调查研究
Investigation

臭氧短期暴露与我国人群死亡之间关系的 meta 分析

彭星宇[1,2]，王彦丁[1]，张新民[3]，谭海萍[2]，郭庶[2]

1. 中国医科大学公共卫生学院，辽宁 沈阳 110122
2. 生态环境部，华南环境科学研究所/国家环境保护环境污染健康风险评价重点实验室，广东 广州 510655
3. 中国环境科学研究院，北京 100012

摘要：

[背景] 近年来，我国大气颗粒物污染显著改善，而臭氧（O_3）污染却日益严重。O_3 作为二次污染物，与人群健康有着密切的关联。

[目的] 探究中国环境空气中臭氧短期暴露对中国人群死亡率的影响。

[方法] 通过检索 Web of Science、PubMed、中国知网、万方、维普中文科技期刊全文数据库，分别以中文关键词“臭氧或 O_3”“死亡”“时间序列分析”或英文关键词“ozone”“mortality”“China”检索 1990 年1 月 1 日至 2021 年 12 月 31 日关于臭氧短期暴露对人群死亡率影响的研究。依据主题的纳入和排除标准筛选文献及进行质量评价，并采用 R 4.1.2 软件对提取的相关效应量进行 meta 分析。

[结果] 共检索到 978 篇文献，依据文献纳入和排除标准，最终纳入 18 篇文献，包含 39 个效应量估计值。结果表明，大气中臭氧浓度每增加 10 μg·m^{-3}，伴随着人群总死亡率、呼吸系统疾病和心血管系统疾病死亡率增加值及其 95%*CI* 分别为 0.45%（0.39%~0.51%）、0.50%（0.33%~0.68%）、0.60%（0.48%~0.72%）。按照不同年龄、性别、季节等进行亚组分析后，臭氧浓度每增加 10 μg·m^{-3}，≥65 岁人群死亡率增加值 [0.34%（95%：0.17%~0.51%）] 大于 < 65 岁人群 [0.09%（95%*CI*：–0.21%~0.39%）]；女性死亡率增加值 [0.44%（95%*CI*：0.30%~0.58%）] 大于男性 [0.35%（95%*CI*：0.22%~0.48%）]；相比于暖季 [0.29%（95%*CI*：0.16%~0.42%）]，冷季的死亡率增加值更高 [1.03%（95%*CI*：0.71%~1.35%）]。

[结论] 空气臭氧是影响人群死亡率的重要影响因素，我国 65 岁及以上老年人和女性对臭氧更敏感；在寒冷季节，臭氧暴露对人群死亡率的影响增强。

关键词：臭氧 ; 死亡率 ; 中国人群 ; meta 分析 ; 短期暴露

Meta-analysis of relationship between short-term ozone exposure and population mortality in China

PENG Xingyu[1,2], WANG Yanding[1], ZHANG Xinmin[3], TAN Haiping[2], GUO Shu[2] (1. School of Public Health, China Medical University, Shenyang, Liaoning 110122, China; 2. State Environmental Protection Key Laboratory of Environmental Pollution Health Risk Assessment/South China Institute of Environmental Sciences, Ministry of Ecology and Environment, Guangzhou, Guangdong 510655, China; 3. Chinese Research Academy of Environmental Sciences, Beijing 100012, China)

Abstract:

[Background] In recent years, our country's atmospheric particulate matter pollution has improved significantly, while ozone (O_3) pollution has become increasingly serious. As a secondary pollutant, O_3 is closely related to human health.

[Objective] To study the effect of short-term exposure to ozone in ambient air on population mortality in China.

[Methods] A computer search with key words of "ozone or O_3", "death", and "time series" in Chinese or "ozone", "mortality", and "China" in English was performed in Web of Science, PubMed, China National Knowledge Infrastructure, Wanfang, and VIP databases to find literature on effects of short-term ozone exposure on population mortality covering a time period from January 1, 1990 to December 31, 2021. According to a set of inclusion and exclusion criteria

CC BY NC ND

DOI 10.11836/JEOM22090

基金项目
国家重点研发计划课题（2020YFC1806303，2019YFC1803401）

作者简介
彭星宇（1997—），男，硕士生；
E-mail：1552511610@qq.com

通信作者
郭庶，E-mail：guoshu@scies.org

伦理审批 不需要
利益冲突 无申报
收稿日期 2022-03-16
录用日期 2022-09-15

文章编号 2095-9982(2022)12-1391-07
中图分类号 R12
文献标志码 A

补充材料
www.jeom.org/article/cn/10.11836/JEOM22090

▸引用
彭星宇，王彦丁，张新民，等. 臭氧短期暴露与我国人群死亡之间关系的 meta 分析 [J]. 环境与职业医学，2022，39（12）：1391-1397.

▸本文链接
www.jeom.org/article/cn/10.11836/JEOM22090

Funding
This study was funded.

Correspondence to
GUO Shu, E-mail: guoshu@scies.org

Ethics approval Not required
Competing interests None declared
Received 2022-03-16
Accepted 2022-09-15

Supplemental material
www.jeom.org/article/en/10.11836/JEOM22090

▸ To cite
PENG Xingyu, WANG Yanding, ZHANG Xinmin, et al. Meta-analysis of relationship between short-term ozone exposure and population mortality in China[J]. Journal of Environmental and Occupational Medicine, 2022, 39(12): 1391-1397.

