

峰度调整噪声等效 A 声级对评估非稳态噪声导致职业性听力损失的作用

高向景¹, 任鸿¹, 袁伟明¹, 全长健¹, 谢红卫¹, 栾倩清¹, 张美辨²

1. 浙江省疾病预防控制中心职业健康与辐射防护所, 浙江 杭州 310051

2. 中国疾病预防控制中心职业卫生与中毒控制所, 北京 100050

摘要:

[背景] 等效 A 声级不适用非稳态噪声的暴露风险评估, 需用噪声时域结构进行修正, 但修正方法及修正后指标的适用性有待探讨。

[目的] 探讨峰度调整 8 h 等效 A 声级($L_{Aeq,8h}$) 在评估噪声性听力损失(NIHL)中的作用, 完善不同类型噪声导致职业性听力损失的评估方法。

[方法] 选择噪声暴露水平在 70~95 dB(A) 范围内的 6 个典型行业 2 466 名噪声暴露工人作为研究对象。研究对象按照 1 dB(A) 为单位将流行病学数据进行分层, 分别计算每 1 dB(A) 内工人的平均噪声峰度以及 3、4、6 kHz 频率下噪声导致的永久性听阈位移平均值(NIPTS₃₄₆), 然后依据已有的修正方法, 通过多因素线性回归计算出峰度修正等效声级的调整系数 λ , 用 λ 修正 $L_{Aeq,8h}$ ($L'_{Aeq,8h}$)。将研究对象按照暴露噪声的平均峰度水平分为 K_1 (≤ 10 , 稳态噪声组)、 K_2 ($> 10 \sim 50$, 非稳态噪声组) 和 K_3 (> 50 , 非稳态噪声组) 三组。使用 ISO 1999 模型预测每个工人的 NIPTS₃₄₆ 对实际测量的 NIPTS₃₄₆ 进行年龄和性别校正, NIPTS₃₄₆ 预测值与实测值之间的差值为 NIPTS₃₄₆ 预测低估值。通过分析 $L'_{Aeq,8h}$ 与 HFNIHL 的相关性以及 NIPTS₃₄₆ 的预测低估值, 验证 $L'_{Aeq,8h}$ 在评估 NIHL 中的适用性。

[结果] 通过线性回归得到调整系数 $\lambda=5.43$ 。多因素 logistic 回归分析显示, 峰度调整后, $L'_{Aeq,8h}$ 与 HFNIHL 之间的相关性从 6.6% 提高到 9.6%。 $L_{Aeq,8h}$ 和 HFNIHL 的剂量-反应关系显示, 峰度调整后, 非稳态噪声组的 HFNIHL 检出率明显降低, 与 $L'_{Aeq,8h}$ 的剂量-反应关系曲线接近于稳态噪声组, 非稳态噪声组(K_2 和 K_3) 曲线的 R^2 分别从 0.935 3 和 0.905 6 升高到 0.986 3 和 0.951 6。峰度调整前, ISO 1999 模型对非稳态噪声组(K_3) NIPTS₃₄₆ 的预测低估值明显高于稳态噪声组($t=-3.23, P=0.001$); 峰度调整后, 3 个峰度组的 NIPTS₃₄₆ 低估程度与调整前比较均明显降低($K_1: t=6.78, P<0.001$; $K_2: t=14.31, P<0.001$; $K_3: t=11.06, P<0.001$), 3 个峰度组的 NIPTS₃₄₆ 低估曲线基本重叠, 低估程度差异无统计学意义(K_1 vs $K_2: t=-0.22, P=0.830$; K_1 vs $K_3: t=-1.40, P=0.205$)。

[结论] 峰度调整后的 $L_{Aeq,8h}$ 可更准确地评估非稳态噪声导致的职业性听力损失。

关键词: 峰度; 等效 A 声级; 非稳态噪声; 听力损失; 职业暴露

Applying kurtosis-adjusted equivalent continuous A-weighted sound pressure level to evaluate risk of occupational hearing loss associated with non-steady state noise GAO Xiangjing¹, REN Hong¹, YUAN Weiming¹, QUAN Changjian¹, XIE Hongwei¹, LUAN Yuqing¹, ZHANG Meibian² (1. Occupational Health and Radiation Protection Institute, Zhejiang Provincial Center for Disease Control and Prevention, Hangzhou, Zhejiang 310051, China; 2. National Institution for Occupational Health and Poison Control, Chinese Center for Disease Control and Prevention, Beijing 100050, China)

Abstract:

[Background] Equivalent continuous A-weighted sound pressure level is not appropriate for evaluating the risk of non-steady noise exposure, and need to be corrected by noise time-domain structure, but the correction method and its applicability need to be discussed.

[Objective] To validate the application of the kurtosis-adjusted normalization of equivalent continuous A-weighted sound pressure level to a normal 8 h working day ($L_{Aeq,8h}$) in assessing noise-induced hearing loss (NIHL), and to improve the methods for assessing occupational hearing loss associated with different types of noise.



DOI 10.11836/JEOM21298

组稿专家

张美辨(中国疾病预防控制中心职业卫生与中毒控制所), E-mail: zhangmb@niohp.chinacdc.cn

基金项目

浙江省医药卫生基金(2021KY120); 职业健康标准前期研究项目(20210102); 浙江省重点研发项目(2015C03039); 2018 年度浙江省 151 人才工程培养项目(无编号); 浙江省疾病预防控制中心 2020 年疾控科技英才孵育项目(无编号)

作者简介

高向景(1985—), 女, 博士, 副主任医师; E-mail: xigao@cdc.zj.cn

通信作者

张美辨, E-mail: zhangmb@niohp.chinacdc.cn

伦理审批

已获取
利益冲突 无申报
收稿日期 2021-07-04
录用日期 2022-02-17

文章编号

2095-9982(2022)04-0374-08
中图分类号 R13
文献标志码 A

►引用

高向景, 任鸿, 袁伟明, 等. 峰度调整噪声等效 A 声级对评估非稳态噪声导致职业性听力损失的作用 [J]. 环境与职业医学, 2022, 39(4): 374-381.

►本文链接

www.jeom.org/article/cn/10.11836/JEOM21298

Funding

This study was funded.

Correspondence to

ZHANG Meibian, E-mail: zhangmb@niohp.chinacdc.cn

Ethics approval

Obtained
Competing interests None declared
Received 2021-07-04
Accepted 2022-02-17

► To cite

GAO Xiangjing, REN Hong, YUAN Weiming, et al. Applying kurtosis-adjusted equivalent continuous A-weighted sound pressure level to evaluate risk of occupational hearing loss associated with non-steady state noise[J]. Journal of Environmental and Occupational Medicine, 2022, 39(4): 374-381.

