·环境与职业卫生·

不同气候变化情景下 $PM_{2.5}$ 与气温变异对心血管疾病的复合健康风险和疾病负担研究——以太原市为例

陈怡霏[1,2,3]，杨晓娟[4]，李俊明[5]，马麟[4]，赵利芳[1,2,3]，李锐[1,2,3]，郭帅[1,2,3]，张志红[1,2,3]

1. 山西医科大学公共卫生学院环境卫生学教研室，山西 太原 030000；
2. 山西医科大学黄河流域生态公共卫生安全研究中心，山西 太原 030000；
3. 煤炭环境致病与防治教育部重点实验室，山西 太原 030000；
4.山西省疾病预防控制中心慢病科；5. 山西财经大学统计学院

摘要：目的　探究 $PM_{2.5}$ 与气温变异对太原市居民寿命损失年的联合作用，并预测不同气候变化情景下二者未来健康风险的变化趋势。**方法**　基于太原市 2013—2019 年心血管疾病死亡数据，通过广义相加模型评估 $PM_{2.5}$ 与气温变异的联合风险效应，并运用分段线性回归及协同指数，识别了二者协同作用，同时预测第六阶段耦合模式比较计划（CMIP6）情景下的未来风险。**结果**　2013—2019 年太原市 $PM_{2.5}$ 与 PM_{10} 平均浓度分别为 78.81 和 120.40 μg/m³，气温变异均值为 7.5 ℃。广义可加模型证实气温变异升高加剧 $PM_{2.5}$ 的健康风险。研究发现 $PM_{2.5}$ 对寿命损失年（years of life lost,YLL）的浓度阈值为 21.9 μg/m³，超过后危害显著上升。高气温变异（>4.4 ℃）与高 $PM_{2.5}$（>21.9 μg/m³）对 YLL 具有显著协同效应（*SI*=8.51，95%*CI*：2.38～30.45）。未来预测显示，SSP5-8.5 情景下 $PM_{2.5}$ 污染最重（65.3 μg/m³），高气温变异 -$PM_{2.5}$ 复合事件导致的每日归因寿命损失年也最高（中位 AYLL 为 8.39 人年 /d）。**结论**　气温变异加剧 $PM_{2.5}$ 健康风险，控制高排放路径是减轻未来复合污染疾病负担的关键。

关键词：气温变异；$PM_{2.5}$；心血管疾病；健康风险；气候变化情景

中图分类号：R122　　**文献标志码**：A　　**文章编号**：1003-8507（2026）11-1954-08

DOI：10.20043/j.cnki.MPM.202511336

Compound health risks and disease burden of $PM_{2.5}$ and temperature variability for cardiovascular diseases under different climate change scenarios: a case study of Taiyuan City

CHEN Yi-fei*, YANG Xiao-juan, LI Jun-ming, MA Lin, ZHAO Li-fang, LI Rui, GUO Shuai, ZHANG Zhi-hong

**Department of Environmental Health, School of Public Health, Shanxi Medical University, Taiyuan, Shanxi 030000, China*

Abstract: Objective To investigate the combined effect of $PM_{2.5}$ and temperature variability (TV) on years of life lost (YLL) among residents in Taiyuan, and to project future health risks under different climate change scenarios. **Methods** Based on cardiovascular disease (CVD) mortality data in Taiyuan from 2013 to 2019, a generalized additive model (GAM) was used to evaluate the joint risk of $PM_{2.5}$ and TV. Segmented linear regression and a synergy index were applied to identify their synergistic interaction, and future risks were projected under the 6th Phase of the Coupled Model Intercomparison Project (CMIP6) scenarios. **Results** During 2013—2019, the average concentrations of $PM_{2.5}$ and PM_{10} were 78.81 μg/m³ and 120.40 μg/m³, respectively, with a mean TV of 7.5 °C. GAM showed that elevated TV exacerbated $PM_{2.5}$-related health risks. A $PM_{2.5}$ concentration threshold of 21.9 μg/m³ was identified, above which its impact on YLL increased significantly. High TV (>4.4 °C) combined with high $PM_{2.5}$ (>21.9 μg/m³) exhibited a significant synergistic effect on YLL (*SI*=8.51, 95% *CI*: 2.38-30.45). Future predictions indicated that under the SSP5-8.5 scenario, $PM_{2.5}$ pollution was most severe (65.3 μg/m³), and compound high TV-high $PM_{2.5}$ events yielded the highest median daily attributable YLL (8.39 person-years/day). **Conclusion** TV substantially amplifies the health hazards of $PM_{2.5}$. Controlling high-emission pathways is critical to reducing the future disease burden from such compound events.

Keywords: Temperature variability; $PM_{2.5}$; Cardiovascular disease; Health risk; Climate change scenarios

基金项目：国家自然科学基金（82273595）；山西省高等教育“百亿计划”科技引导项目（202509）；山西省疾病预防控制中心横向项目（202410）；煤炭环境致病与防治教育部重点实验室（山西医科大学）开放课题基金（MEKLCEPP/SXMU-202512）

作者简介：陈怡霏（2000—），女，硕士在读，研究方向：气候变化的健康效应研究

通信作者：张志红，E-mail：zzh1973@sxmu.edu.cn

心血管疾病（cardiovascular disease, CVD）已成为全球范围内导致发病和死亡的主要原因。在人口快速增长、人口老龄化和深刻的生活方式转变的推动下，全球 CVD 负担急剧上升，构成了严峻的公共卫生挑战[1-2]。《中国心血管病健康与疾病年度报告(2023)》显示，我国年龄标准化发病率由 646.2/10 万人年升高至 652.2/10 万人年，现患病人数约 3.3 亿[3]。可见，CVD 对我国公共卫生系统而言，依然是一个重大的现实问题，构成持续而严峻的挑战。

在气候急剧变化的背景下，极端天气与气候事件的频率、强度及持续时间显著增加，并与多种疾病的发生呈现显著关联[4]，其中，暴露于非适宜环境温度对心血管系统造成的威胁日益加剧，与全球 CVD 死亡风险的上升密切相关[5]。近年来，研究焦点已从平均及极端气温拓展至气温变异（temperature variability），一项覆盖 272 个中国城市时间序列研究显示，气温变异度的升高与居民 CVD 死亡风险的增加存在显著关联[6]。且大量流行病学证据表明，短期和长期暴露于大气颗粒物，尤其以 $PM_{2.5}$ 暴露与 CVD 发病率和死亡率的增加显著相关[7]。

