

· 论著 · 一次研究 ·

# 中国三省农村地区室内PM<sub>2.5</sub>暴露与代谢综合征关系研究



计清源<sup>1</sup>, 张汉彬<sup>2,3</sup>, 叶鹏鹏<sup>4</sup>, 刘廷卓<sup>1</sup>, 杜 雪<sup>1</sup>, 王腾逸<sup>1</sup>, 李小滢<sup>5</sup>, 田 伟<sup>6,7,8</sup>,  
张馨艺<sup>1,9</sup>, 田懋一<sup>1,6,7,8,9</sup>

1. 哈尔滨医科大学公共卫生学院(哈尔滨 150000)
2. 埃克塞特大学医学院/欧洲环境与人类健康中心(英国彭林 TR10 8RD)
3. 帝国理工学院医学院/英国医学研究理事会环境与健康中心(英国伦敦 W12 0BZ)
4. 中国疾病预防控制中心慢性非传染性疾病预防控制中心(北京 100050)
5. 科罗拉多州立大学机械工程学院(美国柯林斯堡 80523)
6. 中国疾病预防控制中心地方病控制中心(哈尔滨 150000)
7. 国家卫生健康委病因流行病学重点实验室(哈尔滨 150000)
8. 黑龙江省微量元素与人类健康重点实验室(哈尔滨 150000)
9. 哈尔滨医科大学附属第二医院全科医疗科(哈尔滨 150000)

**【摘要】目的** 探究中国三省农村地区室内细颗粒物(PM<sub>2.5</sub>)与代谢综合征(MetS)的关系。**方法** 本研究采用横断面研究设计,在中国3个省份的240个村开展。研究对象为年龄≥30岁的常住居民,按性别和年龄进行分层随机抽样。使用标准化调查问卷收集社会人口学等信息。通过血压、腰围、空腹静脉血生化指标并结合疾病史和用药史评估MetS患病情况。PM<sub>2.5</sub>数据由颗粒物浓度监测设备进行监测。采用多元Logistic回归模型分析PM<sub>2.5</sub>与MetS患病风险的关系,并通过限制性立方样条模型评估剂量-反应关系。同时进行了亚组分析和敏感性分析。**结果** 共纳入958名研究对象, MetS患病率为54.91%。校正混杂因素后,与低水平的PM<sub>2.5</sub>暴露相比,暴露于较高水平PM<sub>2.5</sub>的研究对象患MetS的风险更高[OR=1.62, 95%CI(1.16, 2.26)], 亚组分析显示女性[OR=2.28, 95%CI(1.39, 3.75)]、50~<60岁[OR=2.08, 95%CI(1.14, 3.80)]、低教育水平[OR=1.99, 95%CI(1.33, 3.52)]、低收入水平[OR=2.26, 95%CI(1.20, 4.25)]、暴露于家庭二手烟[OR=1.58, 95%CI(1.10, 2.27)]、烹饪时长为1~2 h/d[(OR=1.78, 95%CI=(1.12, 2.82))]、轻度体力活动[OR=1.55, 95%CI(1.07, 2.26)]的人群更容易受到室内高浓度PM<sub>2.5</sub>的不利影响。敏感性分析显示结果稳健。**结论** 较高水平的室内PM<sub>2.5</sub>暴露与MetS患病风险增加有关,农村地区室内空气污染问题依然严峻,应采取有针对性的干预措施以改善当前现状。

**【关键词】**代谢综合征; 细颗粒物; 室内空气监测; 中国农村; 横断面研究

**【中图分类号】** R122.7; R589      **【文献标识码】** A

Association with PM<sub>2.5</sub> exposure and metabolic syndrome: a cross-sectional study in rural areas in three provinces of China

JI Qingyuan<sup>1</sup>, ZHANG Hanbin<sup>2,3</sup>, YE Pengpeng<sup>4</sup>, LIU Tingzhuo<sup>1</sup>, DU Xue<sup>1</sup>, WANG Tengyi<sup>1</sup>, LI Xiaoying<sup>5</sup>,  
TIAN Wei<sup>6,7,8</sup>, ZHANG Xinyi<sup>1,9</sup>, TIAN Maoyi<sup>1,6,7,8,9</sup>

DOI: 10.12173/j.issn.1004-5511.202507221

基金项目: 哈尔滨医科大学领军人才资助项目(31021220002)

通信作者: 田懋一, 博士, 教授, 博士研究生导师, Email: maoyi.tian@hrbmu.edu.cn

张馨艺, 博士, 讲师, Email: xinyi.zhang@hrbmu.edu.cn

1. School of Public Health, Harbin Medical University, Harbin 150000, China
2. European Centre for Environment and Human Health, University of Exeter Medical School, Truro TR10 8RD, UK.
3. Environmental Research Group, MRC Centre for Environment and Health, Faculty of Medicine, Imperial College London Medical School, London W12 0BZ, UK.
4. National Center for Chronic and Non-communicable Disease Control and Prevention, Chinese Center for Disease Control and Prevention, Beijing 100050, China
5. Department of Mechanical Engineering, Colorado State University, Fort Collins, Colorado 80523, USA
6. Center for Endemic Disease Control, Chinese Center for Disease Control and Prevention, Harbin 150000, China
7. NHC Key Laboratory of Etiology and Epidemiology, Harbin 150000, China
8. Heilongjiang Provincial Key Laboratory of Trace Elements and Human Health, Harbin 150000, China
9. Department of General Practice, The Second Affiliated Hospital of Harbin Medical University, Harbin 150000, China

Corresponding authors: TIAN Maoyi, Email: maoyi.tian@hrbmu.edu.cn; ZHANG Xinyi, Email: xinyi.zhang@hrbmu.edu.cn

**【Abstract】** Objective To evaluate the association between indoor PM<sub>2.5</sub> exposure and metabolic syndrome (MetS) in rural areas of three provinces in China. Methods This cross-sectional study was conducted across 240 villages in three Chinese provinces. Participants aged≥30 years were randomly selected through gender- and age-stratified sampling in each village. Sociodemographic characteristics, lifestyle habits, medical history, and residential environment features were collected via standardized questionnaires. The prevalence of MetS was assessed based on blood pressure, waist circumference, and fasting venous blood biochemical indices. Indoor PM<sub>2.5</sub> concentrations were assessed using PM<sub>2.5</sub> monitoring devices that provided continuous 24-hour monitoring over seven days. Multivariable Logistic regression models were constructed to analyze the relationship between PM<sub>2.5</sub> exposure levels and MetS risk, with dose-response relationships explored using restricted cubic spline models. Subgroup analysis and sensitivity analysis were also conducted simultaneously. Results A total of 958 participants were included in the study, with a prevalence of MetS of 54.91%. After adjusting for confounders, participants exposed to the highest levels of PM<sub>2.5</sub> exhibited significantly elevated MetS risk compared to the lowest exposure [OR=1.62, 95%CI (1.16, 2.26)]. Subgroup analyses revealed heightened susceptibility to high PM<sub>2.5</sub> exposure among females [OR=2.28, 95%CI (1.39, 3.75)], individuals aged 50~<60 years [OR=2.08, 95%CI(1.14, 3.80)], low level of education [OR=1.99, 95%CI (1.33, 3.52)], low level of income [OR=2.26, 95%CI (1.20, 4.25)], exposure to household second-hand smoke [OR=1.58, 95%CI (1.10, 2.27)], those cooking for 1~2 h/d [OR=1.78, 95%CI (1.12, 2.82)] and individuals engaged in light physical labor [OR=1.55, 95%CI (1.07, 2.26)]. Sensitivity analyses confirmed the robustness of these findings. Conclusion Elevated indoor PM<sub>2.5</sub> exposure is associated with increased MetS risk in rural China, highlighting the need for targeted interventions to address household air pollution and improve indoor air quality.