▸ Link to this article
www.jeom.org/article/en/10.11836/JEOM22090

developed for this study, literaturescreening, quality evaluation, andrelevant data extraction were carried out. Finally, R 4.1.2 software was used to perform meta-analysis to estimate target effect sizes.

[Results] A total of 978 articles were retrieved. According to the inclusion and exclusion criteria, 18 articles were finally included, including 39 effect size estimates. The results showed that every 10 μg·m^{-3} increase in ambient ozone concentration was associated with an increase of 0.45% (95%*CI*: 0.39%-0.51%), 0.50% (95%*CI*: 0.33%-0.68%), and 0.60% (95%*CI*: 0.48%-0.72%) in total, respiratory, and cardiovascular disease mortalities , respectively. The results of subgroup analysis by age, sex, and season showed that when ozone concentration increased 10 μg·m^{-3}, an increase of 0.34% (95%*CI*: 0.17%-0.51%) in mortality was observed in the ⩾ 65-year-old population, higher than 0.09% (95%*CI*: −0.21%-0.39%) increase in the < 65-year-old population; the mortality increase in females [0.44% (95%*CI*: 0.30%-0.58%)] was greater than that in males [0.35% (95%*CI*: 0.22%-0.48%)]; compared with the warm season [0.29% (95%*CI*: 0.16%-0.42%)], mortality increase was higher in the cold season [1.03% (95%*CI*: 0.71%-1.35%)].

[Conclusion] Ambient ozone is an important factor affecting population mortality. The elderly and women ⩾ 65 years old in China are more sensitive to ozone, and the impact of ozone exposure on population mortality is greater in cold season.

Keywords: ozone; mortality; Chinese population; meta-analysis; short-term exposure

臭氧(ozone, O_3)主要由天然源和人为排放的挥发性有机化合物(volatile organic compounds, VOC)和氮氧化物(nitrogen oxide, NO_x)在紫外线高温照射下发生光化学反应生成。目前 O_3 污染变得日益严重。数据显示,欧洲近 60%的人口暴露在 O_3 超标的环境中(欧洲标准 O_3-8 h 为 120 μg·m^{-3}),98%的人口暴露在 O_3 质量浓度(后称:浓度)高于 100 μg·m^{-3} 环境中(WHO 指导值 O_3-8 h 为 100 μg·m^{-3})。虽然近年来我国大气颗粒物污染得到有效控制,但 O_3 浓度却日益增加。《2019 年中国环境状况公报》显示,全国有 30%的城市 O_3 浓度高于 GB3095—2012《环境空气质量标准》所规定的二级标准(O_3-8 h 浓度为 160 μg·m^{-3})。

流行病学研究证明,O_3 暴露可导致人群呼吸系统、心血管系统疾病发病率和死亡率增加,肺功能下降,急诊科就诊和住院人数增加,哮喘患者发病和药物使用量增加等[1–3]。因国内外 O_3 污染情况、O_3 浓度背景值、社会环境和经济基础、居民生活习惯以及行为方式、暴露方式的差异,国外 O_3 暴露-反应关系不一定适合我国人群。各个研究的暴露-反应关系结果并不一致,采用单次研究的暴露-反应关系进行 O_3 健康效应评估存在不确定性,因此合并单篇研究结果的估计值较为合理。董继元等[4]的研究没有将 O_3 暴露的测量指标(O_3-8 h 浓度)作为纳入标准。最新流行病学研究表明,与 O_3-1 h 浓度相比,O_3-8 h 浓度与人群死亡率关系更密切[5]。近期 meta 分析[6]没有将分析方法(时间序列分析)作为纳入标准,不同分析方法得出的结果存在差异。O_3 暴露与我国人群健康效应的研究越来越多,有必要再次进行全面评估。本研究拟通过整理 O_3 暴露对中国人群死亡率影响的流行病学研究,利用 meta 分析方法,合并单篇研究结果的估计值,同时分析季节、年龄、性别等其他因素的修饰作用,探讨 O_3 短期暴露与我国人群死亡率之间的关系。

1 材料与方法

1.1 研究思路

本次 meta 分析通过检索中英文数据库关于 O_3 暴露与中国人群死亡之间关系的文献,使用 R 4.1.2 软件(metafor 包)对相对危险度效应量 *RR* 值及其 95%*CI* 进行合并分析。此外,使用 *Q* 统计量和 I^2 对异质性进行定性与定量检验,若异质性较大,进一步进行敏感性分析、亚组分析。异质性和发表偏倚分别用 Galbraith 图和漏斗图显示。

1.2 文献检索策略

文献数据库包括英文、中文数据库,英文数据库包括 PubMed、Web of Science,中文数据库包括中国知网、万方、维普数据库,检索时间段为 1990 年 1 月 1 日至 2021 年 12 月 31 日。中国知网、万方检索式:(SU=O_3 OR SU=臭氧)AND(SU=死亡 OR SU=心血管系统疾病死亡 OR SU=呼吸系统疾病死亡)AND SU=时间序列分析;维普数据库采用题名或关键词进行检索:(O_3 OR 臭氧)AND(死亡 OR 心血管系统疾病死亡 OR 呼吸系统疾病死亡)AND 时间序列分析;PubMed 检索式:O_3 [Mesh] or ozone [Mesh] and mortality [Mesh] and China [Mesh];Web of Science 检索式:TS=((O_3 or ozone) and (mortality) and (China))。