大气污染与气温并非孤立存在，两者相互影响，人群可同时暴露于二者之中，对健康的影响综合而复杂。极端高温与 $PM_{2.5}$ 对心血管健康存在协同放大效应[8-9]；而 $PM_{2.5}$ 与极端温度（尤其是寒潮）对心血管死亡风险具有显著的协同增强效应[10]。目前研究多聚焦平均或极端气温，关于气温变异与 $PM_{2.5}$ 交互作用的证据有限，且缺乏对未来不同排放与社会经济路径下 CVD 负担的系统量化。为此，我们采用 CMIP6 (coupled model intercomparison project)/SSP (shared socoeconomic pathways)框架，选取覆盖 2.6 ~ 8.5 W/m^2 辐射强迫谱的三种路径：SSP1-2.6（绿色协同）、SSP2-4.5（中等路径）和 SSP5-8.5（化石燃料依赖）[11]。这些情景将历史数据与未来气候挑战衔接生成中国气候变化 CVD 死亡的高分辨率预测。

本研究将通过系统评估气温变异与主要大气污染物对 CVD 死亡的联合作用与交互关系，量化 $PM_{2.5}$ 与气温变异共同出现时对健康风险的协同放大效应，并进一步构建气候与环境变化情景下的健康预测模型，为准确定位高风险暴露情境、解析复合环境暴露提供新的科学证据。

1　材料与方法

1.1　数据来源　本研究从太原市疾病预防控制中心获取太原市 2013—2019 年逐日 CVD 死亡数据，包含死亡日期、根本死亡原因及国际疾病分类（ICD）编码、性别、年龄、受教育程度等信息。CVD 死亡病例根据《国际疾病分类（第十次修订）》（ICD-10）第十七章编码 I0-I99 进行界定。气象数据来自 3 个国家级气象站（https://data.cma.cn/），污染物数据来自 8 个国控监测站（https://air.cnemc.cn:18007/）。未来气温数据来源于 HiCPC 数据集（http://data.tpdc.ac.cn/），由清华大学地球系统科学系罗勇教授团队研制[12]。未来 $PM_{2.5}$ 数据由 CMIP6 - WCRP（https://aims2.llnl.gov/search）获得。数据中的缺失值采用线性插值法填补。本研究所使用的历史观测数据缺失率低于 0.1%，插值处理对整体分析结果的影响可忽略不计。本研究共采用 20 个 CMIP6 全球气候模式，包括 ACCESS-CM2、ACCESS-ESM1-5、CanESM5、CESM2、CNRM-CM6-1、EC-Earth3-Veg、GFDL-CM4、IITM-ESM、INM-CM4-8、INM-CM5-0、IPSL-CM6A-LR、KACE-1-0-G、KIOST-ESM、MPI-ESM1-2-HR、MRI-ESM2-0、NESM3、NorESM2-LM、NorESM2-MM、TaiESM1、MRI-ESM2-0。其中，MRI-ESM2-0 用于 $PM_{2.5}$ 浓度模拟，其余用于温度模拟。

1.2　气温变异及寿命损失年计算　气温变异的计算参照已有文献方法[13]，定义为当日及前两日的最高与最低气温的标准差，即 TV(i)=sd(Tmax(i), Tmin(i), Tmax(i-1), Tmin(i-1), Tmax(i-2))；其中 TV 表示气温变异，sd 表示样本标准差函数。利用 2020 年全国人口普查中各省人口信息和死亡数信息，分别计算太原市男性和女性的寿命表，之后通过死亡个案的性别与年龄匹配对应的寿命表来计算具体个体的 CVD 相关标准化寿命损失年（years of life lost, YLL）[14]，公式如下：

$$e_x=\frac{T_x}{l_x},\ T_x=\sum_{i=x}^{\omega}L_i,\ L_i=l_{x+1}+\alpha_i*d_i \quad \text{公式（1）}$$

$$YLL_j=e_{x_j}^{s} \quad \text{公式（2）}$$

$$YLL_t=\sum_{j\in t}YLL_j \quad \text{公式（3）}$$

l_x：确切年龄 x 之尚存人数；d_i：年龄区间 [i, i+1)的死亡人数；α_i：终寿年成数，T_x：年龄 x 及以上累计生存人年数；ω：开放年龄上限（85 岁及以上），每一例 CVD 死亡个案 j，性别 s 与死亡年龄 x_j。

1.3　数据分析

1.3.1　气温变异与 $PM_{2.5}$ 和 YLL 的暴露反应关系　为量化气温变异与 $PM_{2.5}$ 联合暴露对 YLL 的健康风险，本研究采用广义相加模型（generalized additive model, GAM）拟合二者交互效应[15]，通过阈值模型确定最低死亡率气温（minimum mortality temperature, MMT）[16]，作为参照，计算相对风险。构建包含气温变异与 $PM_{2.5}$ 张量积平滑交互项的 GAM 模型，如公式（4）所示：

$$Lg[E(YLL)]=\beta_0+s(气温变异,k)+s(PM_{2.5},k)+ns(TIME,7*7)+ns(tm,3)+ns(rh,3)+ns(PM_{10},3)+DOW+Holiday \quad \text{公式（4）}$$

以 YLL 为因变量，数据呈右偏态分布（偏度系数 0.58，峰度系数 3.30），Shapiro-Wilk 检验表明显著偏离正态分布（W=0.979，P<0.001）。对数转换后偏度降至 -0.50，但仍不满足正态性假设（W=0.986，P<0.001）。基于赤池信息准则（Alaike information criterion,AIC）比较 Gamma 分布与高斯分布 GAM 模型的拟合性能，Gamma 分布模型 AIC 值更低（32 521.6 vs. 32 644.9，ΔAIC=122.3），故最终选用 Gamma 分布[17]。