**【Keywords】** Metabolic syndrome; Particulate matter 2.5; Indoor air monitoring; Rural China; Cross-sectional study

代谢综合征 (metabolic syndrome, MetS) 是以腹部肥胖、空腹血糖升高、甘油三酯水平升高、高密度脂蛋白胆固醇水平降低以及高血压聚集发病为主要表现，严重影响机体健康的临床症候群<sup>[1]</sup>。MetS 患者死亡风险是非 MetS 者的两倍，心肌梗死或中风风险更是非 MetS 者的三倍以上<sup>[2]</sup>。

MetS 是全球范围内导致死亡和残疾的主要原因之一，尤其是在中低收入国家<sup>[3]</sup>。中国 15 岁以上人群 MetS 总患病率为 24.5%，并随着年龄增长而增加<sup>[4]</sup>。因此，MetS 被认为是重要的公共卫生问题之一，深入研究影响 MetS 患病率的可变危险因素，并制定针对性的预防和干预策略，对于改善人群

健康和减轻疾病负担具有重要意义。

全球疾病负担研究 (Global Burden of Disease, GBD) 2021 结果显示, 细颗粒物 (particulate matter 2.5, PM<sub>2.5</sub>) 空气污染已成为全球伤残调整寿命年 (disability-adjusted life year, DALYs) 的首要归因危险因素和致死的第二大危险因素<sup>[5]</sup>。2021 年, 中国归因于 PM<sub>2.5</sub> 空气污染的死亡人数约为 230 万, DALYs 为 4 670 万人年<sup>[6]</sup>。研究表明, 民众在室内度过的时间超过 80%, 且暴露于主要由烹饪、加热以及吸烟等行为引起的室内空气污染中<sup>[7]</sup>。同时, GBD 显示, 由固体燃料燃烧造成的室内空气污染占全球 DALYs 总量的 3.9%<sup>[5]</sup>, 因此相较于室外环境, 室内空气污染中 PM<sub>2.5</sub> 暴露与人群健康结局的关联更加密切<sup>[8]</sup>。我国农村地区由于传统生活方式和固体燃料的广泛使用, 室内 PM<sub>2.5</sub> 污染水平远超世界卫生组织 (WHO) 标准<sup>[9-10]</sup>, 因此我国农村地区面临着更加严峻的室内空气污染问题。

近年来, 多项研究发现暴露于较高浓度的 PM<sub>2.5</sub> 环境中会增加 MetS 患病风险<sup>[11-13]</sup>。一项系统评价汇总了全球 13 项研究结果, 发现长期 PM<sub>2.5</sub> 暴露增加 MetS 风险, 且在人群层面约 12.28% 的 MetS 发生归因于 PM<sub>2.5</sub> 暴露<sup>[12]</sup>。现有研究多依赖大型空气监测站数据或模型预测方法探讨室外环境 PM<sub>2.5</sub> 与慢性疾病的关系<sup>[14]</sup>, 对室内环境中空气污染物对健康的影响知之甚少, 且在少量关注室内空气污染对 MetS 影响的研究中, 存在研究对象单一、研究地点多集中于城市且难以获取个体层面的暴露数据等局限<sup>[15-17]</sup>。因此, 本研究旨在评估中国三省农村地区 30 岁以上成年人室内 PM<sub>2.5</sub> 暴露与 MetS 的关系, 为农村室内空气污染干预措施的开发以及 MetS 的预防提供证据支持。

## 1 资料与方法

### 1.1 研究背景

本研究基于中国农村社区成年人共患病研究 (以下简称“共患病研究”)<sup>[18]</sup>, 该研究在三省 (山西省、湖北省、黑龙江省) 六县 (长治市上党区和壶关县、枝江市和宜都市、佳木斯市桦川县和郊区) 的 240 个村 (每个省 2 个县, 每个县 40 个村) 开展。研究地点的选择基于当地经济发展水平、地理位置和既往研究合作基础。

### 1.2 研究对象

纳入标准: ①年龄 ≥ 30 岁; ②常住居民 (本村居住半年及以上)。排除标准: ①孕妇; ②因身体原因无法做出知情同意或不愿参加; ③无法正常交流而不能完成调查问卷; ④因自身身体原因不能完成血液、尿液的采集。

本研究样本来自于共患病研究<sup>[18]</sup> 中随机抽取的子样本群体。为保证研究对象代表性并考虑研究实施成本, 本研究沿用共患病研究的分层抽样设计, 以性别 (男性、女性) 和年龄 (30~59 岁、≥ 60 岁) 为分层变量, 共划分为四个层级。在每个村中, 每层随机抽取 1 名研究对象, 共 4 人, 预计总样本量为 960 人。该研究已获得哈尔滨医科大学伦理委员会审核批准 (批号: HMUIRB2022005PRE)。数据收集前, 研究团队向研究对象详细说明了研究目的、潜在益处及个人信息的保密性, 并在获得书面知情同意后开展工作。

### 1.3 资料收集

数据收集工作涵盖问卷调查、体格检查、血液样本采集以及室内 PM<sub>2.5</sub> 暴露收集四个主要部分。研究对象的社会人口学资料、生活习惯、自我报告的 20 种疾病史以及用药史数据均来源于共患病研究, 本研究补充收集了居住环境特征和 PM<sub>2.5</sub> 室内监测数据。居住环境特征包括: ①住宅特征 (住宅结构、房屋建造时间、房屋主体建筑材料); ②居民室内行为 (通风频率、打扫频率、每天烹饪时长、燃料使用类型); ③影响室内空气质量的相关设施 (抽油烟机、空调、加湿器)。居住环境特征主要调查过去一年中研究对象的常规情况, 不论季节。问卷调查经专业培训的调查员采用面对面个人访谈的方式进行。室内 PM<sub>2.5</sub> 暴露数据利用数字式通用颗粒物浓度传感器 (Zefan, PLANTOWER PMS5003)<sup>[19]</sup> 进行采集。在取得研究对象同意后, 监测仪器放置于常住房屋室内 (通常是卧室) 距离地面 1.0~1.5 米的高处, 进行连续 7 d 不间断的动态 PM<sub>2.5</sub> 数据收集。PM<sub>2.5</sub> 数据收集工作均在暖季 (2023 年 4 月至 2023 年 8 月) 完成, PM<sub>2.5</sub> 数据校准工作在 2023 年 9 月至 2023 年 10 月完成。

体格检查使用统一的体重秤和卷尺测量研究对象的身高、体重和腰围, 并使用电子血压计 (Omron J710) 测量两次血压 (测量之间最小间

隔为 5 min)，血压计算为两次测量的平均值。吸烟定义为过去一年中超过 183 d 抽过烟。家庭二手烟暴露指在家中看到或闻到家庭成员或访客在室内吸烟<sup>[20]</sup>。饮酒指过去 12 个月内饮用过含酒精饮料。体力活动等级通过国际体力活动量表 (International Physical Activity Questionnaire, IPAQ) 进行评估<sup>[21]</sup>。体重指数 (body mass index, BMI) 的计算方法是体重 (kg) 除以身高 (m) 的平方。

血液样本采集严格遵循空腹静脉采血标准，样本采集后 2 h 内完成离心处理。实验室检测指标包括空腹血糖 (fasting plasma glucose, FPG) 和血脂四项 [ 总胆固醇 (total cholesterol, TC)、甘油三酯 (triglyceride, TG)、高密度脂蛋白胆固醇 (high-density lipoprotein cholesterol, HDL-C)、低密度脂蛋白胆固醇 (low-density lipoprotein cholesterol, LDL-C) ]，所有样本均在中心实验室进行检测。

## 1.4 MetS 定义与 PM<sub>2.5</sub> 标准化处理

### 1.4.1 代谢综合征定义

本研究采用美国心脏协会 (American Heart Association, AHA) 对 MetS 的定义，并结合国家卫生健康委办公厅发布的《成人肥胖食养指南 (2024 年版)》对腹部肥胖定义进行了调整<sup>[22-23]</sup>。满足以下五项指标中的三项或以上的研究对象被定义为患有 MetS：①腹部肥胖：男性腰围 ≥ 90 cm，女性腰围 ≥ 85 cm；② TG 升高：空腹 TG 水平 ≥ 1.7 mmol/L (150 mg/dL)，或正在使用降低 TG 的药物；③ HDL-C 降低：男性 HDL-C 水平 < 1.03 mmol/L (40 mg/dL)，女性 HDL-C 水平 < 1.29 mmol/L (50 mg/dL)，或正在使用提升 HDL-C 的药物；④高血压：收缩压 ≥ 130 mmHg 或舒张压 ≥ 80 mmHg，或正在使用降压药物或由医生诊断；⑤ FPG 升高：FPG 水平 ≥ 5.6 mmol/L (100 mg/dL)，或正在使用降糖药物。本研究采用腰围、血压测量、空腹静脉血生化指标 (血脂检测、FPG 检测) 并结合医生诊断的疾病史和用药史评估 MetS 患病情况。

