

长江经济带地表臭氧时空格局与驱动因素分析¹

龚旭昇¹ 柯碧钦² 何超^{3*}

(1. 湖北科技学院核技术与化学生物学院, 湖北 咸宁 437100;

2. 武汉大学资源与环境科学学院, 地理信息系统教育部重点实验室, 湖北 武汉
430079;

3. 长江大学资源与环境学院, 湖北 武汉 430100)

【摘要】: 长江经济带地区的地表臭氧(O₃)污染日趋严重,不利于区域O₃的联合防控。利用趋势分析、热点分析、空间聚类和时空地理加权回归模型(GTWR),研究了2013~2020年长江经济带地区O₃浓度的时空分布、演变格局和变化驱动因素间的复杂非线性关系。结果表明:(1)长江经济带地区年均O₃浓度大于100 μg/m³,整体呈显著增长趋势,平均增长速率为2.88 μg(m³·a)(p<0.05);空间上O₃平均浓度呈东北高,西部低的分布格局;(2)O₃浓度变化速率的热点区域分布在湖北、安徽、江苏、上海、浙江、江西和湖南等区域;冷点区域分布在四川东部、重庆东部、湖北和湖南西部以及贵州东部;(3)第二产业占GDP比重是长江经济带O₃浓度变化的主要社会经济驱动因素,回归系数为0.328;降水是长江经济带O₃浓度的主要气象驱动因子,其次是气温、相对湿度、风速、平均能见度和气压;O₃浓度与气温呈显著正相关,与降水、相对湿度、风速、平均能见度和气压呈显著负相关。该研究可为长江经济带大气污染防治提供参考依据。

【关键词】: 地表臭氧(O₃); 时空格局; 驱动因素; GTWR; 长江经济带

【中图分类号】: X515 **【文献标识码】**: A **【文章编号】**: 1004-8227(2022)11-2489-11

【DOI】: 10.11870/cjlyzyyhj202211014

地表臭氧(O₃)是近年来广泛关注的一种二次大气污染物,主要由自然或人为排放的前体氮氧化物(NO_x)和非甲烷挥发性有机化合物(NMVOCS)在太阳辐射参与下经过一系列光化学反应生成^[1]。暴露在高浓度O₃中对人体健康^[2]、社会经济发展^[3]、生态系统^[4]和全球气候变化有重要影响^[5]。2017年以来长江经济带O₃的超标率已经超过PM₁₀成为该区域仅次于PM_{2.5}的大气污染物^[6]。因此,研究长江经济带地区地表O₃浓度的时空演变格局和主要驱动因素显得十分迫切。

地表O₃化学性质比其他大气污染物活泼,局域O₃浓度的变化容易受到气象因素和社会经济因素的影响,其中社会经济因

¹ 收稿日期: 2022-02-14; 修回日期: 2022-09-06

基金项目: 湖北省自然科学基金项目(2021CFB112); 湖北科技学院校内科研发展基金项目(BK202001)

作者简介: 龚旭昇(1989~),男,博士研究生,主要研究方向为生态评价及修复。E-mail: gxs5339@stu.hubu.edu.cn

* 通讯作者 E-mail: hechao@yangtzeu.edu.cn

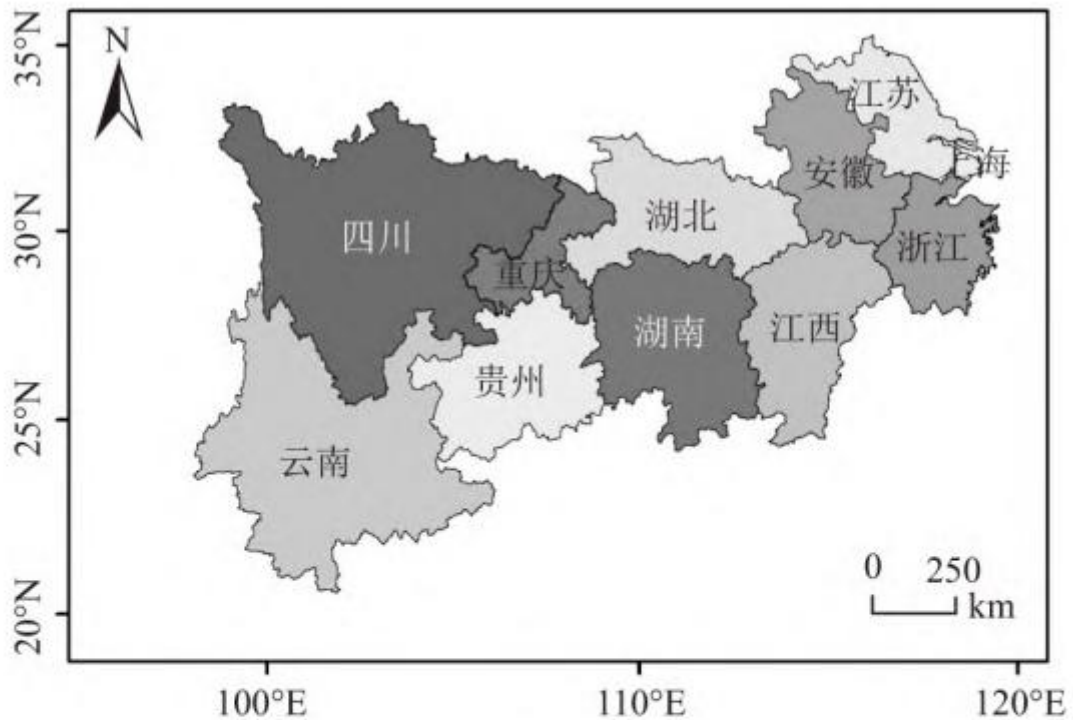
素对局域 O₃ 浓度的影响最大^[7]。关于 O₃ 浓度与社会经济因素之间的相关性分析已经是当前的研究热点。如，黄小刚等^[8]利用地理探测器模型研究了长三角城市群 O₃ 浓度的空间分异主要受经济规模、城市化和排放源等社会经济因素的影响。王琳琳^[9]研究了 2018 年以来东北地区沿海城市臭氧污染的空间格局，发现社会经济因素对其有着显著的影响，而气象因素对 O₃ 的扩散和清除具有一定作用。符传博和周航^[10]从全国的角度综述了中国城市 O₃ 的形成机理，发现 O₃ 污染的主要来源于汽车尾气及工业排放的 NO_x 和 VOCs 含量。此外，黄晓军等^[11]，董继元等^[12]，岳岩裕等^[13] 和何超等^[14]利用不同统计方法讨论了 O₃ 污染的社会经济驱动因素，他们同样发现社会经济因素对年度 O₃ 的影响显著高于气象因素。