1.3 文献纳入标准和排除标准

文献纳入标准:①纳入中国地区的研究,包括港澳台地区;②保留原始研究;③纳入时间序列分析研究;④保留环境污染物数据来源于国家监测站,人群健康资料来源于疾控中心的研究;⑤纳入 O_3 浓度用 O_3-8 h 浓度的研究;⑥纳入提供 O_3 暴露与人群总死亡、心血管系统和呼吸系统疾病死亡之间的暴露-反应关

系，如居民死亡增加的百分比或危险度（*RR*）、优势比或比值比（*OR*）、超额危险度（*ER*）及其 95%*CI*。

排除标准包括：①剔除重复发表的文献，如同一研究以不同的语言发表；②剔除信息不完整的研究，如只有研究结果，未包含污染物数据、死亡数据、研究方法等的研究；③剔除没有报告 O_3 与人群死亡率之间暴露-反应关系的文献；④剔除缺乏混杂变量的研究，如缺乏对气象因素、节假日效应控制。

1.4 数据提取和转换

针对符合上述标准的研究，对其文章中的数据信息进行提取、整理。整个数据提取过程，由两名研究者交叉核对、独立完成。研究结果都转换为“O_3-8 h 浓度每增加 10 μg·m^{-3}，对应健康结局的 *RR* 及其 95%*CI* 的表达形式”。转换公式有 $ER = (RR - 1) \times 100\%$ 和 $\beta = (\ln RR)/10$。

1.5 统计学分析

将提取的研究结果数据进行汇总整理，对纳入文献进行异质性检验，用 I^2 统计量表示，公式如下：

$$I^2 = (Q - v)/Q \times 100\% \quad (1)$$

式（1）中，I^2 表示研究间变异所占的比例；Q 表示各研究变异的标准化加权平方和；v 为自由度。当结果显示 I^2=0，表示分析结果不存在异质性；I^2 统计量越大，代表研究异质性越大，若 $I^2 > 50\%$，则具有明显异质性。若 $P > 0.1$，$I^2 < 50\%$，选择固定效应模型进行分析；当 $P \leqslant 0.1$，$I^2 > 50\%$，选择随机效应模型合并效应量。数据处理及 meta 分析通过 EXCEL 2019、R 4.1.2 中 metafor 包进行。使用 Q 统计量和 I^2 对异质性进行定性与定量检验，若结果异质性较大，将进一步通过敏感性分析、亚组分析以及 meta 回归分析对资料进行处理。异质性用 Galbraith 图显示，Galbraith 图是一种散点图，如果各研究间不存在异质性，散点都会落在回归直线之间，横坐标是各研究标准误的倒数（$1/S_E$），纵坐标是 Z 值，即效应量除以其标准误（RR/S_E）。发表偏倚用漏斗图显示。对 meta 分析过程中可能导致结果不稳定的因素，采用留一交叉验证法进行敏感性分析，即每次去除一篇文献后再次进行 meta 合并，并与原始结果比较。

2 结果

2.1 文献检索结果

根据制定的检索策略进行文献检索，共检索出 978 篇文献。按照文献纳入/排除标准对文献进行筛选后，最终纳入 18 篇文献，共计 39 个暴露-反应关系系数（见图 1）。研究时间跨度为 1996—2019 年。纳入文献的研究设计均为时间序列，研究模型包括广义相加模型（generalized additive model, GAM）和广义线性模型（generalized linear model, GLM）。其中：有关人群总死亡的文献有 16 篇[5,7–21]，共计 18 个效应量估计值（见表 1）；人群呼吸系统疾病死亡相关的文献共计 8 篇[7–11,17–18,20]，10 个效应量估计值（见补充材料表 S1）；心血管系统疾病死亡的文献有 9 篇[7–11,17,20,22–23]，共计 11 个效应量估计值（见补充材料表 S2）。

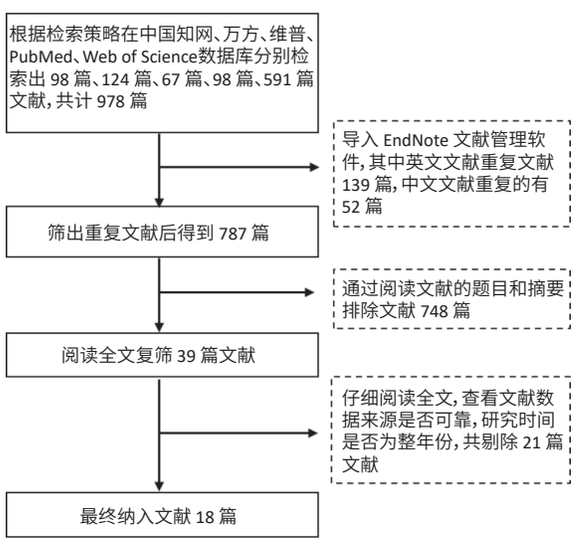


图 1 文献筛选流程及结果

Figure 1 Literature screening process and results

不同地区 O_3 暴露对人群死亡率的影响存在差异；同一地区同一时间段的研究结果也不同，如上海地区的两次研究（均 2001—2004 年），O_3-8 h 浓度每升高 10 μg·m^{-3}，Zhang 等[7]的研究显示人群总死亡率、呼吸系统疾病以及心血管系统疾病死亡率分别增加 0.45%（95%*CI*：0.16%~0.74%）、0.35%（95%*CI*：0~0.70%）、0.53%（95%*CI*：0.09%~0.97%），而 Kan 等[8]的研究显示分别增加 0.31%（95%*CI*：0.04%~0.58%）、0.29%（95%*CI*：−0.45%~1.03%）、0.38%（95%*CI*：−0.04%~0.80%）。此外，香港的 O_3 浓度低于大陆地区。