### 1.4.2 室内 PM<sub>2.5</sub> 数据处理

根据既往文献综述报道，中国农村地区室内 PM<sub>2.5</sub> 浓度范围为 62~1 944 μg/m<sup>3</sup>，卧室 PM<sub>2.5</sub> 浓度为 63~2 334 μg/m<sup>3</sup><sup>[9]</sup>，结合对低成本激光散射颗粒物监测仪性能的评估，监测仪器可监测高

达 2 000 μg/m<sup>3</sup> 的颗粒物浓度<sup>[24]</sup>，因此本研究将 2 000 μg/m<sup>3</sup> 作为数据异常的判定标准。部分研究对象未能收集完整 7 d 数据，可能因人为拔出仪器充电或仪器故障所致。持续高浓度读数可能由监测仪内颗粒物悬浮或直接光源干扰引起，而持续低浓度读数可能与进气口受阻 (如被衣物覆盖) 有关<sup>[25]</sup>。所有仪器在投入现场使用前及使用后均进行了校准工作，通过决定系数 ( $R^2$ ) 评估仪器准确性<sup>[26]</sup>。 $R^2$  值为监测仪与参考监测站 (本研究参考站为北京市海淀区万柳国家监测站) 线性回归曲线的拟合度。 $R^2$  接近 1 表示完全一致，代表仪器准确度高，而接近 0 表示缺乏相关性。

本研究遵循以下数据校准与清理原则：①排除因仪器传感器故障导致无记录的数据；②排除读数为 0 占比超过总监测时长 (7 d/168 h) 50% 的数据；③排除校准决定系数  $R^2 < 0.6$  的仪器数据；④排除监测时长不足总时长 60% 的数据；⑤排除 PM<sub>2.5</sub> 数值持续超过 2 000 μg/m<sup>3</sup> 且占比超过总时长 50% 的数据；⑥因仪器运行初期和末期数据存在不稳定，统一排除每位研究对象监测开始后的前 60 min 和最后 60 min 的数据<sup>[27-30]</sup>。经上述清理流程后，本研究采用研究对象有效监测期间 PM<sub>2.5</sub> 暴露的平均值作为暴露水平指标。共有 822 名研究对象 (占总样本的 85.8%) 的数据有效。对于室内 PM<sub>2.5</sub> 暴露缺失的研究对象数据，本研究采用多重插补法进行补充。

## 1.5 统计学分析

使用 R 4.2.2 软件进行分析。符合正态分布的计量资料以均数和标准差 ( $\bar{x} \pm s$ ) 表示，不符合正态分布的计量资料以中位数和四分位数 [ $M (P_{25}, P_{75})$ ] 表示；计数资料以例数和百分比或构成比 ( $n, %$ ) 表示。计量资料组间比较采用  $t$  检验或方差分析，计数资料组间比较采用  $\chi^2$  检验。本研究采用多重插补法处理数据缺失问题，基于填补后的完整数据集，应用多元 Logistic 回归模型评估不同暴露水平 (PM<sub>2.5</sub> < 25 μg/m<sup>3</sup>、25 μg/m<sup>3</sup> ≤ PM<sub>2.5</sub> < 35 μg/m<sup>3</sup>、PM<sub>2.5</sub> ≥ 35 μg/m<sup>3</sup>)<sup>[31]</sup> 与 MetS 之间的关联强度，进一步采用限制立方条图 (restricted cubic splines, RCS) 检验 PM<sub>2.5</sub> 与 MetS 的剂量反应关系。考虑既往研究中被广泛认可为 MetS 或 PM<sub>2.5</sub> 暴露的混杂因素以及是否患 MetS 组间有显著差异的变量<sup>[11]</sup>，模型调整了年龄、性别、婚姻状况、

教育水平、年收入水平、吸烟、饮酒、体力活动等协变量。为验证结果的稳健性，本研究通过排除有缺失变量的研究对象数据行敏感性分析，通过绘制 Bland–Altman 图评估两种分析方法的结果一致性。同时，考虑到与 MetS 患病风险以及与室内 PM<sub>2.5</sub> 暴露密切相关的变量，本研究选取年龄、性别、教育水平、年收入水平、吸烟、饮酒、家庭二手烟暴露、体力活动等级、燃料使用类型以及每天烹饪时长变量进行了亚组分析，以识别潜在高危人群。以较低水平的室内 PM<sub>2.5</sub> 暴露 ( $< 35 \mu\text{g}/\text{m}^3$ ) 作为参考，探讨不同亚组中 PM<sub>2.5</sub> 暴露与 MetS 的关系。统计分析的检验水准均为  $\alpha=0.05$ ， $P$  值  $< 0.05$  表示差异有统计学意义。

## 2 结果

### 2.1 一般情况

共纳入 958 名研究对象，平均年龄为  $(58.09 \pm 10.29)$  岁，其中男性 491 人 (51.25%)。MetS 患病率为 54.91%，男性占比 49.43%。MetS 组成成分中，高血压比例最高 (92.40%)，其次为 HDL-C 降低 (78.33%) 和腹部肥胖 (76.24%)。室内 PM<sub>2.5</sub> 暴露水平中位数为  $23.31 (15.69, 37.67) \mu\text{g}/\text{m}^3$ 。教育水平、BMI、室内 PM<sub>2.5</sub> 暴露、住宅结构、抽油烟机使用情况等变量在是否患 MetS 组间存在显著差异 ( $P < 0.05$ ) (表 1)。

表1 患和未患MetS研究对象基线特征比较 (n, %)  
Table 1. Comparison of baseline characteristics of subjects with MetS and without MetS (n, %)

特征	总体 (n=958)	MetS (n=526)	非MetS (n=432)	Z/t/ $\chi^2$ 值	P值
男	491 (51.25)	260 (49.43)	231 (53.47)	1.394	0.238
年龄 (岁) <sup>*</sup>	$58.09 \pm 10.29$	$58.22 \pm 9.89$	$57.93 \pm 10.77$	-0.425	0.671
年龄层 (岁)				5.165	0.271
30~<40	33 (3.44)	15 (2.85)	18 (4.17)		
40~<50	171 (17.85)	88 (16.73)	83 (19.21)		
50~<60	304 (31.73)	173 (32.89)	131 (30.32)		
60~<70	308 (32.15)	179 (34.03)	129 (29.86)		
≥70	142 (14.82)	71 (13.50)	71 (16.44)		
教育水平				13.647	0.001
小学及以下	337 (35.18)	212 (40.30)	125 (28.94)		
初中	432 (45.09)	221 (42.02)	211 (48.84)		
高中及以上	189 (19.73)	93 (17.68)	96 (22.22)		
婚姻状况				6.344	0.092
未婚	19 (1.98)	11 (2.09)	8 (1.85)		
已婚	863 (90.08)	463 (88.02)	400 (92.59)		
离异	11 (1.15)	7 (1.33)	4 (0.93)		
丧偶	65 (6.78)	45 (8.56)	20 (4.63)		
年收入水平 (元)				1.965	0.580
<9 999	237 (24.74)	131 (24.90)	106 (24.54)		
10 000~19 999	187 (19.52)	109 (20.72)	78 (18.06)		
20 000~34 999	206 (21.50)	115 (21.86)	91 (21.06)		
≥35 000	328 (34.24)	171 (32.51)	157 (36.34)		
吸烟				0.001	0.973
从不吸烟	678 (70.77)	373 (70.91)	305 (70.60)		
现在或过去吸烟	280 (29.23)	153 (29.09)	127 (29.40)		
家庭二手烟暴露	722 (75.37)	396 (75.29)	326 (75.46)	<0.001	1.000
饮酒				<0.001	0.987
从不饮酒	660 (68.89)	363 (69.01)	297 (68.75)		
现在或以前饮酒	298 (31.11)	163 (30.99)	135 (31.25)		
体力活动				1.669	0.434
轻度	708 (73.90)	380 (72.24)	328 (75.93)		
中度	171 (17.85)	100 (19.01)	71 (16.44)		
重度	79 (8.25)	46 (8.75)	33 (7.64)		