► Link to this article

www.jeom.org/article/en/10.11836/JEOM21298

[Methods] Audiometric and shift-long noise exposure data were acquired from a population ($n=2\,466$) of screened workers exposed to noise between 70 dB(A) and 95 dB(A) from 6 industries in China. The cohort data were collapsed into 1 dB(A) bins, and the average kurtosis and noise-induced permanent threshold shifts at 3 kHz, 4 kHz, and 6 kHz (NIPTS₃₄₆) within 1 dB(A) were calculated respectively. According to the existing correction method, the adjustment coefficient λ was calculated by multiple regression, and $L_{Aeq,8h}$ was corrected by λ ($L'_{Aeq,8h}$). The entire cohort was divided into K_1 (≤ 10 ; steady noise), K_2 ($10\sim 50$; non-steady noise), and K_3 (> 50 ; non-steady noise) groups based on mean kurtosis levels. Predicted NIPTS₃₄₆ was calculated using the ISO 1999 model for each participant and the actual measured NIPTS₃₄₆ was corrected for age and gender. The underestimated NIPTS₃₄₆ was the difference between the values of estimated NIPTS₃₄₆ and the corresponding actual NIPTS₃₄₆. To validate the applicability of $L'_{Aeq,8h}$ in evaluating NIHL, the correlation between $L'_{Aeq,8h}$ and HFNIHL, and the mean difference between real NIPTS₃₄₆ and estimated NIPTS₃₄₆ were analyzed.

[Results] The adjustment coefficient λ was determined at 5.43. The results of multiple logistic regression analysis showed that the relationship between $L'_{Aeq,8h}$ and HFNIHL increased from 6.6% to 9.6% after the kurtosis adjustment. The DRR of $L_{Aeq,8h}$ and HFNIHL showed that the percentage of HFNIHL decreased after the adjustment of kurtosis in the non-steady noise groups, and the regression lines of the non-steady noise groups approached that of the steady noise group. The R^2 of the K_2 group increased from 0.935 3 to 0.986 3, and the R^2 of the K_3 group increased from 0.905 6 to 0.951 6. Under the un-adjusted condition, the NIPTS₃₄₆ underestimation for the K_3 group was significantly higher than that for the steady noise group ($t=-3.23$, $P=0.001$). After the $L_{Aeq,8h}$ was adjusted by kurtosis, the NIPTS₃₄₆ underestimation decreased significantly in the three kurtosis groups (K_1 : $t=6.78$, $P<0.001$; K_2 : $t=14.31$, $P<0.001$; K_3 : $t=11.06$, $P<0.001$). There was no significant difference in the degree of underestimation between the three kurtosis groups (K_1 vs K_2 : $t=-0.22$, $P=0.830$; K_1 vs K_3 : $t=-1.40$, $P=0.205$) as the curves of the three kurtosis groups were nearly overlapped.

[Conclusion] The kurtosis-adjusted $L_{Aeq,8h}$ can effectively estimate the hearing loss associated with non-steady state noise.

Keywords: kurtosis; equivalent continuous A-weighted sound pressure level; non-steady state noise; hearing loss; occupational exposure

目前使用的噪声暴露标准(如 ISO 1999:2013 和 GBZ 2.2—2007)均基于等能量假说^[1-2]。等能量假说认为,噪声暴露引起的噪声性听力损失(noise-induced hearing loss, NIHL)是能量强度乘以暴露时间的函数,与噪声的时域结构特征无关。然而,等能量假说对非稳态噪声暴露测量与风险评估的适用性一直是学术界关注的问题。动物实验表明,在同等能量的噪声暴露水平下,脉冲噪声或含有脉冲/冲击成分的非稳态噪声比稳态噪声导致更大程度的听力损失^[3-6]。本研究团队先前对职业 NIHL 的综述分析显示,暴露于非稳态噪声(平均峰度 33.0 ± 51.7)的职业人群高频噪声性听力损失(high frequency noise-induced hearing loss, HFNIHL)的检出率为 34.5%,明显高于稳态噪声组(25.6%)^[7]。以上研究表明,等能量假说适用于稳态噪声,而不能完全适用于非稳态噪声的暴露测量和风险评估,后者需要应用噪声时域结构对噪声能量进行修正。

非稳态噪声是由在稳态噪声背景下叠加瞬态高能量脉冲性噪声成分组成的噪声类型,是工作场所的主要噪声类型^[8]。为了恰当地描述和评估非稳态噪声暴露,不仅需要分析其能量大小,还需要对其脉冲峰值、脉冲周期和脉冲间隔时间等时域结构特征进行定量分析和描述。为此,Erreich^[9]提出了一个用来描述某变量所有取值分布形态陡缓程度的统计指标,即峰度(kurtosis),它是四阶中心矩除以二阶矩。峰度作为评估参量,将噪声时域结构的诸多变量归结为一个简

单易于计算的参数。证据显示,峰度是区分工作场所中非稳态噪声与稳态噪声暴露的一个合适指标,而且在评估噪声导致的听力损失时,峰度可作为噪声能量有用的辅助参量^[10-14]。

目前,峰度作为噪声能量的辅助参量用于评估 NIHL 有两种方法。一种是峰度通过修正噪声暴露时间,来校正噪声累积暴露量(cumulative noise exposure, CNE)这一指标,进而评估听力损失。这一方法在动物实验和流行病学研究中被普遍采用,并被证实是有效的^[11, 14-16]。但实际情况下,由于职业暴露人群的噪声暴露时间往往不容易精确获得,这种方法会产生较大的偏差,导致评估结果不准确,增加了实际应用中的不可行性。另一种是峰度直接修正噪声强度,即 Goley 等^[17]学者提出的利用峰度调整噪声 8 h 等效 A 声级(normalization of equivalent continuous A-weighted sound pressure level to a normal 8 h working day, $L_{Aeq,8h}$)评估听力损失的方法。这一方法直接校正测量得到的等效 A 声级指标,客观性和可行性较好。但该模型存在一个科学问题,即模型中的调整系数 λ 是基于动物实验数据得出的,由于动物与人的听觉系统对噪声的敏感性不同,因此该模型中的调整系数 λ 可能不适用于人类,有必要通过人群流行病学资料获得适用于职业人群的调整系数 λ ,并用人群数据验证该模型的适用性。因此本研究以典型制造业暴露于噪声的工人为研究对象,利用横断面调查数据,建立适