2.2 meta 分析结果

不同健康结局的异质性分析结果见表 2。对人群总死亡而言，经检验 I^2=44.34%（$P < 0.05$），采用固定效应模型合并效应量，合并 *RR*=1.004 5（95%*CI*：1.003 9~1.005 1）。呼吸系统死亡 I^2=11.11%（$P < 0.05$），采用固定效应模型合并效应量得到 *RR* 值为 1.005 0（95%*CI*：1.003 3~1.006 8）。心血管系统疾病死亡 I^2=65.36%（$P < 0.05$），采用随机效应模型合并效应量，合并 *RR*=1.006 0（95%*CI*：1.004 8~1.007 2）。综上，O_3-8 h 浓度每增加 10 μg·m^{-3}，我国人群总死亡率和呼吸系统、心血

管系统疾病死亡率分别增加 0.45%和 0.50%、0.60%。

异质性检验显示各研究之间存在一定的异质性，其中心血管系统疾病死亡的研究文献异质性最大，具体结果见补充材料图 S1。

表 1　O_3 暴露与人群总死亡关系研究的文献信息

Table 1　Literature information on the relationship between ozone exposure and total population mortality

第一作者	研究地点	发表年份	时间序列模型	研究年份	最佳滞后	O_3-8 h浓度/(μg·m^{-3})	*RR*(95%*CI*)
Zhang[7]	上海	2006	GAM	2001—2004	Lag01	63.3±36.7	1.004 5(1.001 6~1.007 4)
Kan[8]	上海	2008	GLM	2001—2004	Lag01	78.4±1.5	1.003 1(1.000 4~1.005 8)
Wong[9]	香港	2008	GLM	1996—2002	Lag01	36.7±31.5	1.003 2(1.000 1~1.006 3)
Wong[9]	上海	2008	GLM	2001—2004	Lag01	63.4±45.1	1.003 1(1.000 4~1.006 3)
Wong[9]	武汉	2008	GLM	2001—2004	Lag01	85.7±67.4	1.002 9(1.000 0~1.005 8)
Wong[10]	香港	2008	GLM	1996—2002	Lag1	36.9±23.0	1.002 7(1.000 0~1.005 4)
Yang[11]	苏州	2012	GAM	2006—2008	Lag01	57.7±39.8	1.022 1(1.003 2~1.041 3)
Liu[12]	广州	2013	GAM	2006—2008	Lag0	35.0±24.7	1.004 3(0.999 8~1.008 8)
Li[5]	广州	2015	GLM	2006—2008	Lag2	74.3±49.1	1.004 6(1.000 8~1.008 4)
班婕[13]	北京	2016	GLM	2009—2011	Lag1	43.1±40.1	1.001 9(1.000 2~1.003 6)
Chen[14]	江苏	2017	GAM	2013—2014	Lag01	90.5±1.7	1.005 5(1.003 3~1.007 7)
明小燕[15]	宜昌	2018	GLM	2014—2016	Lag6	71.0±31.0	1.005 6(0.999 8~1.011 4)
谷亚亚[16]	北京	2019	GAM	2012—2016	Lag1	94.6±62.0	1.005 5(1.001 3~1.009 7)
Wu[17]	广州	2019	GAM	2006—2016	Lag02	98.1±48.6	1.006 0(1.004 6~1.007 4)
Lei[18]	合肥	2019	GAM	2013—2015	Lag0	60.1±33.4	1.000 5(0.995 8~1.005 3)
林丽钦[19]	福州	2020	GAM	2017—2018	Lag2	84.0±31.0	1.005 7(1.003 9~1.007 5)
Li[20]	广州	2021	GAM	2013—2018	Lag03	81.0±47.0	1.005 6(1.003 5~1.007 7)
周权[21]	福州	2021	GLM	2016—2019	Lag3	87.1±34.5	1.007 3(1.003 5~1.011 1)

[注] GAM：广义相加模型；GLM：广义线性模型；Lag1：单日滞后效应；Lag01：多日平均滞后效应。

表 2　O_3 短期暴露与各种健康结局的 meta 分析结果

Table 2　Meta-analysis results of short-term ozone exposure and various health outcomes

健康结局	*Q*	I^2	*P*	*Z*	*P*	合并*RR*(95%*CI*)
非意外总死亡	30.54	44.34%	**0.023**	14.22	**<0.001**	1.004 5(1.003 9~1.005 1)
呼吸系统疾病死亡	11.11	19.00%	0.268	5.60	**<0.001**	1.005 0(1.003 3~1.006 8)
心血管系统疾病死亡	28.87	65.36%	**0.001**	9.64	**<0.001**	1.006 0(1.004 8~1.007 2)