续表1

特征	总体 (n=958)	MetS (n=526)	非MetS (n=432)	Z/t/ $\chi^2$ 值	P值
BMI (kg/m <sup>2</sup> ) *	24.84 ± 3.72	26.35 ± 3.55	23.01 ± 3.05	-15.637	<0.001
室内PM <sub>2.5</sub> (μg/m <sup>3</sup> ) #	23.31 (15.69, 37.67)	24.56 (15.83, 43.30)	21.56 (15.62, 31.85)	-2.836	0.005
山西省	29.93 (18.07, 47.48)	33.72 (20.54, 55.36)	25.11 (16.16, 36.63)	3.525	<0.001
湖北省	20.26 (15.56, 25.99)	20.38 (15.32, 27.49)	20.23 (15.75, 24.70)	0.822	0.411
黑龙江省	22.34 (13.64, 44.79)	20.45 (12.85, 43.14)	24.78 (14.39, 47.84)	1.504	0.133
住宅结构				13.173	0.001
单层平房	547 (57.10)	328 (62.36)	219 (50.69)		
二层楼房	318 (33.19)	153 (29.09)	165 (38.19)		
三层及以上楼房	93 (9.71)	45 (8.56)	48 (11.11)		
房屋建造时间				12.806	0.002
1980年以前	46 (4.80)	26 (4.94)	20 (4.63)		
1980—2000年	504 (52.61)	303 (57.60)	201 (46.53)		
2000年以后	408 (42.59)	197 (37.45)	211 (48.84)		
房屋主体建筑材料				5.614	0.060
水泥	283 (29.54)	139 (26.43)	144 (33.33)		
红砖	659 (68.79)	377 (71.67)	282 (65.28)		
其他 (木质/黄土/花岗岩)	16 (1.67)	10 (1.90)	6 (1.39)		
通风>0.5 h频率 (次/d)				0.116	0.944
<1	53 (5.53)	29 (5.51)	24 (5.56)		
1	303 (31.63)	164 (31.18)	139 (32.18)		
>2	602 (62.84)	333 (63.31)	269 (62.27)		
打扫>0.5 h频率				5.108	0.078
<1次/周	77 (8.04)	33 (6.27)	44 (10.19)		
2~5次/周	160 (16.70)	87 (16.54)	73 (16.90)		
≥1次/天	721 (75.26)	406 (77.19)	315 (72.92)		
每天烹饪时长 (h/d)				2.965	0.227
<1	269 (28.08)	144 (27.38)	125 (28.94)		
1~2	483 (50.42)	258 (49.05)	225 (52.08)		
>2	206 (21.50)	124 (23.57)	82 (18.98)		
烹饪/加热燃料使用类型				0.445	0.505
固体/混合燃料	542 (56.58)	292 (55.51)	250 (57.87)		
清洁燃料	416 (43.42)	234 (44.49)	182 (42.13)		
焚香使用	253 (26.41)	149 (28.33)	104 (24.07)	1.994	0.158
加湿器使用	36 (3.76)	20 (3.80)	16 (3.70)	<0.001	1.000
空调使用	376 (39.25)	171 (32.51)	205 (47.45)	21.594	<0.001
抽油烟机使用	531 (55.43)	273 (51.90)	258 (59.72)	5.561	0.018
高血压	758 (79.12)	486 (92.40)	272 (62.96)	122.616	<0.001
腹部肥胖	479 (50.00)	401 (76.24)	78 (18.06)	318.832	<0.001
TG水平升高	420 (43.84)	362 (68.82)	58 (13.43)	293.386	<0.001
HDL-C水平降低	539 (56.26)	412 (78.33)	127 (29.40)	228.777	<0.001
FPG升高	379 (39.56)	299 (56.84)	80 (18.52)	144.113	<0.001

注: \*符合正态分布的计量资料以均数和标准差 ( $\bar{x} \pm s$ ) 表示; #不符合正态分布的计量资料以中位数和四分位数 [ $M (P_{25}, P_{75})$ ] 表示。

## 2.2 PM<sub>2.5</sub>与MetS的关系

在对年龄、性别、婚姻状态、教育水平、家庭年收入、BMI、吸烟饮酒状态、体力活动、住宅结构、住宅建造时间和抽油烟机使用情况进行调整后,多元Logistic回归模型分析结果显示,与暴露于PM<sub>2.5</sub>较低水平的研究对象相比,暴露

于较高水平者 ( $\geq 35 \mu\text{g}/\text{m}^3$ ) MetS患病风险显著增加 [OR=1.62, 95%CI (1.16, 2.26)] (表2)。同时RCS分析结果提示,随着PM<sub>2.5</sub>浓度的升高,患MetS的风险逐渐增加,  $P$ 均<0.05 (图1)。

## 2.3 亚组分析

进一步亚组分析发现,女性 [OR=2.28,

95%CI (1.39, 3.75) ]、50~<60岁[OR=2.08, 95%CI (1.14, 3.80) ]、教育水平为小学及以下[OR=1.99, 95%CI (1.33, 3.52) ]、年收入水平<9 999元[OR=2.26, 95%CI (1.20, 4.25) ]、暴露于家庭二手烟[OR=1.58, 95%CI (1.10, 2.27) ]、烹饪时长为1~2 h/d [OR=1.78, 95%CI= (1.12, 2.82) ]、轻度体力活动等级[OR=1.55, 95%CI (1.07, 2.26) ]的人群中, 较高水平的PM<sub>2.5</sub>暴露(≥35 μg/m<sup>3</sup>)与MetS风险升高存在显著关联(表3)。

#### 2.4 敏感性分析

排除变量缺失的研究对象数据后进行敏感性分析, 在调整协变量后, 多元Logistic回归结果显示, PM<sub>2.5</sub>高暴露组(≥35 μg/m<sup>3</sup>)仍显著增加MetS患病风险[OR=1.59, 95%CI (1.10, 2.30) ], 差异具有统计学意义( $P < 0.05$ ), 说明本研究结果较为稳健。本研究也通过绘制Bland-Altman图评估两种分析方法的结果一致性, 如图2所示, 两种分析方法的log(OR)值之间的差异均落在

95%一致性界限范围内, 表明两种分析方法具有良好的一致性。

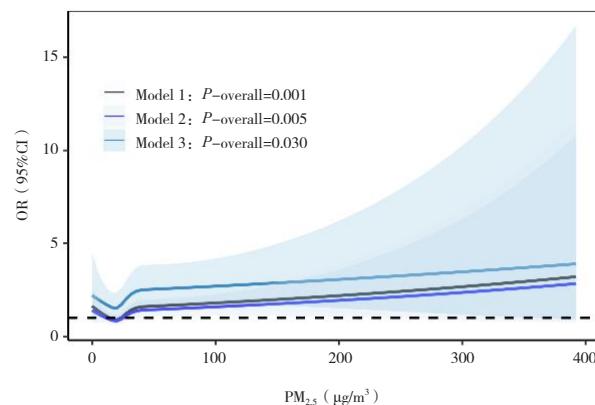


图1 PM<sub>2.5</sub>暴露与MetS之间的浓度-反应曲线

Figure 1. Concentration-response curves between PM<sub>2.5</sub> exposure and MetS

注: 模型1未调整任何变量; 模型2调整了年龄、性别、婚姻状态、教育水平、家庭年收入和BMI变量; 模型3在模型2基础上还调整了吸烟、饮酒、体力活动等级、住宅结构、住宅建造时间和抽油烟机使用变量;  $P$ -overall表示PM<sub>2.5</sub>水平与MetS之间总体关联的统计学显著性, 该值<0.05表明变量间总体关联具有统计学意义。