模型中混杂因素：DOW 为星期几效应（作为因子变量），Holiday 为节假日效应（作为因子变量）；ns(TIME, 7*7)为长期与季节性时间趋势；ns(tm, 3)、ns(rh, 3)为平均温度（tm）和相对湿度（rh）的非线性效应；ns(PM_{10}, 3)为 PM_{10} 浓度的非线性效应。模型中包含两个单变量平滑项：s(气温变异,k)和 s($PM_{2.5}$,k)，用于捕捉二者的非线性效应；平滑项的自由度限制极大似然方法自动优化，基础维度（k 值）设置为 15，以在保证模型灵活性的同时有效避免过度拟合。

1.3.2　确定 $PM_{2.5}$ 暴露水平截断值　为识别 $PM_{2.5}$ 暴露对 YLL 影响的潜在浓度 - 反应关系转折点，本研究采用分段线性回归模型来确定 $PM_{2.5}$ 暴露水平的统计截断值[18]，如公式（5）：

$$y_i=\beta_0+\beta_1 x_i+\beta_2(x_i-\varphi)^+ \quad \text{公式（5）}$$

以 $PM_{2.5}$ 浓度作为自变量 x_i，YLL 作为因变量 y_i，模型最终收敛所估计出的断点 φ。

1.3.3　交互作用模型　为量化气温变异与 $PM_{2.5}$ 联合暴露对 YLL 的相加交互作用，本研究根据 Rothman 的相加作用理论[19]，计算了相加作用交互指数，如公式（6）：

$$SI=\frac{OR_{11}}{OR_{10}+OR_{01}-1} \quad \text{公式（6）}$$

OR_{11}：高气温变异与高 $PM_{2.5}$ 的 OR；OR_{10}：高气温变异与低 $PM_{2.5}$ 的 OR；OR_{01}：低气温变异与高 $PM_{2.5}$ 的 OR。上述 OR 均来源于与公式（4）基于相同混杂控制策略的二项 logistic 模型。

1.3.4　偏差矫正　首先，采用变化因子法（delta method, Delta）对历史基准期模拟气温的月均值进行偏差校正，并分暖季（5—9 月）与冷季（10—次年 4 月）分别调整其系统性偏差。随后，采用分位数映射（quantile mapping, QM）将校正后数据的经验累积分布函数整体映射至观测分布，以修正方差与极值偏差[20]，上述分析基于 19 个全球气候模式集合平均在各 SSP 情景下的输出结果。采用缓冲区区域平均法[21]将 CMIP6 模式 $PM_{2.5}$ 数据降尺度至太原市，并利用 2015—2019 年历史 $PM_{2.5}$ 浓度，结合月度季节性，分别应用比例校正、线性回归和分位数映射进行校正。

1.4　健康风险评估　基于模型所获得的气温变异和 $PM_{2.5}$ 与心脑血管疾病每日寿命损失年率之间的相对危险度（relative risk, RR）[22]，根据 Gasparrini 等[23]基于分布滞后非线性模型的理论提出暴露效应的累加，计算二者对 YLL 影响的归因分值（attribute fractions, AFs）和归因寿命损失年（attributable years of life lost, AYLL），见公式（7）、（8）：

$$AF=(RR-RR_0)/RR \quad \text{公式（7）}$$

$$AYLL=YLL\times AF \quad \text{公式（8）}$$

1.5　稳健性分析　通过改变 GAM 模型中混杂因素 PM_{10} 分别替换为 NO_2、O_3 和 SO_2；以及更改相对湿度的自由度（v=4 和 5），进行模型的稳健性检验。

1.6　统计学方法　所有统计分析均在 R 软件（版本 4.4.3）中完成，使用“gnm”“dlnm”“pscl”软件包。检验水准 α=0.05。应用 K-S 正态性分析，服从正态分布的使用 Pearson 相关分析，不服从的使用 Spearman 秩相关分析。

2　结　果

2.1　描述性分析　表 1 显示 2013—2019 年太原市污染物、气象因素和 YLL 数据，主要污染物 $PM_{2.5}$ 和 PM_{10} 平均浓度分别为 78.81 和 120.40 μg/m³，且标准差较大，表明存在高强度污染事件。同期气象数据显示，气温变异均值为 7.5 ℃，整体稳定但极端值可达 13.9 ℃。剔除常住地不在太原及关键信息（年龄、死亡日期）缺失者后，2013—2019 年共纳入 CVD 死亡 45 183 例，YLL 均值为 289.18 人年，且分布变异性大。见图 1。

表 1　2013—2019 年污染物浓度、气象因素与 YLL 的描述性统计

Table 1　Descriptive statistics of pollutant concentrations, meteorological factors, and years of life lost during the study period (2013—2019)

		$\bar{x}\pm s$	最小值	P_{25}	P_{75}	最大值
污染物	$PM_{2.5}$(μg/m³)	78.81(46.30)	9.25	40.44	87.93	429.63
	PM_{10}(μg/m³)	120.40(65.80)	8.63	75.29	152.61	505.20
	O_3(μg/m³)	76.47(50.72)	6.03	36.25	106.23	251.48
	NO_2(μg/m³)	42.65(15.45)	10.65	31.71	51.27	109.82
	SO_2(μg/m³)	54.05(51.83)	3.13	20.32	67.50	353.01
	CO(mg/m³)	1.45(0.72)	0.31	0.94	1.78	5.43
气象因素	平均气温	11.37(10.61)	-14.90	1.50	21.00	29.60
	气温变异	7.50(2.13)	1.25	6.06	8.97	13.92
YLL	YLL	289.18(101.04)	55.34	215.4	352.13	758.66