用于人类的峰度修正等效 A 声级的调整系数 λ , 并探讨修正后的等效 A 声级在评估噪声暴露导致听力损失中的适用性。

1 对象与方法

1.1 研究对象

调查研究设计为横断面研究, 研究期限为 2015—2019 年, 共有 3 102 名来自浙江省 6 个典型制造业(纺织、造纸、家具、汽车、金属制品和通用设备制造业)的噪声暴露工人参与本研究。该研究方案已获浙江省疾病预防控制中心伦理委员会批准(编号: ZJCDC-T-043-R-20141211)。调查时, 每名工人签订知情同意书。研究对象的纳入标准如下: ①在本单位工作工种相对稳定(工作期间没有轮换过岗位), 连续噪声作业 1 年以上; ②无其他高水平噪声暴露的工作史; ③没有服过兵役, 无听力损失史, 无耳病史, 无糖尿病, 无耳聋遗传家族史, 没有使用护听器(通过调查问卷中确认); ④无耳毒性有机溶剂或药物暴露史; ⑤噪声暴露水平 $70 \text{ dB(A)} \leq L_{\text{Aeq},8\text{h}} \leq 95 \text{ dB(A)}$ 。根据纳入标准, 筛选出 2 466 名对象纳入本研究。

1.2 调查问卷

采用面对面方式进行调查, 问卷内容包括以下信息: 一般人口学信息(年龄、性别等)、职业史(工厂、工地、工作描述、暴露时长、每日噪声暴露时间、使用听力保护史)以及整体健康状况(包括耳疾史和耳毒性药物暴露史)。

1.3 噪声测量与分析

使用噪声录音仪(ASV5910-R, 中国杭州爱华)记录每个受试者每个班次的个人噪声波形。每次测量前根据录音仪校正要求对仪器进行校准, 具体操作如下: 将声级校准器配上 1/4 适配器后套在测试电容传声器上, 打开仪器电源进行校准, 通过上下键调节将显示值与校准器输出值一致后按确认键保存。该仪器采用 1/4 预极化测量电容话筒, 具有良好的稳定性、高测量上限和宽频率响应(20 Hz~20 kHz)。麦克风的灵敏度为 53 dB, 测量范围为 40~141 dB。每次打开电源时, 记录器运行一个自校准程序。噪声记录器能连续工作 23 h。每个研究对象长时间噪声将以 48 kHz 采样率连续记录, 保存、导出数据后用计算机进行后续分析。

本研究使用的两种噪声暴露测量指标为 $L_{\text{Aeq},8\text{h}}$ 和噪声峰度。利用 MATLAB R2017 软件(美国 MathWorks)编制了一个程序, 对各受试者采集的 8 h 噪声波形进行分析, 计算每次测量的 $L_{\text{Aeq},8\text{h}}$ 噪声的峰

度是以每班长时间噪声记录的连续 60 s 时间窗内计算的, 然后求出峰度均值, 用这个平均峰度作为这个噪声的特征参量。

准高斯(稳态)噪声是指振幅分布接近高斯分布的噪声。峰度范围为 2.8~3.9 的噪声为稳态噪声, 峰度范围为 4~10 的噪声为准高斯(稳态)噪声。工作场所中多为准高斯噪声, 因此本研究中以平均峰度=10 作为界限来区分非稳态噪声和稳态噪声^[11], 按峰度 ≤ 10 、 $> 10 \sim 50$ 、 > 50 分为 K_1 、 K_2 、 K_3 三组, K_1 为稳态噪声组, K_2 、 K_3 为非稳态噪声组。

分析 $L_{\text{Aeq},8\text{h}}$ 与噪声导致的永久性听阈位移(noise-induced permanent threshold shifts, NIPTS)平均值的相关性时, 以 1 dB(A) 为单位对 $L_{\text{Aeq},8\text{h}}$ 进行分层分割, 计算 1 dB(A) 内的 NIPTS 平均值。分析 $L_{\text{Aeq},8\text{h}}$ 与 HFNIHL 的剂量-反应关系时, 以 3 dB(A) 为单位对 $L_{\text{Aeq},8\text{h}}$ 进行分层, 计算 3 dB(A) 内的 HFNIHL 检出率。分析 $L_{\text{Aeq},8\text{h}}$ 与 ISO 1999 模型对 3、4、6 kHz 的 NIPTS(本文记作 NIPTS_{346}), 预测低估值的相关性时, 以 3 dB(A) 为单位对 $L_{\text{Aeq},8\text{h}}$ 进行分层分割, 并计算 3 dB(A) 内的 NIPTS_{346} 平均预测低估值。

1.4 听力测试

测试在体检车上的测听室中进行。使用 1/3 频程的噪声分析仪检测测听室的背景声, 测得 500、1 000、2 000、3 150、4 000、6 300 和 8 000 Hz 下的噪声分别为 6.0、7.8、17.7、11.6、8.9、9.9、9.4 dB(A), 背景噪声 L_{Aeq} 为 28.6 dB(A), 符合纯音电测听的标准。使用的电测听仪(SM960-C, 丹麦尔听美)根据国家标准 GB4854—84《校准纯音听力计用的标准零级》校准。参加听力测试工人首先要进行耳科检查, 以排除传导性听力障碍, 不使用耳塞等防护设施, 并脱离噪声环境 16 h 后进行测试。每只耳朵测试频率为 0.5、1.0、2.0、3.0、4.0、6.0、8.0 kHz。依据 GBZ49—2014《职业性噪声聋诊断标准》对每名工人的听阈作年龄、性别校正, 计算调整后左右耳的 NIPTS_{346} , 根据 ISO 1999: 2013, 以任一耳 $\text{NIPTS}_{346} \geq 30 \text{ dB HL}$ 者判定为存在 HFNIHL。

1.5 噪声导致的 NIPTS 预测值估算

根据 ISO 1999 估算研究者 3、4、6 kHz 的 NIPTS 预测值(本文中称 ISO 1999 模型), 计算公式如下:

$$N_{\text{NIPTS}_{346}} = \begin{cases} \left[u + v \lg \left(\frac{t}{t_0} \right) \right] (L_{\text{Aeq},8\text{h}} - L_0)^2, & 10 \leq t \leq 40 \\ \frac{\lg(t+1)}{\lg 11} \left[u + v \lg \left(\frac{10}{t_0} \right) \right] (L_{\text{Aeq},8\text{h}} - L_0)^2, & t < 10 \end{cases} \quad (1)$$

