中,有 255 株副溶血性弧菌对 15 种常见抗生素表现出不同程度的耐药,总耐药率为 95.51%。绝大多数副溶血性弧菌对头孢唑啉(CFZ)表现为耐药 R,耐药率为 95.51%(255 株);红霉素(ERY)、氨苄西林(AMP)、复方新诺明(SXT)、萘啶酸(NAL)较敏感,耐药率分别为 8.99%(24 株)、7.12%(19 株)、3.75%(10 株)、3.75%(10 株);对其他药物敏感(耐药率均 $\leq 1.50%$),其中检出耐环丙沙星(CIP)4 株(耐药率 1.50%),耐头孢西丁(FOX)、头孢他啶(CAZ)、氯霉素(CHL)各 3 株(耐药率 1.12%),耐四环素(TET)2 株(耐药率 0.75%),耐头孢噻肟(CTX)、氨苄西林/舒巴坦(SAM)、阿奇霉素(AZM)、庆大霉素(GEN)各 1 株(耐药率 0.37%),所有菌株对亚胺培南(IPM)100.0%敏感。

2.4 多重耐药情况 头孢唑啉(CFZ)共有 11 株菌呈现耐受 3 大类及以上抗生素的多重耐药性(4.12%); 11 株副溶血性弧菌多重耐药菌株抗生素耐药情况见表 3。常见的副溶血性弧菌多重耐药谱为:头孢唑啉-氨苄西林/舒巴坦-环丙沙星-萘啶酸、头孢唑啉-环丙

沙星-红霉素-萘啶酸、四环素-头孢唑啉-氨苄西林/舒巴坦-红霉素; 2017 年徐州市 1 株编号为 W030020170017 的副溶血性弧菌耐药情况最严重,同时耐受 6 大类 10 种抗生素。

表 3 11 株副溶血性弧菌多重耐药菌株抗生素耐药情况

菌株编号	CTX	CAZ	IPM	TET	CFZ	FOX	GEN	AMP	SAM	CHL	CIP	SXT	ERY	NAL	AZM
W080020150233					■			■					■		
W020020150021					■			■	■		■			■	
W020020150026					■			■	■		■			■	
W020020150220				■	■			■	■		■			■	
W100020160087					■			■						■	■
JSWX-C23					■						■		■	■	
JSWX-C24					■						■		■	■	
W021420160001					■			■					■	■	
W130020170013		■		■	■			■			■		■	■	
W130020170023				■	■			■	■		■		■	■	
W030020170017	■	■		■	■		■	■	■	■	■		■	■	■

注:黑色块表示耐药,白色块表示敏感或中介。

3 讨论

副溶血性弧菌是一种常见的革兰阴性嗜盐菌,常存在于河海交界及近海的海水、海产品和盐渍食品中,为世界上多个沿海国家和地区急性胃肠炎的重要病原菌之一^[5],在我国副溶血弧菌引起的食物中毒高居微生物性食物中毒的首位^[2]。潜伏期短,症状持续 2~3 天,大多可以自愈^[6]。本资料表明,2015—2017 年江苏省市售水产品副溶血性弧菌检出率为 21.56%,其中海产品为 31.19%,污染水平与上海(27.95%)^[7]、宁波(39.61%)^[8]大致相当。不仅海产品,我省 13.5%的淡水产品中也检出了副溶血性弧菌,可能原因是淡水养殖环境受海水污染,导致副溶血性弧菌逐渐适应低盐浓度环境,应予以关注。本次调查涉及水产品种养殖、流通、餐饮服务等环节,流通环节采集的样本中阳性检出率最高,达 25.64%,远高于种养殖环节(8.72%)和餐饮服务环节(17.42%),提示今后应加强对流通环节水产品的保存环境、临时养殖条件、交叉污染等方面的监管。

并不是所有的副溶血性弧菌都致病,从食品和环境分离的副溶血性弧菌绝大多数是非致病菌株^[9]。常用于表示副溶血性弧菌致病力的毒力因子为由 *tdh* 基因编码的耐热直接溶血素和由 *trh* 基因编码的相关耐热溶血素,副溶血性弧菌还携带一种不耐热的溶血素基因 *tlh*,其本身不具备溶血活性,常作为副溶血性弧菌的种特异性基因用于检测鉴定。本资料显示,2015—2017 年本省水产品分离确认的副溶血性弧菌所有菌株 *tlh* 基因全部阳性,*tdh* 和 *trh* 基因均为阴

性,说明本省市售水产品中副溶血弧菌不携带致病性基因 *tdh* 和 *trh*,与胡婕^[10]、杨一帆^[11]报道类似。近来有报道,不携带 *trh*、*tdh* 基因的副溶血性弧菌也能引起急性胃肠炎^[12],提示副溶血性弧菌可能存在其他未知的致病因子,需开展持续监测。

随着人们对水产品的消费需求不断增加,淡水及海产品的大量养殖,使得细菌污染成为养殖业的新威胁,不规范使用或滥用抗生素时有发生,由于水产养殖环境特殊,抗生素易扩散,极易导致耐药菌株的出现和蔓延^[13-14]。本资料显示,本省副溶血性弧菌耐药状况不容乐观,总耐药率为 95.51%,所有的耐药菌均表现出对头孢唑啉(CFZ)的耐药。头孢唑啉(先锋 5 号)是临床常用的第一代头孢类抗菌药物,对金黄色葡萄球菌、溶血性链球菌等革兰阳性菌和肺炎克雷伯杆菌等革兰阴性菌均有作用,近年来,国内外文献均报道了副溶血性弧菌对头孢唑啉的高耐药率^[15-17],本文的结果与其一致。食源性耐药菌的出现对细菌感染性疾病的临床治疗带来了一定的困难,丹麦等国家已报道多起因感染食源性耐药菌导致临床治疗失败的事件^[18]。

近几十年来,细菌耐药性一直是研究热点,耐药元件的发现说明细菌耐药基因水平转移的主要载体日益明确^[19]。多重耐药现象的出现使得细菌的耐药情况更为复杂,临床治疗更为局限。本资料显示,3 年共有 11 株副溶血性弧菌的多重耐药株出现,这些耐药菌散在出现在不同年份、不同养殖环境和不同销售环节,需进一步研究其耐药表型和基因型特征,为防控多耐药副溶血弧菌的感染及临床治疗提供依据。

参考文献

- [1] Chen Y, Chen X, Yu F, *et al.* Serology, virulence, antimicrobial susceptibility and molecular characteristics of clinical *Vibrio parahaemolyticus* strains circulating in southeastern China from 2009 to 2013[J]. *Clin Microbiol Infect*, 2016, 22(3): 258. e9-258. 16.
- [2] 李薇薇, 王三桃, 梁进军, 等. 2013 年中国大陆食源性疾病暴发监测资料分析[J]. *中国食品卫生杂志*, 2018, 30(3): 293-298.
- [3] Shaw KS, Rosenberg Goldstein RE, He X, *et al.* Antimicrobial susceptibility of *Vibrio vulnificus* and *Vibrio parahaemolyticus* recovered from recreational and commercial areas of Chesapeake Bay and Maryland Coastal Bays [J]. *PLoS One*, 2014, 9(2): e89616.
- [4] Jun JW, Kim JH, Choresca CH, *et al.* Isolation, molecular characterization, and antibiotic susceptibility of *Vibrio parahaemolyticus* in Korean seafood[J]. *Foodborne Pathog Dis*, 2012, 9(3): 224-231.
- [5] 张德福, 安慧, 张健, 等. 副溶血弧菌耐药及其机制的研究进展[J]. *食品工业科技*, 2018, 39(9): 311-317+324.
- [6] Hu Q, Chen L. Virulence and antibiotic and heavy metal resistance of *Vibrio parahaemolyticus* isolated from crustaceans and shellfish in Shanghai, China[J]. *J Food Prot*, 2016, 79(8): 1371-1377.
- [7] 高玮, 潘迎捷, 赵勇, 等. 上海市水产品中副溶血性弧菌的分离、鉴定及毒力基因和血清型分布[J]. *食品与生物技术学报*, 2011, 30(2): 278-282.
- [8] 周伟艳, 徐景野, 章丹阳, 等. 应用筛检方法快速检测小海产品中副溶血性弧菌[J]. *中国卫生检验杂志*, 2011, 21(3): 639-641.
- [9] Nishibuchi M, Kaper JB. Thermostable direct hemolysin gene of *Vibrio parahaemolyticus*: a virulence gene acquired by a Marine

bacterium[J]. *Infect Immun*, 1995, 63(6): 2093-2099.

- [10] 胡婕, 陈茂义, 陈婷, 等. 水产品及其环境中副溶血性弧菌污染状况与毒力基因分布研究[J]. *公共卫生与预防医学*, 2013, 24(4): 33-37.
- [11] 杨一帆, 常伟冰. 不同来源的副溶血性弧菌毒素基因检测和耐药性分析[J]. *江苏预防医学*, 2016, 27(6): 738-739.
- [12] Ottaviani D, Leoni F, Serra R, *et al.* Non-toxicogenic *Vibrio parahaemolyticus* Strains Causing Acute Gastro-enteritis[J]. *J Clin Microbiol*, 2012, 50(12): 4141-4143.
- [13] 江艳华, 姚琳, 李凤铃, 等. 青岛市售养殖海水虾中副溶血性弧菌的分离及耐药性分析[J]. *中国人兽共患病学报*, 2013, 29(5): 516-519.
- [14] 薛渊, 许金凤, 巢秀琴, 等. 2015 年镇江市食源性致病菌耐药监测分析[J]. *江苏预防医学*, 2018, 29(1): 84-85+87.
- [15] He Y, Jin L, Sun F, *et al.* Antibiotic and heavy-metal resistance of *Vibrio parahaemolyticus* isolated from fresh shrimps in Shanghai fish markets, China[J]. *Environ Sci Pollut Res Int*, 2016, 23(15): 15033-15040.
- [16] Alothruhi SM. Antibiotic resistance of *vibrio parahaemolyticus* isolated from cockles and shrimp sea food marketed in selangor, Malaysia[J]. *Clin Microbiol*, 2014, 3(3): 148.
- [17] Kang CH, Shin Y, Kim W, *et al.* Prevalence and antimicrobial susceptibility of *Vibrio parahaemolyticus* isolated from oysters in Korea[J]. *Environ Sci Pollut Res Int*, 2016, 23(1): 918-926.
- [18] Willis C. Antibiotics in the food chain: their impact on the consumer[J]. *Rev Med Microbiol*, 2000, 11(3): 153-160.
- [19] 罗鹏, 何香燕, 胡超群. 细菌整合性接合元件 SXT/R391 研究进展[J]. *微生物学报*, 2014, 54(5): 471-479.

收稿日期: 2018-07-06 编辑: 周羚

(上接第 373 页)

参考文献

- [1] 张英杰, 王超, 曹凯, 等. 中国大陆 2009-2010 年手足口病流行特征聚类分析[J]. *中国公共卫生*, 2015, 31(5): 541-544.
- [2] 廖明, 魏洪, 张婉颖, 等. 贵州省儿童手足口病非 CVA16、非 EV71 肠道病毒的鉴定及其 VP1 基因分型研究[J]. *中国妇幼保健*, 2016, 31(2): 313-316.
- [3] 张斯钰, 黄威, 罗垲炜, 等. 2010-2013 年湖南省手足口病病原学监测结果分析[J]. *现代预防医学*, 2015, 42(9): 1677-1679, 1686.
- [4] 陈国清, 李春香, 王瑶, 等. 2016 年盐城市手足口病病原学特征及 EV71 和 CVA16 型肠道病毒 VP1 基因特征[J]. *江苏预防医学*, 2017, 28(6): 647-650.
- [5] 王智. 盐城市 2009-2012 年手足口病流行特征分析[J]. *江苏预防医学*, 2014, 25(3): 70-71.
- [6] 王瑶, 陈国清, 邵荣标, 等. 盐城市 2013 年手足口病病原学特征分析[J]. *交通医学*, 2014, 28(3): 289-290, 296.
- [7] 陈国清, 李春香, 邵荣标, 等. 2016 年盐城地区非 EV71 非 CVA16 其他肠道病毒分子分型及 CVA6 型 VP1 基因特征分析[J]. *中华疾病控制*, 2018, 22(1): 52-56.
- [8] 谢国良, 崔大伟, 郑书发, 等. 2013-2014 年杭州地区手足口病柯萨奇病毒 A6 型和 A10 型 VP1 基因特征分析[J]. *临床检验杂志*, 2015, 33(12): 938-941.
- [9] Guan HY, Wang J, Wang CR, *et al.* Etiology of multiple Non-EV71 and Non-CVA16 enteroviruses associated with hand, foot

and mouth disease in jinan, China, 2009-June 2013[J]. *PLoS One*, 2015, 10(11): e0142733.

- [10] 李静, 张婷, 邹文菁, 等. 2016 年湖北省部分地区手足口病肠道病毒病原谱及柯萨奇病毒 A6 型和 A10 型基因特征分析[J]. *疾病监测*, 2017, 32(6): 462-466.
- [11] Ang LW, Koh BK, Chan KP, *et al.* Epidemiology and control of hand, foot and mouth disease in Singapore [J]. *Ann Acad Med Singapore*, 2009, 38(2): 106-112.
- [12] 陈国清, 李春香, 邵荣标, 等. 2016 年盐城地区非 EV71 非 CVA16 其他肠道病毒分子分型及 CVA6 型 VP1 基因特征分析[J]. *中华疾病控制*, 2018, 22(1): 52-56.
- [13] Tian HF, Zhang Y, Sun Q, *et al.* Prevalence of multiple enteroviruses associated with hand, foot, and mouth disease in Shijiazhuang City, Hebei Province, China: outbreaks of Coxsackieviruses A10 and B3[J]. *PLoS ONE*, 2014, 9(1): e84233.
- [14] 姚学君, 管书慧, 刘秀兰, 等. 中国大陆地区 2004-2016 年柯萨奇病毒 A 组 10 型的分子流行病学特征分析[J]. *中华疾病控制*, 2017, 21(11): 1111-1127.
- [15] Oberste MS, Maher K, Kilpatrick DR, *et al.* Molecular evolution of the human enteroviruses: correlation of serotype with VP1 sequence and application to picornavirus classification[J]. *J Virol*, 1999, 73(3): 1941-1948.

收稿日期: 2018-05-23 编辑: 彭海燕

· 论 著 ·

2014—2016 年徐州市城市癌症早诊早治筛查分析

刘亚洲^{1△}, 孔蕴馨^{1△}, 罗小虎¹, 董栋¹, 陈宏达², 李霓², 任建松², 张凯², 代敏², 娄培安³, 董宗美³

1. 徐州市肿瘤医院, 江苏 徐州 221000; 2. 国家癌症中心/中国医学科学院北京协和医学院肿瘤医院;
3. 徐州市疾病预防控制中心

摘要:目的 分析徐州市 2014—2016 年城市癌症早诊早治项目总体开展情况, 为开展癌症早诊早治项目工作提供理论依据。方法 采取整群随机抽样的方法, 选取徐州市区 28 个社区 70 270 人进行患癌风险评估问卷调查和高风险评估。评估出的高风险对象免费接受相应癌种的临床筛查, 分析评估癌种的高风险率、筛查率、阳性病变检出率。结果 人群高风险率为 33.81%。各癌种高风险率从高到低依次为: 肺癌(15.11%)、乳腺癌(13.37%)、胃癌(11.98%)、肝癌(10.50%)、食管癌(9.53%)、大肠癌(7.36%)。各癌种筛查率从高到低为: 乳腺癌(58.89%)、肝癌(58.04%)、肺癌(47.74%)、上消化道癌(19.60%)、肠癌(17.30%)。不同性别和年龄组间高风险人数分布差异均有统计学意义(P 值均 <0.05); 肺癌和乳腺癌高危人群的临床筛查结果显示, 阳性病变检出率各年龄组分布差异有统计学意义(P 值均 <0.05), 50~60 岁人群乳腺癌阳性病变检出率较高。男性肝癌和大肠的阳性病变检出率高于女性(P 值均 <0.05); 男性上消化道阳性病变检出率高于女性, 60~69 岁人群较高($P<0.05$)。结论 不同性别和不同年龄段的人群高风险率、筛查率以及阳性病变检出率存在一定的差异; 有针对性对城市高风险人群进行筛查, 能够发现早期肿瘤患者。

关键词: 癌症; 早诊早治; 癌症筛查; 高风险率; 筛查率; 检出率

中图分类号: R73-31 文献标识码: A 文章编号: 1006-9070(2018)03-0382-05

Analysis of early diagnosis and treatment of cancer in urban populations of Xuzhou city from 2014 to 2016

LIU Ya-zhou*, KONG Yun-xin, LUO Xiao-hu, DONG Dong, CHEN Hong-da,

LI Ni, REN Jian-song, ZHANG Kai, DAI Min, LOU Pei-an, DONG Zong-mei

* Xuzhou Municipal Tumor Hospital, Jiangsu Xuzhou 221000, China

Abstract: Objective To analyze and evaluate the implementation of early diagnosis and treatment of cancer project in Xuzhou from 2014 to 2016; to provide evidence for implementation of early diagnosis and treatment program. **Methods** A total of 70 270 residents were selected for questionnaire survey and risk assessment from 28 communities in Xuzhou city by stratified cluster random sampling method. The high risk subjects received free clinical cancer screening to analyze and evaluate the cancer high risk rate, screening rate and clinical detection rate. **Result** The cancer high risk rate was 33.81%. The descending order of high risk cancer were lung cancer(15.11%), female breast cancer(13.37%), stomach cancer(11.98%), liver cancer(10.50%), esophagus cancer(9.53%) and colorectal cancer(7.36%), respectively. The descending order of screening rates were female breast cancer(58.89%), liver cancer(58.04%), lung cancer(47.74%), upper gastrointestinal tract cancer(19.60%) and colorectal cancer(17.30%), respectively. The distribution of high risk population among different genders and age groups were statistically significant (all $P<0.05$). The clinical screening results of lung cancer and breast cancer high-risk groups showed that age distribution of positive rate of positive lesions were statistically significant ($P<0.05$), and the positive breast cancer detection rate of 50-60 years age group was relatively high. The positive rate of male liver cancer and intestine lesion was higher than those of women (all $P<0.05$). The positive rate of male lesions in upper gastrointestinal tract was higher than that of females, and it was relatively higher in 60-69 years age group ($P<0.05$). **Conclusion** There were difference of

DOI: 10.13668/j.issn.1006-9070.2018.04.006

基金项目: 国家重大医改专项、国家重大公共卫生服务项目—城市癌症早诊早治项目; 江苏省预防医学科研课题: 基于社区人群的城市癌症早诊早治方法及癌前病变者队列随访研究(Y2015013)

作者简介: 刘亚洲(1971—), 男, 江苏丰县人, 主任医师, 主要从事肿瘤的放射治疗和综合治疗工作; 孔蕴馨(1991—), 女, 江苏徐州人, 主要从事肿瘤筛查和流行病学研究。△并列第一作者

通讯作者: 董栋, 副主任药师, E-mail: ddong2002@163.com

cancer high risk rate, screening rate and detection rate among different genders and ages groups. Targeted screening of high-risk urban residents could identify early cancer patients.

Key words: Cancer; Early diagnosis and treatment; Cancer screening; High risk rate; Clinical screening rate; Detection rate

癌症的筛查和早诊早治被公认为癌症防控最有效的途径。基于不同癌症的流行病学现状和自身的经济状况,各国家积极开展癌症防控的卫生经济学研究,试图寻找符合自身国情的、高效经济的癌症筛查和早诊早治之路。2005 年以后,中国政府在农村癌症高发区等地区开展了多种癌症的早诊早治工作,2012 年又正式启动城市项目^[1-2]。徐州市自 2013 年起作为江苏省的两个项目点之一开始进行城市癌症早诊早治工作,并以项目为依托,建立了医防结合的肿瘤防治一体化管理模式。现将 2014—2016 年项目开展情况和筛查结果分析报告如下。

1 对象与方法

1.1 对象 以徐州市鼓楼区、云龙区、泉山区为项目实施点,采取整群随机抽样的方式抽取社区常住户籍 40~69 岁的居民为调查对象,剔除已迁出、长期无人、人户分离等,最终确认符合要求的筛查对象。排除已确诊的肿瘤患者,及有其他严重的内外科疾病正在治疗患者。本研究已通过中国医学科学院肿瘤医院伦理委员会审批。研究对象均签署知情同意书。

1.2 方法

1.2.1 问卷调查与高危评估:采用项目设计的防癌风险评估问卷^[1]进行调查。内容包括:个人基本信息、饮食习惯、生活环境和习惯、心理和情绪、疾病既往史和癌症家族史以及女性的生理和生育史信息。以入户调查和社区现场集中填报为主,由专人指导,收集问卷后录入项目风险评估系统,实时生成评估结果,确定各癌种高危人群。高危评估系统使用模型为项目提供^[3-4],共可评估肺癌、乳腺癌、肝癌、食管癌、

胃癌、大肠癌 6 种癌症的高危人群。

1.2.2 临床筛查:根据风险评估模型的评估结果,组织癌症高风险对象到定点医院(徐州市肿瘤医院)进行免费的癌种临床筛查:①肺癌:低剂量螺旋 CT;②乳腺癌:乳腺 B 超及乳腺 X 线检查;③肝癌:血清甲胎蛋白(AFP)结合腹部超声;④上消化道癌(食管癌和胃癌):胃镜结合病理;⑤大肠癌:结肠镜结合病理。诊断均按照国家《城市癌症早诊早治项目技术方案》进行^[5]。

1.3 统计分析 使用城市癌症早诊早治项目系统,审核录入资料。高风险率=调查评估为高风险例数/调查评估例数,筛查率(参与率)=临床筛查例数/评估为高风险例数。阳性病变检出率=临床筛查阳性病变检出例数/临床筛查人数。数据分析采用 SPSS 23.0 软件,组间比较采用 χ^2 检验,检验水准 $\alpha=0.05$ 。

2 结果

2.1 患癌高风险评估情况 共调查 70 270 人,男性 30 828 人(43.87%),女性 39 442 人(56.13%),评估出高风险 23 759 人(男性 10 716 人,女性 13 043 人),高风险率为 33.81%。男性高风险率(34.76%)高于女性(33.07%),差异有统计学意义($\chi^2=22.130, P<0.05$);40~50 岁高风险率为 30.84%,50~60 岁为 36.12%,60~69 岁为 33.80%,差异有统计学意义($\chi^2=143.717, P<0.05$)。

筛查结果表明,6 种癌高风险率从高到低依次为,肺癌 15.12%,乳腺癌 13.37%,肝癌 10.50%,食管癌 9.53%;胃癌 11.98%,大肠癌 7.36%。性别、年龄分布见表 1。

表 1 2014—2016 徐州市六大癌种高危评估情况

人口学特征	筛查人数	肺癌		乳腺癌		肝癌		食管癌		胃癌		大肠癌	
		高危人数	率(%)	高危人数	率(%)	高危人数	率(%)	高危人数	率(%)	高危人数	率(%)	高危人数	率(%)
性别													
男	30 828	6 469	20.98	-	-	3 465	11.24	2 923	9.48	3 542	11.49	2 457	7.97
女	39 442	4 154	10.53	5 274	13.37	3 914	9.92	3 773	9.57	4 877	12.36	2 715	6.88
年龄(岁)													
40~	20 454	2 802	13.70	1 805	15.71	2 092	10.23	1 626	7.95	2 186	10.69	1 580	7.72
50~	26 459	4 339	16.40	2 260	15.20	2 992	11.31	2 637	9.97	3 399	12.85	2 098	7.93
60~	23 357	3 482	14.91	1 209	9.21	2 295	9.83	2 433	10.42	2 834	12.13	1 794	7.68
合计	70 270	10 623	15.12	5 274	13.37	7 379	10.50	6 696	9.53	8 419	11.98	5 172	7.36

注:乳腺癌只针对城市女性居民进行风险评估。

2.2 肺癌筛查情况 发现肺癌高风险 10 623 人,其中 5 071 人参与低剂量螺旋 CT 检查,筛查率为 47.74%。发现阳性结节 218 例,阳性率为 4.30%;发现可疑肺癌 44 例,阳性率为 0.87%。经与 2014—2017 年肿瘤上报数据核对(来源于徐州市疾控中心,包括 2014—2017 年 4 年上报的所有肿瘤患者信息,使用徐州市肿瘤信息化管理平台从二级以上医疗机构病案系统自动采集,数据上报时间为患者出院时间,下同),确诊肺癌患者 22 例(男性 14 例,女性 8 例),其中 218 例阳性结节中确诊肺癌 6 例(占 2.75%),44 例可疑肺癌中确诊肺癌 9 例(占 20.45%),4 809 例阴性中确诊肺癌 7 例,占 0.15%。肺癌阳性病变检出率性别分布差异无统计学意义($\chi^2 = 0.044, P > 0.05$);年龄分布差异有统计学意义($\chi^2 = 21.721, P < 0.05$)。见表 2。

表 2 2014—2016 徐州市肺癌高危人群临床筛查情况

年龄(岁)	阳性结节		可疑肺癌		阴性	
	病例数	阳性率(%)	病例数	阳性率(%)	病例数	阴性率(%)
40~	31	2.39	6	0.46	1 265	97.15
50~	97	4.55	20	0.94	2 017	94.51
60~69	90	5.50	18	1.10	1 527	93.40
合计	218	4.30	44	0.87	4 809	94.83

2.3 乳腺癌筛查情况 发现乳腺癌高风险 5 274 人,其中 3 106 人参与乳腺 B 超检查和乳腺 X 线检查,筛查率 58.89%。发现可疑阳性 998 例,阳性率为 32.13%;发现阳性 120 例,阳性率为 3.86%。经与

2014—2017 年肿瘤上报数据核对,确诊乳腺癌患者 6 例,其中 998 例可疑阳性中确诊乳腺癌 4 例,占 0.40%,120 例阳性中确诊乳腺癌 2 例,占 1.67%。阳性病变检出率年龄分布差异有统计学意义($\chi^2 = 10.901, P < 0.05$)。见表 3。

表 3 2014—2016 徐州市乳腺癌高危人群不同年龄组临床筛查情况

年龄(岁)	可疑阳性		阳性		阴性	
	病例数	阳性率(%)	病例数	阳性率(%)	病例数	阴性率(%)
40~	360	33.36	47	4.36	672	62.28
50~	466	33.19	55	3.92	883	62.89
60~69	172	27.61	18	2.89	433	69.50
合计	998	32.13	120	3.86	1988	64.01

注:乳腺癌只针对城市女性居民进行风险评估。

2.4 肝癌筛查情况 发现肝癌高风险 7 379 人,其中 4 283 人参与血清甲胎蛋白(AFP)和腹部超声检查,筛查率 58.04%。发现 AFP 阳性 54 例,阳性率为 1.26%,肝硬化 45 例,阳性率为 1.05%,肝占位性病变 33 例,阳性率为 0.80%,疑似肝癌 1 例,阳性率为 0.02%。经与 2014—2017 年肿瘤上报数据核对,确诊肝癌患者 6 例(男性 4 例,女性 2 例),临床筛查结果当时全部为肝硬化,占 45 例肝硬化的 13.33%,其中 3 例合并肝占位、AFP 阳性。阳性病变检出率年龄分布差异无统计学意义($\chi^2 = 14.354, P > 0.05$),性别分布差异有统计学意义($\chi^2 = 12.620, P > 0.05$)。见表 4。

表 4 2014—2016 徐州市肝癌高危人群临床筛查情况

人口学特征		AFP 阳性		肝硬化		肝占位性病变		疑似肝癌		阴性	
		病例数	阳性率(%)	病例数	阳性率(%)	病例数	阳性率(%)	病例数	阳性率(%)	病例数	阴性率(%)
性别	男	27	1.42	30	1.58	18	0.95	1	0.05	1 826	96.00
	女	27	1.13	15	0.63	15	0.63	0	0.00	2 324	97.61
年龄(岁)	40~	11	0.89	7	0.57	10	0.81	1	0.08	1 204	97.65
	50~	30	1.70	22	1.25	9	0.51	0	0.00	1 705	96.55
	60~69	13	1.01	16	1.25	14	1.09	0	0.00	1 241	96.65
合计		54	1.26	45	1.05	33	0.80	1	0.02	4 150	96.89

2.5 上消化道癌(食管癌和胃癌)筛查 发现食管癌高风险人群 6 696 人,胃癌高风险人群 8 419 人,共 10 543 人评估为上消化道高危。其中 2 537 人参与内镜和执行性病理检查,筛查率 24.06%。发现上消化道不典型增生 276 例,阳性率为 10.88%;上皮内肿瘤 75 例,阳性率为 2.96%。经与 2014—2017 年肿瘤上报数据核对,确诊胃癌患者 3 例,其中高级别上皮内肿瘤确诊 1 例,占 1.33%(1/75),病理未见异常 2 人,占 0.09%(2/2 186)。阳性检出率性别和年龄分布差

异均有统计学意义(χ^2 值分别为 14.773、13.738, P 值均 < 0.05)。见表 5。

2.6 大肠癌筛查情况 发现大肠癌高风险人群 5 172 人,其中 895 人次参与肠镜和执行性病理检查,筛查率 17.30%。发现大肠癌前病变 171 例,阳性率为 19.11%;疑似大肠癌 4 例,阳性率为 0.45%。经与 2014—2017 年肿瘤上报数据核对未发现确诊大肠癌患者。阳性病变检出率年龄分布差异无统计学意义($\chi^2 = 5.489, P > 0.05$),性别分布差异有统计学意义

($\chi^2 = 16.473, P < 0.05$)。见表 6。

表 5 2014—2016 徐州市上消化道癌高危人群临床筛查情况

人口学特征	不典型增生		上皮内肿瘤		阴性	
	病例数	阳性率 (%)	病例数	阳性率 (%)	病例数	阴性率 (%)
性别						
男	134	13.40	37	3.70	829	82.90
女	142	9.24	38	2.47	1 357	88.29
年龄(岁)						
40~	52	9.15	10	1.76	506	89.08
50~	108	10.07	29	2.71	935	87.22
60~69	116	12.93	36	4.01	745	83.05
合计	276	10.88	75	2.96	2 186	86.16

表 6 2014—2016 徐州市大肠癌高危人群临床筛查情况

性别	大肠癌前病变		疑似大肠癌		阴性	
	病例数	阳性率 (%)	病例数	阳性率 (%)	病例数	阴性率 (%)
男	102	23.78	4	0.93	323	75.29
女	69	14.81	0	0	397	85.19
合计	171	19.11	4	0.45	720	80.44

3 讨论

目前,我国癌症负担日趋严重,已成为危害我国居民生命和健康的重要慢性病^[1]。全国第 3 次全死因调查显示,在城市癌症已成为首位全死因疾病(150.18/10 万),远远高于第 2 位的脑血管疾病(132.35/万)^[6]。江苏省同期调查也表明恶性肿瘤居死因首位,发病率和中标率均高于全国同期平均水平^[7-8]。据世界卫生组织国际癌症研究署(WHO/IARC)和我国肿瘤统计(2015 年)预测,中国癌症的发病率和死亡率在未来 20~30 年内会持续增长^[9],尤其是城市人群^[9-10]。研究显示,我国癌症患者的 5 年生存率为 36.9%^[9],远远低于美国 67.0%^[11]和澳大利亚 66%^[12]。目前,前往医院就诊的癌症患者大部分处于中晚期,诊治费用高,效果不佳,患者生存期短,严重消耗了我国医疗卫生和社会资源。因此,推广癌症的早诊早治具有重大现实意义。

结果显示,徐州市区男性的癌症高风险率(34.76%)高于女性(33.07%),与浙江省^[13]、乌鲁木齐市^[14]报道相似。在城市,我国女性乳腺癌发病主要集中在绝经期前后,年龄分布在 45~60 岁^[15]。本次在乳腺癌临床筛查方面,可疑和阳性病变检出率,在 40~60 岁的人群最高,与秘子涵等^[4]结果一致。提示年龄在 50 岁左右的女性更应该加强乳腺癌相关的筛查,从而达到早发现,诊断、治疗目的^[16]。我国肝癌是死亡率仅次于肺癌、胃癌的第三大常见恶性肿瘤,占全球新发病例的 55%^[9]。肝癌的初期症状并不明显,尽可能早期发现、早期诊断、早期治疗才能从整体

上改善肝癌患者的预后和生存期^[17]。本研究发现,男性在肝癌阳性病变检出率上高于女性,男性为肝癌的高发人群^[18]。

除确认或可疑癌症病变外,还筛查出多种癌前病变或癌症进展相关病变。如本研究发现消化道不典型增生检出率为 10.88%,上皮内肿瘤检出率为 2.96%,对其中重度异性增生、高级别上皮内肿瘤等病变行内镜下切除,能有效阻断其向癌症进展,并对轻/中度异性增生、低级别上皮内肿瘤等病变进行内镜随访,能够及时发现癌变情况,提高筛查检出率^[19]。男性上消化道阳性病变检出率高于女性,60~69 岁人群上消化道阳性病变检出率较高。

本研究在针对大肠癌高危人群临床筛查中发现大肠癌前新病变和大肠癌的检出率,男性高于女性。肠癌的高风险率以及筛查率(参与率)较其他癌种均较低,与全国大肠癌筛查的初步统计结果相符^[3],推测这可能与肠镜检查前需要进行肠道清理,有一定的侵入性,同时存在发生并发症的风险,以及居民对肠镜检查了解程度相对较低等原因有关^[20]。建议加强内镜筛查的相关健康教育,并可通过使用其他非侵入性的筛查项目(如便潜血实验)以提升人群的参与率。

与 2014—2017 年度肿瘤上报数据对比发现,除大肠癌、食管癌未获得确诊数据外,临床筛查为阳性病变的人群在筛查后 3 年内的患癌率明显高于筛查为阴性的人群,这与多个随访结果一致^[21-22],提示对阳性人群进行随访和健康管理,对提高癌症早期发现率和癌症患者生存率及生存质量具有重要意义。

本研究有一定的局限性,只比较了不同性别和年龄组直接筛查指标的差异,未将流行病学调查结果的差异考虑在内,以及未比较进行临床筛查人群和未进行临床筛查人群之间的差异、高危人群和非高危人群之间的差异,需要在进一步研究中予以补足。

参考文献

- [1] 代敏,石菊芳,李霓. 中国城市癌症早诊早治项目设计及预期目标[J]. 中华预防医学杂志,2013,47(2):179-182.
- [2] 石菊芳,代敏. 中国癌症筛查的卫生经济学评价[J]. 中华预防医学杂志,2017,51(2):107-111.
- [3] 任建松,石菊芳,张洪召,等. 2012-2013 年中国城市人群大肠癌筛查结果初步分析[J]. 中华预防医学杂志,2015,49(5):441-443.
- [4] 秘子涵,任建松,张洪召,等. 2012-2013 年中国城市人群乳腺癌筛查结果分析[J]. 中华预防医学杂志,2016,50(10):887-892.
- [5] 中国卫生部. 癌症早诊早治项目技术方案[M]. 北京:人民卫生出版社,2011.
- [6] 陈竺. 全国第三次死因回顾抽样调查报告[M]. 北京:中国协和医科大学出版社,2008.

(下转第 388 页)

· 论 著 ·

家族史对 2 型糖尿病患者知识知晓和血糖控制的影响

陈春念, 缪春华, 姜方平

镇江市疾病预防控制中心, 江苏 镇江 321102

摘要:目的 探讨糖尿病家族史对 2 型糖尿病患者知识知晓和血糖控制的影响。方法 分阶段随机选取 977 例 2 型糖尿病患者, 问卷了解患者的人口学资料、糖尿病家族史、生活方式和相关知识知晓情况, 检测患者糖化血红蛋白, 分析比较有家族史对患者知识知晓和血糖控制是否有影响。结果 有家族史和无家族史的 2 型糖尿病患者在病程、文化程度、体育锻炼、平均每周测血糖次数等方面存在差异, 在糖尿病相关知识的知晓上并无差异。有家族史的患者血糖达标比例为 59.3%, 低于无家族史的患者 67.4% ($P < 0.05$), 但是在考虑体育锻炼、平均每周测血糖次数和知识知晓情况后, 有无家族史对血糖控制并无影响 ($OR = 1.27, 95\%CI: 0.91 \sim 1.78$), 体育锻炼是血糖控制的保护因素。结论 2 型糖尿病患者有无家族史对知识知晓和血糖控制并无影响, 但生活方式会影响血糖控制。

关键词: 2 型糖尿病; 糖化血红蛋白; 家族史

中图分类号: R587.1

文献标识码: A

文章编号: 1006-9070(2018)04-0386-03

Impact of familial history of diabetes on knowledge awareness and glycemic control among type 2 diabetes patients

CHEN Chun-nian, MIAO Chun-hua, JIANG Fang-ping

Zhenjiang Municipal Center for Disease Control and Prevention, Jiangsu Zhenjiang 321102, China

Abstract: Objective To investigate impact of familial history of type 2 diabetes mellitus (T2DM) on diabetes related knowledge awareness and glycemic control among T2DM patients. **Methods** Multistage random sampling method was used to choose 977 T2DM patients, questionnaire survey was conducted to obtain demographic information, familial history of diabetes, life style, and the awareness of related knowledge, the Haemoglobin A1c of the patients were analyzed, chi square test and two classification logistic regression analysis were used to compare whether familial history had impact on knowledge awareness and blood glucose control among T2DM patients. **Results** For T2DM patients with or without familial history, the patients' course of disease, educational level, physical exercise and weekly frequency of blood glucose measurement were statistically different, while the awareness of related knowledge were not statistically different. Patients with familial history had a blood glucose compliance rate of 59.3%, which was lower than that of patients without family history (67.4%) ($P < 0.05$). After considering physical exercise, weekly frequency of blood glucose measurement and awareness situation, familial history had no impact on the glycemic control among T2DM patients ($OR = 1.27, 95\%CI: 0.91-1.78$). **Conclusion** Familial history of T2DM has no effect on knowledge awareness and glycemic control. However lifestyle could affect glycemic control.

Key words: Type 2 diabetes mellitus; Haemoglobin A1c; Familial history

2 型糖尿病是由多个遗传基因和多种生活习惯相互作用的结果。流行病学已证实, 糖尿病家族史会增加 2 型糖尿病发病风险^[1-4], 有研究提出家族史也是血糖控制的影响因素^[5-6], 可能也会影响患者糖尿病相关知识水平^[7]。糖尿病并发症的发生与血糖控制水平有关^[8], 深入分析糖尿病家族史对知识知晓和血糖控制的影响, 预防糖尿病并发症, 可为基层医务人员

开展 2 型糖尿病患者的健康管理提供依据。

1 对象和方法

1.1 对象 采用分阶段随机抽样的方法, 先在 14 个街道中随机抽 2 个街道, 再在每个街道随机抽 500 名明确诊断为 2 型糖尿病的患者进行调查, 排除有严重的心脑血管、肾脏及恶性肿瘤疾病、行动不便、不愿意

参加的患者。完成调查 1 000 例,其中 23 例家族史或血糖信息缺失,实际有效 977 例。

1.2 方法 使用自行设计的问卷,调查人口学资料、糖尿病家族史、吸烟、饮酒、知识知晓情况,检查糖化血红蛋白,其中知识调查包括患者降糖目标、健康饮食和低血糖症状等 3 个问题。

1.3 指标和定义 2 型糖尿病患者符合以下标准认为血糖控制达标:糖化血红蛋白(HbA1c) $<7.0\%$ ^[8]。吸烟定义为近半年有吸烟史,平均每天吸烟 ≥ 1 支;过量饮酒指成年男性一天饮用酒精量超过 25 g,女性超过 15 g;规律锻炼指每周至少锻炼 3 天,强度为中等强度,每次持续至少 30 分钟,否则为缺乏锻炼;3 个知识题目答对 2 个或 3 个算知晓。家族史的亲属类别中其他类为子女、叔、姑、姨、舅、祖父母等患糖尿病。

1.4 统计分析 使用 EpiData 3.0 资料录入,SPSS Statistics 20 软件统计分析,计数资料的比较采用卡方检验,计量资料的比较采用两独立样本 *t* 检验,有序资料采用趋势卡方检验。采用二分类 logistic 回归进行多因素分析探讨糖尿病家族史与血糖控制之间的关系,以 $P < 0.05$ 为差异有统计学意义。

2 结果

2.1 基本情况 977 例 2 型糖尿病患者中,男 426 例,女 551 例,有糖尿病家族史者 189 例,占 19.34%。

2.2 家族史与无家族史患者比较

2.2.1 年龄、性别、文化程度:有家族史患者平均年龄(61.21 \pm 9.08)岁,无家族史患者平均年龄(62.82 \pm 10.43)岁,差异无统计学意义($t = -1.95, P > 0.05$)。有家族史患者男女比为 0.60:1,无家族史患者 0.82:1,差异无统计学意义($\chi^2 = 3.47, P > 0.05$)。患者文化程度为高中及以上有家族史的占 51.3%,无家族史的占 48.5%,差异无统计学意义($\chi^2 = 0.38, P > 0.05$)。

2.2.2 糖尿病相关知识的知晓率:有家族史患者知晓率为 21.7%(41/189),无家族史的为 27.5%(217/788),差异无统计学意义($\chi^2 = 2.68, P > 0.05$)。

2.2.3 相关行为:有家族史患者吸烟、饮酒情况与无家族史患者差异无统计学意义(P 值均 >0.05),规律锻炼情况、每周测血糖次数无家族史患者好于有家族史患者,差异有统计学意义(P 值均 <0.05)。见表 1。

2.2.4 病程与合并高血压:平均病程有家族史的为(10.22 \pm 6.06)年,无家族史的为(9.15 \pm 6.46)年,差异有统计学意义($t = -2.06, P < 0.05$)。64.0%的有家族史患者合并有高血压,62.6%无家族史患者合并有高血压,差异无统计学意义($\chi^2 = 0.14, P > 0.05$)。

2.3 家族史与血糖控制情况单因素分析 有家族史

的患者血糖达标比例为 59.3%(112/189),低于无家族史的患者 67.4%(531/788),差异有统计学意义($\chi^2 = 4.47, P < 0.05$)。见表 2。随着患糖尿病的亲属个数增多,达标率呈现下降趋势($\chi^2_{趋势} = 6.76, P < 0.05$)。见图 1。

表 1 2 型糖尿病患者有无家族史的行为情况[n(%)]

因素	分类	家族史		χ^2 值	<i>P</i> 值
		有	无		
吸烟情况	吸	36(19.0)	126(16.0)	1.03	0.31
	不吸	153(81.0)	662(84.0)		
饮酒情况	不饮或少量饮酒	174(92.1)	750(95.2)	2.88	0.09
	过量饮酒	15(7.9)	38(4.8)		
体育锻炼	规律锻炼	96(50.8)	499(63.3)	10.05	0.00
	缺乏锻炼	93(49.2)	289(36.7)		
每周测血糖次数	<1	122(64.6)	375(47.6)	17.54	0.00
	≥ 1	67(35.4)	413(52.4)		

表 2 糖尿病患者不同亲属类别血糖达标情况[n(%)]

亲属类别	血糖情况		χ^2 值	<i>P</i> 值
	达标	未达标		
仅父母	58(61.7)	36(38.3)	1.72	0.63
仅兄弟姐妹	41(60.3)	27(39.7)		
父母和兄弟姐妹	9(50.0)	9(50.0)		
其他	4(44.4)	5(55.6)		

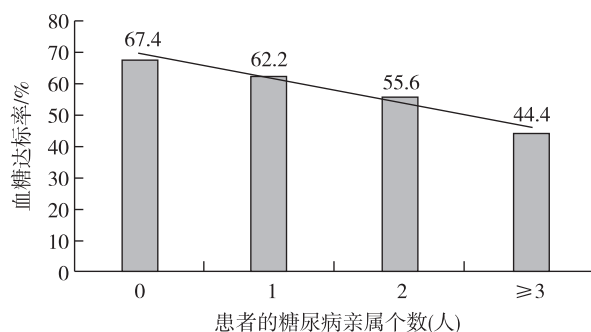


图 1 不同糖尿病亲属个数的患者的血糖达标率

2.4 糖尿病家族史对血糖控制状况影响的多因素分析 将性别、文化程度、是否合并高血压、吸烟情况、饮酒情况、体育锻炼、每周测血糖次数和知识知晓情况分别与血糖控制情况做卡方检验,年龄、病程做两独立样本 *t* 检验,最终体育锻炼、每周测血糖次数和知识知晓情况对血糖控制影响有统计学意义(χ^2 值分别为 29.67、12.39、4.72, P 值均 <0.05)。将以上因素和有无家族史作为研究因素放入二分类 logistic 回归模型,在排除体育锻炼、平均每周测血糖次数和知识知晓之后,糖尿病家族史对血糖控制并没有影响,而显示体育锻炼是血糖控制的保护因素,OR 值为 0.53, 95%CI 为 0.39~0.72。见表 3。

表 3 糖尿病家族史与血糖控制关系的多因素分析

因素	β	SE	Wald 值	P 值	OR(95%CI)
糖尿病家族史	0.24	0.17	2.02	0.16	1.27(0.91~1.78)
体育锻炼	-0.63	0.15	17.37	0.00	0.53(0.39~0.72)
每周测血糖次数	-0.17	0.15	1.28	0.26	0.84(0.62~1.13)
知识知晓情况	-0.19	0.16	1.33	0.25	0.83(0.60~1.14)

3 讨论

本研究有家族史者占 2 型糖尿病患者的 19.3%，与淮安市调查结果(18.99%)^[9]相近，说明样本具有一定的代表性。家族史和无家族史的糖尿病患者病程、体育锻炼、平均每周测血糖次数等方面存在差异，在糖尿病相关知识的知晓上并无差异。其他研究显示，糖尿病家族史与糖尿病过早发病相关^[10-11]，佐证了本研究中有糖尿病家族史的患者病程长于无家族史的结果。

关于家族史对 2 型糖尿病患者血糖控制的影响各项研究结论并不一致。淮安市的研究表明有糖尿病家族史患者的血糖控制率低于无糖尿病家族史者，父母有糖尿病史者的血糖控制率更低^[9]。Molyneaux L 等的研究未发现家族史与糖化血红蛋白水平之间有显著性关联^[11]。本研究在考虑体育锻炼、平均每周测血糖次数和知识知晓情况后，发现有无家族史对血糖控制并无影响。本研究显示，体育锻炼是血糖控制的保护因素，与目前公认的血糖控制受生活方式影响结论一致，这也强调对患者生活方式干预的重要性。

参考文献

[1] Zhang Y, Chen H, Lu H, *et al.* Prevalence and risk of diabetes based on family history in the Shanghai High-Risk Diabetic Screen (SHiDS) study [J]. *Diabetic Medicine*, 2016, 33 (12): 1705-1711.

[2] Laaksonen MA, Knekt P, Rissanen H, *et al.* The relative importance of modifiable potential risk factors of type 2 diabetes: a meta-analysis of two cohorts [J]. *Eur J Epidemiol*, 2010, 25 (2): 115-124.

[3] 姜俊俊, 杜书玉, 辛颖. 糖尿病家族史对糖尿病发病及相关危险因素的影响 [J]. *山东大学学报: 医学版*, 2010(2): 4-6.

[4] 王波, 吴红辉, 刘宇. 句容市 2 型糖尿病患病现状及其相关因素调查 [J]. *江苏预防医学*, 2014, 25(1): 51-53.

[5] 王建华, 郑昊林, 刘森, 等. 社区老年人群糖代谢异常、糖尿病患病率与糖尿病控制情况及影响因素分析 [J]. *中华流行病学杂志*, 2016, 37(9): 1220-1222.

[6] 董美华, 钱云, 张敬平, 等. 无锡市城乡社区 2 型糖尿病患者血糖控制现状及影响因素分析 [J]. *中国慢性病预防与控制*, 2011, 19(6): 568-570.

[7] 黄建春, 杨俊莹, 尤晓寅, 等. 无锡市城区居民糖尿病知识知晓率调查分析 [J]. *江苏预防医学*, 2011, 22(3): 5-8.

[8] 中华医学会糖尿病分会. 中国 2 型糖尿病防治指南 (2013 年版) [J]. *中国糖尿病杂志*, 2014, 22(8): 2-41.

[9] 孙中明, 潘恩春, 缪丹丹, 等. 淮安市 2 型糖尿病患者血糖控制情况与糖尿病家族史的关系 [J]. *中华内分泌代谢杂志*, 2017, 33(7): 578-580.

[10] Svensson E, Berencsi K, Sander S, *et al.* Association of parental history of type 2 diabetes with age, lifestyle, anthropometric factors, and clinical severity at type 2 diabetes diagnosis: results from the DD2 study [J]. *Diabetes Metab Res Rev*, 2016, 32(3): 308-315.

[11] Molyneaux L, Constantino M, Yue D. Strong family history predicts a younger age of onset for subjects diagnosed with type 2 diabetes [J]. *Diabetes Obes Metab*, 2004, 6(3): 187-194.

收稿日期: 2018-05-07 编辑: 周玲

(上接第 385 页)

[7] 韩仁强, 黄建萍, 周金意, 等. 江苏省第三次死因回顾调查恶性肿瘤死亡水平分析 [J]. *江苏预防医学*, 2011, 22(4): 1-4.

[8] 韩仁强, 武鸣, 俞浩, 等. 2010 年江苏省肿瘤登记地区恶性肿瘤发病与死亡 [J]. *江苏预防医学*, 2015, 26(1): 5-10.

[9] CHEN W, ZHENG R, BAADDE P D, *et al.* Cancer statistics in China, 2015 [J]. *Ca-Cancer J Clin*, 2016, 66(2): 115.

[10] FERLAY J, SHIN H R, BRAY F, *et al.* Cancer incidence and mortality worldwide: IARC CancerBase No [J]. *Int J Cancer*, 2010, 136(5): e359-e386.

[11] HOWLADER N, NOONE AM, KRAPCHO M, *et al.* SEER Cancer Statistics Review, 1975-2014, National Cancer Institute [EB/OL]. (2017-06-28) [2018-01-29]. https://seer.cancer.gov/csr/1975_2014/.

[12] HEALTHWELFARE A I O. Cancer survival and prevalence in Australia: Period estimates from 1982 to 2010 [J]. *Asia-Pac J Clin Onco*, 2013, 9(1): 29-39.

[13] 李辉章, 杜灵彬, 孙校华, 等. 浙江省城市居民癌症早诊早治项目筛查结果报告 [J]. *浙江预防医学*, 2015, 27(12): 1189-1193.

[14] 顾秀瑛, 顾晓芬, 朱俊宇, 等. 2014-2016 年乌鲁木齐市 9265 例城市居民肺癌筛查结果分析 [J]. *实用肿瘤学杂志*, 2017, 31(3):

242-245.

[15] 郑莹, 吴春晓, 张敏璐. 乳腺癌在中国的流行状况和疾病特征 [J]. *中国癌症杂志*, 2013, 23(8): 561-569.

[16] 王玉平. 乳腺癌在中国的流行状况浅析 [J]. *医药卫生: 全文版*, 2016(5): 00128.

[17] 程晓宏, 缪进. 肝癌早期诊断研究进展 [J]. *江苏预防医学*, 2011, 22(6): 69-70.

[18] 贾丽军, 于石成, 胡跃华, 等. 多水平模型在肝癌死亡病例与关联因素生态学分析中应用 [J]. *中国公共卫生*, 2017, 33(7): 1033-1037.

[19] 陆建邦. 上消化道癌筛查及早诊早治的科学和策略 [J]. *临床医学进展*, 2014, 4(3): 35-41.

[20] 殷杰, 邓尚新, 高杰, 等. 门诊患者大肠癌筛查意愿相关因素及肠镜检查障碍的调查 [J]. *第二军医大学学报*, 2011, 32(5): 500-503.

[21] 张萌, 李鑫, 张韶凯, 等. 河南省 12 个市、县食管癌筛查效果分析 [J]. *中华预防医学杂志*, 2015, 49(10): 879-882.

[22] 张萌, 李鑫, 张韶凯, 等. 河南省农村胃癌筛查效果分析 [J]. *中华肿瘤杂志*, 2016, 38(1): 73-77.

收稿日期: 2018-04-18 编辑: 周玲

• 论 著 •

基于广义相加模型分析可吸入颗粒物 对人群呼吸系统的短期健康效应

周海泓, 张杨, 雍宗锋, 于蕾, 姚成宜, 周新亚
宿迁市疾病预防控制中心, 江苏 宿迁 223800

摘要:目的 了解宿迁市 $PM_{2.5}$ 、 PM_{10} 对人群呼吸系统的短期健康效应。方法 收集宿迁市 2016 年空气污染数据、气象数据、医院呼吸系统疾病门诊量和居民因呼吸系统疾病死亡数据, 利用 R 软件建立泊松分布广义相加模型, 分析 $PM_{2.5}$ 、 PM_{10} 对呼吸系统疾病每日门诊量和人群因呼吸系统疾病每日死亡数的短期影响。结果 2016 年宿迁市 PM_{10} 浓度对呼吸系统疾病日门诊量有影响, PM_{10} 浓度与滞后 1 天的呼吸系统疾病门诊量呈正相关, PM_{10} 每上升 $10 \mu\text{g}/\text{m}^3$, 医院呼吸系统疾病门诊量增加 0.26% ($95\% \text{CI}: 0.01\% \sim 0.51\%$); $PM_{2.5}$ 浓度对日门诊量, $PM_{2.5}$ 、 PM_{10} 浓度对人群呼吸系统疾病死亡数影响均无统计学意义 (P 值均 > 0.05)。结论 2016 年宿迁市 PM_{10} 浓度可能导致了人群呼吸系统疾病患病增加, $PM_{2.5}$ 浓度对人群呼吸系统疾病患病增加尚无明确效应。

关键词: $PM_{2.5}$; PM_{10} ; 空气污染; 广义相加模型; 健康效应; 呼吸系统疾病; R 软件

中图分类号: R122.7 **文献标识码:** A **文章编号:** 1006-9070(2018)04-0389-04

Analysis of short-term health effects of inhalable particulates on population respiratory system based on generalized additive model

ZHOU Hai-hong, ZHANG Yang, YONG Zong-feng, YU Lei, YAO Cheng-yi, ZHOU Xin-ya
Suqian Municipal Center for Disease Control and Prevention, Jiangsu Suqian 223800, China

Abstract: Objective To analyze the short-term health effects of $PM_{2.5}$ and PM_{10} on human respiratory system in Suqian city. **Methods** Daily data of air pollutions concentration, meteorology data, outpatient quantity of hospitals and mortality in Suqian city in 2016 were collected. Generalized additive models were established by R software to analyze the short-term effects of $PM_{2.5}$ and PM_{10} on daily outpatient quantity and daily mortality of respiratory diseases. **Results** PM_{10} concentration in Suqian city in 2016 was influential on daily outpatient quantity of respiratory diseases, which was positively correlated with lagged 1 day outpatient quantity. Daily outpatient quantity of respiratory diseases increased 0.26% ($95\% \text{CI}: 0.01\% - 0.51\%$) for every $10 \mu\text{g}/\text{m}^3$ of PM_{10} incensement. Nor the effect of $PM_{2.5}$ on daily respiratory outpatient quantity or the effect of $PM_{2.5}$, PM_{10} on daily mortality of respiratory diseases were statistically significant (all $P > 0.05$). **Conclusion** PM_{10} concentration might increase prevalence of respiratory diseases in Suqian city in 2016. However, $PM_{2.5}$ concentration had no significant effect on respiratory diseases incensement in local population.

Key words: $PM_{2.5}$; PM_{10} ; Air pollution; Generalized additive model; Health effect; Respiratory disease; R software

空气污染对呼吸系统的有害作用为许多研究证实^[1]。宿迁市近年来加强环境保护和节能减排, 2016 年完成空气质量国(省)考约束性指标, 宿迁市 2016 年国民经济和社会发展统计公报统计, 市区空气质量优良天数增幅位居全省第 4, 属保持经济发展和保护环境并行且卓有成效的一类地区。2016 年该市 $PM_{2.5}$ 和 PM_{10} 位居主要空气污染物超标率的前两位,

开展其对健康影响研究具有重要意义。本研究收集宿迁市 2016 年环保、气象和公共卫生相关数据资料, 选取呼吸系统疾病门诊量和呼吸系统疾病死亡数为效应指标, 定量分析 $PM_{2.5}$ 、 PM_{10} 浓度与人体呼吸系统疾病患病和死亡间关联, 评价该地区 $PM_{2.5}$ 、 PM_{10} 浓度对居民呼吸系统的短期健康效应影响。

DOI: 10.13668/j.issn.1006-9070.2018.04.008

作者简介: 周海泓(1969—), 女, 江苏沭阳人, 主管医师, 主要从事环境卫生工作。

通讯作者: 周新亚, 主任医师, E-mail: jszhxy@126.com

1 对象与方法

1.1 资料收集 2016 年宿迁市为省控环境空气质量监测点,相关部门的环境空气质量、气象及死因等监测资料可共享,已建立较完善的居民死因登记系统,综合医院宿迁市人民医院为监测点,符合《江苏省空气污染(雾霾)对人群健康影响监测工作方案》要求。

本研究数据均来自此监测项目,数据收集时间为 2016 年全年共 366 天,其中空气污染数据来自宿迁市环境监测站,气象数据来自宿迁市气象局,居民死亡相关数据由宿迁市疾控中心提供,选取死亡登记系统数据中根本死亡原因的 ICD-10 编码为 J00~J99 的死亡病例,呼吸系统疾病日门诊量数据来自宿迁市人民医院,为医院呼吸系统门诊登记并通过 ICD-10 编码核对确认为呼吸系统疾病的门诊病例数。本研究覆盖范围为宿迁设区市,环保监测数据、气象数据与医院就诊人群、死因资料的覆盖范围一致。

1.2 研究方法 采用 Excel 2007 整理数据并进行统计学描述,通过 SPSS 19.0 分析相关性,以 R 3.4.3 软件为工具进行模型拟合和 RR 值估计。本研究采取双侧检验,检验水准 $\alpha=0.05$ 。

将采集数据整理为时间序列,自 2016 年 1 月 1 日起,到 2016 年 12 月 31 日结束,共计 366 天,部分分析过程中,因滞后处理产生数据缺失,将相应的缺失点从序列中删除。建立泊松分布广义相加模型,利用该模型分析 PM_{2.5}、PM₁₀ 浓度对居民呼吸系统健康效应的影响。

泊松分布广义相加模型即基于泊松分布的广义相加模型(generalized additive models, GAM),选择泊松分布的原因为居民每日患病、死亡为小概率事件,统计学分布与泊松分布近似。广义相加模型是广义线性模型的非参数扩展,在广义线性模型基础上使用范围更加广泛,适用于多种复杂非线性关系的分析,而广义线性模型仅是广义相加模型的一种简单形式或特例^[2]。由于本研究中因变量和自变量间存在复杂非线性关系的可能,广义线性模型不能完全反映,所以采用广义相加模型,其公式为: $\log[E(Y_i)] =$

$$\alpha + \sum_{i=1}^m \beta_i X_i + \sum_{j=1}^m f_j Z_j + as. factor(DOW)$$

其中 Y_i 为观察日当天呼吸系统疾病门诊量或死亡人数, $E(Y_i)$ 为观察日呼吸疾病门诊量或死亡人数的数学期望, α 为截距, β 为回归系数, X_i 为颗粒物浓度, DOW 为“周日变量”, f_j 为非参数平滑函数, Z_j 为对应变量产生非线性影响的变量,如时间、气象变量等。

本研究通过拟合上述模型确定回归系数 β ,进而计算相对危险度,定量评估 PM_{2.5}、PM₁₀ 浓度对居民呼

吸系统疾病每日门诊量和每日死亡数的影响。模型中的线性部分即颗粒物浓度部分,由于空气污染对人体影响的特点,线性部分需分析滞后效应以确定滞后时间;非线性部分即时间、气象变量所拟合的非参数平滑函数,该函数进入模型,以调整长期趋势、季节趋势、气象影响等混杂因素,该部分的每种自变量在拟合模型时都应确定自由度;除此之外,模型纳入了周日变量控制“星期几效应”短期波动的影响。

2 结果

2.1 基本情况 2016 年宿迁市 PM_{2.5}、PM₁₀ 每日浓度中位数分别为 45、70 $\mu\text{g}/\text{m}^3$,超标天数分别为 82、52 天,气温中位数 17 $^{\circ}\text{C}$ (7.5 $^{\circ}\text{C}$ ~23.8 $^{\circ}\text{C}$),相对湿度中位数 74% (65%~83%),呼吸系统疾病日门诊量中位数 471 (407~557) 人次,全年总计 178 374 人次;日死亡中位数 6 (4~8) 人,全年总计 2 355 人。见表 1。

表 1 宿迁市 2016 年每日颗粒物、气象和呼吸系统疾病门诊量、死亡数情况

指标	$\bar{x} \pm s$	P_0	P_{25}	P_{50}	P_{75}	P_{100}
PM _{2.5} ($\mu\text{g}/\text{m}^3$)	57.12 ± 39.61	7	30	45	70.75	245
PM ₁₀ ($\mu\text{g}/\text{m}^3$)	88.57 ± 56.44	9	48	70	115.75	304
气温 ($^{\circ}\text{C}$)	15.7 ± 9.6	-9.8	7.5	17	23.8	33.5
相对湿度 (%)	72.9 ± 13.7	32	65	74	83	98
呼吸系统疾病门诊量(人次)	487 ± 105	269	407	471	557	925
呼吸系统疾病死亡数(人)	6 ± 3	0	4	6	8	19

2016 年其他空气污染物中,SO₂ 全年未超标,NO₂、CO 超标天数分别为 5、2 天,O₃ 污染天数相对较多,O₃-1h 和 O₃-8h 超标天数分别为 39、31 天,见表 2。

表 2 宿迁市 2016 年其他空气污染物情况

指标	$\bar{x} \pm s$	P_0	P_{25}	P_{50}	P_{75}	P_{100}
SO ₂ ($\mu\text{g}/\text{m}^3$)	20.84 ± 16.35	2	8	16	32	96
NO ₂ ($\mu\text{g}/\text{m}^3$)	31.95 ± 18.6	1	18	29	42	109
CO (mg/m^3)	1.24 ± 0.71	0.23	0.71	0.94	1.79	6.06
O ₃ -1h ($\mu\text{g}/\text{m}^3$)	120.77 ± 69.95	26	79.25	106	138	707
O ₃ -8h ($\mu\text{g}/\text{m}^3$)	95.8 ± 40.64	16	66	88	117.75	268

2.2 相关性分析 Spearman 相关性分析结果显示,PM_{2.5} 和 PM₁₀ 每日浓度与日平均温度 ($r = -0.52, P < 0.001$; $r = -0.50, P < 0.001$)、日平均相对湿度 ($r = -0.24, P < 0.001$; $r = -0.40, P < 0.001$) 均有相关性;PM_{2.5} 和 PM₁₀ 每日浓度与当天 SO₂ ($r = 0.66, P < 0.001$; $r = 0.77, P < 0.001$)、NO₂ ($r = 0.74, P < 0.001$; $r = 0.72, P < 0.001$)、CO ($r = 0.77, P < 0.001$; $r = 0.78, P < 0.001$) 浓度具有相关性,与 O₃-1h ($r = 0.02, P = 0.67$; $r = 0.05, P = 0.37$)、O₃-8h

($r = -0.03, P = 0.58; r = 0.01, P = 0.83$) 浓度无相关性。

2.3 模型拟合

2.3.1 自由度确定: 广义相加模型拟合需确定模型中非线性变量的自由度(df)。对时间变量, 其自由度在不同取值下, 对应的基础模型残差偏自相关(PACF)绝对值之和出现变化, 使该数值最小的自由度即最佳自由度^[3]。利用 R 3.4.3 软件对不同自由度的基础模型其残差偏自相关的绝对值之和进行计算, 对每日门诊量模型, 当 $df = 16$ 时该值最小, 确定模型自由度为 16, 对于每日死亡数模型 df 为 12。温度、相对湿度等其他非参数平滑函数自由度根据同类研究常规取值为 3^[4]。

2.3.2 滞后时间确定和模型拟合结果: 在控制时间长期趋势、气象因素、星期几效应等混杂影响前提下, 分别将当日(lag0)、1 日前至 3 日前(lag1~lag3)的单

日污染物浓度引入模型研究单日滞后效应, 将空气污染物当天与前 1、1~2、1~3、1~4 日的平均浓度(lag01~lag04)引入模型研究平均滞后效应^[5], 分别拟合 $PM_{2.5}$ 与每日门诊量、 PM_{10} 与每日门诊量、 $PM_{2.5}$ 与每日死亡数、 PM_{10} 与每日死亡数的广义相加模型。结果显示, $PM_{2.5}$ 对呼吸系统疾病每日门诊量、死亡数, PM_{10} 对呼吸系统疾病每日死亡数的回归系数均无统计学意义, PM_{10} 对呼吸系统疾病每日门诊量影响有统计学意义, 单日滞后 1 天的 PM_{10} 浓度与门诊量正相关, 相关系数 β 为 0.000 257。

经计算可见, 相对危险度 RR 为 1.000 257, 即 PM_{10} 单日浓度每升高 $10 \mu g/m^3$, 次日医院门诊量危险度增加 0.26% (95% CI: 0.01%~0.51%), 未见有平均滞后效应, 见图 1、图 2。

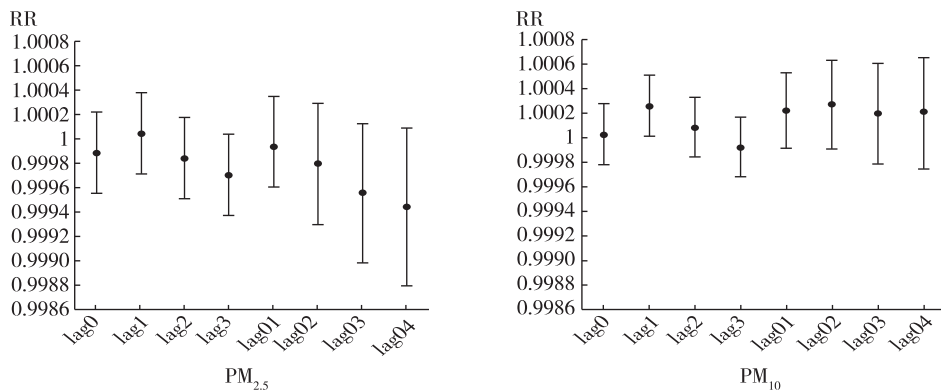


图 1 宿迁市 2016 年 $PM_{2.5}$ 、 PM_{10} 浓度对医院每日呼吸系统门诊量 RR 值区间图

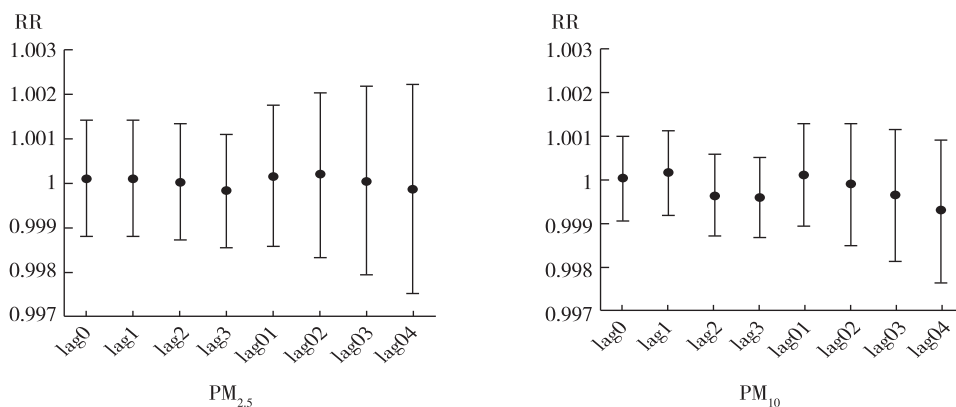


图 2 宿迁市 2016 年 $PM_{2.5}$ 、 PM_{10} 浓度对每日呼吸系统疾病死亡数 RR 值区间图

2.3.3 敏感性分析: 为了评估模型是否稳健, 对模型不同非参数平滑函数自由度下, $PM_{2.5}$ 、 PM_{10} 浓度与每日呼吸系统疾病门诊量、每日呼吸系统疾病死亡数关联性进行分析。通过敏感性分析可见, 随非参数平滑

函数自由度(df)增大, 自变量对应变量的相对危险度估计逐渐平稳, 且所有的模型均无 RR 值估计方向的变化, 见图 3。

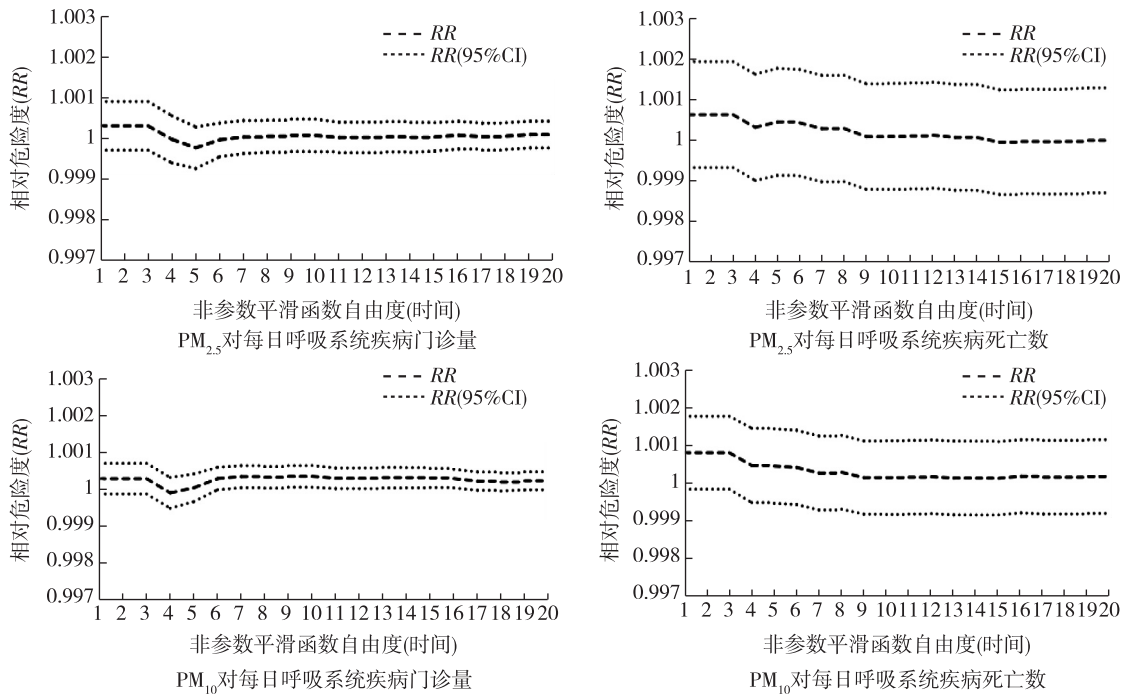


图3 宿迁市 2016 年 PM_{2.5}、PM₁₀ 浓度对每日健康效应估计随自由度变化示意图

3 讨论

相关研究表明,当清除颗粒物的巨噬细胞处于失效状态时,如颗粒物已导致巨噬细胞中毒或颗粒物过多超过巨噬细胞的吞噬能力等,颗粒物就会通过上皮细胞进入肺部,导致细胞和组织损伤^[6]。有学者通过流行病学研究发现,颗粒物浓度水平与呼吸系统疾病发病率和死亡率呈正相关。

本文建立了基于泊松分布的广义相加模型,控制气象条件、时间变量、“星期几效应”等混杂因素后,结果显示,2016 年宿迁市前一天 PM₁₀ 浓度与当天呼吸系统疾病门诊量呈正相关,PM₁₀ 每上升 10 μg/m³,医院门诊量增加 0.26%,与陈建军^[7]报道相同,2016 年宿迁市 PM_{2.5} 浓度每样加 10 μg/m³ 对日门诊量无影响,两种污染物均未见有平均滞后效应存在,与淮安市报道的呼吸系统疾病日门诊量增加 0.63%^[8],成都市呼吸系统疾病超额危险度增加 0.31%^[9] 不同。对健康人而言,颗粒物不是直接的致死因素,但可以导致患有呼吸系统疾病的敏感体质患者死亡^[10],但影响效应不同地区之间存在较大差异^[9],这是因为受到经济发展水平、能源结构、技术工艺等各方面影响,导致颗粒物成分来源和产生量不同,另外还与人群对大气污染易感性、年龄分布等各方面因素有关。2016 年宿迁地区颗粒物浓度与呼吸系统疾病死亡无关联,可能与当地空气污染不严重有关,也可能是本研究时间较短,长期的健康效应得不到体现。

本研究结果可见,宿迁市 2016 年 PM_{2.5} 对人体健

康的影响不明显,而受关注程度较低的 PM₁₀ 则对呼吸系统疾病患病增加具有一定影响。本研究同时表明,利用 R 软件进行广义相加模型建模,可以有效分析在温度、湿度等非线性因素存在的条件下空气污染物浓度对相关效应指标的影响强度,易于让相关专业人员定量研究本地区空气污染影响健康情况,为制定节能减排措施及环境质量标准提供科学依据。

参考文献

- [1] 黄文珊,胡衡生,刘航,等. 南京市大气污染与呼吸系统疾病的关系[J]. 环境与健康杂志, 2004, 21(6): 384-386.
- [2] 董英,赵耐青,汤军克,等. 广义相加模型在气温健康效应研究中的应用[J]. 中国卫生统计, 2008, 25(2): 144-146.
- [3] 骆善彩,杨娟,徐志勇,等. 淮安市城区大气污染与呼吸系统疾病门诊量的时间序列分析[J]. 现代预防医学, 2016, 43(23): 4225-4228.
- [5] 王德征,江国虹,张辉,等. 天津市 2001-2009 年空气污染物二氧化硫、二氧化氮和可吸入颗粒物对冠心病死亡影响的时间序列分析[J]. 中华流行病学杂志, 2013, 34(5): 478-483.
- [5] 陈琦,孙宏,陈晓东,等. 南京市臭氧短期暴露人群急性健康效应研究[J]. 江苏预防医学, 2017, 28(4): 366-368.
- [6] 李金娟,邵龙义,杨书申. 可吸入颗粒物的健康效应机制[J]. 环境与健康杂志, 2006, 23(2): 185-188.
- [7] 陈建军,韩湘云,王剑林,等. 如皋地区环境因素对呼吸系统疾病死亡病例发生的影响[J]. 江苏预防医学, 2016, 27(1): 30-33.
- [8] 张慧东,周连,陈晓东. 淮安市空气 PM_{2.5} 污染对呼吸系统疾病门诊量影响[J]. 江苏预防医学, 2015, 26(6): 41-43.
- [9] 曾婕,刘睿聪,陈剑宇,等. 成都市 PM_{2.5} 水平与人群呼吸系统疾病死亡的时间序列研究[J]. 江苏预防医学, 2017, 28(2): 144-146.
- [10] 王园园,周连,陈晓东,等. 灰霾对人体健康影响研究进展[J]. 江苏预防医学, 2012, 23(4): 37-39.