现有研究对识别长江经济带地区 O₃ 污染的时空分布格局和 O₃ 驱动因子提供了理论依据，但仍然存在以下不足：在时空尺度上，由于缺少高精度 O₃ 浓度数据导致以往的研究只关注单一时间段或单一城市的研究，缺少从长时间尺度和中尺度范围的研究；在驱动因素分析上，以往研究仅将各驱动因素纳入模型，讨论驱动因素对 O₃ 的整体影响，忽视了驱动因素对 O₃ 影响的时空差异。鉴于此，本文利用 2013~2020 年分辨率为 10 km×10 km 的 O₃ 再分析数据和长江经济带地区 96 个重点城市(从 108 个重点城市剔除数据缺失较多的 12 个城市)的社会经济数据和气象数据，基于空间统计，空间聚类，热点分析，趋势分析、Mann-Kendall 分析和时空地理加权回归模型(GTWR)，从不同的时间尺度和空间尺度研究了长江经济带地区 O₃ 污染的时空演变格局和主要驱动因素。

1 材料与方法

1.1 研究区域

本研究的区域为长江经济带。长江经济带横贯中国东中西三大区域，连接东部沿海和广袤的内陆，涉及云南、四川、重庆、贵州、湖北、湖南、安徽、江西、江苏、浙江、上海 9 个省 2 个直辖市，面积超过 200 万 km²，约占全国国土总面积的 21%。2020 年区域人口总量为 6.06 亿人，占全国人口总数的 42.9%；年地区生产总值为 471 579.99 亿元，占全国生产总值的 46.4%(来源：<https://cjjjd.ndrc.gov.cn/>)。



注：本图基于自然资源部标准地图服务网站下载的审图号为GS(2016)2923号的标准地图制作，底图无修改。下同。

图1 长江经济带的区域分布

Fig. 1 Regional distribution of Yangtze River Economic Belt

1.2 数据来源

1.2.1 臭氧数据

本研究使用分辨率为 $10\text{ km} \times 10\text{ km}$ 的再分析 O_3 地表浓度数据分析 2013~2020 年长江经济带的 O_3 浓度的时空格局。该数据集来源于中国大气成分近实时追踪数据集(网址：<http://tapdata.org/>)。该数据集基于机器学习算法和多元数据资料融合反演而来。反演的数据集与地面监测的最大日平均8小时 O_3 浓度(MDA8 O_3)高度相关,其相关系数(R^2)为0.701;均方根误差(RMSE, 即模型误差)为 $26\ \mu\text{g}/\text{m}^3$, 模型误差浓度占了平均浓度的29%;夏季反演的逐日MDA8 O_3 浓度与地面监测MDA8 O_3 浓度的 R^2 为0.684, RMSE 为 $28.4\ \mu\text{g}/\text{m}^3$, 模型误差占了平均水平的26%;夏季反演的月均MDA8 O_3 浓度与地面监测MDA8 O_3 浓度的 R^2 为0.685, RMSE 为 $19.3\ \mu\text{g}/\text{m}^3$, 模型误差浓度占了平均水平的18%;反演的夏季年均MDA8 O_3 浓度与地面监测MDA8 O_3 浓度的 R^2 为0.718, RMSE 为 $16.6\ \mu\text{g}/\text{m}^3$, 模型误差浓度占了平均水平的15%^[15,16]。在数据建模分析之前,利用ArcGIS10.6软件中的掩膜提取分析工具和局域统计工具提取了长江经济带所有地级市的平均臭氧浓度进行后续建模统计分析[3]。

1.2.2 社会经济和气象数据

2013~2020年社会经济数据来源于中国城市统计年鉴(网址: <https://data.cnki.net/yearbook/>)和中国统计年鉴(网址: <http://www.stats.gov.cn>)。主要包括:总人口、建成区面积、绿地面积、人均地区生产总值、民用汽车拥有量和第二产业占GDP比重等。每个指标的具体含义和描述性统计如表1所示。2019年1月1日~2020年12月31日的逐小时气象数据来源于中国气象数据网(网址: <http://data.cma.cn/>),主要包括气温(°C)、相对湿度(%),2 min平均风速(m/s)、降水量(mm)、平均能见度(m)和海平面气压(Hpa)。为了和逐日O₃浓度数据在时间尺度上匹配,本研究通过滑动平均法对逐小时的气象数据预处理为日均值。

表1 2013~2020年长江经济带96个主要城市的指标统计

指标	最小值	最大值	mean ± SD
总人口(万人)	96.2	3 124.0	548.7 ± 441.9
建成区面积(km ²)	27.9	151 541.0	4 506.4 ± 20 410.5
绿地面积(hm ²)	31.1	92 553.0	9 042.1 ± 12 783.1
人均地区生产总值(元/人)	11 526.0	165 682.0	65 777.0 ± 35 440.8
民用汽车拥有量(辆)	83 200.0	41 910 000.0	2 383 496.0 ± 5 029 068.8
第二产业占GDP比重(%)	27.0	67.2	47.9 ± 7.4

1.3 研究方法

1.3.1 趋势分析

趋势分析通常用于大气污染物的时间动态分析^[2,15],以探索污染物的年际变化速率。本文基于趋势分析方法分析了2013~2020年长江经济带地表O₃浓度的变化速率,具体计算公式如下(1):

$$Trend = \frac{n \times \sum_{i=1}^n (i \times O_{3i}) - (\sum_{i=1}^n i) (\sum_{i=1}^n O_{3i})}{n \times \sum_{i=1}^n i^2 - (\sum_{i=1}^n i)^2} \quad (1)$$

式中:O₃表示每个城市的O₃浓度;n表示时间跨度,此处时间跨度为8;i是时间单位。以时间为横轴,对O₃时间序列数据进行一元线性回归,得到反映O₃浓度变化速率的斜率。理论上,如果变量平稳变化,则该斜率很可能与变化率相似,可以反映该组数据的变化趋势。斜率的显著正值表明O₃浓度有增长趋势,而斜率的显著负值则反映了相反的趋势。同时运用Mann-Kendall法对完整的O₃浓度时间序列进行趋势检验,该方法可以测试到该时间序列中是否存在单调性和统计学意义。当检验统计量的绝对值≥1.96时,表示通过了置信度95%的检验,具有高置信水平。