表2 室内不同暴露水平的PM<sub>2.5</sub>与MetS的关系

Table 2. Association between different indoor exposure levels of PM<sub>2.5</sub> and MetS

PM <sub>2.5</sub> (μg/m <sup>3</sup> )	MetS人数/总人数	模型1		模型2		模型3	
		OR值(95%CI)	P值	OR值(95%CI)	P值	OR值(95%CI)	P值
<25	268/534	Ref.		Ref.		Ref.	
25~<35	84/153	1.21 (0.85, 1.19)	0.931	1.20 (0.81, 1.77)	0.456	1.21 (0.81, 1.80)	0.534
≥35	174/271	1.78 (1.32, 2.41)	<0.001	1.67 (1.21, 2.32)	0.002	1.62 (1.16, 2.26)	0.005

注: 模型1未调整任何变量; 模型2调整了年龄、性别、婚姻状态、教育水平、家庭年收入和BMI变量; 模型3在模型2基础上还调整了吸烟、饮酒、体力活动等级、住宅结构、住宅建造时间和抽油烟机使用变量。

表3 PM<sub>2.5</sub>暴露与MetS关系的亚组分析

Table 3. Subgroup analysis of the relationship between PM<sub>2.5</sub> exposure and MetS

亚组	OR值(95%CI)	P值	亚组	OR值(95%CI)	P值
年龄(岁)			年收入水平(元)		
30~<50	1.82 (0.83, 3.99)	0.137	<9 999	2.26 (1.20, 4.25)	0.012
50~<60	2.08 (1.14, 3.80)	0.017	10 000~19 999	1.20 (0.58, 2.49)	0.628
60~<70	1.19 (0.64, 2.22)	0.582	20 000~34 999	1.57 (0.75, 3.30)	0.235
≥70	1.44 (0.61, 3.41)	0.409	≥35 000	1.54 (0.80, 2.96)	0.197
性别			家庭二手烟暴露		
男	1.21 (0.77, 1.89)	0.406	否	1.27 (0.59, 2.73)	0.533
女	2.28 (1.39, 3.75)	0.001	是	1.58 (1.10, 2.27)	0.014
教育水平			体力活动等级		
小学及以下	1.99 (1.33, 3.52)	0.017	轻度	1.55 (1.07, 2.26)	0.021
初中	1.34 (0.83, 2.17)	0.224	中度	1.05 (0.45, 2.45)	0.916
高中及以上	1.61 (0.69, 3.72)	0.268	重度	3.22 (0.80, 12.97)	0.099
吸烟			饮酒		
从不吸烟	1.60 (1.08, 2.37)	0.020	从不饮酒	1.66 (1.12, 2.46)	0.011
现在或过去吸烟	1.72 (0.95, 3.10)	0.074	现在或过去饮酒	1.37 (0.75, 2.50)	0.302
每天烹饪时长(h/d)			烹饪/加热燃料使用类型		
<1	1.19 (0.58, 2.43)	0.636	固体/混合燃料	1.46 (0.96, 2.23)	0.080
1~2	1.78 (1.12, 2.82)	0.014	清洁燃料	1.49 (0.88, 2.52)	0.137
>2	1.66 (0.84, 3.27)	0.147			

注: 分析调整了年龄、性别、婚姻状态、教育水平、家庭年收入、BMI、吸烟、饮酒、体力活动等级、住宅结构和抽油烟机使用。

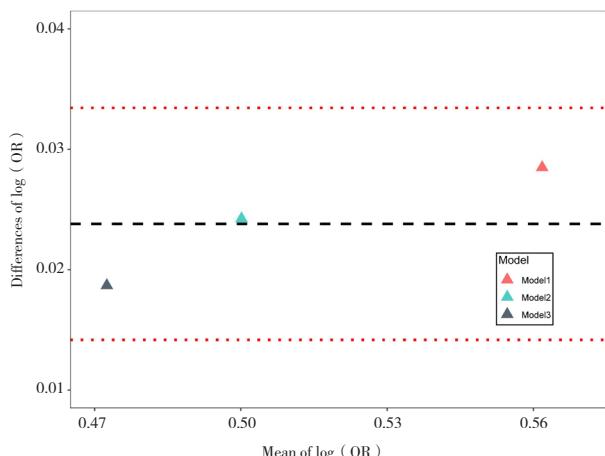


图2 主分析与敏感性分析log ( OR ) 结果一致性的  
Bland-Altman图

Figure 2. Bland-Altman analysis of log(OR) consistency  
between main and sensitivity analysis

注：模型1未调整任何变量；模型2调整了年龄、性别、婚姻状态、教育水平、家庭年收入和BMI变量；模型3在模型2基础上还调整了吸烟、饮酒、体力活动等级、住宅结构、住宅建造时间和抽油烟机使用变量。

### 3 讨论

近年来，MetS 在全球范围内患病率持续上升<sup>[32-35]</sup>，已成为重要的公共卫生问题。一项基于中国居民营养与健康调查（CNNHS）的全国代表性横断面研究显示，中国成人 MetS 的患病率为 24.2%<sup>[36]</sup>，另一项覆盖 28 个省份、纳入 13 418 名研究对象的全国性研究报告 MetS 患病率为 30.1%<sup>[37]</sup>。本研究结果显示，MetS 患病率为 54.91%，高于既往研究结果，可能与人群特征、生活习惯以及 MetS 诊断标准有关。上述研究对象来自于城市和农村地区，而本研究研究对象均来自农村地区，由于农村居民高血压、糖尿病的知晓率、治疗率及控制率均明显低于城市居民<sup>[38]</sup>，并且已有全国性调查证实中国农村地区 MetS 及其各组分（如高血压等）的患病率普遍高于城市<sup>[39-40]</sup>，因此，本研究中 MetS 患病率较高。同时，本研究与既往研究 MetS 诊断标准主要区别在于对高血压的界定。既往与 MetS 相关的研究通常采用血压  $\geq 130/85$  mmHg 作为阈值，而本研究依据最新 AHA 指南，将血压  $\geq 130/80$  mmHg 作为 MetS 中高血压的阈值，在一定程度上解释了 MetS 患病率高于既往文献报道的原因。

本研究中室内 PM<sub>2.5</sub> 暴露水平远超 WHO 空气质量指导值（24 h 平均值为 15  $\mu\text{g}/\text{m}^3$ ），此结果与 2018 年一项关于中国农村室内空气污染暴露

的综述研究结果一致<sup>[9]</sup>。中国农村地区室内 PM<sub>2.5</sub> 暴露水平较高的主要原因是固体燃料（如煤炭、生物质燃料）的烹饪和取暖使用，以及通风条件较差和室内行为（如打扫卫生、吸烟等）的影响<sup>[41]</sup>。且从地区差异来看，山西省和黑龙江省室内 PM<sub>2.5</sub> 浓度较高，而湖北省暴露水平最低。山西省和黑龙江省地处北方，冬季气候寒冷，居民对取暖需求较高，固体燃料使用普遍，且房屋多为密闭结构以减少热量流失，进一步限制了通风换气，导致 PM<sub>2.5</sub> 在室内累积。而湖北省地处南方，气候相对温和，居民取暖对固体燃料的依赖较低，且部分地区房屋通风条件较好，因而室内 PM<sub>2.5</sub> 暴露水平较低。

大量基础研究已证实 PM<sub>2.5</sub> 可通过氧化应激、内分泌紊乱等多种生物学机制影响 MetS 的发生发展<sup>[42-43]</sup>。本研究基于个体层面数据进一步证实了 PM<sub>2.5</sub> 暴露显著增加 MetS 的患病风险，且高于既往研究报告的风险水平。Rajkumar 团队<sup>[17]</sup>通过直接监测厨房及个体 PM<sub>2.5</sub> 暴露浓度发现，PM<sub>2.5</sub> 浓度每升高一个 IQR，MetS 患病风险比增加 16%。另一项针对北京妇女的研究表明，高水平 PM<sub>2.5</sub> 暴露可增加 MetS 患病风险<sup>[15]</sup>。本研究观察到更为显著的结果可能与研究对象与室内空气污染监测方法密切相关。首先，研究选取地点为中国农村，由于传统的生活习惯，尤其是生物质燃料的广泛使用导致室内 PM<sub>2.5</sub> 暴露水平较高。其次，本研究通过连续 7 d 的 PM<sub>2.5</sub> 污染监测，考虑到个体在工作日和休息日的室内 PM<sub>2.5</sub> 暴露的动态变化，降低了暴露测量偏差。本研究是首次在中国农村地区通过颗粒物监测设备进行个体层面的 PM<sub>2.5</sub> 暴露收集，更加准确评估室内 PM<sub>2.5</sub> 与 MetS 的关系。本研究也将住宅环境特征纳入模型调整，充分考虑到不同人群的住宅特征、暴露特征及其对健康的影响，提升了结果的可信度。