• 论 著 •

青年士兵疲劳状况及与自杀意念的相关性研究

刘晓雨¹, 张艳², 徐晓晓³, 靳灿灿³, 张俐³, 徐春娜⁴

1. 陆军军医大学西南医院教学管理中心学员队, 重庆 400038;

2. 河南省许昌市 71622 部队; 3. 陆军军医大学医学心理系; 4. 陆军军医大学护理学院

摘要:目的 探讨青年士兵疲劳状况及与自杀意念的相关性。方法 运用疲劳评定量表(FAI)和军人自杀意念量表(MSIS)对青年士兵进行测评。结果 共调查 974 人, 存在不同程度疲劳 313 人(占 32.14%), 疲劳对特异性环境比较敏感 606 人(占 62.23%); 疲劳评定 4 个因子中(因子 1, GFSS, 疲劳严重程度量表; 因子 2, SFS, 情景特异性疲劳量表; 因子 3, FCS, 疲劳后果量表; 因子 4, RR/S, 疲劳对休息、睡眠反应量表), 除了缓解疲劳的因子 4 外, 其他疲劳因子和疲劳总分与自杀意念各因子和总分均呈正相关(P 值均 < 0.01)。疲劳 4 个因子对自杀意念的预测力为 41.8%。以 FCS 的预测力最佳, 其解释量为 33.7%, 其余依次为 GFSS、SFS 和 FCS, 其解释量分别为 7.3%、0.4% 和 0.4%。标准化回归方程为: 自杀意念 = $0.412 \text{ FCS} + 0.276 \text{ GFSS} + 0.100 \text{ SFS} - 0.069 \text{ RR/S}$ 。结论 青年士兵疲劳状况不容乐观, 应引起重视, 且疲劳对自杀意念有较强的预测力, 对青年士兵的疲劳要及时预警和干预, 防止恶性事件发生。

关键词: 疲劳; 自杀意念; 青年士兵

中图分类号: R395.6

文献标识码: A

文章编号: 1006-9070(2018)04-0393-03

Correlation analysis of fatigue and suicidal ideation among young soldiers

LIU Xiao-yu*, ZHANG Yan, XU Xiao-xiao, JIN Can-can, ZHANG Li, XU Chun-na

* Army Medical University, Southwest Hospital, Teaching Affairs Office, Chongqing 400038, China

Abstract: Objective to study correlation of fatigue status and suicidal ideation among young soldiers. **Methods** Young soldiers were investigated with FAI and MSIS. **Results** Among 974 subjects investigated, 313 were suffered with certain level of fatigue (accounted for 32.14%), 606 cases were sensitive to specific environment(SFS) (accounted for 62.23%). There are 4 factors in fatigue assessment; factor 1 was GFSS (fatigue severity scale), factor 2 was SFS (situational specific fatigue scale), factor 3 was FCS (fatigue consequences scale), factor 4 was RR/S (fatigue to rest, sleep response scale). Except for factor 4, all other factors and total score of fatigue were positively correlated with the factors and total score of suicidal ideation (all $P < 0.01$). The predictive capability of 4 factors for suicidal ideation was 41.8%. For a single factor, FCS had the best predication variance of suicidal ideation of 33.7%, followed by GFSS, SFS and FCS, whose prediction variances were 7.3%, 0.4% and 0.4%, respectively. The standardized regression equation was: suicidal ideation = $0.412 \times \text{FCS} + 0.276 \times \text{GFSS} + 0.100 \times \text{SFS} - 0.069 \times \text{RR/S}$. **Conclusion** The fatigue status of young soldiers were serious, which required more attention. The fatigue status had strong predictive capability for suicidal ideation. Therefore, the fatigue status of young soldiers should be timely warned and intervened in order to manage suicide effectively and prevent malignant events.

Key words: Fatigue; Suicidal ideation; Young soldier

疲劳是一种主观症状的不适和厌恶活动或客观上受损的表现^[1]。疲劳会导致心理资源耗尽、自我效能感低、神经活动紊乱、肌肉酸痛、疲倦和无力等, 甚至猝死^[1-6], 给个人的生活、工作和训练带来隐患。士兵正处在 18~34 岁青年时代^[7], 这是人生发展的一个关键时期, 处于自我同一性形成、建立成熟人际关系和亲密关系, 以及向新的成人角色过渡阶段, 需要诸

多适应及应对许多变化, 情绪居于不能自控、剧烈变动的“疾风怒涛”状态, 极易出现心身耗竭, 当碰到自我无法防备的又难以接受的突发事件, 不适当的应对方式会导致青年人走极端^[8-10]。自杀已成为我国 15~34 岁青少年中首位死因^[8]。现以青年士兵为对象, 对疲劳与自杀的相关性进行探究, 以期能从疲劳管理的角度, 探讨如何实施有效管理, 降低自杀率。

DOI: 10.13668/j.issn.1006-9070.2018.04.009

基金项目: 陆军军医大学大学生创业创新训练计划项目(201790031069)

作者简介: 刘晓雨(1991—), 重庆人, 讲师, 主要从事教育心理学和军事心理学的研究。

通讯作者: 张俐, 教授, E-mail: zhangli-372@163.com

1 对象与方法

1.1 调查对象 采用方便取样法, 整群抽取某部青年士兵 974 人, 年龄在 17~23 岁, 平均 (19.04 ± 19.47) 岁, 均为男性, 其中独生子女占 36.86%; 均无精神病异常史, 能正常完成训练和学习。进行比较的慢性疲劳综合征 (CFS) 病人、飞行人员、海勤人员、高湿环境官兵及健康人, 其疲劳状况数据来自熊波和庞日朝等人的调查, 见文献 [11-13]。

1.2 调查方法

1.2.1 疲劳评定量表 (FAI)^[14]: 由美国精神行为科学研究所的 Joseph E. Schwartz 和神经学研究室 Lina Jandorf 等人编制, 共 29 个条目, 涵盖 4 个因子, 分别从 4 个不同侧面评价疲劳特点。因子 1 (Global Fatigue Severity Subscale, GFSS) 是疲劳严重程度量表, 用于定量地测定疲劳的严重性, 共 11 个条目; 因子 2 (Situation-specific Fatigue Subscale, SFS) 是情景特异性疲劳量表, 为疲劳对特殊环境 (寒、热、精神紧张等) 的敏感性, 评价该疲劳是否具有情境的特异性, 共 6 个条目; 因子 3 (Fatigue Consequence Subscale, FCS) 是疲劳后果量表, 反映疲劳可能导致的心理后果 (如缺乏耐心, 动机或注意力不能集中), 共 3 个条目; 因子 4 (Responsiveness to Rest/Sleep, RR/S) 是疲劳对休息、睡眠反应量表, 测定疲劳是否对休息和睡眠有反应, 共 2 个条目。量表采用 1~7 级评分, 要求答题者根据自己近 2 周的实际情况进行选择。正常人的因子 1 分值 < 4, ≥ 4 为疲劳。

1.2.2 军人自杀意念量表 (Military Suicide Ideation Scale, MSIS)^[15]: 涵盖绝望、抑郁、悲观消极 3 个因子, 共 29 个条目。因子 1 是绝望, 有 14 个条目; 因子 2 是抑郁, 涵盖 8 个条目; 因子 3 是消极悲观, 涉及 7 个条目。采用 0~4 级评分。

1.3 统计分析 采用 Epidata 3.02 进行数据双录入, SPSS 19.0 统计软件进行独立样本 *t* 检验、Pearson 相关分析和逐步多元回归分析, 以 *P* < 0.05 为差异有统计学意义。

2 结果

2.1 疲劳状况 974 人中存在不同程度疲劳 313 人 (占 32.14%), 疲劳对特异性环境比较敏感 606 人 (占 62.23%), 疲劳导致心理后果者 120 人 (占 12.32%), 疲劳对休息和睡眠有反应 892 人 (占 91.58%); 4 个因子的结果见表 1。

2.2 与相关人群比较 将青年人的疲劳与 CFS 病人、飞行人员、海勤人员、高湿环境官兵及健康人^[11-13] 疲劳状况进行比较, 青年人的 RR/S 显著高于 CFS 病人、海勤人员、高湿环境官兵及健康人, SFS 分数显著高于高湿环境官兵, 见表 1。

2.3 疲劳与自杀意念的相关性分析 将青年人疲劳因子分、总分与自杀意念因子分、总分进行 Pearson 相关分析, 除了缓解疲劳的 RR/S 外, 其他疲劳因子和疲劳总分与自杀意念各因子和总分均呈显著正相关 (*P* 值均 < 0.01), 见表 2。

表 1 青年人与 CFS 病人、飞行人员、海勤人员及高湿环境官兵疲劳状况的比较 ($\bar{x} \pm s$)

疲劳因子	青年人 (n=974)	CFS 病人 (n=130)	飞行人员 (n=497)	海勤人员 (n=558)	高湿环境官兵 (n=7 424)	<i>t</i> ₁ 值	<i>t</i> ₂ 值	<i>t</i> ₃ 值	<i>t</i> ₄ 值
GFSS	3.37 ± 1.23	5.46 ± 1.22	3.36 ± 1.11	3.44 ± 1.25	3.41 ± 1.40	-52.91**	0.21	-1.82	-1.06
SFS	4.32 ± 1.22	5.24 ± 1.26	4.69 ± 1.20	4.69 ± 1.25	4.13 ± 1.35	-23.51**	-9.40**	-9.40**	4.97**
FCS	2.19 ± 1.24	6.06 ± 1.12	4.47 ± 1.58	4.28 ± 1.71	4.05 ± 1.69	-97.78**	-57.60**	-52.80**	-46.99**
RR/S	6.12 ± 1.59	4.48 ± 1.95	6.04 ± 1.64	5.88 ± 1.61	5.00 ± 1.92	32.06**	1.49	4.63**	21.87**

注: *t*₁ 是青年人与 CFS 病人之间的比较; *t*₂ 是青年人与飞行人员的比较; *t*₃ 是青年人与海勤人员的比较; *t*₄ 是青年人与高湿环境官兵的比较。
** 表示 *P* < 0.01。

表 2 疲劳与自杀意念的相关性分析

项目	GFSS	SFS	FCS	RR/S	疲劳总分	绝望	抑郁	悲观消极	自杀意念总分
GFSS	1								
SFS	0.460**	1							
FCS	0.497**	0.281**	1						
RR/S	0.048	0.358**	-0.052	1					
疲劳总分	0.909**	0.697**	0.625**	0.221**	1				
绝望	0.489**	0.304**	0.535**	-0.240	0.548**	1			
抑郁	0.461**	0.292**	0.542**	-0.080*	0.520**	0.730**	1		
悲观消极	0.458**	0.251**	0.493**	-0.020	0.501**	0.701**	0.711**	1	
自杀意念总分	0.523**	0.318**	0.581**	-0.041	0.584**	0.948**	0.878**	0.853**	1

注: ** 表示 *P* < 0.01。

2.4 疲劳与自杀意念的回归分析 以自杀意念总分为因变量,疲劳 4 个因子作为自变量,进行逐步多元回归分析,4 个变量均进入回归方程,多元相关系数为 0.647,其联合解释变异量为 0.418,即 4 个变量能联合预测自杀意念 41.8%的变异量。就单个变量的解释量来看,以 FCS 的预测力最佳,其解释量为 33.7%,其余依次为 GFSS、SFS 和 FCS,其解释量分别为 7.3%、0.4%和 0.4%。标准化回归方程为:自杀意念=0.412 FCS+0.276 GFSS+0.100 SFS-0.069 RR/S。

表 3 青年人疲劳预测自杀意念之逐步回归分析

选出的变量顺序	β	t 值	Sig.	相关系数 R	决定系数 R^2	增加解释量 ΔR
FCS	0.412	14.454	0.000	0.581 ^a	0.337	0.337
GFSS	0.276	8.982	0.000	0.641 ^b	0.410	0.073
SFS	0.100	3.327	0.001	0.644 ^c	0.414	0.004
RR/S	-0.069	-2.570	0.010	0.647 ^d	0.418	0.004

3 讨论

青年人要经历从学校读书到参加社会工作、从与父母同住到单独居住、从原生家庭到组建新婚家庭等一系列变化,每一次变化对青年人都是一次应激和考验,加之社会竞争的激烈,各种压力接踵而来,在应对各种压力的过程中,极易出现心身耗竭。本研究显示,虽然青年人的疲劳没有 CFS 病人、飞行人员和海勤人员严重,但 SFS 分数显著高于高湿环境官兵,且疲劳占总人数的 32.14%,疲劳对特异性环境敏感者占总人数的 62.23%,可见,青年人的疲劳不易乐观,值得关注。

本研究显示,疲劳对休息和睡眠有反应(RR/S)者占总人数的 91.58%。RR/S 是缓解疲劳的方法,涉及 2 个条目,即“休息可减轻我的疲劳”和“睡眠减轻我的疲劳”。现今缓解和消除疲劳的方法较多,比如刮痧、穴位和按摩等物理方法,自我暗示、放松和认知调整等心理方法,能源物质、中药和抗氧化剂等化学方法^[1,16-21]。青年人缓解疲劳的方法相对单一,应该通过各种方式、方法和渠道让他们掌握更多的缓解和消除疲劳的方法。

从相关和回归分析看,除了缓解疲劳的 RR/S 外,其他疲劳因子和疲劳总分与自杀意念各因子和总分呈显著正相关,且疲劳 4 个因子联合预测自杀意念 41.8%的变异量,特别是 FCS(疲劳带来的后果),对

自杀意念的预测力是 33.7%,说明疲劳对自杀意念有较强的预测力。因此,对青年人的疲劳要及时预警和实施干预,以期有效管理自杀,防止恶性事件发生。

参考文献

- [1] 张水森,蔡文鹏,董薇,等. 认知情绪调节对军人疲劳状况的影响. 解放军医院管理杂志[J]. 2017, 24(4):305-307.
- [2] 郑秋甫. 第四讲:疲劳是健康的大敌[J]. 解放军保健医学杂志, 2005,7(1):62-63.
- [3] 张俐,刘波. 心理疲劳的研究进展[J]. 当代医学,2011,17(7):31-32.
- [4] 张俐,刘波,张夔. 心理疲劳的神经生理指标[J]. 中华行为医学与脑科学杂志,2011,20(8):759-760.
- [5] 于丹丹,佚名. 过度劳累猝死? 从抗疲劳开始[J]. 安全与健康, 2015(5):8-9.
- [6] 钟梅芳,张宁,郑嘉毅,等. 急性疲劳运动对大鼠心血管超微结构及血管功能的影响[J]. 上海交通大学学报(医学版),2010,30(11):1343-1347.
- [7] 林崇德. 发展心理学[M]. 2 版. 北京:人民教育出版社, 2009:372.
- [8] 徐梦黑,姜峰. 对青年自杀行为的心理探析[J]. 当代教育论坛, 2010(30):39-40.
- [9] 刘肇端,黄悦勤,马超,等. 2002-2015 年我国自杀率变化趋势[J]. 中国心理卫生杂志,2017,31(10):756-767.
- [10] 叶滢. 高校青年学生自杀的心理原因分析[J]. 科技风,2015(15):224.
- [11] 熊波,张明月,吴岩印,等. 飞行人员疲劳状况及心理社会多因素研究[J]. 中国健康心理学杂志,2012,20(10):1500-1503.
- [12] 熊波,张明月,吴岩印,等. 海勤人员疲劳状况与心理健康的相关性研究[J]. 中国健康心理学杂志,2011,19(9):1058-1060.
- [13] 庞日朝,张安仁,李运明,等. 高湿环境下部队官兵的慢性疲劳状况及其相关因素[J]. 解放军预防医学杂志,2015,33(6):618-621.
- [14] 王天芳,张翠珍. 疲劳评定量表[J]. 中国行为医学科学,2001,10(特刊):59-60.
- [15] 梁小庆. 军人自杀意念量表的编制与其应用[D]. 重庆:第三军医大学,2010:33-38.
- [16] 薛慧,孟爱风,徐德静. 刮痧缓解护理人员疲劳的临床研究[J]. 山海针灸杂志,2016,35(5):549-551.
- [17] 白硕,葛瑞东,崔婷捷,等. 电针委中穴缓解腰背肌疲劳的表面肌电研究[J]. 中国康复医学杂志,2016,31(12):1350-1354.
- [18] 曹俊岭,薛春苗,王艳梅,等. 红景天颗粒缓解疲劳作用的研究[J]. 中华中医药杂志,2014,29(6):1969-1971.
- [19] 张颖,顾呈华,刘协,等. 红景天洋参片缓解体力疲劳的实验研究[J]. 江苏预防医学,2014,25(3):10-12.
- [20] 王丽云,张驰,徐德洲. 低聚异麦芽糖含片对小鼠缓解体力疲劳作用研究[J]. 江苏预防医学,2006,27(3):72-73.
- [21] 陈祥塔,赖月波. 运动性疲劳的产生和消除[J]. 中国临床康复, 2006,10(48):171-174.

收稿日期:2018-02-02 编辑:周玲

· 论 著 ·

苏北地区基层医护人员心理健康状况调查

罗小虎, 田质光, 陶刚, 赵娜, 赵义, 高夫海, 郭燕燕

徐州市肿瘤医院, 江苏 徐州 221000

摘要:目的 了解苏北地区基层医护人员心理健康状况及影响因素。方法 采取整群随机抽样方法, 抽取苏北地区 9 所基层医院 222 名医护人员, 采用症状自评量表 SCL-90 对其进行心理健康状况问卷调查。结果 222 名医护人员中, 24.32% 存在心理健康问题。SCL-90 量表各因子得分均高于 1986 年和 2006 年全国常模, 差异均有统计学意义(P 值均 < 0.05); 与 2009 年江苏省常模相比, 在躯体化、焦虑和恐怖 3 个因子得分较高, 差异均有统计学意义(P 值均 < 0.05)。女性躯体化和恐怖因子得分均高于男性(P 值均 < 0.05); 护士躯体化因子上得分高于医生($P < 0.05$); 与初级和高级职称的医护人员比较, 中级职称医护人员心理状况较差($P < 0.05$)。多因素 logistic 回归结果显示, 中级职称、对职业状况不满意和感受到很大压力是影响医护人员心理健康的危险因素。结论 苏北地区基层医院医护人员心理健康状况不容乐观, 应加强心理卫生三级预防保健工作。

关键词: 基层医院; 医护人员; 心理健康

中图分类号: R395.6

文献标识码: A

文章编号: 1006-9070(2018)04-0396-04

Investigation on mental health status of primary healthcare staffs in northern areas of Jiangsu province

LUO Xiao-hu, TIAN Zhi-guang, TAO Gang, ZHAO Na, ZHAO Yi, Gao FU-hai, GUO Yan-yan

Xuzhou Tumor Hospital, Jiangsu Xuzhou 221002, China

Abstract: Objective To explore mental health status and its influential factors of primary healthcare staffs in northern areas of Jiangsu province. **Methods** A total of 222 primary healthcare staffs in northern areas of Jiangsu province were selected by stratified cluster random sampling method, whose mental health status were investigated by questionnaire survey using Symptom Self-evaluation Scale SCL-90. **Results** Among 222 primary healthcare staffs, 24.32% were suffered with mental health problems. The scores of all the factors in SCL-90 were higher than those in national Norm conducted in 1986 and 2006, all with statistical difference(all $P < 0.05$). Compared with scores in Jiangsu provincial Norm conducted in 2009, scores of somatization, anxiety and terror were higher, the differences were statistically significant(all $P < 0.05$). The scores of somatization and phobic anxiety factors of female were higher than those of male(all $P < 0.05$). The score of nurses' somatization factor was higher than that of doctors ($P < 0.05$). Compared with staffs with the junior and senior professional titles, the mental condition of those with intermediate professional title were poorer ($P < 0.05$). Multivariate logistic regression analysis showed that intermediate professional titles, dissatisfaction with occupational status and heavy pressure were risk factors for mental health status of healthcare staffs. **Conclusion** The mental health status of primary healthcare staffs in northern areas of Jiangsu province is not optimistic. Three level prevention and health care of mental health should be strengthened.

Key words: Primary hospital; Healthcare staff; Mental health

随着社会经济的高速发展, 社会竞争压力的增强, 人们生活和工作节奏加快, 心理健康对构建和谐社会产生的影响也越来越明显, 心理健康问题已日益受到关注与重视。医护人员较一般职工承载着更大的工作压力和风险, 成为心理疾病的高发人群^[1]。曹

杰等^[2]对广西地区 6 所三级甲等综合性医院的 278 名医护人员进行调查发现, 医护人员中有不良心理反应的占 95.68%, 主要表现在抑郁、焦虑和躯体不适 3 个方面。目前, 有关医护人员心理健康状况研究大多聚焦在综合医院医护人员, 而对基层医护人员心理健康

的研究相对较少。现以苏北地区 9 个乡镇基层医院医护人员为研究对象,调查其心理健康状况。

1 材料与方法

1.1 对象 采用整群随机抽样的方法,选择苏北地区 9 个乡镇卫生院中部分科室医护人员共计 250 人为调查对象。2016 年 1 月—2017 年 4 月共发放 250 份调查问卷,回收有效问卷 222 份,有效率为 88.80%。其中男性 135 人(占 60.80%),女性 87 人(占 39.20%); ≤ 25 岁 20 人(占 9.00%),26~35 岁 40 人(占 18.00%),36~44 岁 63 人(占 28.40%), ≥ 45 岁 99 人(占 44.60%);医生 180 人(占 81.10%),护士 42 人(占 18.90%);初级职称 75 人(占 33.80%),中级 99 人(占 44.59%),高级 48 人(占 21.62%);工龄 < 3 年 18 人(占 8.10%),4~14 年 49 人(占 22.10%), ≥ 15 年 155 人(占 69.80%)。

1.2 调查方法 采用自行设计的问卷对医护人员进行无记名自填式问卷调查。本次调查阶段分两个部分:①利用各科室早会时间对其中的 6 所基层医院的部分科室医护人员进行调查;②开展基层医院毒急救技术交流和报告会议(继续教育项目)时,对参会的另外 3 所基层医院一线医护人员进行调查。调查完成后核对并收回问卷。问卷内容包括:①一般情况:年龄、性别、学历、工龄、职称、职业、职业状况满意度及自我职业压力评估等;②心理健康情况:采用症状自评量表 SCL-90(Symptom checklist-90),此量表包括躯体化(SOM)、强迫(O-C)、人际关系敏感(I-S)、抑郁(DEP)、焦虑(ANX)、敌对(HOS)、恐怖(PHOB)、偏执(PAR)、精神病性(Psy)9 个因子,共 90 个条目。

每个条目均采用 5 级评分,分别为 1=无、2=轻度、3=中度、4=偏重、5=严重。得分越高,表明症状越严重,反之越轻。根据全国常模的结果^[3],SCL-90 总分 ≥ 160 分为阳性,认为存在心理问题。该量表克朗巴哈系数 Cronbach's α 为 0.974。各项目与总分的相关系数 0.841~0.925,表明量表的同质性和内部一致性较好。调查员均为徐州市肿瘤医院中毒与治疗控制中心的医护人员和实习生,调查前均进行了统一培训。文中 1986 年常模参考自文献^[3],2006 年常模参考自文献^[4],2009 年江苏省常模参考自文献^[5]。

1.3 统计分析 采用 EpiData 3.1 软件进行双录入,经逻辑校对后生成数据库;应用 SPSS 22.0 软件进行统计分析,计数资料以频数、构成比描述,计量资料以均数 \pm 标准差进行描述,独立样本均数的比较采用 t 检验,两组样本等级资料的比较采用 Wilcoxon 秩和检验,多组间计量资料的比较采用方差分析,两两比较采用 q 检验。采用 logistic 回归分析探讨影响医护人员心理健康的因素,方法为 Forward:LR。检验水准 $\alpha=0.05$ 。

2 结果

2.1 职业压力主观感受度 对职业压力自我评价中,感觉很大压力 11 人,占 4.95%;有较大压力 97 人,占 43.69%;中等压力 79 人,占 35.60%;较小压力 27 人,占 12.16%;无压力有 8 人,占 3.60%。医护人员职业压力主观感受度大多为中等压力和较大压力,不同性别主观感受度分布差异有统计学意义($P < 0.05$);不同专业岗位医护人员职业压力主观感受度分布差异有统计学意义($P < 0.05$)。见表 1。

表 1 不同性别、职业医护人员职业压力感受度比较 $[n(\%)]$

变量	无压力	较小压力	中等压力	较大压力	很大压力	Z 值	P 值
性别							
男性	6(4.44)	21(15.56)	544(40.00)	48(35.56)	6(4.44)	11.227	< 0.001
女性	2(2.30)	6(6.90)	25(28.74)	49(56.32)	5(5.74)		
职业							
医生	8(4.44)	25(13.89)	68(37.78)	70(38.89)	9(5.00)	10.515	< 0.001
护士	0(0.00)	2(4.76)	11(26.19)	27(64.29)	2(4.76)		

2.2 心理健康状况

2.2.1 与 3 个不同时期 SCL-90 常模的比较: SCL-90 量表总分 ≥ 160 分 54 人,阳性检出率为 24.32%,各因子得分均高于 1986 年和 2006 年全国常模,差异均有统计学意义(P 值均 < 0.05);与 2009 年江苏省常模相比,在躯体化、焦虑和恐怖 3 个因子得分较高,差异均有统计学意义(P 值均 < 0.05)。见表 2。

2.2.2 不同性别评分比较:女性医务人员总均分及

各因子得分均高于男性,但其中仅 SOM 和 PHOB 得分差异有统计学意义(P 值均 < 0.05),其他差异均无统计学意义(P 值均 > 0.05)。见表 3。

2.2.3 不同职业评分比较:除 PAR 因子外,护士总均分及其他各因子得分均高于医生,其中 SOM 因子差异有统计学意义($P=0.008$),其他均无统计学意义(P 值均 > 0.05)。见表 4。

表 2 基层医护人员 SCL-90 评分及与不同时期常模比较($\bar{x} \pm s$)

因子	医护人员 (n=222)	1986 年常模 (n=1 388)	t 值	P 值	2006 年常模 (n=1 890)	t 值	P 值	2009 年江苏省常模 (n=786)	t 值	P 值
SOM	1.59±0.60	1.37±0.48	5.46	<0.001	1.42±0.44	4.22	<0.001	1.45±0.54	3.48	<0.001
O-C	1.78±0.65	1.65±0.50	2.98	0.003	1.66±0.52	2.75	0.006	1.74±0.58	0.92	0.360
I-S	1.60±0.61	1.50±0.59	2.44	0.015	1.51±0.49	2.2	0.029	1.66±0.60	1.47	0.144
DEP	1.63±0.63	1.48±0.56	3.55	<0.001	1.49±0.47	3.11	0.001	1.60±0.58	0.71	0.478
ANX	1.69±0.52	1.62±0.58	2.01	0.046	1.34±0.38	10.00	<0.001	1.48±0.54	6.02	<0.001
HOS	1.62±0.65	1.23±0.41	8.84	<0.001	1.49±0.51	2.98	0.003	1.59±0.61	0.69	0.492
PHOB	1.54±0.59	1.43±0.57	2.78	0.006	1.27±0.39	6.82	<0.001	1.39±0.52	3.79	0.003
PAR	1.56±0.60	1.39±0.43	4.22	<0.001	1.44±0.47	2.98	0.003	1.55±0.58	0.25	0.804
PSY	1.48±0.57	1.29±0.42	4.97	<0.001	1.33±0.39	3.92	<0.001	1.42±0.48	1.57	0.118

表 3 不同性别医护人员 SCL-90 量表总均分及各因子得分($\bar{x} \pm s$)

因子	男(n=135)	女(n=87)	t 值	P 值
SOM	1.53±0.58	1.62±0.61	-2.879	0.004
O-C	1.75±0.65	1.80±0.65	-1.425	0.154
I-S	1.59±0.62	1.62±0.61	-0.838	0.402
DEP	1.59±0.63	1.64±0.34	-1.587	0.113
ANX	1.54±0.60	1.60±0.62	-1.917	0.055
HOS	1.60±0.65	1.63±0.66	-0.709	0.479
PHOB	1.39±0.57	1.45±0.59	-2.061	0.039
PAR	1.54±0.59	1.54±0.60	-0.081	0.935
PSY	1.48±0.58	1.49±0.57	-0.095	0.925
总均分	1.57±0.56	1.60±0.57	-1.423	0.155

表 4 不同职业医护人员 SCL-90 量表各因子得分及总均分间的比较($\bar{x} \pm s$)

因子	医生(n=180)	护士(n=42)	t 值	P 值
SOM	1.56±0.60	1.64±0.61	-2.646	0.008
O-C	1.77±0.66	1.79±0.63	-0.739	0.460
I-S	1.61±0.62	1.61±0.60	-0.032	0.975
DEP	1.62±0.64	1.64±0.63	-0.632	0.528
ANX	1.58±0.63	1.59±0.60	-0.576	0.565
HOS	1.61±0.65	1.63±0.66	-0.390	0.696
PHOB	1.42±0.59	1.45±0.58	-1.035	0.301
PAR	1.54±0.61	1.53±0.59	0.202	0.840
PSY	1.47±0.58	1.48±0.57	-0.552	0.581
总均分	1.58±0.57	1.61±0.56	-0.892	0.373

表 5 不同职称医护人员 SCL-90 量表各因子得分和总均分间的比较($\bar{x} \pm s$)

因子	初级(n=75)	中级(n=99)	高级(n=48)	F 值	P 值	q* 值	q# 值
SOM	1.53±0.56	1.60±0.65	1.52±0.61	15.588	<0.001	7.89 ^a	6.08 ^a
O-C	1.76±0.63	1.83±0.66	1.77±0.68	2.598	0.075	3.21	1.39
I-S	1.58±0.59	1.65±0.63	1.62±0.69	2.888	0.056	3.37	0.76
DEP	1.59±0.62	1.68±0.66	1.63±0.63	4.393	0.012	4.19 ^a	3.41 ^a
ANX	1.55±0.60	1.64±0.64	1.55±0.66	3.943	0.020	3.89 ^a	3.38 ^a
HOS	1.58±0.63	1.69±0.66	1.64±0.75	5.862	0.003	4.82 ^a	4.01 ^a
PHOB	1.39±0.54	1.49±0.65	1.42±0.62	4.909	0.007	4.41 ^a	3.75
PAR	1.50±0.58	1.59±0.63	1.56±0.64	4.922	0.007	4.38 ^a	3.48 ^a
PSY	1.43±0.54	1.57±0.60	1.51±0.67	7.058	<0.001	5.22 ^a	4.13 ^a
总均分	1.55±0.54	1.65±0.59	1.60±0.62	6.704	<0.001	6.30 ^a	3.45 ^a

注:q* 表示中级 vs 初级,q# 表示中级 vs 高级。^a 表示 P<0.05。

2.2.4 不同职称评分比较:不同职称医护人员除 O-C 因子和 I-S 因子外,其他各因子差异均有统计学意义(P<0.05)。经 SNK 两两比较后发现,除 O-C 因子和 I-S 因子外,中级职称医护人员在其他 7 个因子得分上均高于初级职称和高级职称医护人员,差异均有统计学意义(P 值均<0.05)。提示中级职称医护人员心理健康状况较差。见表 5。

2.3 影响因素分析

2.3.1 单因素回归分析:以是否有心理问题为因变量,以年龄、性别、学历、职业、职称、职业状况满意度、职业压力主观感受度为自变量,进行单因素 logistic 回归分析,结果显示:工龄、职称、职业状况满意度和职业压力主观感受度是医护人员心理健康状况的影响因素(P 值均<0.05)。且此 4 个影响因素容忍度都>0.1,不存在共线性问题,均可以进入多因素 logistic 回归分析。见表 6。

2.3.2 多因素回归分析:以单因素 logistic 回归筛选的 4 个因素:工龄、职业状况满意度、职业压力主观感受度和职称为自变量进行多因素 logistic 回归分析,结果显示职业状况满意度、职业压力主观感受度和职称均有统计学意义(P 值均<0.05)。对职业状况不满意、中级职称、感受到有很大的工作压力是医护人员心理健康的危险因素。见表 7。

表 6 影响因素的共线性检验

因素	容忍度	方差膨胀因子
工龄	0.681	1.468
职业状况满意度	0.684	1.463
职业压力主观感受度	0.813	1.230
职称	0.811	1.234

表 7 基础医护人员心理健康影响因素的多因素 logistic 回归分析

因素	β	SE	Wald 值	P 值	OR 值	95%CI
职业状况满意度						
非常不满意	0.780	0.418	3.483	0.062	2.181	0.962~4.949
不满意	0.834	0.396	4.439	0.035	2.302	1.060~5.000
尚可	0.750	0.389	3.721	0.054	2.117	0.988~4.537
满意	0.308	0.399	0.597	0.440	1.361	0.623~2.975
职业压力主观感受度						
较小压力	-0.149	0.327	0.208	0.649	0.862	0.454~1.635
中等压力	-0.179	0.311	0.331	0.565	0.836	0.455~1.538
较大压力	0.117	0.315	0.138	0.710	1.124	0.607~2.082
很大压力	0.746	0.330	5.120	0.024	2.109	1.105~4.026
职称						
中级	0.411	0.112	13.449	0.001	1.509	1.211~1.880
高级	0.228	0.199	1.314	0.252	1.256	0.851~1.855

注:参照组分别为非常满意、无压力、初级职称

3 讨论

本次运用 SCL-90 量对 222 名基层医护人员进行调查,与 1986 年全国常模^[3]和 2006 年全国常模^[4]比较,医护人员在 9 个因子上得分均较高;与 2009 年曹婧媛^[5]针对江苏人群建立的常模比较,医护人员有 8 个因子得分均较高,表明苏北地区基层医护人员整体心理健康状况较差。

国内有研究显示,男性医务人员比女性心理健康水平更高^[6],本次调查也显示女性在 SCL-90 量表各因子得分以及总均分上均高于男性,提示女性心理健康问题多于男性,可能与女性在社会认知和人际处理方面相比男性更消极和保守,同时要承受来自家庭和社會的双重压力有关,今后应重视基层女性医护人员的心理卫生保健,增强其应激能力。

本研究发現对职业状况不满意和感受到有很大压力是医护人员心理健康的危险因素。已有研究显示心理健康状况与工作满意度有高度相关性^[7-9],对工作的不满意会使医护人员的工作积极性下降,工作压力及负性情绪增加,甚至部分会出现心理问题^[10-11];也有研究表明职业压力是影响医护人员心理健康的主要原因^[12],过度的压力会导致医疗职业倦怠,给身心健康带来严重威胁。相关管理者应高度重

视,关注医护人员心理健康,制定行之有效的干预措施,保持医护人员良好的工作状态。

目前对于医护人员心理健康影响因素的研究大多聚焦在医护人员工作压力、医院等级、行政职务、医疗环境、文化程度,工作科室,婚姻状况等^[13-14],较少关注职称对医护人员心理健康的影响。本研究发現,职称是影响医护人员心理健康的一个重要因素,与相关报道一致^[15],其中中级职称医护人员心理健康状况更差。可能原因为中级职称人员是医疗队伍中的主力,既要指导下级医生的工作和科研任务,又要协助上级处理行政事务,接触的病患多,职业风险大。同时我国医生职称晋升制度严格,且受制于人际关系等诸多因素,对多数中级职称医生而言晋升并非易事。但本研究仅是一个横断面现况调查,存在一定的局限性,关于职称与医护人员心理健康的因果关系需要更强的证据作为支撑。

参考文献

- [1] 肖晚晴,肖辉云,何健荣,等. 广州地区产科医护人员职业压力与心理健康状况分析[J]. 中国妇幼保健,2016,31(23):4911-4914.
- [2] 曹杰,吴温宏,陈岚岚,等. 急诊科医护人员心理健康状况调查[J]. 应用预防医学,2008,14(1):30-31.
- [3] 金华,吴文源,张明园. 中国正常人 SCL-90 评定结果的初步分析[J]. 中国神经精神疾病杂志,1986,12(5):260-263.
- [4] 童辉杰. SCL-90 量表及其常模 20 年变迁之研究[J]. 心理科学,2010,33(4):928-930.
- [5] 曹婧媛,傅文青,吴鹏飞,等. 江苏省 SCL-90-R 常模的建立[J]. 中国临床心理学杂志,2009,17(6):681-683.
- [6] 顾敏,谷妍,梅幼敏,等. 江苏省综合性医院医务人员心理健康状况调查[J]. 中国公共卫生,2008,24(8):921-922.
- [7] 胡海萍,张少甄. 医院工作人员心理卫生状况及相关因素调查[J]. 同济大学学报(医学版),2009,30(6):125-128.
- [8] 赵蕊,秦晓民,霍莉钦,等. 急救人员工作紧张和心理健康状况的相关研究[J]. 现代预防医学,2007,34(21):4017-4018, 4025.
- [9] 吴丹,罗小虎,吴秀娟,等. 宿迁市三级医院医护人员心理健康与工作压力调查[J]. 江苏预防医学,2013,24(5):66-68.
- [10] 王阿妹,袁青. 医务人员心理健康及影响因素调查[J]. 解放军医院管理杂志,2010,17(5):471-473.
- [11] 张亮,许晴鹤,肖锦铨. 当前医务人员心理健康问题的成因与危害[J]. 中国卫生事业管理,2009,26(12):836-838.
- [12] 帅菲斐,陈小溪,蒋丽娟. 医务人员心理压力源及应对方式调查[J]. 中国公共卫生,2011,27(2):240-240.
- [13] 廖庆兰,韦波,胡世红,等. 广西 4575 名医护人员心理健康及影响因素分析[J]. 中国行为医学科学,2008,17(6):553-556.
- [14] 杨丽花. 贵州省医护人员心理健康现状及影响因素研究[D]. 贵阳:贵阳医学院,2011.
- [15] 高婷,袁红政,刘佳,等. 医护人员心理健康现状及影响因素研究[J]. 保健医学研究与实践,2013,10(2):91-92, 96.

收稿日期:2018-01-17 编辑:管芳

• 论 著 •

QuEChERS-气相色谱法测定尿中的 19 种有机磷农药

吴健, 李小娟, 周长美, 吉文亮

江苏省疾病预防控制中心, 江苏 南京 210009

摘要:目的 建立测定尿中 19 种有机磷农药的 QuEChERS-气相色谱法。方法 以 DB-5 毛细管柱为分析柱, 用 QuEChERS-气相色谱法, 同时测定尿中 19 种有机磷农药。结果 按设定的气相色谱条件, 19 种有机磷农药在质量浓度 0~0.4 $\mu\text{g}/\text{mL}$ 范围内线性良好, 相关系数 r 为 0.997 2~1.000, 检出限在 0.005~0.012 $\mu\text{g}/\text{mL}$, 相对偏差(RSD) 2.6%~7.2%, 除甲胺磷、乙酰甲胺磷、氧乐果 3 种有机磷农药回收率在 48.7%~62.9%, 其他 16 种有机磷农药在 91.3%~117.2%。结论 建立的 QuEChERS-气相色谱法能够同时测定尿中 19 种有机磷农药。

关键词: QuEChERS; 有机磷农药; 尿; 气相色谱

中图分类号: R113

文献标识码: A

文章编号: 1006-9070(2018)04-0400-03

Determination of 19 kinds of organophosphorus pesticides in the urine by QuEChERS-gas chromatography

WU Jian, LI Xiao-juan, ZHOU Chang-mei, JI Wen-liang

Jiangsu Provincial center for Disense Control and Prevention, Jiangsu Nanjing 210009, China

Abstract: Objective To establish the determination of 19 kinds of organophosphorus pesticides in the urine by QuEChERS gas chromatography (GC). **Methods** The DB-5 capillary column was used to determine 19 kinds of organophosphorus pesticides in the urine by QuEChERS-GC. **Results** Under setting GC conditions, the 19 organophosphorus pesticides showed good linearship in the range of 0-0.4 $\mu\text{g}/\text{mL}$, the correlation coefficients were 0.997 2-1.000, the detection limits were 0.005-0.012 $\mu\text{g}/\text{mL}$, the relative deviations (RSDs) were 2.6%-7.2%. The recovery rates were 91.3%-117.2% except 3 organophosphorus pesticides such as methamidophos, acetamidophos and omethoate, which were 48.7%-62.9%. **Conclusion** The established QuEChERS- GC method can determine 19 kinds of organophosphorus pesticides in the urine simultaneously.

Key words: QuEChERS; Organophosphorus pesticide; Urine; Gas chromatography

有机磷农药毒性较高, 常因使用、保管不慎等发生中毒^[1]。及时快速检测可疑中毒病人尿液中的有机磷, 对临床抢救处置、疗效观察、预后判断尤为重要。随着农产品检测快速前处理技术的发展, QuEChERS 法已广泛应用到有机磷农药检测中。本实验应用该前处理技术, 建立气相色谱快速测定人尿中甲胺磷、敌敌畏、乐果等 19 种有机磷农药方法。

1 材料与方

1.1 材料 仪器: Agilent6890 气相色谱仪附 FPD 火焰光度检测器(美国 Agilent 公司), 台式高速冷冻离心机(德国 Hettich 公司)氢气发生器(北京普析); 空气发生器(北京中惠普)。

试剂和材料: 混标 16 种(敌敌畏、乐果、甲基对硫磷、杀螟硫磷、啶硫磷、伏杀硫磷、氧乐果、马拉硫磷、

甲胺磷、毒死蜱、杀扑磷、乙酰甲胺磷、三唑磷、丙溴磷、水胺硫磷、甲基异柳磷) 100 $\mu\text{g}/\text{mL}$ 购自安谱公司, 甲拌磷、对硫磷、倍硫磷(100 $\mu\text{g}/\text{mL}$) 购自农业部环境保护研究所。

有机磷标准储备液: 用丙酮为溶剂将上述标准配成 2 mg/L, 混匀, 于 4 $^{\circ}\text{C}$ 避光保存, 氯化钠、硫酸镁(分析纯)。PSA 粉(美国 Agilent 公司), C18(美国 Agilent 公司), 丙酮(农残级)、乙腈(色谱纯), 针式滤器(0.45 μm 有机膜)。

1.2 色谱条件 色谱柱: DB-5 石英毛细管柱(30 m \times 0.32 mm \times 0.25 μm); 柱温: 程序升温 80 $^{\circ}\text{C}$ (1 min) \rightarrow 10 $^{\circ}\text{C}/\text{min}$ \rightarrow 160 $^{\circ}\text{C}$ \rightarrow 5 $^{\circ}\text{C}/\text{min}$ \rightarrow 190 $^{\circ}\text{C}$ (2 min) \rightarrow 20 $^{\circ}\text{C}/\text{min}$ \rightarrow 240 $^{\circ}\text{C}$ (4.5 min); 气化室温度: 220 $^{\circ}\text{C}$; 检测器温度: 250 $^{\circ}\text{C}$; N_2 流量: 3 mL/min, 不分流; 氢气: 90 mL/min; 空气: 110 mL/min。

1.3 检测分析

1.3.1 标准配制:用正常人尿样品为空白样,同样进行样品前处理。用所得样品溶液将农药标准储备液逐级稀释得到质量浓度为 0.05、0.1、0.2、0.4 $\mu\text{g}/\text{mL}$ 标准工作液,质量浓度由低到高进样检测,以峰面积-浓度作图,得到标准曲线回归方程,外标法定量。

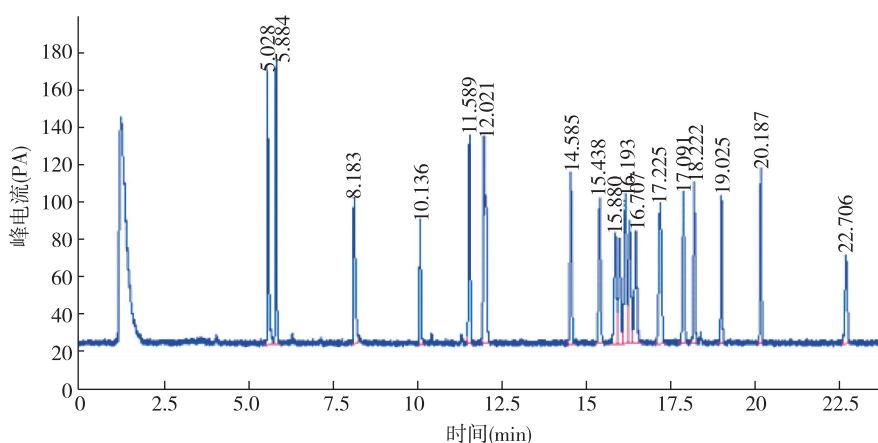
1.3.2 样品提取净化:吸取 2.00 mL 样液于 10 mL 离心管中,加入 0.5 g 氯化钠和 2 mL 乙腈涡旋 1 min, 2 000 rpm 离心 1min。取 1.00 mL 上清液至含 150 mg 硫酸镁、25 mg PSA、25 mg C18 离心管中,涡旋 1 min,用 1 mL 一次性注射器吸出液体,过 0.45 μm 有机相膜,再取 0.5 mL 乙腈至含吸附剂离心管中,同样

操作,合并滤液,氮吹至近干,用丙酮定容至 1 mL,气相色谱分析,进样量 1.0 μL 。

1.3.3 样品测定:样品尽快测定比重,再按 1.3.2 提取净化分析,待测样液中有有机磷响应值应在标准曲线线性范围内,超过线性范围则应稀释后再进样分析。

2 结果

2.1 色谱分离 在实验所设色谱条件下,19 种有机磷农药标准样品色谱图见图 1。由图 1 可见,马拉硫磷、毒死蜱、倍硫磷、对硫磷、水胺硫磷未能达到基线分离,其他有机磷均获得良好的分离,在 23 min 内全部出峰,峰型良好。



注:甲胺磷-5.649,敌敌畏-5.888,乙酰甲胺磷-8.264,氧乐果-10.165,甲拌磷-11.593,乐果-12.035,甲基对硫磷-14.592,杀螟硫磷-15.442,马拉硫磷-15.899,毒死蜱-16.035,倍硫磷-16.200,对硫磷-16.338,水胺硫磷-16.503,甲基异柳磷-17.224,啶硫磷-17.906,杀扑磷-18.226,丙溴磷-19.026,三唑磷-20.187,伏杀硫磷-22.708。

图 1 19 种有机磷农药标准样品标准色谱图

2.2 基质效应 采用纯溶剂配制标准曲线定量时,发现甲胺磷、乙酰甲胺磷有一定程度的基质增强效应。采用欧盟 DG SANCO^[2] 规定,利用不含农药的空白基质配制标准溶液,使之达到与样品农药同等响应。

2.3 线性与检出限 按 1.3.1 配制标准工作溶液,按上述气相色谱条件分析。以峰面积计算,得各农药组分回归方程(Y 为峰面积, X 为质量浓度),以 3 倍标准差法计算检出限。19 种有机磷农药在质量浓度 0~0.4 $\mu\text{g}/\text{mL}$ 范围内线性良好,相关系数 r 为 0.997 2~1.000,检出限在 0.005~0.012 $\mu\text{g}/\text{mL}$,见表 1。

2.4 方法精密度及回收率 分别选用低、高两种浓度样品进行精密度和回收率试验,每个浓度平行取样 5 份,结果显示,19 种有机磷农药相对偏差 (RSD) 在 2.6%~7.2%,甲胺磷、乙酰甲胺磷、氧乐果 3 种有机磷农药回收率在 48.7%~62.9%,其他 16 种有机磷农药在 91.3%~117.2%。见表 2、表 3。

表 1 19 种有机磷农药实验线性方程、相关系数及检测限

化合物	浓度范围 ($\mu\text{g}/\text{mL}$)	线性方程	相关系数(r)	检测限 ($\mu\text{g}/\text{mL}$)
甲胺磷	0.05~0.4	$Y=2\ 429.4X-22.5$	0.997 7	0.006
敌敌畏	0.05~0.4	$Y=1\ 923.7X-8.7$	0.999 8	0.007
乙酰甲胺磷	0.05~0.4	$Y=1\ 875.3X+14.3$	0.999 0	0.006
氧乐果	0.05~0.4	$Y=1\ 457.0X+2.6$	0.999 4	0.012
甲拌磷	0.05~0.4	$Y=2\ 032.4X-7.2$	1.000	0.009
乐果	0.05~0.4	$Y=2\ 001.5X-5.8$	0.999 9	0.005
甲基对硫磷	0.05~0.4	$Y=1\ 844.4X-4.9$	0.999 9	0.009
杀螟硫磷	0.05~0.4	$Y=1\ 797.7X-5.9$	0.999 9	0.005
马拉硫磷	0.05~0.4	$Y=1\ 438.7X-2.9$	0.999 9	0.009
毒死蜱	0.05~0.4	$Y=1\ 410.1X-7.6$	0.999 9	0.007
倍硫磷	0.05~0.4	$Y=2\ 109.3X-8.6$	0.999 9	0.006
对硫磷	0.05~0.4	$Y=1\ 789.4X-7.3$	0.999 9	0.009
水胺硫磷	0.05~0.4	$Y=1\ 672.8X-6.0$	0.999 9	0.012
甲基异柳磷	0.05~0.4	$Y=2\ 117.2X-3.1$	0.999 9	0.008
啶硫磷	0.05~0.4	$Y=1\ 663.5X-6.8$	0.999 9	0.011
杀扑磷	0.05~0.4	$Y=1\ 575.4X-7.0$	0.999 7	0.009
丙溴磷	0.05~0.4	$Y=1\ 214.9X-1.4$	0.999 6	0.009
三唑磷	0.05~0.4	$Y=1\ 548.1X+1.0$	0.998 9	0.008
伏杀硫磷	0.05~0.4	$Y=1\ 185.0X+5.4$	0.997 2	0.008

表 2 19 种有机磷农药精密度检测结果(n=5)

化合物	低浓度		高浓度	
	平均值 ($\mu\text{g}/\text{mL}$)	RSD(%)	平均值 ($\mu\text{g}/\text{mL}$)	RSD(%)
甲胺磷	0.048 7	6.1	0.151 6	6.4
敌敌畏	0.103 1	5.1	0.273 8	4.5
乙酰甲胺磷	0.050 8	7.2	0.156 2	4.8
氧乐果	0.062 9	6.9	0.174 4	6.5
甲拌磷	0.106 0	4.8	0.274 6	3.8
乐果	0.110 0	5.8	0.292 4	3.7
甲基对硫磷	0.113 0	5.2	0.293 2	3.6
杀螟硫磷	0.112 6	4.7	0.291 4	3.8
马拉硫磷	0.111 6	4.1	0.294 8	5.1
毒死蜱	0.112 6	4.0	0.290 6	4.9
倍硫磷	0.111 8	4.4	0.290 8	4.6
对硫磷	0.114 0	3.9	0.294 4	3.5
水胺硫磷	0.117 2	2.6	0.294 4	4.4
甲基异柳磷	0.110 0	4.2	0.289 6	3.9
啶硫磷	0.113 2	5.7	0.292 6	3.9
杀扑磷	0.112 0	3.8	0.282 2	3.4
丙溴磷	0.112 8	5.3	0.288 0	4.1
三唑磷	0.111 6	4.2	0.287 6	2.8
伏杀硫磷	0.112 6	4.9	0.288 6	2.8

表 3 19 种有机磷农药准确度检测结果(n=5)

化合物	加标量	测定值	回收率	加标量	测定值	回收率
	($\mu\text{g}/\text{mL}$)	($\mu\text{g}/\text{mL}$)	(%)	($\mu\text{g}/\text{mL}$)	($\mu\text{g}/\text{mL}$)	(%)
甲胺磷	0.10	0.048 7	48.7	0.30	0.151 6	50.5
敌敌畏	0.10	0.103 1	103.1	0.30	0.273 8	91.3
乙酰甲胺磷	0.10	0.050 8	50.8	0.30	0.156 2	52.1
氧乐果	0.10	0.062 9	62.9	0.30	0.174 4	58.1
甲拌磷	0.10	0.106 0	106.0	0.30	0.274 6	91.5
乐果	0.10	0.110 0	110.0	0.30	0.292 4	97.5
甲基对硫磷	0.10	0.113 0	113.0	0.30	0.293 2	97.7
杀螟硫磷	0.10	0.112 6	112.6	0.30	0.291 4	97.1
马拉硫磷	0.10	0.111 6	111.6	0.30	0.294 8	98.3
毒死蜱	0.10	0.112 6	112.6	0.30	0.290 6	96.9
倍硫磷	0.10	0.111 8	111.8	0.30	0.290 8	96.9
对硫磷	0.10	0.114 0	114.0	0.30	0.294 4	98.1
水胺硫磷	0.10	0.117 2	117.2	0.30	0.294 4	98.1
甲基异柳磷	0.10	0.110 0	110.0	0.30	0.289 6	96.5
啶硫磷	0.10	0.113 2	113.2	0.30	0.292 6	97.5
杀扑磷	0.10	0.112 0	112.0	0.30	0.282 2	94.1
丙溴磷	0.10	0.112 8	112.8	0.30	0.288 0	96.0
三唑磷	0.10	0.111 6	111.6	0.30	0.287 6	95.9
伏杀硫磷	0.10	0.112 6	112.6	0.30	0.288 6	96.2

3 讨论

有机磷农药常见快速测定方法有比色法、光谱法、免疫分析法、酶抑制法和生物传感器技术等^[3-7]。常用提取方法液-液萃取和固相萃取均存在操作繁

琐、耗时长或需要使用大量对人体有毒有害、引起环境污染的有机溶剂等不足。2003 年,由美国农业部 Anastassiades 教授等开发的 QuEChERS 技术,是近年来国际上最新发展起来的一种用于农产品检测的快速样品前处理技术。其原理与高效液相色谱(HPLC)和固相萃取(SPE)相似,都是利用吸附剂填料与基质中的杂质相互作用,吸附杂质从而达到除杂净化的目的。

目前,QuEChERS 法已被应用到蔬菜、肉类、植物油等食物中有机磷农药多残留检测中^[8-11],降低了样品需要量和溶剂消耗。该方法中 19 种有机磷农药在浓度 0~0.4 $\mu\text{g}/\text{mL}$ 范围内线性良好,相关系数在 0.997 2~1.000,检出限在 0.005~0.012 $\mu\text{g}/\text{mL}$ 。19 种有机磷农药检测相对偏差(RSD)在 2.6%~7.2%,除甲胺磷、乙酰甲胺磷、氧乐果 3 种有机磷农药回收率在 48.7%~62.9%,其他 16 种有机磷农药在 91.3%~117.2%。该方法较好满足了尿中 19 种有机磷农药检测要求,适用于对样品进行快速初步筛查,为做好有机磷农药中毒突发应急事件准备提供技术支撑。

参考文献

- [1] 荣维广,宋宁慧,吉文亮,等.改进的 QuEChERS 气相色谱-质谱法同时检测土壤中 18 种邻苯二甲酸酯类增塑剂[J].江苏预防医学,2018,29(1):18-21.
- [2] Real BD, Ortiz MC, Sarabia LA. Develop of a multiway chemometric-based analytical method fulfilling regulatory identification criteria: Application to GC-MS pesticide residue analysis[J]. J Chromatogr B Analyt Technol Biomed Life Sci, 2012, 910(SI): 122-137.
- [3] 范华锋,刘祥萍,李登昆.固相萃取-气相色谱法测定饮用水中 11 种有机磷阻燃剂[J].江苏预防医学,2015,26(6):32-34.
- [4] 刘运明,姜新. QuEChERS-气相色谱-质谱联用法测定育发类化妆品中的斑蝥素[J].江苏预防医学,2016,27(5):534-536.
- [5] 王华,熊汉国,潘家荣.有机磷农药残留快速检测方法研究进展[J].中国公共卫生,2007,23(4):500-501.
- [6] 何娟,赵利,张宗祥,等.气相色谱-火焰光度法测定土壤中有机磷农药残留[J].环境监测管理与技术,2016,28(2):52-54.
- [7] 曾庆华,宋伟华,樊琛,等.酶抑制-比色法检测聊城市果蔬有机磷和氨基甲酸酯农药残留[J].湖北农业科学,2016,55(21):5634-5637.
- [8] 胡西洲,程运斌,胡定金.农药多残留分析中 QuEChERS 方法介绍[J].现代农药,2006,5(4):24-29, 44.
- [9] 邹响,何明辉,周锦,等.基于 QuEChERS 净化-气相色谱法检测蔬菜中 16 种有机磷农药残留[J].湖北农业科学,2017,69(4):736-739, 755.
- [10] 荣维广,宋宁慧,吴建,等.凝胶渗透色谱气相色谱质谱法检测猪肝中三氟氯菊酯农药残留[J].江苏预防医学,2014,25(2):10.
- [11] 阮华,荣维广,宋宁慧,等. QuEChERS-在线凝胶色谱-气相色谱-质谱法测定植物油中 34 种农药残留[J].分析化学,2014,42(8):1110-1116.

• 论 著 •

结晶紫中性红胆盐琼脂配制中 煮沸与高压灭菌效果比较

王亚平, 王均华, 缪雄, 顾晓梁

江阴市食品安全检测中心, 江苏 江阴 214431

摘要:目的 探讨结晶紫中性红胆盐琼脂(violet red bile agar, VRBA)配制时,用高压灭菌法代替煮沸法的可行性。方法 将大肠菌群的 5 种标准菌株用煮沸 3 次、121 °C 高压灭菌 15 min 和 115 °C 高压灭菌 15 min 后,在 VRBA 分别培养,观察菌株成长的差异性;同时做目标菌生长率定量测试和非目标菌的定性测试。结果 两种温度高压灭菌后,VRBA 培养基和煮沸法处理的 VRBA 培养基培养的菌株成长、目标菌生长率 P_R 差异均无统计学意义(P 值均 >0.05)。肺炎克雷伯菌的生长率 $P_R < 0.70$, 其余菌株的生长率 P_R 均 >0.70 。非目标菌的生长指数 G 均为 0。结论 121 °C、15 min 灭菌处理 VRBA 更方便实验室批量配制培养基和简化实验操作,提高工作效率。推荐配制 VRBA 时使用高压灭菌法代替煮沸法。VRBA 不适用于分离肺炎克雷伯菌。

关键词: VRBA; 高压灭菌; 煮沸; 生长率 P_R ; 生长指数 G

中图分类号: R117 **文献标识码:** A **文章编号:** 1006-9070(2018)04-0403-03

Comparison of sterilization effect of boiling and autoclaving method in preparation of crystal violet neutral red bile salt agar

WANG Ya-ping, WANG Jun-hua, MIAO Xiong, GU Xiao-liang

Jiangyin Food Safety Inspection Center, Jiangsu Wuxi 214431, China

Abstract: Objective To study the feasibility of replacing boiling method with autoclaving in preparation of violet red bile salt agar (VRBA). **Methods** After 5 standard *E. coli* strains were boiled for 3 times, or autoclaved at 121 °C for 15 min or autoclaved at 115 °C for 15 min, respectively, the samples were cultured on VRBA to study the growth difference; the growth rate of the target bacteria was quantitatively analyzed and the growth rate of non target bacteria was qualitative analyzed. **Results** After autoclaving at 2 temperatures, no significant difference was observed for the growth conditions and the growth rates of the target bacteria (P_R) cultured on VRBA comparing to boiling method (all $P > 0.05$). The growth rate of *Klebsiella pneumoniae* was < 0.7 , while the growth rates of other strains were all > 0.70 . The growth index G of non target bacteria was 0. **Conclusion** Autoclaving VRBA at 121 °C for 15 min is relatively convenient for laboratory preparation, which simplifies the operation and improves work efficiency. Autoclaving is recommended to replace boiling method for VRBA preparation while VRBA is not suitable for isolation of *Klebsiella pneumoniae*.