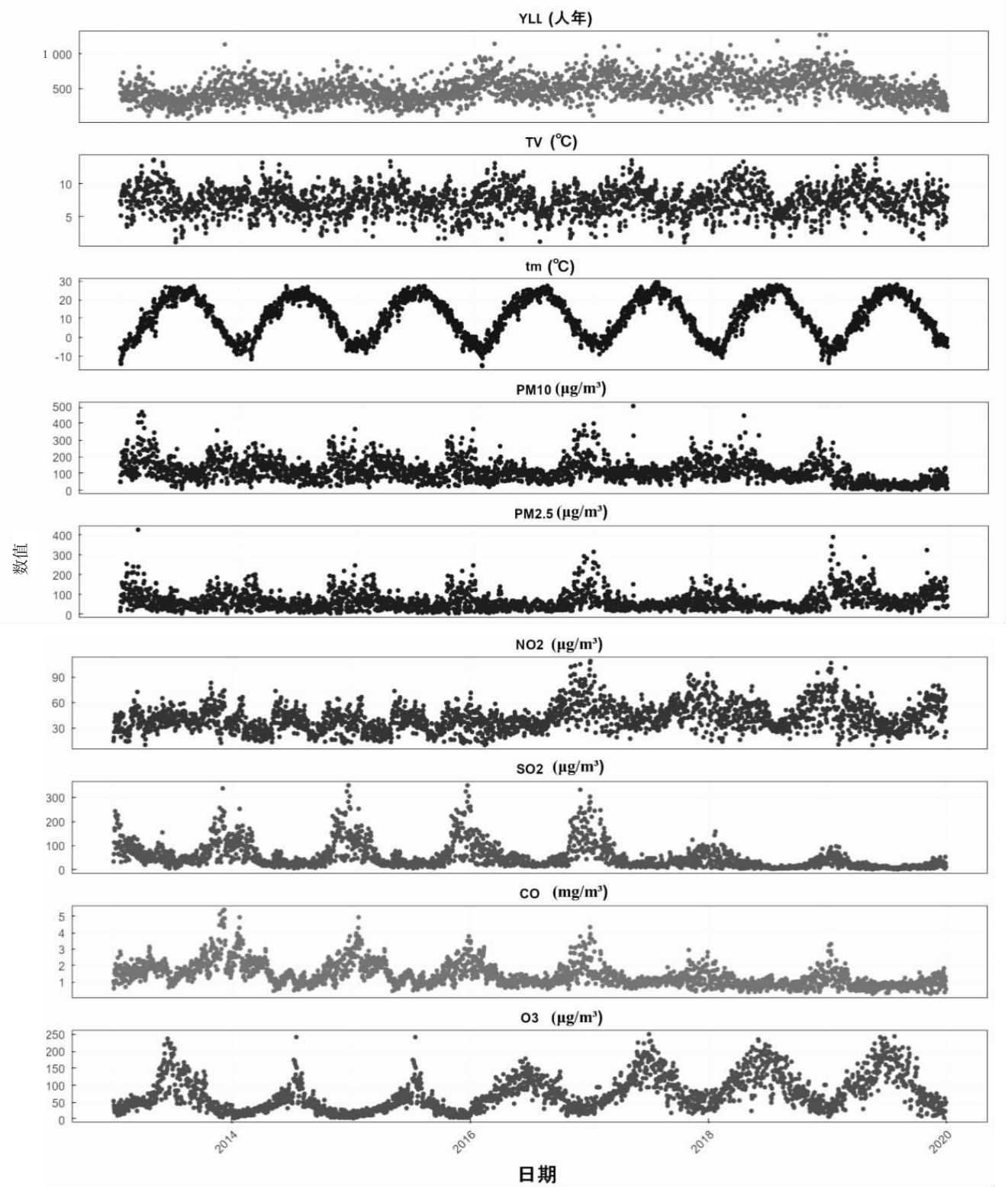
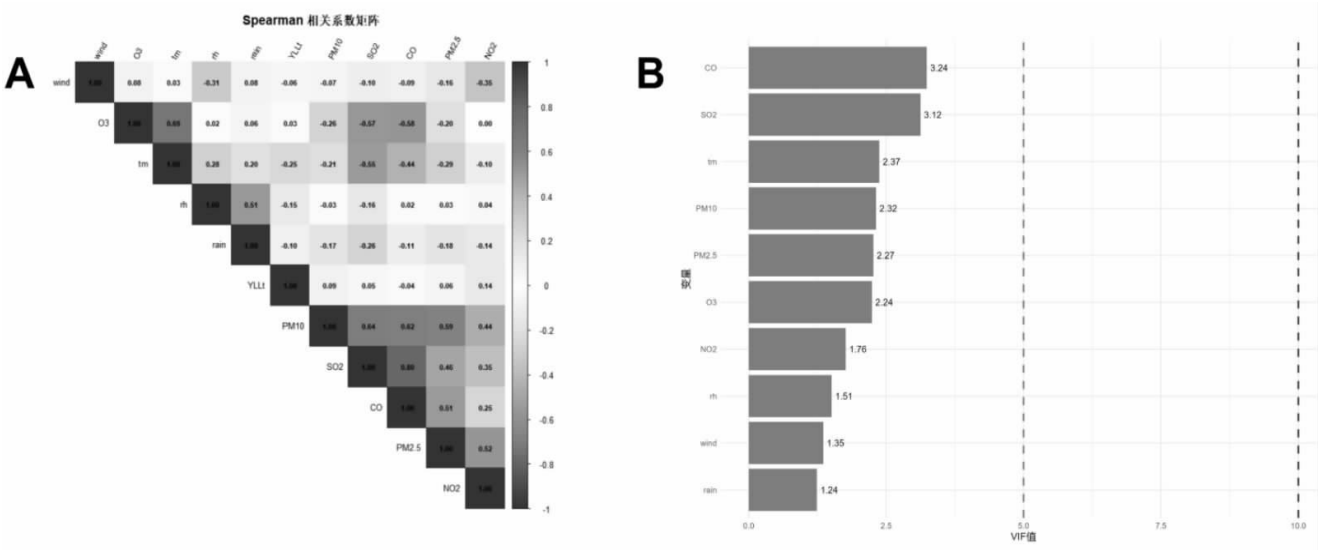


图 1　2013—2019 年主要污染物、气象因素及 YLL 的分布特征

Figure 1　Distribution characteristics of major pollutants, meteorological factors, and years of life lost (2013—2019)