1.3.2 空间自相关分析

本文使用全局莫兰指数(Global Moran's I)探索 2013~2020 年长江经济带地表 O₃ 浓度变化速率的全局空间自相关性,使用局部莫兰指数(Local Moran's I)挖掘近地面 O₃ 浓度变化速率的局部空间自相关性,对近地面 O₃ 浓度变化速率的空间集聚和空间异质进行识别[17]。对于第 i 个空间单元,全局 Moran's I 和局部 Moran's I 计算如公式(2)和公式(3)所示:

$$I = \frac{n \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} \left(x_i - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i \right) \left(x_j - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i \right)}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} \sum_{i=1}^n \left(x_i - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i \right)^2} \quad (2)$$

$$I_i = \frac{\left(x_i - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i \right)}{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left(x_i - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i \right)^2} \sum_{i=1}^n W_{ij} \left(x_j - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i \right) \quad (3)$$

式中: n 为空间单元的数量; x_i、x_j 分别是空间单元 i、j 的近地面 O₃ 浓度变化速率; W_{ij} 为单元 i、j 的空间权重矩阵,若 W_{ij}=1 则表明空间单元 i、j 间有公共边,反之 W_{ij}=0; Moran's I 的取值在[-1,1]之间,如果全局 Moran's I 指数大于 0,则研究对象的空间自相关为正,表明 O₃ 的浓度变化速率具有空间集聚特征, Moran's I 的值越大表明空间集聚效应越强,当全局 Moran's I 指数小于 0 时,表明 O₃ 的浓度变化速率空间自相关为负, Moran's I 的值越小,表明观测值的空间分散性越强。在 0.05 的显著水平下,使用局部 Moran's I 可以得到 5 种不同空间自相关聚类关系类型: (1) “高-高”类型(HH),表示该单元和邻近单元 O₃ 浓度变化速率均高于平均值,即“热点”区域; (2) “低-低”类型(LL),表示该单元和邻近单元 O₃ 浓度变化速率均低于平均值,即“冷点”区域; (3) “高-低”类型(HL),表示高 O₃ 浓度变化速率的单元被低 O₃ 浓度变化速率单元围绕; (4) “低-高”类型(LH),表示低 O₃ 浓度变化速率单元被高 O₃ 浓度变化速率单元围绕; (5) 无显著集聚特征。此外,在冷热点分析中我们使用 Getis Ord Gi*分析来计算 Z 得分,其中, |Zscores|>1.65 对应 P<0.10, |Zscores|>1.96 P<0.05, |Zscores|>2.58 对应 P<0.01。Z 得分为负表示冷点, Z 得分为正表示热点,

1.3.3 时空地理加权回归模型

作为 GWR 模型的拓展, GTWR 弥补了 GWR 只考虑空间影响的不足, 能反映变量数据的时间变化^[18], 同时捕捉变量数据时间与空间上的异质性^[19]。本文采用 GTWR 模型分析了长江经济带地区 O₃ 浓度驱动因素的时空分异特征, 计算公式见公式(4):

$$Y_m = \beta_0(u_m, v_m, t_m) + \sum_n \beta_n(u_m, v_m, t_m) X_{mn} + \varepsilon_m \quad (4)$$

式中: Y_m 为研究单元 m 的响应变量; (u_m, v_m, t_m) 为 m 的经度, 纬度, 时间坐标; $\beta_0(u_m, v_m, t_m)$ 为 m 的回归截距; $\beta_n(u_m, v_m, t_m)$ 为第 n 个解释变量在研究单元 m 上的回归系数; X_{mn} 为第 n 个解释变量在研究单元 m 上的数据; ε_m 为研究单元 m 的误差项。带宽的选取会影响模型结果, 值过小会导致过拟合, 过大则会将影响较小的点纳入模型, 导致结果不准确。本文采用自适应带宽, 即按照修正后的赤池信息量(AICc)作为带宽选取和模型抉择的判定标准。

2 结果与讨论

2.1 长江经济带地表臭氧时空分布

2013 到 2020 年长江经济带年均 O₃ 浓度分别为 117.92、110.34、113.91、118.20、127.95、128.34、132.53 和 129.07 $\mu\text{g}/\text{m}^3$, 明显高于《环境空气质量标准(GB 3095-2012)》的一级浓度限值(100 $\mu\text{g}/\text{m}^3$), 其中最高值出现在 2019 年, 最低值出现在 2014 年。总体来说, 2013 年以来长江经济带的 O₃ 浓度以 2.88 $\mu\text{g}/(\text{m}^3 \cdot \text{a})$ 的变化趋势呈波动增长。从空间分布来看, 长江经济带 O₃ 浓度存在显著的东北高西部低的空间格局, 该结果与长江经济带东、中、西部三大区域经济发展水平差异较大密切相关[6]。2013 年 O₃ 浓度的超过环境空气质量标准二级浓度限值的区域 ($O_3 > 160 \mu\text{g}/\text{m}^3$, 高值区) 主要零散分布在成都、重庆、武汉、合肥、南京、上海、南昌和长沙等主要省会城市的周围区域, 其余区域为地表 O₃ 浓度的低值区域 ($O_3 < 160 \mu\text{g}/\text{m}^3$)。到 2019 年 O₃ 浓度的高值区域由零散的局域分布演变为成片分布, 主要分布在成渝城市群、长江中下游平原的湖北中东部、安徽、江苏、上海、浙江中北部、江西中部和湖南中北部等区域(图 2a~h)。从 O₃ 浓度变化速率的空间分布来看, 位于湖北中部、安徽中北部、江苏中南部、上海、浙江东部、江西中部和湖南东北部区域的 O₃ 浓度的变化速率超过 6 $\mu\text{g}/(\text{m}^3 \cdot \text{a})$; 相比之下, 川渝东北部、贵州东北部、云南东部部分区域地 O₃ 的变化速率 $\leq 0 \mu\text{g}/(\text{m}^3 \cdot \text{a})$, 其他区域的 O₃ 浓度的变化速率介于 2~6 $\mu\text{g}/(\text{m}^3 \cdot \text{a})$ 之间(图 2i)。