Key words: VRBA; Autoclave; Boiling; The growth rate P_R ; Growth index G

大肠菌群作为粪便污染指标,是评价食品卫生质量的重要指标^[1],在各地食品安全风险监测中屡次被测出超标^[2-3]。随着 GB 7099 等食品标准的改版^[4-7],采样方案由二级采样改为三级采样^[8],大肠菌群的限量值和检验方法也发生了变化,以前以最可能数(Most probable number, MPN)法报告检验结果,现在改为平板计数法^[9-10],设 n 、 c 、 m 、 M 值,同一批次报 5 个检验结果。结晶紫中性红胆盐琼脂(violet red

bile agar, VRBA)是平板计数法中的选择性计数培养基,使用量巨大。现行的国标规定 VRBA 的配制需煮沸 2 min 3 次,耗时费力且操作容易有烫伤和培养基喷射的危险。如何配制高效 VRBA、减少实验中的操作风险,已成为食品微生物实验室检测大肠菌群面临的一个急需解决的问题。本研究采用煮沸 3 次、121 °C 高压 15 min 和 115 °C 高压 15 min 灭菌,观察 3 种方法配制的 VRBA 培养大肠菌群 5 标准菌株的效

果,旨在为实验室找到更便捷的操作方法。

1 材料与方 法

1.1 试验菌株 大肠埃希氏菌菌株(ATCC25922,批号 C0060B);肺炎克雷伯氏菌菌株 [CMCC(B)46117,批号 B0046B];阴沟肠杆菌菌株[CMCC(B)45301,批号 B0080B];阪崎肠杆菌菌株(ATCC29544,批号 C0040B);弗氏柠檬酸杆菌菌株(ATCC43864,批号 C0037B)。粪肠球菌菌株(ATCC29212,批号 D0013B)。以上所有菌株品牌:广东环凯。

1.2 器材和试剂 Phoenix100 全自动微生物鉴定及药敏分析系统(美国 BD 公司),BINDER BD260 恒温培养箱(宾得),MLS-3781L-PC 高压蒸汽灭菌器(松下),ED15 纯水仪(Labtower),PL1001-L 电子天平(梅特勒),VRBA(北京陆桥,批号 151012,180122)。营养琼脂(批号 151116),TSA 培养基(批号 1068132),以上三种试剂耗材品牌:广东环凯。

1.3 方法

1.3.1 培养基制备:按 VRBA 培养基的说明书称量干粉放入拉丝瓶内,用 400 mL 纯水稀释,充分摇匀,加盖,121 °C 高压 15 min 灭菌;另取一份同样操作,115 °C 高压 15 min 灭菌。再称量部分干粉放入三角烧瓶内,用 500 mL 纯水稀释,充分摇匀,加塞,置电炉上煮,反复 3 次沸腾 2 min 后取下;TSA 培养基按照说明书配制完成,以上培养配制完成后置 50 °C 培养箱待用。

1.3.2 菌株准备:按菌株说明书复苏冻干菌株,接种营养琼脂斜面 36 °C 培养 24 h。用一次性接种环取斜面上菌株,用 5 mL 无菌生理盐水稀释,配制成 0.5 麦氏浊度的菌悬液,用全自动微生物鉴定及药敏分析系统确认所有菌株均为纯菌株。

1.3.3 菌株稀释:将大肠埃希氏菌、肺炎克雷伯氏菌菌株的 0.5 麦氏浊度的菌悬液,和阪崎肠杆菌、阴沟肠杆菌、弗氏柠檬酸杆菌菌株的 0.3 麦氏浊度的菌悬液作为原液,用 1 mL 无菌吸管吸取匀液,注入盛有 9 mL 生理盐水的无菌试管中,换 1 mL 无菌吸管反复吹打使其混合均匀,以此方法依次稀释至 10⁻⁷ 稀释度。再将 5 种菌株的菌悬液等比例混匀,也依次稀释至 10⁻⁷ 稀释度。

1.3.4 加样和倾注 VRBA:将以上 5 种菌株以及混合液的 10⁻⁶~10⁻⁷ 稀释度的菌液分别取 1 mL 放入一次性平皿内,每个稀释度 6 个平皿。将煮沸灭菌、两种温度高压灭菌的 VRBA 15~20 mL 冷却至 50 °C 后,及时倾注其中两个平皿,凝固后平皿倒置,36 °C 培养 24 h。观察记录菌落形态和菌落数。

1.3.5 加样和倾注 TSA^[11]:将 5 种菌株的 10⁻⁵~10⁻⁸ 稀释度的菌液分别取 1 mL 放入一次性平皿内,每

个稀释度两个平皿。及时将冷却至 50 °C 的 TSA 培养基 15~20 mL 倾注其中。凝固后平皿倒置,36 °C 培养 24 h。观察记录菌落数。

1.3.6 非目标菌的半定量测试^[11]:将冷却至 50 °C 的 3 种 VRBA 分别浇筑两个平皿,凝固待用。用 1 μL 接种环取 0.5 麦氏浊度的粪肠球菌菌悬液 1 环,在凝固后的 VRBA 培养基上划 6 条平行直线,分别同时接种两个平皿。将平皿倒置,36 °C 培养 24 h。

1.3.7 重复试验:将批号为 151012 和 180122 的 VRBA 分 2 次重复 1.3.4~1.3.5 的试验。

1.4 统计分析 采用配对均数比较,以 P<0.05 为差异有统计学意义。

2 结果

2.1 菌落形态 大肠埃希氏菌、弗氏柠檬酸杆菌为紫红色菌落,周围无红色胆盐沉淀环,菌落直径大,菌落直径为 1 mm 左右。阴沟肠杆菌和阪崎肠杆菌为紫红色菌落,周围有红色的胆盐沉淀环,菌落直径为 0.7 mm 左右。肺炎克雷伯菌的菌落最小,菌落直径为 0.3 mm 左右。在煮沸的 VRBA 上色泽淡而不清晰,在高压灭菌后的 VRBA 上颜色深且清晰。

2.2 菌液经不同前处理在不同批号 VRBA 上培养结果 以 10⁻⁶ 稀释度作为原液参照,按照菌落计数规则进行计数^[8]。煮沸和两种温度(121 °C、115 °C)高压灭菌 VRBA 上的菌落成长差异均无统计学意义(t 值分别为-0.18、0.73,P 值均>0.05)。见表 1。

表 1 各标准菌株在 3 种不同前处理不同批号 VRBA 上的菌落数

菌种	方法	VRBA(批号 151012)		VRBA(批号 180122)				
		10 ⁻⁶ 稀释度	10 ⁻⁷ 稀释度	10 ⁻⁶ 稀释度	10 ⁻⁷ 稀释度			
大肠埃希菌	煮沸 3 次	227	217	24	29	273	287	38
	121 °C 高压	213	187	28	25	262	275	33
	115 °C 高压	218	205	23	22	258	271	28
阴沟肠杆菌	煮沸 3 次	180	196	21	27	168	179	23
	121 °C 高压	194	214	29	28	169	181	13
	115 °C 高压	170	155	23	18	144	156	25
弗氏柠檬酸杆菌	煮沸 3 次	167	169	25	34	193	177	14
	121 °C 高压	149	158	24	27	193	191	28
	115 °C 高压	152	169	23	29	172	192	17
阪崎肠杆菌	煮沸 3 次	206	174	21	16	152	163	17
	121 °C 高压	172	189	18	21	160	156	15
	115 °C 高压	178	166	23	23	161	178	15
肺炎克雷伯菌	煮沸 3 次	103	104	10	8	43	35	3
	121 °C 高压	122	143	20	23	49	51	5

2.3 目标菌生长率定量测试 计算 10⁻⁶ 稀释度菌液在 3 种不同前处理、不同批号 VRBA 上的菌落数和

TSA 平板上的菌落数(2 份平行样的均值)的比值 P_R , P_{R1-3} 分别为煮沸 2 min、121 °C 高压灭菌 15 min、115 °C 高压灭菌 15 min 后的 VRBA 上菌株的生长率,肺炎克雷伯菌的生长率 $P_R < 0.70$,其余菌株的生长率 P_R 均 > 0.70 。两个批号 VRBA 培养基各菌株 P_{R1} 、 P_{R2} 的差异均无统计学意义(t 分别为 -0.63、0.95, P 值均 > 0.05);两个批号 VRBA 培养基各菌株 P_{R1} 、 P_{R3} 的差异均无统计学意义(t 分别为 0.99、0.09, P 值均 > 0.05)。见表 2。

2.4 非目标菌的定性测试 粪肠球菌在 3 种 VRBA 上的生长指数 G 均为 0。

表 2 各标准菌株在 3 种不同前处理不同批号 VRBA 上的生长率 P_R

菌落计数 (CFU/mL)	VRBA 批号	煮沸 3 次	121 °C 高压	115 °C 高压	TSA	P_{R1}	P_{R2}	P_{R3}
大肠埃希菌	151012	222	220	226	198	1.12	1.01	1.14
	180122	280	269	265	259	1.08	1.04	1.02
阴沟肠杆菌	151012	188	204	196	206	0.91	0.99	0.95
	180122	174	175	150	179	0.97	0.97	0.84
弗氏柠檬酸杆菌	151012	168	154	163	170	0.99	0.91	0.96
	180122	185	192	182	196	0.93	0.98	0.93
阪崎肠杆菌	151012	190	181	186	203	0.94	0.89	0.92
	180122	158	158	170	175	0.90	0.9	0.97
肺炎克雷伯菌	151012	104	133	136	235	0.44	0.57	0.58
	180122	39	50	48	91	0.43	0.55	0.53

3 讨论

煮沸 VRBA 培养基的缺点:灭菌不彻底,只能现配现用;耗时间较长,按三级采样方案,检测 10 批次样品,仅煮沸 VRBA 就需费时 1~1.5 h;培养基煮沸时易受热不均匀,造成培养基喷射,有烧伤烫伤的风险,且需有人手工不断操作,耗费人力。高压灭菌培养基的优点:灭菌由高压蒸汽灭菌器独立完成,高效;可与其他培养基同时灭菌,适合批量操作;灭菌彻底,冷却后将瓶盖拧紧,无水分挥发和外界污染,常温避光保存 3 周,成分不会改变^[12];存放后的培养基微波炉中高火 4~5 min 即可融化再用。

研究表明,两种温度高压灭菌后,VRBA 培养基和煮沸法处理的 VRBA 培养基培养的菌株成长、目标菌生长率 P_R 差异均无统计学意义(P 值均 > 0.05)。推荐使用 121 °C 高压灭菌。菌落总数、金黄色葡萄球菌、沙门菌、霉菌等使用的增菌液、培养基等以便同时高压灭菌。

除肺炎克雷伯菌在煮沸的 VRBA 培养基上长得模糊不清、菌落淡而少,在高压灭菌后的 VRBA 上长得清晰、色泽鲜艳、菌落数多外,其余 4 种菌株在两种不同灭菌方式后的 VRBA 培养基上菌落形态一致,菌

落生长清晰度一致。在进行培养基的质量验证时,发现肺炎克雷伯菌在 3 种 VRBA 培养基上的生长率 P_R 值均 < 0.70 ,不能满足选择性计数固体培养基上目标菌的生长率 $P_R > 0.7$ 的要求^[11],说明 VRBA 并不能很好地分离出肺炎克雷伯菌。因此,检测大肠菌群中的肺炎克雷伯菌尚需找到新的合适培养基。其余菌株的生长率 P_R 值均 > 0.70 。非目标菌的生长指数 G 均为 0,满足非目标菌的生长指数 G 至少应达到 < 5 的要求^[11]。

按照 0.5 麦氏浊度配制阪崎肠杆菌、阴沟肠杆菌、弗氏柠檬酸杆菌菌株的混悬液稀释的 10^{-6} 稀释度在 VRBA 上的菌落数平均在 300~560 CFU/mL,不能满足生长率的计算要求,故改为 0.3 麦氏浊度配制菌株混悬液作为原液。

大肠菌群是评价食品卫生质量的重要指标,目前,在国家每年制定各级食品监督抽查检测方案中为常规检测指标,按照人口的千分之一计算,全年需检测 135 万件样品。随着食品监管职能的转变,各地均新建了食品检测中心,检验人员紧缺,加上国家标准改版,采用三级采样方案,每批次均需检测 5 件样品,工作量是以前的 5 倍。找到有效的方法减少工作时间、提高工作效率,是目前食品微生物检测工作中重中之重。依据本实验结果,推荐采用 121 °C 15 min 高压灭菌对 VRBA 进行前处理,使大肠菌群的检测更加简洁高效。本实验仅采用一种品牌不同批次的 VRBA 进行了试验比较,实验数据有限,是否能推广使用,还需同行验证。

参考文献

- [1] 张朝武. 卫生微生物学[M].北京:人民卫生出版社,2007:44.
- [2] 周燕琴,王海龙. 2013—2014 年睢宁县食品风险监测结果分析[J].江苏预防医学,2016,27(1):97-98.
- [3] 夏威,钱文兵,葛伟. 2011—2012 年张家港市食品安全风险监测[J].江苏预防医学,2016,27(1):99-101.
- [4] GB 7099—2015,食品安全国家标准 糕点、面包[S].
- [5] GB 2726—2016,食品安全国家标准 熟肉制品[S].
- [6] GB 19298—2014,食品安全国家标准 包装饮用水[S].
- [7] GB 4789.18—2010,食品安全国家标准 食品微生物学检验 乳与乳制品检验[S].
- [8] GB 4789.1—2016,食品安全国家标准 食品微生物学检验 总则[S].
- [9] GB 4789.3—2010,食品安全国家标准[S].
- [10] GB 4789.3—2016,食品安全国家标准 食品微生物学检验 大肠菌群计数[S].
- [11] GB 4789.28—2013,食品安全国家标准 食品微生物学检验 培养基和试剂的质量要求[S].
- [12] 林小宛. 无菌检查用培养基保存与灵敏度检查[J].企业科技与发展,2012,342(24):16-18.

· 论 著 ·

南京市结核病防治医务人员 医用防护口罩佩戴行为分析

王荣^{1,3}, 苗瑞芬¹, 许可¹, 丁松宁¹, 杨晨¹, 李晨¹, 祖荣强²1. 南京市疾病预防控制中心, 江苏南京 210003; 2. 江苏省疾病预防控制中心;
3. 江苏省现场流行病学培训项目

摘要:目的 了解南京市结核病防治医务人员医用防护口罩佩戴情况及其影响因素。方法 采用自填问卷,对南京市 7 所结核病定点医院的结核病防治医务人员进行调查,收集佩戴行为及相关影响因素信息。采用多因素 logistic 回归模型进行分析。结果 有效调查 187 人,口罩防护认知总正确率为 74.56%。面对传染性患者/标本时,60.43% (113 人)选择医用防护口罩,其中仅有 46.90% (53 人)在佩戴时进行口罩密合性测试,医用防护口罩佩戴正确率为 28.34%。多因素非条件 logistic 回归分析显示,市级医疗机构($OR=2.205, 95\%CI:1.082\sim 4.493$)、年龄 >35 岁($OR=2.312, 95\%CI:1.097\sim 4.872$)为正确佩戴医用防护口罩的危险因素;防护认知($OR=0.260, 95\%CI:0.069\sim 0.980$)、培训教育($OR=0.460, 95\%CI:0.217\sim 0.976$)为保护性因素。结论 南京市结核病定点医院医务人员医用防护口罩佩戴现状不容乐观,应有效落实培训管理制度,加强职业防护的引导与支持,提高职业防护与感染控制认知。

关键词:医务人员;医用防护口罩;职业防护;结核病

中图分类号:R168 文献标识码:A 文章编号:1006-9070(2018)04-0406-03

Analysis of wearing behavior of medical respirator among tuberculosis control health care workers in Nanjing

WANG Rong*, MIAO Rui-fen, XU Ke, DING Song-ning, YANG Chen, LI Chen, ZU Rong-qiang

* Nanjing Municipal Center for Disease Control and Prevention, Jiangsu Nanjing, China, 210003

Abstract: Objective To investigate the medical respirator wearing situation and its influence factors among tuberculosis (TB) control health care workers (HCWS) in Nanjing. **Methods** TB control HCWS in 7 fixed-point hospitals in Nanjing were investigated by self-administered questionnaire survey, information on wearing behaviors and influential factors were collected. Multivariate logistic regression model was used for analysis. **Result** A total of 187 HCWS were investigated validly, the total accuracy of wearing protection respirator was 74.56%. There were 60.43% (113) HCWS wearing medical respirators when contacting with infectious patients or facing sputum specimens, only 46.90% (53 subjects) did fit testing. The right wearing rate for medical respirator was 28.34%. Multivariate logistic regression analysis showed that the municipal medical institution ($OR=2.205, 95\%CI=1.082-4.493$), age older than 35 years ($OR=2.312, 95\%CI=1.097-4.872$) were risk factors for proper using medical respirators. Cognitive level ($OR=0.260, 95\%CI=0.069-0.980$) and training ($OR=0.460, 95\%CI=0.217-0.976$) were protective factors. **Conclusion** The current situation of medical respirator wearing among HCWS in fixed-point tuberculosis hospitals in Nanjing is not optimistic. Training management system should be implemented effectively. The guidance and support for HCWS should be strengthened to improve the cognitive level of occupational protection and infection control.

Key words: Health care workers; Medical respirator; Occupational protection; Tuberculosis

肺结核具有高度易感性,相关防治医务人员是感染的高危人群,其感染率、患病率远高于普通人群。研究显示,我国医务人员结核分枝杆菌感染率为 50%~

70%,年均患病率在 415/10 万~2240/10 万^[1]。一项对结核病专科医院医务人员的 PPD 筛查结果显示,PPD 阳性率达 66.6%,且阳性率随工作时间增加而升高^[2]。

DOI: 10.13668/j.issn.1006-9070.2018.04.013

基金项目:南京市医学科技发展项目(YKK16215)

作者简介:王荣(1986—),女,江苏徐州人,主管医师,主要从事结核病防控工作。

通讯作者:李晨,副主任医师,E-mail:24143179@qq.com

在当前“三位一体”结核病防治模式下,大量疑似肺结核患者被转诊至结核病定点医院诊断、治疗和随访管理,定点医院医务人员接触复杂甚至耐药结核病患者概率增大,具有较高职业风险。2009 年,国家卫生计生委发布的《医院隔离技术规范》和中国疾控中心编制的《中国结核感染预防控制手册》明确规定,医务人员接触传染性肺结核患者时,需佩戴医用防护口罩^[3-4]。为了解南京市结核病防治医务人员医用防护口罩佩戴情况及其影响因素,为控制医院感染提供依据,2017 年 5—6 月进行了专项调查。

1 对象与方法

1.1 调查对象 以南京市 7 所结核病定点医院结核病门诊、住院病区、结核病实验室以及放射、气管镜室等结核病相关防治医务人员为研究对象,每所医院选取 1 个工作日,对当日在班医务人员进行调查,共发放问卷 194 份,经审核有效问卷 187 份,有效率 96.4%。

1.2 调查方法 参照《中国结核病感染控制手册》相关要求,设计自填式问卷。内容包括:医务人员基本信息、口罩佩戴现状、相关影响因素(口罩防护认知、培训考核因素、监督促进因素和个人心理因素)。口罩防护认知为 7 个条目,为单选题,回答正确计 1 分,不正确计 0 分;培训考核、监督促进和个人心理因素均为 4 个条目,以“是”、“否”选项分别计分 1、0 分。各影响因素以条目得分合计评分,再分别以均分为界,区分高分组和低分组。由培训合格的调查人员到每所定点医院开展问卷调查,填写完毕后予以现场回收。佩戴医用防护口罩并进行密合性测试为正确佩戴医用防护口罩行为。

1.3 统计分析 采用 EpiData 3.0 软件建立数据库,将审核合格的问卷进行双录入。采用 SPSS 19.0 软件进行数据分析。计量资料采用 $\bar{x} \pm s$ 表示,计数资料采用频数(%)表示,组间差异比较采用 χ^2 检验。以正确佩戴医用防护口罩为因变量,采用多因素 logistic 回归模型(Wald 后退法)探索医务人员医用口罩佩戴行为的影响因素, $P < 0.05$ 为差异有统计学意义。

2 结果

2.1 基本情况 187 名医务人员中,结核门诊 27 人(14.44%),结核病房 122 人(65.24%),相关医技科室 38 人(20.32%)。男女比为 1:4.84,平均年龄(36.11 ± 10.68)岁。医生、护士、医技人员分别占 30.48%(57 人)、52.94%(99 人)、16.58%(31 人);中级和高级职称者分别占 35.83%(67 人)、17.11%(32 人);70.06%(131 人)的医务人员有本科及以上学历。

2.2 口罩防护认知情况 187 名医务人员认知总正确率为 74.56%。在护理和诊疗传染性肺结核患者、采集

患者痰标本、与疑似或确诊肺结核患者接触时应佩戴医用防护口罩的正确认知率,分别为 95.72%、95.72%、94.65%;进行侵入性操作、进入传染病隔离病房时应佩戴医用防护口罩的正确认知率,分别为 85.03%、77.01%;但对肺结核患者离开病房或转诊时、医疗机构人员密集场所应佩戴外科口罩的正确认知率仅分别为 37.43%、36.36%。

2.3 口罩佩戴行为 面对传染性患者/标本时,60.43%(113 人)的医务人员选择医用防护口罩,33.69%(63 人)选择外科口罩,5.88%(11 人)搭配使用医用防护口罩与外科/纱布口罩。在 113 名使用医用防护口罩者中,仅有 46.90%(53 人)会在佩戴时进行口罩密合性测试,24.78%(28 人)未进行密合性测试,另有 28.32%(32 人)不知道密合性测试。

2.4 医用防护口罩佩戴行为影响因素 本次调查中正确佩戴医用防护口罩仅 53 人,正确率为 28.34%。单因素分析结果显示,区级医院人员正确率高于市级,防护认知、培训考核、监督促进高分的正确率均高于低分的(P 值均 < 0.05),见表 1。工作部门、性别、学历、职业、学历、职称、岗位年限和个人心理等因素的影响不大,差异均无统计学意义(P 值均 > 0.05)。

将单因素分析结果 $P < 0.1$ 的变量纳入多因素非条件 logistic 回归分析,用 Wald 后退法进行筛选变量,结果显示医院类别、年龄、防护认知和培训考核是医务人员正确佩戴医用防护口罩的影响因素(P 值均 < 0.05)。见表 2。

表 1 医务人员正确佩戴医用防护口罩影响因素单因素分析结果

因素	分组	人数	正确人数	正确率(%)	χ^2 值	P 值
医院类别	区级	78	30	38.46	6.75	0.009
	市级	109	23	21.10		
年龄(岁)	≤35	116	38	32.76	2.93	0.087
	>35	71	15	21.13		
防护认知	低分	26	3	11.54	4.20	0.040
	高分	161	50	31.06		
培训考核	低分	114	22	19.30	11.76	0.001
	高分	73	31	42.47		
监督促进	低分	60	9	15.00	7.74	0.005
	高分	127	44	34.65		

表 2 医务人员正确佩戴医用防护口罩多因素非条件 logistic 回归分析

因素		β	SE	Wald 值	P 值	OR 值	95%CI
医院类别	市级	0.791	0.363	4.737	0.030	2.205	1.082~4.493
年龄(岁)	>35	0.838	0.380	4.854	0.028	2.312	1.097~4.872
防护认知	高分	-1.347	0.677	3.962	0.047	0.260	0.069~0.980
培训因素	高分	-0.777	0.384	4.094	0.043	0.460	0.217~0.976

3 讨论

有研究显示,医用防护口罩的使用与医务人员结核病患病风险存在相关关系^[5]。医用防护口罩对飞沫核过滤效率可达 97%,纱布口罩过滤效率为 30%~40%,外科口罩过滤效率不足 20%^[6]。因此,医用防护口罩是结核病防治机构医务人员必备的职业防护用品。本研究显示,在接触结核病患者时,约 60%的医务人员佩戴医用防护口罩,且佩戴时进行密合性测试比例偏低,还有搭配使用医用防护口罩与外科/纱布口罩现象。防护口罩内搭配使用外科口罩或纱布口罩会严重影响防护口罩的密封性^[7],应予以纠正。

调查发现医务人员防护口罩佩戴认知与实际行为存在差距,呈现认知与行为分离,与国外相关调查报告类似^[8]。与区级结核病定点医疗机构相比,市级机构医务人员正确佩戴率较低,与浙江省调查结果不同^[9],原因值得进一步研究。医用防护口罩佩戴细节决定防护质量,市级结核病医疗机构在岗人数、日均门诊量远大于区级医院,有效落实感染控制措施更值得引起重视。

多因素分析结果显示,医务人员医用佩戴防护口罩正确率与年龄、认知、培训等因素相关。年龄>35岁者正确率低于≤35岁者,原因可能与其在工作岗位年资较长,麻痹思想严重,防护意识逐渐淡漠有关。有报道提示年龄>50岁医务人员是结核感染的高危人群^[10]。因此应加强对高年资医务人员的感染控制培训,重视个人防护的依从性和佩戴细节培训。

正确掌握结核感染控制相关知识是医护人员执行结核感染控制的重要基础^[11]。近 60%的医务人员不知道肺结核患者离开病房做检查或者转诊应佩戴外科口罩而选择佩戴医用防护口罩。实际上医用防护口罩不能有效阻止患者病原体向外界播散。培训因素也影响

医务人员佩戴医用防护口罩行为,这与谢媛琪等^[12]研究结果一致。结核病防治医务人员还承担着患者健康教育,其自身正确的防护认知将影响患者的行为。因此应重视结核病防治医务人员的健康教育相关培训。建议定点医院将医务人员防护培训纳入培训体系,并定期考核,提高医务人员对佩戴医用防护口罩的重视,正确掌握佩戴技术要求。

参考文献

- [1] 耿梦杰,宋渝丹,赵飞,等. 国内外医务人员结核感染控制现状的比较研究[J]. 中国防痨杂志, 2013, 35(8): 581-586.
- [2] 王凤田,邓云峰,李燕,等. 结核病专科医院医务人员结核感染风险研究[J]. 中华医院感染学杂志, 2012, 22(8): 1674-1676.
- [3] 卫生部. 医院隔离技术规范[M]. 北京: 卫生部, 2009.
- [4] 王黎霞,成诗明,何广学,等. 中国结核感染预防控制手册[M]. 北京: 中国协和医科大学出版社, 2010: 1-49.
- [5] 李悦,尚彦萍,何琳,等. N95 防护口罩对结核病防治机构从业人员患病状况的影响[J]. 中国工业医学杂志, 2016, 29(2): 147-148.
- [6] 杜建,岳淑敏,谢忠尧,等. 医用防护口罩防护效率及佩戴时间的研究[J]. 中国防痨杂志, 2012, 34(10): 633-636.
- [7] GB19083-2010. 医用防护口罩技术要求[S].
- [8] Kanjee Z, Catterick K, Moll AP, et al. Tuberculosis infection control in rural South Africa: survey of knowledge, attitude and practice in hospital staff[J]. J Hosp Infect, 2011, 79(4): 333-338.
- [9] 刘敏. 定点医院结核感染控制及医务人员个人防护现状调查研究[D]. 温州: 温州医科大学, 2016.
- [10] Chablon A, Beckmann G, Harling M, et al. Prevalence of latent tuberculosis infection among health care workers in a hospital for pulmonary diseases[J]. J Occup Med Toxicol, 2009, 4: 1-7.
- [11] 刘志杰,刘剑学. 赤峰市 12 家结核病定点医疗机构感染控制现状调查[J]. 中华医院感染学杂志, 2017, 27(17): 4038-4040.
- [12] 谢媛琪,林小田,余雪松,等. 结核病区医务人员医用防护口罩佩戴现状及影响因素分析[J]. 护理学杂志, 2015, 30(1): 82-84, 93.

收稿日期: 2018-04-20 编辑: 张煜

本刊 2018 年 3 期优秀论文名单

为鼓励更多的优秀论文刊发《江苏预防医学》杂志,编辑部从 2015 年 1 期起,每期进行优秀论文评选,现由审稿专家评出本刊 2018 年 3 期优秀论文 6 篇,每篇奖励 600 元。名单如下:

丁晓艳,陆伟,刘巧,等: γ 干扰素释放试验与结核菌素皮肤试验应用于人群结核潜伏性感染诊断的比较;

竺丽梅,卢鹏,刘巧,等: 社区人群结核杆菌潜伏感染诊断方法的成本效益研究;

孔雯,刘巧,卢鹏,等: 江苏省部分地区结核分枝杆菌潜伏感染影响因素研究;

刘巧,王丹吉,丁晓艳,等: 江苏省耐多药结核患者 6 月末痰培养阴转影响因素研究;

郑东宇,马恺,周翊婧,等: 2012—2015 年江苏省食源性肠炎沙门菌同源性分析研究;

刘顺,张寅杰,王焕强,等: PRDM16 基因启动子区甲基化水平与食管癌的关系。

欢迎广大读者向本刊积极投稿。

《江苏预防医学》编辑部

• 疾病防治 •

2013—2015 年新余市腹泻症候群细菌性病原谱及流行特征

廖桃花, 胡传琛, 廖秀海, 敖冬生, 李剑, 胡志勇
新余市疾病预防控制中心, 江西 新余 338000

摘要:目的 了解新余市腹泻症候群细菌性病原谱的构成及流行特征, 为腹泻病临床诊断、治疗用药及制定防控措施提供依据。方法 2013—2015 年, 按国家科技重大专项《腹泻病症候群检测技术方案》, 采集监测哨点医院门诊的腹泻患者粪便标本进行分离鉴定。结果 147 份腹泻病例粪便标本中分离阳性菌株 24 份, 阳性率 16.33%。其中非伤寒沙门菌 12 份 (50.00%), 致泻大肠埃希菌 8 份 (33.33%), 嗜水气单胞菌 3 份 (12.50%), 霍乱弧菌 1 份 (4.17%)。阳性率最高为 6 月 (38.46%), 其次为 8 月 (30.77%), 5—9 月阳性数占 83.33%。男性阳性率 11.69%, 女性阳性率 21.43%, 差异无统计学意义 ($P=0.11$)。各年龄组阳性率以 20~29 岁组最高, ≤ 19 岁年龄组最低, 不同年龄组间阳性率差异有统计学意义 ($P=0.04$)。不同职业以商业服务人员阳性率最高 (40.00%), 学生最低 (5.26%), 不同职业人群阳性率差异无统计学意义 ($P=0.62$)。结论 非伤寒沙门菌和致泻性大肠埃希菌是新余市细菌性腹泻的主要病原菌。

关键词:腹泻症候群; 细菌; 病原谱; 流行特征

中图分类号: R117 **文献标识码:** B **文章编号:** 1006-9070(2018)04-0409-02

腹泻病是由多种原因引起的一种症候群, 以感染性腹泻为主, 是当今重要公共卫生问题之一^[1]。为进一步了解本地区细菌性腹泻病原谱构成情况和流行特征, 新余市于 2013 年加入国家传染病科技重大专项实验室监测技术平台项目, 根据腹泻症候群监测要求, 设立两家监测哨点医院开展腹泻症候群监测。本文对 2013—2015 年监测情况进行了分析。

1 材料与方 法

1.1 材料 2013—2015 年, 新余市第四医院、高新区水西镇卫生院两家监测哨点医院对每日排便次数 ≥ 3 次, 且大便性状有改变 (呈稀便、水样便、黏脓便或脓血便等) 的门诊病例采集粪便标本, 共 147 份。

主要仪器: 恒温培养箱和 API 微生物鉴定仪。主要试剂: 沙门氏显色琼脂和 O157 显色琼脂 (广东环凯生物有限公司生产); SC 增菌液、EC 肉汤、APW 增菌液、PSB 增菌液、SS 琼脂、庆大琼脂、双糖铁、革兰氏染色液、TCBS 琼脂、MAV 琼脂、小肠耶尔森平板、微量生化管 (北京陆桥技术股份有限公司生产)。

1.2 方法 采集符合要求病例粪便标本 5 g 或 5 mL 毫升, 保存于 Carry-Blair 运送培养基 4 °C 冷藏, 填写个案信息调查表, 24 h 内送新余市疾病预防控制中心进行病原学检测。按国家科技重大专项《腹泻病症候

群检测技术方案》进行分离鉴定。阳性菌株送江西省疾控中心进行复核鉴定和血清分型。检测菌种: 非伤寒沙门菌、志贺菌、致泻性大肠埃希菌 (EPEC、ETEC、EIEC、EHEC、EAEC)、致病性弧菌 (霍乱弧菌、副溶血弧菌、拟态弧菌、河弧菌)、耶尔森菌 (小肠结肠炎耶尔森菌、假结核耶尔森菌)、弯曲菌 (空肠弯曲菌、结肠弯曲菌)、嗜水气单胞菌、类志贺邻单胞菌等。

1.3 统计分析 采用 Excel 软件进行数据录入, 使用 SPSS 21.0 软件进行统计学分析, 以 $P < 0.05$ 为差异有统计学意义。

2 结 果

2.1 腹泻病例病原分布 2013—2015 年, 共采集腹泻病例粪便标本 147 份, 分离出 4 种 24 株病原菌, 总检出阳性率 16.33%。其中, 非伤寒沙门菌 12 株, 占 50.00% (12/24); 致泻性大肠埃希菌 8 株, 占 33.33% (8/24); 嗜水气单胞菌 3 株, 占 12.50% (3/24); 致病性弧菌 (霍乱弧菌) 1 株, 占 4.17% (1/24)。

12 株非伤寒沙门菌中, 圣保罗沙门菌 3 株, 占 25.00% (3/12), 吉伟沙门菌、伦敦沙门菌、山夫登堡沙门菌、德尔卑沙门菌、肠炎沙门菌、鼠伤寒沙门菌各 1 株, 各占 8.33% (1/12), 其他非伤寒沙门菌 3 株, 占 25.00% (3/12)。8 株致泻性大肠埃希菌中, 肠集聚型

大肠埃希菌 (EAEC) 7 株, 肠致病性大肠埃希菌 (EPEC) 1 株。

2.2 病原菌检出时间分布 每年从 4 月开展监测, 病例数最多为 5 月、9 月, 均为 24 例 (各占 16.33%)。阳性检出率最高为 6 月 (38.46%, 5/13), 其次为 8 月 (30.77%, 4/13), 5—9 月共检出 20 例, 占 83.33%。见图 1。

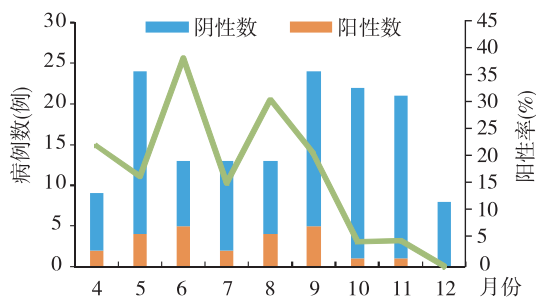


图 1 2013—2015 年新余市不同月份腹泻病例和检出率

2.3 不同性别病例阳性率 147 例腹泻病例中, 男性 77 例 (占 52.38%), 检出病原菌 9 例, 阳性率 11.69%; 女性 70 例 (占 47.62%), 检出病原菌 15 例, 阳性率 21.43%, 不同性别阳性率差异无统计学意义 ($\chi^2 = 2.55, P = 0.11$)。

2.4 不同年龄病例阳性率 147 例腹泻病例中, <19 岁组 29 例, 20~岁组 22 例, 30~岁组 21 例, 40~岁组 25 例, 50~岁组 28 例, ≥60 岁组 22 例。各年龄组病原阳性率以 20~岁组最高, ≤19 岁组最低, 不同年龄组间阳性率差异有统计学意义 ($\chi^2 = 17.25, P = 0.04$)。见表 1。

表 1 不同年龄组腹泻病例病原菌阳性率

年龄组(岁)	监测人数	阳性数	阳性率(%)
≤19	29	1	3.45
20~	22	9	40.91
30~	21	2	9.52
40~	25	2	8.00
50~	28	4	14.29
≥60	22	6	27.27
合计	147	24	16.33

2.5 不同职业病例阳性率 147 例腹泻病例中, 有商业服务人员 5 例, 分离病原菌 2 株 (40.00%); 家务及待业人员 10 例, 分离病原菌 3 株 (30.00%); 农民 71 例, 分离病原菌 12 株 (16.90%); 干部职工 6 例, 分离病原菌 1 株 (16.67%); 工人 7 例, 分离病原菌 1 株 (14.29%); 散居儿童 9 例, 分离病原菌 1 株 (11.11%); 学生 19 例, 分离病原菌 1 株 (5.26%); 其他人员 20 例, 分离病原菌 3 株 (15.00%), 不同职业人群阳性率差异无统计学意义 ($\chi^2 = 5.37, P = 0.62$)。

3 讨论

腹泻症候群病因复杂多样, 可由细菌、真菌、病毒和寄生虫等微生物及其代谢产物引起。我国感染性腹泻发病率多年居传染病前列, 是严重危害人类健康的常见病、多发病^[2]。2013—2015 年, 新余市从 147 例腹泻患者的粪便标本分离出 24 株病原菌, 病原菌构成中非伤寒沙门菌居首, 其次为致泻性大肠埃希菌、嗜水气单胞菌, 与上海、青海、甘肃等地区报道存在差异^[3-5], 可能与各地气候条件、人群生活习惯和监测的病原不同等因素有关。

由细菌引起的腹泻病约占 30%~50%^[6], 本监测结果阳性率偏低, 可能与本监测病原种类局限, 及大部分腹泻病例就诊前自行服药有关。另外, 感染性腹泻既有细菌性腹泻也包括病毒性腹泻^[7-9], 目前仅开展了细菌性腹泻监测。检出的 24 株病原菌中, 不同年龄组阳性率 20~岁组最高, ≤19 岁组最低, 不同年龄组病原阳性率差异有统计学意义, 与上海宝山、闵行监测结果基本一致^[3,6]。病原检出率最高的为每年 5 月和 9 月, 阳性率最高为 6 月, 与细菌性感染性腹泻发病季节基本吻合, 与其他监测结果基本一致^[10]。提示在感染性腹泻高发季节, 需要加强对重点人群感染性腹泻预防知识宣传, 教育民众养成良好的个人卫生习惯, 减少感染性腹泻病例的发生和传播。

综上所述, 腹泻症候群监测项目的开展, 有利于了解和掌握本地区腹泻症候群细菌性病原谱及流行特征, 为采取预防控制措施提供科学依据, 同时也对预防感染性腹泻有重要的公共卫生意义。

参考文献

- [1] 马翠翠, 马丽, 马楠. 平罗县腹泻症候群监测结果分析[J]. 现代预防医学, 2014, 41(9): 1676-1677.
- [2] 翁勇, 杜建伟, 苏新元, 等. 2010~2011 年海南省腹泻症候群细菌性病原谱及流行特征分析 [J]. 中国病原生物学杂志, 2013, 8(8): 724-726.
- [3] 茅俭英, 向伦辉, 沈隽卿, 等. 2014 年上海市宝山区腹泻病监测结果分析[J]. 实用预防医学, 2016, 23(2): 215-218.
- [4] 张华一, 马永成, 王学文, 等. 青海省 2010-2011 年腹泻症候群监测结果分析[J]. 医学动物防制, 2013, 29(4): 358-360.
- [5] 李兴斌, 宣昊, 张宏山, 等. 甘肃省武威市腹泻症候群病例监测分析[J]. 疾病预防控制通报, 2015, 30(4): 59-61.
- [6] 张颖华, 王小光. 2006-2008 年上海市闵行区腹泻病病原菌的流行特征[J]. 疾病监测, 2009, 24(12): 922.
- [7] 沈亦平, 许云霞. 一起学校诺如病毒感染性腹泻暴发的流行病学调查[J]. 江苏预防医学, 2013, 24(4): 48-49.
- [8] 武志胜, 洪镭, 马涛, 等. 一起感染性腹泻的流行病学调查与处置 [J]. 江苏预防医学, 2014, 25(5): 62-63.
- [9] 唐建梅, 黄友. 一起病毒感染性腹泻疫情的调查处理[J]. 江苏预防医学, 2008, 19(1): 30-31.
- [10] 张振, 李媛, 路滢, 等. 2010-2015 年广东省深圳市其他感染性腹泻监测分析[J]. 疾病监测, 2017, 32(10/11): 836-841.

涟水县 2004—2016 年病毒性肝炎流行趋势

张高芹, 薛士银

涟水县疾病预防控制中心, 江苏 淮安 223400

摘要:目的 了解涟水县病毒性肝炎的流行病学特征与趋势。方法 采用描述性流行病学方法,对病毒性肝炎疫情资料进行分析。结果 2004—2016 年涟水县共报告病毒性肝炎 4 145 例,死亡 17 例,年均发病率为 29.55/10 万,死亡率为 0.12/10 万;每月均有病例报告,3 月份报告数相对较多,有一定的季节性;病例分布于全县各乡镇,男女比为 2.81:1;年龄主要在 15~74 岁,职业主要为农民、学生。结论 涟水县病毒性肝炎发病稳中有降,乙肝所占比重仍然较大。在巩固甲肝、乙肝和戊肝有疫苗可控疾病的同时,要加强丙肝防控工作,加大对未定型肝炎的分型诊断力度。

关键词:病毒性肝炎;流行病学特征;防控措施

中图分类号:R512.6

文献标识码:B

文章编号:1006-9070(2018)04-0411-02

病毒性肝炎为法定传染病。为探讨涟水县病毒性肝炎近年来发病特点及流行趋势,更好地制定有针对性的控制措施,现对该县实施网络直报后(2004—2016 年)病毒性肝炎的流行病学特征进行分析。

1 材料与方法

1.1 资料来源 病毒性肝炎发病资料,2004 年前来源于涟水县疾病预防控制中心疫情年报,2004 年及以后资料来源于中国疾病预防控制中心信息系统,人口资料由涟水县统计局获得。

1.2 统计分析 利用 Excel 2007 整理录入数据,采用描述性流行病学方法对疫情资料进行统计分析。

2 结果

2.1 历史概况 1960—2016 年共报告病毒性肝炎 32 178 例,平均发病率为 63.40/10 万,死亡 28 人,平均死亡率为 0.06/10 万,病死率为 0.09%。发病率最高年份为 1980 年,为 761.04/10 万;死亡率最高是 1995 年,为 0.40/10 万;病死率最高为 2008 年,达 1.11%。疫情呈周期性流行态势,从 1996 年开始,发病率降到并维持在 60/10 万以下,达到江苏省防控目标。见图 1。

2.2 近 13 年流行趋势 2004—2016 年共报告病毒性肝炎 4 145 例,死亡 17 例,年均发病率为 29.55/10 万,死亡率为 0.12/10 万。发病数最多为 2007 年,发病率为 39.60/10 万;发病数最少为 2012 年,发病率为 23.81/10 万。疫情较为平稳,年发病率波动较小,从 2007 年开始疫情有较大幅度下降,此后呈逐年稳步下

降趋势。见表 1。

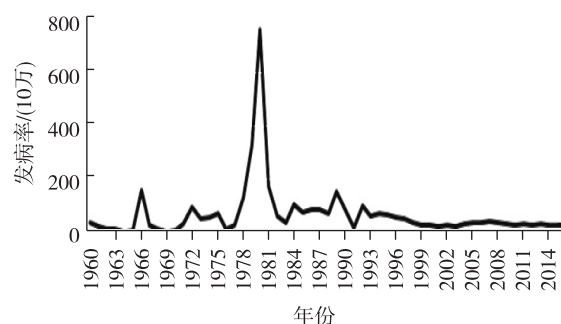


图 1 涟水县 1960—2016 年病毒性肝炎发病情况

表 1 涟水县 2004—2016 年病毒性肝炎发病死亡情况

年份	人口数 (万)	发病 数	发病率 (/10 万)	病死 数	死亡率 (/10 万)	病死率 (%)
2004	103.69	331	31.92	0	0.00	0.00
2005	103.39	342	33.08	3	0.29	0.88
2006	103.86	351	33.80	1	0.10	0.28
2007	105.31	417	39.60	1	0.09	0.24
2008	106.77	361	33.81	4	0.37	1.11
2009	107.99	303	28.06	0	0.00	0.00
2010	109.21	272	24.91	3	0.27	1.10
2011	109.75	303	27.61	2	0.18	0.66
2012	109.61	261	23.81	1	0.09	0.38
2013	109.90	350	31.85	1	0.09	0.29
2014	110.18	293	26.59	1	0.09	0.34
2015	111.82	284	25.40	0	0.00	0.00
2016	111.08	277	24.94	0	0.00	0.00
合计	1 402.56	4 145	29.55	17	0.12	0.41

DOI:10.13668/j.issn.1006-9070.2018.04.015

作者简介:张高芹(1971—),女,江苏涟水人,副主任医师,主要从事免疫规划和传染病管理工作。

通讯作者:薛士银,主任医师,E-mail:xueshiyin1968@126.com

2.3 流行病学特征 每月均有报告,3 月份报告数相对较高,有一定的季节性;病例分布于全县 33 个乡镇(办事处、园区),病例数多的涟城 644 例(占 15.54%)、高沟 279 例(占 6.73%);病例中男性 3 056 例,女性 1 089 例,男女比为 2.81:1;年龄主要在 15~74 岁,共 3 992 例(占 96.31%);职业主要为农民 3 114 例(占 75.13%)、学生 238 例(占 5.74%)。

2.4 分型情况

2.4.1 甲肝:共 337 例(占 8.13%),男女比为 2.74:1;每月均有报告,其中 3—5 月较多,有一定的季节性;病例分布于全县各乡镇,发病数最多的涟城和高沟,均为 26 例(各占 7.72%);15~74 岁有 306 例(占 90.80%);职业主要为农民 280 例(占 83.09%)、工人 14 例(占 4.15%)。

2.4.2 乙肝:病例数最多,2 645 例(占 63.81%),男女比为 3.09:1;每月均有报告,无季节性分布;病例分布于全县各乡镇,发病数最多的涟城 386 例(占 14.59%)、高沟 164 例(占 6.20%);15~64 岁有 2 484 例(占 93.91%);职业主要为农民 1 935 例(占 73.16%)、学生 187 例(占 7.07%)。

2.4.3 丙肝:262 例(占 6.32%),男女比为 1.15:1;每月均有报告,无季节性;病例分布于全县各乡镇,发病数最多的涟城 60 例(占 22.90%)、高沟 38 例(占 14.50%);35~69 岁有 216 例(占 82.44%);职业主要为农民 194 例(占 74.05%),其次是家政、家务及待业 21 例(占 8.02%)。

2.4.4 戊肝:329 例(占 7.94%),男女比为 4.48:1;每月均有报告,其中 1—4 月份发病较多,有不典型的春季发病高峰;病例分布于全县各乡镇,发病数最多的涟城 52 例(占 15.81%)、高沟 20 例(占 6.08%);30~79 岁有 302 例(占 91.79%);职业主要为农民 285 例(占 86.63%),其次是离退休人员 11 例(占 3.34%)。

2.4.5 肝炎(未分型):572 例(占 13.80%),男女比为 2.35:1;每月均有报告,无季节性;病例分布于全县各乡镇,发病数最多的涟城 120 例(占 20.98%)、高沟 31 例(占 5.42%);15~74 岁有 537 例(占 93.88%);职业主要为农民 420 例(占 73.43%),其次是学生 34 例(占 5.94%)。

3 讨论

分析表明,涟水县病毒性肝炎疫情与全国相似,发病率一直居传染病发病的前列,仍是该县影响居民身体健康的主要传染病,分型与朱荣^[1]报告的肝炎发

病率“乙肝>戊肝>丙肝>甲肝”一致。

我国 2003 年开始对新生儿免费接种乙肝疫苗,2008 年开始甲型肝炎疫苗纳入计划免疫接种,2009—2011 年实施了 7~15 岁人群补种乙肝疫苗策略,但全国各地病毒性肝炎报告发病数仍位居传染病报告发病数前列。从各型肝炎发病情况看,肝炎疫情总体趋势受乙肝影响,两者趋势图极为相似。甲肝发病逐年下降,所占比重日渐缩小,已低于戊肝,这与生活水平提高,卫生条件改善,多年的“春季压高峰”普种甲肝疫苗有关。乙肝构成比仍不断上升,应重点加强防控工作:新生儿乙肝疫苗接种在控制低年龄组乙型肝炎流行方面起了很大作用^[2-3],虽然治疗性疫苗研究进展有了巨大进展^[4],但尽早、及时、全程接种乙肝疫苗仍然是最为经济、有效的防控措施^[5],同时应重视和加大对成人的免疫接种工作,进一步加强医疗器械消毒工作,严把血液及血制品质量关,减少医源性感染。丙型肝炎占一定比重,从 2004 年开始发病逐年上升,2016 年丙肝比重已超过甲肝。丙型肝炎极易转为慢性和导致肝脏纤维化、肝硬化甚至肝细胞癌,对患者健康危害很大,已经成为重要的公共卫生问题。虽然戊肝疫苗已研制成功,但因接种人群是 16 周岁以上,且属二类疫苗,价格比较昂贵,推广较困难。目前,切断传播途径为主,管理好传染源,加大戊肝疫苗宣传力度仍是戊肝防制的主要手段。未分型肝炎仍占一定权重,随着医疗条件的改善,未分型肝炎应该维持在很低的水平,但近几年仍在上升,可能是肝炎管理水平在下降,或其他型别肝炎发病率在上升,这需积极研究^[6]。

丙肝和戊肝占比在逐年上升,肝炎(未分型)发病也在下降,但近年有反弹上升苗头,提示病毒性肝炎的防治仍将是一项长期任务,还会面临新的挑战。

参考文献

- [1] 朱荣. 江苏省 2010 年与 2011 年病毒性肝炎疫情对比分析[J]. 江苏预防医学, 2012, 23(3): 38-40.
- [2] 张翔, 移钱华, 罗锋. 2008 年泰州市散发性戊型肝炎流行特征分析[J]. 江苏预防医学, 2010, 21(1): 26-28.
- [3] 陆全银. 乙型肝炎免疫球蛋白联合乙型肝炎疫苗阻断 HBV 母婴传播的效果分析[J]. 临床肝胆病杂志, 2015, 31(8): 1321-1322.
- [4] 杨富强, 饶桂荣. 乙型肝炎治疗性疫苗研究进展[J]. 传染病信息, 2015, 28(2): 65-69.
- [5] 周聆, 崔富强, 汤奋扬. 中国新生儿乙型肝炎疫苗首针接种现状、影响因素及对策[J]. 中华预防医学杂志, 2014, 48(6): 437-440.
- [6] 余晓霞, 何俊孝. 宁夏固原市原州区 2000-2007 年乙型肝炎流行病学特征分析[J]. 现代预防医学, 2009, 36(16): 3133-3135.

收稿日期: 2017-10-28 编辑: 周聆

宿迁市 2009—2015 年麻疹流行病学特征分析

周芬丽, 窦彦蓉, 陆利琴

宿迁市疾病预防控制中心, 江苏 宿迁 223800

摘要:目的 分析宿迁市 2009—2015 年麻疹流行病学特征。方法 通过麻疹专病系统, 收集宿迁市 2009—2015 年麻疹确诊病例, 对病例特征进行分析。结果 宿迁市 2009—2015 年麻疹确诊病例 1 609 例, 无死亡病例, 年均发病率为 3.98/10 万; 发病时间集中在 2—5 月, 占总发病数的 76.94%; 麻疹发病年龄主要集中在 ≤6 岁和 ≥15 岁年龄组, 其中 <8 月龄婴幼儿病例数明显高于其他年龄组, 占全部病例数的 24.3%; 无免疫史(不含 <8 月龄人群)、免疫史不全及不详病例共 1 004 例, 占 62.4%。结论 宿迁市麻疹疫情主要与免疫史缺失或不全、成人麻疹抗体水平下降有关, 应加强疫苗的接种工作, 同时做好流动人口人群的查漏补种和成人的强化免疫工作。

关键词:麻疹; 发病率; 流行病学特征

中图分类号: R511.1

文献标识码: B

文章编号: 1006-9070(2018)04-0413-02

麻疹是由麻疹病毒引起的一种严重危害人群尤其是儿童健康的急性呼吸道传染病, 传染性强, 临床症状多样, 如不及时治疗会引发脑膜炎等并发症, 影响患者的身体健康和生命质量^[1]。麻疹疫苗广泛使用后, 麻疹发病数显著减少, 但该病流行具有周期性, 易感人群长期积累易导致暴发疫情的发生^[2], 且随着人口流动越来越频繁, 麻疹的发病率有上升趋势。为掌握宿迁市麻疹流行病学特征, 制定麻疹防控措施, 现对该市 2009—2015 年麻疹疫情数据进行分析。

1 资料与方法

1.1 资料 通过查询中国疾病预防控制中心信息系统中的麻疹监测信息报告管理系统, 纳入 2009—2015 年宿迁市报告的所有麻疹确诊病例, 包括实验室确诊病例和临床诊断病例, 收集病例的人口学资料、发病情况、免疫史和实验室检测结果等流行病学资料。人口统计信息参考宿迁市统计局年鉴。

1.2 方法 病例定义和分类依据 2013 年版《全国麻疹监测方案》标准进行。患者回忆曾接种过麻疹类疫苗或儿童预防接种证、江苏省预防接种个案信息管理系统有接种记录均算作有免疫史。使用 Excel 软件整理资料, 采用 SPSS 19.0 软件进行统计分析。

2 结果

2.1 疫情概况 2009—2015 年宿迁市共报告 1 609 例麻疹, 无死亡病例, 其中实验室确诊病例 1 579 例

(98.14%), 临床诊断病例 30 例(1.86%)。各年病例数分别为 139、37、70、6、137、130、1 090 例, 各年报告发病率分别为 2.57/10 万、0.68/10 万、1.26/10 万、0.11/10 万、2.39/10 万、2.24/10 万、18.59/10 万, 年均报告发病率 3.98/10 万, 其中 2015 年报告发病率最高, 差异有统计学意义($\chi^2 = 3\ 622.28, P < 0.01$), 见图 1。

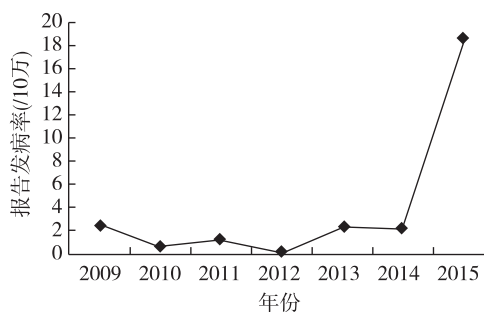


图 1 宿迁市 2009—2015 年麻疹报告发病情况

2.2 时间分布 各月份均有病例报告, 具有明显的季节性, 病例数在 2 月份快速增加, 3 月份达高峰, 然后逐渐下降。以 2—5 月报告病例数最多, 共 1 238 例, 占 76.94%。见图 2。

2.3 性别及年龄分布 报告病例中男性 920 例(57.18%), 女性 689 例(42.82%), 男女比为 1.34:1。发病年龄 0~77 岁, 主要集中在 0~6 岁儿童, 共报告 1 087 例(占 67.56%)。<8 月龄 391 例(占 24.3%), 8~11 月龄 323 例(占 20.08%), 1~6 岁 373 例(占

23.18%), 7~14 岁 70 例(占 4.35%), >15 岁 452 例(占 28.09%)。

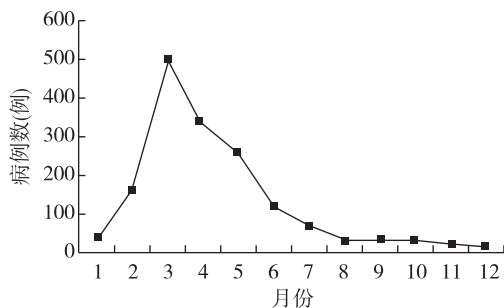


图 2 宿迁市 2009—2015 年麻疹病例报告时间分布

2.4 职业分布 职业以散居儿童为主,共 1 053 例(占 65.44%);其次是民工、工人和农民 315 例(占 19.58%);幼托儿童和学生 148 例(占 9.20%);餐饮业、家政和商业服务 43 例(占 2.67%);干部、教师和医务人员 20 例(占 1.24%);其他 30 例(占 1.86%)。

2.5 免疫史 有免疫史的 456 例,其中接种 1 剂次的 242 例(占 15.04%);接种 ≥ 2 剂次的 214 例(占 13.3%);无免疫史 775 例(占 48.17%);免疫史不详 378 例(占 23.49%)。775 例无免疫史病例中, < 8 月龄 388 例(占 50.06%)。1 218 例 > 8 月龄的病例中有免疫史 454 例(占 37.27%)。见表 2。

表 2 宿迁市 2009—2015 年麻疹病例免疫史[n(%)]

免疫史	<8 月龄	8~11 月龄	1~6 岁	7~14 岁	15~岁	合计
0 剂次	388(24.11)	233(14.48)	90(5.60)	4(0.25)	60(3.73)	775(48.17)
1 剂次	2(0.12)	86(5.34)	123(7.65)	16(1.00)	15(0.93)	242(15.04)
≥2 剂次	0(0.00)	1(0.06)	155(9.63)	41(2.55)	17(1.06)	214(13.30)
不详	1(0.06)	3(0.19)	5(0.31)	9(0.56)	360(22.37)	378(23.49)

3 讨论

宿迁市 2009—2015 年共报告麻疹 1 609 例, 2009—2014 年发病率较低,在 0.11/10 万~2.57/10 万之间,而 2015 年高达 18.59/10 万,与江苏省疫情变化一致^[3],这可能与麻疹流行周期性(每隔 4~5 年流行一次)有关^[4],也可能是由于人口流动增加、麻疹病毒分类株和疫苗株间存在差异等造成易感人群积累,从而导致的疫情反复^[5]。

病例主要集中在 < 6 岁儿童和 15 岁人群,其中 < 8 月龄婴儿病例明显多于其他年龄组,与我国其他地区相似^[6-7]。有研究显示,育龄妇女麻疹抗体血清几何平均滴度偏低,且随年龄增长呈下降趋势^[8]。另外也有可能与人工喂养及我国目前执行的 8 月龄接种麻疹疫苗的免疫程序有关。 > 15 岁人群发病

率高的原因可能是该年龄段人群出生年代的疫苗接种率不高,存在免疫空白区,且抗体水平也随年龄逐渐降低^[9],易成为易感人群;另外成年人社会活动频繁,流动性大,在自身免疫力下降的情况下也容易感染麻疹病毒。

发病呈现明显的季节性,主要集中在 2—5 月,与江苏省及省内其他市的报道一致^[10-12],符合呼吸道传染病冬春季高发的特点。散居儿童是最主要受累人群,占全部病例的 65.44%,与其他研究结果一致^[6,10],其次为民工、工人和农民,提示这几类人群是麻疹防治工作中需考虑的重点人群。免疫史分析显示,1 609 例病例中无免疫史(不含 < 8 月龄人群)、免疫史不全及不详占 62.4%。提示宿迁市还存在较大的免疫空白,麻疹疫苗的补种工作还需要继续加强。建议:加强麻疹疫苗的常规免疫,确保麻疹疫苗接种及时率和全程接种率;定期开展强化免疫,扩大强化免疫范围,提高成人尤其是育龄妇女的麻疹抗体水平,形成有效的免疫屏障^[10,13];加强流动人口管理,做好对入学、入托学生的查漏补种工作。

参考文献

- [1] 孙冬,张梅光,孙龙,等.儿童麻疹和成人麻疹流行病学特点比较[J].江苏预防医学,2017,28(2):181-182.
- [2] 张括生,尚莉丽.建国 60 年来麻疹流行病学特点及其防治措施[J].中医药临床杂志,2011,23(9):759-762.
- [3] 许燕,刘元宝,孙翔,等.江苏省 2010-2016 年麻疹流行病学特征分析[J].江苏预防医学,2017,28(6):662-664.
- [4] 王泽平,赵锋辉,张森乔,等.1993-2010 年张掖市甘州区麻疹流行特征分析及防控措施[J].中国预防医学杂志,2012,13(5):350-352.
- [5] 马瑞,边国林,周绍英,等.麻疹流行危险因素的病例对照研究[J].浙江预防医学,2013,25(11):12-15.
- [6] 罗美玲,林希建,刘浩,等.长沙市 2013 年麻疹流行病学特征分析[J].公共卫生与预防医学,2014,25(4):90-92.
- [7] 马茂,刘卫民,林喜乐.深圳市罗湖区 2009-2014 年麻疹流行病学特征及防控措施分析[J].中国初级卫生保健,2016,30(1):45-46,49.
- [8] 廖征,文海容,彭时辉,等.育龄妇女麻疹抗体水平及免疫效果分析[J].中国妇幼保健,2012,27(20):3092-3095.
- [9] 徐凌,罗同勇.麻疹疫苗强化免疫前后麻疹住院患者流行病学特征分析[J].公共卫生与预防医学,2011,22(5):78-79.
- [10] 张奎,刘胜,李电华.邳州市 2006-2010 年麻疹流行病学特征及防控措施探讨[J].江苏卫生保健,2013,15(4):2-3.
- [11] 朱轶姮,施素洁.苏州市 2008 年麻疹疫情分析[J].江苏预防医学,2010,21(1):25-26.
- [12] 陈晓峰.2005-2015 年无锡新区麻疹流行病学特征分析[J].江苏预防医学,2017,28(5):563-564.
- [13] 王泽平,赵锋辉,张森乔,等.1993-2010 年张掖市甘州区麻疹流行病学特征分析及防控措施[J].中国预防医学杂志,2012,13(5):350-352.

• 疾病防治 •

2016 年抚州市手足口病病原学监测及流行病学特征

严秀英, 唐荣

抚州市疾病预防控制中心, 江西 抚州 344000

摘要:目的 了解抚州市手足口病病原学分布和流行病学特征,为制定防控措施提供依据。方法 对 2016 年抚州市 11 个县(区)送检的手足口病临床诊断病例咽拭子、疱疹液和粪便标本进行肠道病毒核酸检测,并进行流行病学分析。结果 778 例手足口病样本中检出核酸阳性 448 例,阳性率为 57.58%,其中未分型肠道病毒、CoxA16 型和 EV71 型分别占 61.61%、19.86%和 18.53%;发病有明显的季节性,主要集中在 5—8 月;阳性病例以 <3 岁儿童为主,占 81.47%;资溪、南丰和乐安县阳性率位居前三,分别为 79.59%(39/49)、72.29%(60/83)和 71.58%(68/95)。结论 2016 年抚州市手足口病病原以未分型肠道病毒为主,<3 岁儿童是高危人群,应加强该人群和高发县区的防控工作。

关键词:手足口病;核酸检测;肠道病毒;分布特征

中图分类号:R512.5

文献标识码:B

文章编号:1006-9070(2018)04-0415-02

手足口病(HFMD)是由多种肠道病毒引起的常见儿童传染病,CoxA16 及 EV71 型肠道病毒为引起手足口病较常见的病原体^[1]。近年来,由其他肠道病毒感染所引起的 HFMD 也逐渐被认识^[2-3]。手足口病已引起多次暴发和流行,并且出现重症和死亡病例,我国于 2008 年 5 月将手足口病纳入丙类法定传染病。为了解抚州市手足口病病原体的分布和流行特征,现就 2016 年监测结果进行分析。

1 材料与方法

1.1 样本来源 选取 2016 年抚州市 11 个县(区)送检的临床诊断为手足口病病例咽拭子、疱疹液和粪便样本 778 份,病例诊断和病原监测按照卫生部 2010 年《手足口病预防控制指南》。

1.2 检测方法

1.2.1 核酸提取:采用 Promega 核酸自动抽提仪及配套试剂盒(Maxwell 16 病毒核酸纯化试剂盒),按照实验操作规程及试剂说明书进行病毒核酸提取。

1.2.2 荧光 RT-PCR:采用实时荧光定量 PCR(real-time PCR)法对送检的样本进行手足口病病毒核酸检测。肠道病毒通用型(PE)、肠道病毒 EV71 型(EV71)和柯萨奇病毒 A16 型(CoxA16)核酸检测试剂盒由江苏硕世生物科技有限公司提供,Bio-Rad CFX-96 荧光定量 PCR 扩增仪为实验仪器。EV71 和 CoxA16 为阴性而 PE 检测为阳性的样本判断为未分型肠道病毒阳性。

1.3 统计分析 采用 Excel 2007 和 SPSS 16.0 软件

进行统计分析,以 $P < 0.05$ 为差异有统计学意义。

2 结果

2.1 概况 778 例送检样本,咽拭子 709 份(占 91.13%),疱疹液 67 份(占 8.61%),粪便 2 份(占 0.26%)。检出核酸阳性 448 例,阳性率为 57.58%;咽拭子检出阳性 436 例,疱疹液检出阳性 12 例,分别占 97.32%和 2.68%;粪便中未检出手足口病毒。轻症病例 776 例(占 99.74%),重症 2 例(占 0.26%,均为 <3 岁女童)。

2.2 病原构成 448 份阳性样本中检出 EV71 型、CoxA16 型和未分型肠道病毒各 83、89、276 例,分别占 18.53%、19.86%、61.61%。612 例 <3 岁儿童中检出 EV71 型 61 例,占 73.49%(61/83),CoxA16 型 64 例,占 71.91%(64/89),未分型肠道病毒 240 例,占 86.96%(240/276)。2 例重症病例样本均检出未分型肠道病毒。

2.3 阳性样本流行病学特征

2.3.1 性别分布:男性 294 例,女性 154 例,男女比为 1.91:1;男性阳性率为 59.04%(294/498),女性为 55%(154/280),不同性别阳性率差异无统计学意义($\chi^2 = 1.195, P > 0.05$)。

2.3.2 年龄分布:年龄最大为 11 岁,最小为 5 天;<3 岁 365 例(占 81.47%),阳性率为 59.64%(365/612),≥3 岁 83 例(占 18.53%),阳性率为 50.00%(83/166);不同年龄组阳性率差异有统计学意义($\chi^2 = 4.969, P < 0.05$)。

2.3.3 时间分布:每月均有阳性样本检出,主要集中在 5—8 月,共 280 例(占 62.50%),低谷为 1—2 月,仅为 2 例(占 0.45%)。EV71 和 CoxA16 型肠道病毒阳性病例主要分布在 3—8 月,共 168 例(占 97.67%);未分型肠道病毒分布于全年每月,5—11 月共 253 例(占 91.67%)。见图 1。

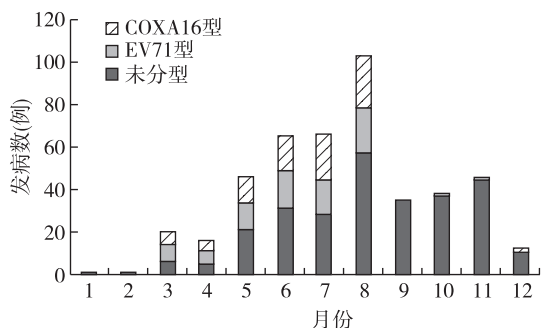


图 1 2016 年抚州市手足口病病原月分布

2.3.4 地区分布:11 个县(区)均检出阳性样本,各地病例分布不均衡。位居前 6 的资溪、南丰、乐安、崇仁、金溪和黎川,阳性率分别为 79.59%(39/49)、72.29%(60/83)、71.58%(68/95)、67.47%(56/83)、65.28%(47/72)和 63.29%(50/79),占抚州市 2016 年阳性样本数的 71.43%(320/448)。其余县区的阳性率为 14.06%~58.27%,广昌和宜黄的阳性率较低,分别为 14.06%(9/64)和 19.35%(6/31)。

3 讨论

文献^[4-6]报道,近年来在 Cox A16 和 EV71 型肠道病毒流行减弱的情况下,未分型肠道病毒阳性率呈不断增长趋势,自从 2013 年起,各地出现了肠道病毒 CoxA6 型^[7-8]。未分型肠道病毒中主要以 CoxA6 型居多,也存在 CoxA10 型。2016 年抚州市未分型肠道病毒成为优势病毒株,与本地前 2 年的报道^[9-10]一致。由于手足口病肠道病毒各亚型间不存在交叉免疫,说明抚州市近几年 EV71 型、CoxA16 型肠道病毒流行^[2],及开展手足口病疫苗接种,在幼儿群体中可能形成了 EV71 和 CoxA16 的免疫屏障,而对其他肠道病毒感染仍易感^[11]。男性病例明显多于女性,<3 岁儿童高发,与相关报道^[12-15]一致。低年龄组儿童阳性率高,可能与其免疫力水平低,对 HFMD 病毒普遍易感及托幼机构交叉感染等因素有关,而一般成年人可通过隐性感染获得免疫力^[9,16]。病例主要集中在 5—8 月,具有明显的夏秋季高发特点,8 月病例数达全年最高水平。不同月份病原构成不同,未分型肠道病毒全年每月都存在,EV71 和 CoxA16 型主要集中在 3—8 月。本市属于亚热带季风气候,高温多雨,5—8 月份气温逐渐升高,发病数增多,病原阳性数也随之增多且型别多样复杂。

地区分布显示,2016 年资溪、南丰、乐安、崇仁、金溪和黎川 6 个县区的标本阳性率较高,可能与不同县区病毒株流行周期、气象学差异、经济条件和人群防病意识等有关。本资料仅为实验室病原监测,未收集当年各地的病例数,无法判断各地的标本阳性率与发病率的一致性。

因此,在重点关注<3 岁婴幼儿的同时,应加强托幼机构的监测管理和加大对看护人员防病知识的宣教力度,以减少重点人群暴露和感染的机会,同时建议推广适龄儿童接种手足口病疫苗,降低发病率^[17],减少重症及死亡病例的发生。加强手足口病的病原监测,加大未分型肠道病毒的检测,密切注意流行季节的病原分布,针对重点县区和高危人群制订防控措施。

参考文献

- [1] 姚相杰,何雅青,蔡春林,等.2011 年深圳市疑似重症手足口病的病原学检测及流行特征分析[J].中国卫生检验杂志,2014,24(4):566-568.
- [2] 廖琳虹,杨萍,廖亦红,等.2012-2014 年龙岩市手足口病病原学监测结果分析[J].中国病原生物学杂志,2015,10(6):536-538.
- [3] 崔玉娟,苏东霞,赵辉,等.2014-2016 年北京市延庆区手足口病病原学监测[J].预防医学论坛,2017,23(9):714-716.
- [4] 杨兴林,李丽,熊金凤,等.2011 年贵阳地区手足口病病原学检测结果分析[J].实用医学杂志,2012,28(12):2080-2082.
- [5] 李博,张东晓,刘楚云.2012-2013 年深圳市南山区手足口病原学及初发临床症状分析[J].河南预防医学杂志,2014,25(4):249-251,257.
- [6] 袁海艳,辛攀.重庆市北碚区 2013 年手足口病流行特征及病原学监测分析[J].医学动物防制,2015,31(1):39-41.
- [7] 田树萍,何茵,王文静,等.2011-2013 年手足口病病原谱及临床特征分析[J].北京医学,2014,36(6):447-449.
- [8] 贺天锋,钱旭君,谢蕾,等.浙江省宁波市 2008-2013 年手足口病重症病例流行病学及病原学特征[J].上海预防医学,2015,27(1):4-6.
- [9] 唐荣,王晓敏,郑享梅.抚州市 2014 年手足口病病原学监测结果分析[J].江苏预防医学,2016,27(2):208-209.
- [10] 何军,唐荣.抚州市 2010-2014 年手足口病病原学监测结果[J].江苏预防医学,2016,27(3):329-330.
- [11] 刘媛.徐州市 2011-2015 年手足口病流行病学特征[J].江苏预防医学,2017,28(1):82-83.
- [12] 蔡蓉,苏琦,高强.2010-2014 年淮安市手足口病流行特征及病原学监测分析[J].现代预防医学,2016,43(1):18-20,123.
- [13] 张玲,王玲,王涛,等.2007-2015 年淄博市手足口病流行趋势及病原学特征分析[J].中国病原生物学杂志,2017,12(4):359-362.
- [14] 罗柏生,张莉.2009—2012 年重庆市北碚区手足口病流行病学分析[J].华南预防医学,2014,40(1):51-53.
- [15] 张春道,营亮.连云港市 2010-2011 年手足口病聚集性疫情流行特征分析[J].江苏预防医学,2013,24(1):23-25.
- [16] 刘义华.手足口病病原免疫及其临床发病机制研究[D].济南:山东大学,2011.
- [17] 王克强,朱小康,王建辉,等.2011-2015 年抚州市手足口病流行病学特征分析[J].江西医药,2017,52(6):532-535.