2.3　发表偏倚检验

发表偏倚检验结果见图 2 和表 3，漏斗图对称，Begg 秩相关检验和 Egger 检验的 *P* 值均大于 0.05，说明本研究所纳入文献不存在明显发表偏倚。

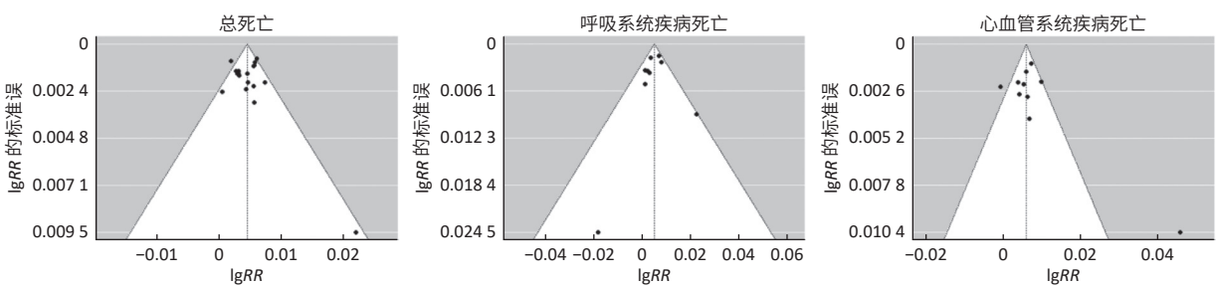


图 2　O_3 暴露对人群死亡风险影响的漏斗图

Figure 2　Funnel plot of the effect of ozone exposure on the risk of mortality

2.4　敏感性分析

采用留一交叉验证法进行敏感性分析，并与原始结果比较，发现本次关于 O_3 短期暴露与我国人群非意外总死亡、呼吸系统疾病和心血管系统疾病死亡关系的研究结果较稳定，可支持总样本的研究结果（见补充材料图 S2）。

表 3 Begg 法和 Egger 法对文献发表偏倚的统计学检验

Table 3 Literature publication bias by Begg's and Egger's tests

健康结局	Begg秩相关检验 (*P*)	Egger线性回归检验 (*P*)	是否存在明显发表偏倚
总死亡	0.879	0.975	否
呼吸系统疾病死亡	1.000	0.446	否
心血管系统疾病死亡	0.638	0.333	否

2.5 亚组分析结果

本次 meta 分析只对人群总死亡进行亚组分析，按研究模型、性别、年龄、季节不同分为 8 个亚组，亚组分析结果见表 4。O_3-8 h 浓度每增加 10 μg·m^{-3}，使用 GAM 模型的死亡风险高于使用 GLM 模型；≥65 岁人群总死亡风险比＜65 岁人群死亡风险高；相比于男性，女性对 O_3 更敏感。季节分组中，O_3 在冷季比暖季的效应大，且具有统计学意义，提示 O_3 暴露与人群死亡率之间存在季节性。

表 4 不同亚组分析结果

Table 4 Analysis results of different subgroups

因素	组别	估计值/个	I^2/%	模型	合并效应值(95%*CI*)	*P*
研究模型	GLM	9	1.39	随机效应	1.003 1(1.002 2~1.004 0)	0.423
	GAM	9	5.38	随机效应	1.005 5(1.004 7~1.006 3)	0.390
年龄/岁	≥65	3	73.04	随机效应	1.003 4(1.001 7~1.005 1)	**0.025**
	<65	3	0	随机效应	1.000 9(0.997 9~1.003 9)	0.847
季节	暖季	5	0	随机效应	1.002 9(1.001 6~1.004 2)	**0.015**
	冷季	5	53.54	随机效应	1.010 3(1.007 1~1.013 5)	**0.022**
性别	男性	8	52.08	随机效应	1.003 5(1.002 2~1.004 8)	**0.041**
	女性	8	0	随机效应	1.004 4(1.003 0~1.005 8)	0.750

3 讨论

本次 meta 分析结果显示，O_3-8 h 浓度每增加 10 μg·m^{-3}，中国人群总死亡风险增加 0.45%(95%*CI*：0.39%~0.51%)。纳入 16 篇文献中，除明小燕等[15]、Lei 等[18]、Liu 等[12]三篇研究外，其余研究中 O_3 暴露与人群总死亡率之间均存在明显相关性。与国内几项 meta 分析结果接近，Yan 等[24]、Lai 等[25]、廖志恒等[26]的研究结果分别为 0.42%(95%*CI*：0.32%~0.52%)、0.42%(95%*CI*：0.31%~0.53%)、0.45%(95%*CI*：0.40%~0.50%)。本次研究结果高于 Yin 等[3]的多城市研究结果 [0.24%(95%*CI*：0.13%~0.35%)]，其中西北地区结果为 0.02%(95%*CI*：−1.88%~1.91%)，可能拉低整个研究结果；也高于 Sun 等[27]的研究结果，Sun 等的研究区域包含了哈尔滨等多个北方县市，而本次研究纳入文献多为南方城市，因这两篇文献没有给出每个城市的具体结果，故没有纳入 meta 分析中。与国外的 meta 分析结果比较，本次分析结果明显高于 Bell 等[28]、Ito 等[29]、Levy 等[30]、Huangfu 等[31]等的研究结果，相比于中国，欧美地区 O_3 浓度较低。此外，欧美地区在 O_3 浓度较高的暖季观察到更大的 *RR* 值[32]，而我国在 O_3 浓度较低的冷季观察到更大的健康危害。出现这种差异可能是由于各地区 O_3 浓度不同[31]、居民生活行为方式的不同[24]，欧美地区暖季气候温和，适宜户外活动，受到 O_3 暴露的机会增加；我国暖季雨热同期，人们在室内的时间长，而冬季气候温和，人们户外活动时间长，受 O_3 影响大[33]。在亚组分析中，≥65 岁人群对 O_3 敏感，可能是老年人的器官老化和功能降低，免疫力减弱以及修复能力差所致[22]；女性对 O_3 敏感可能因为：①女性有时会进行胸式呼吸，胸式呼吸易造成肺通气和肺换气功能下降；②女性不吸烟者居多，研究发现不吸烟人群对 O_3 更敏感[34]。本次 meta 分析发现 O_3 效应在冷季时较大，这与 Bell 等[35]和 Yin 等[3]的研究结果类似。呼吸系统疾病在低温时死亡率高[36]，我国居民在冷季户外活动和 O_3 暴露时间长[33]，从而导致总死亡风险增加。