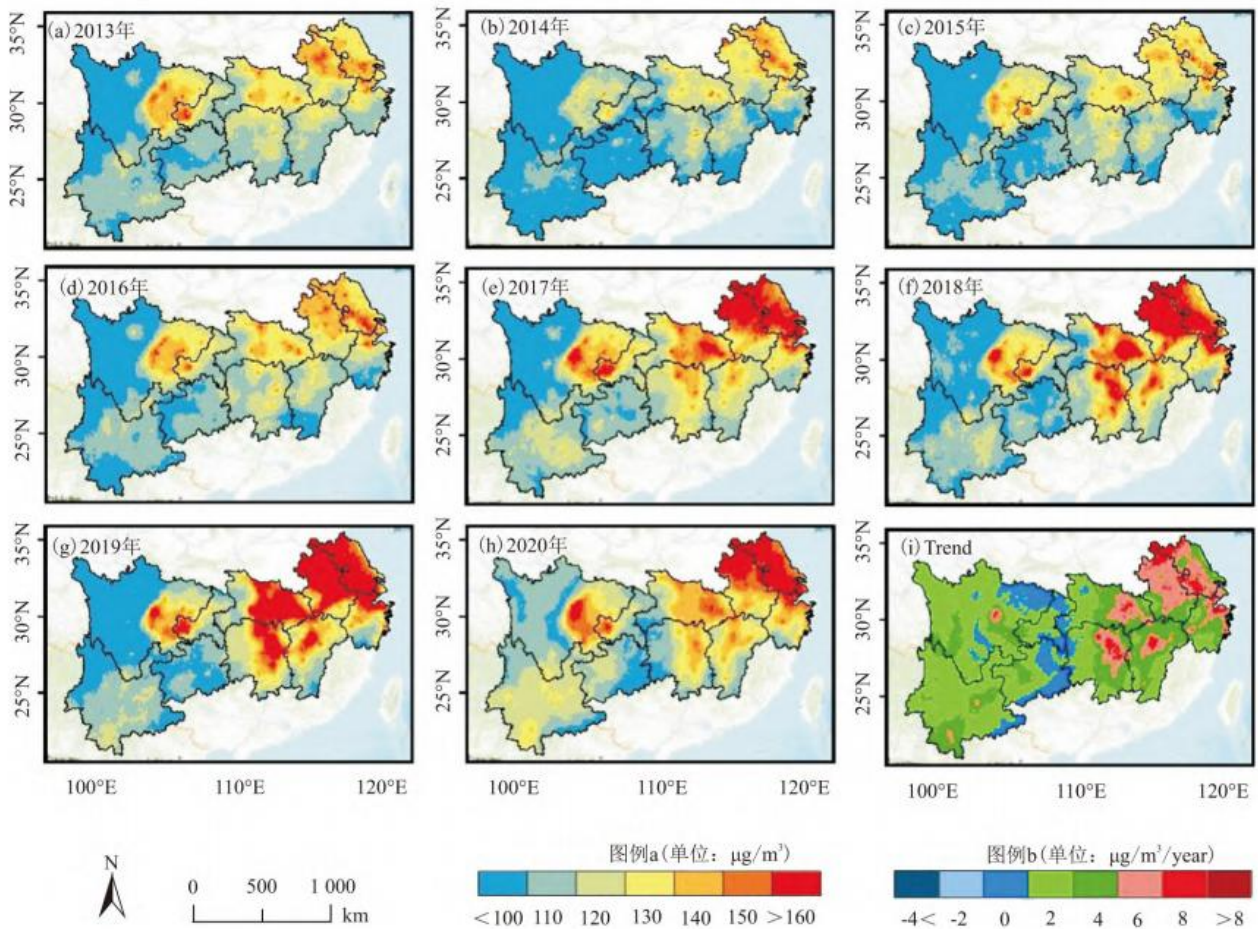


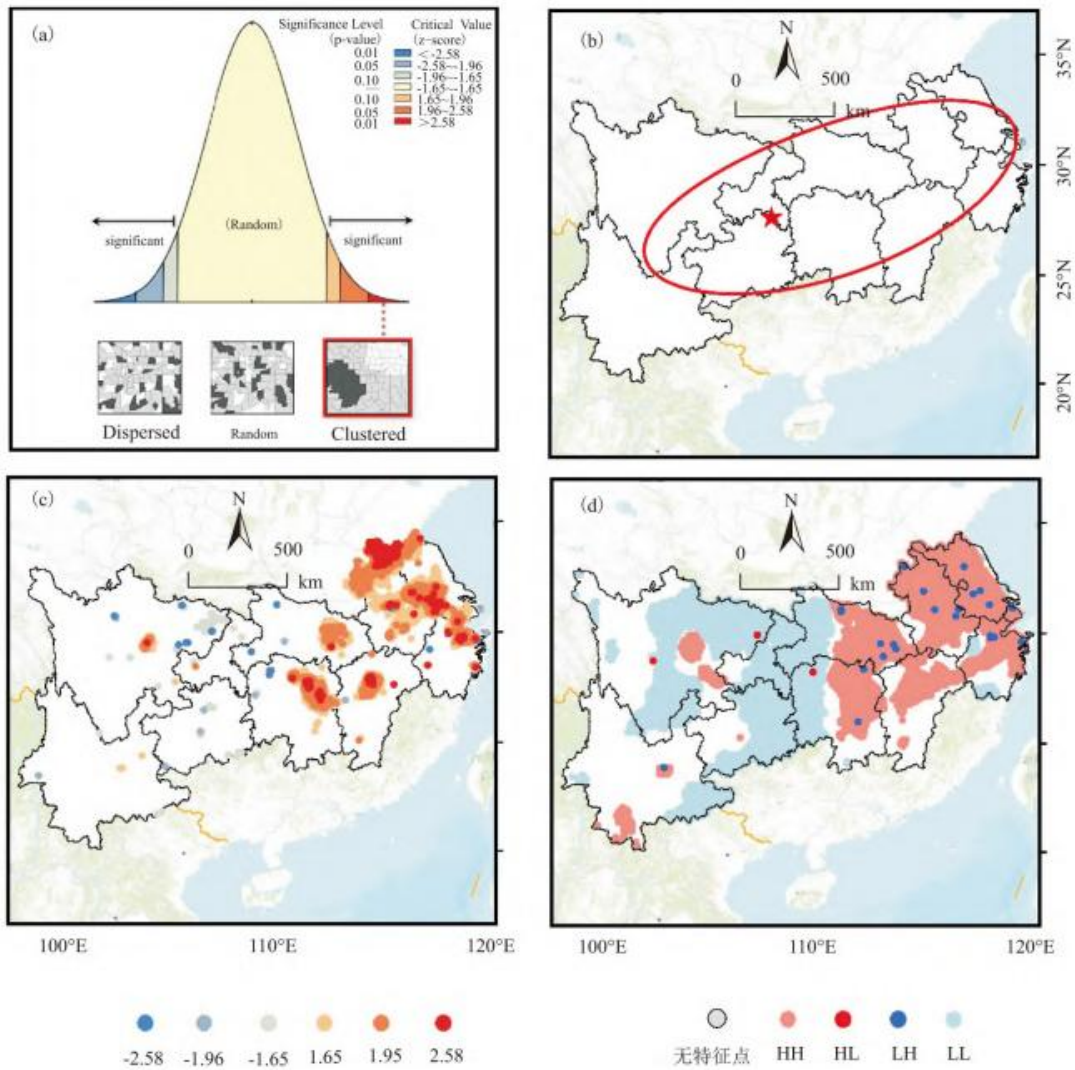
图2 2013~2020年长江经济带年均O₃浓度时空分布格局(a~h)和变化趋势(i)