一起学校肺结核聚集性疫情的调查与分析

李金方¹, 黄敏², 张晖³, 归国平¹, 郭锋¹, 蒋骏⁴, 张晓龙⁴, 李云⁴

1. 苏州高新区疾病预防控制中心, 江苏 苏州 215011; 2. 苏州经贸职业技术学院;
3. 苏州工艺美术职业技术学院; 4. 苏州市疾病预防控制中心

摘要:目的 对苏州市某高校一起肺结核病疫情进行分析,为今后类似疫情处置提供参考。方法 按《江苏省结核病疫情处置工作规范》,对病例进行流行病学调查,对病例接触者进行 X 线胸片、结核菌素(PPD)皮肤试验、痰检及预防性服药。**结果** 2017 年 10—12 月,该校共发生有流行病学关联的肺结核病例 17 例,发病率为 688.82/10 万。病例均为男生,年龄 19~22 岁,涂阳 1 例,涂阴 16 例,分布在 7 个班级 14 个宿舍。首次 PPD 强阳性率、复查 PPD 反应级别增强比例密切接触者均高于一般接触者,差异均有统计学意义(P 值均 <0.05)。近期复查 PPD 反应级别增强者发病率为 4.90%,首次 PPD 强阳性者发病率为 3.66%,PPD 非强阳且复查反应级别未增强者发病率为 1.71%,差异有统计学意义($P=0.038$)。应预防性服药 115 人,实际服药 41 人,服药率为 35.65%。采取消毒通风、疫情监测及健康教育等综合干预措施后,截至本学期结束未有后续病例出现。**结论** PPD 试验结果与和患者接触程度及后续是否发病有一定关系。建议尽早对单纯 PPD 强阳性者及复查 PPD 反应级别增强者进行预防性服药,加强学校肺结核健康教育及疫情处置长效机制。

关键词:肺结核;聚集性疫情;密切接触者;学校;流行病学

中图分类号:R521

文献标识码:B

文章编号:1006-9070(2018)04-0417-02

目前我国结核病疫情仍十分严重,结核病患者数量位居全球第 3 位^[1]。学校是人群密集场所,更容易发生肺结核聚集性疫情^[2]。2017 年苏州市登记的肺结核患者中学生患者占 3%,尽管学校结核病疫情总体呈下降趋势,但聚集性学校结核病疫情仍时有发生,且多发生在寄宿制学校。学校一旦发生结核病疫情,及时进行流行病学调查,采取积极的防治措施显得尤为重要^[3]。2017 年 10 月苏州市某高校二级学院发生一起结核病疫情,现将流行病学调查及处置结果报告如下。

1 材料与方法

1.1 调查对象 以该校 2017 年下学期所有出现确诊肺结核病例的同班级、同宿舍学生及任课老师为调查对象;当班级筛查出新发患者时,与该班级同楼层和宿舍同楼层的学生及任课老师也作为调查对象。

1.2 调查与处置 调查与处置按 2016 年下发的《江苏省结核病疫情处置工作规范》进行。对 17 例确诊肺结核患者采用统一的个案调查表进行调查,均进行休学隔离治疗,由其家庭所在地定点医院确定治疗方案,治疗后由结核病定点诊疗机构出具复学证明方可复学。对调查对象进行 X 线胸片、结核菌素(PPD)皮肤试验,有症状者进行痰检;对单纯 PPD 强阳性者或

者两次 PPD 检测有阴转阳、阳转强阳而排除结核者,签署知情同意书,进行预防性服药。

1.3 定义和标准 按国家肺结核诊断标准(WS288—2008)^[4]进行诊断。PPD 试验结果:平均硬结直径 <5 mm 为阴性,5~ <15 mm 为阳性, ≥ 15 mm 或有水泡坏死、淋巴管炎为强阳性。密切接触者均为所有出现过肺结核病例的班级、宿舍学生及授课老师,与患者同班级楼层或宿舍楼层学生及同楼层授课老师为一般接触者(扩大筛查对象)。

1.4 统计分析 采用 SPSS 18.0 进行统计分析,率和构成比等统计指标的比较使用 χ^2 检验,以 $P<0.05$ 为差异有统计学意义。

2 结果

2.1 疫情概况 该学院共有学生 2 468 人,其中男生 1 700 人,女生 768 人;教职工 94 人,其中男性 49 人,女性 45 人。自 2017 年 10 月起,该学期内共发生 17 例有流行病学关联的学生肺结核病例,达到 10 例时已进行突发公共卫生事件相关信息网络直报。疾控部门从该学期出现首例肺结核病例后介入指导、处置疫情,每例病例发生后 10 d 内完成接触者筛查。17 例病例发生于 2017 年 10—12 月,发病率为 688.82/

10 万。病例均为男生,年龄 19~22 岁,涂阳 1 例,涂阴 16 例,分布在 7 个班级 14 个宿舍。首发病例确诊于 2017 年 10 月 11 日,为涂阴肺结核,其所在班级共发生 11 例肺结核,其中 1 例涂阳,2017 年上学期 5 月 26 日该班级曾确诊 1 例涂阳肺结核患者,已休学。

2.2 PPD 筛查试验结果

2.2.1 首次 PPD 试验:密切接触者中,331 人进行首次 PPD 筛查试验,强阳性 54 人,强阳性率为 16.31%;一般接触者中,首次 PPD 筛查 378 人,强阳性 28 人,强阳性率为 7.41%;首次 PPD 强阳性率密切接触者高于一般接触者,差异有统计学意义($\chi^2 = 13.688, P = 0.000$)。

2.2.2 复查 PPD 试验:密切接触者复查 PPD 试验 114 人,PPD 反应级别增强 55 人,占 48.25%;一般接触者复查 PPD 试验 147 人,PPD 反应级别增强 47 人,占 31.97%;PPD 反应级别增强比例密切接触者高于一般接触者,差异有统计学意义($\chi^2 = 7.142, P = 0.008$)。

2.2.3 PPD 结果与接触者发病关系:近期复查 PPD 反应级别增强 102 人中出现结核病例 5 例,发病率为 4.90%;首次 PPD 强阳性者(未复查 PPD)82 人中出现 3 例,发病率为 3.66%;PPD 非强阳且复查反应级别未增强 525 人中出现 9 例,发病率为 1.71%。3 种 PPD 试验不同结果者中发生肺结核可能性有逐渐降低趋势,差异有统计学意义($\chi^2_{趋势} = 4.297, P = 0.038$)。

2.3 预防性服药情况 截至 2017 年 11 月 12 日,建议预防性服药 103 人,拒绝服药 91 人,愿意服药者 12 人,服药率仅为 11.65%。拒绝服药原因主要是担心药物可能出现副作用,并且觉得服药时间比较长。截至 2017 年 12 月 25 日,应预防性服药 115 人,实际服药 41 人,服药率为 35.65%。对接受预防性服药学生定期复查肝肾功能;对拒绝预防性服药学生进行宣教和定期随访检查。

2.4 相关处置措施 采取消毒通风、疫情监测及健康教育等综合干预措施。对病例所在班级、宿舍进行每日通风并采用含氯消毒剂进行消毒;学校每日做好因病缺课登记和追踪,开展疫情监测,一旦发现可疑症状及时就诊;对学生、教职工、家长进行结核病知识宣教,提高防病意识和能力。经一系列处置措施实施后,截至本学期结束未有后续病例出现。

3 讨论

肺结核是呼吸道传染病,接触越密切,离传染源距离越近,传播的可能性越大。本次调查结果也显示,不管是 PPD 试验强阳性率还是复查 PPD 反应级

别增强率,均与接触者与患者接触的密切程度有关。PPD 试验结果是反应结核病感染的一个指标,感染后初次筛查时免疫反应有的尚未出现,因此初筛 PPD 阴性和阳性接触者复查 PPD 时会继续出现强阳性和反应级别增强,说明再次筛查 PPD 试验非常必要。而本次结果也显示,PPD 试验结果与后续是否发病存在一定关系,近期复查 PPD 反应级别增强者发生结核病可能性最大,首次筛查 PPD 强阳性者次之。在确定这些人未患结核病后,应对其进行预防性服药,以达到阻止疫情进一步扩大的目的。这也是疫情处置过程中进行 PPD 试验的意义。但此次疫情发生后,应服药者因担心药物不良反应而大部分拒绝服药,这在一定程度上影响了疫情处置的效果。黄玉等^[5]研究证实,密切接触者病例未落实预防性服药措施是疫情发展促成因素之一。该疫情事件也提示,为了提高服药率和服药依从性,在开展预防性服药时要充分做好抗结核药物的宣传工作。

通过此次学校疫情处置,我们认识到学校结核病防治工作的重要性,早期发现和治疗传染源、控制传播是学校结核病防控工作重点。常军等^[6]研究显示,目前学生结核病知识知晓率普遍不高,但通过相关健康教育干预,结核病核心知识知晓率增长明显。学校是人群聚集的场所,每年新学期的新生传染病宣教非常必要。学校应建立结核病长效管理机制^[7],使学校结核病防治工作规范化,尽可能减少学校结核病疫情发生的危险。建议教育和卫生部门应加强对学校结核病防控工作规范的学习,建立以医院、学校、疾控中心三位一体的防控网络^[8],任何一方发现学校内结核病,相互通报疫情,履行各自职责,将疫情控制在最小范围内。

参考文献

- [1] World Health Organization. Global tuberculosis report 2016[R]. Geneva: World Health Organization, 2016.
- [2] 陈伟,陈秋兰,夏惜惜,等. 2008-2012 年全国学生结核病疫情特征分析[J]. 中国防痨杂志, 2013, 35(12): 949-954.
- [3] 孔雯,丁晓艳,陆伟,等. 江苏省某中学一起学校肺结核疫情的调查[J]. 江苏预防医学, 2014, 25(4): 54-55.
- [4] 中国结核病防治规划实施工作指南编委会. 中国结核病防治规划实施工作指南(2008 年) [M]. 北京: 中国协和医科大学出版社, 2009: 70.
- [5] 黄玉,钟节鸣,张钰,等. 浙江省一起校内肺结核聚集性疫情暴发原因及影响因素调查[J]. 中华流行病学杂志, 2015, 36(2): 172-175.
- [6] 常军,周余春,季明,等. 学校结核病健康教育效果评价[J]. 江苏预防医学, 2012, 23(2): 6-8.
- [7] 谭效忠,柴世琳. 山西省某高校 1 起肺结核聚集性疫情的分析[J]. 中国校医, 2017, 31(9): 658-660.
- [8] 傅国祥,邵艳侠,陈泓. 一起高校学生肺结核病暴发疫情流行病学调查[J]. 中国学校卫生, 2010, 31(2): 244-245.

收稿日期: 2018-03-10 编辑: 张嫒

鹤壁地区肺结核病归口管理调查研究

李国威

鹤壁煤业(集团)有限责任公司总医院,河南 鹤壁 458000

摘要:目的 了解鹤壁市肺结核病归口管理情况,探究归口管理成效。方法 对 2016 年鹤壁地区肺结核病归口管理资料及 2012—2016 年鹤壁地区结核病到位率、截留率及转诊率变化情况进行分析。结果 2016 年鹤壁地区共报告肺结核病例 1 560 例,归口转诊率为 72.56%、菌阳检出率为 27.31%、登记报告率为 98.40%、查痰率为 85.96%。市辖区和县区的归口转诊率、菌阳检出率、登记报告率差异均有统计学意义(P 值均 <0.05),查痰率差异无统计学意义($P>0.05$)。归口转诊率、菌阳检出率、查痰率乡镇医院低于县级以上医院($P<0.05$);归口转诊率、菌阳检出率、查痰率外来人口均低于本地居民(P 值均 <0.05);2012—2016 年结核病转诊率由 2012 年的 95.14% 上升至 2016 年的 98.85%,呈逐年上升趋势($P<0.05$),到位率由 2012 年的 53.17% 上升至 2016 年 71.79%,呈逐年上升趋势($P<0.05$),截留率呈下降趋势($P<0.05$)。结论 2016 年鹤壁地区肺结核归口转诊率、菌阳检出率较高,归口管理已初见成效。

关键词:肺结核;归口管理;归口转诊率;登记报告率;查痰率

中图分类号:R521 **文献标识码:**B **文章编号:**1006-9070(2018)04-0419-02

我国肺结核管理现状不容乐观,2010 年全国调查结果表明,在所有肺结核可疑症状者中,医疗单位的首次接诊人数占 91.20%,到结防机构直接就诊患者仅占 31.30%。如何有效提升肺结核病发现率及治愈率是当前我国结核病控制策略的两个主要目标,而优化结核病患者归口管理是结核病发现及规范治疗的关键因素,对结防机构规范病人治疗以及病人登记管理非常重要^[1]。鹤壁地区卫生局以《中华人民共和国传染病防治法》及《结核病防治管理办法》为标准,结合本地区实际情况,逐步探索出了一套比较完善的结核病归口管理办法。现对 2016 年鹤壁地区肺结核病归口管理情况进行报告,并对 2012—2016 年本区结核病到位率、截留率及转诊率进行分析,探究肺结核病归口管理成效。

1 资料与方法

1.1 一般资料 资料来源于鹤壁市疾病预防控制中心 2016 年结核病归口管理检查资料,包括肺结核病例归口转诊、登记报告、查痰以及菌阳检出情况等。

1.2 方法 鹤壁地区成立了由结防机构、卫生局、综合医院组成的肺结核归口管理领导小组,负责检查、协调以及落实各级综合医院、医疗机构肺结核病人归口管理工作。在综合医院建立结核病归口小组,设立疫情报告以及转诊制度,业务院长担任组长,医务科牵头,各科室负责各科疫情卡的汇总、卡片报告以及重卡删除。

1.3 相关定义 ①归口转诊率:确诊以及疑似肺结核病人转诊数占确诊总数的百分比;②菌阳检出率:确诊以及疑似肺结核病人结核分枝杆菌检测阳性数占检查总人数比例;③查痰率:确诊以及疑似肺结核病人中进行痰液检查的人数比例;④登记报告率:向结防机构报告并建卡结核病人人数占归口管理总人数比例;⑤到位率:转到专业机构的疑似或确诊结核病人人数占归口管理总人数的比例;⑥截留率:病人确诊一周后仍留在综合医院治疗的人数占总确诊例数的比例。

1.4 统计分析 所有资料由专业工作人员收集并整理,经校正后录入数据库。采用 SPSS 18.00 软件进行统计分析,计数资料以百分比(%)表示,率的比较采用 χ^2 检验,以 $P<0.05$ 表示差异有统计学意义。

2 结果

2.1 一般情况 2016 年鹤壁地区共报告肺结核病例 1 560 例,归口转诊率为 72.56%(1 132 例)、菌阳检出率为 27.31%(426 例)、登记报告率为 98.40%(1 535 例)、查痰率为 85.96%(1 341 例)。市辖区和县区各率比较显示,归口转诊率、菌阳检出率、登记报告率差异均有统计学意义(χ^2 值分别为 26.87、79.35、11.91, P 值均 <0.05),查痰率差异无统计学意义($\chi^2=0.06$, $P>0.05$)。见表 1。

2.2 不同级别医院归口管理情况比较 乡镇医院归口转诊率(92.73%)、菌阳检出率(37.44%)、查痰率(94.40%)均高于县级及以上医院(分别为 68.35%、

23.14%、81.64%)，差异有统计学意义(χ^2 值分别为 103.26、33.15、58.66, P 值均 < 0.05)；登记报告率(98.02%、98.55%)差异无统计学意义($\chi^2 = 0.52, P > 0.05$)。

2.3 本地与外来人口归口管理情况比较 外来人口归口转诊率、菌阳检出率、查痰率均低于本地居民，差异有统计学意义(P 值均 < 0.05)，登记报告率差异无统计学意义($P > 0.05$)。见表 2。

表 1 市辖区与县区归口管理情况比较[n(%)]

区县	人数	归口转诊	菌阳检出	登记报告	查痰
市辖区					
洪滨区	377	252(66.84)	66(17.51)	375(99.47)	316(83.82)
山城区	305	237(77.70)	64(20.98)	303(99.34)	264(86.56)
鹤山区	275	196(71.27)	55(20.00)	272(98.91)	241(87.64)
小计	957	685(71.58)	185(19.33)	950(99.27)	821(85.79)
县区					
淇县	317	274(86.44)	140(44.16)	313(98.74)	302(95.27)
浚县	286	227(79.37)	101(35.31)	272(95.10)	218(76.22)
小计	603	501(83.08)	241(39.97)	585(97.01)	520(86.24)
合计	1 560	1 132(72.56)	426(27.31)	1 535(98.40)	1 341(85.96)

表 2 本地与外来人口归口管理情况比较[n(%)]

区县	人数	归口转诊	菌阳检出	登记报告	查痰
外来人口	245	146(59.59)	40(16.33)	239(97.55)	177(72.24)
本地人口	1 315	1 040(79.09)	386(29.35)	1 296(98.56)	1 165(88.59)
χ^2 值		43.066	17.656	0.761	45.915
P 值		0.000	0.000	0.383	0.000

2.4 结核病到位率、截留率及转诊率 2012—2016 年，结核病转诊率由 2012 年的 95.14% 上升至 2016 年的 98.85%，呈逐年上升趋势($\chi^2_{趋势} = 44.410, P < 0.05$)，到位率由 2012 年的 53.17% 上升至 2016 年 71.79%，呈逐年上升趋势($\chi^2_{趋势} = 133.238, P < 0.05$)，截留率呈下降趋势($\chi^2_{趋势} = 123.475, P < 0.05$)。见表 3。

表 3 鹤壁地区结核病到位、截留及转诊情况[n(%)]

年份	人数	转诊	到位	截留
2012	1 687	1 605(95.14)	897(53.17)	420(24.90)
2013	1 489	1 430(96.04)	865(58.09)	300(20.15)
2014	1 656	1 603(96.80)	1 025(61.89)	260(15.70)
2015	1 489	1 456(97.78)	970(65.14)	203(13.63)
2016	1 560	1 542(98.85)	1 120(71.79)	181(11.60)

3 讨论

控制结核病传播的关键措施是提高结核病人转诊率及到位率，而实施疾病归口管理是提高的重要保证，能促进结核病人及时得到诊断并进行科学、规范的治疗^[2]，有效控制病情的同时提高治愈率，降低疾病的传播与流行。结核病患者出现可疑症状后往

首先就诊于综合医院，且确诊后仍留院治疗，不利于肺结核的统一治疗管理^[3]。加强结核病人归口管理，有利于结防机构规范病人治疗以及提高病人登记管理率^[4]。

鹤壁地区成立的肺结核归口管理领导小组，通过多年工作，逐显成效。市区与县区归口转诊率均超过 65%，表明归口转诊情况良好，而县区归口转诊率、菌阳检出率显著高于市辖区，其可能与本地区结核病控制项目工作率先在县区开展有关。调查显示，乡镇卫生院的归口转诊率较县级以上综合性医院明显较高，其痰菌阳性检出率以及痰检率均较高，原因在于乡镇医院与县结防所的联系较为紧密^[5]，在发现可疑或确诊病例后第一时间向上级医疗机构报告，并转诊至县结防所^[6]，由县结防进行痰检和定诊。县级以上医院归口转诊率较低，可能与医院重视程度较低、普遍存在截留病人问题、痰检人员不固定等有关^[7-8]。提示今后应将归口管理重点放在县级以上综合性医院。外来人口归口转诊率、查痰率显著低于本地居民，主要因为外来人口流动性较大，对其进行归口管理难度较大。到位率直接反映了肺结核规范化管理的效果，鹤壁地区 2016 年到位率显著高于 2012 年，同时随着年份增加呈上升趋势，表明结核病人规范化治疗管理效果逐渐优化。结果显示，截留率逐渐降低，提示患者在确诊后能积极转入结核病防治所进行规范化治疗。

综上所述，2016 年鹤壁地区县区、乡镇医院以及本地人员肺结核归口转诊率、菌阳检出率较高，随着归口管理的逐渐实施，肺结核病到位率逐渐上升，截留率逐渐降低，今后应继续加大工作力度，取得更显著效果。

参考文献

- [1] 赵凌波, 杨瑞, 王卫华, 等. 湖北省武汉市不同结核病医防合作归口诊治模式实施效果评价与分析[J]. 中国防痨杂志, 2012, 34(2):123-125.
- [2] 李莉, 张海清. 徐州市涂阳肺结核患者发现及流行病学分析[J]. 实用预防医学, 2015, 22(12):1489-1491.
- [3] 成玉妹, 曾晓蓉, 阮祥钊. 泉州市 2005-2010 年涂阳肺结核病人来源情况分析[J]. 热带医学杂志, 2012, 12(4):484-485.
- [4] 来优统, 姜泉伟, 陈东辉. 萧山区非结防机构网络报告结核病转诊与追踪情况分析[J]. 浙江预防医学, 2011, 23(9):93-94.
- [5] 吴哲渊, 张青, 张祖荣, 等. 上海市耐多药肺结核防治管理模式效果评价[J]. 中国防痨杂志, 2015, 37(11):1118-1125.
- [6] 刘伯伟, 索继江, 杜明梅, 等. 传染病实时监控系统在活动性肺结核管理中的应用[J]. 中华老年多器官疾病杂志, 2016, 15(9):645-649.
- [7] 成诗明. 进一步提高我国涂阴肺结核的防治和管理水平[J]. 中国防痨杂志, 2015, 37(5):470-472.
- [8] 朱道建, 许婕, 陈志华, 等. 2008—2012 年扬州市初治涂阳肺结核疫情流行病学分析[J]. 江苏预防医学, 2014, 25(4):13-15.

收稿日期:2017-09-10 编辑:管芳

一起食源性霍乱疫情的案例分析

崔海浪,付倩,刘新忠

新余市疾病预防控制中心,江西 新余 338000

摘要:目的 了解掌握食源性霍乱疫情的流行病学特征和发病规律,为科学处置提供依据。方法 管理传染源、切断传播途径、保护易感人群,落实综合防控措施。结果 本次疫情报告霍乱确诊病例 1 例,无症状带菌者 20 例,无死亡病例,亦未出现二代病例。结论 加强霍乱疫情监测,及时发现并采取强有力的综合防控措施,是成功处置霍乱疫情的关键。

关键词:霍乱;疫情处置;案例分析

中图分类号:R516.5

文献标识码:B

文章编号:1006-9070(2018)04-0421-02

霍乱 O₁₃₉ 在食源性致病菌中目前仍占居重要位置,是感染性腹泻的重要致病原^[1-2]。2014 年 5 月 8 日,新余市高新区报告 1 例腹泻病人,并经检测诊断为 O₁₃₉ 霍乱阳性。接到疫情报告后,市疾控中心紧急启动卫生应急预案,按照《霍乱应急处理技术预案》要求,应用现场流行病学调查方法^[1],结合实际开展霍乱疫情调查和处置工作。

1 流行病学调查

1.1 病例情况 患者,女,50 岁,5 月 7 日凌晨 2:00 无明显诱因出现腹泻、腹胀、恶心,腹泻为水样便,最高达 10 次/天。7 日 10:00 到卫生院就诊,给予抗菌及补液支持治疗,并采集粪便标本送市疾控中心检测;因症状未见好转,下午 18:00 到市人民医院就诊,隔离治疗,经补液治疗症状好转,7 日 22:00 停止腹泻。

1.2 现场调查

1.2.1 一般情况:患者家住农村,家庭成员 2 人,环境卫生状况一般;家中自备压水井,日常饮用桶装水,否认饮水史;发病前一周无外出史、无腹泻病例接触史。在某纺织厂工作,中午、晚上在厂内就餐,否认有食用海水产品史;5 月 1—5 日参加本村婚宴和满月宴,参加聚餐人员共 203 人,其中本县 183 人,周边地区 20 人。

1.2.2 聚餐菜谱:5 月 1 日中午,在高新区一酒店举办婚宴。5 月 2—5 日在家里办喜宴,菜谱基本相同,为甲鱼、牛蛙、红烧肉、猪脚、猪肚、牛肉、牛肚、鳝鱼、雄鱼、鸡、香菇炖鸭、皮蛋、黄豆、干笋、玉米。其中甲鱼、牛蛙购自镇菜场,其余菜均为村民烹制,使用水源

为自家压水井。

1.2.4 甲鱼、牛蛙购买及加工:5 月 2 日,应喜宴主人要求,水西菜场摊主刘 XX 从新余黄氏水产品批发市场购入甲鱼 18 斤、牛蛙 22 斤。5 月 3 日由喜宴主人刘 XX 等人宰杀,处理完后放入脸盆中,“厨师”加工煮熟后将甲鱼再次装入同一脸盆(脸盆用热水简易冲洗一遍),用餐前并未进行再次加热直接装盘;牛蛙处理方式基本相同;刀具、砧板未明确区分。

1.3 实验室检验

1.3.1 人群标本检测:患者粪便标本检测结果为 O₁₃₉ 霍乱弧菌,且毒力基因阳性。5 月 8—9 日对部分共同就餐者及病例密切接触者进行肛拭采样检索,共采样 133 人,检出 20 名无症状带菌者(均参加了喜宴聚餐,其中参加全程的有 7 人),均为本县人员,外地就餐人员检测结果均为阴性。

1.3.2 药敏试验:省疾控中心对分离到的确诊病人菌株进行了药敏试验,结果显示:该霍乱菌株对头孢噻肟、四环素、强力霉素、复方新诺明敏感,氟哌酸中度敏感,与相关文献一致^[3-4]。

1.3.3 外环境及水产品检测:5 月 8—16 日,对喜宴主人家井水、污水、村中水沟、塘水以及菜市场摊点、水产批发部养殖水、污水采样检测,采水样 57 份,其中 5 月 8 日喜宴主人家房前水沟和水塘检出霍乱弧菌阳性,其余水样均为霍乱弧菌阴性;5 月 8—15 日,对新余黄氏水产批发市场的甲鱼、牛蛙等海水产品连续采样 98 份,涂抹标本 60 份,均未检出霍乱弧菌。

1.4 发病危险因素探讨 对参与聚餐人员开展病例对照研究。患者及无症状带菌者 21 人为病例组,无症状且肛拭子检测阴性 53 人的聚餐者为对照组,通

过面对面或电话进行调查,内容包括参与聚餐的时间和餐次、聚餐中进食的食物、饮用水的类型以及日常生活习惯等。分析发现:5月3日是本次疫情的可疑暴露时间($OR = +\infty, P = 0.011$);危险食物为甲鱼($OR = 3.13, 95\%CI: 1.02 \sim 10.42$)和牛蛙($OR = 3.62, 95\%CI: 1.14 \sim 12.95$),且各自均呈现剂量反应关系,甲鱼($\chi^2_{趋势} = 4.16, P = 0.04$),牛蛙($\chi^2_{趋势} = 4.19, P = 0.04$);甲鱼和牛蛙呈现协同效应($OR = 5.45, 95\%CI: 1.34 \sim 28.29$)。

通过患者的典型临床表现、粪便培养、流行病学调查,带菌者参与聚餐情况、菜谱及食物加工危险因素调查分析,外环境污水检测阳性结果,可以判定:本次疫情是一起由聚餐引发的 O₁₃₉ 霍乱疫情,主要危险食物为甲鱼和牛蛙,感染的可能危险因素为加工过程中生熟不分导致食物污染。

2 预防控制措施

2.1 政府部门主导,紧急启动应急响应机制 疫情发生后,市卫生局启动卫生应急机制,成立霍乱疫情处置领导小组,并明确责任,落实措施。省专家驻守新余,全程指导霍乱疫情处置工作。

2.2 控制和追踪传染源 由市人民医院负责隔离救治病人,落实院感控制措施;卫生院负责对带菌者进行医学观察、隔离场所及排泄物的随时消毒;并开展聚餐者、密切接触者腹泻症状筛查和预防性服药落实工作,并建立村医随访制;当地医院对周边群众尤其是参加聚餐人员加强监测,主动搜索病例;专人通知外地市疾控部门对参加聚餐人员进行核实和追踪调查。

2.3 切断传播途径 开展对疫源地病人及无症状带菌者家庭的终末消毒;做好病人和带菌者隔离场所的随时消毒和终末消毒;对疫源地村庄水源、厕所、污水沟等外环境进行消毒杀虫;加强对重点水产批发市场的采样检索及外环境消毒工作。

2.4 高危易感人群保护 对参加聚餐的所有人员、就餐点所在村庄全部人员、无症状带菌者及全部家人共计 643 人进行预防性服药,连服 3 天^[5],成人服用氟哌酸、复方新诺明,儿童服用小儿复方磺胺甲噁唑颗粒。同时做好不良反应的监测和处理工作。

2.5 健康教育 利用多种方式,广泛开展肠道传染病防治知识宣传;动员疫区群众深入开展爱国卫生运动,重点做好“三管一灭”(管水、管饮食、管粪便和消灭苍蝇),加强生活饮用水消毒;劝导群众不喝生水,不吃生冷变质食物,特别是海水产品。

2.6 疫情预警预报 进一步规范医疗机构肠道门诊工作,提高医务人员业务能力、诊断水平和报病意识;

从 5 月 8 日起全市实行腹泻病人日报制度,做到逢泻必检;加强外环境、江河水及水产品采样监测工作,对城市供水加大消毒力度。

2.7 终止疫情应急响应 流行病学调查分析及实验室检测,确定了本次疫情是一起聚餐引发的 O₁₃₉ 霍乱疫情。在采取有效的预防控制措施后,5 月 8 日后无新发病例,5 月 10 日后无新增带菌者报告;病例及带菌者经规范治疗并连续 2 次以上检验霍乱弧菌均为阴性,于 5 月 15 日解除其隔离;对检出的阳性水体经连续 2 次采集水样监测均为阴性,并对疫源地进行了终末消毒,疫情的危险因素已完全消除。经省、市专家组综合评估,符合解除疫情标准,决定自 5 月 16 日结案,终止疫情应急响应机制。

3 讨论

本次霍乱疫情具有聚餐时间长、共餐人数多、地区分布广、细菌毒力强等特点,疫情潜在危害大,控制难度高。经采取有效的综合防控措施,及时扑灭了疫情,取得“疫情零扩散、感染者零发病、外环境零污染”的成绩,受到了省卫计委的通报表扬。

本霍乱疫情的处置有以下体会:操办宴席的“厨师”是本村村民,无资质和培训、卫生意识差、炊具生熟不分、缺乏监管,霍乱疫情的发生根本原因^[6-7];基层医疗机构能够主动加强腹泻病例监测,做到逢疑必检是霍乱疫情早发现的重要环节;疾控机构实验室及时、准确的检测为霍乱疫情有效处置提供了科学依据和有力的技术支撑;紧急启动应急响应,由政府主导,疾控医疗机构多部门联动,村镇村民密切配合是落实综合防控措施的关键;上级疾控部门的业务指导和技术支持对成功处置霍乱疫情不可或缺。

参考文献

- [1] 孙钊,刘萍.2012-2016 年无锡市食源性致病菌监测结果[J].江苏预防医学,2017,28(4):449-450.
- [2] 路滢,张振,李媛,等.深圳市 2004—2014 年感染性腹泻流行特征分析[J].江苏预防医学,2015,26(3):72-74.
- [3] 袁玉起,胡彬,毕振旺,等.2013 年山东省 1 例霍乱 O139 菌株分离鉴定及特征分析[J].山东大学学报(医学版),2014,52(2):97-100,105.
- [4] 朱叶飞,顾玲,张雪峰,等.江苏省 1999—2005 年分离的霍乱弧菌耐药谱和毒力基因研究[J].江苏预防医学,2013,24(1):7-10.
- [5] 张旭,张秋明,纪如平,楚州区某中学一起霍乱爆发疫情分析[J].江苏预防医学,2011,22(4):50.
- [6] 刘士俊,栾玉明,赵丽庆,等.广州市海珠区一起食源性霍乱爆发的调查[J].热带医学杂志,2007,7(2):181-182.
- [7] 邱兴庆,吴家兵,高永军,等.一起聚餐所致 O139 霍乱疫情和甲鱼市场调查[J].实用预防医学,2013,20(2):171-174.

收稿日期:2018-03-07 编辑:周羚

1 株印第安纳沙门菌的耐药情况分析及其耐药机制探讨

蒋冬阳,倪爱琴,张晓晨,张卫军

常州市金坛区疾病预防控制中心,江苏常州 213200

摘要:目的 分析 1 株印第安纳沙门菌的耐药情况,研究其耐药机制。方法 使用 Vitek2 Compact 全自动细菌鉴定仪及配套的 GN 药敏鉴定卡,对菌株进行 18 种临床常用抗菌药物的药敏试验,采用 PCR 扩增 *bla* TEM、*bla* IMP、*bla* VIM、*Amp* C、*Gyr* A、*qnr* A、*par* C、*aph* (3)-Ia、*aac* (6')-Ib-Cr、*sul* I、*in*TI 1、*in*TI 2 等 12 个耐药基因,对耐药机制进行初步研究。结果 该菌株对 β-内酰胺类抗生素、氨基糖苷类抗生素、喹诺酮类抗生素等 5 类、12 种抗菌药物耐药。PCR 检出 *bla* TEM、*sul* I、*Amp* C、*in*TI 1、*aph* (3)-Ia、*par* C、*qnr* A、*Gyr* A 等 8 个耐药基因阳性。结论 该菌株耐药程度较高,耐药表型与耐药基因型相符合。

关键词:沙门菌;耐药性;耐药基因;聚合酶链式反应

中图分类号:R117 **文献标识码:**B **文章编号:**1006-9070(2018)04-0423-02

沙门菌是常见的致病菌,可引起人畜共患病,在自然界中广泛存在。研究表明沙门菌耐药性越来越高^[1]。耐药菌可直接或通过食物链间接感染人,并通过食物链将相同抗药性转移给人体病原菌甚至益生菌。已成为人们关注的公共安全问题之一。现对 1 株分离自人的印第安纳沙门菌进行药物敏感试验,并采用 PCR 技术扩增其耐药基因,以初步研究其耐药机制。

1 材料和方法

1.1 菌株 分离自 1 名来自从业人员健康体检肛拭子标本。根据 WST 454—2014《从业人员预防性健康检查沙门菌、志贺菌检验方法》要求进行处理,对分离菌株经法国梅里埃公司 Vitek2 Compact 全自动细菌鉴定仪鉴定和血清分型确定为印第安纳沙门菌。

1.2 药敏试验 使用 Vitek2 Compact 全自动细菌鉴定仪及配套的 GN 药敏鉴定卡,对菌株进行 18 种临床常用抗菌药物(阿米卡星、氨基苄西林、氨基苄西林/舒巴坦、氨基曲南、头孢唑林、头孢吡肟、头孢替坦、头孢他啶、头孢曲松、环丙沙星、厄他培南、庆大霉素、亚胺培南、左旋氧氟沙星、呋喃妥因、哌拉西林/他唑巴坦、妥布霉素、复方新诺明)的全自动药敏检测^[2]。

1.3 耐药基因检测 采用天根生化科技有限公司的细菌基因组 DNA 提取试剂盒进行 DNA 提取。PCR 引物^[3-7]由生工生物工程上海股份有限公司合成,见表 1。PCR 扩增体系:2×Taq PCR Master Mix(天根生化科技有限公司)25 μL,上下游引物各 1 μL,模板

1 μL,最后用 Rnase Free dH₂O 补至总体积 50 μL。反应在 Verity 96 well 常规 PCR 仪(美国 AB 公司)上进行。扩增条件:94 °C 5 min;94 °C 1 min,55 °C 1 min,72 °C 2 min,35 个循环;72 °C 10 min;4 °C 保存。产物以 1% 琼脂糖凝胶电泳法进行检测。

表 1 12 个耐药基因 PCR 扩增引物序列

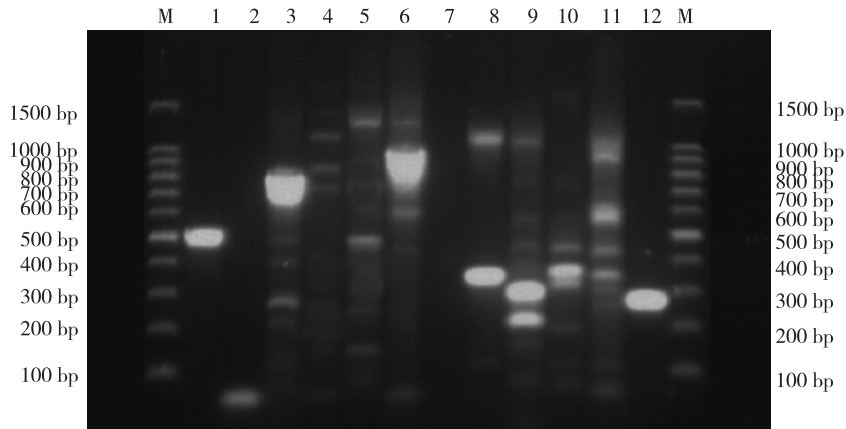
目的基因	引物	序列(5'→3')	片段大小(bp)
<i>bla</i> TEM ^[3]	<i>bla</i> TEM F	ATCAGCAATAAACCCAGC	516
	<i>bla</i> TEM R	CCCCGAAGAACGTTTTTC	
<i>bla</i> IMP ^[3]	<i>bla</i> IMP F	CTACCCGAGCAGAGTCTTTAC	587
	<i>bla</i> IMP R	AACCAGTTTTGCCTTACCAT	
<i>bla</i> VIM ^[3]	<i>bla</i> VIM F	ATGGTGTTTGGTCGCATATC	509
	<i>bla</i> VIM R	TGGGCCATTACGCCAGATC	
<i>Amp</i> C ^[3]	<i>Amp</i> C F	CGACAGCAGGTGGAT	513
	<i>Amp</i> C R	GGTTAAGGTTGGGATG	
<i>Gyr</i> A ^[4]	<i>Gyr</i> A F	GATGAAGCTTGCCAGATGTCGGAGAT	300
	<i>Gyr</i> A R	GCCAGAATCTTCTCCGTATAACGCATTG	
<i>qnr</i> A ^[4]	<i>qnr</i> A F	AGAGGATTTCTCACGCCAGG	580
	<i>qnr</i> A R	TGCCAGGCACAGATCTTGAC	
<i>par</i> C ^[4]	<i>par</i> C F	CAGCACGTACAGGTGCGCCA	334
	<i>par</i> C R	GTAGAGCATATGCTGATGGA	
<i>aph</i> (3)-Ia ^[3]	<i>aph</i> (3)-Ia F	AGCGTCTCCGACCTGATG	373
	<i>aph</i> (3)-Ia R	GTATTGACCGATTCTCTGC	
<i>aac</i> (6')-Ib-Cr ^[5]	<i>aac</i> (6')-Ib-Cr F	TTGCGATGCTCTATGAGTGGCTA	482
	<i>aac</i> (6')-Ib-Cr R	CTCGAATGCCTGGCGTGTTT	
<i>sul</i> II ^[6]	<i>sul</i> IF	GTGACGGTGTTCGGCATTCTG	824
	<i>sul</i> IR	TCTAACCCCTCGTCTCTGGC	
<i>in</i> TI 1 ^[7]	<i>in</i> TI 1 F	CTACCTCTCACTAGTGAGGG	1 000
	<i>in</i> TI 1 R	ATGAAAACCCGCACTGCGCC	
<i>in</i> TI 2 ^[7]	<i>in</i> TI 2 F	TTACTGATTGATAAGTAGCAT	977
	<i>in</i> TI 2 R	CTAACAGTCCATTTTAAATT	

2 结果

2.1 药敏试验结果 18 种临床常用抗菌药物药敏试验发现,该菌株对 β -内酰胺类药物氨苄西林、头孢唑林、头孢替坦、头孢曲松、头孢吡肟,氨基糖苷类药物阿米卡星、庆大霉素、妥布霉素,喹诺酮类药物左旋氧氟沙星、环丙沙星,磺胺类药物复方新诺明以及 β -内酰胺酶抑制剂舒巴坦等 12 种药物耐药,对氨基南和

呋喃妥因中介,对其他 4 种敏感。

2.2 耐药基因检测结果 采用 PCR 扩增 *bla* TEM、*bla* IMP、*bla* VIM、*Amp* C、*Gyr* A、*qnr* A、*par* C、*aph* (3)-Ia、*aac* (6')-Ib-Cr、*sul* I、*inTI* 1、*inTI* 2 等 12 个耐药基因,其中 *bla* TEM、*sul* I、*Amp* C、*inTI* 1、*aph* (3)-Ia、*par* C、*qnr* A、*Gyr* A 等 8 个耐药基因为阳性,见图 1。



注:M 为 Marker,1~12 依次为 *bla* TEM、*bla* IMP、*sul* I、*bla* VIM、*Amp* C、*inTI* 1、*inTI* 2、*aph* (3)-Ia、*par* C、*aac* (6')-Ib-Cr、*qnr* A、*Gyr* A 扩增产物

图 1 耐药相关基因 PCR 扩增电泳图

3 讨论

研究指出,基因 *bla* TEM、*bla* IMP、*bla* VIM、*Amp* C 的产物为 β -内酰胺酶,可水解 β -内酰胺类药物,对于喹诺酮类药物,基因突变是沙门菌对此类药物耐药的主要机制之一,以 DNA 旋转酶编码区的 *Gyr* A 基因最为常见;其次是拓扑异构酶 IV 的 *qnr* A 和 *par* C;氨基糖苷类药物耐药是由于经酶修饰的抗菌药物与细菌 16SrRNA 上的 A 位点的结合力下降,导致药物活性消失。沙门菌对于磺胺类药物耐药是由于细菌产生具有抗性的二氢叶酸合成酶 DHPS,与磺胺类药物亲和力减弱,*inTI* 1 和 *inTI* 2 为整合子基因。药敏试验显示,该印第安纳沙门菌对临床常用的 5 类、12 种抗生素产生耐药,耐药水平较高;PCR 法检出 β -内酰胺类药物耐药基因 (*bla* TEM、*bla* IMP、*bla* VIM、*Amp* C)、喹诺酮类药物耐药基因 (*Gyr* A、*qnr* A 和 *par* C)、氨基糖苷类药物耐药基因 (*aph* (3)-Ia)、磺胺类药物耐药基因 (*sul* I)、整合子基因 (*inTI* 1) 为阳性。研究表明,耐药基因可以通过整合子——基因盒系统传递,从而使同一菌株获得多种耐药基因,继而引起该细菌对抗菌药物的多重耐药性,该菌株检出 *inTI* 1 基因也验证了这一点。因此,该菌株的耐药表型与耐药基因型相符合。

本研究实验菌株分离自 1 名从业人员健康体检

标本,该人员从事餐饮服务行业,无沙门菌感染症状,为健康带菌者,有引发沙门菌污染食品安全事件发生的潜在可能。建议对服务业尤其是餐饮业从业人员加强监测和管理,一旦发现健康带菌者,应给与彻底抗菌治疗,以保障食品安全和人民的身体健康^[8]。

参考文献

- [1] 缪国忠,郑东宇,章剑,等.一起埃施魏勒沙门氏菌暴发食源性疾病的流行病学调查与溯源[J].江苏预防医学,2016,27(2):221-223.
- [2] 尚红,王毓三,申子瑜,等.全国临床检验操作规程[M].4版.北京:人民卫生出版社,2015:574-594.
- [3] 张铁恺,蒋冬阳,赵苏瑛,等.耐药鲍曼不动杆菌耐药基因检测及同源性分析[J].现代预防医学,2014,41(18):3313-3341.
- [4] 刘贵深,于涛.食源性沙门氏菌耐药性及质粒介导喹诺酮耐药基因检测[J].生物技术通报,2014,46(8):202-207.
- [5] 马婧嘉,施春雷,李可,等.沙门氏菌耐药谱及质粒耐药基因的筛查[J].中国食品学报,2014,4(14):184-190.
- [6] 薛源,王晓菲,牛鑫鑫,等.鸡源沙门氏菌中磺胺类药物耐药基因的检测[J].家禽科学,2016(3):10-12.
- [7] 李成终,王红宁,黄勇,等.多重耐药药致病性沙门氏菌 I 类整合子的检测研究[J].中国畜牧兽医,2007,34(1):119-122.
- [8] 殷俊,刘秀兰,吴巨飞.2009-2011 年盐城市食源性致病细菌监测结果分析[J].江苏预防医学,2014,25(2):78-79.

收稿日期:2017-12-29 编辑:彭海燕

2012—2016 年涟水县居民伤害死亡状况分析

孙维新

涟水县疾病预防控制中心, 江苏 淮安 223400

摘要:目的 掌握涟水县居民伤害死亡状况,为制定防控策略提供参考。方法 分析 2012—2016 年涟水县居民死因资料,采用死亡率、构成比和潜在寿命损失年等描述伤害死亡水平。结果 涟水县居民伤害死亡率为 68.32/10 万(标化率为 56.87/10 万),呈波动性上升趋势,男性死亡率高于女性。前 5 位伤害死因依次为机动车交通事故、意外跌落、自杀、溺水和意外中毒。除 <1 岁组人群外,伤害死亡率随年龄的增长而升高,≥65 岁组最高(216.93/10 万)。2012—2016 年居民伤害潜在减寿年数(PYLL)为 52 699 人年,机动车交通事故 PYLL 占伤害死因 PYLL 的 43.29%,是伤害中寿命损失最多的死因,伤害造成平均减寿年数(AYLL)为 24.83 人年。结论 机动车交通事故是涟水县居民伤害的首位死因,应重点加强 15~64 岁人群安全知识教育和机动车速度管理。

关键词:伤害;死亡率;潜在寿命损失年

中图分类号:R195

文献标识码:B

文章编号:1006-9070(2018)04-0425-03

伤害是一个重要的公共卫生问题,无论在发达或是发展中国家,已成为引起死亡及病残的重要原因,它所造成的“早死”对人群寿命的损失要远大于慢性病。伤害由于其高发生率和高致残率,给国家、社会、家庭和个人带来了沉重的疾病负担^[1]。为了解涟水县居民伤害死亡状况及其变化趋势,现对 2012—2016 年涟水县居民伤害死亡资料进行分析。

1 材料与方法

1.1 资料来源 死因资料来源 2012—2016 年涟水县各级医疗机构通过死因登记报告信息系统报告的死亡个案。人口资料来源于涟水县统计局。

1.2 方法 疾病分类按 ICD-10 进行,用 SPSS 17.0 软件进行数据分析,用构成比、死亡率、潜在减寿年数(PYLL)和平均减寿年数(AYLL)等指标描述伤害死亡水平,率的比较采用 χ^2 检验。减寿年数上限定为 70 岁,率的标化用 2000 年全国普查人口。

2 结果

2.1 伤害死亡水平 2012—2016 年,伤害共造成死亡 2 950 例,粗死亡率为 68.32/10 万,标化率为 56.87/10 万,呈波动上升趋势,年均波幅为 19.19%。男性死亡 1 952 例,粗死亡率为 92.56/10 万,标化率为 84.45/10 万;女性死亡 998 例,粗死亡率为 45.18/10 万,标化率为 32.28/10 万;不同性别差异有统计学意义($\chi^2=354.09, P<0.05$)。见表 1。

表 1 2012—2016 年涟水县居民伤害死亡率(/10 万)

年份	男性		女性		合计	
	粗死亡率	标化率	粗死亡率	标化率	粗死亡率	标化率
2012	76.92	76.71	38.42	34.97	57.23	54.72
2013	100.00	100.68	51.13	44.79	75.00	71.44
2014	92.01	92.60	46.15	38.97	68.54	64.41
2015	105.92	103.47	45.85	38.81	75.20	69.90
2016	88.05	82.87	44.36	34.84	65.70	57.90
合计	92.56	84.45	45.18	32.28	68.32	56.87

2.2 不同类型伤害死亡情况 因机动车交通事故死亡 1 212 例,死亡率为 28.07/10 万,占伤亡总数的 40.02%,是首位伤害死因,之后依次为意外跌落、自杀、溺水和意外中毒。男性前 5 位伤害死因与全人群一致,女性前 4 位死因与全人群一致,第 5 位为机械性窒息。男性机动车交通事故、意外中毒、意外跌落、溺水、砸死和触电死亡率均高于女性,差异均有统计学意义(P 值均 <0.05),其他差异均无统计学意义(P 值均 >0.05),见表 2。

2.3 不同年龄组主要伤害死因 <1 岁组伤害死亡 53 例,死亡率为 83.72/10 万,占伤害死亡总数的 1.80%,主要死因是意外机械性窒息(43 例,占 81.13%)、机动车交通事故(3 例,占 5.66%);1~14 岁组伤害死亡 167 例,占伤害死亡总数的 5.66%,死亡率为 18.11/10 万,主要死因是溺水(78 例,占 46.71%)、机动车交通事故(43 例,占 25.75%)、意外跌落(16 例,占 9.58%)、意外中毒(9 例,占 5.39%);

15~44 岁组伤害死亡 666 例,占伤害死亡总数的 22.58%,死亡率为 38.71/10 万,主要死因是机动车交通事故(353 例,占 53.00%)、溺水(63 例,占 9.46%)、意外跌落(62 例,占 9.31%)、自杀(56 例,占 8.41%)、意外中毒(32 例,占 4.80%)。

45~64 岁组伤害死亡 1 043 例(占伤害死亡总数的 35.36%),死亡率为 91.41/10 万,主要死因是机动车交通事故(521 例,占 49.95%)、自杀(142 例,占 13.61%)、意外跌落(134 例,占 12.85%)、意外中毒(63 例,占 6.04%)、溺水(56 例,占 5.37%);≥65 岁组伤害死亡 1 021 例,占伤害死亡总数的 34.61%,死亡率为 216.93/10 万,主要死因是机动车交通事故(292 例,占 28.60%)、意外跌落(277 例,占 27.13%)、自杀(192 例,占 18.81%)、溺水(112 例,占 10.97%)。

2.4 伤害死亡减寿情况 2012—2016 年涟水县居民伤害潜在减寿年数(PYLL)为 52 699 人年,占全人群死因 PYLL 的 29.89%。机动车交通事故 PYLL 为 22 814.5 人年,占伤害死因 PYLL 的 43.29%,是伤害中寿命损失最多的死因,其次为溺水、意外跌落、自杀

和意外机械性窒息。伤害造成平均减寿年数(AYLL)达 24.83 人年,其中意外机械性窒息平均减寿年数最多,在全人群及男女性人群中分别为 59.59 人年、59.29 人年和 60.02 人年,见表 3。

表 2 2012—2016 年涟水县居民不同类型伤害死亡率(/10 万)

死因	合计		男		女		χ ² 值	P 值
	死亡数	死亡率	死亡数	死亡率	死亡数	死亡率		
机动车交通事故	1 212	28.07	873	41.40	339	15.35	259.98	<0.05
意外中毒	122	2.83	101	4.79	21	0.95	54.91	<0.05
意外跌落	491	11.37	288	13.66	203	9.19	18.54	<0.05
火灾	40	0.93	25	1.19	15	0.68	2.46	>0.05
溺水	311	7.20	185	8.77	126	5.70	13.68	<0.05
意外机械性窒息	61	1.41	35	1.66	26	1.18	1.45	>0.05
砸死	52	1.20	47	2.23	5	0.23	34.27	<0.05
触电	45	1.04	40	1.90	5	0.23	27.30	<0.05
自杀	392	9.08	210	9.96	182	8.24	3.32	>0.05
被杀	12	0.28	7	0.33	5	0.23	0.13	>0.05
其他	212	4.91	141	6.69	71	3.21	25.78	<0.05

表 3 2012—2016 年涟水县居民伤害死因减寿情况(人年)

死因	男			女			合计		
	PYLL	AYLL	减寿顺位	PYLL	AYLL	减寿顺位	PYLL	AYLL	减寿顺位
机动车交通事故	16 753.0	22.70	1	6 061.5	21.57	1	22 814.5	22.39	1
意外中毒	2 206.0	23.47	5	452.5	30.17	6	2 658.5	24.39	6
意外跌落	4 196.5	21.74	3	1 036.0	22.52	5	5 232.5	21.89	3
火灾	376.0	26.86	9	6.5	6.50	10	382.5	25.50	9
溺水	6 029.5	41.02	2	2 186.0	34.16	2	8 215.5	38.94	2
意外机械性窒息	2 016.0	59.29	6	1 380.5	60.02	4	3 396.5	59.59	5
砸死	1 182.5	26.28	7	102.5	20.50	7	1 285.0	25.70	7
触电	1 048.5	26.88	8	81.0	20.25	9	1 129.5	26.27	8
自杀	2 257.5	16.72	4	1 699.5	18.27	3	3 957.0	17.36	4
被杀	216.0	36.00	10	86.0	21.50	8	302.0	30.20	10
合计	38 770.0	24.92		13 929.0	24.61		52 699.0	24.83	

3 讨论

2012—2016 年涟水县居民伤害粗死亡率为 68.32/10 万,标化率为 56.87/10 万,高于全国(51.53/10 万)^[2]、江苏省(49.72/10 万)^[3]及省内南通地区^[4]。伤害死亡原因前 5 位依次为机动车交通事故、意外跌落、自杀、溺水和意外中毒,与许滋宁等^[4]报道基本一致,提示这 5 类伤害尤其是机动车交通事故是今后防控的重点。

男性伤害死亡率高于女性,可能与男性职业暴露较多及生活压力更大有关。在各种类型的伤害死亡中,机动车交通事故、意外中毒、意外跌落、溺水、砸死和触电死亡率男女间差异有统计学意义,提示在伤害干预中男女应区别对待。在各年龄组的伤害死亡中,

除<1 岁组人群外,伤害死亡率随年龄的增长而升高,≥65 岁组最高(216.93/10 万),这是因为老年人各项生理功能逐渐下降,反应迟钝,增加了意外伤害的危险性^[5]。溺水是 1~14 岁组儿童的首位伤害死因,这与该组人群性格特点和兴趣爱好有关,提示家长及社会应强化对儿童安全教育与防护,家庭及学校应健全意外伤害教育和无缝监管机制。15~64 岁人群是社会实践的主要力量,活动范围广泛,加强交通事故的防范,对降低居民伤亡具有重要意义。

PYLL 和 AYLL 能综合反映伤害的严重程度。2012—2016 年涟水县伤害导致的 PYLL 占全人群死因 PYLL 的 29.89%,AYLL 达 24.83 年,高于 2012 年全省^[3]和 2010 年南京市六合区的(下转第 429 页)

常州市自愿咨询检测门诊男男性行为学生人群高危行为及感染状况分析

王金塔, 周建波, 甄森, 徐文国

常州市疾病预防控制中心, 江苏 常州 213022

摘要:目的 了解常州市自愿咨询检测(VCT)门诊学生男男性行为者(MSM)高危行为特征及感染状况,为制定有针对性的学生艾滋病预防策略提供依据。**方法** 2014—2017年,在常州市各VCT门诊,通过问卷收集学生MSM人口学和行为学信息,并采集血样进行梅毒和HIV抗体检测。**结果** 有效调查学生MSM 247人,76.9%不知晓最近一个同性性伴艾滋病感染状态,66.0%没有固定同性性伴,65.2%曾与同性有过“一夜情”,85.4%承认肛交时候曾扮演过“O”的角色。82.6%的学生MSM承认最近6个月与同性发生过肛交行为,其中60.3%最近6个月肛交未坚持每次使用安全套;51.0%最近6个月同性性伴数 ≥ 2 个,平均 (2.26 ± 4.86) 个;8.3%承认最近6个月有过同性商业性行为,其中41.2%的同性商业性行为未每次使用安全套。53.0%的被调查者打算今后与女性结婚,15.8%最近6个月发生过异性性行为。HIV阳性检出率为29.6%,梅毒阳性检出率为5.3%。**结论** 常州市学生MSM中HIV阳性检出率较高,普遍存在高危行为,需加强学生MSM的警示性教育及相关干预工作。

关键词:男男性行为者;高危行为;学生;艾滋病;梅毒

中图分类号:R512.91 **文献标识码:**B **文章编号:**1006-9070(2018)04-0427-03

男男性行为人群(MSM)既是艾滋病的高危人群,也是艾滋病传播的桥梁人群。近年来,我国学生HIV/AIDS人数逐年增多,男男同性性行为传播为主要传播途径^[1-5]。学生MSM受到更多关注,已经成为艾滋病防治的重点人群^[5-6]。为了解常州市学生MSM艾滋病高危行为特征、HIV和梅毒感染状况,制定针对性干预策略,对常州市自愿咨询检测(VCT)门诊的在校学生MSM人群进行调查分析。

1 材料与方法

1.1 调查对象 2014年1月至2017年9月期间,常州市各VCT门诊主动咨询的在校男性学生,有既往与男性发生过肛交性行为史者。

1.2 调查方法 参考《全国艾滋病哨点监测实施方案操作手册》中MSM调查问卷,自行设计本次调查问卷。在学生MSM知情同意后进行问卷调查,主要内容包括人口学信息、艾滋病知识知晓情况、高危行为情况、干预服务情况等信息。同时采集5~8 mL抗凝静脉血,进行HIV、梅毒抗体检测。

1.3 实验室检测 采用2种不同原理或不同厂家的

酶联免疫吸附试剂(ELISA)进行HIV抗体初筛和复检,2次结果均呈阳性时,用蛋白印迹实验(Western Blot Assay, WB, 新加坡MP 生物医学亚太私人有限公司)确证,确证阳性判定为HIV抗体阳性。梅毒抗体采用ELISA初筛和梅毒甲苯胺红不加热血清试验诊断试剂(TRUST)进行复检,2次结果均呈阳性时,判为梅毒抗体阳性。

1.4 统计分析 采用EpiData 3.1软件双录入并比对审核,运用SPSS 17.0软件分析;用频数、中位数、百分率等描述VCT门诊学生MSM的人口学特征、行为特征和HIV、梅毒感染状态。

2 结果

2.1 人口学特征 删除4份不合格和重复个案,共收集到有效问卷247份。MSM学生年龄15~25岁,平均 (20.72 ± 1.94) 岁,中位数为21岁(IQR:20~22岁)。99.2%(245人)为汉族,2人为少数民族;户籍为本市占46.2%(114人),江苏籍占25.1%(62人),省外占28.7%(71人)。本地居住时间 ≤ 6 个月占23.5%(58人),7~12个月占9.3%(23人),1~2年

占 23.1%(57 人), ≥ 2 年占 44.1%(109 人)。文化程度高中及以下占 22.3%(55 人),大专及以上占 77.7%(192 人)。每月生活花费 $< 1\ 000$ 元占 19.4%(48 人), $1\ 000 \sim 2\ 000$ 元占 47.0%(116 人), $> 2\ 000$ 元占 33.6%(83 人)。61.1%(151 人)自我认同为同性恋,33.2%(82 人)自我认同为双性恋,5.7%(14 人)自我认同为异性恋。82.2%(203 人)经常通过网络寻性伴,17.8%(44 人)在酒吧等其他场所寻性伴。

2.2 首次性行为特征 81.0%(200 人)首次性行为对象为男性,19.0%(47 人)首次性行为对象为女性。首次男男性行为年龄 14~25 岁,平均(19.13 \pm 1.83)岁,中位数为 19 岁(IQR:18~20 岁),18.6%(46 人)首次年龄 < 18 岁。73 名学生 MSM 有过异性性行为,首次异性性行为年龄 13~25 岁,平均(19.03 \pm 2.27)岁,中位数为 19 岁(IQR:18~20 岁);16.4%(12 人)首次异性性行为时年龄 < 18 岁。

2.3 最近 6 个月性行为特征 最近 6 个月,同性性伴数最少 0 个,最多 70 个,平均(2.26 \pm 4.86)个,51.0%(126 人)同性性伴数 ≥ 2 个。76.9%(190 人)不知晓最近一个同性性伴艾滋病感染状态,66.0%(163 人)没有固定性伴,65.2%(161 人)曾与同性有过“一夜情”,85.4%(211 人)承认肛交时候曾扮演过“O”的角色。204 人(82.6%)承认最近 6 个月与同性发生过肛交行为,最近 1 周同性肛交最少 0 次,最多 26 次,平均(1.04 \pm 2.16)次;68.6%(140 人)最近 1 次肛交使用安全套,但 60.3%(123 人)最近 6 个月肛交未坚持每次使用安全套;8.3%(17 人)承认最近 6 个月有过同性商业性行为,最近 1 次同性商业性行为均使用了安全套,但 41.2%(7 人)同性商业性行为时未坚持每次使用安全套。

53.0%(131 人)的被调查者打算今后与异性结婚。15.8%(39 人)最近 6 个月发生过异性性行为,异性性伴数最少 1 个,最多 6 个,平均(1.41 \pm 0.97)个;其中 59.0%(23 人)最近 6 个月异性性行为坚持每次使用安全套。

2.4 艾滋病知识知晓及接受干预服务情况 247 名学生 MSM 中有 227 名答对 6 道艾滋病知识问题,艾滋病知识知晓比例为 91.9%。最近 1 年接受任何一种艾滋病相关干预服务比例为 86.6%(214 人),其中 51.0%(126 人)接受安全套宣传和发放,53.0%(131 人)接受过艾滋病咨询,42.1%(104 人)接受过同伴教育,13.4%(33 人)接受过性病诊疗服务,37.7%(93 人)接受过外展或面对面宣传服务,48.6%(120 人)接受过艾滋病检测。接受过性病诊疗服务的 33 人中有 23 人患有性病,其中有 13 人患尖锐湿疣,占 56.5%。

2.5 HIV、梅毒感染状况 检出并确证 HIV 阳性 73

例,阳性率为 29.6%;HIV 阳性者最近 6 个月有过异性性行为者中为 20.5%(8 例),打算与女性结婚者中为 22.1%(29 例)。梅毒阳性 13 例,阳性率为 5.3%。

3 讨论

分析发现,常州市学生 MSM 本地人居多,这与常州市高职院校招收本地学生较多有关。超过 60% 的被调查者承认是同性恋,高于文献[7-9]略低于文献[10-11]报告比例,说明学生 MSM 对自身性取向持更开放态度。互联网和同志移动社交应用的发展极大便利了 MSM 寻找性伴的途径,促进了艾滋病在学生 MSM 中的蔓延^[10]。本次调查发现,82.2% 的学生 MSM 通过网络寻找性伴,提示应加强网络宣传及预约检测服务。

学生 MSM 的年龄段正处于性活跃期和叛逆期,容易发生高危性行为。调查发现首次同性和异性性行为最小年龄分别为 14 岁和 13 岁,首次性行为对象为男性的占 81.0%,且未满 18 岁的也占一定比例。虽然学生 MSM 艾滋病知识知晓率超过 90%,最近 1 年接受干预服务比例超过 85%,但高危行为仍较多:多性伴比例超过 50%,与文献接近^[11-12],也与学生 MSM 曾有过“一夜情”(65.2%)和性伴不固定(66.0%)的比例相印证;肛交行为频繁,且 60.3% 的学生 MSM 最近 6 个月发生过无保护肛交,远高于网络招募的学生 MSM 的调查结果^[10-11],略低于徐亚运等^[13]的结果;有大部分被调查者不知晓最近 1 个同性性伴感染状态和曾扮演“O”角色,更有部分学生 MSM 最近 6 个月有过同性商业性行为。学生 MSM 高危行为发生率高。学生 MSM 主动检测的比例不到 50%,与文献报道相吻合^[14];感染性病是感染 HIV 的危险因素^[8-9],一部分学生 MSM 最近 1 年患有性病,这将增加 HIV 传播风险。

我国同性婚姻尚未得到法律认可,社会大众深受“传宗接代”等传统文化影响^[15],大多数 MSM 迫于社会压力或家庭影响,最终与女性结婚,这既造成了大批女性成为这种婚姻的受害者,更增加了向其配偶传播 HIV/STI 的风险^[7-8]。本次调查的学生 MSM 中超过半数的人打算以后与女性结婚,高于之前调查常州市 MSM 中已婚比例^[8],而且有一定比例学生 MSM 最近 6 个月发生过异性性行为,超过 40% 的为无保护性交,有一部分与多名异性发生性行为,打算结婚者或最近 6 个月发生过异性性行为学生 MSM HIV 感染率超过 20%。这提示学生 MSM 存在向异性传播艾滋病的风险,需提前做好预防艾滋病夫妻间传播工作。

较多的高危行为带来了较高的疾病感染比例。

本次调查学生 MSM 梅毒阳性率为 5.3%, 低于常州 MSM 中平均感染水平^[8,16], 但 HIV 阳性率为 29.6%, 远高于文献报道^[7-9,11-12,16-17]。造成学生高 HIV 检出率的可能原因一是学生 MSM 身份隐蔽, 活动圈较小。近几年, 常州市 MSM 哨点监测发现圈内 HIV 感染率超过 12%, 相对单纯、自我保护意识薄弱而又性活跃的学生 MSM 高危行为较多, 更容易感染 HIV; 二是本次调查样本来源于 VCT 门诊, VCT 门诊是 HIV 阳性者主要发现来源^[1,3,18-19], VCT 门诊学生 MSM 高危行为发生率远高于网络招募的学生 MSM^[10-11], 且部分学生 MSM 已通过网络购买等方式获得 HIV 检测试纸, 发现异常后才就诊检测; 三是学生 MSM 虽文化程度较高, 但由于身份敏感, 主动检测意识不够, 仅在发生高危行为后或身体不适后才到 VCT 门诊检测, 这些因素均提高了 VCT 门诊学生 MSM 的 HIV 阳性发现率。

综上所述, 常州市 VCT 门诊学生 MSM 的 HIV 阳性检出率高, 普遍存在高危行为, 这为全市艾滋病防控工作提出了新的挑战。今后不仅要注重学生 MSM 高危干预覆盖面, 更要注重干预的有效性和针对性, 加强警示性教育, 并提前做好预防艾滋病夫妻间传播工作, 遏制艾滋病的蔓延。

参考文献

- [1] 徐园园, 朱正平, 吴苏姝, 等. 南京市 2002-2014 年青年学生艾滋病疫情特征分析[J]. 中国艾滋病性病, 2015, 21(10): 893-894.
- [2] 张兴亮, 陈珺芳, 李西婷, 等. 杭州市大学生艾滋病疫情分析[J]. 预防医学, 2017, 29(2): 161-164.
- [3] 彭中, 吴学庆, 刘芳, 等. 成都市大中学生 2011-2015 年艾滋病流行特征分析[J]. 中国学校卫生, 2016, 37(10): 1526-1527, 1531.
- [4] 孟琴, 沈智勇, 周信娟, 等. 2010-2014 年广西青年学生艾滋病流行特征[J]. 中国艾滋病性病, 2016, 22(6): 458-459, 467.
- [5] 吴尊友. 我国学校艾滋病防控形势及策略[J]. 中国学校卫生,

2015, 36(11): 1604-1605.