(1) 式中, t 为噪声暴露持续时间(单位: 年), $t_0=1$,

L_0 为参考声压级, u 和 v 为听力测试频率的函数系数。

1.6 峰度调整 $L_{Aeq,8h}$ 方法

1.6.1 方法建立 Goley^[16]提出的峰度调整 $L_{Aeq,8h}$ ($L'_{Aeq,8h}$), 计算方法见公式(2)。

$$L'_{Aeq,8h} = L_{Aeq,8h} + \lambda \lg(\beta_N/\beta_G) \quad (2)$$

其中, β_N 是噪声的实际峰度, β_G 是稳态噪声的峰度。稳态噪声的峰度为 3, 实际工作场所多为准稳态噪声, 准稳态噪声的平均峰度为 10, 本研究 β_G 值取 10。 λ 是从剂量-反应关系中获得的一个常数, 以实测的 NIPTS 为应变量($N_{NIPTS_{346}}$), $L_{Aeq,8h}$ 和 $\lg(\beta_N/10)$ 为自变量, 建立回归方程, 即公式(3), 计算系数 λ (ε 是随机误差), $\lambda=b_2/b_{10}$ 。

$$N_{NIPTS_{346}} = b_0 + b_1 L_{Aeq,8h} + b_2 \lg(\beta_N/10) + \varepsilon \quad (3)$$

1.6.2 准确性评估 本研究通过 logistic 回归分析验证峰度调整后 $L_{Aeq,8h}$ 与听力损失的相关性。同时, 通过分析不同峰度水平下峰度调整前后 $L_{Aeq,8h}$ 与 HFNIHL 的相关性, 以及 $L_{Aeq,8h}$ 与 NIPTS 的关系, 验证峰度调整后 $L_{Aeq,8h}$ 在不同峰度水平下评估听力损失的适用性。

1.7 统计学分析

研究对象的年龄、暴露时长、暴露的噪声峰度、NIPTS₃₄₆ 采用中位数(M)和四分位数间距(IQR)进行描

述, $L_{Aeq,8h}$ 采用均值±标准差($\bar{x} \pm s$)进行描述。峰度调整 $L_{Aeq,8h}$ 模型以 1 dB(A) 分层后的 NIPTS₃₄₆ 为应变量, 纳入 $L_{Aeq,8h}$ 、峰度等变量建立线性回归方程, 获得调整系数 λ 。 $L_{Aeq,8h}$ 与 HFNIHL 之间的相关性采用多因素 logistic 回归分析和线性相关分析, 峰度调整前后不同峰度组间的相互比较, 采用 t 检验, 检验水准 $\alpha=0.05$, 双侧检验; $L_{Aeq,8h}$ 与 NIPTS₃₄₆ 之间的相关性采用线性相关分析, 峰度调整前后不同峰度组间 NIPTS₃₄₆ 的相互比较, 采用 t 检验, 检验水准 $\alpha=0.05$, 双侧检验。

2 结果

2.1 研究对象基本情况

表 1 显示了 6 个典型制造行业 2 466 名研究对象的一般资料及噪声暴露情况。研究对象中男性构成为 75.10%, 中位年龄为 35 岁。噪声暴露时间多小于 10 年, 平均暴露时长为 8.8 年, 中位数为 7 年。平均噪声暴露水平为 (87.30±4.86) dB(A), 各行业的平均噪声暴露水平均大于 85 dB(A), 金属制造业最高。噪声峰度 $M(IQR)$ 为 22.20(34.25), 家具业中位水平最高, 造纸业最低。所有研究对象的平均 HFNIHL 检出率为 28.2%, 家具业最高, 其次是造纸业。NIPTS₃₄₆ 实测值 $M(IQR)$ 为 22.17(15.17) dB HL, 造纸业最高, 其次是家具业。

表 1 研究对象的基本信息、噪声暴露及听力损失情况
Table 1 General information, noise exposure, and hearing loss of participants

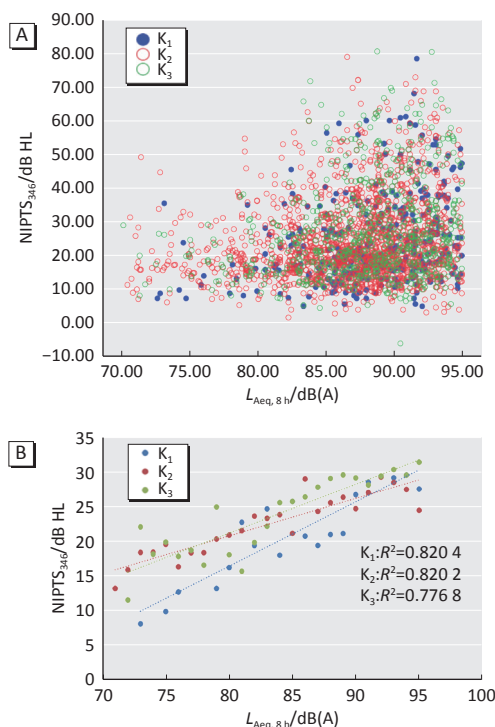
噪声类型 Noise type	行业 Industry	性别(Gender), $n(\%)$		年龄/岁 Age/years $M(IQR)$	暴露时长/年 Exposure duration/years $M(IQR)$	$L_{Aeq,8h}/dB(A)$ $\bar{x} \pm s$	峰度 Kurtosis $M(IQR)$	HFNIHL 检出率 (Detection rate)/%	NIPTS ₃₄₆ /dB HL $M(IQR)$
		男(Male)	女(Female)						
稳态 Steady noise	纺织业 Textile	106(68.40)	49(31.60)	37.00(13.00)	9.00(6.00)	86.76±6.25	10.75(10.98)	38.3	21.50(19.88)
	造纸业 Paper	62(64.60)	34(35.40)	50.00(11.75)	11.00(9.75)	88.27±4.15	8.90(7.65)	45.8	27.00(20.21)
非稳态 Non-steady noise	家具业 Furniture	353(87.40)	51(12.60)	32.00(16.00)	3.00(5.00)	87.64±4.57	114.40(160.25)	48.5	25.58(16.58)
	汽车制造业 Automobile	744(80.70)	178(19.30)	35.00(11.00)	7.00(11.90)	87.72±3.83	16.60(18.73)	24.3	21.50(14.04)
	金属制造业 Metal product	191(71.50)	76(28.50)	36.00(17.00)	5.00(8.00)	88.35±5.36	19.50(30.60)	24.7	21.67(14.00)
	通用电气业 General equipment	396(63.70)	226(36.30)	35.00(11.00)	9.40(12.00)	85.99±5.57	25.85(27.08)	25.1	21.33(14.00)
合计 Total		1852(75.10)	614(24.90)	35.00(13.00)	7.00(10.10)	87.30±4.86	22.20(34.25)	28.2	22.17(15.17)

2.2 峰度调整 $L_{Aeq,8h}$ 模型

图 1 为不同峰度组 $L_{Aeq,8h}$ 与 NIPTS₃₄₆ 之间关系的

散点图。图 1A 显示, 3 个峰度组中 $L_{Aeq,8h}$ 对应的 NIPTS₃₄₆ 值的变化较大, 且没有明显的线性关系。将

$L_{Aeq,8h}$ 按照 1 dB(A) 分层后 (图 1B), 3 个峰度组的 $NIPTS_{346}$ 有明显差异, 低峰度组 (K_1) 组的 $NIPTS_{346}$ 明显低于高峰度组 (K_2 和 K_3), 而 $L_{Aeq,8h}$ 与 $NIPTS_{346}$ 表现出明显线性相关, 3 个峰度组的 R^2 分别为 0.820 4、0.820 2 和 0.776 8。



[注] A: 散点图; B: 将 $L_{Aeq,8h}$ 以 1 dB(A) 为单位进行分层后的散点图。 K_1 为稳态噪声组, K_2 、 K_3 为非稳态噪声组, 三条线是 3 个噪声组的线性趋势线。

[Note] A: Scatter plot; B: 1 dB(A) bin collapse scatter plot. K_1 , steady noise group; K_2 and K_3 : non-steady group; three linear trend lines of the three groups.