Fig. 2 Spatiotemporal pattern (a~h) and variation trend (i) of annual average O₃ concentration in Yangtze River Economic Belt from 2013 to 2020

2.2 长江经济带地表臭氧浓度空间格局演变

进一步讨论长江经济带O₃浓度的空间格局演变。我们分别用全局标准差椭圆分析模型、Moran's I指数和局域Moran's I指数在栅格单元尺度上对O₃浓度的变化速率进行了空间相关分析。空间自相关的检验结果如图3a所示。可以看出，全局Moran's I指数在1%的水平上显著，表明O₃浓度的变化速率具有一致且增强的正向空间自相关性。采用标准差椭圆分析模型评价了2013~2020年长江经济带O₃浓度增长速率的空间格局的总体变化(图3b)。从图3b可以清晰的发现，除了四川和云南大部分区域以及湖南南部、江西南部、浙江南部和江苏北部部分局域外，长江经济带其他区域O₃浓度变化速率显著增加。

热点分析表明，长江经济带O₃浓度变化速率存在多个显著的热点区域，零散分布在安徽和江苏的北部和中部、浙江和湖南的东北部、湖北和江西的中部以及成都和重庆市的部分区域，这些区域相比其他区域是长江经济带O₃浓度快速增长的增长极也是未来重点空气质量重点治理的区域。相比之下，长江经济带O₃浓度变化速率的冷点区域覆盖区域零散的分布在热点区域周围，并没有形成显著的大面积的冷点集聚区域，即地表O₃浓度显著下降的区域(图3c)。



注: (a) 全局空间自相关检验结果, (b) 长江经济带 O₃ 浓度变化速率标准椭圆和变化中心的空间分布, (c) O₃ 浓度变化速率的冷点和热点空间分布, (d) O₃ 浓度变化速率空间聚类的空间分布。

图 3 2013~2020 年长江经济带栅格单位尺度上 O₃ 浓度变化速率的空间聚类特征
 Fig. 3 Spatial clustering characteristics of change rate of O₃ concentration on grid unit scale in Yangtze River Economic Belt from 2013 to 2020

空间聚类结果表明, 长江经济带 O₃ 浓度变化速率存在一个显著的高-高聚类类型和一个显著的低-低聚类类型。高-高聚类类型主要分布在湖北、安徽、江苏、上海、浙江、江西和湖南的大部分区域, 这些区域的 O₃ 浓度的的变化速率相对较高; 相比之下, 较低 O₃ 浓度的变化速率的聚类区域主要集中分布在四川东部、重庆东部、湖北和湖南西部以及贵州东部等区域。所以, 在治理 O₃ 污染时必须考虑到局部区域内的小范围合作, 联防联控的工作机制会具有明显优势[8]。

2.3 社会经济影响因素分析

为了深入的对长江经济带地表 O₃ 浓度变化的社会经济因素进行定量分析, 本文选取了 2013~2020 年位于长江经济带的 96 个城市的面板数据, 共计 5 488 条数据样本, 利用 GTWR 模型对每个回归系数都是基于时空回归的统计优势, 揭示其社会经济因子对 O₃ 浓度的影响, 回归系数的大小可以判断对 O₃ 影响最重要的社会经济因子。各因素的回归系数的绝对值越大(即高值区),

其对 O₃ 的影响程度越大。在进行回归分析之前,为了检验解释变量之间是否存在多重共线性的问题,采用 SPSS 26.0 对 2013~2020 年长江经济带主要城市的 6 个社会经济因素进行多重共线性检验,总人口、建成区面积、绿地面积、人均地区生产总值、民用汽车拥有量和第二产业占 GDP 比重 6 个因素的 VIF 分别为 10.926, 4.667, 1.827, 3.153, 2.36 和 1.542。除总人口的 VIF 值高于 10 外,其余指标的 VIF<10,表明这 6 个因素之间不存在或存在很弱的多重共线性。模型回归结果如表 2 所示。在有效的参数数量方面,从全局回归结果分析来看,拟合优度(R²)为 0.783,残差平方和(RSS)为 57 501.300,赤池信息量准则(AICC)为 5 695.600,而且 GTWR 模型的各个系数在整体上均显著(p < 0.05)。这些回归结果表明,GTWR 模型使用更少的参数得到了更接近真实值的回归结果,完全可以用来评估 O₃ 污染与社会经济因素之间的关系。

表 2 GTWR 模型的全局回归结果

评价指标	值
拟合优度(R ²)	0.783
校正(R ²)	0.782
赤池信息量准则(AICC)	5 695.600
残差平方和(RSS)	57 501.300

表 3 与图 4 分别表示 GTWR 各系数的描述统计和空间分布。从表 3 可以看出,总人口、绿地面积、人均 GDP、民用汽车拥有量和第二产业占 GDP 比重与地表臭氧浓度呈显著正相关关系,其回归系数分别为 2.05×10^{-3} , 2.64×10^{-4} , 8.23×10^{-5} , 5.37×10^{-7} 和 0.328,其中第二产业占 GDP 比重对长江经济带地表臭氧浓度的影响最大,因此优化调整长江经济带的产业结构可能是改善该地区 O₃ 浓度的主要经济手段[11]。从空间分布来看城市总人口回归系数>0.01 的区域主要分布在位于长江经济带的主要省会城市附近,如武汉、南京、上海等区域的总人口回归系数分别为 0.010, 0.014 和 0.016,城市人口会造成大量的 O₃ 前体物排放,从而引起 O₃ 浓度的升高[8],与此同时人口数量的增加带来了城市化快速的发展,城市的热岛效应对于 O₃ 浓度的贡献也不可忽视[20, 21]。绿地面积回归系数较高的区域主要分布在四川、成都和云南等部分区域;相比之下,人均 GDP 回归系数的高值区主要分布在江苏、上海、浙江、江西和湖南等区域。对于汽车拥有量而言,除四川西部和云南部分区域外,其他区域的汽车拥有量的回归系数均为正,范围为 $0 \sim 3 \times 10^{-6}$,这与长江三角洲地区城市 O₃ 影响因素的研究结论基本一致[22],作为高速城市化的一部分,汽车拥有量对于区域 O₃ 浓度具有巨大的影响,因为汽车尾气中的 NO_x 与 VOCs 是 O₃ 的主要前体物来源[23, 24]。华中地区、成渝地区、江苏和浙江等地区的部分区域第二产业占 GDP 比重的回归系数显著高于长江经济带其他区域,其回归系数均大于 0.5。