- [6] 韩梅, 张维, 欧阳琳, 等. 1999-2015 年重庆市青少年人群 HIV 感染状况分析[J]. 中国艾滋病性病, 2016, 22(7): 522-524.
- [7] 宋亚娟, 蔡于茂, 洪福昌. 深圳市男男性行为者婚姻状况及其对梅毒和 HIV 感染的影响[J]. 中国艾滋病性病, 2016, 22(10): 806-809.
- [8] 郭燕丽, 周建波, 郝超, 等. 江苏省常州市男男性行为者婚姻状况及其对艾滋病高危行为和检出率的影响[J]. 中华流行病学杂志, 2013, 34(1): 19-23.
- [9] 刘黎, 张敏, 朱正平, 等. 南京市男男性行为人群艾滋病感染情况及其影响因素[J]. 江苏预防医学, 2015, 26(2): 33-35.
- [10] 靳伟, 程伟彬, 徐慧芳, 等. 广州市部分在校学生 MSM 的艾滋病危险行为特征分析[J]. 中国艾滋病性病, 2017, 23(2): 123-125, 131.
- [11] 郑建东, 庞琳, 徐杰, 等. 北京市大学在校男男性行为者 HIV 感染状况及其危险性行为调查[J]. 中华流行病学杂志, 2011, 32(4): 337-340.
- [12] 李莉, 闫红静, 管文辉, 等. VCT 门诊男男性行为者 HIV、梅毒感染状况及高危行为影响因素分析[J]. 江苏预防医学, 2013, 24(5): 8-10.
- [13] 许亚运, 王棠, 李十月, 等. 青少年男男性行为者感觉寻求与肛交安全套使用[J]. 武汉大学学报(医学版), 2017, 38(1): 80-84.
- [14] 陈琳, 马礁勤, 蒋健敏. 我国大学生中与感染 HIV 相关的危险行为研究进展[J]. 中国艾滋病性病, 2017, 23(4): 363-365.
- [15] 张椰, 李现红, 鄢芳. 男男性行为者配偶艾滋病易感性及防治策略[J]. 中国公共卫生, 2016, 32(12): 1622-1626.
- [16] 甄森, 王金塔, 周建波, 等. 不同活动场所男男性行为人群高危行为特征分析[J]. 中国公共卫生, 2012, 28(10): 1307-1310.
- [17] 郭璐, 张敏, 朱正平, 等. 南京市不同活动场所男男性行为者行为特征及艾滋病、梅毒感染状况[J]. 江苏预防医学, 2017, 28(3): 280-283.
- [18] 陈宗良, 刘朝贵, 张维, 等. 2006-2015 年重庆市学生男男性行为人群艾滋病流行状况分析[J]. 现代预防医学, 2017, 44(2): 193-195, 204.
- [19] 孟琴, 沈智勇, 周信娟, 等. 2010-2014 年广西青年学生艾滋病流行特征[J]. 中国艾滋病性病, 2016, 22(6): 458-459, 467.

收稿日期: 2017-10-20 编辑: 张曼

(上接第 426 页) 结果^[6], 伤害对人群期望寿命的影响较大。许多国家努力的结果已经证实伤害可以预防^[7]。交通、卫生及教育等部门应切实做好协同配合, 结合伤害死亡谱及其流行特征, 针对性地开展防护措施, 才能有效减少伤害和死亡。

本文的伤亡信息主要来自医疗机构的网络报告, 信息渠道单一, 且未对伤亡个案进行入户核实, 可能会对最终结果造成一定影响。

参考文献

- [1] 王声湧. 中国伤害的流行特征与研究进展[J]. 中华流行病学杂志, 2011, 32(7): 637-642.

- [2] 王宇, 武鸣, 孟群. 中国死因监测数据集 2013[M]. 北京: 人民卫生出版社, 2015: 60-61.
- [3] 俞浩, 武鸣, 林萍, 等. 2012 年江苏省居民死因顺位及主要疾病潜在寿命损失分析[J]. 江苏预防医学, 2015, 26(3): 26-29.
- [4] 许滋宁, 林玲. 2005-2014 年南通市居民伤害死因分析[J]. 江苏预防医学, 2016, 27(6): 718-720.
- [5] 张志华, 江秀玲, 钱巧霞, 等. 安徽农村老年人多发意外伤害及其影响因素[J]. 中国老年学杂志, 2012, 32(15): 3262-3264.
- [6] 王保友, 景世保. 南京市六合区 2010 年居民伤害死因分析[J]. 江苏预防医学, 2012, 23(6): 35-36.
- [7] 王声湧. 必须把伤害作为我国疾病控制工作内容之一[J]. 中华流行病学杂志, 2002, 23(6): 417-418.

收稿日期: 2017-12-12 编辑: 管芳

ICU 患者导尿管相关尿路感染情况调查

张合凤

濮阳市安阳地区医院, 河南 濮阳 455000

摘要:目的 分析 ICU(重症监护病房)患者导尿管相关尿路感染(CAUTI)状况。方法 调查某院 ICU 患者 CAUTI 发生情况,分析影响因素。结果 共调查 1 915 例 ICU 患者,尿管使用率 65.66%,CAUTI 发生率为 5.59%。CAUTI 发生率在女性(3.17%)、年龄 ≥ 50 岁(3.26%)、合并意识障碍(3.75%)、应用广谱抗菌药物(2.97%)、留置导尿时间 > 3 d(2.82%)病例中均较高,差异均有统计学意义(P 值均 < 0.05)。分离出病原菌 40 株,革兰阴性菌占 57.5%,真菌占 27.5%,革兰阳性菌占 15.0%。革兰阴性菌中,大肠杆菌对头孢、庆大霉素耐药性均 $\geq 46.2%$,铜绿假单胞菌对氨苄西林、头孢唑林耐药性均为 100.0%,肺炎克雷伯菌对头孢、氨苄西林唑林、头孢他啶耐药性均 $\geq 33.3%$;革兰阳性菌中,粪肠球菌、屎肠球菌对青霉素 G 耐药性为 100.0%,对万古霉素、利奈唑胺敏感性均为 100.0%。结论 ICU 患者泌尿感染大多由导尿管使用所致,感染的细菌以革兰阴性菌为主,对广谱抗生素耐药度较高。临床应尽量避免不必要的留置导尿,并严格无菌操作,对已出现的 CAUTI 感染者,需根据耐药实验结果合理选择抗菌药物。

关键词:重症监护患者;留置导尿管;尿路感染;护理预防

中图分类号:R619 **文献标识码:**B **文章编号:**1006-9070(2018)04-0430-03

ICU 患者病情普遍危重,需长期卧床、大量药物治疗,其机体免疫能力低下、住院时间长,并接受多种侵入性操作,极易发生医院感染^[1]。其中,以导尿管相关性尿路感染(CAUTI)最为常见,约占医院感染的 40%,仅次于呼吸道感染。患者因导尿留置导尿管是 ICU 最普通且经常采用的基本操作,无形中为细菌提供了进入膀胱的路径,导致逆行性感染。据统计,80%~90%的泌尿感染与使用导尿管有关^[2-3],且留置导尿管时间越长,感染概率越大。为分析我院 ICU(重症监护病房)患者 CAUTI 感染及影响因素,进行了专题调查。

1 资料与方法

1.1 对象 选择 2015 年 12 月—2016 年 12 月本院 ICU 内行留置导尿管 ≥ 2 d 的住院患者。所有患者由获得导尿管置入资格的护士置入导尿管,并严格遵循护理操作。剔除入科时已有尿路感染、留置导尿管前中段尿培养阳性、住院期间死亡或转院者。最终纳入患者 1 915 例,其中,男性 857 例,女性 1 058 例,年龄 21~64 岁,平均(46.5 \pm 6.9)岁;入院意识障碍 1 254 例,意识清楚 661 例;重型颅脑外伤 417 例,脑膜瘤术后 67 例,脑出血 264 例,脑梗死 198 例,颈椎损伤、截瘫 220 例,慢性呼吸系统疾病合并心力衰竭 440 例,多发伤 103 例,严重烧伤 80 例,药物中毒 85 例,其他 41

例。对所有患者进行全面的资料收集登记,包括姓名、性别、住院号、住院诊断、意识状态、尿常规结果及基础生命体征,对转出 ICU 者,由专人到相应科室随诊 48 h,判断有无 CAUTI 发生。

1.2 方法

1.2.1 标本采集:参照无菌操作原则留置导尿管,从留置导尿管当日开始,第 3、7、14、21 d 收集尿液送细菌培养。

1.2.2 危险因素调查:参考 WHO《健康和卫生系统反应性》量表,自拟调查表,包括性别、年龄、合并意识障碍、广谱抗生素使用、卧床时间等。

1.2.3 CAUTI 诊断标准:参照卫生部制定《医院感染诊断标准》判断:①留置导尿管 48 h 后,尿沉渣检测显示白细胞 ≥ 5 个/HP,尿培养检出病原菌;②有明显临床症状者,革兰阴性菌 $\geq 10^5$ CFU/mL,革兰阳性菌 $\geq 10^4$ CFU/mL;无明显临床症状者,革兰阴性菌 $\geq 10^3$ CFU/mL,革兰阳性菌 $\geq 10^3$ CFU/mL。

1.2.4 计算方法:CAUTI 发生率=发生 CAUTI 人数/留置导尿管总天数 $\times 1 000\%$;导尿管使用率=导尿管使用床天数/病床总床天数 $\times 1 000\%$ 。

1.3 统计分析 采用 SPSS 19.0 软件进行统计分析,计数资料比较采用 χ^2 检验,计量资料以均数 \pm 标准差($\bar{x} \pm s$)表示,采用 t 检验进行分析,以 $P < 0.05$ 为差异有统计学意义。

2 结果

2.1 尿路感染情况 共监测 1 915 例, 1 552 例患者使用尿管, 导尿管使用率 65.66% (6 438/9 805), 其中 36 例出现感染, CAUTI 发生率为 5.59% (36/6 438)。单因素分析显示, CAUTI 发生率女性 (3.17%) 高于男性 (2.42%)、 ≥ 50 岁病例 (3.26%) 高于 < 50 岁病例 (2.33%)、合并意识障碍病例 (3.75%) 高于非合并意识障碍病例 (1.84%)、留置导尿时间 > 3 d 病例 (2.82%) 高于 ≤ 3 d 病例 (2.76%)、应用广谱抗菌药物病例 (2.97%) 高于未用广谱抗菌药物病例 (2.62%)。差异均有统计学意义 (χ^2 值分别为 4.24、9.99、6.24、3.90、4.49, P 值均 < 0.05)。

2.2 病原菌培养情况 36 例感染者尿液共分离病原菌 40 株, 其中, 革兰阴性菌 23 株 (57.5%)、真菌 11 株 (27.5%)、革兰阳性菌 6 株 (15.0%)。分离出的革兰阴性菌中, 大肠埃希菌 13 株 (32.5%)、铜绿假单胞菌 5 株 (12.5%)、肺炎克雷伯菌 3 株 (7.5%)、鲍氏不动杆菌 2 株 (5.0%); 分离出的革兰阳性菌中, 粪肠球菌 3 株 (7.5%)、尿肠球菌 2 株 (5.0%)、溶血葡萄球菌 1 株 (2.5%); 分离出的真菌中, 热带假丝酵母菌 6 株 (15.0%)、白色假丝酵母菌 4 株 (10.0%)、光滑假丝酵母菌 1 株 (2.5%)。3 例感染严重者从不同部位分离出 2、2、3 株, 共 7 株, 包括革兰阴性菌 (4 株)、真菌 (2 株)、革兰阳性菌 (1 株)。

2.3 常见病原菌耐药情况

2.3.1 革兰阴性菌耐药: 分离出的革兰阴性菌中, 13 株大肠埃希菌、5 株铜绿假单胞菌、3 株肺炎克雷伯菌、鲍氏不动杆菌 2 株、大肠杆菌对头孢、庆大霉素耐药性均 $\geq 46.2\%$, 铜绿假单胞菌对氨苄西林、头孢唑林耐药性均为 100.0%, 肺炎克雷伯菌对头孢、氨苄西林耐药性均为 $\geq 33.3\%$, 见表 1。

2.3.2 革兰阳性菌耐药: 分离出的 3 株粪肠球菌、2 株尿肠球菌、1 株溶血葡萄球菌对青霉素 G 耐药性均为 100.0%, 对左氧氟沙星耐药性分别为 66.7%、50.0%、100.0%, 对万古霉素、利奈唑胺敏感性均为 100.0%。

表 1 CAUTI 患者分离株主要革兰阴性菌耐药性 [$n(\%)$]

抗菌药	大肠埃希菌 ($n=13$)	铜绿假单胞菌 ($n=5$)	肺炎克雷伯菌 ($n=3$)
氨苄西林	6(46.2)	5(100.0)	2(66.7)
哌拉西林他唑巴坦	2(15.38)	3(60.0)	1(33.3)
头孢唑林	8(61.5)	5(100.0)	2(66.7)
头孢哌酮	7(53.8)	2(40.0)	1(33.3)
头孢他啶	7(53.8)	3(60.0)	2(66.7)
庆大霉素	6(46.2)	3(60.0)	1(33.3)
阿卡米星	5(23.1)	2(40.0)	1(33.3)
亚胺培南	1(7.7)	1(20.0)	1(33.3)

3 讨论

本资料显示, ICU 重症病例中, 女性、年龄 ≥ 50 岁、合并意识障碍、留置导尿时间 > 3 d、应用广谱抗菌药物病例 CAUTI 发生率较高。CAUTI 发生受多种因素影响, 尤其受泌尿系感染常见菌种分布影响^[4-6], 临床应对可能危险因素进行综合分析, 并明确不同因素在 CAUTI 的发生中的作用。CAUTI 难治且易于复发, 与引起的细菌种类具有显著联系。本资料显示, CAUTI 感染者分离病原菌有以大肠埃希、铜绿假单胞菌为代表的革兰阴性菌, 粪肠球菌、尿肠球菌为代表的革兰阳性菌, 热带假丝酵母菌、白色假丝酵母菌为代表的真菌, 此类病原微生物耐药性高, 故 CAUTI 具有难治性。尹冬梅等^[7]报告 ICU 患者是否留置导尿管泌尿道感染病原均以革兰阴性杆菌为主 (观察组 58.33%, 对照组 67.39%), 与本研究基本一致; 李湘燕等^[8]对 ICU 感染患者进行病原学耐药分析, 发现大肠埃希菌对头孢菌素、帕拉西林/他唑巴坦耐药率在 65%~80%、4.9%~9.8%, 肺炎克雷伯杆菌的耐药率在 34.6%~75.0%、23.1%~25.7%, 尿肠球菌对青霉素药率为 100%, 与本资料基本一致, 但粪肠球菌对青霉素药率为 35.2%~46.9%, 与本资料差异较大。值得注意的是, 感染病例所分离的大肠埃希菌、肺炎克雷伯均对头孢唑林、氨苄西林等具有较高耐药性, 革兰阳性病原菌则对青霉素具有较高耐药性, 对万古霉素、利奈唑胺高度敏感, 患者多表现为菌尿。

基于上述结果, 建议: ①患者要评估泌尿系统感染的风险, 对年老、女性患者尽量减少不必要的膀胱冲洗; 对确实需要者, 根据尿培养结果选择合适恰当冲洗液。②每日评估留置导尿管的必要性, 并做好导尿管清洁护理, 保持导尿管引流通畅, 尽可能早拔除尿管。③取初次留置的导尿管留取标本作尿培养予以指导治疗; 对导尿管拔除者, 应用可留取清洁中段尿培养、指导治疗。④合理选择抗菌药物, 对复杂性、多种细菌引起的尿路感染, 推荐首选方案有庆大霉素+氨苄西林、哌拉西林他唑巴坦、亚胺培南或美罗培南, 当病情允许时改为口服氟喹诺酮, 如患者短期留置导尿管且为单一细菌感染, 可选择氟喹诺酮类或呋喃妥因治疗^[9-10]。本次资料显示, 大肠杆菌、铜绿假单胞菌对头孢类药物具有较高耐药性, 治疗时应先选择经验治疗, 得出培养结果、药敏结果后应根据试验结果调整抗菌药, 因万古霉素具有较大肾毒性作用, 而 ICU 患者多为病情复杂、危重者, 不可将万古霉素作为预防性、常规治疗肠球菌的首选药物^[11]。⑤局部使用抗菌药: 选择导管壁上涂抹抗菌药, 常采用青霉素、利福平、氯霉素等, 通过预防细菌及 (下转第 433 页)

2013—2017 年株洲市急性弛缓性麻痹病例监测结果

梁桢

株洲市疾病预防控制中心, 湖南 株洲 421000

摘要:目的 了解株洲市急性弛缓性麻痹(AFP)病例流行病学特征,评价 AFP 信息监测系统运行状况。方法 采用描述性流行病学的方法,对株洲市 2013—2017 年 <15 岁儿童 AFP 病例监测数据进行流行病学特征分析,并对 AFP 监测系统运行评价。结果 株洲市 2013—2017 年共报告 AFP 病例 126 例,均为脊灰排除病例,年均报告发病率为 3.80/10 万。全年均有 AFP 病例发生,无明显季节分布特征。男女病例数比为 2.82:1,主要集中在 1~<5 岁组儿童(占 63.49%)。全市各地区均有病例报告,报告发病率在 1.82/10 万~10.22/10 万。AFP 信息监测系统各项指标均达到国家监测方案要求。结论 株洲市 AFP 信息监测管理系统运行状况良好,应加强脊灰疫苗接种工作,继续维持无脊灰状态。

关键词:脊髓灰质炎;急性弛缓性麻痹;监测系统;流行病学

中图分类号:R512.4

文献标识码:B

文章编号:1006-9070(2018)04-0432-02

急性弛缓性麻痹(AFP)在临床上以急性起病、肌张力减弱、肌力下降、腱反射减弱或消失等为主要特征,AFP 监测是发现输入性脊灰野病毒或脊灰疫苗衍生病毒病例重要的防控措施^[1]。为及时发现株洲市可能出现的脊灰野毒株或脊灰疫苗衍生病毒病例,提高株洲市 AFP 病例监测质量,现对株洲市 2013—2017 年 AFP 病例监测信息报告管理系统中报告病例进行流行病学分析,并对 AFP 病例监测信息报告管理系统质量进行评价。

1 材料与方法

2013—2017 年株洲市 <15 岁儿童 AFP 病例资料来源于中国疾病预防控制中心 AFP 病例监测信息报告管理系统;人口资料来源于《株洲市年鉴》和中国疾病预防控制中心信息系统。采用 Excel 2007 对数据进行整理分析,描述流行病学方法分析流行病学特征。

2 结果

2.1 基本情况 株洲市 2013—2017 年共报告 AFP 病例 126 例,各年报告病例数依次为 39、32、23、16、16,报告发病率依次为 5.90/10 万、4.84/10 万、3.48/10 万、2.41/10 万、2.42/10 万,年均均为 3.80/10 万。

2.2 流行病学特征

2.2.1 时间分布:全年均有 AFP 病例发生,无明显发病季节性特征。发病数最高为 6 月份(14 例),9 月份次之(13 例),7 月份发病最低(2 例),其他月份病例

数为 8~12 例。

2.2.2 地区分布:株洲市 9 个县(市)区均有病例报告,其中攸县病例最多(24 例),醴陵市次之(19 例),最少的为株洲县和炎陵县(均为 6 例),平均为 14 例。报告发病率芦淞区最高(10.22/10 万),荷塘区次之(7.82/10 万),株洲县最低(1.82/10 万)。

2.2.3 人群分布:男性 93 例(占 73.81%),女性 33 例(占 26.19%),男女比为 2.82:1;发病年龄主要集中在 1~<5 岁组,共 80 例,占 63.49%,其他年龄组为 <1 岁组 7 例、5~<10 组 31 例、10~<15 组 8 例。

2.2.4 免疫史:全程接种疫苗 64 例,占 50.79%;接种 3 剂次 57 例,占 45.24%;接种 1 剂次 2 例,占 0.79%;未接种 1 例,接种史不详或空白 2 例。

2.3 监测系统质量评价 AFP 病例信息监测系统运行质量主要 5 项指标见表 1。各年 AFP 病例报告后 48 h 调查率均为 100.00%;其他指标均 >92%。

表 1 株洲市 2013—2017 年 AFP 病例信息监测报告系统主要指标情况(%)

年份	报告后 48 h 调查率	14 d 内双份便采集率	合格便采集率	便标本 7 d 内送达率	75 d 内随访表送达率
2013	100.00	92.31	92.31	97.37	92.31
2014	100.00	96.88	96.88	100.00	100.00
2015	100.00	95.65	95.65	100.00	100.00
2016	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00
2017	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00
平均	100.00	96.97	96.97	99.47	98.46

2.4 病例分类 按照《全国急性弛缓性麻痹(AFP)病例监测方案》病例分类标准,126 例 AFP 病例均为脊灰排除病例,无脊灰野病毒确诊病例,无脊灰疫苗衍生病毒(VDPV)病例,无脊灰临床符合病例。

3 讨论

湖南省自 1995 年起未发现脊灰野病毒,2000 年通过了无脊灰状态证实^[2-3]。本次监测结果表明,株洲市 2013—2017 年 126 例 AFP 病例均为排除脊灰病例,无脊灰野病毒确诊病例。说明株洲市对脊灰防控及监测工作成效显著。AFP 病例中男女比例为 2.82:1,高于肖红卫等^[4]报道比例。全年均有 AFP 病例发生,无明显季节性,与石神鉴等^[5]报道相同。但 7 月份报告病例明显少于其他月份,且有年份该月份无病例报告,其原因有待进一步研究。全市各地均有病例发生,发病人均以 1~<5 岁儿童为主,与相关报道相似^[1,6]。病例中全程免疫者比例超过 95%,表明株洲市脊灰疫苗接种工作扎实,建立了有效的儿童免疫屏障;但仍有未接种脊灰疫苗和接种史不详或空白病例,提示存在免疫空白人群,该人群感染脊灰病毒的可能性较免疫健全人群高,同时也是地区持续维持无脊灰状态一个危险因素。提示在维持无脊灰状态的阶段,不仅要继续高效做好 AFP 监测工作,杜绝漏报、迟报现象,也要做好适龄儿童,特别是流动儿童的脊髓灰质炎疫苗免疫预防接种工作。同时,应及时开展脊髓灰质炎野病毒输入与传播风险评估^[7],通过评估结果进一步做好维持无脊灰和防范脊灰野病毒输入工作。通过对 AFP 病例信息监测报告

系统运行质量主要 5 项指标分析发现,株洲市各指标均达到原卫生部和中国疾病预防控制中心要求,各项指标均在 92%以上,指标完成率逐年稳步提升,特别是 2016 年和 2017 年各指标均为 100%,表明株洲市 AFP 病例信息监测报告系统的及时性和敏感性较高,监测系统保持高质量运行,与其他地区调查结果类似^[8-9]。这与近年来株洲市不断加大对县市区 AFP 监测工作人员的培训,将 AFP 病例监测工作每月量化考核有关。

参考文献

- [1] 耿春梅,刘建国,杜瑾.巴彦淖尔市 2008—2015 年急性弛缓性麻痹病例的监测结果分析[J].微生物学免疫学进展,2017,45(3):47-50.
- [2] 黄铭华,李放军,李俊华,等.运用 Topsis 法综合评价湖南省 AFP 病例监测质量[J].中国预防医学杂志,2008,9(3):172-174.
- [3] 任重.应用 Topsis 法综合评价株洲市 AFP 病例监测质量[J].实用预防医学,2009,16(4):1132-1133.
- [4] 肖红卫,李晓明.株洲市 2007—2009 年 AFP 病例监测系统运转情况分析[J].实用预防医学,2010,17(5):920-921.
- [5] 石神鉴,詹惠春.2012—2015 年泉州市急性弛缓性麻痹病例监测分析[J].中国初级卫生保健,2017,31(1):69-70.
- [6] 王经晖,方挺,朱莹莹,等.宁波市急性弛缓性麻痹监测结果分析[J].浙江预防医学,2015,27(11):1136-1137.
- [7] 陈勇,马福宝,汪志国,等.南京市 2014 年脊髓灰质炎野病毒输入与传播风险评估[J].江苏预防医学,2015,26(3):34-36.
- [8] 廉丽华,张志兰,侯晓艳,等.南通市急性弛缓性麻痹病例监测系统运转情况分析[J].江苏预防医学,2012,23(2):46-47.
- [9] 甄茜,凌良健.常州市 2012—2014 年急性弛缓性麻痹病例监测分析[J].江苏预防医学,2016,27(4):492-493.

收稿日期:2018-03-10 编辑:张曼

(上接第 431 页) 炎性产物在导尿管壁外黏附达到预防早期生物膜形成,但此方法在导尿管使用 <3 d 内效果良好,>7 d 则无显著效果,临床需注意此点。
⑥ 抗菌疗程选择:迅速缓解者疗程为 7 d,治疗反应延迟者疗程为 10~14 d,对年龄 ≤65 岁的 CAUTI 女性患者,若无尿路症状,并且已拔出尿管者,可考虑 3 d 疗法,若胃复杂性尿路感染者,其抗菌疗程应为 2~3 周,避免产生耐药菌。

参考文献

- [1] 程明玉,邓敏,魏萍.ICU 层级护理方案对患者感染控制的效果[J].西部医学,2015,27(6):951-953.
- [2] 刘云.PDCA 循环法在 ICU 多重耐药菌医院感染管理中的应用[J].江苏预防医学,2015,26(6):129-130.
- [3] 程莉莉,张秀月,杨洪艳.留置导尿管患者尿路感染相关性因素分析[J].中华医院感染学杂志,2015,25(21):4929-4930,4946.
- [4] 王瑞静.287 例急性泌尿系感染患者菌种分布及大肠埃希菌的耐

药性分析[J].江苏预防医学,2016,27(5):571-572.

- [5] 于雪梅,周翠香,何晓萍.老年女性糖尿病患者尿路感染病原菌分布与耐药性分析[J].中华医院感染学杂志,2015,25(20):4613-4615.
- [6] 梁海峰,汲宗惠,刘保红,等.不同性别间尿路感染病原体分布及耐药性的差异性分析[J].现代预防医学,2017,44(5):890-893.
- [7] 尹冬梅,王娟,薛梅彦,等.导尿管相关尿路感染预防与控制技术指南在 ICU 的应用及效果研究[J].安徽医药,2013,17(3):464-466.
- [8] 李湘燕,杨阳,王玉芳.导尿管相关菌尿的病例特点及病原学耐药分析[J].中国临床药理学杂志,2016,32(14):1299-1303.
- [9] 盛滋科.氟喹诺酮类抗菌药物:美国 FDA 建议限制其在一些非复杂性感染中使用[J].中国感染与化疗杂志,2017,17(2):158.
- [10] 乔庐东,陈山,杨勇,等.国内不同类型下尿路感染患者尿路病原菌构成及药敏分析的多中心研究[J].中华泌尿外科杂志,2015,36(9):690-693.
- [11] 田河,白吉祥,张智慧,等.医院尿路感染患者分离株尿肠球菌耐药性分析[J].中国病原生物学杂志,2015,10(4):363-367.

收稿日期:2017-11-17 编辑:彭海燕

2016 年苏州高新区糖尿病流行现状

季文^{1△}, 陈鑫^{2△}, 王从菊¹, 薛庆², 归国平¹, 李红美²

1. 苏州高新区疾病预防控制中心, 江苏 苏州 215001; 2. 苏州大学医学部公共卫生学院

摘要:目的 了解 2016 年苏州高新区糖尿病患病率、知晓率、治疗率和控制率及其影响因素, 为制定糖尿病防治措施提供依据。方法 采用随机整群抽样的方法, 抽取苏州高新区常住居民进行问卷调查和健康体检(检测空腹血糖等), 收集人口学特征、个人生活习惯、糖尿病病史及糖尿病治疗史等资料。糖尿病患病、知晓、治疗及控制影响因素的分析采用 logistic 回归模型。结果 纳入资料完整者 9 984 人中, 糖尿病患病率为 14.18%, 标化患病率为 8.41%。糖尿病患者患病知晓率、治疗率和控制率分别为 67.44%、64.76% 和 20.76%。逐步筛选的多因素 logistic 回归分析显示, 年龄增长(与 ≤45 岁组相比, 46~65 岁组、>65 岁组糖尿病的患病 OR 值分别为 3.557(95%CI: 2.503~5.054)、5.419(95%CI: 3.775~7.780)、糖尿病家族史(OR=9.049, 95%CI: 7.641~10.716)、合并超重/肥胖(OR=1.544, 95%CI: 1.341~1.779)、高血压(OR=2.099, 95%CI: 1.827~2.412)、血脂异常(OR=1.407, 95%CI: 1.240~1.596)均是糖尿病危险因素, 较高的文化水平是糖尿病保护因素。年龄增长、糖尿病家族史、合并高血压和血脂异常是糖尿病知晓率、治疗率及控制率的影响因素。结论 苏州高新区居民糖尿病患病率处于较高水平, 应加强糖尿病筛查及规范化管理。

关键词:糖尿病, 患病率, 知晓率, 治疗率, 控制率

中图分类号: R587.1

文献标识码: B

文章编号: 1006-9070(2018)04-0434-05

糖尿病已成为全球威胁人类健康的慢性非传染性疾病之一。由于人口老龄化, 不良健康生活方式的流行以及膳食结构的变化, 糖尿病在我国呈现出迅猛增长的趋势。2000—2001 年我国成人糖尿病患病率为 5.49%^[1], 2010 年高达 11.6%^[2]。糖尿病是已知并发症最多的一种疾病, 糖尿病患者若得不到有效治疗, 不仅给患者带来痛苦, 也给社会造成巨大经济负担。现对 2016 年苏州高新区居民糖尿病患病、知晓、治疗和控制情况及其影响因素进行分析, 了解该地区糖尿病流行现状, 为制定和开展糖尿病防治工作提供思路。

1 材料与方法

1.1 研究对象 苏州高新区 42 个社区为研究现场, 采用随机整群抽样抽取每个社区约 1/20 楼栋, 对其所有 ≥18 岁常住居民(居住 ≥1 年)进行问卷调查, 并检查各项体格及生化指标。本研究共调查 10 089 人, 105 人因缺失空腹血糖或血压水平数据而被排除, 最终 9 984 人被纳入分析, 有效率为 98.96%。

1.2 方法 2016 年 3—4 月, 由调查员及社区医生入户面对面进行问卷调查, 并进行体格检查和实验室检测。问卷内容包括: ①人口学资料(性别、年龄、教育程

度、婚姻状况等); ②疾病史(糖尿病、高血压、血脂异常史等)及疾病治疗情况; ③生活方式(吸烟、饮酒等)。采用标准化方法对参加对象进行体格检查, 包括身高、体重及血压测量, 计算体质指数(BMI)。对所有的参加对象采集空腹(≥8 h)血液, 现场分离血浆, 采用酶法使用统一商业试剂进行生化指标检测, 包括空腹血糖、总胆固醇(TC)、甘油三酯(TG)、高密度脂蛋白(HDL-C)、低密度脂蛋白胆固醇(LDL-C)等指标。

1.3 诊断标准 ①糖尿病: 空腹血糖 ≥7.0 mmol/L^[3], 或调查对象自述患有糖尿病并经县级及以上医院确诊。②高血压: 平均收缩压 ≥140 mmHg 和/或平均舒张压 ≥90 mmHg^[4], 或调查对象自述患有高血压并经县级及以上医院确诊。③血脂异常: TC ≥6.2 mmol/L, 或 TG ≥2.3 mmol/L, 或 LDL-C ≥4.1 mmol/L, 或 HDL-C <1.0 mmol/L^[5], 或调查对象自述患有高血脂症并经县级及以上医院确诊。④超重/肥胖: BMI ≥24^[6]。

1.4 相关定义 ①糖尿病知晓率=(调查时已知自己患有糖尿病患者例数/糖尿病患者例数)×100%。②糖尿病治疗率=(口服降糖药、注射胰岛素、体育锻炼、饮食治疗患者例数/糖尿病患者例数)×100%。③糖尿病控制率=(患者中空腹血糖 <7.0 mmol/L

DOI: 10.13668/j.issn.1006-9070.2018.04.026

作者简介:季文(1968—), 女, 江苏苏州人, 主管医师, 主要从事慢性病防治工作; 陈鑫(1993—), 女, 江苏盐城人, 硕士在读, 研究方向: 慢性病流行病学。△并列第一作者。

通讯作者:李红美, 副教授, E-mail: lihongmei@suda.edu.cn; 归国平, 副主任医师, E-mail: 108709264@qq.com

例数/糖尿病患者例数) × 100%。④吸烟:最近半年内每天吸烟 1 支及以上;戒烟:指过去曾吸烟但调查时已不再吸烟。⑤饮酒:过去 12 个月中每周饮酒超过 1 次者。⑥糖尿病家族史:父母或兄弟姐妹中有糖尿病患者。⑦体育锻炼:每次超过持续 10 min 锻炼,能够引起心跳、呼吸加快者,主要包括跑步、快走、游泳、各种球类等。

1.5 质量控制 参加调查人员均经统一培训,统一调查问卷,质控员对资料收集过程进行督查。所有调查对象采集静脉血至少要求空腹 8 h,且在规定时间内进行检测。所有检测用仪器均经标准样品盲样质控并达标。调查后对数据进行审核并采用双录入法进行核对,删选无效或缺失数据。

1.6 统计分析 采用 Epidata 3.1 软件建立数据库, SAS 9.2 软件进行统计分析,检验水准 α 设为 0.05。分类变量资料采用率或构成比进行描述,组间比较采用 χ^2 检验。以 2010 年全国人口普查 ≥ 18 岁人口为标准,计算标化患病率。糖尿病患病、知晓、治疗及控制影响因素分析采用逐步筛选的 logistic 回归模型,其中年龄和性别为强制性纳入变量,入选和剔除检验水准均为 0.05。

2 结果

2.1 基本情况 9 984 名调查对象年龄 18~103 岁,中位数为 58.4 岁,四分位数间距为 45.9~66.7 岁;男性 4 026 人(占 40.32%),女性 5 958 人(占 59.68%)。受教育程度为高中及以上者 2 052 人(占 20.55%);每周参加 3 次及以上体育锻炼者 5 804 人(占 58.13%);有糖尿病家族史者 772 人(占 7.73%)。检出糖尿病患者 1 416 例,患病率为 14.18%,标化患病率为 8.41%。超重/肥胖、高血压、血脂异常患病率分别为 56.68%、40.26%、37.29%,高血压和血脂异常知晓率分别为 87.09%、6.55%。

2.2 糖尿病患病影响因素 男性患病率为 13.09%,标化患病率为 9.15%;女性为 14.92%,标化患病率为 7.65%。不同性别、年龄、文化程度、婚姻状况人群糖尿病患病率差异均有统计学意义(P 值均 < 0.05);有糖尿病家族史者、超重/肥胖者、高血压患者、血脂异常者糖尿病患病率均高于无上述状况者(P 值均 < 0.05),不同吸烟、饮酒、运动状况者糖尿病患病率差异均无统计学意义(P 值均 > 0.05)。见表 1。

逐步筛选 logistic 回归结果表明,年龄、文化程度、婚姻状况、糖尿病家族史、BMI、高血压、血脂异常是糖尿病患病的影响因素,差异均有统计学意义(P 值均 < 0.05)。见表 2。

表 1 不同因素水平下糖尿病患病率比较

变量	调查人数	病例数	患病率(%)	χ^2 值	P 值
性别				6.619	0.010
女	5 958	889	14.92		
男	4 026	527	13.09		
年龄(岁)				497.788	< 0.001
≤ 45	2 423	46	1.90		
46~	4 560	677	14.85		
> 65	3 001	693	23.09		
教育程度				178.180	< 0.001
初中及以下	7 932	1 313	16.55		
高中及以上	2 052	103	5.02		
婚姻状况				194.756	< 0.001
未婚	1 052	9	0.86		
已婚/同居	8 068	1 224	15.17		
离异/分居/丧偶	864	183	21.18		
吸烟状况				4.032	0.133
从不	8 287	1 182	14.26		
戒烟	190	35	18.42		
吸烟	1 507	199	13.21		
现在饮酒状况				0.038	0.845
不饮酒	9 396	1 331	14.17		
饮酒	588	85	14.46		
体育锻炼(次/周)				0.208	0.649
< 3	4 180	585	14.00		
≥ 3	5 804	831	14.32		
糖尿病家族史				1 112.116	< 0.001
无	9 212	996	10.81		
有	772	420	54.40		
BMI				210.145	< 0.001
< 24.0	4 325	363	8.39		
≥ 24.0	5 659	1 053	18.61		
高血压				563.574	< 0.001
无	5 964	440	7.38		
有	4 020	976	24.28		
血脂异常				93.325	< 0.001
无	6 187	714	11.54		
有	3 797	702	18.49		

表 2 糖尿病患病影响因素的逐步筛选 logistic 回归分析结果

变量	参照组	$aOR(95\%CI)$	aP 值
性别(男)		1.128(0.988~1.288)	0.075
年龄(岁)	≤ 45		
46~65		3.557(2.503~5.054)	< 0.001
> 65		5.419(3.775~7.780)	< 0.001
教育程度		0.666(0.525~0.845)	< 0.001
婚姻状况	已婚/同居		
未婚		0.416(0.202~0.856)	0.017
离异/分居/丧偶		0.933(0.763~1.141)	0.498
糖尿病家族史		9.049(7.641~10.716)	< 0.001
BMI(≥ 24)		1.544(1.341~1.779)	< 0.001
高血压		2.099(1.827~2.412)	< 0.001
血脂异常		1.407(1.240~1.596)	< 0.001

注: aOR :多因素调整的 OR 值, aP 值:多因素调整的 P 值。

2.3 糖尿病知晓、治疗、控制情况 1 416 例糖尿病患者中, 知晓自己患糖尿病的 955 例, 知晓率为 67. 44%; 治疗 917 例, 治疗率为 64. 76%; 仅 294 例血糖控制达标, 控制率为 20. 76%。

不同性别、年龄、教育程度、婚姻状况、吸烟、饮酒

状况、有无糖尿病家族史、高血压、血脂异常患者糖尿病知晓率、治疗率差异均有统计学意义(P 值均 $< 0. 05$); 不同性别、年龄、吸烟、饮酒状况、有无糖尿病家族史、高血压、血脂异常患者控制率差异均有统计学意义(P 值均 $< 0. 05$)。见表 3。

表 3 不同人口学特征的糖尿病知晓、治疗、控制情况

变量	病例数	知晓		治疗		控制	
		$n(\%)$	P 值	$n(\%)$	P 值	$n(\%)$	P 值
性别			$< 0. 001$		$0. 001$		$0. 018$
女	889	628(70. 64)		604(67. 94)		202(22. 72)	
男	527	327(62. 05)		313(59. 39)		92(17. 46)	
年龄(岁)			$< 0. 001$		$< 0. 001$		$< 0. 001$
≤ 45	46	11(23. 91)		11(23. 91)		2(4. 35)	
46~	677	442(65. 29)		419(61. 89)		123(18. 17)	
> 65	693	502(72. 44)		487(70. 27)		169(24. 39)	
教育程度			$0. 002$		$0. 002$		$0. 547$
初中及以下	1 313	900(68. 55)		865(65. 88)		275(20. 94)	
高中及以上	103	55(53. 40)		52(50. 49)		19(18. 45)	
婚姻状况			$< 0. 001$		$< 0. 001$		$0. 490$
未婚	9	3(33. 33)		3(33. 33)		1(11. 11)	
已婚/同居	1 224	802(65. 52)		772(63. 07)		250(20. 42)	
离异/分居/丧偶	183	150(81. 97)		142(77. 60)		43(23. 50)	
吸烟状况			$< 0. 001$		$< 0. 001$		$< 0. 001$
从不	1 182	818(69. 20)		787(66. 58)		264(22. 34)	
戒烟	35	28(80. 00)		26(74. 29)		9(25. 71)	
吸烟	199	109(54. 77)		104(52. 26)		21(10. 55)	
饮酒状况			$0. 003$		$0. 002$		$0. 003$
不饮酒	1 331	910(68. 37)		875(65. 74)		287(21. 56)	
饮酒	85	45(52. 94)		42(49. 41)		7(8. 24)	
体育锻炼(次/周)			$0. 530$		$0. 639$		$0. 053$
< 3	585	400(68. 38)		383(65. 47)		136(23. 25)	
≥ 3	831	555(66. 79)		534(64. 26)		158(19. 01)	
糖尿病家族史			$< 0. 001$		$< 0. 001$		$0. 003$
无	996	593(59. 54)		573(57. 53)		186(18. 67)	
有	420	362(86. 19)		344(81. 90)		108(25. 71)	
BMI			$0. 288$		$0. 256$		$0. 586$
$< 24. 0$	363	253(69. 70)		244(67. 22)		79(21. 76)	
$\geq 24. 0$	1 053	702(66. 67)		673(63. 91)		215(20. 42)	
高血压			$< 0. 001$		$< 0. 001$		$0. 014$
无	440	257(58. 41)		246(55. 91)		74(16. 82)	
有	976	698(71. 52)		671(68. 75)		220(22. 54)	
血脂异常			$0. 020$		$0. 012$		$0. 020$
无	714	502(70. 31)		485(67. 93)		166(23. 25)	
有	702	453(64. 53)		432(61. 54)		128(18. 23)	

逐步 logistic 回归结果表明, 年龄、糖尿病家族史、高血压和血脂异常均是糖尿病患者知晓率、治疗率、控制率的危险因素, 差异均有统计学意义(P 值均 $< 0. 05$); 同时, 离异/分居/丧偶者知晓率 OR 是已婚/

同居者的 1. 869 倍, 男性治疗率 OR 是女性的 0. 707 倍, 吸烟者控制率 OR 是从不吸烟者的 0. 508 倍。见表 4。

表 4 糖尿病知晓、治疗及控制影响因素的逐步筛选 logistic 回归分析结果

变量	参照组	知晓		治疗		控制	
		$aOR(95\%CI)$	aP 值	$aOR(95\%CI)$	aP 值	$aOR(95\%CI)$	aP 值
性别(男)		0.764(0.568~1.027)	0.075	0.707(0.558~0.896)	0.004	0.850(0.617~1.171)	0.321
年龄(岁)	≤45						
	46~	5.532(2.539~12.051)	<0.001	4.586(2.206~9.534)	<0.001	4.413(1.047~17.055)	0.043
	>65	6.455(2.921~14.268)	<0.001	6.281(2.36~11.49)	<0.001	6.112(1.454~25.700)	0.014
婚姻状况	已婚/同居						
	未婚	1.281(0.254~6.460)	0.764	—		—	
	离异/分居/丧偶	1.869(1.225~2.851)	0.004	—		—	
吸烟状况	从不						
	戒烟	2.413(1.001~5.818)	0.049	—		1.378(0.613~3.098)	0.438
	吸烟	0.795(0.536~1.179)	0.253	—		0.508(0.298~0.864)	0.012
糖尿病家族史		4.369(3.187~5.990)	<0.001	3.432(2.578~4.567)	0.001	1.499(1.139~1.973)	0.004
高血压		1.441(1.110~1.872)	0.006	1.412(1.096~1.819)	0.008	—	
血脂异常		0.713(0.561~0.906)	0.006	0.705(0.559~0.888)	0.003	0.701(0.538~0.913)	0.008

注: aOR :多因素调整 OR 值, aP 值:多因素调整 P 值,—表示该变量未被纳入模型。

3 讨论

苏州高新区居民糖尿病患病率为 14.18%,标化率为 8.41%,略高于江苏省 2013 年抽样调查结果(7.31%)^[7];低于南京市建邺区 2015 年标化患病率(11.09%)^[8]和徐州市 2011—2012 年标化率(12.33%)^[9]。糖尿病知晓率、治疗率和控制率分别为 67.44%、64.76%和 20.76%,同样高于江苏省 2013 年的调查(分别为 58.35%、51.87%、14.12%)^[7]。

随着年龄增加糖尿病患病率也增加,高年龄组糖尿病患者知晓率、治疗率和控制率也较高^[2,10],可能随着年龄增长,人们对自身健康比较关注。女性患病率略高于男性,标化率略低于男性,这可能与本资料中较多的中老年女性参加有关。女性绝经前糖尿病患病率常低于男性,绝经后,由于雌激素水平下降,患病率往往高于男性^[11]。但女性较男性更加关注自身健康,女性糖尿病治疗率较高,这与以往研究一致^[12-13]。

本资料还发现吸烟、饮酒患者糖尿病知晓、治疗、控制率均较低,调整其他因素后,吸烟患者血糖控制率仍低于不吸烟患者。有研究表明,吸烟与糖尿病大血管病变及微血管病变的风险增高有关,患者戒烟有助于改善代谢指标、降低血压^[3,14]。糖尿病家族史会增加糖尿病的发生风险^[15-16]。有研究发现父母双方患有糖尿病比单独一方患有糖尿病更增加子代患病风险^[15],一级亲属(父母、兄弟姐妹、子女)中两代同时有糖尿病比仅仅一代有糖尿病的患病的危险性更高。但有家族史的会更加关注糖尿病,从而提高治疗率及控制率。

超重/肥胖、血脂和血压的升高均会增加糖尿病的风险^[8,17]。本资料发现合并高血压的糖尿病患者其糖尿病的知晓率和治疗率均较高,这可能与高血压患

者率纳入社区规范管理有关。苏州市 2009 年普及高血压的社区规范管理^[18],提高了糖尿病发现机会。本资料发现合并血脂异常的糖尿病患者其糖尿病的知晓、治疗及控制率均较低,这可能与血脂异常的危害并未引起人们的足够重视有关,本次调查血脂异常知晓率仅为 6.55%。血脂异常会增加糖尿病患者血管病变的风险^[19]。

综上所述,苏州高新区成年居民糖尿病患病率处于较高水平,糖尿病知晓率、治疗率和控制率仍有进一步提升的空间。

参考文献

- [1] Hu D, Fu P, Xie J, *et al.* Increasing prevalence and low awareness, treatment and control of diabetes mellitus among Chinese adults: the InterASIA study[J]. *Diabetes Res Clin Pract*, 2008,81(2):250-257.
- [2] Xu Y, Wang LM, He J, *et al.* Prevalence and control of diabetes in Chinese adults[J]. *JAMA*, 2013,310(9):948-958.
- [3] 中华医学会糖尿病学分会. 中国 2 型糖尿病防治指南(2013 年版)[J]. *中国医学前沿杂志(电子版)*, 2015,30(3):26-89.
- [4] 中国高血压防治指南修订委员会. 中国高血压防治指南 2010 [J]. *中国医学前沿杂志(电子版)*, 2011,3(5):42-93.
- [5] 中国成人血脂异常防治指南修订联合委员会. 中国成人血脂异常防治指南(2016 年修订版)[J]. *中华心血管病杂志*, 2016,44(10):833-853.
- [6] 中华人民共和国卫生部疾病控制司. 中国成人超重与肥胖症预防与控制指南[M]. 北京:人民卫生出版社,2006.
- [7] Veves A, Yue J, Mao X, *et al.* Prevalence, awareness, treatment and control of diabetes mellitus in a Chinese population[J]. *PLoS One*, 2016,11(4):e0153791.
- [8] 张霞,张金,简桥,等. 南京市建邺区 2 型糖尿病流行病学现状分析[J]. *江苏预防医学*, 2016,27(5):595-598.

(下转第 440 页)

· 卫生监督监测 ·

2014—2017 年南京市环境和水放射性水平监测与分析

杨声, 闫庆倩, 李红艳

南京市疾病预防控制中心, 江苏 南京 210003

摘要:目的 掌握近年南京市环境和饮用水的放射性水平, 为建立公众健康相关的放射性本底数据库奠定基础。方法 依据《江苏省食品放射性污染风险监测工作手册》确定监测项目和方法开展监测, 对获得的数据进行汇总和描述性分析。结果 2014—2017 年南京市饮用水中总 α 放射性活度浓度(0.02 ± 0.01 Bq/L)、总 β 放射性活度浓度(0.11 ± 0.03 Bq/L)均低于国家限值; 2014 年饮用水总 α 放射性水平(0.04 ± 0.01 Bq/L)明显高于其他 3 年, 差异有统计学意义($P < 0.05$)。空气气溶胶中总 β 比活度为 $0.77 \sim 2.01$ mBq/m³, 各季度水平差异有统计学意义($P < 0.05$)。4 年间环境地表辐射剂量(0.20 ± 0.06 mSv)、沉降灰中总 α 放射性比活度(85.6 ± 57.3 mBq/m² · d)、总 β 放射性比活度(286.5 ± 154.8 mBq/m² · d)相对稳定, 年度间、季度间差异均无统计学意义(P 值均 > 0.05)。结论 南京市环境和水放射性水平相对稳定, 仍应加强质量控制, 增加监测频次, 建立南京市放射性本底数据。

关键词:气溶胶; 沉降灰; 饮用水; 放射性监测

中图分类号: R144

文献标识码: B

文章编号: 1006-9070(2018)04-0438-03

近年来, 随着核技术应用的快速发展, 核与辐射应急准备工作日渐重要。为建立公众相关的放射性本底数据库, 掌握环境介质的放射性水平和变动趋势, 科学评价核电站运行对人群健康效应的影响, 江苏省卫生厅于 2008 年起组织开展田湾核电站周围环境介质放射性监测工作^[1], 南京市是江苏省环境介质放射性监测的一个地区。现将 2014—2017 年南京市环境和水放射性水平监测结果作如下报告。

1 材料与方法

1.1 样品 按照《江苏省食品放射性污染风险监测工作手册》确定监测对象和采样方法。

1.1.1 饮用水: 枯水期和丰水期水源水、出厂水每年各采集 1 次各 4 L。水源水和出厂水取样前于采样地点用水样洗涤采样桶 3 次。水源水采点水深 < 3 m, 用采水器采集水面下 $0.1 \sim 0.5$ m 处样品; 出厂水直接在出水口采集, 采好水样填写采样单后送回实验室待测。

1.1.2 气溶胶: 采样点选择建筑物屋顶, 周围 10 m 内无高大建筑物、树木、烟囱, 每季度采集 1 次、每次采样总量为 50 m³。将称重后可灰化滤膜连接于大流量采样器, 接通电源后调节采样器流速, 采样结束后取下滤膜, 填好采样记录单, 装入塑料袋送回实验室

待测。

1.1.3 沉降灰: 采样点同气溶胶的采样点, 每季度采集 1 次。将面积 0.25 m²、边缘高 ≥ 30 cm 的不锈钢圆盘装入含硫酸的 0.1% 弱酸蒸馏水, 保证采样期间盘内不干。圆盘放置在采样点一季后, 将采样盘中水移入塑料桶, 洗涤采样盘 $2 \sim 3$ 次, 一并移至塑料桶, 填写采样单送回实验室待测。

1.1.4 环境地表辐射: 每季度采集 1 次。置 10 个退火后热释光剂量计于自封袋, 布放于周围 10 m 内无高大建筑物的较空旷地域、距地高度 $1.5 \sim 2.0$ m 的树杆上, 放置 1 个季度后回收测量。

1.2 监测项目和分析方法

1.2.1 水中总 α 、总 β 放射性水平监测: 水样采集后, 取定量水样于 2 L 烧杯中, 滴加少许盐酸酸化, 不断搅拌并加热煮沸, 去除水中二氧化碳。再加入一定量的三氯化铁溶液和氨水, 调节水样 pH 值为 8 左右, 静置。待样品完全澄清后, 弃去上清液, 沉淀用快速滤纸过滤。将沉淀及滤纸至于 50 mL 瓷坩埚(已称重)内, 于马福炉中低温(300 °C 左右)碳化, 再逐步加温至 750 °C, 灼烧 30 min 后冷却称量。称重后样品在玛瑙研磨体中研碎, 取 200 mg 在已测量过本底的测样盘上铺样, 利用无水乙醇作溶剂均匀铺盘, 并置于红外灯下烘干, 存于干燥皿中待测, 将待测样品盘放入四

路低本底 $\alpha\beta$ 测量仪进行测量。测定结果依据《生活饮用水卫生标准》GB5749—2006^[2] 进行评定,生活饮用水中总 α 放射性活度浓度限值为 0.5 Bq/L,总 β 放射性活度浓度限值为 1.0 Bq/L。

1.2.2 气溶胶和沉降灰中总 α 、总 β 放射性水平监测: 样品制备后按照 HJ/T61—2001《辐射环境监测技术规范》进行检测分析。将采集有气溶胶的可灰化滤膜,至于 50 mL 瓷坩埚(已称重)内,于马福炉中(400 °C 左右)碳化,冷却称量。取出沉降灰样品中异物,并用去离子水将异物上的尘粒冲洗下来,合并冲洗液与样品中;然后将沉降灰样品定量转入 500 mL 烧杯中,在电热板上蒸发至体积浓缩为 50 mL 后,将样品完全转入瓷坩埚(已称重)内,在电热板上蒸发至干,冷却称量。后续测量步骤同 1.2.1。

1.2.3 环境地表辐射水平检测: 热释光剂量计回收后,按照 GB/T10264—2014《个人和环境检测用热释光剂量测量系统》进行测定分析。剂量卡取回后,立即接通热释光剂量仪主机电源,预热 40 min,将加热抽屉轻轻完全拉出,调整仪器量程和灵敏度,将剂量卡中待测剂量片置于加热盘正中央,将抽屉完全推入进行测量,读数结果平均值和仪器刻度系数的乘积为环境地表辐射水平测定值。

1.3 仪器 采用 CF-903-DIGITAL 便携式大容量空气取样器进行气溶胶采样。采用 RGD-3B 型热释光剂量仪和 LiF (Mg, Cu, P) 热释光剂量元件环境监测地表辐射水平。气溶胶、沉降灰及饮用水中总放射测定采用 LB4008 型四路低本底 $\alpha\beta$ 测量仪。以中国计量科学院 Am-241 作为 α 标准源, K-40 作为 β 标准源,对 LB4008 型四路低本底 $\alpha\beta$ 测量仪进行标定。

1.4 统计分析 用 SPSS 17.0 软件对数据进行统计学分析,采用无重复数据的两因素方差分析方法,分析放射水平的年度差异、季度差异,采用 LSD-*t* 检验方法进行两两比较,以 $P < 0.05$ 为差异有统计学意义。

2 结果

2.1 饮用水中放射性活度 2014—2017 年,南京市饮用水中总 α 、总 β 活度浓度均达标。总 α 活度浓度以 2014 年最高,不同年份差异有统计学意义($F = 9.99, P < 0.05$),不同水样类型差异均无统计学意义($F = 2.32, P > 0.05$);4 年间饮用水中总 β 活度浓度差异无统计学意义($F = 1.37, P > 0.05$),枯水期时水源水中总 β 活度浓度高于枯水期和丰水期时出厂水的总 β 活度浓度,差异有统计学意义($P < 0.05$)。见表 1、表 2。

表 1 南京市饮用水总 α 放射性活度浓度(Bq/L)

年份	枯水期		丰水期		平均
	水源水	出厂水	水源水	出厂水	
2014	0.05	0.04	0.05	0.02	0.04±0.01
2015	0.03	0.01	0.01	0.01	0.02±0.01
2016	0.01	0.02	0.02	0.01	0.02±0.01
2017	0.02	0.01	0.01	0.01	0.01±0.01
平均	0.03±0.02	0.02±0.01	0.02±0.02	0.01±0.01	0.02±0.01

表 2 南京市饮用水总 β 放射性活度浓度(Bq/L)

年份	枯水期		丰水期		平均
	水源水	出厂水	水源水	出厂水	
2014	0.15	0.09	0.16	0.08	0.12±0.04
2015	0.13	0.10	0.10	0.09	0.11±0.02
2016	0.14	0.09	0.14	0.10	0.12±0.03
2017	0.12	0.11	0.07	0.07	0.09±0.03
平均	0.14±0.01	0.10±0.01	0.12±0.04	0.09±0.01	0.11±0.03

2.2 空气气溶胶中放射性比活度 2014—2017 年空气气溶胶中总 α 比活度为 0.23~3.24 mBq/m³,不同年份、季度差异均无统计学意义(F 值分别为 0.87、1.19, P 值均 > 0.05);空气气溶胶中总 β 比活度为 0.77~2.01 mBq/m³,不同年份差异无统计学意义($F = 0.72, P > 0.05$),3 季度明显低于 1、4 季度,不同季度间差异有统计学意义($F = 6.80, P < 0.05$)。见表 3、表 4。

表 3 南京市空气气溶胶中总 α 比活度(mBq/m³)

年份	1 季度	2 季度	3 季度	4 季度	平均
2014	3.24	0.63	0.23	0.57	1.17±1.39
2015	1.01	2.45	0.35	0.58	1.10±0.94
2016	0.26	0.46	0.56	0.40	0.42±0.13
2017	0.48	0.98	0.30	0.23	0.50±0.34
平均	1.25±1.37	1.13±0.91	0.36±0.14	0.45±0.17	0.80±0.85

表 4 南京市空气气溶胶中总 β 比活度(mBq/m³)

年份	1 季度	2 季度	3 季度	4 季度	平均
2014	1.22	1.12	0.82	1.51	1.17±0.28
2015	2.01	0.96	0.77	1.91	1.41±0.64
2016	1.28	1.33	1.35	1.68	1.41±0.18
2017	1.36	1.06	1.01	2.00	1.35±0.46
平均	1.47±0.37	1.12±0.16	0.99±0.26	1.78±0.22	1.34±0.40

2.3 大气沉降灰中放射性比活度 2014—2017 年大气沉降灰中总 α 比活度为 18.3~188.70 mBq/m²·d,不同年份、季度差异均无统计学意义(F 值分别为 3.10、1.56, P 值均 > 0.05);总 β 比活度为 84.9~585.0 mBq/m²·d,不同年份、季度差异均无统计学意义(F 值分别为 0.95、1.59, P 值均 > 0.05)。见表 5、表 6。

表 5 南京市大气沉降灰中总 α 比活度 (mBq/m²·d)

年份	1 季度	2 季度	3 季度	4 季度	平均
2014	73.7	49.9	59.4	61.4	61.1±9.9.8
2015	49.6	113.0	61.8	94.8	79.8±29.2
2016	18.3	39.9	140.6	27.7	56.6±56.7
2017	32.7	181.0	177.0	188.7	144.9±74.9
平均	43.6±23.8	96.0±65.3	109.7±58.6	93.2±69.3	85.6±57.3

表 6 南京市大气沉降灰中总 β 比活度 (mBq/m²·d)

年份	1 季度	2 季度	3 季度	4 季度	平均
2014	126.4	307.2	225.7	356.0	253.8±100.5
2015	252.4	480.2	231.8	366.6	332.8±114.8
2016	127.7	155.8	438.4	84.9	201.7±160.5
2017	137.6	512.5	195.6	585.0	357.7±223.9
平均	161.0±61.1	364.0±165.5	272.9±111.5	348.1±204.8	286.5±154.8

2.4 环境地表辐射剂量监测结果 2014—2017 年南京市每季度环境地表辐射剂量为在 0.12~0.29 mSv, 不同年份、季度差异均无统计学意义 (F 值分别为 3.61、0.02, P 值均 >0.05)。见表 7。

表 7 南京市环境地表辐射剂量 (mSv)

年份	1 季度	2 季度	3 季度	4 季度	平均
2014 年	0.12	0.19	0.23	0.12	0.17±0.05
2015 年	0.25	0.29	0.23	0.25	0.26±0.03
2016 年	0.27	0.17	0.15	0.27	0.22±0.06
2017 年	0.16	0.13	0.17	0.12	0.15±0.02
平均	0.20±0.07	0.20±0.07	0.20±0.04	0.19±0.08	0.20±0.06

3 讨论

调查显示,2014—2017 年南京市饮用水中总 α 活度浓度和总 β 活度浓度均低于 GB5749—2006《生活

饮用水卫生标准》中的限值,与南京市张瑞菊^[3]报道一致;气溶胶中总 α 比活度为 0.23~3.24 mBq/m³,总 β 比活度为 0.77~2.01 mBq/m³,年度间放射性比活度无统计学差异,但总 β 比活度有明显季度差异,以 3 季度总 β 比活度最低、4 季度最高,与覃连敬等^[4]报道一致。大气沉降灰中总 α 比活度为 18.3~188.7mBq/m²·d,总 β 比活度为 84.9~585.0 mBq/m²·d,相对较稳定,仅部分季度沉降灰的放射性比活度差异较大,这可能与该季度获得的灰样量有关。近 4 年南京市环境地表辐射剂量为 0.12~0.29 mSv,低于宁海县监测结果^[5],处于较低水平。

目前南京市环境和水放射性水平虽为正常水平,但数据波动范围较大。应加强质量控制,增加监测频次,规范监测指标和方法,发现南京市环境和饮用水放射性水平的变化规律,建立环境及其介质放射性本底数据库。如发现放射性水平明显超过近几年峰值,就必须引起警惕,寻找造成增高原因,以保证南京市环境安全。

参考文献

[1] 陈群,余宁乐,杨小勇,等. 2008 年田湾核电站周围环境放射性水平检测[J]. 中国辐射卫生, 2010, 19(3):329-330.
 [2] GB5749-2006 生活饮用水卫生标准[S].
 [3] 张瑞菊,庄振明,宋永忠,等. 南京市环境放射性水平调查与评价[J]. 中国辐射卫生, 2014, 23(5):443-445.
 [4] 覃连敬,李美丽,蒋岚,等. 广州地区大气环境气溶胶样品放射性特征[J]. 核技术, 2016, 39(9):1-6.
 [5] 胡丹标,芦丽嫦,胡艳敏,等. 三门核电站宁海毗邻区域辐射水平本底调查[J]. 上海预防医学, 2016, 28(4):214-218.

收稿日期:2018-01-03 编辑:彭海燕

(上接第 437 页)

[9] 张庆华,凌宏威,应长江,等. 徐州市居民糖尿病患病率,知晓率,治疗率及控制率现况调查[J]. 中国慢性病预防与控制, 2013, 21(3):277-281.
 [10] Yang F QD, Control of Diabetes Mellitus in Rural China. Results from Shandong province[J]. Diabet Med, 2016, 33(4):454-458.
 [11] Mcdonald M, Hertz RP, Unger AN, et al. Prevalence, awareness, and management of hypertension, dyslipidemia, and diabetes among United States adults aged 65 and older[J]. J Gerontol A Biol Sci Med Sci, 2009, 64(2):256-263.
 [12] Atkin SL, Wang C, Yu Y, et al. Awareness, treatment, control of diabetes mellitus and the risk factors: survey results from North-east China[J]. PLoS One, 2014, 9(7):e103594.
 [13] Sims M, Diez Roux AV, Boykin S, et al. The socioeconomic gradient of diabetes prevalence, awareness, treatment, and control among African Americans in the Jackson Heart Study[J]. Ann Epidemiol, 2011, 21(12):892-898.

[14] 胡圆圆. 吸烟与 2 型糖尿病血管并发症[J]. 国际病理科学与临床杂志, 2011, 31(1):64-68.
 [15] Meigs JB, Cupples LA, Wilson PW. Parental transmission of type 2 diabetes: the Framingham Offspring Study [J]. Diabetes, 2000, 49(12):2201-2207.
 [16] Zhang H, Zhang J, Yang Z, et al. Association between family history risk categories and prevalence of diabetes in Chinese population[J]. PLoS One, 2015, 10(2):e0117044.
 [17] 王波,吴红辉,刘宇. 句容市 2 型糖尿病患病现况及其相关因素调查[J]. 江苏预防医学, 2014, 25(1):51-53.
 [18] 胡一河,吴秀珍. 苏州市高血压社区规范化管理项目实施效果研究[J]. 中国循环杂志, 2014, 29(10):796-799.
 [19] Dyslipidemia GD, apolipoproteins. And vascular risk [J]. Diabetes & Metabolic Syndrome: Clinical Research & Reviews, 2018, 1(1):1006-9070.