2.2　相关性分析　经 K-S 检验为非正态分布。Spearman 相关分析显示，YLL 与 NO_2 呈弱正相关，与平均温度(Tm)呈中等负相关，见图 2A。多数污染物间呈中高度正相关，而 O_3 与 Tm 呈高度正相关。方差膨胀因子(variance inflation factor，VIF)检验表明变量间多重共线性可接受(VIF<5)，适于后续建模，见图 2B。

2.3　气温变异与 $PM_{2.5}$ 对 YLL 的暴露反应关系　虽然 GAM 模型交互项未达到统计学显著水平(P=0.788)，但 GAM 模型结果显示（x 轴－气温变异，y 轴－PM_{25}，z 轴－RR），当气温变异增大时，PM_{25} 对 YLL 的危害效应会显著增强，见图 3。具体表现为：在相同的 PM_{25} 浓度水平下，气温变异越高，对应的 RR 就越高。



注：图 A 为相关性分析；图 B 为共线性分析。

图 2　变量间相关性及共线性评估

Figure 2　Assessment of inter-variable correlations and multicollinearity

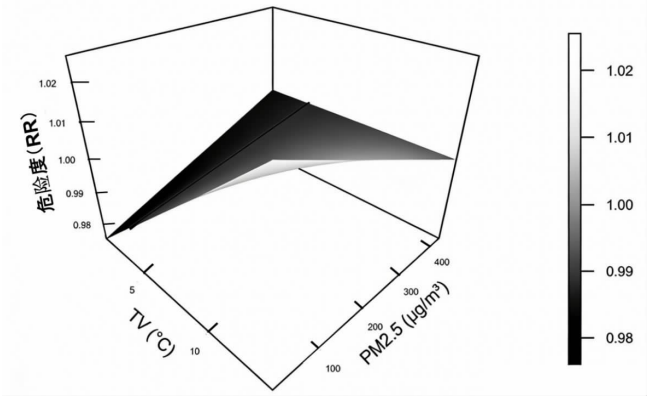
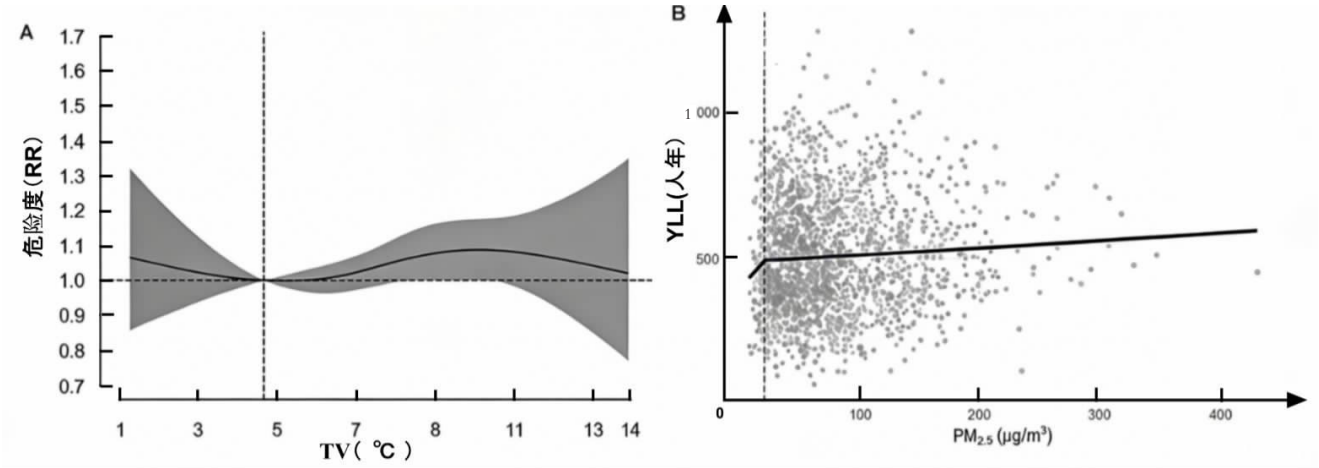


图 3　气温变异与 $PM_{2.5}$ 交互作用暴露 – 反应关系

Figure 3　Exposure-response relationship for the interaction between TV and $PM_{2.5}$

2.4　气温变异与 $PM_{2.5}$ 对 YLL 的协同效应　鉴于 GAM 中气温变异与 $PM_{2.5}$ 的连续交互项未达到统计学显著水平（edf=1.152, P=0.788），我们进一步采用基于阈值的相加交互指数（synergy index,SI）分析方法，探索特定暴露条件下的潜在协同效应。

气温变异的 MMT 为 4.4 ℃，气温变异高于或低于此点的区域 YLL 均会有所上升，见图 4A。分段线性回归分析揭示 $PM_{2.5}$ 浓度与 YLL 之间存在显著的非线性关系（P<0.05），见图 4B。模型识别出最佳断点位于 21.9 μg/m³，在此浓度以下 $PM_{2.5}$ 对 YLL 的影响不具统计学显著性，而超过该浓度后，$PM_{2.5}$ 每增加 1 μg/m³ 导致 YLL 增加 0.24 人年（95% CI：0.08 ~ 0.39）。



注：图 A 为气温变异与 YLL 暴露反应关系；图 B 为 $PM_{2.5}$ 效应阈值。

图 4　气温变异与 $PM_{2.5}$ 对 YLL 的非线性暴露反应关系及效应阈值

Figure 4　Nonlinear exposure-response relationships and effect thresholds of TV and $PM_{2.5}$ on years of life lost (YLL)

将气温变异小于 MMT 标为低气温变异，将大于 MMT 标为高气温变异，$PM_{2.5}$ 浓度小于 21.9 μg/m³ 标为低 $PM_{2.5}$，反之为高 $PM_{2.5}$。如表 2 交互作用分析（以“低气温变异 & 低 $PM_{2.5}$”为参照）显示，高气温变异与

高 $PM_{2.5}$ 联合暴露的 *SI* 为 8.51（95% *CI*:2.38 ~ 30.45），显著大于 1，提示两者对 YLL 的增加存在协同效应；而单一污染物升高场景的 *SI* 均小于 1（高气温变异 & 低 $PM_{2.5}$:0.48；低气温变异 & 高 $PM_{2.5}$:0.53），表明在另一暴露处于低水平时，未观察到显著的协同效应。这提示观察到的强协同效应（*SI*=8.51）高度依赖于高气温变异与高 $PM_{2.5}$ 的共同出现。