亚组分析结果表明，50~60 岁、女性、家庭收入水平低、教育水平低、暴露于家庭二手烟、每日烹饪时长为 1~2 h、轻度体力活动的人群更容易受到高水平 PM<sub>2.5</sub> 暴露的健康危害。Rajkumar 等<sup>[17]</sup>研究发现，大于 40 岁人群中 PM<sub>2.5</sub> 暴露与 MetS 呈现更强的剂量效应，与本研究结果基本一致。一项关于中国细颗粒物空气污染疾病负担分析结果显示，女性因使用固体燃料导致的家庭 PM<sub>2.5</sub> 归因百分比为 4.2%，高于男性的 3.1%<sup>[6]</sup>，

主要原因在于女性因长期承担家庭烹饪任务，暴露于更多的室内 PM<sub>2.5</sub><sup>[44]</sup>。而 Du 等<sup>[15]</sup>研究也表明较高的烹饪时长与 MetS 患病风险增加有关，与本研究结果一致。家庭收入水平低以及教育水平低的人群通常居住在通风条件较差的房屋中，并更多依赖固体燃料（如生物质燃料或煤炭）进行烹饪和取暖，增加了室内 PM<sub>2.5</sub> 暴露风险<sup>[45]</sup>。此外，暴露于家庭二手烟也被认为是室内 PM<sub>2.5</sub> 暴露的一个重要来源，即使在实施室内禁烟政策的国家，因二手烟造成的室内 PM<sub>2.5</sub> 浓度仍是室外的 1.05~14.93 倍<sup>[46]</sup>。已有研究证实，暴露于二手烟可增加 MetS 的患病风险<sup>[47]</sup>，与本研究发现一致。同时本研究也进一步证实了轻度体力活动者更容易受高水平 PM<sub>2.5</sub> 污染影响，这与 Tsai 等<sup>[48]</sup>和 Yang 等<sup>[49]</sup>研究结果相符。此外，在不吸烟不饮酒的亚组中，高 PM<sub>2.5</sub> 暴露与 MetS 患病风险显著增加相关，这一发现可能与人群的人口学特征差异有关。已有证据表明<sup>[50]</sup>，遵循此类健康生活方式的个体中女性占比较高。考虑到女性通常因烹饪活动或被动接触家庭二手烟，可能面临更为复杂和高水平的室内 PM<sub>2.5</sub> 暴露。因此，该亚组所观察到的更高 MetS 风险，可能并非源于健康行为本身，而是由其性别构成差异及与之相关的特定室内污染源共同驱动。

本研究也存在一定局限。由于不可抗的原因导致部分仪器在现场使用过程中发生故障，损失了部分研究对象数据，但本研究已采用多重插补法将缺失数据补充完整，且敏感性分析结果稳健。其次尽管对研究对象年龄进行了分层，但可能由于年轻人外出工作等原因导致 30~39 岁年龄组人数较少，亚组分析无法准确评估这部分人群 PM<sub>2.5</sub> 暴露与 MetS 的关系。最后，尽管本研究进行了持续 7 d 的监测数据收集，但考虑到横断面研究设计以及现场实施的可行性，研究仅在暖季进行了数据收集，因此本研究 PM<sub>2.5</sub> 暴露数据无法代表全年平均暴露水平，无法推断 PM<sub>2.5</sub> 与 MetS 风险之间的因果关系。研究团队已经计划在后续的研究中通过对研究对象的随访，补充其他季节的环境监测数据。

综上所述，女性、低教育和低收入人群以及暴露于家庭二手烟的人群更易受到室内 PM<sub>2.5</sub> 污染的健康危害。建议未来在农村地区进一步推进清洁能源改造工程，加强健康宣传教育，

提高居民对室内空气污染的认知，指导居民正确使用能够改善室内空气质量的相关设施。室内 PM<sub>2.5</sub> 污染引发的健康危害问题依然严峻，亟需针对高风险和弱势群体制定并实施更具针对性的干预措施，以有效改善现状并促进健康公平。

**伦理声明：**研究已获得哈尔滨医科大学伦理委员会批准（批号：HMUIRB2022005PRE），且所有研究对象均已签署知情同意书

**作者贡献：**研究设计：田懋一、张馨艺、张汉彬；数据清理：田伟、张汉彬、计清源；数据分析与论文撰写：计清源；研究建议：叶鹏鹏、刘廷卓、杜雪、王腾逸、李小滢；论文审定：田懋一、张馨艺；资金支持：田懋一

**数据获取：**本研究使用和（或）分析的数据可联系通信作者获取

**利益冲突声明：**无

**致谢：**本研究对加拿大麦吉尔大学的 Prof. Jill Baumgartner 团队及科罗拉多州立大学的 Prof. Ellison Carter 团队提供空气污染采样器设备表示衷心感谢。感谢中国科学院大学薛凯兵同学帮助协调本研究的空气污染采样器物流。感谢北京大学环境学院朱彤教授及左澎老师为本研究空气污染采样器校准提供支持和指导。作者张汉彬在进行此研究期间受英国医学研究理事会环境与健康中心授予的职业早期研究员基金资助（资助编号：MR/T502613/1）

## 参考文献

- 1 Eckel RH, Grundy SM, Zimmet PZ. The metabolic syndrome[J]. Lancet, 2005, 365(9468): 1415–1428. DOI: [10.1016/S0140-6736\(05\)66378-7](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(05)66378-7).
- 2 Alkhulaifi F, Darkoh C. Meal timing, meal frequency and metabolic syndrome[J]. Nutrients, 2022, 14(9): 1719. DOI: [10.3390/nu14091719](https://doi.org/10.3390/nu14091719).
- 3 O'Neill S, O'Driscoll L. Metabolic syndrome: a closer look at the growing epidemic and its associated pathologies[J]. Obes Rev, 2015, 16(1): 1–12. DOI: [10.1111/obr.12229](https://doi.org/10.1111/obr.12229).
- 4 Li R, Li W, Lun Z, et al. Prevalence of metabolic syndrome in mainland China: a Meta-analysis of published studies[J]. BMC Public Health, 2016, 16(1): 296. DOI: [10.1186/s12889-016-2870-y](https://doi.org/10.1186/s12889-016-2870-y).
- 5 GBD 2021 Risk Factors Collaborators. Global burden and strength of evidence for 88 risk factors in 204 countries and 811 subnational locations, 1990–2021: a systematic analysis