收稿日期:2018-01-20 编辑:张嫚

• 卫生监督监测 •

商丘地区医院消毒供应中心质量控制现状

柴西英, 邵春梅, 张淑琴

商丘市第一人民医院消毒供应中心, 河南 商丘 476100

摘要:目的 调查商丘地区医院消毒供应中心(Central Sterile Supply Department, CSSD)质量控制现状。方法 根据卫生部《院感染管理规范》、河南省卫生厅《河南省医疗机构消毒供应中心验收标准》,调查商丘地区有 CSSD 的 29 所医院 CSSD 布局与设备情况、清洗方法使用情况、确认清洗消毒程序有效性的执行情况以及质量管理检查结果。结果 CSSD 布局与设备情况检查中市二级及以上综合医院布局及面积合理率、灭菌设备脉动真空比例、超声及喷淋清洗设备比例、配置高压水枪比例均显著高于县二级综合医院及专科医院,差异有统计学意义(P 值均 <0.05);清洗方法中,市二级及以上综合医院手工加机洗率显著高于县二级综合医院及专科医院,差异有统计学意义(P 值均 <0.05);确认清洗消毒程序有效性中市二级及以上综合医院每次打印运行记录、观察运行温度、时间、符合厂家使用说明比例均显著高于县二级综合医院及专科医院,差异有统计学意义(P 值均 <0.05);质量管理检查中,市二级及以上综合医院酶洗比例、器械清洗彻底、生物检测比例、BD 检测比例、压力蒸汽灭菌比例均显著高于县二级综合医院及专科医院,差异有统计学意义($P < 0.05$)。结论 市二级及以上综合医院在 CSSD 布局与设备情况、清洗方法、清洗消毒程序确认等程序中均优于县二级综合医院及专科医院,后者需加强 CSSD 规范化管理。

关键词: 商丘; 医院; 消毒供应中心; 质量控制

中图分类号: R187 **文献标识码:** B **文章编号:** 1006-9070(2018)04-0441-03

消毒供应中心(Central Sterile Supply Department, CSSD)是医院内供应各类无菌医疗器械、用品的部门,医院医疗供应品种类较多,使用频率高、周转快,CSSD 每项工作均与医疗、教学以及科研质量密切相关。供应室工作质量控制在整个医院管理中具有十分重要的意义,是保障诊疗质量的关键^[1]。商丘地区多家医院已设立 CSSD,但由于意识水平以及专业技术等造成质量控制情况有所差异。本文对商丘地区医院 CSSD 质量控制现状进行调查,以找出薄弱环节及问题,为医院消毒供应的管理质量提高提供理论依据。

1 资料与方法

1.1 对象 调查对象为商丘地区有 CSSD 的 29 所医院,包括市二级及以上综合医院 12 所、县二级综合医院 10 所以及专科医院 7 所。

1.2 方法 根据卫生部《院感染管理规范》以及河南省卫生厅《河南省医疗机构消毒供应中心验收标准》,采用自行设计的问卷对 CSSD 进行调查,内容包括:① 布局与设备情况、清洗方法使用情况、确认清洗消毒程序有效性的执行情况以及 CSSD 质量管理检查结果。② 布局与设备情况包括布局及面积、灭菌设备脉

动真空及下排气、超声及喷淋清洗设备、高压水枪配置情况。③ 清洗方法使用情况包括全手工清洗、全机械清洗、手工加机洗等;确认清洗消毒程序有效性的执行情况包括每次打印运行记录、观察运行温度、时间、符合厂家使用说明比例等。④ 质量管理检查包括有无酶洗、器械清洗消毒彻底或有污渍、有无 BD 检测、生物检测情况、压力蒸汽或浸泡灭菌方式。参与质量检查工作人员均经培训并考核合格后参与检查工作,前往医院检查未事先通知。

1.3 统计分析 所有调查结果经校对无误后由 2 名工作人员录入数据库,以 Excel 2013 建立数据库,采用 SPSS 22.0 统计软件进行统计分析;计数资料以百分率(%)的形式表示,采用校正 χ^2 检验,以 $P < 0.05$ 表示差异有统计学意义。

2 结果

2.1 各级医院 CSSD 布局与设备情况 市二级及以上综合医院 CSSD 布局及面积合理率、灭菌设备脉动真空比例、超声及喷淋清洗设备比例、配置高压水枪比例均显著高于县二级综合医院及专科医院,差异均有统计学意义(P 值均 <0.05),见表 1。

表 1 各级医院 CSSD 布局与设备情况检查结果[n(%)]

项目	市二级及以上 综合医院(n=12)	县二级综合医院 (n=10)	专科医院 (n=7)	χ ² 值	P 值
布局及面积合理率	11(91.67)	8(80.00)*	4(57.14)*#	4.543	0.038
灭菌设备脉动真空比例	12(100.00)	9(90.00)*	4(57.14)*#	5.453	0.026
超声及喷淋清洗设备比例	11(91.67)	8(80.00)*	6(85.71)*	3.657	0.043
配置高压水枪比例	12(100.00)	9(90.00)*	4(57.14)*#	5.453	0.026

注: * 与市二级及以上综合医院比较 P<0.05, # 与县二级综合医院比较 P<0.05, 下表同

2.2 各级医院 CSSD 清洗方法 市二级及以上综合医院手工加机洗率显著高于县二级综合医院及专科医院, 全手工清洗、全机械清洗率显著低于县二级综合医院及专科医院, 差异均有统计学意义(P 值均<0.05), 见表 2。

2.3 各级医院确认清洗消毒程序有效性 市二级及以上综合医院每次打印运行记录、观察运行温度、时间、符

合厂家使用说明比例均显著高于县二级综合医院及专科医院, 差异均有统计学意义(P 值均<0.05), 见表 3。

2.4 各级医院质量管理检查结果 质量管理检查中, 市二级及以上综合医院酶洗比例、器械清洗彻底、生物检测比例、BD 检测比例、压力蒸汽灭菌比例均显著高于县二级综合医院及专科医院, 差异均有统计学意义(P 值均<0.05), 见表 4。

表 2 各级医院 CSSD 清洗方法[n(%)]

项目	市二级及以上 综合医院(n=12)	县二级综合医院 (n=10)	专科医院 (n=7)	χ ² 值	P 值
全手工清洗	0(0.00)	1(10.00)*	1(14.29)*#	6.434	0.015
全机械清洗	1(8.33)	2(20.00)*	2(28.57)*	7.856	0.005
手工加机洗	11(91.67)	8(80.00)*	4(57.14)*#	4.543	0.038

表 3 各级医院确认清洗消毒程序有效性检查结果[n(%)]

项目	市二级及以上 综合医院(n=12)	县二级综合医院 (n=10)	专科医院 (n=7)	χ ² 值	P 值
每次打印运行记录	10(83.33)	6(60.00)*	3(42.86)*#	16.654	0.000
观察运行温度、时间	11(91.67)	8(80.00)*	4(57.14)*	4.543	0.038
符合厂家使用说明	11(91.67)	7(70.00)*	4(57.14)*#	5.532	0.024

表 4 各级医院质量管理情况[n(%)]

项目	市二级及以上 综合医院(n=12)	县二级综合医院 (n=10)	专科医院 (n=7)	χ ² 值	P 值
酶洗	11(91.67)	8(80.00)*	4(57.14)*#	5.532	0.024
器械清洗彻底	12(100.00)	7(70.00)*	4(57.14)*#	9.075	0.001
生物检测	11(91.67)	6(60.00)*	3(42.86)	7.064	0.007
BD 检测	12(100.00)	9(90.00)*	4(57.14)*#	5.453	0.026
压力蒸汽灭菌	12(100.00)	9(90.00)*	4(57.14)*#	5.453	0.026

3 讨论

消毒供应中心承担医院内各科室所有需要重复使用的诊疗器械、辅助治疗器具和物品的清洗、消毒、灭菌以及供应^[2]。目前, 各医院 CSSD 均采用集中管理的方法, 即 CSSD 负责对所有临床各科室所需重复使用的诊疗器械、辅助治疗器具进行统一回收, 并进行集中清洗、消毒、灭菌及供应^[3]。本调查显示, 商丘市二级及以上综合医院布局及面积合理率、灭菌设备脉动真空比例、超声及喷淋清洗设备比例、配置高压水枪比例均显著高于县二级综合医院及专

科医院, 与应莉茜^[4]、陈晓芳^[5]等报道一致; 较低级别的医院存在建筑布局、面积及设备发展不平衡现象, 与王璐瑶等^[6]报道一致, 主要与硬件建设投入以及医院领导重视程度有关。调查显示, 部分医院仍采用全手工或全机械清洗, 不适用于当前精密、复杂器械的清洗和消毒; 同时, 低级别医院确认清洗消毒程序还缺乏有效性管理, 与岑琼等^[7]报道结果类似, 原因主要是硬件设备投入不足以及工作人员知识水平受限等^[8]。

(下转第 444 页)

• 卫生监督监测 •

2013—2017 年徐州市属医院消毒质量分析

黄立业

徐州市疾病预防控制中心, 江苏 徐州 221006

摘要:目的 了解徐州市属医院消毒质量现状,为医院感染控制提供依据。方法 2013—2017 年,对徐州市属 13 家医院消毒质量进行检测。结果 共检测样品 2 669 份,合格率为 94.98%,2013—2017 年合格率分别为 98.95%、98.65%、89.75%、88.74%和 95.40%。医务人员手和消毒内镜合格率较低,分别为 85.35%和 90.06%;不同等级医院医务人员手(二级医院 90.17%,三级医院 83.16%)和消毒内镜(二级医院 83.33%,三级医院 92.25%)消毒合格率差异均有统计学意义(P 值均 <0.05)。结论 徐州市市属医院消毒质量总体合格率较高,但医务人员手卫生和内镜消毒亟待加强。

关键词:医疗机构;消毒质量;合格率;手卫生;内镜消毒

中图分类号:R187 **文献标识码:**B **文章编号:**1006-9070(2018)04-0443-02

医院感染一直是全球性的难题,随着现代医疗技术的进步、医院规模的扩大、大量侵入性诊断治疗的应用、人口老龄化的加重,导致医院内获得性感染发生率、患者住院周期、医疗费用及死亡率的增加^[1]。医院感染控制形势越来越严峻,有效的医院消毒可以预防和控制医院感染,而动态监测医院消毒质量,有助于正确评估分析医院消毒存在的问题^[2],现对 2013—2017 年徐州市市属医院消毒质量检测情况进行分析报告如下。

1 对象与方法

1.1 对象和内容 2013—2017 年对徐州市市属 13 家(二级 5 家,三级 8 家)医疗机构进行消毒质量检测,监测项目为空气、物体表面、医务人员手表面、使用中消毒剂、消毒内镜、无菌物品、压力蒸汽灭菌器;科室为手术室、产房、ICU、内镜室、导管室和供应室等。内容:细菌菌落总数(空气、物体表面、医务人员手表面、使用中消毒剂和消毒内镜),无菌检测(无菌物品)和灭菌效果(压力蒸汽灭菌器)。

1.2 检测依据 压力蒸汽灭菌器灭菌效果使用 WS310.3—2009《医院消毒供应中心第三部分:清洗消毒及灭菌效果监测标准》进行采样及结果判定;其余使用 GB15982—2012《医院消毒卫生标准》。

1.3 统计分析 数据资料用 Excel 进行整理,使用 SPSS 19.0 进行分析处理,率比较采用 χ^2 检验,以 $P < 0.05$ 为差异有统计学意义。

2 结果

2.1 检测情况 共监测 13 家医院 2 669 份样品,合格率为 94.98%。2013 年合格率最高(98.95%),其次为 2014 年(98.65%),2016 年合格率最低(88.74%);各年度合格率有高有低,差异有统计学意义($\chi^2 = 101.09, P < 0.05$)。

2.2 不同监测项目合格率 紫外线灯管和灭菌器效果合格率最高(100.00%),医务人员手合格率最低(85.35%),其次为消毒内镜(90.06%);医务人员手、物体表面、灭菌物品和消毒内镜各年度合格率差异均有统计学意义(P 值均 <0.05)。见表 1。

表 1 2013—2017 年徐州市属 13 家医院消毒质量检测结果(%)

监测项目	2013 年	2014 年	2015 年	2016 年	2017 年	合计	χ^2 值	P 值
室内空气	100.00	96.00	97.67	98.00	100.00	98.35	3.52	>0.05
使用中消毒液	95.00	100.00	100.00	100.00	100.00	98.39	2.13	>0.05
医务人员手	95.65	95.69	77.66	72.57	83.48	85.35	39.22	<0.05
物体表面	99.09	98.91	79.41	98.84	98.11	94.76	61.00	<0.05
紫外线灯管	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	-	>0.05
灭菌物品	100.00	100.00	98.95	95.92	100.00	99.27	19.02	<0.05
消毒内镜	100.00	100.00	97.22	60.00	87.88	90.06	40.46	<0.05
灭菌器效果	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	-	>0.05
合计	98.95	98.65	89.75	88.74	95.40	94.98	101.09	<0.05

2.3 不同级别医院检测情况 二级医院合格率为 95.91%，三级医院为 94.54%，差异无统计学意义(χ^2 值为 2.29, $P < 0.05$)。三级医院使用中消毒液、紫外线灯管和灭菌器灭菌效果合格率为 100.00%，合格率最低为医务人员手(83.16%)，二级医院紫外线灯管

和灭菌器效果合格率为 100.00%，合格率最低为消毒内镜(83.33%)。医务人员手和消毒内镜不同级别医院间合格率差异有统计学意义(P 值均 < 0.05)。其他项目差异无统计学意义(P 值均 > 0.05)，见表 2。

表 2 不同级别医院消毒质量检测情况(%)

监测医院	室内空气	使用中消毒液	医务人员手	物体表面	紫外线灯管	灭菌物品	消毒内镜	灭菌器效果	合计
二级医院	98.65	95.00	90.17	94.12	100.00	100.00	83.33	100.00	95.91
三级医院	98.22	100.00	83.16	95.04	100.00	98.98	92.25	100.00	94.54
χ^2 值	0.057	1.98	4.68	0.18	-	2.04	3.92	-	2.29
P 值	> 0.05	> 0.05	< 0.05	> 0.05	> 0.05	> 0.05	< 0.05	> 0.05	> 0.05

3 讨论

2013—2017 年徐州市属医院消毒质量检测显示总体合格率较高，与其他地区一致^[3-4]。紫外线灯辐射强度和灭菌器效果检测合格率为 100.00%，灭菌物品、使用中消毒液和室内空气合格率较高，且各年份间差异无统计学意义，说明医疗机构重视程度较高。而医务人员手、消毒内镜、物体表面和灭菌物品各年度间差异有统计学意义，尤其是医务人员手和消毒内镜合格率较低，医务人员手卫生不够规范，部分医院洗手液开封后使用时间过长，洗手用二次供水未及时消毒等现象时有发生。部分医院内镜消毒仍使用人工清洗，因病人多、内镜数与之不匹配，导致清洗不够彻底、消毒时间不够。除医务人员手和消毒内镜外，不同等级医院消毒质量其他检测项目合格率均较高，说明在这些项目上，二级医院和三级医院处置较好；二级医院医务人员手检测合格率比三级医院高，而三级医院在手卫生设备方面要普遍好于二级医院，但因医务人员手卫生不够规范、洗手时间较短、依从性较低^[5]，导致手卫生合格率低于二级医院；在内镜消毒方面，三级医院培训到位，清洗消毒人员较专业，且多数为自动清洗消毒操作台，日常监督也较到位，二级

医院在这些方面有所欠缺，致使合格率出现差异。

为进一步提高本市医院消毒质量水平，杜绝由此导致的院感事件的发生，各医疗机构要加大院感控制力度，进一步健全消毒设施，制定完整的消毒制度并确保其落实^[6]。尤其应重视手卫生方面的培训，提高全员手卫生依从性、规范性，并加强对内镜清洗消毒人员的培训和使用中内镜消毒剂的监测。

参考文献

[1] 洪礼义, 赵旭, 严向明, 等. 某儿童医院 2012—2014 年多重耐药菌的分布及趋势研究[J]. 江苏预防医学, 2015, 26(6): 25-28.
 [2] 范晓婷, 孙华昌, 孟庆慧. 基层医疗机构医院感染控制问题及干预措施[J]. 中华医院感染学杂志, 2014, 24(17): 4385-4387.
 [3] 殷俊, 刘秀兰, 吴巨飞. 盐城市医疗机构消毒质量监测[J]. 江苏预防医学, 2014, 25(4): 69-70.
 [4] 高丽, 曹沛沛, 王达, 等. 2013-2015 年大连地区医疗机构消毒质量监测分析[J]. 中国消毒学杂志, 2017, 34(2): 188-189.
 [5] 孙惠惠, 王佳奇, 张流波, 等. 国内 50 家医院医务人员手卫生现状调查[J]. 中国消毒学杂志, 2017, 31(2): 155-157.
 [6] 杨永艳, 周永林. 拉萨市医疗机构消毒质量监测结果分析[J]. 江苏预防医学, 2014, 25(4): 68-69.

收稿日期: 2018-04-17 编辑: 周羚

(上接第 442 页)

综上, 商丘市 CSSD 布局和管理有待进一步提高。首先要加大资金投入量, 及时更新或引进重要灭菌设备以及高压水枪等洗涤设备, 复杂、精密仪器应采用超声进行清洗、消毒; 同时还需加强对工作流程的科学管理和对工作人员的培训, 丰富其专业知识并提高工作效率, 确保全院诊疗包、手术器械包及时、有效的集中回收和消毒灭菌, 以确保医疗质量和病人的生命安全。

参考文献

[1] 岑琼, 史春香, 陈颖超. 口腔医院消毒供应中心质量管理的方法与效果[J]. 护理管理杂志, 2013, 13(2): 102-103.
 [2] 冯秀兰. 消毒供应中心三项标准修订内容解读及其对护理管理的启示[J]. 中国护理管理, 2017, 17(6): 725-729.

[3] 李月玲, 岑颖, 崔妙玲, 等. 广西地区医院消毒供应中心清洗消毒灭菌质量控制的调查研究[J]. 中华护理杂志, 2014, 49(4): 482-485.
 [4] 应莉茜, 戴金平, 徐信叶. 电子追溯系统用于消毒供应中心的质量控制与管理[J]. 中华医院感染学杂志, 2014, 24(13): 3361-3362.
 [5] 陈晓芳. 基层医院消毒供应中心消毒质量控制[J]. 中国消毒学杂志, 2013, 30(7): 662-663.
 [6] 王璐璐, 董军, 刘非, 等. 消毒供应中心无菌物品信息化闭环管理探讨[J]. 中国卫生质量管理, 2017, 24(3): 16-17.
 [7] 岑琼, 史春香. 口腔医院消毒供应中心规范化管理运作模式的研究与实践[J]. 中国卫生质量管理, 2013, 20(3): 30-32.
 [8] 路海云, 温春良. 佛山市 58 家医院消毒供应中心管理现状调查[J]. 中国消毒学杂志, 2016, 33(12): 1238-1240.

收稿日期: 2017-10-10 编辑: 彭海燕

某汽车制造厂噪声接触人员健康状况分析

李俊华

佛山市南海区经济开发区人民医院, 广东 佛山 528237

摘要:目的 了解汽车制造业中噪声接触人员的健康状况。方法 2017 年依据《职业健康健康监护技术规范》(GBZ188—2014),对佛山市南海区某汽车制造厂接触噪声作业在岗人员进行职业健康检查。结果 702 名接触噪声作业在岗人员检出患有目标疾病 15 例,检出率 2.14%,其中疑似职业性噪声聋 4 例,检出率 0.57%;职业禁忌证 11 例,检出率 1.57%。纯音听力测试异常率 19.23%,血压异常率 7.41%,心电图异常率 6.98%。不同年龄、工龄组目标疾病、血压、心电图、纯音听力测试异常率差异均有统计学意义(P 值均 <0.05);女性心电图异常检出率明显高于男性($P<0.05$)。结论 该企业噪声作业工人健康损害较大,自我保护意识较为淡薄,应加强个体防护和职业健康监护。

关键词:职业健康检查;噪声;听力

中图分类号:R136 **文献标识码:**B **文章编号:**1006-9070(2018)04-0445-03

噪声是汽车制造业常见的职业病危害因素,噪声性听力损失是主要的职业危害之一,世界卫生组织预计全球有 10% 的人暴露于易致听力损伤的噪声环境中^[1]。长期工作在噪声作业环境下而未采取合理有效的防护措施,将导致永久性听力损失,甚至是严重的职业性噪声聋。为了解佛山市某汽车制造厂工人健康状况及健康损害的危险因素,现对 2017 年职业健康检查资料资料进行分析。

1 对象与方法

1.1 对象 选取 2017 年佛山市南海高新区某汽车厂接触噪声作业在职员工 702 名。

1.2 方法 按照《职业健康健康监护技术规范》(GBZ188—2014)中规定的检查项目。包括职业史、既往史、自觉症状、内科常规检查、血压,耳科常规检查、心电图、纯音听力测试等。采用流行病学方法,对检出目标疾病(职业性噪声聋及职业禁忌证)和其他疾病或异常进行分析。

1.2.1 听力测试:采用丹麦艾森 Itera II 纯音听力测试仪,测试频率分别为 500、1 000、2 000、3 000、4 000、6 000 Hz,所有测试者要求脱离噪声作业环境 48 h 后进行,按《声学听阈与年龄关系的统计分布》(GB/T7582—2004)进行年龄性别修正。测试环境本底噪声 <30 dB(A)。

1.2.2 诊断标准:参照《职业性噪声聋诊断标准》(GBZ49—2014),双耳语频及高频听阈提高,双耳平均

高频听力损失 ≥ 40 dB,较好耳语频平均听阈 ≥ 26 dB;血压测量 2 次,取平均值。收缩压 ≥ 140 mmHg 和(或)舒张压 ≥ 90 mmHg 为高血压;其余各项检查按全国疾病调查统一标准执行。

1.2.3 职业禁忌证判定:参照《职业健康健康监护技术规范》GBZ188-2014:①除噪声外各种原因引起的永久性感音神经性听力损失(500、1000、2 000 Hz 中任一频率的纯音气导听阈 >25 dB);②任一耳传导性耳聋,平均语频听力损失 ≥ 41 dB;③噪声敏感者(上岗前职业健康体检纯音听力检查各频率听力损失均 ≤ 25 dB,但噪声作业 1 年内,高频段 3 000、4 000、6 000 Hz 中任一耳、任一频率听阈 ≥ 65 dB)。本文目标疾病是指疑似噪声聋和职业禁忌证。

1.3 统计分析 采用 SPSS 19.0 统计软件进行统计分析,率的比较采用卡方检验,以 $P<0.05$ 为差异有统计学意义。

2 结果

2.1 目标疾病及其他疾病检出率 检测 702 人,其中男性 589 人,年龄 20~56 岁,平均(32 \pm 6.3)岁;女性 113 人,年龄 19~48 岁,平均(28 \pm 5.8)岁。检出目标疾病 15 例,检出率 2.14%,其中疑似职业性噪声聋 4 例,检出率 0.57%;职业禁忌证 11 例,检出率 1.57%。纯音听力测试异常 135 例,检出率 19.23%;血压异常 52 例,检出率 7.41%;心电图异常 49 例,检出率 6.98%。见表 1。

2.2 不同年龄组异常率 目标疾病以 40~岁组检出率最高(8.33%),25~岁组最低(0.65%),不同年龄组差异有统计学意义($\chi^2=6.92, P=0.01$);血压、心电图、耳科、

纯音听力测试异常率均以 50~56 岁组最高,除耳科($\chi^2=0.05, P=0.83$)外,不同年龄组差异均有统计学意义(χ^2 值分别为 5.94、5.51、6.68, P 值均 <0.05)。见表 1。

表 1 佛山市某汽车制造厂不同年龄噪声接触人员职业健康检查结果

年龄组(岁)	人数	目标疾病		血压		心电图		耳科		纯音听力测试	
		例数	检出率(%)	例数	异常率(%)	例数	异常率(%)	例数	异常率(%)	例数	异常率(%)
20~	63	1	1.59	3	4.76	3	4.76	1	1.58	7	11.11
25~	153	1	0.65	9	5.88	8	5.23	6	3.92	27	17.65
30~	234	4	1.71	16	6.84	15	6.41	3	1.28	44	18.80
35~	165	3	1.83	12	7.27	12	7.27	2	1.21	34	20.61
40~	36	3	8.33	4	11.11	4	11.11	0	-	8	22.22
45~	32	2	6.25	5	15.62	4	12.50	1	3.12	8	25.00
50~56	19	1	5.26	3	15.79	3	15.79	1	5.26	7	36.84
合计	702	15	2.14	52	7.41	49	6.98	14	1.99	135	19.23

2.3 不同性别异常率 目标疾病检出率、血压、心电图、耳科、纯音听力测试异常率,女性分别为 2.66%、9.73%、12.39%、3.54%、23.01%,男性分别为 2.04%、6.96%、5.94%、1.68%、18.34%,女性均高于男性,仅心电图异常率差异有统计学意义($\chi^2=6.98, P=0.01$)。

2.4 不同工龄异常率 目标疾病以 10~14 年工龄组检出率最高(6.25%), <5 年组最低(1.60%),不同工龄组差异有统计学意义($\chi^2=5.67, P=0.02$);血压、心电图及纯音听力测试异常检出率均以 10~14 年工龄组最高,除耳科($\chi^2=2.44, P=0.12$)外,不同

工龄组异常检出率差异均有统计学意义(χ^2 值分别为 5.65、4.36、7.97, P 值均 <0.05)。见表 2。

疑似职业噪声聋检出率 <5 、5~、10~14 年工龄组工人分别为 0.36%、0.92%、3.12%,差异有统计学意义($\chi^2=5.67, P=0.02$);非噪声原因引起语频听阈提高(噪声作业禁忌证)检出率分别为 0.89%、1.83%、3.12%,差异无统计学意义($\chi^2=2.92, P=0.09$)。中重度以上传导性耳聋患者检出率 5~14 年工龄组(0.92%)高于 <5 年工龄组(0.36%),差异有统计学意义($\chi^2=5.43, P=0.02$);10~14 年工龄组未检出中重度以上传导性耳聋患者。

表 2 佛山市某汽车制造厂不同工龄噪声接触人员职业健康检查结果

工龄(年)	人数	目标疾病		血压		心电图		耳科		纯音听力测试	
		例数	检出率(%)	例数	异常率(%)	例数	异常率(%)	例数	异常率(%)	例数	异常率(%)
<5	561	9	1.60	35	6.24	34	6.06	9	1.60	95	16.93
5~	109	4	3.67	13	11.92	11	10.09	4	3.67	30	27.53
10~14	32	2	6.25	4	12.50	4	12.50	1	3.12	9	28.13
合计	702	15	2.14	52	7.41	49	6.98	14	1.99	134	19.09

3 讨论

长期接触一定强度的噪声会对人的听觉系统产生损伤,早期表现为高频段听力下降(呈“V”字型),随着病损的加重,语频段的听力也会受到影响,最终发展为职业性噪声聋^[2],职业性噪声聋是我国法定职业病名录之一。职业性噪声对人体的危害是多方面的,最显著和特异性的损害是听力损失。本次调查发现接触噪声人员中目标疾病、血压、心电图及纯音听力测试的异常检出率较高,纯音听力异常率达 19.23%,远高于史济萌^[3]、汤文斌^[4]、闫瑾^[5]、腾玉红^[6]等报道,且与劳动者的年龄和接触工龄有关,即随年龄及工龄的增长而增高,与文献^[7]报告的结果基本一致。本次调查结果也显示不同性别间血压、心电图及听力损伤发生率比较,差异无统计学意义,也与文献报告^[6]一致,这可能与该

企业入厂前未进行职业健康检查有关。

噪声所致听力损失和暴露噪声的强度有关,有报道表明噪声作业人员听力损失程度随噪声强度的增加也越加明显^[8],本次资料尽管没收集到噪声强度数据,但从各个工龄段发生听力异常率来看,和上述报道的结果基本相同。本次噪声接触人员检出目标疾病检出率(疑似职业性噪声聋和职业禁忌证)较高,年龄大且工龄长的噪声接触人员检出率高,不同工龄间的差异有统计学意义。说明该企业噪声对工人健康损害较大,这也可能和该企业近年来未按规定进行工人上岗前的职业健康检查,导致本来有耳部疾患的劳动者进入噪声作业岗位。本次检查还发现有部分人员在 2016 年已检出职业禁忌证的,但依然从事噪声作业,导致听力损失进一步加重。因此,(下转第 448 页)

• 卫生监督监测 •

2015—2017 年睢宁县噪声环境 作业人员职业健康体检结果分析

周燕琴

睢宁县疾病预防控制中心, 江苏 徐州 221200

摘要:目的 了解噪声对作业工人身体的损伤,为制定防控策略提供依据。方法 收集 2015 年 1 月—2017 年 5 月睢宁县从事噪声作业的 611 名工人的体检资料进行统计分析。结果 611 名接噪工人中,体检异常率为 78.56%;血压异常率为 29.29%,听力损伤率为 28.48%;噪声作业职业禁忌证 16 例,占 2.62%。男性异常率(80.85%)高于女性(70.92%),差异有统计学意义($\chi^2=6.35, P<0.05$);不同年龄异常率差异有统计学意义($\chi^2=67.22, P<0.01$);随着工人年龄和接噪工龄的增加,听力损伤发生率均呈上升趋势($\chi^2_{趋势}$ 为 12.51、12.65, P 值均 <0.01)。结论 长期接噪会引起听力损伤及其他体检指标异常。接噪工人应做好自身的防护,企业应加强对噪声的控制和治理。

关键词:噪声环境;职业健康体检;听力损伤

中图分类号:R136

文献标识码:B

文章编号:1006-9070(2018)04-0447-02

改革开放以来,我国工业高速发展,随之而来的噪声污染^[1]也越来越多,噪声对人体能产生严重的、不可逆的伤害,成为常见职业病^[2-4]。现对长期在噪声中作业的工人体检资料进行统计分析,了解其机体功能变化,为制定防控策略提供依据。

1 资料与方法

1.1 一般资料 收集 2015 年 1 月—2017 年 5 月睢宁县接触噪声作业的 611 名工人体检资料,其中男性 470 名,女性 141 名;年龄 20~61 岁,平均(35.81±4.03)岁;接触噪声工龄 1~28 年,平均(11.73±2.54)年。

1.2 方法

1.2.1 体检方法:依据《中华人民共和国职业病防治法》《职业健康检查管理办法》及《职业健康监护技术规范》(GBZ188—2014)明文规定要求检查的体检项目和用人单位要求,对接触噪声的工人进行噪声职业健康检查。体检项目包括一般病史及职业病史及症状、体格检查、血压、心电图、血常规、尿常规、生化检验、B 超和 X 线检查、肺功能检查,以及电测听(丹麦麦德森 Xeta 兹达)检测。

1.2.2 诊断标准:根据《职业性噪声聋诊断标准》(GBZ49—2014)和《职业健康监护技术规范》(GBZ188—2014)进行诊断;常规体检结果则参照临床检验参考值进行判定,1 项不合格即为检出异常;听力

损伤的判定标准参照 Clark 对 Doodman 修正的分级法。

1.3 统计分析 采用 SPSS 12.0 软件进行数据分析,率的比较采用卡方检验, $P<0.05$ 为差异有统计学意义。

2 结果

2.1 体检异常情况 611 名工人中,检出结果有异常者 480 名,异常率 78.56%;男性异常率(80.85%)高于女性(70.92%),差异有统计学意义($\chi^2=6.35, P<0.05$)。其中:心电图异常率 0.98%,血常规异常率 8.47%,生化检测异常 3.17%,尿常规异常率 8.18%,血压异常率 29.29%,B 超异常率 4.41%,X 线检测异常率 0.32%,肺功能异常率 1.47%,电测听异常率 28.48%。 ≥ 60 岁异常率最低,50~岁异常率最高,不同年龄组异常率差异有统计学意义($\chi^2=67.22, P<0.01$)。见表 1。

2.2 听力损伤情况 听力损伤 174 例,发生率 28.48%;男性听力损伤率为 30.64%,女性为 21.28%,差异有统计学意义($\chi^2=4.67, P<0.05$)。随着年龄增加,听力损伤发生率呈上升趋势($\chi^2_{趋势}=12.51, P<0.01$),见表 1。随着接触噪声工龄的增加,听力损伤发生率呈上升趋势($\chi^2_{趋势}=12.65, P<0.01$),见表 2。噪声作业职业禁忌证 16 例,占 2.62%。

表 1 2015—2017 年睢宁县不同年龄
接噪工人体检异常和听力损伤情况

年龄(岁)	体检异常			听力损伤		
	监测数	异常数	异常率(%)	监测数	损伤数	损伤率(%)
20~	83	60	72.29	83	15	18.07
30~	202	125	61.88	202	50	24.75
40~	253	229	90.51	253	79	31.23
40~	71	65	91.55	71	29	40.85
≥60	2	1	50.00	2	1	50.00
总计	611	480	78.56	611	174	28.48

表 2 2015—2017 年睢宁县不同接噪工龄工人听力损伤情况

接噪工龄(年)	监测数	损伤数	听力损伤率(%)
1~	80	17	21.25
5~	201	49	24.38
10~	257	77	29.96
15~	72	30	41.67
≥20	1	1	100.00
总计	611	174	28.48

3 讨论

噪声对人体的伤害主要为高频段听力受损,轻度可以引起患者耳鸣、耳痛等不良反应;重度则可能造成职业性听力损伤甚至耳聋^[5-6]。除此之外,噪声还可能对神经系统、心血管系统^[7-8]等产生不良影响。本资料显示,2015—2017 年睢宁县接噪工人体检异常率为 78.56%,其中听力损伤率为 28.48%,噪声作业职业禁忌证 16 例;男性体检异常率(80.85%)高于女性(70.92%),可能与男性长时间从事在噪声强度明显高于女性有关。不同年龄组体检异常率差异有统计学意义,随着年龄和接噪工龄的增加,其听力损伤

发生率均呈上升趋势(P 值均 <0.05),说明听力损伤是一个积累的过程,噪声接触越多,损伤的风险越高。另外,噪声对血压的影响较为明显,本资料显示,除听力损伤外,接噪工人的血压异常率为 29.29%,应引起重视。

建议加强职业性噪声聋的宣传教育,使工人提高自我防范意识,自觉佩戴防护耳套。日常生活中,尽量减少耳机的使用。企业同时对工艺流程进行整改,达到降低设备产生的噪声的目的。另外,政府部门应该充分发挥职能、加大管理力度,定期对企业进行环境监测。企业对接职业危害的工人进行定期健康体检,一旦发现职业禁忌证,尽快调离噪声污染岗位,避免进一步损伤。

参考文献

[1] 樵地英.中国城市噪声污染的危害及控制技术的探讨[J].能源与节能,2013(4):81-83.
 [2] 张立科,王淑敏,杨风岭,等.环境噪声污染的危害与控制对策研究[J].许昌学院学报,2011,30(2):99-101.
 [3] 闵庆霞.噪声污染的危害及防治措施分析[J].中国医药指南,2017,15(7):297-298.
 [4] 宋军芬,谯凤英.噪声性听力损失及防范措施[J].职业与健康,2016,32(14):2009-2012.
 [5] 王艳军.噪声习服预防噪声性听力损失作用机制研究进展[J].海军医学杂志,2014,35(1):81-83.
 [6] 张琳.2015~2016 年徐州机务段机车乘务室噪声对机乘人员听力影响调查[J].预防医学论坛,2016,22(9):655-658.
 [7] 任平平,郭晓辉.噪声污染对作业工人听力和心血管系统影响[J].职业卫生与应急救援,2013,31(4):213-214.
 [8] 张锋,张力.某矿山企业职业病危害因素分析[J].江苏预防医学,2015,26(2):120-122.

收稿日期:2017-07-31 编辑:彭海燕

(上接第 446 页) 应更加注重此类工人的听力保护,特别对噪声接触工龄长的人员加强防护。

企业应将噪声危害的控制作为职业病防治工作的关键点,重视噪声对工人健康的不良影响,在改善工艺、设备的同时,增强个体防护意识,加强对工人防护用品如耳塞、耳罩等使用的指导和监督;此外,还可以通过轮班制,合理安排用工制度,缩短噪声暴露时间,维护劳动者权益,促进企业健康持续发展。

参考文献

[1] OISHIN,SCHACHT J. Emerging treatments for noise-induced hearing loss[J]. Expert Opin Emerg Drugs, 2011, 16(2): 235-245.

[2] 孙贵范,郭堂春,牛侨.职业卫生与职业医学[M].7版.北京:人民卫生出版社,2014:218-219.
 [3] 史济萌,孙华磊,王海军.某铸造厂噪声致工人听力损失分析[J].江苏预防医学,2015,26(3):103-104.
 [4] 汤文斌,李徐凤,王玉斐.常州市金坛区某企业噪声防护调查分析[J].江苏预防医学,2017,28(4):459-460.
 [5] 闫瑾.北京市怀柔区噪声作业人员健康检查[J].职业与健康,2011,27(8):874-875.
 [6] 腾玉红,李济超,刘安生,等.武汉某大型汽车制造企业职业健康检查分析[J].公共卫生与预防医学,2015,26(6):113-115.
 [7] 杨璇.汽车座椅发泡工艺过程主要职业病危害因素分析[J].职业卫生与应急救援,2016,34(4):23-26.
 [8] 谭卫星,毛川涛,王琪,等.噪声对作业者听觉及心血管的影响[J].宁夏医学杂志,2013,35(10):986-987.

收稿日期:2017-12-15 编辑:王民生

• 卫生监督监测 •

某铁矿噪声环境作业对井下采矿工听力的影响

熊玮, 余双, 陈碧珍

鄂州市疾病预防控制中心公共卫生科, 湖北 鄂州 436099

摘要:目的 了解和分析铁矿井下采矿工在噪声环境下工作对听力的影响,为制定针对性防控措施提供依据。方法 选取 2016 年某铁矿井下噪声环境下[噪声 ≥ 85 dB(A)]作业的 411 名男性采矿工为研究对象,选择无噪声接触和身体健康的管理人员为对照组,依照《职业健康监护技术规范》GBZ188—2014 进行检查。结果 411 名井下噪声作业环境的采矿工测听结果为听力正常 155 名,高频听阈下降 194 名,低频听阈下降 62 名;283 名对照组听力正常 272 名,高频听阈下降 11 名,无低频听阈下降者;两组损伤率差异有统计学意义($\chi^2=40.56, P<0.05$),噪声组轻度、中度、重度听损率均明显高于对照组。结论 长期处于井下噪声环境中,会对工人听觉系统造成不可逆伤害。应积极改善矿井下环境,减少作业人员直接暴露于噪声环境中的时间,降低噪声对劳动者的危害。

关键词:铁矿井;噪声;听力测试;听力损失

中图分类号:R136

文献标识码:B

文章编号:1006-9070(2018)04-0449-02

铁矿井下采矿工作环境恶劣,涉及粉尘、噪声、有害气体等职业病危害因素多,且矿井下设备集中、噪声源种类多、噪声强度大,对长期工作在矿井的作业人员的身体健康危害很大^[1]。井下噪声为严重的职业病危害因素,为了解其对听力的影响,保护井下人员的身体健康,减少职业病的发生,现对 2016 年某铁矿井下 411 名男性采矿工进行纯音听阈测听,对测听结果进行回顾性分析。

1 对象与方法

1.1 对象 以 2016 年某铁矿井下噪声环境下[按照 GBZ/T 189.8—2007 工作场所物理因素测量标准,测得噪声 ≥ 85 dB(A)]作业的采矿工为研究对象,共 411 名男性采矿工,年龄 22~51 岁,平均(35.6 \pm 7.5)岁;工龄 3~30 年,平均(15.9 \pm 6.4);选择无噪声接触和身体健康的管理人员 283 人为对照组,男 233 人,女 50 人,平均(33.9 \pm 12.4)岁,工龄 3~30 年,平均(14.7 \pm 8.2)年。

1.2 方法 依照《职业健康监护技术规范》(GBZ188—2014),测试在受试者脱离噪声环境 48 h 后进行,检查项目:① 职业史、既往史,并进行耳科检查,排除既往耳病、耳外伤史、耳聋药史及其他原因引起的听力异常。② 采用丹麦产 AS-72 型电子测听仪进行纯音气导听阈测试,纯音气导检查在测听室内进

行,按照双耳语频 500、1 000、2 000 Hz,高频 3 000、4 000、6 000 Hz 进行测试,对初检异常的对象,脱离噪声环境 1 周后复查纯音测听,检查结果在统计分析前均做年龄修正值处理。

1.3 现场工作场所噪声检测 采用杭州爱华声级计 ABA6228 型设备,按照 GBZ/T 189.8—2007《工作场所物理因素测量 噪声》、GBZ 2.2—2007《工作场所有害因素职业接触限值 第 2 部分:物理因素》执行。

1.4 评价标准 依照《职业性噪声聋诊断标准》(GBZ 49—2014)评价。符合双耳高频(3 000、4 000、6 000 Hz)平均听阈 ≥ 40 dB 者,根据较好耳语频(500、1 000、2 000 Hz)和 4 000 Hz 听阈加权值进行诊断和诊断分级,噪声聋:26~40 dB 为轻度、41~55 dB 为中度、 ≥ 56 dB 为重度。

1.5 统计分析 采用 SPSS 18.0 软件进行统计分析,率的比较采用 χ^2 检验,检验水准 $\alpha=0.05$ 。

2 结果

2.1 工作场所噪声检测 噪声共检测 24 个测点,18 个作业检测点全部超标,凿岩机钻孔时达 118 dB(A)以上、掘进机最高达 105 dB(A)以上、电铲车最高达 99 dB(A)以上、曲轨放矿最高达 109 dB(A)以上,均严重超国标限值;4 个值班室和休息室噪声合格,但也在 70.8~80.2 dB(A)。见表 1。

DOI:10.13668/j.issn.1006-9070.2018.04.032

作者简介:熊玮(1975—),男,湖北鄂州人,主管技师,主要从事卫生管理工作。

通讯作者:陈碧珍,副主任护师, E-mail:550512803@qq.com

表 1 2016 年鄂州市某铁矿井工作场所噪声检测[dB(A)]

检测地点	LAeq,Te接触时间 LEX,8h		结果判定	
	[dB(A)]	[h]		
-395m16#凿岩机	118.1	4	115.1	超标
	117.3	4	114.3	超标
	115.1	4	112.1	超标
	118.5	4	115.5	超标
-395m16#掘进机	105.5	4	102.5	超标
	104.7	4	101.7	超标
	105.1	4	102.1	超标
	103.9	4	100.9	超标
-395m16#进路电铲车	99.0	2	93.0	超标
	98.7	2	92.7	超标
	97.3	2	91.3	超标
	99.6	2	93.3	超标
-430m 井运值班室	65.2	8	65.2	合格
	59.5	8	59.5	合格
-430m 东 2 号曲轨放矿	109.1	0.5	97.1	超标
	108.9	0.5	96.9	超标
曲轨休息室(放矿时)	92.2	0.5	80.2	合格
曲轨休息室(未放矿时)	70.8	8	70.8	合格
-470m 措施井颚破	94.0	4	91.0	超标
	95.9	4	92.9	超标
	95.4	4	92.4	超标
	96.1	4	93.1	超标
颚破休息室	77.2	8	77.2	合格
	75.6	8	75.6	合格

2.2 职业工人测听结果 411 名采矿工中出现高频听阈下降 194 名, 低频听阈下降 62 名, 异常率 62.3%, 其中轻度听损有 115 人(28.0%), 中度听损有 79 人(19.2%), 重度听损有 62 人(15.1%); 283 名对照组中有高频听阈下降 11 名, 无低频听阈下降者, 异常率 3.9%, 其中轻度听损有 9 人(3.2%), 中度听损有 2 人(0.7%), 无重度听损, 两组损伤率差异有统计学意义($\chi^2 = 40.56, P < 0.05$)。

3 讨论

噪声污染对工人的听觉系统会造成严重伤害, 主要健康危害是听觉系统受损, 表现为以高频段听力下降为主的听力损失。当工人长期处于噪声状态下, 听阈会发生不同程度的改变, 轻者耳鸣耳痛, 重者出现噪声性耳聋^[2-3]。噪声是否会引引起高血压, 国内外有许多不同报道, 有流行病学研究认为两者无关^[4], 也有研究证实噪声会增加高血压的发生风险^[5-8]。

铁矿井下作业中, 凿岩机、掘进机、铲运机、人员运输系统、颚破机、井下扇风机等是噪声的主要来源, 因井下作业的特殊性, 大功率仪器运转且巷道壁声波反射对声音的加强, 造成噪声大且难以屏蔽, 而工人

必须在机械上或机械旁近距离操作或观察, 强噪声环境下, 日积月累缓慢发展, 最终形成噪声性耳聋; 另外一种急性的噪声性耳聋, 称为爆振性耳聋, 当接触大于 50 dB 的爆炸声时, 会立刻使人的听觉器官发生急性外伤, 出现内耳出血、鼓膜破裂等损伤, 使人立即失聪。本次测听结果可见, 异常的检出率非常高, 主要原因是: 工人工作时间两班倒, 长时间接触大于 85 dB(A) 的噪音; 佩戴防护措施不正确或者未带防护措施, 导致防护效果不理想; 虽然每年定期体检, 个人对于体检报告中某项指标缓慢下降不够重视, 导致听力受损。

研究报道^[9], 高噪声暴露、工龄延长是工人听力损失的独立危险因素, 提示: 上岗之前需做好防护培训教育, 并平时做好监督检查工作^[10]; 尽量缩短噪声的暴露时间, 合理安排劳动用工, 培养多面手, 在不同类型职业危害岗位之间采取大轮班、大轮岗制度^[11]; 企业应安排噪声作业工人上岗前、在岗、离岗时的职业健康检查, 发现职业性噪声耳聋病人和职业禁忌症人员及时调离噪声作业岗位^[12]; 积极改善矿井下工作环境, 并督促作业人员按要求佩戴合适的防护用品。

参考文献

- [1] 沙磊, 刘晓骏, 丁阳, 等. 南通市部分噪声作业工人听力损失影响因素分析[J]. 江苏预防医学, 2012, 23(6): 53-54.
- [2] 陆必清, 朱林平, 黄剑兰, 等. 某炼钢厂不同强度噪声对工人健康影响的调查[J]. 中国工业医学杂志, 2011, 24(1): 51-53.
- [3] 徐鹏. 无锡市某钢铁厂噪声作业员工纯音听阈测试结果[J]. 职业与健康, 2011, 27(12): 1352-1353.
- [4] Stokholm Z A, Bonde J P, Christensen K L, et al. Occupational noise exposure and the risk of hypertension[J]. Epidemiology, 2013, 24(1): 135-142.
- [5] Van Kempen E, Babisch W. The quantitative relationship between road traffic noise and hypertension: a meta-analysis[J]. Journal of Hypertension, 2012, 30(6): 1075-1086.
- [6] 吴迪, 胡建安, 柳祎. 我国职业性噪声与高血压关系的研究: Meta 分析[J]. 实用预防医学, 2014, 21(12): 1464-1467.
- [7] 王平, 刘树峰. 噪声对心血管系统影响及预防措施[J]. 疾病监测与控制, 2011, 5(11): 703-704.
- [8] 朱玉华, 田月秋, 姜菊妹, 等. 噪声对作业工人心血管影响的调查[J]. 中国职业医学, 2010, 37(1): 84-85.
- [9] 刘静, 曾强, 李梅莉, 等. 天津市职业性噪声暴露人群健康状况及其影响因素[J]. 公共卫生与预防医学, 2017, 28(4): 32-35.
- [10] 沙磊, 刘晓骏, 丁阳, 等. 南通市部分噪声作业工人听力损失影响因素分析[J]. 江苏预防医学, 2012, 23(6): 53-54.
- [11] 赵一鸣, 王菱芝. 听力对噪声的易感性在噪声所致高血压中的作用[J]. 中华劳动卫生职业病杂志, 2004, 22(2): 128-130.
- [12] 史济萌, 孙华磊, 王海军. 某铸造厂噪声致工人听力损失分析[J]. 江苏预防医学, 2015, 26(3): 103-104.

收稿日期: 2017-12-27 编辑: 周羚

• 少儿妇幼卫生 •

昆山市婴幼儿早期社交情绪发育状况及影响因素

卢平^{1△}, 喻茜^{1△}, 冯佩¹, 吴冰¹, 卞晓燕²

1. 昆山市妇幼保健所, 江苏 苏州 215300; 2. 上海市妇幼保健中心

摘要:目的 了解婴幼儿早期社交情绪发育状况和影响因素。方法 采用分层整群随机抽样, 用年龄和发育进程问卷-社交情绪(ASQ-SE)量表对昆山市<3岁儿童进行发育评估。结果 共评估婴幼儿1 018名, 检出有社交情绪问题儿童250名, 检出率24.56%。6月龄组检出率14.88%, 36月龄组检出率37.87%, 随月龄增加检出率呈升高趋势($\chi^2_{趋势}=28.89, P<0.01$); 性别差异无统计学意义($\chi^2=0.014, P>0.05$)。多因素logistic回归分析显示, 儿童患身心疾病、围产期异常为危险因素, 家庭高经济收入和母亲高文化程度为保护因素。结论 昆山市婴幼儿社交情绪问题不容乐观, 影响儿童早期社交情绪问题因素众多。要加强对患有身心系统疾病儿童、低收入、母亲低文化水平家庭儿童等重点人群的干预。

关键词:婴幼儿; 社交情绪; 影响因素

中图分类号: R179

文献标识码: B

文章编号: 1006-9070(2018)04-0451-02

0~3岁婴幼儿阶段是儿童发育的关键时期^[1], 研究显示, 儿童早期情绪和社会性问题有可能预测到小学低年级儿童的情绪行为问题^[2]。预防或消除早期儿童的社交情绪问题是一个国际性的难题, 在美国已列入美国残障者教育法案修正案。儿童的生长发育受经济、文化、生活水平、地理因素等综合因素的影响^[3-4]。为了解昆山市儿童社会性和情绪问题的发生率及其影响因素, 现对昆山市<3岁儿童进行社交情绪问题专题研究。

1 对象与方法

1.1 对象 采用分层整群随机抽样, 根据居住地区市区、城乡边缘、乡镇3层, 每层抽取3个社区卫生服务中心的儿童保健门诊, 随机对定期进行健康体检的<3岁儿童经知情同意进行调查。共调查1 046名, 有效1 018份, 有效率为97.32%。

1.2 方法

1.2.1 一般情况调查: 由主要抚养人填写婴幼儿的一般情况, 内容为性别、年龄、出生情况、孕母情况、疾病史、家庭人口数、年人均可支配收入、父母职业与年龄、文化程度、主要照顾者等。

1.2.2 发育评估: 由专业人员对婴幼儿采用标化的年龄和发育进程问卷-社交情绪量表(Ages and Stages Questionnaires: Social-Emotional, ASQ-SE)进行筛查。每6个月龄为1个年龄组, 由家长回答22~36个问题, 涉及自我调控、依从性、沟通、适应功能、自主

性、情感与人际互动7个方面。问卷结果直接录入在线筛查系统, 由系统出具评估报告, 高于界值或接近界值则提示可疑的发育迟缓风险, 需作进一步评估。

1.2.3 质量控制: 制定标准化的培训方案, 组织全市筛查医生培训; 每天进行资料的质量检查, 项目专家每季度至少进行1次质量控制与指导。

1.3 统计分析 使用Epidata 3.2软件输入数据, 数据双人双录, 逻辑核查。使用SPSS 17.0软件进行统计分析, 以 $P<0.05$ 为差异有统计学意义。

2 结果

2.1 一般情况 筛查婴幼儿1 018名, 男526名, 女492名, 男女比为1.06:1; 年龄6~42月, 6、12、18、24、30、36月龄组分别占29.39%、14.93%、13.36%、13.95%、12.77%、16.60%。

2.2 检出情况 检出ASQ-SE高于界值、需要进一步关注的幼儿250名, 社交情绪问题异常检出率24.56%。其中, 男性幼儿异常检出率为24.71%(130/526), 女性幼儿异常检出率为24.39%(120/492), 差异无统计学意义($\chi^2=0.014, P=0.904$); 6、12、18、24、30、36月龄组异常检出率, 分别为14.88%(43/289)、15.79%(24/152)、27.21%(37/136)、24.65%(35/142)、30.77%(40/130)、37.87%(64/169), 随着年龄的增长社交情绪问题的检出率呈增多的趋势($\chi^2_{趋势}=28.89, P<0.01$)。

DOI: 10.13668/j.issn.1006-9070.2018.04.033

基金项目: 昆山市社会发展科技专项(KS1544)

作者简介: 卢平(1985—), 女, 河南郑州人, 主管医师, 主要从事儿童保健管理方面的工作; 喻茜(1968—), 湖北武汉人, 副主任护师, 主要从事儿童保健管理工作。△为并列第一作者。

通讯作者: 卞晓燕, 主任医师, E-mail: xybian2000@163.com

2.3 社交情绪影响因素分析

2.3.1 单因素分析:单因素 logistic 回归分析显示,不同年龄、母亲文化程度、家庭经济收入、儿童患身心疾病状况幼儿社交情绪问题检出率差异均有统计学意义(P 值均 <0.01),不同性别、城乡来源、出生体重、父亲文化程度等检出率差异均无统计学意义(P 值均 >0.05),见表 1。

2.3.2 多因素 logistic 回归分析:将单因素 logistic 回归分析得出有统计学意义的相关因素,采用逐步回归法进行多因素 logistic 回归分析,结果显示大月龄幼儿、儿童患身心疾病、围产期异常为影响社交情绪的危险因素,家庭高经济收入和母亲高文化程度为保护因素。见表 2。

表 1 儿童社交情绪检出状况的单因素分析结果

相关因素	β	SE	Wald	sig	Exp(B)
年龄	0.035	0.007	28.215	0.000	1.036
性别	-0.018	0.146	0.014	0.904	0.983
分娩方式	0.090	0.147	0.370	0.543	1.094
出生体重	0.196	0.192	1.046	0.306	1.216
居住地区	0.191	0.150	1.638	0.201	1.211
是否有身心疾病	1.325	0.215	37.786	0.000	3.761
围生期异常因素	0.492	0.103	22.780	0.000	1.636
家庭人口数	-0.054	0.065	0.682	0.409	0.948
家庭收入	-0.095	0.032	8.604	0.003	0.909
母亲文化程度	-0.319	0.084	14.449	0.000	0.727
父亲文化程度	-0.087	0.045	3.642	0.056	0.917
母亲年龄	-0.020	0.017	1.290	0.256	0.980
父亲年龄	-0.009	0.015	0.373	0.541	0.991
日常照料者	-0.156	0.137	1.299	0.254	0.856

表 2 儿童社交情绪问题多因素的 logistic 回归分析

相关因素	β	SE	Wald	sig	Exp(B)	95%CI
年龄	0.039	0.007	29.976	0.000	1.039	1.025~1.054
身心疾病	0.893	0.265	11.371	0.001	2.442	1.453~4.104
围生期异常因素	0.300	0.131	5.257	0.022	1.350	1.045~1.745
家庭收入	-0.088	0.036	6.034	0.014	0.916	0.854~0.987
母亲文化程度	-0.288	0.091	9.911	0.002	0.750	0.627~0.897
常量	-1.130	0.253	19.928	0.000	0.323	

3 讨论

儿童早期情绪/情感和社会化发展的研究较少,原因之一是没有测评工具。ASQ-SE 是较为全面测评 3~65 月龄儿童的社会性情绪发展量表。依据该量表筛查发现,本市婴幼儿社交情绪问题检出率为 24.56%,与南京的检出率(23.4%)接近^[1],高于长沙的 11.21%~18.16%^[5]、美国的 11%~20%^[6]、中国台湾的 11.2%~25.4%^[7],说明本市婴幼儿社交情绪问题发生率处于较高水平,需引起重视。

资料显示,在婴幼儿阶段社会性情绪问题检出率无性别差异,原因可能是人们对男女童的重视程度和教养方式差别不大,与宋佳等^[1]研究一致;随着年龄的增长,社交情绪问题检出率呈增多的趋势,可能是长大的儿童

活动能力逐渐增强,自我意识逐渐增强,加上生活范围的扩大,对接触的人和事的体验也越来越丰富,开始出现比较多样复杂的情绪体验社会性需要,加上正处于幼儿期与学龄前期的转换时期,与父母的依恋仍处在关键的建立时期,亲子分离会对婴幼儿个性和社会性发展产生重要的影响^[8]。但这一研究结果与张丹等^[9]研究结论不一致,具体原因有待进一步研究。

多因素 logistic 回归分析显示,影响社交情绪的危险因素为大月龄幼儿、儿童患身心疾病、围产期异常因素,其中有身心疾病或残障的儿童社交情绪问题检出率高达 51.00%。良好的养育环境和养育态度对儿童心理行为发育有正向积极的影响,家庭高经济收入和母亲高文化程度为保护因素,这与国内其他研究报告一致^[10-13],母亲的受教育程度对儿童社会情绪发展产生了显著的影响,这与国内叶俊^[11]等研究结论一致,母亲的受教育程度直接或间接决定了儿童的养育方式的合理与否、人际互动的质量以及家庭环境构建的文明程度,不仅对儿童的智力发展产生影响,也必然对儿童社会情绪的发展产生长期和潜在的影响作用。

参考文献

- [1] 宋佳,秦锐,张丹,等. 南京市 1~3 岁儿童社会性与情绪问题的调查研究[J]. 中国儿童保健杂志, 2014, 29(27): 4476-4478.
- [2] Briggs-Gowan MJ, Carter AS. Social-emotional screening status in early childhood predicts elementary school outcomes [J]. Pediatrics, 2008, 121(5): 957-962.
- [3] 侯江婷, 邓红岩, 邹秋艳, 等. 张家港市 0~24 月龄婴幼儿生长发育调查[J]. 江苏预防医学, 2015, 26(3): 113-114.
- [4] 陈桂霞, 谭剑辉, 孙小铃, 等. 学龄前儿童神经精神发育状况与家庭饮食行为关系探讨[J]. 中国妇幼卫生杂志, 2017, 8(5): 50-54.
- [5] 王晓玲, 李平非, 彭元, 等. 长沙市 4~18 岁儿童少年的情绪与行为问题调查[J]. 中国心理卫生杂志, 2012, 26(10): 775-779.
- [6] Weitzman C, Wegner L, Section on Developmental and Behavioral Pediatrics, et al. Promoting optimal development: screening for behavioral and emotional problems[J]. Pediatrics, 2015, 135(2): 384-395.
- [7] Wu WT, Chen WJ, Hsieh WS, et al. Maternal-reported behavioral and emotional problems in Taiwanese preschool children [J]. Res Dev Disabil, 2012, 33(3): 866-873.
- [8] 凌辉, 张建人, 易艳, 等. 分离年龄和留守时间对留守儿童行为和情绪问题的影响[J]. 中国临床心理学杂志, 2012, 20(5): 674-678.
- [9] 张丹, 秦锐, 宋佳, 等. 江苏省城市幼儿社会性和情绪发展现状及影响因素研究[J]. 中国儿童保健杂志, 2015, 23(3): 247-249, 274.
- [10] 赵红霞, 赵文娟. 石嘴山市留守儿童情绪及行为问题的调查分析[J]. 宁夏医学杂志, 2017, 39(10): 956-957.
- [11] 叶骏, 仲爱梅. 653 例 0~3 岁儿童智能发育筛查结果分析[J]. 江苏预防医学, 2012, 22(1): 54-55.
- [12] 陈浩, 周旭东, 柴鹏飞. 浙江省农村留守儿童和城市流动儿童行为与情绪调查[J]. 预防医学, 2017, 29(4): 417-418, 423.
- [13] 薛宝雯. 家庭结构变化对儿童心理健康的影响[J]. 江苏预防医学, 2013, 24(1): 1-3.

• 少儿妇幼卫生 •

潍坊市二年级小学生乳牙及第一恒磨牙龋病调查

杨文英¹, 刘郭琦¹, 孙敏菊¹, 栾可峰¹, 王仲良², 蒋英英^{1,3}

1. 潍坊医学院口腔医学院, 山东 潍坊 261053; 2. 潍坊医学院公共卫生与管理学院; 3. 潍坊医学院附属医院

摘要:目的 了解潍坊市二年级小学生乳牙及第一恒磨牙龋患情况, 为开展小学生口腔卫生保健提供参考依据。方法 2016 年 3—6 月, 采用分层整群随机抽样方法, 从潍坊市抽取 10 所小学二年级学生 1 255 名, 参照《第三次全国口腔健康流行病学抽样调查方案》, 进行乳牙及第一恒磨牙龋病流行病学调查。结果 1 255 名小学生中, 患龋率为 82.95%, 龋均为 5.15 ± 3.58 。龋失牙数男生 (0.60 ± 0.46) 低于女生 (1.29 ± 0.67) 差异有统计学意义 ($t = -21.51, P < 0.05$)。第一恒磨牙患龋率 36.02%, 龋均为 0.78 ± 1.23 。女生第一恒磨牙患龋率 (41.74%) 高于男生 (31.18%) ($P < 0.05$); 龋失补牙数、龋坏牙数男生均低于女生 (P 值均 < 0.05)。第一恒磨牙萌出率为 98.96%, 窝沟封闭率为 10.04%。乳牙患龋是第一恒磨牙患龋的危险因素 [$OR = 2.917, 95\% CI (2.044, 4.164), P = 0.000$]; 乳牙患龋与第一恒磨牙患龋呈正相关 ($r = 0.308, P < 0.01$)。结论 潍坊市二年级小学生乳牙及第一恒磨牙患龋率、龋均较高, 建议家庭、学校和社会共同努力, 积极防治龋病。

关键词: 龋病; 第一恒磨牙; 乳牙; 小学生**中图分类号:** R179**文献标识码:** B**文章编号:** 1006-9070(2018)04-0453-03

龋病是儿童时期最常见的口腔慢性疾病^[1], 影响 60%~90% 的学龄期儿童, 是发展中国家的重要公共卫生负担^[2]。儿童患龋后常引发髓炎、根尖周炎, 降低咀嚼功能, 影响儿童营养的摄取, 导致生长发育迟滞, 影响恒牙萌出、延缓语言发展等。龋齿本身也可作为一个潜伏致病灶, 诱发全身性疾病, 最终影响生活质量。7~8 岁的小学生处于乳恒牙替换的混合牙列时期, 乳牙龋患严重, 新萌出的恒牙也最易被龋坏。对恒牙进行窝沟封闭是 WHO 推荐的预防龋病措施, 目前潍坊市已开展二年级小学生第一恒磨牙免费窝沟封闭的口腔防龋保健公共卫生项目。2016 年 3—6 月, 潍坊医学院附属医院口腔科对全市 10 所小学二年级学生进行了窝沟封闭和乳牙、第一恒磨牙龋病流行病学调查, 以了解当地儿童口腔卫生保健状况, 为更好开展口腔保健工作提供依据。

1 材料与方法

1.1 调查对象 采用分层整群随机抽样方法, 抽取潍坊市 10 所小学, 每所学校抽取二年级学生, 去除无效样本后, 共 1 255 名学生, 年龄 7~8 岁, 男生 680 人 (54.18%), 女生 575 人 (45.82%)。

1.2 调查方法 采用《第三次全国口腔健康流行病学抽样调查方案》为指导, 设计统一调查表格, 调查前对参与活动的医师进行专业技术相关培训。利用 CPI 探针和平面口镜对受检者口腔进行视诊和探诊检查, 并做相应记录。检查内容主要为乳牙、第一恒磨牙的龋患情况。无龋指所有牙面无龋坏迹象, 釉质发育不全、氟斑牙、磨耗、内源性或外源性着色均诊断为无龋。患龋指某颗牙患龋牙面 ≥ 1 时, 判断该颗牙齿患龋。某人患龋牙数 ≥ 1 时, 判断该人患龋。

1.3 数据分析 采用 SPSS 17.0 软件进行数据统计分析。计数资料用率表示, 两组间比较用 χ^2 检验; 计量资料用 ($\bar{x} \pm s$) 表示, 两组间比较用 t 检验。乳牙患龋与第一恒磨牙患龋相关性用 Spearman 检验, 检验水准 $\alpha = 0.05$ 。

2 结果

2.1 乳牙患龋情况 1 255 名小学生中, 乳牙患龋人数 1 041 人, 患龋率为 82.95%, 龋均为 5.15 ± 3.58 。男女生患龋率分别为 82.79%、83.13%, 差异无统计学意义 ($\chi^2 = 0.025, P > 0.05$)。不同性别间乳牙龋失补牙数、龋坏牙数、龋补牙数差异均无统计学意义 (t 值分别为 -1.12、1.89、1.67, P 值均 > 0.05); 龋失牙

DOI: 10.13668/j.issn.1006-9070.2018.04.034

基金项目: 潍坊医学院大学生科技创新基金项目 (KX2017036); 潍坊医学院教育教学改革与研究项目 (2015Y015); 潍坊医学院博士启动基金 (2017BSQD31)**作者简介:** 杨文英 (1995—), 女, 山东威海人, 2014 级本科生, 研究方向: 口腔预防医学。**通讯作者:** 蒋英英, 副教授, E-mail: yingying820814@163.com

数男生低于女生,差异有统计学意义($t = -21.51, P < 0.05$)。见表 1。

表 1 潍坊市二年级小学生不同性别乳牙患龋情况($\bar{x} \pm s$)

项目	男生	女生	合计
龋失补牙数	5.05±3.38	5.27±3.55	5.15±3.58
龋坏牙数	3.96±2.97	3.57±2.98	3.78±2.97
龋失牙数	0.60±0.46	1.29±0.67	0.91±0.58
龋补牙数	0.49±0.89	0.40±0.79	0.45±0.85

2.2 第一恒磨牙萌出情况 第一恒磨牙萌出 1 242 人,萌出率为 98.96%,其中男生萌出率 98.97%,女生萌出率 98.96%,差异无统计学意义($\chi^2 = 0.005, P > 0.05$);4 颗第一恒磨牙完全萌出者 1 178 人,完全萌出率为 93.86%,其中男生为 632 人,萌出率 92.94%,女生 546 人,萌出率 94.96%,差异无统计学意义($\chi^2 = 0.7703, P > 0.05$)。

2.3 第一恒磨牙患龋情况 1 255 名小学生中第一恒磨牙患龋人数 452 人,患龋率 36.02%,龋均为 0.78±1.23。女生第一恒磨牙患龋率(41.74%)高于男生(31.18%),差异有统计学意义($\chi^2 = 15.084, P < 0.05$);龋失补牙数、龋坏牙数男生均低于女生,差异均有统计学意义(t 值分别为 -4.34、-4.25, P 值均 < 0.05);龋补牙数性别间差异无统计学意义($P > 0.05$)。见表 2。

表 2 潍坊市二年级小学生不同性别第一恒磨牙患龋情况($\bar{x} \pm s$)

项目	男生	女生	合计
龋失补牙数	0.64±1.13	0.94±1.32	0.78±1.23
龋坏牙数	0.63±1.11	0.92±1.31	0.76±1.21
龋补牙数	0.02±0.18	0.02±0.16	0.02±0.17

2.4 第一恒磨牙窝沟封闭情况 第一恒磨牙窝沟封闭 126 人,窝沟封闭率为 10.04%,其中男生 8.82%,女生 11.48%;差异无统计学意义($\chi^2 = 0.68, P > 0.05$)。

2.5 乳牙患龋与第一恒磨牙患龋相关性 从表 3 数据可知,乳牙患龋是第一恒磨牙患龋的危险因素[OR = 2.917, 95% CI (2.044, 4.164), $P = 0.000$]; Spearman 检验结果表明乳牙患龋与第一恒磨牙患龋呈正相关($r = 0.308, P < 0.01$)。

表 3 潍坊市二年级小学生第一恒磨牙患龋与乳牙患龋相关性

乳牙	第一恒磨牙		合计
	无龋人数	有龋人数	
无龋人数	188	43	231
有龋人数	568	379	947
合计	756	422	1 178

3 讨论

龋病是影响儿童常见的口腔疾病。本次调查的 7~8 岁儿童乳牙患龋率为 82.95%,龋均为 5.15±3.58,与 2014 年潍坊市 2~5 岁儿童乳牙患龋情况(患龋率为 53.3%,龋均为 2.12±2.56)^[3-4] 比较,表明该年龄组口腔健康问题更加严重。该患龋率与上海市浦东新区报道相近(83.58%)^[5];高于深圳市(66.73%)^[6]和西安市(69.80%)^[7]。男女乳牙患龋率相近,与公文等^[8]研究相同,其原因与此期男女乳牙口腔环境无差异有关。

第一恒磨牙是 6~7 岁儿童口腔中萌出的第一颗恒牙,对建立牙列正常咬合有重要意义。本次调查 7~8 岁小学生的第一恒磨牙患龋率为 36.02%,低于唐山市(50.57%)^[9],高于徐州市(15.49%)^[10]、南京市(15.04%)^[11]和青岛市北区(10.94%)^[12]。分析原因可能与各地的经济发展水平、口腔医疗资源、地理环境和生活习惯相关。女生第一恒磨牙患龋率高于男生,与刘宗响等^[10]研究类似,可能是女生第一恒磨牙萌出时间较男生早,加上多数女生喜爱甜食,增加了患龋风险,是否应对女生提前进行窝沟封闭,有待进一步调查分析。调查发现 7~8 岁儿童第一恒磨牙几乎全部萌出,患龋率高而窝沟封闭率较低。此时儿童处于混合牙列期,家长易误认为乳牙而不重视;而乳牙与恒牙患龋有相关性,乳牙龋病状况能预测恒牙龋病情况。本次调查结果表明,乳牙患龋可增加第一恒磨牙患龋的风险,与于雪等^[9]分析相同。乳牙患龋未被重视,可能也是恒牙患龋率较高的原因之一。

预防是最经济有效的保护牙齿方式。有调查显示:家长儿童口腔预防保健意识较低^[13]。应加强口腔卫生知识宣传,建议家长改善儿童饮食结构,减少甜食,增加富含纤维素的蔬菜、粗粮摄入,增强儿童咀嚼力,刺激牙弓发育,预防牙列拥挤进而食物嵌塞致龋;指导儿童口腔日常清洁如掌握正确刷牙方法,培养儿童早晚刷牙、餐后漱口习惯;半年应做一次口腔检查,发现龋齿早期治疗。将口腔健康教育融入学校一般课程,增加青少年口腔健康知识,改变口腔保健态度和预防龋齿^[14-15]。学生对教师的依从性明显高于对家长的依从性^[16],提示学校应积极开设口腔保健课程,宣传“爱牙日”活动,提高学生口腔健康意识,预防儿童龋病。刷牙能清洁残留在口腔内的食物残渣和附着于牙齿表面的牙菌斑,但牙刷刷毛不能深入部分儿童较深的窝沟,因此即使掌握正确刷牙方法仍会有患龋风险。应大力推广乳牙、第一恒磨牙窝沟封闭项目,家长、学校、社会共同配合,更好的降低患龋率。