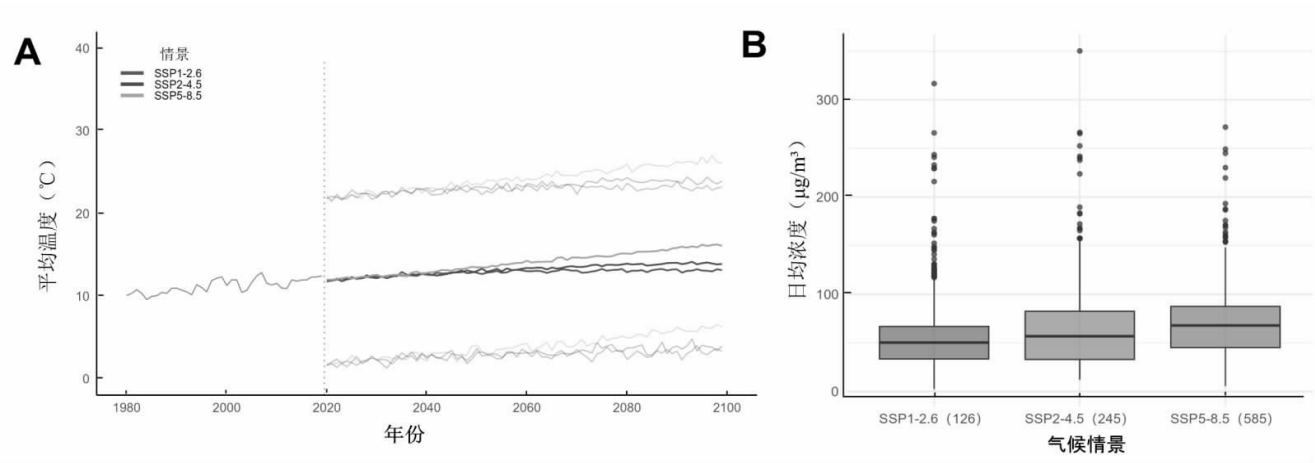
2.5　未来气候与 $PM_{2.5}$ 污染水平的情景预测　如表 3 所示，2013—2019 年（历史期）年均温度 11.4 ℃，极值 −14.9 ℃ ~ 29.6 ℃；2050 年代（2053—2059）三种 SSP 下年均温度升至 13.3 ℃ ~ 13.9 ℃，2090 年代（2093—2099）进一步升高至 13.4℃ ~ 16.5℃。SSP5−8.5 升温最剧，2090 年代年均温度比历史期高 5.1℃；SSP1 − 2.6 升温最缓，2090 年代仅高 2.0℃。见图 5A。

如表 4，SSP5−8.5 情景 $PM_{2.5}$ 年均 65.3 μg/m³，污染最重且呈正偏态；SSP2−4.5 居中，为 59.6 μg/m³，但波动最大，稳定性差；SSP1−2.6 年均最低，为 51.3 μg/m³，波动最小且分布对称，空气质量最优。从 SSP5−8.5 到 SSP1−2.6，$PM_{2.5}$ 的均值、标准差及各分位数均呈现递减趋势。见图 5B。

表 2　气温变异与 $PM_{2.5}$ 联合暴露对 YLL 的协同效应分析

Table 2　Synergistic effects of combined exposure to temperature variability and $PM_{2.5}$ on years of life lost

暴露组合	*SI* 值(95%*CI*)
低气温变异 & 低 $PM_{2.5}$	1.00(参考)
高气温变异 & 低 $PM_{2.5}$	0.48(0.23 ~ 0.99)
低气温变异 & 高 $PM_{2.5}$	0.53(0.25 ~ 1.10)
高气温变异 & 高 $PM_{2.5}$	8.51(2.38 ~ 30.45)



注：图 5A 中 1980—2019 年线条代表历史平均温度，上下虚线分别代表各个三个情景代表年最高、最低平均温度。

图 5　不同共享社会经济路径下未来气温与 $PM_{2.5}$ 浓度预测

Figure 5　Projections of future temperature and $PM_{2.5}$ concentrations under different Shared Socioeconomic Pathways

表 3　不同情景年份年平均温度（℃）

Table 4　Annual mean temperature (°C) for different scenario years

情景	年份（年）	年平均温度
历史	2013—2019	11.4
SSP1−2.6	2053—2059	13.3
	2093—2099	13.4
SSP2−4.5	2053—2059	13.4
	2093—2099	14.2
SSP5−8.5	2053—2059	13.9
	2093—2099	16.5

2.6　未来高风险日的健康风险预测　为前瞻性评估气温变异与 $PM_{2.5}$ 协同暴露的长期疾病负担，本研究基于 2013—2019 年数据建立的 GAM 模型，固定了气温变异与 $PM_{2.5}$ 对 YLL 的剂量 − 反应关系（x− 气温变异、y−$PM_{2.5}$、z−RR），见图 3D。依据 AFs 与 AYLL 计算公式（公式 7 ~ 8），估算了 2020—2100 年不同 SSP 下，因复合暴露导致的超额疾病负担。其中，重点分析了“高风险暴露日”（气温变异＞4.4 °C 且 $PM_{2.5}$＞21.9 μg/m³）的 AYLL 分布特征。图 6 展示了不同 SSP 情景下 2020—2100 年高风险日（气温变异＞4.4 °C 且 $PM_{2.5}$＞21.9 μg/m³）AYLL 的小提琴图分布。描述性统计见表 5，SSP1−2.6、SSP2−4.5 和 SSP5−8.5 情景，中位 AYLL 分别为 7.95、8.08 和 8.39 人年 / 日；SSP5−

表 4　未来时期不同 SSP 情景的 $PM_{2.5}$ 浓度（单位：μg /m³）统计分布

Table 4　Statistical distribution of $PM_{2.5}$ concentrations (unit: μg /m³) under different SSP scenarios in the future period