- for the Global Burden of Disease Study 2021[J]. Lancet, 2024, 403(10440): 2162–2203. DOI: [10.1016/S0140-6736\(24\)00933-4](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(24)00933-4).
- 6 Yu T, Jiang Y, Chen R, et al. National and provincial burden of disease attributable to fine particulate matter air pollution in China, 1990–2021: an analysis of data from the Global Burden of Disease Study 2021[J]. Lancet Planetary Health, 2025, 9(3): e174–e185. DOI: [10.1016/S2542-5196\(25\)00024-5](https://doi.org/10.1016/S2542-5196(25)00024-5).
- 7 Klepeis NE, Nelson WC, Ott WR, et al. The national human activity pattern survey (NHAPS): a resource for assessing exposure to environmental pollutants[J]. J Expo Anal Environ Epidemiol, 2001, 11(3): 231–252. DOI: [10.1038/sj.jea.7500165](https://doi.org/10.1038/sj.jea.7500165).
- 8 Li C, Zhou Y. Residential environment and depressive symptoms among Chinese middle- and old-aged adults: a longitudinal population-based study[J]. Health Place, 2020, 66: 102463. DOI: [10.1016/j.healthplace.2020.102463](https://doi.org/10.1016/j.healthplace.2020.102463).
- 9 Du W, Li X, Chen Y, et al. Household air pollution and personal exposure to air pollutants in rural China – a review[J]. Environ Pollut, 2018, 237: 625–638. DOI: [10.1016/j.envpol.2018.02.054](https://doi.org/10.1016/j.envpol.2018.02.054).
- 10 Yun X, Shen G, Shen H, et al. Residential solid fuel emissions contribute significantly to air pollution and associated health impacts in China[J]. Sci Adv, 2020, 6(44): eaba7621. DOI: [10.1126/sciadv.aba7621](https://doi.org/10.1126/sciadv.aba7621).
- 11 Lee S, Park H, Kim S, et al. Fine particulate matter and incidence of metabolic syndrome in non-CVD patients: a nationwide population-based cohort study[J]. Int J Hyg Environ Health, 2019, 222(3): 533–540. DOI: [10.1016/j.ijheh.2019.01.010](https://doi.org/10.1016/j.ijheh.2019.01.010).
- 12 Ning J, Zhang Y, Hu H, et al. Association between ambient particulate matter exposure and metabolic syndrome risk: a systematic review and Meta-analysis[J]. Sci Total Environ, 2021, 782: 146855. DOI: [10.1016/j.scitotenv.2021.146855](https://doi.org/10.1016/j.scitotenv.2021.146855).
- 13 Wallwork RS, Colicino E, Zhong J, et al. Ambient fine particulate matter, outdoor temperature, and risk of metabolic syndrome[J]. Am J Epidemiol, 2017, 185(1): 30–39. DOI: [10.1093/aje/kww157](https://doi.org/10.1093/aje/kww157).
- 14 Hu K, Keenan K, Hale JM, et al. A longitudinal analysis of PM<sub>2.5</sub> exposure and multimorbidity clusters and accumulation among adults aged 45–85 in China[J]. PLoS Glob Public Health, 2022, 2(6): e0000520. DOI: [10.1371/journal.pgph.0000520](https://doi.org/10.1371/journal.pgph.0000520).
- 15 Du Y, Liu Q, Du J, et al. Association between household and outdoor air pollution and risk for metabolic syndrome among women in Beijing, China[J]. Int J Environ Health Res, 2024, 34(7): 2830–2842. DOI: [10.1080/09603123.2023.2275658](https://doi.org/10.1080/09603123.2023.2275658).
- 16 Xue J, Chen S, Jiang Y, et al. Association between solid cooking fuels exposure and metabolic syndrome: evidence from China[J]. Ecotoxicol Environ Saf, 2025, 289: 117648. DOI: [10.1016/j.ecotoenv.2024.117648](https://doi.org/10.1016/j.ecotoenv.2024.117648).
- 17 Rajkumar S, Young BN, Clark ML, et al. Household air pollution from biomass-burning cookstoves and metabolic syndrome, blood lipid concentrations, and waist circumference in Honduran women: a cross-sectional study[J]. Environ Res, 2019, 170: 46–55. DOI: [10.1016/j.envres.2018.12.010](https://doi.org/10.1016/j.envres.2018.12.010).
- 18 Zhang X, Liu T, Li Z, et al. Using primary and routinely collected data to determine prevalence and patterns of multimorbidity in rural China: a representative cross-sectional study of 6474 Chinese adults[J]. Lancet Reg Health West Pac, 2025, 54: 101272. DOI: [10.1016/j.lanwpc.2024.101272](https://doi.org/10.1016/j.lanwpc.2024.101272).
- 19 Ouimette J, Arnott WP, Laven P, et al. Fundamentals of low-cost aerosol sensor design and operation[J]. Aerosol Sci Technol, 2024, 58(1): 1–15. DOI: [10.1080/02786826.2023.2285935](https://doi.org/10.1080/02786826.2023.2285935).
- 20 石建辉,徐露婷,李玉青,等.2014—2019年北京市≥15岁人群家庭二手烟暴露情况分析[J].中国慢性病预防与控制,2022,30(10):772–775.[Shi JH, Xu LT, Li YQ, et al. Analysis of household exposure to secondhand smoke among ≥ 15-year-olds in Beijing from 2014 to 2019[J]. Chinese Journal of Prevention and Control of Chronic Diseases, 2022, 30(10): 772–775.]. DOI: [10.16386/cjpcd.issn.1004-6194.2022.10.012](https://doi.org/10.16386/cjpcd.issn.1004-6194.2022.10.012).
- 21 Craig CL, Marshall AL, Sjöström M, et al. International physical activity questionnaire: 12-country reliability and validity[J]. Med Sci Sports Exerc, 2003, 35(8): 1381–1395. DOI: [10.1249/01.MSS.0000078924.61453.FB](https://doi.org/10.1249/01.MSS.0000078924.61453.FB).
- 22 国家卫生健康委办公厅.成人肥胖食养指南(2024年版)[R/OL].(2024-02-07)[2025-02-28].<http://www.nhc.gov.cn/sp/s7887k/202402/4a82f053aa78459bb88e35f812d184c3/files/99c7c0bd037748d9b06e43042ff0f107.pdf>
- 23 American Heart Association. What Is Metabolic Syndrome?[R].[2025-02-28].<https://www.heart.org/en/health-topics/metabolic-syndrome/about-metabolic-syndrome>
- 24 Tamire M, Kumie A, Addissie A, et al. High levels of fine particulate matter (PM<sub>2.5</sub>) concentrations from burning solid fuels in rural households of Butajira, Ethiopia[J]. Int J Environ Res Public Health, 2021, 18(13): 6942. DOI: [10.3390/ijerph18136942](https://doi.org/10.3390/ijerph18136942).
- 25 Datta A, Saha A, Zamora ML, et al. Statistical field calibration of a low-cost PM<sub>2.5</sub> monitoring network in Baltimore[J]. Atmos Environ (1994), 2020, 242: 117761. DOI: [10.1016/j.atmosenv.2020.117761](https://doi.org/10.1016/j.atmosenv.2020.117761).
- 26 Varaden D, Leidland E, Lim S, et al. "I am an air quality scientist"—using citizen science to characterise school children's exposure to air pollution[J]. Environ Res, 2021, 201: 111536. DOI: [10.1016/j.envres.2021.111536](https://doi.org/10.1016/j.envres.2021.111536).
- 27 Hammond D, Croghan C, Shin H, et al. Cardiovascular impacts and micro-environmental exposure factors associated with continuous personal PM<sub>2.5</sub> monitoring[J]. J Expo Sci Environ Epidemiol, 2014, 24(4): 337–345. DOI: [10.1038/jes.2013.46](https://doi.org/10.1038/jes.2013.46).
- 28 Chan KH, Xia X, Liu C, et al. Characterising personal, household, and community PM<sub>2.5</sub> exposure in one urban and two rural communities in China[J]. Sci Total Environ, 2023, 904: 166647. DOI: [10.1016/j.scitotenv.2023.166647](https://doi.org/10.1016/j.scitotenv.2023.166647).
- 29 Huang Y, Wang J, Chen Y, et al. Household PM<sub>2.5</sub> pollution in rural Chinese homes: levels, dynamic characteristics and seasonal variations[J]. Sci Total Environ, 2022, 817: 153085. DOI: [10.1016/j.scitotenv.2022.153085](https://doi.org/10.1016/j.scitotenv.2022.153085).
- 30 Ródenas García M, Spinazzé A, Branco PTBS, et al. Review of low-cost sensors for indoor air quality: features and applications[J]. Appl Spectrosc Rev, 2022, 57(9–10): 747–779.