(下转第 479 页)

高龄孕妇产后出血的影响因素及干预措施

王艳辉

安阳市妇幼保健院, 河南 安阳 455000

摘要:目的 探讨高龄孕妇产后出血的相关高危因素及干预措施,为临床防治提供参考。方法 采用回顾性对照研究方法,选取 2012 年 1 月—2016 年 6 月间收治的 366 例高龄孕妇,根据是否发生产后出血分为研究组(35 例)和对照组(331 例),对相关影响因素进行单因素和多因素非条件 logistic 回归分析。结果 366 名高龄孕妇产后出血发生率为 9.6%。单因素分析结果显示文化程度、孕期检查次数、前置胎盘、妊娠高血压、宫缩乏力、产道裂伤、第三产程延长、新生儿体重及既往流产史具有相关性,差异有统计学意义(P 值均 <0.05);多因素非条件 logistic 回归分析显示文化程度、孕期检查次数、前置胎盘、宫缩乏力、产道裂伤、新生儿体重和妊娠高血压是高龄孕妇产后出血的独立危险因素,其中文化程度和孕期检查次数是其保护因素。结论 应对高龄孕妇产后出血的相关高危因素积极进行干预,为制定相应干预措施提供理论基础。

关键词: 高龄孕产妇; 产后出血; 高危因素; 干预

中图分类号: R173 **文献标识码:** B **文章编号:** 1006-9070(2018)04-0455-02

相关研究显示,高龄孕妇出现合并症和并发症的概率较一般孕产妇明显增高,如妊娠合并糖尿病、高血压、子宫肌瘤等^[1-2]。其中产后出血是造成孕妇死亡的重要因素。积极探讨高龄孕妇发生产后出血相关危险因素,采取针对性预防措施,对最大限度降低高龄孕妇产后出血发生率、优生优育具有重要临床意义。现对本院收治的 366 例高龄孕妇产后出血情况及相关影响因素进行分析。

1 资料与方法

1.1 对象 采用回顾性对照研究方法,选取我院产科自 2012 年 1 月—2016 年 6 月间收治的 366 例高龄孕产妇作为研究对象,根据是否发生产后出血分为研究组(35 例,胎儿娩出 24 h 内失血量 >500 mL)和对照组(331 例,产后未出血)。纳入及排除标准:入组孕产妇年龄 ≥ 35 岁,具有完整的产前产后资料;患者无严重的心肺肝肾功能不全;本研究获本院伦理委员会批准,所有对象均签订知情同意书。

1.2 方法 采用自行设计的问卷,调查文化程度、孕期检查次数、前置胎盘、多胎妊娠、妊娠高血压、妊娠糖尿病、宫缩乏力、会阴侧切、产道裂伤、第三产程延长、新生儿体重、流产史、凝血功能、既往产后出血家族史和既往妇科手术史等,并进行比较分析。

1.3 统计分析 采用 SPSS 22.0 软件进行统计。计量资料用 $\bar{x} \pm s$ 表示,比较采用 t 检验,率的比较采用 χ^2 比较,采用逐步筛选法进行多因素的非条件 logistic

回归分析,以 $P < 0.05$ 差异有统计学意义。

2 结果

2.1 一般情况 研究组共 35 例,其中初产妇 17 例,经产妇 18 例,年龄 35~46 岁,平均(39.5 \pm 3.5)岁,孕周为 33~42 周,剖宫产分娩 14 例,阴道分娩 21 例。对照组 331 例,其中初产妇 156 例,经产妇 175 例,年龄在 35~45 岁,平均(38.9 \pm 3.3)岁,孕周为 32~42 周,剖宫产分娩 170 例,阴道分娩 161 例。2 组产次、年龄、孕周、分娩方式差异均无统计学意义(P 值均 >0.05),具有可比性。

2.2 产后出血的单因素分析 366 名高龄孕产妇发生产后出血 35 例,发生率为 9.6%。单因素分析显示,是否多胎妊娠、妊娠糖尿病、会阴侧切、凝血异常、有无既往产后出血家族史、既往妇科手术史产妇产后出血发生率均无统计学意义(P 值均 >0.05);不同文化程度、孕期检查次数、前置胎盘、妊娠高血压、宫缩乏力、产道裂伤、第三产程延长、新生儿体重及既往流产史产妇出血发生率差异均有统计学意义(P 值均 <0.05),见表 1。

2.3 产后出血影响因素多因素分析 将上述单因素分析有统计学意义因素纳入多因素非条件 logistic 回归分析,结果显示文化程度、孕期检查次数、前置胎盘、宫缩乏力、产道裂伤、新生儿体重和妊娠高血压是高龄孕妇产后出血的独立危险因素,其中文化程度和孕期检查次数是其保护因素,见表 2。

表 1 高龄孕妇产后出血影响因素单因素分析结果

影响因素	出血人数(%)	χ^2 值	P 值
文化程度	高中以上(n=208)	7 (3.3)	21.398 <0.001
	高中以下(n=158)	28 (17.7)	
孕期检查次数	≤2 次(n=158)	25 (15.8)	12.597 <0.001
	≥3 次(n=208)	10 (4.8)	
前置胎盘	是(n=43)	11(25.5)	14.456 <0.001
	否(n=323)	24(7.4)	
妊娠高血压	是(n=50)	14(28.0)	22.762 <0.001
	否(n=316)	21(6.6)	
宫缩乏力	是(n=130)	21(16.1)	10.127 0.001
	否(n=236)	14(5.9)	
产道裂伤	是(n=80)	17(21.2)	16.169 <0.001
	否(n=286)	18 (6.2)	
第三产程延长(≥10 min)	是(n=128)	22(17.1)	13.231 <0.001
	否(n=238)	13(5.4)	
生儿体重(kg)	≥4(n=100)	23(23.0)	28.726 <0.001
	<4(n=266)	12(4.5)	
既往流产史	是(n=56)	11(19.6)	7.767 0.005
	否(n=310)	24(7.7)	

表 2 高龄孕妇产后出血影响因素 logistic 回归分析结果

影响因素	β	SE	χ^2 值	P 值	OR(95%CI)
文化程度	-0.1555	0.983	5.658	0.025	0.856(0.436~0.965)
孕期检查次数	-0.3216	0.755	5.125	0.031	0.725(0.325~0.896)
前置胎盘	1.7377	0.309	6.156	0.019	5.684(2.266~8.955)
宫缩乏力	1.9250	0.625	9.216	0.009	6.855(3.152~11.52)
产道裂伤	1.3752	0.471	7.055	0.015	3.956(1.448~6.857)
新生儿体重	1.1404	0.832	4.958	0.038	3.128(1.623~5.988)
妊娠高血压	0.9226	0.229	5.362	0.028	2.516(1.320~4.896)

3 讨论

产后出血是导致孕产妇死亡的主要原因,虽然随着医疗水平的提高,产后出血死亡率有所下降,但产后出血的并发症如席汉氏综合征、产后贫血、产褥感染、子宫切除等对孕妇身心健康会造成巨大的影响^[3-4]。积极探索影响高龄孕妇发生产后出血相关危险因素,并进行提前干预具有重要的临床意义。

高龄孕产妇(≥35 岁)由于过了最佳生育年龄,产后出血等生育风险明显增加,产后出血病因较明确,产道损伤、子宫收缩乏力、凝血功能障碍及胎盘因素等因素均可引起,而高龄孕妇往往同时伴有多种危险因素存在,更易发生产后出血^[5-6]。本资料显示,前置胎盘、宫缩乏力、产道裂伤、新生儿体重和妊娠高血压是高龄孕妇产后出血的独立危险因素,这与相关研究相一致^[7-8]。影响前置胎盘形成的因素较多,如各种原因导致的子宫内膜受损如多次流产、子宫肌瘤剔除术、子宫内膜炎及剖宫产史等均可引起胎盘异常。宫缩乏力与内分泌紊乱、子宫收缩功能障碍、瘢痕子宫等因素有关^[9]。产道裂伤与产妇产自身分娩条件及医疗操作有关。巨大儿与孕期营养过剩有关,提示孕期需要合理饮食^[10]。妊娠高血压病因不明,其对母婴危

害较大,需加强孕期保健及适时终止妊娠并积极进行护理干预^[11-12]。

临床实践发现,产后出血普遍发生于文化素质较低的人群^[13-14],本资料显示,文化水平和孕期检查次数是产后出血的重要的保护因素,对低文化水平的高龄孕妇早期积极干预具有重要意义。建议首先重视三级预防。重点放在一级(孕前)和二级预防(孕期高危因素),做好孕期保健,针对高龄孕妇存在的高危因素,采取积极合适的干预措施^[15-16];其次针对有高危因素孕妇^[16],产前积极备血,尽早建立抢救小组,提高产后出血的救治水平。

参考文献

- Jiang HY, Xu LL, Li YC, et al. Antidepressant use during pregnancy and risk of postpartum hemorrhage: A systematic review and meta-analysis[J]. J Psychiatr Res, 2016, 83(9):160-167.
- 王晓芸, 吴晓容, 古菊梅. 高龄产妇产后出血相关危险因素分析[J]. 现代中西医结合杂志, 2016, 25(5):539-541.
- 汪帆. 高龄孕妇产后出血的处理方法及影响因素[J]. 实用妇产科内分泌电子杂志, 2016, 3(8):1-2.
- Frolova AI, Stout MJ, Tuuli MG, et al. Duration of the third stage of labor and risk of postpartum hemorrhage[J]. Obstet Gynecol, 2016, 127(5):951-956.
- Lockhart E. Postpartum hemorrhage: a continuing challenge[J]. Hematology Am Soc Hematol Educ Program, 2015 (12): 132-137.
- Howard TF, Grobman WA. The relationship between timing of postpartum hemorrhage interventions and adverse outcomes[J]. Am J Obstet Gynecol, 2015, 213(2):e231-e233.
- 张红卫, 郭利, 张力亚. 北京市某三级甲等妇产专科医院高龄初产妇产后出血的影响因素分析[J]. 中华现代护理杂志, 2013, 19(16):1870-1873.
- 张红卫, 郭利, 张力亚. 高龄孕妇产后出血的处理方法及影响因素分析[J]. 川北医学院学报, 2016, 31(1):101-103.
- 周文婷, 周哲颖, 黄俊峰, 等. 产后大出血危重产妇的临床诊治[J]. 中国临床医学, 2016, 23(3):311-314.
- 王芳, 程冉, 程义玲, 等. 初产妇巨大儿与妊娠结局的分析[J]. 安徽医药, 2014, 18(8):1521-1522.
- 王晶, 东星, 吴鸿雁, 等. 多种方法联合干预预防妊娠期高血压疾病的临床分析[J]. 安徽医药, 2016, 20(5):917-920.
- 冯明杰, 褚光萍, 查建梅. 2011-2014 年张家港市孕中期产前筛查及随访分析[J]. 江苏预防医学, 2015, 26(6):107-108.
- 乐怡平, 林建华. 高龄孕妇并发妊娠期高血压疾病的风险及应对策略[J]. 中国临床医生杂志, 2015, 43(8):9-11.
- 黄贞, 吴玉花. 高龄孕妇剖宫产产后出血发生情况及危险因素分析[J]. 右江民族医学院学报, 2015, 37(5):703-704.
- 孙蕾, 王磊, 于伟平, 等. 孕前体重指数和孕期增重对不良妊娠结局影响的出生队列研究[J]. 江苏预防医学, 2016, 27(5):615-618.
- 苗苗, 张悦, 戴永梅. 妊娠期糖尿病患者血清微量元素与 25-羟维生素 D3 的测定与分析[J]. 江苏预防医学, 2014, 25(1):38-40.

美国疏解医患冲突的相关制度及对我国的启示

印言蹊

海军军医大学, 上海 200433

摘要: 医患关系本身具有的特殊秉性, 使得医患纠纷不可避免。美国经过一个多世纪的不断改革和制度调整, 已建立起一系列法制监管制度和保险制度, 使医患冲突没有成为该国当今突出的社会问题。现采用文献研究法、案例分析法、实证分析法, 通过介绍美国医患冲突的历史发展及相关法律设计, 比较中美两国疏解医患冲突的制度设计, 并借鉴美国经验, 为进一步创新和完善我国医疗冲突疏解机制提供思路。

关键词: 医患冲突; 法制监管制度; 保险制度; 疏解; 美国

中图分类号: R197.3 **文献标识码:** B **文章编号:** 1006-9070(2018)04-0457-04

医疗事故、医患矛盾是一个普遍性的世界问题。据美国科学研究所医药研究所的报告, 全美每年约 4.4 万~9.8 万名患者死于医疗事故, 每位医生年均发生 15 件医疗事故, 其中近 3% 的患者是医疗手段不当的受害者^[1]。但与中国每年近百万计的医患纠纷、不断发生的恶性医闹事件相比, 美国的医患冲突相对缓和, 恶性伤医事件非常罕见, 医患纠纷也大都妥善化解, 这得益于美国处理医患纠纷的法治机制已比较成熟。

1 美国医患纠纷及相关制度的历史发展过程

美国的医疗保健体系是伴随着资本主义自由经济的发展而逐步形成的, 从形成开始即呈现出民营商业形态。西方学者认为, 医患关系作为一种广义上的委托—代理关系, 医者作为一般“理性经济人”很容易产生代理人的道德风险和逆向选择, 尤其当代理人占有信息优势, 并且不存在对其有效约束力量时, 其本性会驱使其谋取自己最大利益, 而将委托人利益弃于不顾。在美国医患纠纷及相关制度发展的漫长历史中, 经受了走向现代文明社会所必需承受的种种阵痛。从医疗侵权诉讼的发展史看, 大致可分为 3 个阶段。

1.1 第一阶段(19 世纪中叶至 20 世纪前 20 年) 19 世纪中叶之前, 由于北美医疗条件落后及基督教神权的影响, 信奉宿命论的民众很少针对医疗过失提起诉讼, 理论界也很少关注医患关系。到了 1840 年, 美国的医疗过失诉讼开始涌现, “即使最虔诚的信徒也不

会像以前的人那样愿意按照所谓神的旨意来接受身体上的痛苦”^[2], 这跟 19 世纪中叶美国工业革命和城市化浪潮, 尤其是独有的职业市场化背景有关。据统计, 1840—1860 年美国医疗过失诉讼受案量增长了 950%, 上诉法院受案量增长了 10 倍^[2]。医疗过失诉讼危机一直延续到 20 世纪末^[3]。在进步主义运动和思潮影响下, 美国法院放宽了侵权诉讼起诉标准, 尤其在举证责任方面规定举证责任倒置, 由被告医方举证证明其不存在过失, 而不是由原告提出侵权损害证据。由此推动了医疗侵权诉讼的快速增长。

1.2 第二阶段(20 世纪中期) 这一时期美国国内民权运动高涨, 受个人权利扩张的影响, 侵权诉讼的法定赔偿数额大幅增加, 导致医疗诉讼爆炸。1975 年美国大约有 2.5 万条针对医生的新法律条款, 医疗过失诉讼的平均赔偿额高于 1975—1985 年平均额的 3 倍^[4]。高额的医疗过失损害赔偿金虽然给受害人带来了赔偿请求权的满足, 但医生的经营成本和风险急剧增加, 随之而来的是大批医生放弃执业, 医疗服务费用大幅提高, 患者求医无门, 同时司法部门案积如山, 遭遇到休克式重创, 出现一系列社会危机。

1.2.1 医疗服务费用提高, 医疗行业萎缩: 当时美国家庭医生社团的报告指出, 作为理性人的医生只有尽量减少医疗成本以转移风险保证利益, 即让医生提高医疗收费或选择放弃某些风险大的医疗服务。1975 年加州有数千名医生宣布停止执业, 而华盛顿州等地大多数家庭医生放弃了产科服务, 原因是产科的医疗诉讼是美国最常见、最费钱的诉讼之一。一份研究报

告显示,1985—1986 年农村妇女很难寻求到产前服务和产后保健^[5]。20 世纪 80 年代末一项调查显示,美国 34% 的医师认为行医生涯中最大的麻烦是医疗过失诉讼,78% 的医师认为不必要的辅助检查源于担心被患者起诉,佛罗里达州有 95% 的神经外科医师曾被起诉,纽约州每年因为防卫性医疗而要多开销约 20 亿美元的医疗费用^[6]。

1.2.2 医疗诉讼赔偿无限制,冲击美国医疗保险市场:有的保险公司甚至还没有来得及掌握调整保险费的统计数据就濒临崩溃边缘。以加利福尼亚州为例,1972 年保险公司平均每收取 100 美元医疗保险费,就需要承担超过 150 美元的医疗赔偿金。因此有两家保险公司同时宣布停止南部加州医疗保险方面的业务,另一家保险公司则以 380% 的幅度提升北部加州的医疗保险费^[5]。而医疗保险费用的攀升,又反过来进一步催生了医疗诉讼赔偿额的膨胀。

1.2.3 医师与律师水火不相容:尤金桑格博士在 1878 年做了一项关于美国缅因州医疗过失的调查,在报告中愤怒指责代理医疗过失诉讼的律师们“跟随我们就像鲨鱼跟随移民船只一样”。律师们采用胜诉后付律师费的方法,到处鼓动穷人患者控告医生,甚至连多年前的手术都以治疗后遗症提出赔偿请求。据美国卫生福利部报告,医疗责任诉讼尘埃落定以后,受害人其实只能得到 43% 的损害赔偿金,其余部分流进了律师和司法部门囊中。

危机催生改革,19 世纪后期医患纠纷责任保险制度在全美应运而生,这在当时被看作是对医生执业群体的一种拯救措施,它使医疗责任巨额赔偿的经济风险有了分担机制,而且医疗责任的“理性人标准”纠正了“医师标准”或“患者标准”的片面性,使得医生在面对诉讼时能够通过第三方(保险公司)减轻自身压力,避免与病患直接对抗;同时,也保障了患者的权利能得到及时的主张和尽快获得赔偿金。这项制度具有安定社会秩序的功能,获得美国社会的广泛认同。

1.3 第三阶段(20 世纪后期和本世纪初) 一系列新的改革和制度设计,为疏解医患冲突提供了法律支撑。2003 年美国众议院通过新的医疗责任法案,最核心改革条款是限制医疗过失的一般损害赔偿数额,将 25 万美元作为上限,同时约束投机性的医疗责任诉讼行为,对律师收费规定要依滑动折算制计价,允许赔偿支付的周期性,诉讼时效设定为 3 年。这项法案对保护医生免于高额赔偿金,稳定医疗诉讼态势有着积极意义。随后,美国将 ADR 模式(替代性纠纷解决方式)引入医疗纠纷解决中,设立了中立评估、协商调解、仲裁以及审前委员会筛查制度等,其中审前委员会筛查制度可将不合理的索赔在诉前解决,避免缠讼

与滥讼。其他几种都是诉讼之外的 ADR 模式,仲裁方式具有程序简便、诉讼成本低的特点,能使受害人得到更多的赔偿金,对节约司法资源、及时化解纠纷、凸现社会公正有着重要意义。同时在加强医疗市场监管、打击医疗欺诈、规范医患双方的权利义务、建设社会信用体系方面也基本构筑起制度体系。

2 美国规范医患关系的相关制度及其特点

2.1 突出患者的优先权利 患者权利是权利本位的现代医事法的法理基础。美国 20 世纪 70 年代出台的《患者权利宪章》、20 世纪 90 年代出台的《医患关系基本原理》、2005 年通过的《病人安全和质量改进法案》,构建了美国关于患者权益保护的法治框架,其中具有代表性的是对患者知情同意权和隐私权的保护。

知情同意权是 20 世纪中叶美国逐步确立的一项独特的私法原则^[6],认为每个人只要神智健全,对自己的身体都有完全自决权,患者必须享有充分完全的知情权,并有充分的时间、尊严和机会来自主决定,有选择同意或拒绝接受治疗的权利。法律不允许医生以任何方式代替病人做决定。

隐私权是美国个人信息保护核心理念,是属于宪法层面的基本权利。美国病人隐私权保护制度,以《健康保险隐私及责任法案》为统领,以《个人健康信息隐私国家标准》《公共卫生服务法》等为补充。规定病人有对自己的健康状况保持隐私的权力。除了患者的主诊医生、患者本人以及患者指定的医疗信息获知方(伴侣、家属、朋友等),其他人未经患者同意都无权获知患者的疾病诊断和治疗方案。如意外泄漏病人数据的,每次罚款 100 美元,每年最高罚款 25 000 美元。如果故意泄露信息或者出售信息牟取利益的,则给予巨额罚款和 10 年以下监禁^[7]。

2.2 细密严格的医疗卫生监管网络 政府机构和非政府组织共同参与监管是美国的重要特点,有效的监管维护了秩序,以解决医疗服务自然垄断、信息不对称、公平性欠缺等市场失灵问题。

2.2.1 规范医方的行为准则:联邦立法机构迄今为止出台了数十部相关的立法,各州分别出台了关于规范医疗机构的规章和准则。如对承揽着美国大多数民众医疗的社区卫生体系,构建了信息知情与分享、资金的支配与使用、权利与责任的划分、人事相关信息等方面完备的制度体系。2002 年出台的《新千年医师职业精神:医师宪章》,明确了医师职业精神中的基本原则。

2.2.2 成熟的医生个人职业声誉机制:美国拥有高度市场化的医生人力资源市场。通常美国医生是自由职业人,可以同时有多家医院挂职,约 90% 以上工

作在私立医疗机构。医生作为一种可流动的市场资源,遵循价格机制流向医疗需求大的医疗机构。从医生的收入水平是根据其接待病人的数量和医生信誉度所决定的,因此具有高度的职业荣誉感和自我约束力,对自己在业内的声誉看得非常重^[8]。

2.2.3 发达的信用监管和信息披露机制:美国政府通过法律积极拉动信用市场需求,引导更多消费者参加信用评级或应用评级结果,由信用公司来提升或降低个人信誉和企业信誉的手段,来保障经济秩序和社会秩序。信用监管机构(政府、中介组织)会定期公布信用信息,一旦出现失信行为会迅速被公众知晓,失信者难以在社会立足。比如向公众披露医院死亡率、事故率等信息,以便患方监督和选择,促使医方持续改善。如在美国民众点击率很高的 Yelp.com 网站,把吃、穿、医、住、行日常生活需要都作了分类,并对各地医院各科医师的介绍、收费标准、患者点评、第三方信用评级,方便患者选择。

3 美国解决医患纠纷的相关制度及路径

美国医院一旦发生医疗纠纷,警察会第一时间赶到现场,闹事者会以危害医疗秩序罪而被捕。一旦医疗事故发生后,法律规定有多条途径可供患者及家属选择。

3.1 向医院伦理委员会投诉 各医院均设有伦理委员会,专门受理病人及家属的申诉,调查医疗失误,对责任人进行专业处罚,尽可能把医患纠纷解决在本院。由于伦理委员会的组成成员有医生、护士、社区代表、律师、社会工作者等,故具有较强的社会公信力。

3.2 多元化的 ADR 化解方案 美国《ADR 法》规定:“非诉讼纠纷解决方法包括任何主审法官宣判以外的程序和方法,在这种程序中,通过诸如早期中立评估、调解、小型审判和仲裁等方式,中立第三方在论争中参与协助解决纠纷。”由于 ADR 解决机制具有快速、有效、低成本解决民事纠纷的特点,因而被广泛应用于医疗纠纷的处理,美国 85% 的医疗纠纷通过仲裁和调解方式解决。

3.3 法庭诉讼 当医疗事故发生后,患者及其家属不与医生直接交涉,而到法院提出控告,而医生也不直接出庭,由保险公司出庭与控方交涉,如果败诉绝大部分赔偿费也由保险公司支付。医患之间避开了正面冲突,因而患者暴力伤医的恶性事件较少发生。同时,保险公司出于自身利益也会对医疗纠纷中的过失,千方百计通过各种途径寻求专业鉴定。值得一提的是,美国司法制度中一直居于神圣地位的陪审团是由普通公民组成的,在医疗过失诉讼中大都会更同情

患者,患者胜诉概率也很大。

4 对我国建立医患冲突化解机制的启示和建议

4.1 加快立法,完善医疗纠纷处理的制度法规 当前调节我国医患关系的法律制度还不够完善,大量医疗纠纷调解主要是依赖政府推动;对医患双方权利义务没有作出系统规范,比如对患者知情同意权和病人隐私权的规定散见于多个不同等级、不同效力的行政法规、规章及规范性文件中,有些条款还互相矛盾,以至于医疗纠纷发生后法律适用上难以追责;刑法修正案(九)虽然规定“医闹”可入刑,但实践中由于缺乏详细并具可操作性的司法解释,社会上包括一些执法人员对闹事者“人财两空”的困境往往抱有同情心理,因而界定“医闹”难,执行更难。

至今,我国还没有一部整合现行有效的行政法规、规范性文件和司法解释的专门法,以至于有时不仅没有发挥有效调节医患矛盾的作用,反而推波助澜更加深化了医患冲突。上世纪 90 年代的《医疗事故处理办法》由于规定给“病员”一次性限额补偿,诉讼中按一般侵权责任分配举证责任,使处于弱势地位的患者权益不能合理保障且很难胜诉;2002 年《最高人民法院〈关于民事诉讼证据的若干规定〉》重新规定了由被告医疗机构承担不存在医疗过错的举证责任,同年出台的《医疗事故处理条例》,虽然在保护患者权益上有了进步,但在司法赔偿中,又将医疗纠纷二元化为“医疗事故”情形和“因医疗事故以外的其他医疗行为引起的医疗纠纷”情形,这两种情形分别适用不同的法律法规,导致赔偿标准差距很大且显失公平,医方重过错构成“医疗事故”的只能是低额赔偿,而轻过失不构成事故的“医疗纠纷”却能得到高额赔偿,尤其在致人死亡时更存在天壤之别。过错赔偿标准的逻辑混乱很难让当事人息诉服判,其公正性受到社会普遍质疑。2016 年新《医疗事故处理条例(草案)》已经面向公众征求意见,但由于各方争议较大何时出台仍无音讯。建议国家应加快立法步伐,尽快出台处理医疗纠纷的专门法,统一医疗侵权案件的赔偿标准,规范医患纠纷预防与处置的办法,建立多元化的医疗纠纷处理机制,这是疏解医患纠纷、维护医疗卫生秩序的法治基础。

4.2 建立医疗纠纷快速、便捷、有效处置机制 我国医患纠纷的化解方式,目前主要有医患双方协商、政府行政调解、提起民事诉讼 3 种。借鉴美国 ADR 法解决方案,建议:①加快建立诉讼外医疗纠纷解决的分担机制。江苏省作为全国医改的试点省份,在这方面做出了许多成功尝试,全省大多数地区成立了医疗纠纷调解组织,通过在大医院设立接待站、加大告知

宣传力度、保险公司直接参与调解、诉调对接等方法,大大提高了调解结案率。②医疗纠纷处理立足于快速、便捷。目前很多地方虽然建立了调解机构,但处理环节涉及到多个部门,办事不集中,程序繁琐不够便民,往往因拖延导致争议持续发酵而造成矛盾激化。应推动建立集调查、鉴定、调解和保险理赔为一体的第三方调处机构,实现一站式服务。③强化第三方医疗鉴定机构。医患纠纷处理中的最大难点是医学专业性,高质量有公信力的专业鉴定最为重要。近年来,各地成立了一些中介性质的鉴定机构,但由于人员少、专业水平一般,鉴定结果往往难以服人。建议鉴定机构不必追求数量,而应该集中资源提升质量,每省重点建设一两个鉴定机构,充分保证其独立的第三方性质,致力于提升专业鉴定的规范性。

4.3 完善医疗风险救济保险制度 有报告显示,“国内各类医院的平均误诊率为 30%左右,个别单病种的误诊率甚至高达 90%”^[9]。医疗风险如此之高,而现代民事制度赋予医疗损害的救济方式就是经济补偿。无论是医疗机构,还是医护人员,高额赔偿均是难以承受之重。危急情况下,是采用非常规手段积极抢救患者生命,还是采取明哲保身的态度消极避免风险,往往是医务人员的两难选择。因此,全面推行医疗责任保险制度,尤其是高风险手术强制保险制度势在必行。医疗责任保险可以实现政府、医疗机构、患者和第三方机构共同分担医疗风险,使医生们能放下顾虑投入到医疗抢救中,积极探索医疗科学的未知领域。当发生医疗赔偿时,由保险机构介入调查审理理赔,缓解医患双方正面直接冲突。

4.4 从医疗源头探索建立医患纠纷防范机制 ①建立更有效深入的医患沟通机制。医患关系不是简单消费关系,而是一种基于信任共同对付疾病的伙伴关系。医患沟通机制应包括在充分尊重患者知情权、决策权和隐私权和道德价值的基础上,帮助患者权衡利弊、选择治疗方案,提供符合医疗标准的照顾,优先考虑患者利益等一系列制度安排。②加强对从医人员的医德医风教育。我国医患纠纷中约有 10%~20%属于医疗事故,30%属于较严重的差错,其余 50%~60%属于服务态度或收费问题^[10]。医德医风因素在其中起着很大作用,应培育大医精诚、以人为本、仁心仁术的价值理念,确立医患双方是平等主体的理念,提高医生与患者的沟通和交流能力。③强化对医疗行为过程监管。我国对医疗行为过程监管目前还未形成系统,卫生行政部门要加快制定统一的疾病诊疗规范、服务标准和质量控制评价体系,完善先进医术使用的评估许可制度,规范药品、设备、物质采购等管

理制度,切断医方收入与服务提供量的关系,提高医务人员违法行为的成本,完善正向激励和反向约束机制。建立防范医疗过失和事故的预警、报告、实时动态监控系统。

4.5 建立医疗卫生领域信息披露的公开机制 美国在医疗市场监管中很重要的一条经验,就是注重借用市场机制的作用,通过信用评价和信息公开制度,让市场发挥优胜劣汰的功能,政府投入少效果却不错。有专家认为,美国的信息批露公开制度,引发了现代风险规制理论的第三次革命。政府制定批露规则,让企业提供信息,市场竞争对手和公众会监管主体信息披露的真实性,让所有参与者都加入竞争,实现“物竞天择、适者生存”的目的。市场主体的竞争说到底信誉的竞争,享有正面声誉的实体可以获得更多信任和收益,而负面声誉将成为一种制裁机制,惩罚不诚实行为^[11]。医疗信息公开机制有利于消除信息不对称现象,引导患者理性就医和选择健康产品,同时直接影响医疗机构的生存和发展,促使其必须诚实守信,提高服务品质降低服务成本提高自身的竞争力。建议建立卫生监督信息网络平台,在全国范围内共享数据,同时建立医疗信息的公开制度,使得公众能够方便地获取医疗机构服务价格、绩效、医保政策、药品价格及用药安全等方面的信息和预警。通过信息平台,还可以增强社会参与,有效阻止违规行为的发生。

参考文献

- [1] 孟楚. 医患关系路向何方——如何构建和谐医患关系[J]. 中国卫生人才, 2016(9):12-17.
- [2] 陈志华, 杨健. 绝非偶然的相似——美国医疗过失诉讼历史回顾(二)[J]. 世界医学杂志, 2005(6):66-69.
- [3] Mohr JC. American medical malpractice litigation in historical perspective[J]. JAMA, 2000, 283(13):1731-1737.
- [4] 文贻军. 各国医疗纠纷 ADR 模式比较[J]. 实用预防医学, 2010, 17(12):2550-2552.
- [5] 论美国医疗损害赔偿制度及其借鉴意义——以 1975 年加利福尼亚州医疗损害赔偿改革为核心[EB/OL]. [2018-04-08]. <https://wenku.baidu.com/view/f1b14af09e314332396893c3.html>.
- [6] 刘昂. 论医疗知情同意权的历史嬗变及法律启示——来自美国医疗诉讼案例的考察[J]. 河北法学, 2015, 33(4):178-185.
- [7] 何雪松, 张帆. 医疗卫生信息技术在美国医疗质量监管中的应用[J]. 中国卫生监督, 2014, 21(1):25-31.
- [8] 美国退伍军人医疗系统改革成功的制度环境及对中国的启示[EB/OL]. [2018-04-08]. http://www.360doc.com/content/12/0416/16/358381_204150599.shtml.
- [9] 莫扬. 医疗纠纷结咋解[N]. 中报报, 2001-07-25.
- [10] 张雪芳. 妇产科医疗纠纷的防范[J]. 大家健康(学术版), 2014(22):329-330.
- [11] 解进强, 付丽茹. 企业声誉对供应链合作关系质量影响分析[J]. 商业经济研究, 2010(22):81-82.

收稿日期:2018-04-10 编辑:管芳

• 卫生管理与健康促进 •

昆山市公众参与食品安全管理的意愿及影响因素

夏晓伟, 宋文磊, 居冰清, 徐琴, 张建新
昆山市疾病预防控制中心, 江苏 苏州 215300

摘要:目的 了解公众参与食品安全管理的意愿及影响因素,为合理引导公众参与食品安全监管提供参考信息。方法 按比例分层随机选取昆山地区 140 家餐饮服务单位作为调查点,对 416 名具有独立消费能力的公众进行横断面调查,了解其参与食品安全管理的意愿,并分析其影响因素。结果 65.4% 被调查者表示愿意参与食品安全管理;公众食品安全知识和行为水平较高者($OR=3.473$)和了解公众可以参与食品安全管者($OR=1.772$)更愿意参与到食品安全管理中。结论 应通过各类健康宣教形式,提高公众食品安全知识水平、健康素养和维权能力,使其能自觉参与到食品安全社会管理中来。

关键词: 公众参与; 食品安全管理; 影响因素

中图分类号: R193 **文献标识码:** B **文章编号:** 1006-9070(2018)04-0461-02

食品安全监管需要政府、企业、单位组织和公众形成“市场导向、社会共治”的格局,《食品安全法》等一系列法律法规的颁布,为社会各界参与食品安全监督管理提供了有力保障。但目前来看,公众作为庞大的消费主体,其食品安全管理参与程度依然不高,其中的原因是多方面的。现于 2016 年 6—12 月在昆山地区开展横断面调查,以了解公众的食品安全管理参与意愿和影响因素,为食品安全管理宣传提供参考依据。

1 对象与方法

1.1 调查对象 昆山地区 2016 年上半年建食品安全监管档案的餐饮服务单位(排除集体用餐配送单位、学校集体食堂、企业单位等集体食堂),根据各乡镇餐饮服务单位构成,按比例分层随机抽取调查对象,共选择 140 家单位作为调查点,于 2016 年 6—12 月在日间营业时间对各单位中具有独立消费能力(年龄 ≥ 18 岁)且愿意配合的 3 名公众进行调查。

1.2 调查方法 通过查阅并参考有关文献、咨询专家等,自行设计调查问卷,内容包括:①基本信息(性别、年龄、婚姻、文化程度、职业、家庭人均月收入);②食品安全知识和行为评价,共 15 题,均为单选。选项“经常”得 3 分,“偶尔”得 2 分,“从不”得 1 分,低于均分为水平较低,高于均分为水平较高;③公众参与

食品安全管理意愿情况及其影响因素,包括是否了解公众可以参与食品安全管理、认为公众参与食品安全管理渠道的多寡、对目前食品安全状况是否满意、对目前政府食品安全监管效果是否满意等。

1.3 统计分析 采用 EpiData 3.1 软件建立数据库,双录入。运用 SPSS 19.0 软件统计处理,计量资料采用($\bar{x}\pm s$)表示,计数资料采用百分比表示,率的比较采用 χ^2 检验,logistic 回归模型中变量的纳入标准为单因素分析中 $P<0.10$ 的变量,检验水准为 $\alpha=0.05$ (双侧)。

2 结果

2.1 基本情况 共发放问卷 420 份,有效 416 份,有效率 99.05%。被调查者年龄 18~80 岁,平均(36.9 ± 12.0)岁。男性 185 名(占 44.5%),女性 231 名(占 55.5%);以已婚为主,302 名(占 72.6%);教育程度初中及以下 156 名(占 37.5%),高中/中专 102 名(占 24.5%),大专及以上学历 158 名(占 38.0%);职业中非食品相关从业人员 305 名(占 67.9%);家庭人均月收入 $<3\,000$ 元 156 名(占 37.5%), $3\,000\sim 5\,000$ 元 170 名(占 40.9%), $>5\,000$ 元 90 名(占 21.6%)。

2.2 食品安全知识和行为评分 416 名调查对象的食品安全知识和行为评价得分范围为 17~39 分(总分 45 份,最低 15 份),平均(29.09 ± 3.85)分。水平较

DOI:10.13668/j.issn.1006-9070.2018.04.037

基金项目:昆山市软科学研究指导性项目(代码 205)

作者简介:夏晓伟(1986—),男,江苏昆山人,医师,主要从事食品安全、风险评估和营养宣传工作。

通讯作者:张建新,副主任技师,E-mail:ksdczjx@163.com。

低 199 人(占 47.8%),水平较高 217 人(占 52.2%)。

2.3 公众参与食品安全管理意愿及其影响因素 有 272 名被调查者表示愿意参与食品安全管理,占 65.4%。单因素分析结果显示,不同年龄、食品安全知识及行为水平高低、是否了解公众可以参与食品安全管理的调查对象中,愿意参加食品安全管理的比例差异均有统计学意义(P 值均 <0.05),见表 1。不同性别、是否已婚、不同教育程度、职业是否与食品相关、家庭收入水平高低、认为公众参与食品安全管理渠道较少或较多、对政府食品安全监管效果评价是否满意、对食品安全状况是否满意的调查对象,愿意参加食品安全管理的比例差异均无统计学意义(χ^2 值分别为 2.084、1.592、1.696、3.117、0.256、0.145、0.470、3.292, P 值均 >0.05)。

将年龄、职业、食品安全知识及行为水平、是否了解公众可以参与食品安全管理和对目前食品安全状况是否满意为自变量,以公众是否愿意参加食品安全管理为因变量进行多因素 logistic 回归分析,结果显示,食品安全知识及行为水平较高和知晓公众可以参与食品安全管理,是影响公众愿意参与食品安全管理的主要因素(P 值均 <0.05)。见表 2。

表 1 公众参与食品安全管理意愿及相关因素的单因素分析[n(%)]

变量	总人数	愿意参加食品安全管理	χ^2 值	P 值
年龄(岁)			6.197	0.045
18~	147	106(72.1)		
31~	154	100(64.9)		
46~	115	66(57.4)		
职业			3.117	0.077
非食品相关	305	207(67.9)		
食品相关	111	65(58.6)		
食品安全知识及行为水平			36.081	<0.001
较低	199	101(50.8)		
较高	217	171(78.8)		
了解公众可参与食品安全管理			9.891	0.002
否	176	100(56.8)		
是	240	172(71.7)		
对食品安全状况评价			3.292	0.070
不满意	190	133(70.0)		
满意	226	139(61.5)		

表 2 公众参与食品安全管理意愿相关因素的多因素分析

变量	β	SE	Wald 值	P 值	OR 值(95%CI)
食品安全知识和行为水平	1.245	0.220	31.938	<0.01	3.473(2.255~5.347)
了解公众参与食品安全管理	0.572	0.218	6.881	0.009	1.772(1.156~2.718)
常数	-0.268	0.183	2.154	0.142	0.765

3 讨论

政府监管、企业自律、媒体和社会组织等的监督和公众参与是食品安全管理参与格局的 4 个主要方面。在日常食品消费中,公众虽是食品功效的获益者,但也可能是食品安全事故最直接受害者。无论出于自身利益还是作为舆论扩散的主要力量,公众参与食品安全管理的热情理应很高,但昆山有参与意愿者仅占 65.4%,与苏州吴江区^[1]的调查接近,低于天津市(77.3%)^[2],高于宁波市(55.4%)^[3]。如何提高公众参与意愿,以往研究多从政策制定、成本风险等方面考虑,毋晓蕾^[4]认为要构建一个行之有效的公众参与机制,前提是要有具体的配套法律制度的保障;刘欣然^[5]认为要从提高公众参与的可操作性、适当公开相关信息、拓宽双向反馈渠道等方面入手;朱奇^[6]提出政府要加强食品安全宣传和监管力度,来增强公众对食品安全的信心和安全感。据相关文献,目前大学生^[7]、社区居民^[8]等人群的食品安全知识水平普遍偏低,实际管理参与程度可能更低^[9],但多数人态度积极且愿意学习食品安全知识并改善有关行为。本调查显示,公众食品安全知识和行为水平较高和了解公众可以参与食品安全管理这一信息者更愿意参与管理。公众良好的食品安全知识储备是其理性和科学选择安全食品的基础,知识掌握得越好,其参与管理的倾向性也越强。因此,要通过各类载体和公众活动对食品安全进行科普宣教,提高公众食品安全知识、健康素养和维权能力,使其自觉参与到食品安全社会管理中来。

参考文献

[1] 李国培,王效婷.苏州市吴江区居民参与食品安全监管现状分析[J].沈阳医学院学报,2013,15(4):216-218.
 [2] 刘文萃.农村食品安全治理中的公众参与:问题识别与路径选择——基于天津调研的实证分析[J].云南行政学院学报,2015(6):161-166.
 [3] 陈长珍,李宇阳,毛丹,等.宁波市公众食品安全监管满意度现状调查研究[J].中国预防医学杂志,2017(9):661-666.
 [4] 毋晓蕾.美国和日本两国激励公众参与食品安全监管制度及其经验借鉴[J].世界农业,2015(6):81-85.
 [5] 刘欣然.食品安全监管的公众参与机制[J].人民论坛,2016(17):74-76.
 [6] 朱奇,殷濛濛,何美琪,等.南通市居民食品安全民意现状调查[J].江苏预防医学,2014,25(1):31-32.
 [7] 谭维维,安娜,黄建萍.南通市某高校大学生食品安全知识行为调查[J].江苏预防医学,2015,26(1):120-121.
 [8] 石鹏,秦绍杰,王富丽.北京市 2024 名社区居民食品安全相关知识知晓情况调查[J].中国食物与营养,2017,23(8):28-32.
 [9] 任慈,李洪宇,张文博,等.我国 10 个城市不同阶层公众对食品安全的认知度及行为态度调查[J].职业与健康,2015,31(18):2501-2503.

昆山市 2016 年常住居民自评健康状况及其影响因素

张婷¹, 胡文斌^{1,2}, 秦威¹, 史建国¹, 罗晓明¹

1. 昆山市疾病预防控制中心, 江苏 苏州 215300; 2. 昆山高新区江浦社区卫生服务中心

摘要:目的 了解昆山市居民自评健康状况及其影响因素。方法 采用多阶段整群随机抽样法, 于 2016 年对昆山市 18~69 岁常住居民进行问卷调查与体格检查。自评健康状况采用结构化问卷面对面采集。采用 logistic 回归模型分析诸因素对自评健康的影响。结果 8 529 名被调查者中, 加权后自评健康状况为好、一般和差的比例分别为 58.3%、38.4% 和 3.3%。自评健康状况为差的比例随着年龄的增长而上升($Z_{趋势}=8.33, P<0.01$)。调整年龄、性别、教育程度的模型中, 血脂异常知晓($OR=2.40, 95\% CI: 1.73\sim 3.35$)、罹患高血压($OR=1.39, 95\% CI: 1.02\sim 1.90$)、糖尿病($OR=1.44, 95\% CI: 1.01\sim 2.06$)、睡眠质量差($OR=7.72, 95\% CI: 5.73\sim 10.41$)与自评健康状况等级为差之间存在统计学关联。结论 昆山市常住居民中自评健康状况为差的比例较低。罹患慢性病、睡眠质量差和知晓血脂异常共同影响自评健康状况。

关键词: 自评健康状况; 睡眠质量; 血脂异常率; 多因素分析

中图分类号: R193

文献标识码: B

文章编号: 1006-9070(2018)04-0463-03

自评健康是指个体对其健康状态的主观评价, 与客观健康状态之间存在一致性, 是反映健康状态的可靠指标^[1]。昆山市近 10 年社会经济快速发展, 居民生产生活环境 and 生活方式发生了巨大变化, 为了解本市居民自评健康状况及其影响因素, 为制定干预措施提供依据, 于 2016 年对昆山市 18~69 岁常住居民进行问卷调查与体格检查, 在考虑抽样代表性前提下, 复杂加权后对自评健康状态进行估计, 同时分析诸因素与自评健康状态的关联。

1 对象和方法

1.1 调查对象 采用多阶段整群随机的抽样方法, 于 2016 年 8—10 月, 在昆山市(11 镇区)开展慢性病及其危险因素调查, 以 18~69 周岁常住人口为总体。

1.2 抽样与方法 采用糖尿病患病率计算样本量,

$N = deff \frac{\mu_a^2 p(1-p)}{\delta^2}$, 其中: $deff$ 为设计效率, 取

1.2; $\mu_a^2 = 1.96$ 。考虑无应答率, 均增加 10% 的样本量, 需要调查 2 098 人; 考虑分层因素(昆山户籍与非户籍, 性别为男、女), 共计调查 8 393 人。调查前先获得 11 镇区所有村委会和居委会及其对应的人口数清单。按人口规模比例抽样方法, 在每个镇区整群抽取 4 个行政村或居委会(或居委辖管的小区 and 村民小组); 然后以简单随机的方法抽取 3~5 个小区或村民

小组, 进一步抽取家庭户。18~69 周岁常住居民选取以出生日期最接近 27 日(随机化产生)者。实际有效调查常住居民 8 529 人。调查对象均签署知情同意书。

1.2 问卷调查与体格检查 调查方法采用集中与入户调查相结合, 由经过培训合格的医师对调查对象进行面对面的问卷调查与身体测量。调查内容包括:

①人口学资料; ②慢性病患病危险因素; ③慢性病患病状况; ④身体测量, 包括身高、体重、腰围、臀围和血压。⑤医学检查, 抽取空腹 12 h 后静脉血 5 mL, 检测空腹血糖、糖化血红蛋白(HbA_{1c})及血脂。自评健康状况采用问题与选项的方法^[2], 问题为“您认为您的健康状况如何”, 提供的选项为“好、非常好=1”、“一般=2”、“差、非常差=3”。

1.3 相关定义与诊断标准 糖尿病^[3-4]: 既往有糖尿病病史者或空腹血糖 ≥ 7.0 mmol/L, 或参照美国糖尿病协会推荐诊断标准糖化血红蛋白(HbA_{1c}) $\geq 6.5\%$ 。高血压^[5]: 既往有高血压病史者或目前使用降压药物者, 或调查当日每隔 2 分钟后的 3 次所测量平均血压中收缩压 ≥ 140 mmHg 和/或舒张压 ≥ 90 mmHg。血脂异常^[6]: TC ≥ 6.2 mmol/L、TG ≥ 2.3 mmol/L、LDL-C ≥ 4.1 mmol/L、HDL-C < 1.0 mmol/L, 满足以上 1 种或多种条件即判为血脂异

常。血脂异常知晓定义为调查时调查对象自己知晓被医生诊断为血脂异常。

1.4 统计分析 采用 Epidata 3.02 软件对数据双录入。以昆山市 2010 年人口普查数据为本调查的目标总体,以年龄(按 5 岁组划分,18~19 岁为第 1 组段,20~24 岁为第 2 组段、...、65~69 岁为第 11 组段)、性别(男性、女性)为重要辅助变量。依据监测方案计算抽样权重(w_s),并按照重要辅助变量(年龄与性别)计算事后分层权重(w_{ps}),总权重 $w_{final} = w_s \times w_{ps}$ 。自评健康状况在性别、年龄和受教育程度等因素之间分布采用加权率及 95% CI 表示。标准误差计算采用 Taylor 序列法;不同人群间自评健康状况比较采用基于复杂加权的 Rao-Scott χ^2 检验及 Cochran-Armitage 趋势检验。在多因素分析中将自评健康状况“一般”和“好”合并为“好”,采用非条件 logistic 回归分析诸因素与健康状况自评(好=0,差=1)之间的关联。以

$P < 0.05$ 为差异有统计学意义。

2 结果

2.1 调查对象人口学特征 有效调查 8 529 人,其中男性占 46.6%人,女性占 53.4%。年龄在性别之间的分布差异无统计学意义(Rao-Scott $\chi^2 = 8.21, P = 0.145$)。

2.2 自评健康状况 全人群中自评健康状况为好、一般和差的比例(95% CI)分别为 58.3%(56.8%~59.9%)、38.4%(36.8%~39.9%)、和 3.3%(2.7%~3.9%)。自评健康状况为差的比例随着年龄的增长而上升($Z_{趋势} = 8.33, P < 0.01$);自评健康状况为一般的比例也随着年龄的增长而上升($Z_{趋势} = 6.99, P < 0.01$)。在女性、低教育程度、知晓自己血脂异常、罹患高血压、糖尿病以及睡眠质量差的对象中明显较高(P 值均 < 0.05)。见表 1。

表 1 自评健康状况在一般特征变量之间的分布

人群特征	总数	好		一般		差		R-S χ^2 / P 值
		人数	比例(95% CI)	人数	比例(95% CI)	人数	比例(95% CI)	
性别								7.41/0.025
女	4 554	2 572	56.3(54.1~58.5)	1 835	40.2(38.0~42.3)	147	3.5(2.6~4.4)	
男	3 975	2 474	60.8(58.4~63.0)	1 389	36.2(33.9~38.5)	112	3.0(2.3~3.8)	
年龄(岁)								65.30/<0.01
18~	263	197	68.5(59.6~77.4)	63	27.6(19.2~35.9)	3	3.9(0.0~8.8)	
20~	2 636	1 719	62.8(60.0~65.5)	875	35.3(32.6~38.1)	42	1.9(1.1~2.7)	
30~	2 014	1 168	57.8(54.6~61.0)	802	39.8(36.6~43.0)	44	2.4(1.5~3.4)	
40~	1 752	976	55.2(51.8~58.7)	709	40.9(37.5~44.3)	67	3.9(2.6~5.2)	
50~	1 230	682	51.0(46.9~55.0)	484	43.3(39.2~47.3)	64	5.7(3.8~7.6)	
60~69	634	304	46.4(40.8~52.0)	291	45.1(39.5~50.7)	39	8.5(5.2~11.9)	
受教育程度								16.63/<0.01
初中以上	4 623	2 832	60.1(57.9~62.2)	1 699	37.5(35.4~39.6)	92	2.4(1.7~3.2)	
初中及以下	3 906	2 214	55.7(53.3~58.1)	1 525	39.7(37.3~42.0)	167	4.6(3.7~5.6)	
血脂异常知晓								96.82/<0.01
不知晓	7 824	4 787	60.3(58.7~62.0)	2 839	36.8(35.2~38.4)	198	2.9(2.3~3.5)	
知晓	705	259	33.5(28.3~38.8)	385	58.1(52.6~63.6)	61	8.4(5.5~11.2)	
高血压								46.49/<0.01
无	6 924	4 222	59.8(58.1~61.6)	2 531	37.3(35.5~39.0)	171	2.9(2.2~3.5)	
有	1 605	824	50.7(47.1~54.3)	693	43.9(40.3~47.5)	88	5.4(3.8~7.0)	
糖尿病								25.99/<0.01
无	7 807	4 719	59.5(57.8~61.1)	2 875	37.4(35.8~39.1)	213	3.1(2.5~3.7)	
有	722	327	45.5(40.0~51.1)	349	48.9(43.3~54.4)	46	5.6(3.2~7.9)	
睡眠质量								202.34/<0.01
好	8 088	4 927	60.1(58.5~61.7)	2 977	37.4(35.8~39.1)	184	2.5(1.9~3.0)	
差	441	119	25.2(19.0~31.3)	247	55.9(49.0~62.9)	75	18.9(13.4~24.3)	

注:比例为加权后的数值,括号内为加权后比例的 95% CI。

2.3 多因素 logistic 回归分析 采用二分类 logistic 回归方法,以自评健康状况差(好=0,差=1)为因变量,调整年龄、性别、教育程度后,血脂异常知晓

($OR = 2.40, 95\% CI: 1.73 \sim 3.35$)、罹患高血压($OR = 1.39, 95\% CI: 1.02 \sim 1.90$)、糖尿病($OR = 1.44, 95\% CI: 1.01 \sim 2.06$)、睡眠质量差($OR =$

7.72, 95% CI: 5.73~10.41) 与自评健康状况差之间的关联均有统计学意义(P 值均 <0.05)。见表 2。

表 2 自评健康状况多因素 logistic 回归分析

变量	β	SE	Wald 值	P 值	OR 值 (95% CI)
截距	-4.781	0.252	358.84	<0.01	-
年龄	0.017	0.007	6.26	<0.01	1.02(1.00~1.03)
男性	-0.074	0.134	0.31	0.578	0.93(0.71~1.21)
初中及以下	0.223	0.168	1.77	0.184	1.25(0.90~1.74)
血脂异常知晓	0.877	0.169	26.99	<0.01	2.40(1.73~3.35)
高血压	0.332	0.157	4.46	0.035	1.39(1.02~1.90)
糖尿病	0.362	0.184	3.85	<0.05	1.44(1.01~2.06)
睡眠质量差	2.044	0.152	180.26	<0.01	7.72(5.73~10.41)

3 讨论

昆山市居民不同特征人群自评健康状况好、一般、差的比例分别 58.3%、38.4%、和 3.3%，与 2010 年全国慢性病调查结果(57.5%、36.2%和 6.3%)^[7] 接近；logistic 回归分析显示，血脂异常知晓、罹患高血压、糖尿病、睡眠质量差与自评健康状况差之间的关联均有统计学意义(P 值均 <0.05)。自评健康状况调查在国内有广泛的应用^[8-12]，本调查自评健康状况问题设置和回答参照了中国慢性病及其危险因素调查个人问卷中自评健康状况的问题设置^[2, 8]，采用了问题与选项的方法，与有研究类似^[13-14]。

自评健康状态反映生理-心理-社会适应状态医学模式。Liu 等^[12]对中国农村自评健康状态研究显示，自评健康状况差与调查对象的医疗就诊、空腹血糖水平、胆固醇水平存在关联，而与不良生活方式，诸如吸烟、饮酒、肥胖等无关联，提示自评健康状况差与自身是否患有疾病有关。Tang 等^[15]从人体测量参数的角度对中国 30 万调查对象研究显示，与 BMI、腰围、臀围、体脂含量、腰臀比等相比，无论男女，体重偏低和超重是预测自评健康状况差的较好指标，提示在不同研究人群中对自身健康与否的评价尺度存在差异。本调查发现，自评健康状况与客观健康状况之间存在差别，特别是那些罹患高血压或糖尿病的调查对象与自评健康状态不完全一致。2007—2008 年五城市胃肠疾病流行病学调查结果也提示，罹患高血压、血脂异常、神经性焦虑与自评健康状况差之间存在关联^[10]。王江蓉等^[16]认为，自评健康状况不仅反映个体客观健康水平，而且从一定程度上反映了个人的社会健康状况。以上调查佐证了生理健康、心理健康以及社会功能适应健康与自评健康状态之间的关联。从生理-心理-社会医学模式角度看，自评健康状况为

差的中，可能更多包涵了社会功能适应成分。

近年来，自评健康状况是一种完全依靠调查对象主观选择而获得，具有获取简单、易于理解的优点，各类调查中自报(评)健康状况应用广泛^[8, 10, 15]。但是由于每个人对健康的理解和自身敏感性不同，同一种健康状况由不同人选择会得到截然不同结果，具有主观性强和稳定性差的缺点。无疑这同样是本调查缺点之一。

参考文献

- [1] 李运明, 刘丹红, 孙彩虹, 等. 自评健康和健康风险评估方法的研究进展[J]. 中国全科医学, 2011, 14(22): 2591-2592.
- [2] 武鸣, 周金意. 江苏省慢性病及其危险因素监测报告(2013) [M]. 南京: 南京师范大学出版社, 2016: 183.
- [3] 张正姬, 武鸣, 潘恩春, 等. 江苏省 2 型糖尿病患者身体测量指标现状及与血糖控制关系[J]. 江苏预防医学, 2017, 28(5): 530-532.
- [4] American Diabetes Association. Diagnosis and classification of diabetes mellitus[J]. Diabetes Care, 2014, 37(Suppl 1): S81-S90.
- [5] 胡文斌, 张婷, 全岚, 等. 教育程度和吸烟交互作用与高血压的相关研究[J]. 江苏预防医学, 2016, 27(1): 18-21.
- [6] 吕淑荣, 苏健, 向全永, 等. 腰围水平对血压、血糖及血脂水平的影响[J]. 江苏预防医学, 2015, 26(3): 20-22.
- [7] 董文兰, 李镒冲, 王丽敏, 等. 2010 年中国成年人自评健康状况[J]. 中华预防医学杂志, 2013, 47(12): 1137-1141.
- [8] 王洁玉, 时松和, 范军星, 等. 河南省焦作市城市居民自评健康状况及影响因素分析[J]. 郑州大学学报(医学版), 2016, 51(5): 631-634.
- [9] 纵蒙蒙, 巢健茜, 杨靓, 等. 南京市老年人健康自评情况影响因素分析[J]. 中国全科医学, 2015, 18(25): 3073-3076.
- [10] Wu SQ, Wang R, Zhao YF, et al. The relationship between self-rated health and objective health status: a population-based study[J]. BMC Public Health, 2013, 13(1): 1-9.
- [11] Dong WL, LI YC, Wang ZQ, et al. Self-rated health and health-related quality of Life among Chinese residents, China, 2010[J]. Health and Quality of Life Outcomes, 2016, 14(1): 5.
- [12] Liu FF, Zhang CT, Liang YM, et al. Epidemiology of self-rated health in rural China: a population-based cross-sectional study [J]. SCI Rep-UK, 2017, 7(1): 4459.
- [13] 罗小华, 张维森, 周浩, 等. 两种自评健康方法的可靠性比较[J]. 中国慢性病预防与控制, 2014, 22(3): 297-301.
- [14] 何松柏, 李树凯, 关鹏, 等. 辽宁省居民吸烟和饮酒对健康自评的影响研究[J]. 中国卫生统计, 2016, 33(1): 125-127.
- [15] Tang K, Zhao YX, LI CY. The association between self-rated health and different anthropometric and body composition measures in the Chinese population[J]. BMC Public Health, 2017, 17(1): 317.
- [16] 王江蓉, 张拓红. 中国成年居民社会资本相关因素与健康自评的关系[J]. 北京大学学报(医学版), 2012, 44(3): 392-396.

收稿日期: 2017-12-27 编辑: 周玲

· 卫生管理与健康促进 ·

整合式健康教育对心胸外科手术患者自我管理效能及呼吸功能锻炼依从性的影响

袁媛

许昌市中心医院心胸外科, 河南 许昌 461000

摘要:目的 探讨整合式健康教育对心胸外科手术患者自我管理效能及呼吸功能锻炼依从性的影响。方法 选择 2015 年 5 月—2016 年 10 月收治胸外科手术患者 114 例为研究对象, 随机分为观察组和对照组, 各 57 例。对照组采用传统口头教育的方法, 观察组采用口头教育、音视频健康教育、微信群整合式健康教育方法。比较两组患者自我管理效能、呼吸功能锻炼依从性、并发症等指标。结果 观察组健康知识水平、自我责任感、自我概念、自我护理技能等评分明显高于对照组(t 值分别为 5.084、4.175、4.595、5.059, P 值均 < 0.05); 呼吸功能锻炼、主动寻求帮助、注意事项评分明显高于对照组(t 值分别为 3.871、7.044、7.097、6.874, P 值均 < 0.05); 其依从率 94.74% 明显高于对照组的 84.46% ($\chi^2 = 4.254, P < 0.05$); 呼吸道并发症发生率(19.30%) 明显低于对照组的 42.11% ($\chi^2 = 6.968, P < 0.05$)。结论 整合式健康教育有助于促进心胸外科手术患者自我管理效能的养成, 提高呼吸功能锻炼依从性, 减少术后呼吸道并发症发生率。

关键词: 心胸外科; 健康教育; 整合; 自我管理效能; 呼吸功能锻炼

中图分类号: R193

文献标识码: B

文章编号: 1006-9070(2018)04-0466-03

心胸外科手术患者术前均伴有不同程度的肺通气障碍, 手术创伤、麻醉药物刺激会导致呼吸道分泌物增多, 术后疼痛也会抑制咳嗽反射, 这些均会加重通气功能下降程度^[1-2]。呼吸功能训练是恢复肺功能的有效方法, 但受制于患者自我管理效能与呼吸功能锻炼依从性的影响, 常规口头健康教育因形式单调、时间短效果欠佳。音视频健康教育通过对图像声音的处理, 将教育内容以情景化、可视化的方式直观、动态地传递给患者, 效果值得肯定^[3]; 微信因即时性、共享性、互动性等特点, 已成为时下最便捷的交流工具^[4]。通过整合口头健康教育、音视频健康教育、微信健康教育, 可构建一个多元化、立体化的教育网络, 预期能取得更好效果。基于此种背景, 现选择本院收治胸外科手术患者为研究对象, 探讨整合式健康教育其自我管理效能及呼吸功能锻炼依从性的影响。

1 对象与方法

1.1 纳入标准与排除标准 纳入标准: ①均为心胸外科手术患者, 且有明确的手术指征; ②年龄 > 18 岁; ③具有正常沟通交流能力; ④经医院伦理委员会批准, 所有患者或家属均签署知情同意书。排除标准: ①精神疾病或认知功能障碍者; ②合并其他严重躯体疾病者; ③听力障碍、视力障碍等影响正常沟通交流

者; ④随访脱落者。

1.2 研究对象 选择 2015 年 5 月—2016 年 10 月收治胸外科手术患者 114 例为研究对象, 男 76 例, 女 38 例; 年龄 35~64 岁, 平均 (45.67 ± 5.30) 岁; 疾病类型: 肺部疾病 88 例, 食管疾病 17 例, 纵膈肿病 9 例; 文化程度: 初中及以下 24 例, 高中(含中专) 54 例, 大专及以上 36 例; 人均经济状况: 月收入 ≥ 3000 元 72 例, < 3000 元 42 例。对象随机分为观察组和对照组各 57 例。

1.3 方法 对照组采用传统口头教育的方法, 观察组采用口头教育、音视频健康教育、微信群整合式健康教育方法。健康教育内容均为呼吸功能专项训练。

1.3.1 组建整合式健康教育小组: 包括主治医师、护士长、康复训练师、专科护士, 在评估患者自我管理效能、呼吸功能锻炼依从性的前提下, 制定整合式健康教育方案。

1.3.2 呼吸功能锻炼方法: ①腹式呼吸训练: 嘱患者全身肌肉放松, 放松腹肌, 深度吸气后屏气 2~3 d, 口唇成吹口哨状缓慢呼气, 1 min/次, 10~14 次/min; 4 次/d。②缩唇呼吸训练: 取患者坐位或半卧位, 经鼻最大吸气后屏气 2~3 s, 缩唇成口哨状缓慢呼出, 吸气与呼气时间比 1:1.15, 7~8 次/min, 10~20 min/次; 2 次/d。③有效咳嗽咳痰: 取患者坐位或立位, 深呼吸

3~5 次,最大吸气屏气 1~3 s,收缩腹部用力咳 2 下。④深呼吸锻炼:采用 Tri-ball 呼吸训练器,5~10 min/次,3~5 次/d。

1.3.3 音视频健康教育:组织编制《心胸外科手术患者呼吸功能锻炼方法》音视频健康教育资料,包括文字、图片、视频等,并人手发放一份,术前组织患者观看,并通过讲解、演示、模拟的方法,指导患者进行呼吸功能训练。

1.3.4 建立患者微信群:要求患者实名加入。将《心胸外科手术患者呼吸功能锻炼方法》音视频健康教育资料发送到群中,及时推送呼吸功能锻炼方法、注意事项等。精心组织患者感兴趣话题发送群中进行讨论,并通过知识竞赛、发放红包的形式活跃群中气氛,提高患者呼吸功能训练相关知识,培养患者自我管理效能及呼吸功能锻炼依从性。

1.4 观察指标

1.4.1 自我管理效能:入院时,出院前,采用自我护理能力测定量表(ESCA)测评自我管理效能,包括健康知识水平、自我概念、自我责任感、自我护理技能 4 个维度 43 个条目,采取 0~4 分 5 级评分法,满分 172 分。量表经检验具有良好的内部一致性:Cronbach' α = 0.758~0.865。

1.4.2 呼吸功能锻炼依从性:入院时、出院前参照吴艳^[5]等文献资料编制心胸外科手术患者呼吸功能锻炼依从性问卷进行评价,包括呼吸功能锻炼(12 条目)、主动寻求帮助(6 条目)、呼吸功能锻炼注意事项(6 条目)等 3 维度共 24 条目,采用 4 级评分法,分值越高,对应维度依从性越好。以实际总分占理论总分百分比判断依从率,分为完全依从(>75%)、部分依从(>50%且≤75%)、不依从(≤50%)3 个等级。量表经检验具有良好的内部一致性:Cronbach' α = 0.912。

1.4.3 并发症:统计分析两组肺不张、胸腔积液、感染等并发症发生情况。

1.5 统计分析 采用 SPSS 20.0 软件进行统计分析,计量资料用 $\bar{x} \pm s$ 表示、采用 t 检验,计数资料用频数表示、采用卡方检验,以 $P < 0.05$ 为差异有统计学意义。

2 结果

2.1 一般情况 观察组 57 例,其中男性 36 例、女性 21 例,平均(45.25 ± 6.12)岁。肺部疾病 45 例、食管疾病 8 例、纵隔肿病 4 例;初中及以下文化程度 13 例、高中(含中专)28 例、大专及以上 16 例,家庭经济状况人均月收入 ≥ 3 000 元的 34 例, < 3 000 元的 23 例。对照组 57 例,其中男性 40 例、女性 17 例,平均(46.10 ± 6.24)岁;肺部疾病 43 例、食管疾病 9 例、纵隔肿病

5 例;初中及以下文化程度 11 例、高中(含中专)26 例、大专及以上 20 例;家庭经济状况人均月收入 ≥ 3 000 元 38 例, < 3 000 元 19 例。两组患者性别、年龄、疾病类型、文化程度、家庭经济状况等资料比较,差异均无统计学意义(t/χ^2 值分别为 0.632、0.734、0.215、0.685、0.630, P 值均 > 0.05),两组具有可比性。

表 1 两组心胸外科手术患者一般资料比较

指标	观察组	对照组	t/χ^2 值	P 值	
性别	男	36	40	0.632	0.312
	女	21	17		
年龄(岁)	45.25 ± 6.12	46.10 ± 6.24	0.734	0.204	
疾病类型	肺部疾病	45	43	0.215	0.725
	食管疾病	8	9		
	纵隔肿病	4	5		
文化程度	初中及以下	13	11	0.685	0.284
	高中(含中专)	28	26		
	大专及以上	16	20		
经济状况 [元/(月·人)]	≥ 3 000	34	38	0.630	0.313
	< 3 000	23	19		

2.2 自我管理效能 入院时,两组健康知识水平评分比较,差异无统计学意义($P > 0.05$);出院时,两组患者健康知识水平评分均明显高于同组入院时(P 值均 < 0.05),观察组健康知识水平、自我责任感、自我概念、自我护理技能评分均明显高于对照组(P 值均 < 0.05)。见表 2。

表 2 两组心胸外科手术患者健康教育前后自我管理效能评分比较($\bar{x} \pm s$)

组别	时间	健康知识水平	自我责任感	自我概念	自我护理技能
观察组	入院时	40.32 ± 5.24	20.12 ± 3.24	20.32 ± 3.12	21.56 ± 3.24
	出院前	48.65 ± 5.47 Δ^*	28.14 ± 3.45 Δ^*	28.45 ± 3.52 Δ^*	30.45 ± 4.32 Δ^*
对照组	入院时	41.12 ± 5.32	20.36 ± 3.15	21.03 ± 3.20	22.12 ± 3.34
	出院前	43.54 ± 5.26 Δ	25.13 ± 4.21 Δ	25.45 ± 3.45 Δ	26.45 ± 4.12 Δ

注:观察组入院时、出院前比较, $t = 8.302, 12.793, 13.049, 12.429$, $\Delta P < 0.05$, $\Delta^* P < 0.01$;对照组入院时、出院前比较, $t = 2.442, 6.849, 7.092, 6.164$, $\Delta P < 0.05$;两组出院前比较, $t = 5.084, 4.175, 4.595, 5.059$, * $P < 0.05$ 。

2.3 依从性 入院时,两组患者呼吸功能锻炼等依从性评分,差异无统计学意义($P > 0.05$);出院时,两组呼吸功能锻炼等依从性评分均明显高于同组入院时(P 均 < 0.05),观察组患者呼吸功能锻炼、主动寻求帮助、注意事项评分均明显高于对照组,差异有统计学意义(P 值均 < 0.05),见表 3。出院时,观察组完全依从 37 例,部分依从 17 例,不依从 3 例;对照组完全依从 32 例,部分依从 15 例,不依从 10 例。观察组依从率 94.74% 明显高于对照组 84.46%,差异有统计学意义($\chi^2 = 4.254, P < 0.05$)。

表 3 两组心胸外科手术患者
呼吸功能锻炼依从性评分比较($\bar{x} \pm s$)

组别	时间	呼吸功能锻炼	主动寻求帮助	满意事项	总分
观察组	入院时	25.36±3.24	12.45±2.14	10.54±2.12	48.35±5.24
	出院前	42.45±5.32 $\Delta\Delta$ *	21.31±2.56 $\Delta\Delta$ *	20.45±3.24 $\Delta\Delta$ *	84.12±9.35 $\Delta\Delta$ *
对照组	入院时	24.12±3.32	12.65±2.22	10.72±2.26	49.49±5.36
	出院前	38.56±5.41 $\Delta\Delta$	17.45±3.25 $\Delta\Delta$	16.58±2.54 $\Delta\Delta$	72.59±8.54 $\Delta\Delta$

注:观察组入院时、出院前比较, $t=20.174, 20.048, 19.323, 25.196, \Delta\Delta P<0.01$; 对照组入院时、出院前比较, $t=17.175, 9.207, 13.013, 17.297, \Delta\Delta P<0.01$; 两组出院前比较, $t=3.871, 7.044, 7.097, 6.874, * P<0.05$ 。

2.4 预后 观察组发生肺不张 3 例, 感染 3 例, 胸腔积液 5 例; 对照组发生肺不张 7 例, 感染 9 例, 胸腔积液 8 例。观察组呼吸道并发症发生率 19.30% 明显低于对照组 42.11%, 差异有统计学意义($\chi^2 = 6.968, P < 0.05$)。

3 讨论

心胸外科包括心外、胸外两类疾病, 手术是治疗的有效方法, 但手术创伤大、麻醉时间长, 常发生呼吸道感染、肺不张、肺炎等并发症。呼吸功能训练可有效增加呼吸肌力, 改善肺通气功能, 预防术后并发症的发生^[6-7]。手术创伤、术后疼痛等原因会给患者造成强烈的应激反应, 加上患者对呼吸功能锻炼认知不足, 导致患者自我管理效能低下, 影响患者呼吸功能锻炼的依从性^[8]。

健康教育可有效促进患者自我管理能力, 提高患者治疗或配合护理的依从性, 但常规口头健康教育多为一过性, 患者难以掌握内容, 如果患者年龄大、文化程度低, 效果更加有限^[9-10]。音、视频健康教育具有音像并茂、视听并重的特点, 通过护理人员的讲解、示范, 效果更加直观生动, 更能吸引患者兴趣与注意力^[11]。微信平台是时下最时尚的即时交流工具, 能够通过网络快速发送文字、语音、视频、图片, 可有效规避传统教育受制于时间、地点、互动性差、时效性差的弊端, 在医疗资源相对不足、生活节奏不断加快的今天, 利用微信进行健康教育具有明显优势^[12-13]。徐庆等^[14]报道, 基于微信平台的健康管理可提高食管癌术后自我护理能力, 预防控制并发症的发生。本文以呼吸功能锻炼为切入点, 通过整合口头教育、音视频健康教育、微信健康教育 3 种模式, 可实现线下、线下全方位的健康教育, 达成健康教育的全覆盖。结果显示, 观察组健康知识水平、自我责任感、自我概念、自我护理技能等评分明显高于对照组, 提示整合式健康教育有助于促进心胸外科手术患者自我管理效能的养成。

心胸外科手术患者呼吸功能锻炼依从性普遍低下, 原因较多, 如创伤程度、性别、年龄、文化程度等, 自我管理效能低下也其中之一^[5, 15]。整合式健康教育

教育方式更加多样化, 可满足不同层次心胸外科手术患者的要求; 教育时长或频率更高, 可强化效果, 而且通过精心组织话题、呼吸功能训练竞赛、发放红包等形式, 也能够增加健康教育的趣味性, 可提高患者锻炼依从性。本文资料显示, 观察组呼吸功能锻炼依从性各维度评分、呼吸功能锻炼依从率均明显高于对照组, 这也是患者并发症明显低于对照组的主要原因。需要指出的是, 整合式健康教育应建立在对患者准确评估的基础上, 选择不同健康教育方式, 方可达成最大化健康教育效果。

参考文献

- [1] 黎吉娜, 李迎霞, 黄伶俐, 等. 肺部肿瘤围术期呼吸功能锻炼宣教动画片的制作及评价[J]. 护理学杂志, 2017, 32(6): 99-101.
- [2] Mans CM, Reeve JC, Elkins MR. Postoperative outcomes following preoperative inspiratory muscle training in patients undergoing cardiothoracic or upper abdominal surgery: a systematic review and meta analysis[J]. Clin Rehabil, 2015, 29(5): 426-438.
- [3] 杨金旭, 徐琳, 鲁艺, 等. 音视频在神经内科病人健康教育中的应用[J]. 护理研究, 2014, 28(11): 4175-4176.
- [4] He C, Wu S, Zhao Y, et al. Social Media-Promoted weight loss among an occupational population: cohort study using a WeChat Mobile phone App-Based campaign[J]. J Med Internet Res, 2017, 19(10): e357.
- [5] 吴艳, 康晓艳, 李宁, 等. 食管癌开胸手术患者自我管理效能对呼吸功能锻炼依从性的影响[J]. 中国医药导报, 2017, 14(14): 111-114.
- [6] Snowdon D, Haines TP, Skinner EH. Preoperative intervention reduces postoperative pulmonary complications but not length of stay in cardiac surgical patients: a systematic review[J]. J Physiother, 2014, 60(2): 66-77.
- [7] 黄丽, 王晓霞, 张娟. 回馈教学对食管癌开胸手术患者呼吸功能锻炼依从性的研究[J]. 中华护理杂志, 2016, 51(1): 26-28.
- [8] Fugazzaro S, Costi S, Mainini C, et al. PUREAIR protocol: randomized controlled trial of intensive pulmonary rehabilitation versus standard care in patients undergoing surgical resection for lung cancer[J]. BMC Cancer, 2017, 17(1): 508.
- [9] 李国平, 李可贵, 姜娜. 3 种模式整合式健康教育对社区中老年人骨质疏松症的干预效果[J]. 护理学报, 2015, 22(2): 68-71.
- [10] 吴雪霁, 陈雄飞, 吴家刚, 等. 老年 2 型糖尿病患者认知功能与自我管理行为, 自我效能的关系[J]. 江苏预防医学, 2017, 28(2): 147-149.
- [11] 陈伟红, 冯新和, 叶珍红, 等. 基于知行信模式设计的音视频健康教育在老年患者防跌倒应用的效果评价[J]. 中国实用护理杂志, 2015, 31(9): 651-653.
- [12] Friis K, Vind BD, Simmons RK, et al. The relationship between health literacy and health behaviour in People with diabetes: a Danish Population-Based study[J]. J Diabetes Res, 2016(7823130): 7.
- [13] 管书慧, 姜仁杰, 黄连成, 等. 微信公众平台在盐城市免疫规划管理工作中的应用[J]. 江苏预防医学, 2016, 27(1): 124-125.
- [14] 徐庆, 袁佰通, 赵荣华, 等. 信息化平台医疗健康管理在食管癌术后患者中的应用[J]. 安徽医学, 2016, 37(5): 606-609.
- [15] 郑媛媛, 孙妃娥, 宫玉翠, 等. 围术期强化呼吸功能锻炼对重度肺通气功能障碍患者电视胸腔镜术后恢复的效果[J]. 广东医学, 2015, 36(15): 2442-2444.