	$\bar{x}\pm s$	P_{25} 值	P_{75} 值
SSP1−2.6	51.3±26.0	33.4	66.8
SSP2−4.5	59.6±31.9	32.8	82.5
SSP5−8.5	65.3±29.9	45.1	87.5

注：*s* 为标准差；P25、P75 分别为第 25、75 百分位数。

8.5 情景下 AYLL 均值最高为 8.37 人年 / 日，且右尾更长，最大值为 15.3 人年 / 日。

表 5　2020—2100 年高风险日的每日归因 AYLL（单位：人年 / 天）预测

Table 5　Projections of daily attributable years of life lost (unit: person-years/day) for high-risk days from 2020 to 2100

情景	$\bar{x}\pm s$	P_{25}	P_{75}
SSP1-2.6	7.99±1.14	7.19	8.74
SSP2-4.5	8.05±1.26	7.17	8.94
SSP5-8.5	8.37±1.08	7.66	9.10

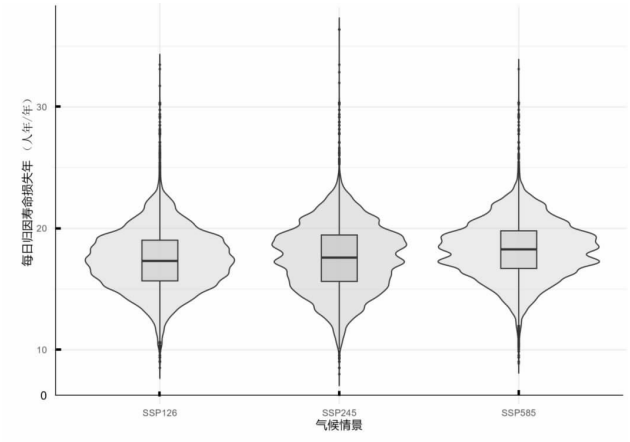


图 6　不同情景下高风险日 AYLL 的小提琴图分布

Figure 6　Violin plot distribution of daily AYLL for high-risk days under different scenarios

2.7　敏感性分析结果　通过改变 GAM 模型中不同的大气污染物条件（NO_2、O_3、SO_2）和不同的相对湿度设置（RH=4, RH=5）下，结果保持高度一致，表现出良好的模型稳定性。

3　讨　论

本研究基于太原市 2013—2019 年多污染物、气象及死因监测数据，系统评估了气温变异与 $PM_{2.5}$ 对 YLL 的协同健康效应，并进一步耦合气候 - 化学情景，对 2050 与 2090 年的高风险疾病负担进行前瞻性量化。

本研究显示，气温变异与 $PM_{2.5}$ 在高位同时升高时可显著放大寿命损失风险，应作为联合防控的重点情景。$PM_{2.5}$ 是导致 CVD 发病和死亡的关键环境风险因素。流行病学证据表明，暴露于高浓度 $PM_{2.5}$ 以及短期或长期的气温变异，均与 CVD 住院率和死亡率呈显著正相关[24]。本研究的核心发现在于，高水平的气温变异与 $PM_{2.5}$ 存在显著的协同作用，而非效应简单叠加。这种协同可能源于两者病理通路的相互增强：气温变异引发的血流动力学剧变会加剧 $PM_{2.5}$ 诱导的内皮损伤，而 $PM_{2.5}$ 建立的全身性炎症状态则会削弱心血管的温度代偿能力，从而形成双向恶化的病理循环[25]。

研究结果提示高化石燃料发展路径将显著加重气温变异 - 污染协同日的健康负担。有报告显示，气候变化背景下未来气温的发展趋势，未来气温上升可增加气温的变异程度[24]，而高排放路径将无疑会放大这一增温效应，为复合事件的发生提供更为频繁的气象条件。未来不同情境下相关死亡人数呈增加趋势[26]，这反映了与环境污染协同作用的严峻性，高排放路径下气温变异与 $PM_{2.5}$ 的协同健康威胁不容忽视。

本研究存在若干局限性。暴露评估依赖固定监测站，忽略空间异质性与个体微环境，无法反映真实暴露；生态学设计未控制吸烟、身体质量指数等个体混杂因素；归因分析假设人口结构与健康水平不变，未考虑老龄化与医疗进步、绝对负担存在的不确定性，但相对风险模式仍具参考价值；未纳入气候模型变异性，影响暴露精度与不平等评估。未来需结合动态健康预测与多模型集成，提升稳健性。

本研究深入探讨了气温变异与 $PM_{2.5}$ 对人群寿命损失年的复合健康效应。识别出 $PM_{2.5}$ 作用的浓度阈值（21.9 μg/m^3）和气温变异的 MMT（4.4 °C）；证实了高气温变异与高 $PM_{2.5}$ 联合暴露对 YLL 具有显著的协同放大效应；通过多情景预测，揭示了不同社会发展路径下未来健康风险的巨大差异。这些发现为建立“高气温变异 - 高污染”健康风险预警系统的公共卫生干预措施提供了重要的科学依据。

利益冲突声明　本研究不存在任何利益冲突

参考文献

[1] Hu TL, Yang XY, Du YY, et al. Trends in the global, regional, and National burden of cardiovascular diseases attributed to high systolic blood pressure from 1990 to 2021 and projections to 2045: a systematic analysis based on GBD 2021 data[J]. BMC Cardiovascular Disorders, 2025, 25(1): 390.

[2] Zhu ML, Jin WY, He WB, et al. The incidence, mortality and disease burden of cardiovascular diseases in China: a comparative study with the United States and Japan based on the GBD 2019 time trend analysis[J]. Front Cardiovasc Med, 2024, 11: 1408487.

[3] In CTWCO. Hu S S.report on cardiovascular health and diseases in China 2021:an updated summary[J]. Journal of Geriatric Cardiology, 2023, 20(6): 399-430.

[4] Chen L, Liu DK, Guo YC, et al.Impact of climate change and extreme temperature on the incidence of infectious disease among children and adolescents in China: A nationwide case-crossover study with over 8.7 million cases between 2008 and 2019 [J]. Journal of Infection, 2025, 91(2): 106547.