表 3 GTWR 模型的全局拟合系数

	平均值	标准差	最小值	最大值
总人口	2.05×10^{-3}	7.19×10^{-3}	-1.94×10^{-2}	2.40×10^{-2}
建成区面积	-2.55×10^{-5}	1.4×10^{-4}	-5.18×10^{-4}	5.10×10^{-4}
绿地面积	2.64×10^{-4}	5.96×10^{-4}	-5.57×10^{-4}	2.33×10^{-3}
人均 GDP	8.23×10^{-5}	1.04×10^{-4}	-3.07×10^{-4}	3.12×10^{-4}
民用汽车拥有量	5.37×10^{-7}	3.15×10^{-6}	-1.86×10^{-5}	4.85×10^{-6}

第二产业占 GDP 比重	0.328	0.404	-0.665	1.426
--------------	-------	-------	--------	-------

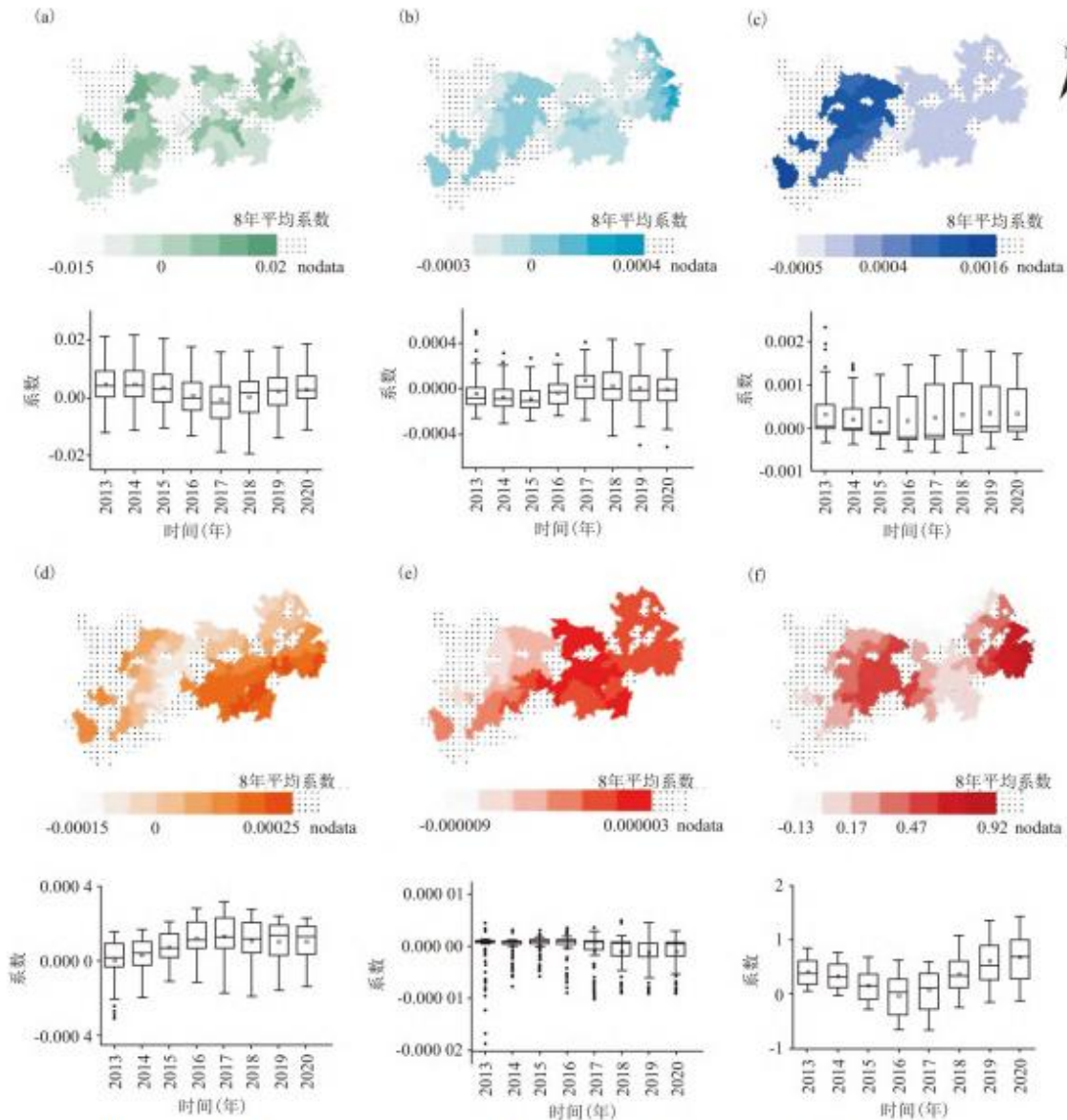


图4 GTWR模型中(a)总人口, (b)建成区面积, (c)绿地面积, (d)人均地区生产总值, (e)民用汽车拥有量和(f)第二产业占GDP比重系数的空间变化与时间变化

Fig. 4 In GTWR model, (a) total population, (b) built-up area, (c) green area, (d) per capita GDP, (e) civilian vehicle ownership and (f) ratio of secondary industry to GDP Spatial and temporal changes

从时间变化来看, 长江经济带总人口和第二产业占GDP比重的回归系数呈现U型分布, 即他们对长江经济带的影响先降低后增强; 建成区面积、绿地面积和民用汽车拥有量的回归系数呈波动增加趋势, 表明他们对长江经济带的影响呈持续增强的趋势, 但是人均GDP的回归系数呈倒U型分布, 这说明其对长江经济带的影响是先增强后降低, 这与环境库茨涅茨曲线假说保持一致[25], 一个地区的环境污染程度随经济的增长而加剧, 当经济发展到一定的水平时, 即达到某一拐点, 此后该地区的环境污染程度随经济的增长而减缓^[26]。

2.4 气象驱动因子分析

为辨析长江经济带气象因子与 O₃ 浓度变化的复杂动态关系, 本文统计了 2019~2020 年长江经济带的 20 个重点城市的逐日气象数据, 共 14 620 条数据样本, 利用 GTWR 模型拟合各气象因子对 O₃ 浓度的时空异质影响。回归分析前, 运用相关性分析考察每个气象因素对地表 O₃ 的单独作用, 发现 6 个因素均通过了显著性检验 ($p < 0.01$), 与研究城市的地表 O₃ 浓度有着正负不一的相关关系 (表 4)。同时, 为了避免解释变量间存在共线性, 采用 SPSS 26.0 对逐日气象数据进行共线性检验, 发现这 6 个气象因素的 VIF 均 < 10 , 符合 GTWR 模型回归要求。构建 GTWR 模型可看出, 其平均 R² 为 0.681, 赤池信息量准则 (AIC_c) 与残差平方和 (RSS) 均达到模型拟合要求。