O_3-8 h 浓度每增加 10 μg·m^{-3}，我国人群呼吸系统疾病死亡风险增加 0.50%(95%*CI*：0.33%~0.68%)，高于 Bell 等[37]的研究结果。研究表明呼吸系统死亡风险会随 O_3 浓度的升高而增加，而我国 O_3 浓度高于美国；该研究还报道 O_3 浓度最高的地区居民死亡风险是 O_3 浓度最低地区的 3 倍[38]。本研究结果高于叶伟鹏等[6]的研究结果，其研究区域多为港澳台城市，而本次 meta 分析纳入文献多为大陆城市，O_3 暴露对大陆人群的影响高于香港地区，与董继元等[4]的研究结果接近。本次结果略低于廖志恒等[26]对珠三角地区的研究结果 [0.64%(95%*CI*：0.47%~0.86%)]，该地区光化学污染严重[39]，故 O_3 暴露对珠三角地区人群影响大；高于 Sun 等[27]的研究结果 [0.22%(95%*CI*：−0.28%~0.72%)]，Sun 的研究地区北方城市较多，而本次 meta 分析长三角、珠三角地区城市多。

此外，O_3-8 h 浓度每增加 10 μg·m^{-3}，导致心血管系统疾病死亡风险增加 0.60%(95%*CI*：0.48%~0.72%)。本次 meta 分析结果高于董继元等[4]和 Yan 等[24]的结果 [0.45%(95%*CI*：0.17%~0.72%)、0.44%(95%*CI*：0.17%~0.70%)]，可能是因为 O_3 暴露测量指标选取不同造成的，本次 meta 分析只选择 O_3-8 h 浓度作为测量指标，而董继元和 Yan 还选择 O_3-1 h、O_3-24 h 浓度作为暴露测量指标；或因本次 meta 分析纳入 Yang 等[11]研究结果较高的文献，当剔除较高研究进行 meta 合并后的

结果为 0.44%(95%*CI*: 0.28%~0.59%)。本次结果略低于廖志恒等[26]在珠三角的研究结果 [0.70%(95%*CI*: 0.47%~0.86%)]。分析 O_3 对人群不良影响时，地理因素是重要因素之一，珠三角人口密集，光化学污染严重[38]，此外，珠三角年轻人占比大且户外时间较长，O_3 暴露机会多[40]。温度也是影响心血管系统死亡的重要因素之一，低温下呼吸系统疾病的死亡率更高[36]。

本次 meta 分析仍存在一定局限性，如纳入文献的研究地点集中在珠三角、长三角地区，而北方、中西部地区较少。因此，在未来希望纳入更多北方、中西部地区的研究以进一步提供可靠的证据。

本次 meta 分析结果表明，O_3 短期暴露会导致中国人群非意外总死亡率、呼吸系统疾病和心血管系统疾病死亡率增加，且 65 岁以上的老年人和女性对 O_3 更敏感。与总死亡率相比，O_3 暴露导致心血管系统疾病、呼吸系统疾病的死亡率增加值更大。

参考文献

[1] DI Q, WANG Y, ZANOBETTI A, et al. Air pollution and mortality in the medicare population[J]. N Engl J Med, 2017, 376(26): 2513-2522.

[2] CHEN C, WANG X, LV C, et al. The effect of air pollution on hospitalization of individuals with respiratory and cardiovascular diseases in Jinan, China[J]. Medicine (Baltimore), 2019, 98(22): e15634.

[3] YIN P, CHEN R, WANG L, et al. Ambient ozone pollution and daily mortality: a nationwide study in 272 Chinese cities[J]. Environ Health Perspect, 2017, 125(11): 117006.

[4] 董继元, 刘兴荣, 张本忠, 等. 我国臭氧短期暴露与人群死亡风险的Meta分析[J]. 环境科学学报, 2016, 36(4): 1477-1485.
DONG J Y, LIU X R, ZHANG B Z, et al. Meta-analysis of association between short-term ozone exposure and population mortality in China[J]. Acta Sci Circumst, 2016, 36(4): 1477-1485.

[5] LI T, YAN M, MA W, et al. Short-term effects of multiple ozone metrics on daily mortality in a megacity of China[J]. Environ Sci Pollut Res Int, 2015, 22(11): 8738-8746.