[5] Li Y, Xia YZ, Zhu HB, et al. Impacts of exposure to humidex on cardiovascular mortality: a multi-city study in Southwest China[J]. BMC Public Health, 2023, 23(1): 1916.

[6] Wen B, Wu Y, Guo YM, et al. Comparison for the effects of different

components of temperature variability on mortality: A multi-country time-series study[J]. Environment International, 2024, 187: 108712.

[7] 哈里买买提·那斯尔,刘楠楠,田家瑜,等. 太原市大气 PM2.5 及其不同组分短期暴露对老年高血压患者血压的影响 [J]. 环境卫生学杂志,2023,13(5):363-370.
Halimaimaiti NSE, Liu NN, Tian JY, et al. Effect of short-term exposure to ambient PM2.5 and its components on blood pressure in elderly hypertensive patients in Taiyuan[J]. Journal of Environmental Hygiene, 2023, 13(5): 363-370.(In Chinese)

[8] Castro E, Healy J, Liu A, et al. Interactive effects between extreme temperatures and PM2.5 on cause-specific mortality in thirteen U.S. states[J]. Environmental Research Letters, 2025, 20(1): 014011.

[9] Coker ES, Cleland SE, McVea D, et al. The synergistic effects of PM_{25} and high temperature on community mortality in British Columbia[J]. NPJ Clean Air, 2025, 1(1): 15.

[10] Khunthong P, Vittayapraparat P, Puangthongthub S. The hidden burden of dual climate threats: Region-specific additive impacts of PM_{25} and temperature extremes on cardiovascular and respiratory mortality in a tropical climate [J]. Environmental Challenges, 2025, 20: 101276.

[11] Chatzopoulou A, Tourpali K, Bais AF, et al. Twenty-first century surface UV radiation changes deduced from CMIP6 models. Part II: effects on UV index and plant growth weighted irradiance [J]. Photochemical & Photobiological Sciences, 2025, 24(1): 113-130.

[12] 罗勇,元慧慧,宁理科. 高分辨率中国 CMIP6 统计降尺度气候预估数据集 1979-2100(HiCPC)[R]. 北京:国家青藏高原科学数据中心,2024.
Luo Y, Yuan HH, Ning LK. High-resolution China CMIP6 statistical downscaling climate projection dataset 1979-2100 (HiCPC) [R]. Beijing: National Tibetan Plateau Data Center, 2024.(In Chinese)

[13] Lane M, Ebelt S, Wu Z, et al. Time-series analysis of temperature variability and cardiovascular emergency department visits in Atlanta over a 27-year period [J]. Environmental Health : a Global Access Science Source, 2024, 23(1): 9.

[14] 黄荣清. 中国生命表中终寿年成数的经验估计[J]. 人口与经济,2000,(6):17-23.
Huang RQ. Empirical estimation of the final age fraction in China life tables[J]. Population & Economics, 2000, (6): 17-23.(In Chinese)

[15] Mclean MW, Hooker G, Staicu ANMRA, et al.Functional generalized additive models[J]. Journal of Computational and Graphical Statistics, 2014, 23(1): 249-269.

[16] Armstrong B. Models for the relationship between ambient temperature and daily mortality [J]. Epidemiology, 2006, 17 (6): 624-631.

[17] Pham TM, Lu XM, Bu JY, et al. Revisiting the calculation for a novel measure of average lifespan shortened: Real-World examples from cervical and ovarian cancers in Alberta, Canada, 2000 – 2020 [J]. Journal of UOEH, 2023, 45(4): 217-220.

[18] Wagner V, Pascal M, Corso M, et al. On the supra-linearity of the relationship between air pollution, mortality and hospital admission in 18 French cities [J]. International Archives of Occupational and Environmental Health, 2023, 96(4): 551-563.

[19] Lin HL, Guo YF, Ruan ZL, et al. Ambient PM2.5 and O3 and their combined effects on prevalence of presbyopia among the elderly: A cross-sectional study in six low- and middle-income countries [J]. Science of the Total Environment, 2019, 655: 168-173.

[20] Muggeo VMR. Estimating regression models with unknown break-points[J]. Medicine Statistics, 2003, 22(19): 3055-3071.

[21] Hao H, Wang K, Wu G, et al. $PM_{2.5}$ concentrations based on near-surface visibility in the Northern Hemisphere from 1959 to 2022[J]. Earth Syst Sci Data, 2024, 16: 4051-4076.

[22] Steenland K, Armstrong B. An overview of methods for calculating the burden of disease due to specific risk factors [J]. Epidemiology, 2006, 17(5): 512-519.

[23] Gasparrini A, Leone MCA. Attributable risk from distributed lag models[J]. BMC Medical Research Methodology, 2014, 14: 55.

[24] Weidmann MD. The association between temperature variability, morbidity and mortality for specific categories of disease: A systematic review and meta-analysis [J]. Hyg Environ Health Adv, 2025, 14: 100123.

[25] Krismanuel H.Air pollution and cardiovascular diseases:mechanisms, evidence, and mitigation strategies [J]. Journal of Medicine and Life, 2025, 18(5): 411-427.

[26] Chen WY, Lu XC, Yuan DH, et al. Global $PM_{2.5}$ prediction and associated mortality to 2100 under different climate change scenarios [J]. Environmental Science & Technology, 2023, 57 (27): 10039-10052.

收稿日期:2025-11-23

(上接第 1953 页)

[45] Li D, Zhang YH, Liu Y, et al. Purified anthocyanin supplementation reduces dyslipidemia, enhances antioxidant capacity, and prevents insulin resistance in diabetic patients1, 2, 3 [J]. The Journal of Nutrition, 2015, 145(4): 742-748.

[46] Moreno LG, César NR, Melo DS, et al. A MUFA/carotenoid-rich oil ameliorated insulin resistance by improving inflammation and oxidative stress in obese rats [J]. Molecular and Cellular Endocrinology, 2024, 581: 112110.

[47] Xue T, He XY, Xu YY, et al. Dietary antioxidant index and cardiometabolic risks in normal-weight individuals: Evidence from the National Health and Nutrition Examination Survey [J]. Asia Pacific Journal of Clinical Nutrition, 2025, 34(6): 941-951.

收稿日期:2025-11-07