图 1 $L_{Aeq,8h}$ 与 $NIPTS_{346}$ 的散点图

Figure 1 Scatter plot between $NIPTS_{346}$ and $L_{Aeq,8h}$

基于 1 dB(A) 分割后 $L_{Aeq,8h}$ 与 $NIPTS_{346}$ 的线性相关, 根据 Goley^[17] 的方法, 以 $NIPTS_{346}$ 为应变量, $L_{Aeq,8h}$ 和 $\lg(\beta_N/10)$ 为自变量, 构建多因素线性回归方程。结果如表 2 所示, $L_{Aeq,8h}$ 与 $NIPTS_{346}$ 的回归模型为 $N_{NIPTS_{346}} = -15.76 + 0.44L_{Aeq,8h}$, 模型的 $R^2 = 0.70$; 峰度调整回归模型为 $N_{NIPTS_{346}} = -14.92 + 0.45L_{Aeq,8h} + 2.42\lg(\beta_N/10)$, 模型的 $R^2 = 0.81$, 比调整前增加了 0.11, 说明峰度调整后整体模型的拟合度显著增加。依据 Goley^[17] 的方法, 调整系数 λ 等于峰度调整回归模型中的 b_2/b_1 , 即 $\lambda = 2.42/0.45 = 5.43$ 。峰度调整后的 $L_{Aeq,8h}$ 记为 $L'_{Aeq,8h}$, 由此可得峰度调整 $L_{Aeq,8h}$ 的模型: $L'_{Aeq,8h} = L_{Aeq,8h} + 5.43\lg(\beta_N/10)$ 。

2.3 $L'_{Aeq,8h}$ 在评估 NIHL 中的适用性

对 $L_{Aeq,8h}$ 、 $L'_{Aeq,8h}$ 与 HFNIHL 的相关性进行多因素 logistic 回归分析, 年龄、性别、暴露时长、峰度纳入回

归方程, 结果如表 3 所示。 $L_{Aeq,8h}$ 与 HFNIHL 的模型中, 年龄、性别、暴露时长、峰度和 $L_{Aeq,8h}$ 对 HFNIHL 的影响均具有统计学意义; $L'_{Aeq,8h}$ 与 HFNIHL 的模型中, 年龄、性别、暴露时长和 $L'_{Aeq,8h}$ 对 HFNIHL 的影响具有统计学意义, 峰度对 HFNIHL 无影响。两个方程中所有变量的方差膨胀因子 (variance inflation factor, VIF) 都很低, 表明很少或不存在共线性。峰度调整前, HFNIHL 随 $L_{Aeq,8h}$ 的升高而增加, $L_{Aeq,8h}$ 每增加 1 dB(A), HFNIHL 的检出率增加 6.6% ($OR = 1.066$, 95%CI: 1.046~1.087, $P < 0.001$); 峰度调整后, $L'_{Aeq,8h}$ 每增加 1 dB(A), HFNIHL 的检出率增加 9.6% ($OR = 1.096$, 95%CI: 1.073~1.120, $P < 0.001$)。

表 2 $L_{Aeq,8h}$ 及 $L'_{Aeq,8h}$ 与 $NIPTS_{346}$ 的回归模型结果

Table 2 Results of regression models using $L_{Aeq,8h}$ and $L'_{Aeq,8h}$ to estimate $NIPTS_{346}$

变量 (Variable)	t	P	b(95%CI)
模型 1 (Model 1)			
截距 (Intercept)	-3.74	0.001	-15.76(-24.46~-7.05)
$L_{Aeq,8h}$	8.77	<0.001	0.44(0.34~0.55)
模型 2 (Model 2)			
截距 (Intercept)	-15.41	0.005	-14.92(-24.94~-3.09)
$L_{Aeq,8h}$	8.61	<0.001	0.45(0.34~0.55)
$\lg(\beta_N/10)$	0.38	<0.001	2.42(10.86~15.69)

[注] 模型 1: $N_{NIPTS_{346}} = b_0 + b_1L_{Aeq,8h}$, $R^2 = 0.70$, $F = 76.96$; 模型 2: $N_{NIPTS_{346}} = b_0 + b_1L_{Aeq,8h} + b_2\lg(\beta_N/10)$, $R^2 = 0.82$, $F = 37.12$, $\lambda = b_2/b_1 = 5.43$ 。

[Note] Model 1: $N_{NIPTS_{346}} = b_0 + b_1L_{Aeq,8h}$, $R^2 = 0.70$, $F = 76.96$; Model 2: $N_{NIPTS_{346}} = b_0 + b_1L_{Aeq,8h} + b_2\lg(\beta_N/10)$, $R^2 = 0.82$, $F = 37.12$, $\lambda = b_2/b_1 = 5.43$ 。

以 3 dB(A) 为单位将 $L_{Aeq,8h}$ 进行分层, 分析不同峰度组内 $L_{Aeq,8h}$ 调整前后与 HFNIHL 的剂量-反应关系。如图 2A 所示, 峰度调整前, K_2 组的 HFNIHL 检出率明显高于 K_1 组 ($t = -4.59$, $P = 0.004$), K_1 和 K_2 组的 R^2 分别为 0.840 7 和 0.935 3; 峰度调整后, K_2 组的 HFNIHL 检出率明显降低 ($t = 6.09$, $P = 0.001$), 剂量-反应关系曲线与 K_1 组几乎重叠 ($t = -1.13$, $P = 0.301$), 并且 R^2 升高为 0.986 3。如图 2B 所示, 峰度调整前, K_3 组的 HFNIHL 检出率明显高于 K_1 组 ($t = -4.75$, $P = 0.003$), 而且随着 $L_{Aeq,8h}$ 的增大, 两组之间 HFNIHL 检出率差距也增加; 峰度调整后, K_3 组的 HFNIHL 明显降低 ($t = 4.59$, $P = 0.004$), 剂量-反应关系曲线与 K_1 组几乎重叠 ($t = -1.15$, $P = 0.295$), 并且 R^2 从 0.905 6 升高为 0.951 6。