[6] 叶伟鹏, 刘苗苗, 毕军. 中国臭氧短期暴露与人群死亡之间关系的Meta分析研究[J]. 环境科学学报, 2020, 40(7): 2644-2651.
YE W P, LIU M M, BI J. Meta-analysis of the associations between short-term ozone exposure and human mortality in China[J]. Acta Sci Circumst, 2020, 40(7): 2644-2651.

[7] ZHANG Y, HUANG W, LONDON S J, et al. Ozone and daily mortality in Shanghai, China[J]. Environ Health Perspect, 2006, 114(8): 1227-1232.

[8] KAN H, LONDON S J, CHEN G, et al. Season, sex, age, and education as modifiers of the effects of outdoor air pollution on daily mortality in Shanghai, China: the public health and air pollution in Asia (PAPA) study[J]. Environ Health Perspect, 2008, 116(9): 1183-1188.

[9] WONG C M, VICHIT-VADAKAN N, KAN H, et al. Public health and air pollution in Asia (PAPA): a multicity study of short-term effects of air pollution on mortality[J]. Environ Health Perspect, 2008, 116(9): 1195-1202.

[10] WONG C M, OU C Q, CHAN K P, et al. The effects of air pollution on mortality in socially deprived urban areas in Hong Kong, China[J]. Environ Health Perspect, 2008, 116(9): 1189-1194.

[11] YANG C, YANG H, GUO S, et al. Alternative ozone metrics and daily mortality in Suzhou: the China air pollution and health effects study (CAPES)[J]. Sci Total Environ, 2012, 426: 83-89.

[12] LIU T, LI T T, ZHANG Y H, et al. The short-term effect of ambient ozone on mortality is modified by temperature in Guangzhou, China[J]. Atmos Environ, 2013, 76: 59-67.

[13] 班婕, 李湉湉. 北京市不同度量方式下臭氧短期暴露人群急性健康效应研究[J]. 环境与健康杂志, 2016, 33(4): 287-291.
BAN J, LI T T. Short-term effects of different ozone metrics on daily mortality in Beijing[J]. J Environ Health, 2016, 33(4): 287-291.

[14] CHEN K, ZHOU L, CHEN X, et al. Acute effect of ozone exposure on daily mortality in seven cities of Jiangsu Province, China: no clear evidence for threshold[J]. Environ Res, 2017, 155: 235-241.

[15] 明小燕, 李燕, 杨勇, 等. 宜昌市臭氧对人群死亡急性效应[J]. 环境卫生学杂志, 2018, 8(5): 423-428.
MING X Y, LI Y, YANG Y, et al. Acute effect of ozone on death of population in Yichang[J]. J Environ Hyg, 2018, 8(5): 423-428.

[16] 谷亚亚, 甄国新, 谈敦芳, 等. 北京市顺义区大气臭氧对居民每日死亡的影响[J]. 环境与健康杂志, 2019, 36(4): 329-334.
GU Y Y, ZHEN G X, TAN D F, et al. Effects of ambient ozone on daily mortality in Shunyi District, Beijing[J]. J Environ Health, 2019, 36(4): 329-334.

[17] WU R, SONG X, CHEN D, et al. Health benefit of air quality improvement in Guangzhou, China: results from a long time-series analysis (2006-2016)[J]. Environ Int, 2019, 126: 552-559.

[18] LEI R, ZHU F, CHENG H, et al. Short-term effect of $PM_{2.5}$/O_3 on non-accidental and respiratory deaths in highly polluted area of China[J]. Atmos Pollut Res, 2019, 10(5): 1412-1419.

[19] 林丽钦, 黄艳艳, 钟文玲, 等. 2017—2018年闽近地面臭氧污染对人群健康的影响[J]. 福建医药杂志, 2020, 42(1): 141-145.
LIN L Q, HUANG Y Y, ZHONG W L, et al. Human health impact of exposure to surface ozone pollution in Fujian Province during 2017—2018[J]. Fujian Med J, 2020, 42(1): 141-145.

[20] LI M, DONG H, WANG B, et al. Association between ambient ozone pollution and mortality from a spectrum of causes in Guangzhou, China[J]. Sci Total Environ, 2021, 754: 142110.

[21] 周权, 孙婷婷, 康淑玲, 等. 福州市臭氧暴露对人群非意外死亡的健康效应评价[J]. 中国预防医学杂志, 2021, 22(3): 218-222.
ZHOU Q, SUN T T, KANG S L, et al. Health effects of ozone exposure on non-accidental deaths in Fuzhou[J]. Chin Prev Med, 2021, 22(3): 218-222.

[22] ZHANG J, CHEN Q, WANG Q, et al. The acute health effects of ozone and $PM_{2.5}$ on daily cardiovascular disease mortality: a multi-center time series study in China[J]. Ecotoxicol Environ Saf, 2019, 174: 218-223.

[23] CHENG H, ZHU F, LEI R, et al. Associations of ambient PM2.5 and O3 with cardiovascular mortality: a time-series study in Hefei, China[J]. International Journal of Biometeorology, 2019, 63(10): 1437-1447.

[24] YAN M, LIU Z, LIU X, et al. Meta-analysis of the Chinese studies of the association between ambient ozone and mortality[J]. Chemosphere, 2013, 93(6): 899-905.

[25] LAI H K, TSANG H, WONG C M. Meta-analysis of adverse health effects due to air pollution in Chinese populations[J]. BMC Public Health, 2013, 13: 360.