表 4 气象因子与 O₃ 的相关系数及 VIF

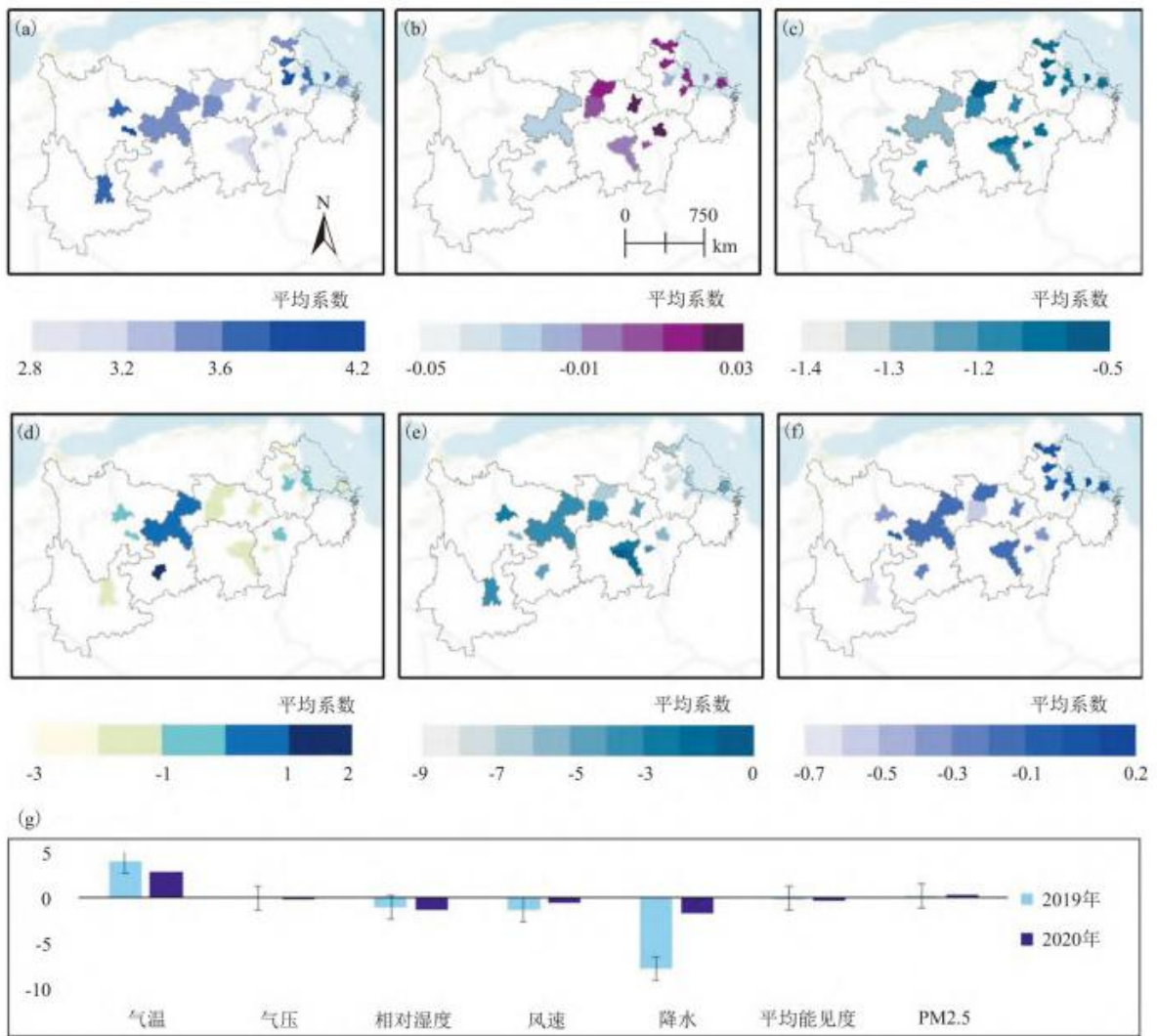
	相关系数	VIF
气温	0.607**	1.382
气压	0.072**	1.013
相对湿度	-0.420**	1.318
风速	0.025**	1.088
降水	-0.133**	1.152
平均能见度	0.302**	1.721

表 5 与图 5 显示了 GTWR 模型的全局拟合系数及各气象指标系数的时空分布。在 GTWR 对实际情况气象因素综合作用的模拟中, 气温与 O₃ 浓度间呈显著的正相关, 其回归系数的平均值为 3.482; 气压、相对湿度、风速、降水、平均能见度与 O₃ 浓度则呈现显著负相关, 回归系数平均值分别为 -0.003、-1.140、-0.961、-4.721 及 -0.158。气温与降水的回归系数绝对值较大, 对长江经济带 O₃ 浓度变化的影响强度较高; 其次是相对湿度与风速, 气压值的影响驱动力最弱。2019~2020 年, 各气象因素的回归系数普遍有所下降, 其中降水的平均回归系数下降了 6.07, 表明气象条件对 O₃ 浓度的影响减小, 人为原因或其他因素对 O₃ 浓度升高的贡献增多 (图 5(g))。从空间分布上看, 气温在 20 个城市均有较大的回归系数, 尤其在自贡、合肥、昆明等市, 平均回归系数 > 3.7 (图 5(a))。以前的研究表明, 气温是 O₃ 浓度变化的重要气象驱动因素, 较高的气温为 O₃ 生成提供了有利的光化学反应条件, 对其浓度变化有正向促进作用^[27]。降水作为另一个重要因子, 与 O₃ 呈显著的负相关, 在长江经济带东部的驱动力更强, 如无锡、蚌埠、合肥等市的平均回归系数绝对值 > 7 , 降水意味着多云雨, 光照强度与时间均较小, 不利于 O₃ 的生成与累积 (图 5(e))^[28]。在整个区域上, 相对湿度与 O₃ 呈现负相关, 这是因为相对湿度高意味着空气中水汽含量多, 而水汽能减弱太阳辐射, 减少生成 O₃ 的光化学反应^[29]。除了重庆市与贵阳市, 风速在其他区域对 O₃ 的生成有抑制作用, 高风速会使 O₃ 朝着风向向外扩散, 降低了地表 O₃ 在一定地域上的聚集^[30]。气压与平均能见度的平均回归系数较小, 为 -0.003 和 -0.158, 表明它们对 O₃ 浓度的影响相对较低。

表 5 不同气象因子的全局拟合系数 导出到 EXCEL

	平均值	标准差	最小值	中位数	最大值
气温	3.482	0.924	1.396	3.522	5.251

气压	-0.003	0.038	-0.138	0.005	0.117
相对湿度	-1.140	0.424	-2.274	-1.139	-0.375
风速	-0.961	3.215	-10.190	-1.092	9.149
降水	-4.721	5.597	-22.199	-4.620	12.321
平均能见度	-0.158	0.690	-1.931	-0.194	1.682



注: (a) 气温, (b) 气压, (c) 相对湿度, (d) 风速, (e) 降水, (f) 平均能见度, (g) 时间变化.