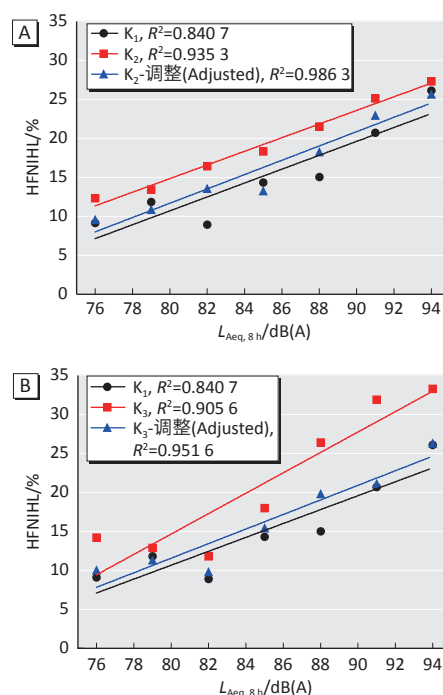
表3 $L_{Aeq,8h}$ 及 $L'_{Aeq,8h}$ 与 HFNIHL 的相关性
Table 3 Relationships of $L_{Aeq,8h}$ and $L'_{Aeq,8h}$ with HFNIHL

变量 Variable	<i>b</i>	<i>S_b</i>	Wald χ^2	OR (95%CI)	<i>P</i>
模型1 Model 1					
$L_{Aeq,8h}$	0.064	0.010	41.440	1.066(1.046~1.087)	<0.001
年龄 Age	0.072	0.006	144.050	1.075(1.062~1.087)	<0.001
男性* Male	0.393	0.106	13.723	1.481(1.203~1.823)	<0.001
暴露时长 Exposure duration	0.060	0.028	0.672	1.028(0.955~1.106)	0.011
峰度 Kurtosis	0.003	0.001	23.058	1.003(1.002~1.004)	<0.001
模型2 Model 2					
$L'_{Aeq,8h}$	0.092	0.011	70.654	1.096(1.073~1.120)	<0.001
年龄 Age	0.075	0.006	142.846	1.078(1.065~1.091)	<0.001
男性* Male	0.354	0.115	9.413	1.425(1.136~1.786)	0.002
暴露时长 Exposure duration	0.042	0.007	1.633	1.042(0.963~1.128)	0.020
峰度 Kurtosis	0.000	0.001	0.015	1.000(0.999~1.001)	0.901

[注]*: 以女性为对照组。模型1 VIF 分别为: $L_{Aeq,8h}$, 1.012; 年龄, 1.546; 暴露时长, 1.525; 性别, 1.022; 模型2 VIF 分别为 $L'_{Aeq,8h}$, 1.014; 年龄, 1.546; 暴露时长, 1.525; 性别, 1.029。

[Note]*: Female as the control group. VIF (Model 1): $L_{Aeq,8h}$, 1.012; age, 1.546; exposure duration, 1.525; gender, 1.022; VIF (Model 2): $L'_{Aeq,8h}$, 1.014; age, 1.546; exposure duration, 1.525; gender, 1.029.

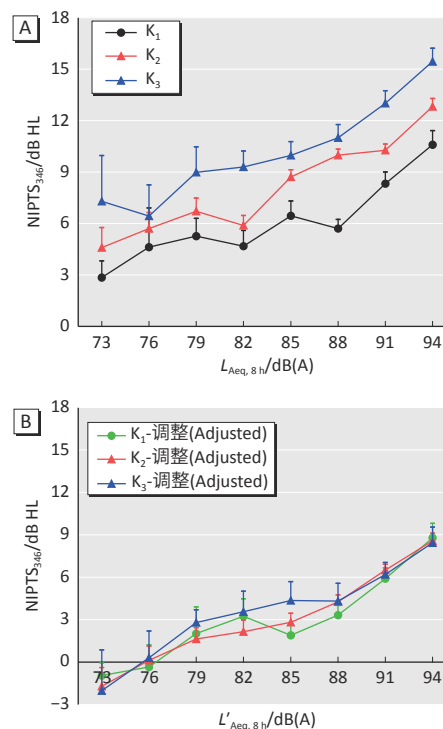
图3所示为不同峰度组中,以3 dB(A)为单位将 $L_{Aeq,8h}$ 进行分层后,峰度调整前后 ISO 1999 模型对 NIPTS₃₄₆ 预测值与 NIPTS₃₄₆ 实测值之间的差值变化情况。结果显示,3个峰度组的 NIPTS₃₄₆ 预测值均低于 NIPTS₃₄₆ 实测值,低估程度均随 $L_{Aeq,8h}$ 的增加而增大。图3A显示,峰度调整前, K_1 组 NIPTS₃₄₆ 预测值与实测值之间差距最小, K_2 、 K_3 组的 NIPTS₃₄₆ 低估程度均高于 K_1 组,其中 K_3 组的 NIPTS₃₄₆ 低估程度与 K_1 组相比具有统计学差异($t=-3.23$, $P=0.001$)。图3B显示,峰度调整后,3个峰度组的 NIPTS₃₄₆ 低估程度与调整前比较均明显降低(K_1 : $t=6.78$, $P<0.001$; K_2 : $t=14.31$, $P<0.001$; K_3 : $t=11.06$, $P<0.001$),3个峰度组的 NIPTS₃₄₆ 低估曲线基本重叠,低估程度差异无统计学意义(K_1 vs K_2 : $t=-0.22$, $P=0.830$; K_1 vs K_3 : $t=-1.40$, $P=0.205$)。



[注] A: K_1 和峰度调整前后的 K_2 组; B: K_1 和峰度调整前后的 K_3 组。 K_1 为稳态噪声组, K_2 、 K_3 为非稳态噪声组。

[Note] A: K_1 and crude and adjusted K_2 ; B: K_1 and crude and adjusted K_3 . K_1 , steady noise group; K_2 and K_3 : non-steady groups.

图2 $L_{Aeq,8h}$ 与 HFNIHL 的剂量-反应关系
Figure 2 The dose-response relationships between $L_{Aeq,8h}$ and HFNIHL



[注] K_1 为稳态噪声组, K_2 、 K_3 为非稳态噪声组。

[Note] K_1 , steady noise group; K_2 and K_3 : non-steady groups.