[26] 廖志恒, 范绍佳. 2006~2012年珠江三角洲地区O_3污染对人群健康的影响[J]. 中国环境科学, 2015, 35(3): 897-905.
LIAO Z H, FAN S J. Human health impact of exposure to ozone pollutant in Pearl River Delta region during 2006~2012[J]. China Environ Sci, 2015, 35(3): 897-905.

[27] SUN Q, WANG W, CHEN C, et al. Acute effect of multiple ozone metrics on mortality by season in 34 Chinese counties in 2013–2015[J]. J Intern Med, 2018, 283(5): 484-488.

[28] BELL M L, DOMINICI F, SAMET J M. A meta-analysis of time-series studies of ozone and mortality with comparison to the national morbidity, mortality, and air pollution study[J]. Epidemiology, 2005, 16(4): 436-445.

[29] ITO K, DE LEON S F, LIPPMANN M. Associations between ozone and daily mortality: analysis and meta-analysis[J]. Epidemiology, 2005, 16(4): 446-457.

[30] LEVY J I, CHEMERYNSKI S M, SARNAT J A. Ozone exposure and mortality: an empiric Bayes metaregression analysis[J]. Epidemiology, 2005, 16(4): 458-468.

[31] HUANGFU P, ATKINSON R. Long-term exposure to NO_2 and O_3 and all-cause and respiratory mortality: a systematic review and meta-analysis[J]. Environ Int, 2020, 144: 105998.

[32] ZANOBETTI A, SCHWARTZ J. Mortality displacement in the association of ozone with mortality: an analysis of 48 cities in the United States[J]. Am J Respir Crit Care Med, 2008, 177(2): 184-189.

[33] 黄博雯. 深圳市大气污染物对居民死亡风险的影响[D]. 武汉: 华中科技大学, 2019.
HUANG B W. The effect of ambient air pollution on the risk of death in Shenzhen[D]. Wuhan: Huazhong University of Science and Technology, 2019.

[34] KÜNZLI N, JERRETT M, MACK W J, et al. Ambient air pollution and atherosclerosis in Los Angeles[J]. Environ Health Perspect, 2005, 113(2): 201-206.

[35] BELL M L, DOMINICI F. Effect modification by community characteristics on the short-term effects of ozone exposure and mortality in 98 US communities[J]. Am J Epidemiol, 2008, 167(8): 986-997.

[36] CHEN R, YIN P, WANG L, et al. Association between ambient temperature and mortality risk and burden: time series study in 272 main Chinese cities[J]. BMJ, 2018, 363: k4306.

[37] BELL M L, ZANOBETTI A, DOMINICI F. Who is more affected by ozone pollution? A systematic review and meta-analysis[J]. Am J Epidemiol, 2014, 180(1): 15-28.

[38] JERRETT M, BURNETT R T, POPE III C A, et al. Long-term ozone exposure and mortality[J]. N Engl J Med, 2009, 360(11): 1085-1095.

[39] ZHENG J, ZHONG L, WANG T, et al. Ground-level ozone in the Pearl River Delta region: analysis of data from a recently established regional air quality monitoring network[J]. Atmos Environ, 2010, 44(6): 814-823.

[40] CAI J, YU S, PEI Y, et al. Association between airborne fine particulate matter and residents' cardiovascular diseases, ischemic heart disease and cerebral vascular disease mortality in areas with lighter air pollution in China[J]. Int J Environ Res Public Health, 2018, 15(9): 1918.

(**英文编辑**：汪源; **责任编辑**：丁瑾瑜)

(上接第 1390 页)

[16] SRIOPAS A, CHAPMAN R S, SUTAMMASA S, et al. Occupational noise-induced hearing loss in auto part factory workers in welding units in Thailand[J]. J Occup Health, 2017, 59(1): 55-62.

[17] NYARUBELI I P, TUNGU A M, MOEN B E, et al. Prevalence of noise-induced hearing loss among Tanzanian iron and steel workers: a cross-sectional study[J]. Int J Environ Res Public Health, 2019, 16(8): 1367.

[18] HEDERSTIERNA C, ROSENHALL U. Age-related hearing decline in individuals with and without occupational noise exposure[J]. Noise Health, 2016, 18(80): 21-25.

[19] SUTER A H. Occupational hearing loss from non-Gaussian noise[J]. Semin Hear, 2017, 38(3): 225-262.

[20] 王致, 陶志民, 周浩, 等. 广州市汽车整车制造企业噪声作业工人职业健康状况分析[J]. 中国卫生工程学, 2016, 15(3): 209-211,214.
WANG Z, TAO Z M, ZHOU H, et al. Analysis of occupational health status of noise-exposed workers in Guangzhou automobile manufactories[J]. Chin J Public Health Eng, 2016, 15(3): 209-211,214.

[21] 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]. 环境与职业医学, 2015, 32(1): 56-60.
XIE H W, TANG S C, ZHOU L F, 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.

[22] 邱伟, 张美辨, 徐维超, 等. 峰度在评估复杂噪声所引起听力损失中的应用[J]. 中华耳科学杂志, 2016, 14(6): 701-707.
QIU W, ZHANG M B, XU W C, et al. The application of the kurtosis metric in evaluating hearing trauma from complex noise exposures[J]. Chin J Otol, 2016, 14(6): 701-707.

[23] 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.

[24] XIE H W, QIU W, HEYER N J, 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.

(**英文编辑**：汪源; **责任编辑**：汪源)