- DOI: [10.1080/05704928.2022.2085734](https://doi.org/10.1080/05704928.2022.2085734).
- 31 Li H, Zhao Y, Wang L, et al. Association between PM<sub>2.5</sub> and hypertension among the floating population in China: a cross-sectional study[J]. Int J Environ Health Res, 2024, 34(2): 943–955. DOI: [10.1080/09603123.2023.2190959](https://doi.org/10.1080/09603123.2023.2190959).
- 32 Woo HD, Shin A, Kim J. Dietary patterns of Korean adults and the prevalence of metabolic syndrome: a cross-sectional study[J]. PLoS One, 2014, 9(11): e111593. DOI: [10.1371/journal.pone.0111593](https://doi.org/10.1371/journal.pone.0111593).
- 33 Liu B, Chen G, Zhao R, et al. Temporal trends in the prevalence of metabolic syndrome among middle-aged and elderly adults from 2011 to 2015 in China: the China health and retirement longitudinal study (CHARLS)[J]. BMC Public Health, 2021, 21(1): 1045. DOI: [10.1186/s12889-021-11042-x](https://doi.org/10.1186/s12889-021-11042-x).
- 34 Seuteri A, Laurent S, Cuccia F, et al. Metabolic syndrome across Europe: different clusters of risk factors[J]. Eur J Prev Cardiol, 2015, 22(4): 486–491. DOI: [10.1177/2047487314525529](https://doi.org/10.1177/2047487314525529).
- 35 Vidigal Fde C, Ribeiro AQ, Babio N, et al. Prevalence of metabolic syndrome and pre-metabolic syndrome in health professionals: LATINMETS Brazil study[J]. Diabetol Metab Syndr, 2015, 7(1): 6. DOI: [10.1186/s13098-015-0003-x](https://doi.org/10.1186/s13098-015-0003-x).
- 36 LI Y, Zhao L, YU D, et al. Metabolic syndrome prevalence and its risk factors among adults in China: a nationally representative cross-sectional study[J]. PLoS One, 2018, 13(6): e0199293. DOI: [10.1371/journal.pone.0199293](https://doi.org/10.1371/journal.pone.0199293).
- 37 Guo Q, Zhao Y, Zhao J, et al. Physical activity attenuated the associations between ambient air pollutants and metabolic syndrome (MetS): a nationwide study across 28 provinces[J]. Environ Pollut, 2022, 315: 120348. DOI: [10.1016/j.envpol.2022.120348](https://doi.org/10.1016/j.envpol.2022.120348).
- 38 Wang Z, Chen Z, Zhang L, et al. Status of hypertension in China: results from the China hypertension survey, 2012–2015[J]. Circulation, 2018, 137(22): 2344–2356. DOI: [10.1161/CIRCULATIONAHA.117.032380](https://doi.org/10.1161/CIRCULATIONAHA.117.032380).
- 39 Li W, Song F, Wang X, et al. Prevalence of metabolic syndrome among middle-aged and elderly adults in China: current status and temporal trends[J]. Ann Med, 2018, 50(4): 345–353. DOI: [10.1080/07853890.2018.1464202](https://doi.org/10.1080/07853890.2018.1464202).
- 40 Li Y, Yang L, Wang L, et al. Burden of hypertension in China: a nationally representative survey of 174,621 adults[J]. Int J Cardiol, 2017, 227: 516–523. DOI: [10.1016/j.ijcard.2016.10.110](https://doi.org/10.1016/j.ijcard.2016.10.110).
- 41 石晶金, 袁东, 赵卓慧. 我国住宅室内PM<sub>2.5</sub>来源及浓度的影响因素研究进展 [J]. 环境与健康杂志, 2015, 32(9): 825–829. [Shi JJ, Yuan D, Zhao ZH. Residential indoor PM<sub>2.5</sub> sources, concentration and influencing factors in China[J]. Journal of Environment and Health, 2015, 32(9): 825–829.] DOI: [10.16241/cnki.1673-7245.2019.10.031](https://doi.org/10.16241/cnki.1673-7245.2019.10.031).
- 42 Poursafa P, Kamali Z, Fraszczyk E, et al. DNA methylation: a potential mediator between air pollution and metabolic syndrome[J]. Clin Epigenetics, 2022, 14(1): 82. DOI: [10.1186/s13148-022-01301-y](https://doi.org/10.1186/s13148-022-01301-y).
- 43 Peng C, Bind MC, Colicino E, et al. Particulate air pollution and fasting blood glucose in nondiabetic individuals: associations and epigenetic mediation in the normative aging study, 2000–2011[J]. Environ Health Perspect, 2016, 124(11): 1715–1721. DOI: [10.1289/EHP183](https://doi.org/10.1289/EHP183).
- 44 Fang X, Strodl E, Wu C, et al. Maternal cooking during pregnancy may increase hyperactive behaviors among children aged at around 3 years old[J]. Indoor Air, 2020, 30(1): 126–136. DOI: [10.1111/ina.12614](https://doi.org/10.1111/ina.12614).
- 45 彭丹璐, 王志成, 王丽敏, 等. 居民烹饪燃料使用与教育和收入关系及对慢性阻塞性肺疾病的影响 [J]. 环境与健康杂志, 2018, 35(9): 757–761. [Peng DL, Wang ZC, Wang LM, et al. Influence of cooking fuel disparity among different income and educational levels on chronic obstructive pulmonary disease[J]. Journal of Environment and Health, 2018, 35(9): 757–761.] DOI: [10.16241/cnki.1001-5914.2018.09.002](https://doi.org/10.16241/cnki.1001-5914.2018.09.002).
- 46 Nandasena S, Wickremasinghe AR, Lee K, et al. Indoor fine particle (PM<sub>2.5</sub>) pollution exposure due to secondhand smoke in selected public places of Sri Lanka[J]. Am J Ind Med, 2012, 55(12): 1129–1136. DOI: [10.1002/ajim.22040](https://doi.org/10.1002/ajim.22040).
- 47 Chen HJ, Li GL, Sun A, et al. Age differences in the relationship between secondhand smoke exposure and risk of metabolic syndrome: a Meta-analysis[J] Int J Environ Res Public Health, 2019, 16(8): 1409. DOI: [10.3390/ijerph16081409](https://doi.org/10.3390/ijerph16081409).
- 48 Tsai HH, Tantoh DM, Lu WY, et al. Cigarette smoking and PM<sub>2.5</sub> might jointly exacerbate the risk of metabolic syndrome[J]. Front Public Health, 2024, 11: 1234799. DOI: [10.3389/fpubh.2023.1234799](https://doi.org/10.3389/fpubh.2023.1234799).
- 49 Yang BY, Qian ZM, Li S, et al. Long-term exposure to ambient air pollution (including PM<sub>1</sub>) and metabolic syndrome: the 33 communities Chinese health study (33CCHS)[J]. Environ Res, 2018, 164: 204–211. DOI: [10.1016/j.envres.2018.02.029](https://doi.org/10.1016/j.envres.2018.02.029).
- 50 祝楠波, 周密, 余灿清, 等. 中国成年人健康生活方式状况分析 [J]. 中华高血压杂志, 2019, 27(10): 1000. [Zhu NB, Zhou M, Yu CQ, et al. Prevalence of healthy lifestyle in Chinese adults[J]. Chinese Journal of Epidemiology, 2019, 27(10): 1000.] DOI: [10.16439/cnki.1673-7245.2019.10.031](https://doi.org/10.16439/cnki.1673-7245.2019.10.031).

收稿日期: 2025 年 07 月 31 日 修回日期: 2025 年 10 月 27 日  
本文编辑: 杨宗泓 曹越

引用本文: 计清源, 张汉彬, 叶鹏鹏, 等. 中国三省农村地区室内PM<sub>2.5</sub>暴露与代谢综合征关系研究[J]. 医学新知, 2025, 35(12): 1387–1397. DOI: [10.12173/j.issn.1004-5511.202507221](https://doi.org/10.12173/j.issn.1004-5511.202507221).

Ji QY, Zhang HB, Ye PP, et al. Association with PM<sub>2.5</sub> exposure and metabolic syndrome: a cross-sectional study in rural areas in three provinces of China[J]. Yixue Xinzhizhi Zazhi, 2025, 35(12): 1387–1397. DOI: [10.12173/j.issn.1004-5511.202507221](https://doi.org/10.12173/j.issn.1004-5511.202507221).