图3 峰度调整前(A)、后(B)不同峰度组中 ISO 1999 模型对 NIPTS₃₄₆ 的预测低估值
Figure 3 Underestimated NIPTS₃₄₆ by ISO 1999 model before (A) and after (B) kurtosis adjustment

3 讨论

本研究利用人群流行病学数据推导出了适用于人类的 $L_{Aeq,8h}$ 调整系数 λ ($\lambda=5.43$), 使用 λ 对 $L_{Aeq,8h}$ 进行修正, 得到峰度调整后的 $L'_{Aeq,8h}$ 。利用人群数据验证了 $L'_{Aeq,8h}$ 与 HFNIHL 的相关性明显增加, 峰度调整后 ISO 1999 模型对 NIPTS₃₄₆ 的预测准确性增加。

动物实验和流行病学研究表明, 峰度在评估 NIHL 中发挥重要作用^[15, 18-19]。基于以上研究结果, Goley^[17]提出了一种利用峰度调整等效 A 声级的方法, 并从动物(南美栗鼠)噪声暴露数据中分析获得调整系数 λ ($\lambda=4.02$)。但通过动物数据获得的调整系数 λ 不一定适用于人类, 因为南美栗鼠暴露于噪声后更容易出现听力损失。本研究利用 2 466 名噪声暴露工人的流行病学数据推导出了适用于人类的调整系数 λ ($\lambda=5.43$), 使用 λ 对 $L_{Aeq,8h}$ 进行修正得到 $L'_{Aeq,8h}$ 。利用人群流行病学数据验证 $L'_{Aeq,8h}$ 在评估听力损失中的适用性。

本研究通过多因素 logistic 回归分析了 $L_{Aeq,8h}$ 、 $L'_{Aeq,8h}$ 与 HFNIHL 的相关性, 发现峰度调整前 $L_{Aeq,8h}$ 与 HFNIHL 的相关性为 6.6%, 峰度调整后相关性提高到 9.6%, 表明 $L'_{Aeq,8h}$ 对 HFNIHL 的影响增加, 即 $L'_{Aeq,8h}$ 与 HFNIHL 的相关性增加。

通过分析 $L_{Aeq,8h}$ 与 HFNIHL 的剂量-反应关系, 发现峰度调整前非稳态噪声组(K_2 、 K_3)的 HFNIHL 检出率明显高于稳态噪声组, 两者差异有统计学意义(K_1 vs K_2 : $t=-4.59$, $P=0.004$; K_2 vs K_3 : $t=-4.75$, $P=0.003$), 这表明非稳态噪声与稳态噪声相比可导致更严重的听力损失。这一结果得到前期研究的支持, 前期研究报道当前的国际噪声暴露标准低估了非稳态噪声导致的听力损失^[12-13, 19]。图 3 显示, 峰度调整后非稳态噪声组(K_2 、 K_3)的 HFNIHL 检出率明显降低(K_2 : $t=6.09$, $P=0.001$; K_3 : $t=4.59$, $P=0.004$), 而且 K_2 、 K_3 组的 $L_{Aeq,8h}$ 与 HFNIHL 的剂量-反应曲线与 K_1 组的几乎重叠。线性相关分析发现, 峰度调整后, $L'_{Aeq,8h}$ 与 HFNIHL 的线性相关明显增加(两组的 R^2 均增加), 表明 $L'_{Aeq,8h}$ 更适合评估 HFNIHL 的风险。这一结果与人类流行病学调查结果一致, 即峰度调整后 CNE 与 HFNIHL 的线性相关比调整前明显增加^[14-15, 20]。

分析峰度调整前后 ISO 1999 模型对 NIPTS₃₄₆ 低估程度的变化情况, 发现稳态噪声组和非稳态噪声组的 NIPTS₃₄₆ 低估程度均随 $L_{Aeq,8h}$ 的增加而增大。峰度调整前, 稳态噪声组的 NIPTS₃₄₆ 低估程度最小, 非稳态噪声组的 NIPTS₃₄₆ 低估程度均高于稳态噪声组, 其中高

峰度噪声组(峰度 > 50)的 NIPTS₃₄₆ 低估程度随着峰度的增加而增大, 与稳态噪声组相比差异明显。这一结果与前期研究结果一致, 即 ISO 1999 模型对 NIPTS₃₄₆ 低估程度与调整前比较均明显降低, 高峰度组(峰度 > 75)的 NIPTS₃₄₆ 低估程度明显高于稳态噪声组^[13]。峰度调整后, 稳态噪声组和非稳态噪声组的 NIPTS₃₄₆ 低估程度均明显降低, 三组曲线基本重叠, 表明非稳态噪声组被调整的程度大于稳态噪声组, 峰度调整后 ISO 1999 模型对 NIPTS₃₄₆ 的预测更准确。因此, 峰度调整后 $L_{Aeq,8h}$ 后, ISO 1999 模型可以更准确地预测非稳态噪声暴露环境下的 NIPTS₃₄₆, 从而更好地评估噪声导致的听力损失。

本研究的噪声暴露工人总体存在很大的变异, 峰度和等效 A 声级分组时发现随机抽样所得的研究对象每组的样本量相差较大, 而且职业人群比普通人群具有更好的健康状况, 这些在一定程度上都增加了选择偏倚。为了计算更准确的调整系数 λ , 需要进一步扩大研究的噪声暴露人群数据库, 同时需要增加非噪声暴露人群数据。

综上所述, 通过人群调查, Goley 模型的调整系数 λ 为 5.43, 经峰度调整后的 $L_{Aeq,8h}$ ($L'_{Aeq,8h}$) 可有效提高 ISO 1999 模型对非稳态噪声导致的 NIPTS₃₄₆ 的预测准确度, 更准确地评估各种噪声类型下的 HFNIHL, 为修订现有噪声暴露评估标准提供了科学依据。

参考文献

- [1] Acoustics — Estimation of noise-induced hearing loss: ISO 1999: 2013[S]. Geneva, Switzerland: International Organization for Standardization, 2013.
- [2] 工作场所有害因素职业接触限值 第2部分: 物理因素. GBZ 2.2—2007[S]. 北京: 人民卫生出版社, 2007.
Occupational exposure limits for hazardous agents in the workplace part 2: physical agents. GBZ 2.2—2007[S]. Beijing: People's Medical Publishing House, 2007.
- [3] DUNN DE, DAVIS RR, MERRY CJ, et al. Hearing loss in the chinchilla from impact and continuous noise exposure[J]. *J Acoust Soc Am*, 1991, 90(4): 1979-1985.
- [4] LATAYE R, CAMPO P. Applicability of the L_{eq} as a damage-risk criterion: an animal experiment[J]. *J Acoust Soc Am*, 1996, 99(3): 1621-1632.
- [5] HAMERNIK RP, QIU W. Energy-independent factors influencing noise-induced hearing loss in the chinchilla model[J]. *J Acoust Soc Am*, 2001, 110(6): 3163-3168.
- [6] HAMERNIK RP, QIU W, DAVIS B. Hearing loss from interrupted, intermittent, and time varying non-Gaussian noise exposure: the applicability of the equal energy hypothesis[J]. *J Acoust Soc Am*, 2007, 122(4): 2245-2254.
- [7] ZHOU J, SHI Z, ZHOU L, et al. Occupational noise-induced hearing loss in China: a systematic review and meta-analysis[J]. *BMJ Open*, 2020, 10(9): e039576.