收稿日期: 2018-03-30 编辑: 周玲

• 卫生管理与健康促进 •

乌鲁木齐市初中生结核病健康教育干预效果评价

张为胜¹, 刘晓静², 马丽¹, 陈阳贵¹, 杨建东¹

1. 乌鲁木齐市疾病预防控制中心, 新疆 乌鲁木齐 830026; 2. 乌鲁木齐市中小学卫生保健所

摘要:目的 探索学校结核病健康教育模式。方法 统一培训健康教育教师和校医,对初一年级新生开展结核病健康教育干预活动,利用自填式问卷前后对照评价健康教育干预效果。结果 教育前后学生 5 条核心知识知晓率、行为形成率比较差异均有统计学意义;信念持有度 6 个问题中除“你认为自己是否会得肺结核”外,其他 5 个问题教育前后比较差异有统计学意义,同时发现信念持有度的改变从构成比上显示呈双向改变趋势。结论 将结核病健康教育纳入学校常规教学活动,学生结核病防治知识需求学习主动性得到提高,知识知晓率、行为流行率与信念持有率有很大的提高与改善。

关键词:结核病;健康教育;效果评价;学生

中图分类号:R193 **文献标识码:**B **文章编号:**1006-9070(2018)04-0469-03

新疆第五次结核病流行病学抽样调查资料显示,有症状的活动性肺结核患者中,从未就诊者占 51.61%,公众对 5 条结核病防治核心信息的总知晓率为 47.60%^[1]。与 2010 年全国结核病流行病学抽样调查显示:一半以上的有症状结核病患者未能及时就诊;全民结核病知识知晓率仅 57%^[2],这些均反映出公众结核病健康教育有待加强。有研究报道对学生进行健康教育,通过学生向全社会进行结核病防治知识的宣传教育,可具有较好的效果^[3]。为探索适合学校的结核病健康教育模式,乌鲁木齐市以部分中学生为研究对象,在干预前后利用自行设计调查问卷,开展健康教育的效果评价。

1 对象和方法

1.1 研究对象 在乌鲁木齐市市属中学中,采用整群分层随机抽样方法抽取 4 所学校,用常规教学活动对初一新生开展结核病健康教育干预。共纳入观察对象 2 287 名。

1.2 干预措施 乌市疾控中心于 2015 年 9 月完成 4 所学校 11 名健康教师(5 名为校医)的结核病健康教育统一培训,2015 年 11 月至学期末 2 个半月的时间里,由健康教师按照培训要求,用市疾控中心统一制作的课件与宣传资料,通过健康教育课、主题班会、翻转课堂等常规教学活动,立足于促进知识需求,鼓励主动自主学习,开展健康教育干预活动。教学课件与宣传资料内容参照中国结核病防治规划《健康促

进手册(第 2 版)》与中国结核病预防控制中心编印的《帮你战胜肺结核》科普读本制作。活动具体要求:不少于两次健康教育课,通过授课方式,正确解读知识点并解疑答惑;至少一次主题班会,通过播放结核病防治公益视频,由老师围绕主题提问,学生分小组讨论探讨;至少一次翻转课堂,发挥学生自主学习意识,学生结合家长、利用网络平台共同搜索知识点,集中课堂讨论疑难点及对知识点的认知感受,以此加强学生对知识点的感性认识。

1.3 效果评价

1.3.1 基线调查:2015 年 10 月,使用自行设计的问卷开展基线调查,由学生独立完成,现场收回。参与率 94.62%(2 164/2 287),问卷回收率 97.37%(2 107/2 164),问卷有效率 99.34%(2 093/2 107)。问卷参考《中国结核病防治规划实施工作指南(2008 年版)》《结核病防治:倡导、传播及社会动员 KAP 调查设计指南》WHO/HTM/STB/2008.46 及有关材料设计,包括结核病防治 5 条核心信息,2 条行为调查题,6 条信念调查题。

1.3.2 效果调查:2016 年 10 月,使用同一问卷、同样方法开展调查。干预后问卷回收率 96.73%(1 865/1 928),问卷有效率 95.23%(1 776/1 865)。期间未利用课外时间开展任何有针对性的健康教育活动。

1.3.3 评价指标:知晓率=被调查者正确回答核心信息条数总和/(调查人数×核心信息条数)×100%;

DOI:10.13668/j.issn.1006-9070.2018.04.040

基金项目:新疆维吾尔自治区自然科学基金(2016D01C167);乌鲁木齐市疾病预防控制中心科研基金(SJK201503)

作者简介:张为胜(1969—),男,副主任医师,主要从事结核病控制工作。

通讯作者:杨建东,E-mail:1441948546@qq.com

行为形成率 = 持某行为的人数 / 有效调查人数 × 100%。;信念持有度 = 持某种信念的人数 / 有效调查人数 × 100%。

1.4 质量控制 调查使用同一自填式调查问卷,调查员统一培训;调查员监督学生独立完成,回收问卷时核查有无缺项或漏项,核实无误后现场收回,确保调查问卷真实有效。

1.5 统计分析 使用 EpiData 3.1 建立数据库,双录

入核对, SPSS 16.0 软件统计分析,干预前后率的比较采用卡方检验, $P < 0.05$ 为差异有统计学意义。

2 结果

2.1 知晓率 5 条核心信息干预前知晓率为 46.96%,干预后为 67.10%,前后比较差异有统计学意义($\chi^2 = 747.90, P < 0.01$)。各知识点知晓率干预后均有明显提高(P 值均 < 0.01),见表 1。

表 1 乌鲁木齐市初中学生肺结核防治健康知识干预前后核心知识知晓率比较

核心知识	干预前		干预后		χ^2 值	P 值
	答对人数	知晓率(%)	答对人数	知晓率(%)		
肺结核是一种严重危害人们健康的慢性呼吸道传染病	1 122	59.68	1 441	82.48	227.15	< 0.01
咳嗽、咳痰 2 周以上,或痰中带血丝,应怀疑得了肺结核	605	32.18	818	46.82	81.43	< 0.001
怀疑得了肺结核,应到县(区)级结防机构接受检查和治疗	519	27.61	935	53.52	253.19	< 0.01
在县(区)级结防机构检查和治疗肺结核,可享受国家免费政策	710	37.77	1164	66.63	302.08	< 0.01
只要坚持正规治疗,绝大多数肺结核患者是可以治愈的	1 458	77.55	1 503	86.03	43.43	< 0.01

2.2 行为形成率比较 主动了解过肺结核病知识的学生,干预前占 38.19%(718/1 880),干预后上升至 63.42%(1 108/1 747);向别人讲过所了解的肺结核病知识的学生,干预前为 33.94%(638/1 880),干预后上升至 57.81%(1 010/1 747),2 个行为形成率前后比较差异均有统计学意义(χ^2 值分别为 230.61、

208.24, P 值均 < 0.05),学生 2 个行为问题均趋于正向改变。

2.3 信念持有度比较 信念持有度 6 个问题中,除“你认为自己是否会得肺结核”外,其他 5 个问题干预前后比较差异均有统计学意义(P 值均 < 0.05),见表 2。

表 2 乌鲁木齐市初中学生肺结核防治健康知识干预前后信念持有度

项目	干预前		干预后		χ^2 值	P 值	
	人数	信念持有率(%)	人数	信念持有率(%)			
结核病对身体的危害程度	非常严重	459	24.42	705	40.35	143.09	< 0.001
	比较严重	1 043	55.48	867	49.63		
	不太清楚	314	16.70	130	7.44		
	不太严重	64	3.40	45	2.58		
你认为自己是否会得肺结核	可能会	850	45.21	792	45.33	0.01	0.941
	不可能	1 030	54.79	955	54.67		
得了肺结核会对学习生活有影响吗	严重影响	469	24.95	670	38.35	87.59	< 0.001
	有些影响	1 075	57.18	883	50.54		
	不知道	184	9.78	106	6.07		
	不影响	152	8.09	88	5.04		
是否愿意了解预防知识	很愿意	1 256	66.81	1187	67.95	6.30	0.043
	有时间也愿意	546	29.04	514	29.42		
	不愿意	78	4.15	46	2.63		
会如何对待结核病患者	更加关心体贴	649	34.52	572	32.74	27.62	< 0.001
	与往常一样	198	10.53	254	14.54		
	不好说	337	17.93	229	13.11		
	尽量保持距离	658	35.00	656	37.55		
	不来往	38	2.02	36	2.06		
是否愿意参加肺结核预防宣传活动	很愿意	793	42.18	794	45.45	12.50	0.002
	有时间也愿意	991	52.71	901	51.57		
	不愿意	96	5.11	52	2.98		

注:信念变化趋势:由上至下为负向变化(如结核病对身体的危害程度:非常严重-比较严重-不太清楚-不太严重),相反为正向变化。

2.4 教育后学生信念持有度变化构成比 将学生干预前后有效问卷一一匹配比较,学生持有信念发生明显改变,且呈双向改变趋势。发生正向改变的以“结核病对身体的危害程度”与“得了肺结核会对学习生活有影响吗”最为显著分别为 42.12%与 40.99%;发

生负向改变比例较大的是“会如何对待结核病患者”与“你认为自己是否会得肺结核”分别达到 34.80%与 25.28%;发生负向改变最小的“结核病对身体的危害程度”为 17.85%,见表 3。

表 3 乌鲁木齐市初中学生肺结核防治健康知识干预后信念持有度变化

项目	未改变		负向改变		正向改变	
	人数	构成比(%)	人数	构成比(%)	人数	构成比(%)
结核病对身体的危害程度	711	40.03	317	17.85	748	42.12
你认为自己是否会得肺结核	887	49.94	449	25.28	440	24.77
得了肺结核会对学习生活有影响吗	704	39.64	348	19.37	728	40.99
是否愿意了解预防知识	922	51.91	344	19.59	506	28.49
会如何对待结核病患者	574	32.32	618	34.80	584	32.88
是否愿意参加肺结核预防宣传活动	836	47.07	374	21.06	566	31.87

3 讨论

健康受众自我需求对健康教育效果具有重要影响。有文献显示,从未主动了解有关肺结核病知识的学生比例达 77.4%^[4],中学阶段健康教育的内容往往流于形式,课时常被挪做他用^[5],结核病防治知识的理解与吸收,需要长期、反复、多频次健康教育来巩固^[6],传统的知识传播手段只能短期提高知晓率,中期乃至远期效果不理想^[7]。本次干预改变以往活动单一、被动知识灌输的传统方式,通过培训学校健康教育教师,尝试利用健康教育课、主题班会、翻转课堂传统与非传统相结合的教学模式,将结核病健康教育嵌入学校常规教学活动中,旨在启发学生主动学习积极性,促进知识需求,提高了教育效果。1年后干预评价显示,将非传统教学模式引入常规教学活动中,占用课时少,学校易于接受;经规范培训,巩固了学校结核病防治师资力量,使结核病健康教育初步趋于系统、规范与常态化,对今后远期干预有一定的意义。本研究结果与邱海莹^[8]等报道的做好师资培训,发挥教师的主渠道作用,使结核病健康教育课长期、有序的实施下去,才能更好的做好学校结核病防治工作结论相似。

分析学生信念持有度变化构成比发现,教育后学生信念持有度呈双向改变趋势。虽然以健康教育所期望的正向改变为主,与文献报道^[9-10]相似,有利于结核病的预防和控制工作开展。但教育后学生持有信念发生负向改变的比例仍然较高,如最高的“会如何对待结核病患者”发生负向改变(更加关心体贴→与往常一样→不好说→尽量保持距离→不来往)比例达到 34.80%,最低的“结核病对身体的危害程度”发生负向改变(非常严重→比较严重→不太清楚→不太严重)比例也有 17.85%,反应出教育后部分学生对肺结核传染性认知不正确,仍存在恐慌、歧视心理。近年来,国内学校结核病疫情暴发多有报道^[11]。同时,学校人员集中,是开展结核病健康教育的理想场所,可

长期、系统、循序渐进地通过健康信息的传播帮助学生掌握健康知识,引导学生消除恐慌、歧视心理,提高正确信念持有率从而采纳健康行为,预防疾病主动追求健康。有资料显示,校内综合健康教育方法可以有效提高师生对结核病的认知,但应持续开展^[12]。

本次研究受学校教学课时的限制,教育后未作短期效果评估,缺少短期与中长期效果比较。再者,自行设计问卷题量过多,造成部分无效问卷;以身份证号为问卷唯一匹配号,对初一年级学生略显困难,造成少部分有效问卷无法匹配。

参考文献

- [1] 马明辉,王新旗,顾晓明,等.新疆维吾尔自治区第五次结核病流行病学抽样调查资料汇编[R].新疆人民出版社,2013:24-32.
- [2] 于兰,吕青,夏情情,等.2010年全国结核病防治核心信息全民知晓率调查分析[J].中国防痨杂志,2013,35(1):60-64.
- [3] 印伟,薛浩,张长贵,一起学校结核病暴发疫情的调查处理[J].江苏预防医学,2009,20(2):45-46.
- [4] 王勤,吴珺敏,王乐,等.杭州市高校学生结核病健康教育近期及中期效果比较[J].中国健康教育,2014,30(6):557-558.
- [5] 陈静,沈梅,夏珍,等.上海市部分高校结核病防治知识知晓率及健康教育调查[J].中国防痨杂志,2010,32(9):491-494.
- [6] 黄睿睿,王宏,汪洋.同伴教育在库区中学生结核病控制中应用的形成评价[J].中国全科医学,2009,12(6A):981-983.
- [7] Li Y, Ehiri J, Hu D, et al. Framework of behavioral indicators evaluating TB health promotion outcomes: a modified Delphi study of TB policymakers and health workers [J]. Infect Dis Poverty. 2015,4:56.
- [8] 邱海莹,邱荣,胡铁强,等.500余名初一学生开展结核病健康教育课效果分析[J].医学动物防制,2013,29(4):464-465.
- [9] 吴逸平,邵丽文,朱杰,等.结核病防治知识与信念的健康教育效果评价[J].浙江预防医学,2016,28(3):320-322.
- [10] 张思潮,邱志红,董正全,等.学校健康教育对高中生结核病防治知识、信念与行为的短期效果评价[J].现代预防医学,2014,41(6):1060-1065.
- [11] 中国结核病网.学校结核病疫情分析研讨会在京召开.[2018-03-15]. http://tb.chinaacdc.cn/zxdt/201208/t201208714_66805.htm.
- [12] 钟达,张国钦,张玉华,等.天津市藏族中学师生结核病健康教育效果评价[J].现代预防医学,2015,42(6):1055-1057.

收稿日期:2018-04-10 编辑:潘毅

· 卫生管理与健康促进 ·

社区就诊患者对 H7N9 禽流感的知信行调查

陈燕琼, 惠朝晖

深圳市南山区西丽人民医院社管中心, 广东 深圳 518055

摘要:目的 了解社区就诊患者对 H7N9 禽流感的知信行情况。方法 选择 2016 年 5 月—2017 年 5 月就诊的 152 例患者作为研究对象, 采取自制 H7N9 禽流感知识调查问卷进行调查。结果 对 H7N9 禽流感知识与行为知晓率为 54.61%, 10 个问题知晓率在 78.95%~19.74%。文化水平大专及以上学历者知晓率(69.35%)高于高中及以下者(44.44%), 差异有统计学意义($P=0.02$)。对 H7N9 禽流感的信心评分为(4.45±0.52)分, 恐慌度评分为(2.60±1.20)分。信心评分以≥60 岁组、大专及以上学历者、本市户籍者较高(P 值均 <0.05), 恐慌评分以 35~59 岁组、就诊原因为发热、诊断为呼吸道感染者较高(P 值均 <0.05)。应对 H7N9 禽流感行为, 以外出回家用洗手液或肥皂洗手最高(94.74%), 其他为感冒后及时就诊(49.34%)、食用禽肉减少(46.05%)、定时开窗通风换气(38.16%)、体育锻炼频率增加(18.42%)。信息获取途径主要为电视、广播与报纸(49.34%)、网络资讯(28.95%)、人际传播(13.16%)、宣传册(5.26%)、社区讲座(3.29%)。结论 社区就诊患者对 H7N9 禽流感认知仍有所欠缺, 应加强健康教育工作。

关键词:社区医院; 就诊患者; H7N9 禽流感; 知信行

中图分类号:R193 **文献标识码:**B **文章编号:**1006-9070(2018)04-0472-03

H7N9 禽流感人感染疫情最早出现于 2013 年安徽与上海两地, 早期伴有发热等症状, 严重者可死亡^[1]。由于多数群众缺少对 H7N9 禽流感的认知, 加之作为感染来源的禽类广泛存在, 一旦出现疫情, 短时间内会造成严重的社会恐慌^[2]。了解社区就诊患者对 H7N9 禽流感的知信行情况, 以期社区合理选择健康教育方式, 在就诊群众中进行了 H7N9 禽流感知信行专题调查。

1 对象与方法

1.1 对象 选择 2016 年 5 月—2017 年 5 月本院就诊的 152 例就诊者为研究对象。入组标准: 具有良好的沟通能力、认知能力; 对本次研究调查内容知情, 自愿配合。排除标准: 有精神疾病史; 无法自行完成调查问卷者。

1.2 方法 自拟 H7N9 禽流感知识调查问卷, 由调查者统一发放, 现场答卷收回。内容包括: 就诊者基本情况、H7N9 禽流感知识掌握情况与获取途径、相关行为与态度等。知识题共 10 题, 包括: H7N9 禽流感传染病类型、潜伏期、高危人群、临床表现、病毒是否可以杀灭、杀灭方式、是否可以预防、预防措施、传播途径、死禽的处理方式; 相关行为包括: 体育锻炼、洗手、感冒后就医、开窗通风换气、食用禽肉等情况。

1.3 观察指标 ① H7N9 禽流感知识知晓率, 10 题知识题, 每题答对计 1 分, 满分为 10 分, 评分≥7 分为知晓, <7 分为不知晓。② 信心评分与恐慌度评分, 对 H7N9 禽流感防控信心与恐慌程度评分中, 完全有信心/非常恐慌计 5 分, 比较有信心/比较恐慌计 4 分, 基本有信心/有些恐慌计 3 分, 不太有信心/不恐慌计 2 分, 完全无信心/完全不恐慌计 1 分。

1.4 统计分析 采用 SPSS 18.0 分析与处理, 计量资料以($\bar{x} \pm s$)表示, 分析用 t 检验, 计数资料以 [n (%)]表示, 分析用 χ^2 检验, 检验水准为 $\alpha=0.05$ 。

2 结果

2.1 基本情况 共发放问卷 152 份, 回收率为 100.00%。其中男 75 例(49.34%), 女 77 例(50.66%); 年龄 20~75 岁, 平均(45.5±5.6)岁; 文化水平: 高中及以下 90 例(59.21%), 大专及以上学历 62 例(40.79%); 户籍: 非本市 35 例(23.03%), 本市 117 例(76.97%); 职业: 退休职工 59 例(38.82%), 公司职员及专业技术人员 35 例(23.03%), 机关企事业单位及服务性行为单位各 25 例(各占 16.45%), 其他 8 例(5.26%)。本次就诊原因: 发热 75 例, 头痛头晕 35 例, 咳嗽气促 27 例, 皮疹症状 15 例。既往病史: 高血压 35 例, 糖尿病 25 例, 高脂血症 12 例, 慢性阻塞性肺

疾病 5 例;本次诊断结果:呼吸道感染 86 例,慢性阻塞性肺疾病急性发作 21 例,偏头痛 20 例,过敏症 15 例,神经性头痛 10 例。

2.2 知晓率 对 H7N9 禽流感知识与行为知晓 83 例,知晓率为 54.61%。文化水平大专及以上学历者知晓率(69.35%)高于高中及以下者(44.44%),差异有统计学意义($\chi^2 = 4.86, P = 0.02$);不同性别、年龄、户籍、本次就诊原因、既往病史与本次诊断结果者知晓率差异均无统计学意义($\chi^2 = 0.86 \sim 1.65, P$ 值均 > 0.05)。

10 个问题正确率由高到低依次为, H7N9 禽流感的临床表现(78.95%)、是否可以预防(72.37%)、传播途径(71.05%)、高危人群(67.11%)、预防措施

(62.50%)、疾病类型(52.63%)、病毒是否可以杀灭(46.05%)、杀灭方式(40.79%)、死禽的处理方式(34.21%)、潜伏期(19.74%)。

2.3 对 H7N9 禽流感信心与恐慌度 对 H7N9 禽流感的信心评分为(4.45 ± 0.52)分,恐慌度评分为(2.60 ± 1.20)分。信心评分以 35~59 岁组、大专及以上学历者、本市户籍者较高(P 值均 < 0.05),不同性别、就诊原因、既往病史、诊断结果者评分差异均无统计学意义($t = 0.55 \sim 1.52, P$ 值均 > 0.05)。恐慌评分以 ≥ 60 岁组、就诊原因为发热、诊断结果为呼吸道感染者较高(P 值均 < 0.05),不同性别、文化水平、户籍、既往病史者间差异均无统计学意义($t = 0.49 \sim 1.89, P$ 值均 > 0.05)。见表 1。

表 1 不同特征研究对象对 H7N9 禽流感信心与恐慌度的评分情况

项目	信心评分	t 值	P 值	恐慌度评分	t 值	P 值	
年龄(岁)	≤ 34	4.08 ± 0.75	3.526	0.040	2.42 ± 1.20	4.062	0.022
	35~59	4.55 ± 0.58			2.50 ± 0.88		
	≥ 60	4.45 ± 0.65			2.98 ± 1.05		
文化水平	高中及以下	4.03 ± 0.65	4.052	0.025	2.67 ± 1.02	0.865	0.485
	大专及以上学历	4.66 ± 0.72			2.60 ± 1.52		
户籍	本市	4.46 ± 0.66	3.595	0.038	2.62 ± 1.50	0.856	0.476
	非本市	4.00 ± 0.80			2.88 ± 1.20		
就诊原因	发热	4.40 ± 0.52	1.523	0.523	2.98 ± 0.52	4.523	0.024
	头痛头晕	4.65 ± 0.48			2.45 ± 0.48		
	咳嗽气促	4.65 ± 0.38			2.40 ± 0.65		
	皮疹	4.70 ± 0.50			2.33 ± 0.58		
诊断结果	呼吸道感染	4.66 ± 0.28	1.325	0.623	2.95 ± 0.52	4.623	0.022
	过敏症	4.70 ± 0.30			2.32 ± 0.48		
	慢性阻塞性肺疾病急性发作	4.58 ± 0.32			2.30 ± 0.32		
	偏头痛	4.60 ± 0.58			2.40 ± 0.45		
	神经性头痛	4.75 ± 0.45			2.42 ± 0.30		

2.4 应对 H7N9 禽流感行为与信息的获取途径 应对 H7N9 禽流感行为:外出回家用洗手液或肥皂洗手 144 例(94.74%),感冒后及时就诊 75 例(49.34%),食用禽肉减少 70 例(46.05%),定时开窗通风换气 58 例(38.16%),体育锻炼频率增加 28 例(18.42%)。H7N9 禽流感信息获取途径主要包括:电视、广播与报纸 75 例(49.34%),网络资讯 44 例(28.95%),人际传播 20 例(13.16%),宣传册 8 例(5.26%),社区讲座 5 例(3.29%)。

3 讨论

目前 H7N9 禽流感疫情已得到全面控制,但为了做好日后的疫情防控工作,增强人们对 H7N9 禽流感的认知能力,本院对 152 例就诊患者进行了相关知行调查。结果显示知晓率整体偏低,文化水平较高者优于较低者,与部分报道结果相符^[3-5]。提示社区医疗

机构仍应加强相关健康教育干预,以通俗易懂、突出重点方式宣传 H7N9 禽流感防控知识,使群众全面、系统的建立起 H7N9 禽流感知识框架,纠正不良行为,增强日常防护意识^[6]。

本次调查发现,多数研究对象对 H7N9 禽流感的恐慌程度处于合理范围,但仍有部分对象存在非常恐慌现象,其中年龄 ≥ 60 岁研究对象的恐慌度评分高于 ≤ 59 岁者,这可能与老年人家庭责任意识较高有关。就诊原因为发热患者、诊断结果为呼吸道感染患者对 H7N9 禽流感的恐慌度评分较高,与禽流感病毒感染的主要症状为发热与呼吸道感染有关。本次调查对象对政府防控 H7N9 禽流感工作的信心较高,这是对政府工作的肯定,同时也提示相关医疗机构应充分发挥主动性,将防控工作落实到实处。信心的建立与研究对象对 H7N9 禽流感认知程度有关,建议社区在对就诊者普及 H7N9 禽流感知识时,应先 (下转第 476 页)

· 卫生管理与健康促进 ·

南通市青少年学生不健康饮食行为及其影响因素

谭维维¹, 许诚², 黄建萍¹, 安娜¹

1. 南通市疾病预防控制中心, 江苏 南通 226007; 2. 南通市急救中心

摘要:目的 了解南通市青少年学生不健康饮食行为及其影响因素,为制定健康教育干预策略提供科学依据。方法 采用随机整群抽样方法,根据不同年龄层次使用初中版、高中版和大学版三种《江苏省青少年健康相关行为调查问卷》,由学生匿名自填。结果 共调查有效学生 8 246 人,年龄 11~25 岁,男生 3 750 人,女生 4 496 人;96.8% 存在不健康饮食行为,62.1%、49.5% 未每天至少喝 1 杯奶、吃水果,34.0% 有偏食挑食行为,29.5% 和 28.8% 未每天吃蔬菜和坚持吃早餐,每天吃甜点、喝饮料和吃油炸食物的占 18.0%、15.4% 和 9.5%,经常吃路边摊、经常光顾西餐馆的不健康饮食行为报告率为 9.7% 和 5.5%。学生不健康饮食行为的发生与性别、年级、家庭类型、母亲文化程度均有关。结论 青少年学生中存在爱喝软饮料、喜食甜食、未每天吃早餐、未经常喝牛奶等不健康饮食行为,应加强合理膳食健康教育,促进良好饮食行为的形成。

关键词: 学生; 饮食行为; 影响因素

中图分类号: R193

文献标识码: B

文章编号: 1006-9070(2018)04-0474-03

青少年时期是生长发育的关键阶段,不健康的饮食行为不但会影响身体发育,还可能对智力发展造成影响。为了解南通市青少年学生的饮食行为及其影响因素,现于 2015 年对本市大中院校学生饮食行为进行专题调查。

1 对象与方法

1.1 对象 采用随机整群抽样方法,抽取南通市城市和农村的初级中学 17 所,高级中学(含中等职业学校、普通中专)21 所,综合性大学(三年制大专和四年制本科)3 所,共 41 所学校。在抽取的学校中于每个年级随机抽取 3~4 个班,共调查学生 8 927 人。

1.2 方法 采用集体匿名自填调查问卷方式。针对监测对象不同,使用江苏省青少年健康相关行为调查问卷的 3 种调查问卷,分别为初中版、高中版和大学版。

1.3 不健康饮食方式定义 过去 1 周内汽水饮料、甜点、油炸食品的食用频次 ≥ 1 次/天;早餐、奶、蔬菜、水果食用频次 < 1 次/天;西式快餐、路边摊食用频次 ≥ 3 次/周;有偏食行为;具有以上行为之一者视为不健康饮食方式。

1.4 统计分析 采用 Excel 2007 和 SPSS 11.0 软件进行统计分析,率的比较采用 χ^2 检验,以 $P < 0.05$ 为差异有统计学意义。

2 结果

2.1 概况 共调查学生 8 927 人,有效问卷 8 246

份,有效应答率 92.4%。有效调查的学生:年龄 11~25 岁,男生 3 750 人,女生 4 496 人;96.8% 的学生自报有不健康饮食行为,其中 62.1% 未每天至少喝 1 杯奶,49.5% 未每天吃水果,偏食挑食行为报告率为 34.0%,29.5% 未每天吃 1 次蔬菜,28.8% 未每天吃早餐,有 18.0% 每天至少吃 1 次甜点,有 15.4% 每天至少喝 1 次饮料,9.5% 每天吃油炸食物,经常吃路边摊和经常光顾西餐馆的不健康饮食行为报告率为 9.7% 和 5.5%。

2.2 性别因素 过去 1 周内,学生每天喝饮料、每天吃油炸食物、频繁吃西餐、未坚持每天吃早餐、未每天吃水果、蔬菜各 1 次的报告率男生均高于女生,差异均有统计学意义(P 值均 < 0.01);女生每天吃甜点报告率高于男生($P < 0.01$)。见表 1。

2.3 年级因素 高中生每天喝饮料、吃甜点、吃油炸食物、偏食行为的报告率高于初中生和大学生,经常吃路边摊、未每天吃早餐、喝奶、吃 1 次水果或蔬菜的行为报告率大学生高于初中生和高中生(P 值均 < 0.01)。见表 2。

2.4 家庭类型因素 核心家庭和大家庭每天吃早餐,每天坚持喝牛奶、每天吃水果和蔬菜、不偏食的饮食行为报告率高于其他类型家庭,差异均有统计学意义(P 值均 < 0.01)。见表 3。

2.5 母亲文化程度因素 母亲受教育程度高者子女未做到每天吃早餐、喝牛奶、吃水果、吃蔬菜的不健康

DOI: 10.13668/j.issn.1006-9070.2018.04.042

基金项目:南通市科技局科技计划项目(HS149047)

作者简介:谭维维(1981—),女,江苏如皋人,副主任医师,主要从事营养与食品卫生工作。

通讯作者:许诚,副主任医师,E-mail: xucheng72926@163.com

饮食行为发生率下降,差异均有统计学意义。(P 值均<0.01)。见表 4。

表 1 不同性别学生不健康饮食行为调查结果[n(%)]

饮食行为	男 (n=3 750)	女 (n=4 496)	χ ² 值	P 值
饮料≥1 次/天	823(21.9)	450(10.0)	223.203	<0.01
甜点≥1 次/天	593(15.8)	894(19.9)	22.925	<0.01
油炸食物≥1 次/天	432(11.5)	349(7.8)	33.669	<0.01
西餐≥3 次/周	240(6.4)	210(4.7)	11.849	<0.01
路边摊≥3 次/周	358(9.5)	438(9.7)	0.089	0.765
早餐<1 次/天	1 176(31.4)	1 197(26.6)	22.378	<0.01
牛奶<1 杯/天	2 258(60.2)	2 860(63.6)	10.032	0.002
水果<1 次/天	2 021(53.9)	2 058(45.8)	53.922	<0.01
蔬菜<1 次/天	1 227(32.7)	1 208(26.9)	33.644	<0.01
偏食	1 233(32.9)	1 570(34.9)	3.792	0.052

表 2 不同年级学生不健康饮食行为调查结果[n(%)]

饮食行为	初中 (n=2 893)	高中 (n=4 319)	大学 (n=1 034)	χ ² 值
饮料≥1 次/天	448(15.5)	718(16.6)	107(10.3)	25.180
甜点≥1 次/天	558(19.3)	854(19.8)	75(7.3)	93.217
油炸食物≥1 次/天	223(7.7)	474(11.0)	84(8.1)	24.064
西餐≥3 次/周	166(5.7)	238(5.5)	46(4.4)	2.504
路边摊≥3 次/周	208(7.2)	314(7.3)	274(26.5)	384.704
早餐<1 次/天	538(18.6)	1 444(33.4)	391(37.8)	233.184
牛奶<1 杯/天	1 596(55.2)	2 769(64.1)	753(72.8)	116.981
水果<1 次/天	1 066(36.8)	2 298(53.2)	715(69.1)	368.708
蔬菜<1 次/天	646(22.3)	1 383(32.0)	406(39.3)	132.046
偏食	869(30.0)	1 594(36.9)	340(32.9)	37.078

表 3 不同家庭类型学生不健康饮食行为调查结果[n(%)]

饮食行为	核心家庭 (n=3 312)	大家庭 (n=2 865)	单亲家庭 (n=681)	重组家庭 (n=121)	隔代家庭 (n=526)	其他家庭 (n=741)	χ ² 值	P 值
喝饮料≥1 次/天	489(14.8)	419(14.6)	120(17.6)	22(18.2)	99(18.8)	124(16.7)	11.352	0.045
吃甜点≥1 次/天	590(17.8)	542(18.9)	107(15.7)	20(16.5)	88(16.7)	140(18.9)	5.268	0.384
吃油炸食物≥1 次/天	304(9.2)	278(9.7)	60(8.8)	10(8.3)	65(12.4)	64(8.6)	6.774	0.238
吃西餐≥3 次/周	193(5.8)	138(4.8)	33(4.8)	8(6.6)	38(7.2)	40(5.4)	7.152	0.210
吃路边摊≥3 次/周	316(9.5)	283(9.9)	55(8.1)	13(10.7)	67(12.7)	62(8.4)	9.463	0.092
吃早餐<1 次/天	908(27.4)	744(26.0)	239(35.1)	43(35.5)	191(36.3)	248(33.5)	52.510	<0.01
喝牛奶<1 杯/天	1 956(59.1)	1 742(60.8)	475(69.8)	88(72.7)	357(67.9)	500(67.4)	53.883	<0.01
吃水果<1 次/天	1 570(47.4)	1 332(46.5)	365(53.6)	67(55.4)	330(62.7)	415(56.0)	71.852	<0.01
吃蔬菜<1 次/天	949(28.7)	745(26.0)	254(37.3)	35(28.9)	200(38.0)	252(34.0)	63.486	<0.01
偏食	1 075(32.5)	958(33.4)	248(36.4)	58(47.9)	195(37.1)	269(36.3)	20.121	0.001

表 4 不同母亲文化程度的学生不健康饮食行为调查结果[n(%)]

饮食行为	初中及以下 (n=4 841)	高中 (n=2 043)	大专及以上 (n=1 028)	χ ² 值	P 值
喝饮料≥1 次/天	732(15.1)	340(16.6)	133(12.9)	7.384	0.025
吃甜点≥1 次/天	765(15.8)	407(19.9)	232(22.6)	35.529	<0.01
吃油炸食物≥1 次/天	428(8.8)	196(9.6)	114(11.1)	5.299	0.071
吃西餐≥3 次/周	188(3.9)	156(7.6)	83(8.1)	56.205	<0.01
吃路边摊≥3 次/周	488(10.1)	186(9.1)	89(8.7)	2.890	0.236
吃早餐<1 次/天	1 512(31.2)	524(25.6)	207(20.1)	61.296	<0.01
喝牛奶<1 杯/天	3 245(67.0)	1 198(58.6)	471(45.8)	176.308	<0.01
吃水果<1 次/天	2 636(54.5)	922(45.1)	343(33.4)	170.038	<0.01
吃蔬菜<1 次/天	1 510(31.2)	581(28.4)	214(20.8)	44.850	<0.01
偏食	1 619(33.4)	712(34.9)	353(34.3)	1.360	0.507

危险因素(OR 值均>1.3)。见表 5。

表 5 学生不健康饮食行为的多因素非条件 logistic 分析

因素	β	SE	Wald 值	P 值	OR 值	95%CI
性别(男/女)	-0.429	0.128	11.218	0.001	0.651	0.507~0.837
年级(初中/大学)	-0.490	0.202	5.893	0.015	0.612	0.412~0.910
年级(高中/大学)	0.340	0.210	2.607	0.106	1.404	0.930~2.121
家庭类型(非双亲/双亲)	0.487	0.172	7.971	0.005	1.627	1.160~2.281
母亲文化程度(初中及以下/大专及以上)	0.641	0.166	14.970	0.000	1.898	1.372~2.625
母亲文化程度新(高中/大专及以上)	0.375	0.181	4.290	0.038	1.454	1.020~2.073

3 讨论

本次调查结果显示,有 96.8% 的学生存在不健康饮食行为,高于 2013 年江苏省 84.5% 调查结果^[1],其中未每天喝 1 杯奶、吃水果及有偏食挑食行为报告率均>30%。坚持每天喝 1 杯奶的学生为 37.9%,大学生只有 27.2%,低于江苏省(41.4%)^[2],同样低于北京(39.3%)^[3]和上海(39.7%)^[4]。蔬菜和水果是日常生活中最常见的食物,是人类膳食的重要组成部分

2.6 饮食相关行为的多因素分析 以是否具有不健康饮食行为作为因变量,以单因素分析有统计学意义变量进入多因素非条件 logistic 分析。结果显示:学生不健康饮食行为的发生与性别、年级、家庭类型、母亲文化程度均有关;其中男性、初中是学生发生不健康饮食行为的保护因素(OR 值均<0.9);非双亲家庭、母亲文化程度低下是学生发生不健康饮食行为的

分。我国 2010—2012 年中国居民营养与健康状况监测结果显示,城乡居民每日蔬菜和水果摄入量远未达到推荐目标量,调查中发现只有一半的学生能每天吃水果,有 29.5% 的学生不能每天吃蔬菜,应给予足够重视。34.0% 的学生有偏食挑食行为,与朱奇等^[5]报告相近。长期偏食挑食,会造成某类营养素的缺乏,必然影响生长发育和智力发育,应及早进行干预,采取增加食物的多样性、调整食物结构提高青少年对食物的接收度。早餐对于青少年学生来说至关重要,不吃早餐可能导致肥胖和引发胃炎、胆结石等消化系统疾病^[6]。此次调查仅有 71.2% 的学生能每天吃早餐,略低于江苏省(74.3%)^[1] 和上海(73.2%) 平均水平^[7],高于山东省水平(67.23%)^[8]。

多因素 logistic 回归分析中,学生不健康饮食行为的发生与性别、年级、家庭类型、母亲文化程度均有关。其中男性、初中是学生发生不健康饮食行为的保护因素;非双亲家庭、母亲文化程度低下是学生发生不健康饮食行为的危险因素。女生除了经常喜爱吃甜点外,其余的不健康饮食行为报告率均低于男生,说明女生饮食习惯好于男生,学校的营养宣教应偏重于男生。核心家庭和大家庭的健康行为报告率高于其他类型家庭,这一调查结论与安阳报告一致^[9],提示一个和谐稳定的家庭环境对培养良好饮食习惯有很大作用,孩子跟父母居住在一起,可以限制子女随心所欲的饮食方式。同时还发现,母亲受教育程度增高所掌握的营养知识更多,子女的不健康饮食行为发生率有所下降,而学生的一日三餐更多的是由母亲来准备,她们的饮食方式和生活习惯会直接影响到子女。本次调查结果显示,高中生和大学学生的不健康饮

食行为比较高,不吃早餐和牛奶达到 37.8% 和 66.8%,经常吃路边摊报告率达到了 26.5%,远低于小学生(58.2%、93.6%)^[10]。大部分高中生和大学生住校,脱离了长辈的监管,经济上的支配也比较自由,可以根据自己的喜好选择食物,注重的是口味而不是营养,提示学校的营养教育应重点在高中和大学中开展,学校食堂在保证营养的基础上,改善供餐的色、香、味,以吸引学生食堂就餐。

参考文献

- [1] 王艳,刘维娜,甄世祺.江苏省青少年饮食行为及影响因素分析[J].江苏预防医学,2015,26(6):35-38.
- [2] 常桂秋,胥占忠,葛小伍.江苏省城市青少年饮食行为及其影响因素分析[J].中国学校卫生,2008,29(8):730-731.
- [3] 上官索奕,郭向晖,李振英.中学生健康危险行为分析与健康教育对策[J].慢性病学杂志,2013,14(4):308-312.
- [4] 董玉婷,张琴,孙思飞.上海市嘉定区青少年饮食行为调查及相关影响因素分析[J].教育生物学杂志,2016,4(2):85-89.
- [5] 朱奇,朱湘竹,赫娜,等.南通市大学生饮食锻炼与体质指数现况调查[J].江苏预防医学,2014,25(3):4-7.
- [6] 易可华,汤海英.奉贤区青少年饮食相关行为和减肥行为调查分析[J].中华疾病控制杂志,2007,11(5):535-536.
- [7] 孙力菁,陆茜,周月芳,等.上海市青少年饮食相关行为调查及危险因素分析[J].教育生物学杂志,2016,4(3):126-129.
- [8] 魏霞,杨育林,闫静弋,等.山东省城市青少年饮食行为及其影响因素分析[J].中国学校卫生,2010,31(10):1170-1172.
- [9] 郭丽.安阳青少年不健康饮食行为调查[J].实用预防医学,2016,23(4):412-415.
- [10] 周振清,江海.江苏省太仓市小学生饮食行为现况调查[J].江苏预防医学,2016,27(6):766-768.

收稿日期:2017-10-17 编辑:周玲

(上接第 473 页)帮助他们树立正确的疾病认知,端正态度,发现对政府防控信心较低及恐慌度较高者,实施针对性的疾病宣教与心理辅导,纠正错误认知,消除恐慌情绪^[7-8]。应对 H7N9 禽流感行为方面调查结果提示,针对社区就诊患者的健康教育,应在指导其养成良好生活与卫生习惯的同时,树立起关于禽类食物食用的正确观念。电视、广播等传统媒体及网络资讯是本组研究对象获取 H7N9 禽流感信息的主要途径,说明多数就诊患者更倾向于权威性渠道信息。社区医疗机构应及时发布疾病信息,在宣传册与社区讲座等宣传方式上增加趣味性、互动性,以便提高他们获取知识的主动意识^[9],构建起社区医疗机构、家庭、社会三方面为一体的联合防控体系。

参考文献

- [1] 庞媛媛,陈立凌,晁湘琴,等.苏州市居民人感染 H7N9 禽流感知

识态度行为调查[J].江苏预防医学,2017,28(3):358-359.

- [2] 王锋生,周道平,吴怀国,等.医院职工人感染 H7N9 禽流感防治知行调查[J].安徽卫生职业技术学院学报,2017,16(2):20-21.
- [3] 禹洁,王晓亮,金林,等.医学生 H7N9 禽流感防治相关行为影响因素结构方程模型分析[J].现代预防医学,2017,44(8):1482-1485,1489.
- [4] 汪涛,王曼,陈雪琴,等.中山市活禽市场从业人员 H7N9 禽流感知行及政策支持态度调查[J].职业与健康,2016,32(7):921-924.
- [5] 葛星,潘铭,王彬璐,等.徐州市居民人禽流感认知情况调查[J].江苏预防医学,2014,25(3):91-92.
- [6] 陈伟忠.玉新街道社区居民 H7N9 禽流感知行调查[J].中国城乡企业卫生,2015,30(6):60-62.
- [7] 赵小娟,李超,闫雪,等.北京市怀柔区居民 H7N9 禽流感知行水平调查[J].职业与健康,2015,31(23):3259-3261,3265.
- [8] 莫想换,陈阿群,高淑萍,等.广州市民对人感染 H7N9 禽流感疫情知、信、行电话调查[J].华南预防医学,2015,41(5):439-441.
- [9] 阳益萍,李海,陈敏玫,等.南宁市农贸市场禽类从业人员对 H7N9 禽流感的知、信、行调查[J].广西医学,2015,37(7):945-947,952.

收稿日期:2018-01-20 编辑:张煜

• 卫生管理与健康促进 •

健康素养调查问卷数据整理的 R 软件实现

封永昌, 王本兴, 丁梦秋

灌南县疾病预防控制中心, 江苏 连云港 222500

摘要:目的 以全国居民健康素养监测调查问卷(2016年版)为例,用免费开源的 R 软件,对问卷数据进行不同题型判断、各分量指标得分计算及素养判断、基本情况编码转换等数据整理,并提供完整的 R 代码。实践证明,使用 R 软件实现问卷数据整理过程的程序化及其可复制性,对于各级监测样本的数据复核与汇总合并有特别意义,对监测点的数据分析人员也具有参考价值。

关键词:健康素养;监测;数据整理;R 软件

中图分类号:R193 **文献标识码:**B **文章编号:**1006-9070(2018)04-0477-03

健康素养监测是健康教育专业中稳定有序的监测工作之一,覆盖全国的健康素养监测网络基本建成^[1]。为高质量完成健康素养监测,江苏省率先开发基于 android 系统的健康素养现场调查软件,在数据收集和质量控制方面实现创新性突破^[1]。对于监测问卷数据的整理,目前多采用 SPSS、Excel 或 SAS 等软件实现^[2-7],其操作较为繁琐、复杂,操作过程可复制性差,特别是需要重复操作时更显费时费力,且软件价格昂贵或存在使用版权争议^[8]。鉴于此,笔者以全国居民健康素养监测调查问卷(2016年版)为例,用免费开源的 R 软件进行问卷数据整理,实践证明可行,现报告如下。

1 材料与方法

1.1 资料来源 全国居民健康素养监测调查问卷(2016年版)由 10 个判断题、26 个单选题、16 个多选题、1 个情景题(设有 3 个单选题和 1 个多选题),以及基本情况等 5 部分组成。某县按监测方案要求开展调查,收回有效问卷 450 人份,回收率 100%。

1.2 数据录入 采用 Epidata 软件录入并建立数据库。①判断题:认为正确的录入“1”,认为错误的录入“0”;②单选题:录入选的选项数字;③多选题:录入选的选项数字,并按从小到大顺序录入;④情景题;⑤基本情况题:按单选题和多选题录入要求。双份录入校验复核无误后输出为文本文件 sy.txt。

1.3 数据整理与健康素养判断标准 问卷总分 73 分。判分要求:判断题和单选题每题答对得 1 分,多选题每题全部答对得 2 分。数据整理;按基本知识和理

念(da,包括:01 对健康的理解、02 健康相关态度、03 生理卫生常识、04 传染病相关知识、05 慢性病相关知识、06 保健与康复、07 安全与急救、08 法规政策、09 环境与职业等 9 个分量)、健康生活方式与行为(db,包括:10 营养与膳食、11 运动、12 成瘾行为、13 心理调节、14 个人卫生习惯、15 利用基本公共卫生服务能力、16 就医行为等 7 个分量)、健康技能(dc,包括:17 获取信息能力、18 理解沟通能力、19 自我保健技能、20 应急技能等 4 个分量)等 3 维度及合计总分计算各指标得分,按科学健康观、传染病预防、慢性病预防、安全与急救、基本医疗、信息获取等 6 个健康问题维度计算各分量指标得分。健康素养判断标准:总得分 ≥ 59 分判定为具备健康素养,各指标得分 $\geq 80\%$ 者判定该分量具备健康素养,具备健康素养的人的比例为“健康素养水平”。以年龄分组为例整理基本情况数据。

1.4 初步分析 描述各指标得分的频数分布及各指标得分的相关关系(进一步分析另作讨论)。

1.5 软件环境与实现代码 用 R i386 3.3.2 软件,在 RStudio V1.0.44 环境下编辑代码。

2 结果

2.1 居民各维度健康素养具备情况 该县调查样本 450 人,年龄 15~、25~、35~、45~、55~、65~69 岁组人数(%)分别为 36(8.0%)、76(16.9%)、67(14.9%)、132(29.3%)、108(24.0%)、31(6.9%);有 15 人健康素养总得分达标,健康素养水平为 3.3%(95%CI 为 1.7%~5.0%);3 个健康维度方面以健康知识素养水平略高(10.9%),以知识理念素养水平最

低(3.3%);6类健康问题方面以安全与急救素养较高(28.7%),以慢性病预防素养水平最低(1.1%)。各

维度健康素养具备人数及健康素养水平见表1,与采用SPSS软件分析的结果完全一致。

表1 某县居民健康素养具备情况(n=450)

变量名	评价维度	满分	平均分	中位数	具备人数	具备水平(%)	正态性检验		年龄组(岁)具备情况[n(%)]					
							W值	P值	15~	25~	35~	45~	55~	65~70
ts	总得分	73	31.9±14.8	30	15	3.3	0.979	0.000	4(11.1)	4(5.3)	2(3.0)	5(3.8)	0(0.0)	0(0.0)
da	基本知识和理念	29	13.0±5.8	13	15	3.3	0.973	0.000	4(11.1)	4(5.3)	2(3.0)	5(3.8)	0(0.0)	0(0.0)
db	健康生活方式与行为	27	11.6±5.8	11	28	6.2	0.968	0.000	5(13.9)	7(9.2)	5(7.5)	7(5.3)	4(3.7)	0(0.0)
dc	健康技能	17	7.3±4.3	7	49	10.9	0.955	0.000	9(25.0)	11(14.5)	7(10.4)	17(12.9)	5(4.6)	0(0.0)
jk1	科学健康观	10	4.5±2.4	4	64	14.2	0.955	0.000	8(22.2)	17(22.4)	10(14.9)	19(14.4)	8(7.4)	2(6.5)
jk2	传染病预防	8	3.9±1.7	4	26	5.8	0.931	0.000	7(19.4)	9(11.8)	4(6.0)	5(3.8)	0(0)	1(3.2)
jk3	慢性病预防	14	3.8±2.8	3	5	1.1	0.951	0.000	1(2.8)	3(3.9)	0(0.0)	1(0.8)	0(0.0)	0(0.0)
jk4	安全与急救	16	9.2±4.5	10	129	28.7	0.974	0.000	18(50.0)	27(35.5)	18(26.9)	37(28)	23(21.3)	6(19.4)
jk5	基本医疗	12	5.0±2.6	5	30	6.7	0.899	0.000	7(19.4)	6(7.9)	4(6.0)	3(2.3)	8(7.4)	2(6.5)
jk6	信息获取	7	2.3±2.0	2	23	5.1	0.979	0.000	5(13.9)	5(6.6)	2(3.0)	8(6.1)	3(2.8)	0(0.0)

2.2 各指标得分的频数分布和指标间相关关系 如图1和表1,可见居民健康素养总分、各分量指标得分不呈正态分布,提示在统计描述与统计推断时注意选择合适的统计量。总得分与各分量指标得分相关系

数在0.78~0.94,与基本知识理念维度得分关系最为密切;各分量指标间相关系数在0.56~0.87,彼此间存在复杂的相关性,见图2,提示调查结果分析时应考虑多元分析法。

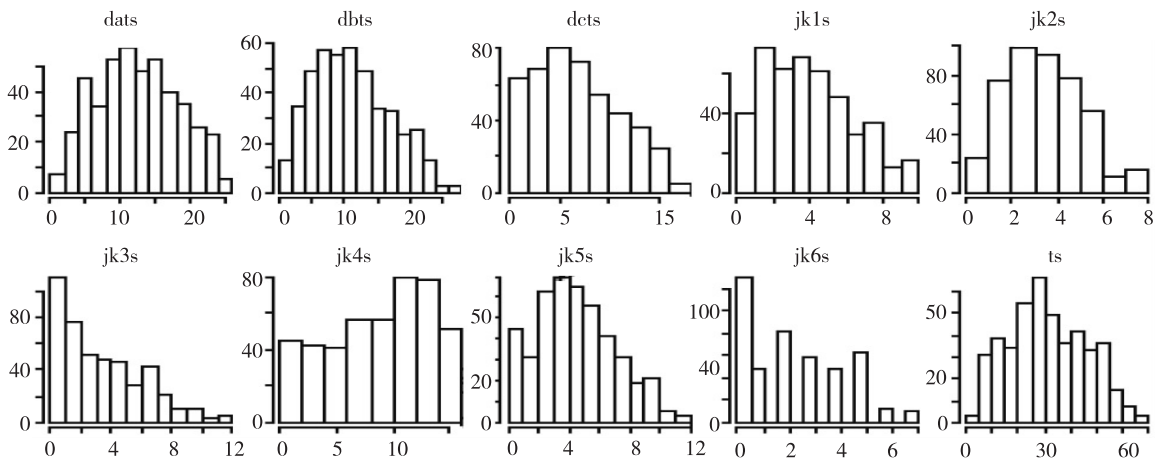


图1 某县2016年居民健康素养各指标得分频数分布

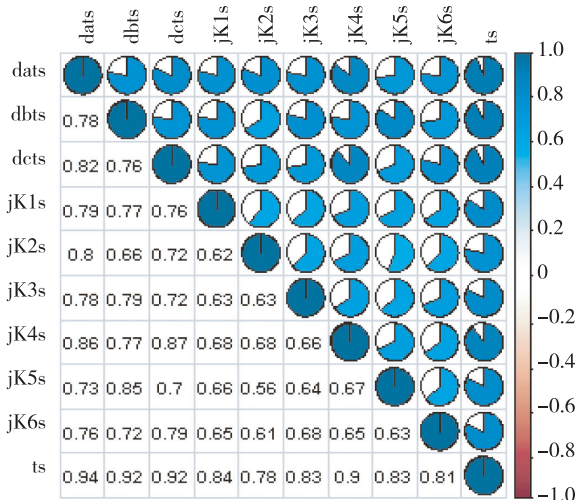


图2 某县2016年居民健康素养各指标得分相关性

3 讨论

居民健康素养监测的问卷主体和正确答案相同,对问卷数据基本处理要求相似,因此,这类问卷数据的整理过程很适合使用R软件完成。R软件的免费开源,可免除软件使用的版权争议,降低科研成本,在医学卫生领域已有较多应用^[8]。本文利用R软件的向量化操作优势和卓越的绘图能力,对问卷各题进行判分及编码转换,并巧妙利用paste0()函数,拼接出执行语句的文本字符串,用parse()函数嵌套于eval()函数,将字符串转化为表达式并求解,使语句显得简洁又提高运行速度;各分析指标的得分组成,以及是否具备健康素养的判断等语句可读性强;借助于自定义函数和建立数据框,将所需要的分析结果集中保存便于访问;通过绘图函数的选项

设置,将各指标得分的频数分布集结于同一图区,将指标间的相关关系用栅格内的扇面大小和颜色深浅结合相关系数进行直观呈现,都便于阅读与分析,对进一步探索性分析的统计量与统计方法的选取具有指导意义。如结果的表 1 和图 1 显示监测问卷的 10 个评价维度指标得分的频数分布都不呈正态分布或近似正态分布,故不宜使用算术均数与标准差描述观察值特征,不宜用相应的参数估计与统计推断;按性别、年龄、职业、文化程度等特征进行分组,比较组间各指标得分差异也应慎重,最好采用非参数检验,或仅比较各指标的健康素养水平;因健康素养达标人数较少,比较不同年龄组间健康素养水平时需要部分年龄组进行合并或需要加大样本量。图 2 显示各指标得分存在不同程度相关或共线性,可考虑采用多元统计分析法。

本文样本人群健康素养水平低于汤海波^[2]、郭海建^[3]等报道,55 岁以上者健康素养具备水平更低。为深入挖掘问卷信息,分析居民健康素养存在的问题,指导健康教育工作的深入开展,可考虑对某些分量指标或问卷中某些问题、或问题的备选答案等进一步分析^[9-10],其中涉及选择题编码的转换等问题另有文讨论。各地开展健康素养监测,都需要对调查问卷数据进行汇总整理与分析,并层层上报问卷数据和统计分析结果。将监测问卷数据整理的过程实现程序化,意味着数据整理过程具有可复制性,这对于各级监测样本的数据复核与汇总合并具有特别意义,对各监测点的数据分析

人员同样具有普及应用价值。其他专业或其他领域的调查问卷,其数据整理过程有相似性,本文提供的代码可供参考。对全民健康素养监测调查问卷这类资料,能否设计专用的自定义函数或直接开发专用的包(packages),以便进行自动统计分析和简要报表,有待探索。

参考文献

- [1] 毛涛,李小宁,曲晨,等. 新型调查软件在健康素养监测工作中的应用[J]. 中国健康教育,2017,33(2):188-191.
- [2] 汤海波,黄明豪,葛恒明,等. 江苏省东海县居民健康素养现状及影响因素研究[J]. 中国健康教育,2015,31(5):447-451.
- [3] 郭海健,李小宁,王悦,等. 2012 年江苏省健康素养监测结果[J]. 中国健康教育,2015,31(2):168-171.
- [4] 刘华青,夏光兰,张坤,等. 蚌埠市大学生健康素养调查分析[J]. 中国卫生统计,2015,32(4):658-660.
- [5] 朱胜男,周丰,高涵昌,等. 2015 年苏州市姑苏区居民健康素养及烟草流行监测调查[J]. 江苏预防医学,2017,28(1):116-117, 119.
- [6] 赵玉遂,吴青青,徐水洋,等. 浙江省居民传染病防治素养及其影响因素分析[J]. 中华预防医学杂志,2016,50(9):806-810.
- [7] 赵晓军,孙芸,吕晓霞,等. 2015 年常州市 2510 名城乡居民健康素养调查[J]. 现代预防医学,2016,43(20):3726-3728, 3779.
- [8] 张云权,朱耀辉,李存禄,等. 广义相加模型在 R 软件中的实现[J]. 中国卫生统计,2015,32(6):1073-1075.
- [9] 夏兰芳,孟郁洁,李迎迎,等. 多选题数据统计分析方法及 SAS 实现[J]. 中国卫生统计,2015,32(1):163-164.
- [10] 王春枝,王娟. 多选题数据深度分析及其在 SPSS 中的实现[J]. 内蒙古财经学院学报(综合版),2010,8(2):75-78.

收稿日期:2017-06-15 编辑:管芳

(上接第 454 页)

参考文献

- [1] Okoye L, Ekwueme O. Prevalence of dental caries in a nigerian rural community: a preliminary local survey[J]. Ann Med Health Sci Res, 2011, 1(2):187-195.
- [2] Petersen PE, Bourgeois D, Ogawa H, et al. The global burden of oral diseases and risks to oral health[J]. Bull World Health Organ, 2005, 83(9):661-669.
- [3] 孙晓雯,蒋英英. 2014 年潍坊地区城乡学龄前儿童患龋状况及其影响因素调查[J]. 实用预防医学,2016,23(6):691-696.
- [4] Jiang YY. Prevalence of early childhood caries among 2-to 5-year-old preschoolers in kindergartens of weifang city, China: a cross-sectional study[J]. Oral Health Prev Dent, 2017, 15(1):89-97.
- [5] 刘成军,周伟,吴振刚,等. 上海市浦东新区小学生患龋状况及影响因素分析[J]. 中国学校卫生,2014,35(9):1362-1364.
- [6] 陈小良,詹劲基,邵昌松,等. 深圳市光明新区小学生龋病的流行病学特征分析[J]. 现代预防医学,2013,40(11):2049-2051.
- [7] 李骏,李劲松,高建民. 西安市 7~9 岁儿童口腔健康现状及窝沟封闭情况[J]. 中国学校卫生,2014,35(3):438-441.
- [8] 公文,李刚,吕健,等. 山东省 1126 名小学生口腔现状调查及危险因素分析[J]. 口腔医学,2016,36(2):174-177.
- [9] 于雪,王琳,李洁,等. 唐山市 7~9 岁儿童第一恒磨牙患龋状况及相关性研究[J]. 华西口腔医学杂志,2015,33(1):54-57.
- [10] 刘宗响,姚杰,王鹏来,等. 徐州市小学生第一恒磨牙龋病调查分析[J]. 口腔医学,2013,33(7):487-489.
- [11] 郑丽纯,龚玲,计艳,等. 南京市 6~9 岁儿童第一恒磨牙龋病流行病学调查分析[J]. 牙体牙髓牙周病学杂志,2013,23(12):788-790.
- [12] 张琨,田霞,周栾慧. 青岛市北区二年级学生六龄齿健康状况调查分析[J]. 中国儿童保健杂志,2016,24(10):1104-1106.
- [13] 孙玉荣,李纾,唐开亮,等. 济南市小学生家长口腔保健知识调查分析[J]. 中国实用口腔杂志,2011,4(2):94-97.
- [14] Haque SE, Rahman M, Itsuko KA, et al. Effect of a school-based oral health education in preventing untreated dental caries and increasing knowledge, attitude, and practices among adolescents in Bangladesh[J]. BMC Oral Health, 2016, 16(1):44.
- [15] Farooqi FA, Khabeer A, Moheet IA, et al. Prevalence of dental caries in primary and permanent teeth and its relation with tooth brushing habits among schoolchildren in Eastern Saudi Arabia [J]. Saudi Med J, 2015, 36(6):736-741.
- [16] 张媛媛,程华刚,王胜,等. 儿童口腔健康教育研究进展[J]. 中国妇幼保健,2015,30(17):2890-2893.

收稿日期:2017-11-20 编辑:张熳