- [8] AHROON WA, HAMERNIK RP, DAVIS RI. Complex noise exposures: an energy analysis[J]. *J Acoust Soc Am*, 1993, 93(2): 997-1006.
- [9] ERDREICH J. A distribution based definition of impulse noise[J]. *J Acoust Soc Am*, 1986, 79(4): 990-998.
- [10] HAMERNIK RP, QIU W, DAVIS B. The effects of the amplitude distribution of equal energy exposures on noise-induced hearing loss: the kurtosis metric[J]. *J Acoust Soc Am*, 2003, 114(1): 386-395.
- [11] QIU W, HAMERNIK RP, DAVIS RI. The value of a kurtosis metric in estimating the hazard to hearing of complex industrial noise exposures[J]. *J Acoust Soc Am*, 2013, 133(5): 2856-2866.
- [12] DAVIS RI, QIU W, HAMERNIK RP. Role of the kurtosis statistic in evaluating complex noise exposures for the protection of hearing[J]. *Ear Hear*, 2009, 30(5): 628-634.
- [13] ZHANG M, XIE H, ZHOU J, et al. New metrics needed in the evaluation of hearing hazard associated with industrial noise exposure[J]. *Ear Hear*, 2021, 42(2): 290-300.
- [14] XIE HW, QIU W, HEYER NJ, et al. The use of the kurtosis-adjusted cumulative noise exposure metric in evaluating the hearing loss risk for complex noise[J]. *Ear Hear*, 2016, 37(3): 312-323.
- [15] ZHAO YM, QIU W, ZENG L, et al. Application of the kurtosis statistic to the evaluation of the risk of hearing loss in workers exposed to high-level complex noise[J]. *Ear Hear*, 2010, 31(4): 527-532.
- [16] DAVIS RI, QIU W, HEYER NJ, et al. The use of the kurtosis metric in the evaluation of occupational hearing loss in workers in China: implications for hearing risk assessment[J]. *Noise Health*, 2012, 14(61): 330-342.
- [17] GOLEY GS, SONG WJ, KIM JH. Kurtosis corrected sound pressure level as a noise metric for risk assessment of occupational noises[J]. *J Acoust Soc Am*, 2011, 129(3): 1475-1481.
- [18] LEI SF, AHROON WA, HAMERNIK RP. The application of frequency and time domain kurtosis to the assessment of hazardous noise exposures[J]. *J Acoust Soc Am*, 1994, 96(3): 1435-1444.
- [19] QIU W, HAMERNIK RP, DAVIS B. The kurtosis metric as an adjunct to energy in the prediction of trauma from continuous, nonGaussian noise exposures[J]. *J Acoust Soc Am*, 2006, 120(6): 3901-3906.
- [20] ZHANG M, GAO X, QIU W, et al. The role of the kurtosis metric in evaluating the risk of occupational hearing loss associated with complex noise — Zhejiang Province, China, 2010–2019[J]. *China CDC Wkly*, 2021, 3(18): 378-382.

(英文编辑: 汪源; 责任编辑: 王晓宇)

(上接第 366 页)

- [15] 谢红卫, 张美辨, 全长健. 累计噪声暴露量与人听力损失的剂量反应关系研究[J]. *浙江预防医学*, 2014, 26(4): 340-344, 348.
- XIE HW, ZHANG MB, QUAN CJ. A study on dose-response relationship between cumulative noise exposure and human hearing loss[J]. *Zhejiang J Prev Med*, 2014, 26(4): 340-344, 348.
- [16] HAMERNIK RP, QIU W, DAVIS B. The effects of the amplitude distribution of equal energy exposures on noise-induced hearing loss: the kurtosis metric[J]. *J Acoust Soc Am*, 2003, 114(1): 386-395.
- [17] LEI SF, AHROON WA, HAMERNIK RP. The application of frequency and time domain kurtosis to the assessment of hazardous noise exposures[J]. *J Acoust Soc Am*, 1994, 96(3): 1435-1444.
- [18] HAMERNIK RP, QIU W. Energy-independent factors influencing noise-induced hearing loss in the chinchilla model[J]. *J Acoust Soc Am*, 2001, 110(6): 3163-3168.
- [19] QIU W, DAVIS B, HAMERNIK RP. Hearing loss from interrupted, intermittent, and time varying Gaussian noise exposures: the applicability of the equal energy hypothesis[J]. *J Acoust Soc Am*, 2007, 121(3): 1613-1620.
- [20] QIU W, HAMERNIK RP, DAVIS B. The kurtosis metric as an adjunct to energy in the prediction of trauma from continuous, nonGaussian noise exposures[J]. *J Acoust Soc Am*, 2006, 120(6): 3901-3906.
- [21] QIU W, HAMERNIK RP, DAVIS RI. The value of a kurtosis metric in estimating the hazard to hearing of complex industrial noise exposures[J]. *J Acoust Soc Am*, 2013, 133(5): 2856-2866.
- [22] 谢红卫, 唐仕川, 周莉芳, 等. 非稳态噪声累积暴露量与听力损失的关系[J]. *环境与健康*, 2015, 32(1): 56-60.
- XIE HW, TANG SC, ZHOU LF, et al. Relationship between cumulative noise exposure and human hearing loss caused by non-stationary noise[J]. *J Environ Occup Med*, 2015, 32(1): 56-60.
- [23] TIAN Y, DING W, ZHANG M, et al. Analysis of correlation between window duration for kurtosis computation and accuracy of noise-induced hearing loss prediction[J]. *J Acoust Soc Am*, 2021, 149(4): 2367.
- [24] DAVIS RI, QIU W, HAMERNIK RP. Role of the kurtosis statistic in evaluating complex noise exposures for the protection of hearing[J]. *Ear Hear*, 2009, 30(5): 628-634.
- [25] DAVIS RI, QIU W, HEYER NJ, et al. The use of the kurtosis metric in the evaluation of occupational hearing loss in workers in China: implications for hearing risk assessment[J]. *Noise Health*, 2012, 14(61): 330-342.

(英文编辑: 汪源; 责任编辑: 王晓宇)