图 5 不同气象因子回归系数的时空差异

Fig. 5 Spatiotemporal variations of regression coefficients of different meteorological factors

2.5 政策与建议

基于以上研究结果,我们就长江经济带区域如何降低和预防 O3 污染带来的威胁提出以下政策建议。由于不同区域的的社会

经济发展和自然条件存在显著差异,因此在政策制定过程中应该因地制宜。第二产业占比(即工业份额)是研究区域 O₃ 污染最重要的驱动因素,也就是说工业份额越多的区域(武汉、合肥、长沙等)其生产过程中排放的污染物越多, O₃ 污染相对越严重。在未来产业布局中可以通过优化产业结构、淘汰落后产能入手,并且要注重管理理念、控制指标支持建立 O₃ 协调控制的大气环境管理框架。同时在平衡不同地区发展水平的基础上,优化 O₃ 污染防治区域划分,设计不同区域重点污染物减排策略,形成有利于协同控制和精细化治理的大气环境管理体系。气温和降水在 O₃ 的二次生成过程中具有重要影响,为了减少大众在高 O₃ 浓度中的暴露时间,有关部门应该及时预报气象因素变动导致的 O₃ 浓度变化,同时在 O₃ 污染频发区域制定详细的 O₃ 污染预警方案,降低大众暴露风险。

3 结论

本文定量分析了长江经济带 O₃ 浓度的时空分布特征及其主要社会经济驱动因子,研究结果表明:

(1) 2013~2020 年长江经济带 O₃ 浓度以 $2.88 \mu\text{g}(\text{m}^3 \cdot \text{a})$ 的变化速率呈显著增长趋势($p < 0.05$)。湖北中部、安徽中北部、江苏中南部、上海、浙江东部、江西中部和湖南东北部区域的地表臭氧浓度的变化速率超过 $6 \mu\text{g}(\text{m}^3 \cdot \text{a})$ ($p < 0.05$);川渝、贵州东北部和云南东部部分区域变化速率 $\leq 0 \mu\text{g}(\text{m}^3 \cdot \text{a})$ ($p < 0.05$)。

(2) 空间格局演变分析结果表明,长江经济带 O₃ 浓度变化速率的全局 Moran' s I 指数在 1%的水平上显著并存在显著的热点区域($p < 0.01$)。热点区域主要分布在湖北、安徽、江苏、上海、浙江、江西和湖南等大部分区域;相比之下,长江经济带 O₃ 浓度变化速率没有形成显著的冷点集聚区域,但存在以四川东部、重庆东部、湖北和湖南西部以及贵州东部等区域为主的显著低低聚类区域($p < 0.01$)。

(3) 构建 GTWR 模型分析长江经济带 O₃ 浓度的社会经济和气象驱动因素,发现第二产业占 GDP 比重对长江经济带地表臭氧浓度的影响最大,其次是总人口数;二者均与 O₃ 浓度呈显著正相关关系,其回归系数分别为 0.328 和 2.05×10^{-3} 。对于气象驱动因素来说,降水对长江经济带的驱动作用显著高于其他驱动因子,与 O₃ 浓度呈显著负相关关系;其次是气温,与 O₃ 浓度呈显著正相关关系。此外,不同驱动因素对 O₃ 浓度的影响,存在显著的空间差异和时序变化。

参考文献

- [1] LU X, HONG J, ZHANG L, et al. Severe surface ozone pollution in China: A global perspective[J]. Environmental Science and Technology Letters, 2018, 5(8): 487-494.
- [2] TURNER M C, JERRETT M, POPE C A, et al. Long-term ozone exposure and mortality in a large prospective study[J]. American Journal of Respiratory and Critical Care Medicine, 2016, 193(10): 1134-1142.
- [3] KONG L, TANG X, ZHU J, et al. A 6-year-long (2013-2018) high-resolution air quality reanalysis dataset in China based on the assimilation of surface observations from CNEMC[J]. Earth System Science Data, 2021, 13(2): 529-570.
- [4] CAO Y, QIAO X, HOPKE P K, et al. Ozone pollution in the west China rain zone and its adjacent regions, Southwestern China: Concentrations, ecological risk, and Sources[J]. Chemosphere, 2020, 256: 127008.
- [5] SICARD P, AGATHOKLEOUS E, DE MARCO A, et al. Urban population exposure to air pollution in Europe over the last decades[J]. Environmental Sciences Europe, 2021, 33: 28.
- [6] 黄小刚, 邵天杰, 赵景波, 等. 长江经济带空气质量的时空分布特征及影响因素[J]. 中国环境科学,

2020, 40(2):874-884. HUANG X G, SHAO T J, ZHAO J J, et al. Spatial-temporal distribution of air quality and its influencing factors in the Yangtze River economic belt[J]. China Environmental Science, 2020, 40(2):874-884.

[7] XIE Y, DAI H, DONG H, et al. Economic impacts from PM_{2.5} pollution-related health effects in China: A provincial-level analysis[J]. Environmental Science and Technology, 2016, 50(9):4836-4843.

[8] 黄小刚, 邵天杰, 赵景波, 等. 长三角城市群臭氧浓度的时空分异及驱动因素[J]. 长江流域资源与环境, 2019, 28(6):1434-1445. HUANG X G, SHAO T J, ZHAO J B, et al. Spatio-temporal differentiation of ozone concentration and its driving factors in Yangtze River Delta Urban Agglomeration[J]. Resources and Environment in the Yangtze Basin, 2019, 28(6):1434-1445.

[9] 王琳琳. 2018~2020年东北地区沿海城市臭氧污染趋势及空间分布特征研究[J]. 绿色科技, 2021, 23(16):39-41. WANG L L. Research on the trend and spatial distribution characteristics of ozone pollution in coastal cities in Northeast China from 2018 to 2020[J]. Journal of Green Science and Technology, 2021, 23(16):39-41.

[10] 符传博, 周航. 中国城市臭氧的形成机理及污染影响因素研究进展[J]. 中国环境监测, 2021, 37(2):33-43. FU C B, ZHOU H. Research progress on the formation mechanism and impact factors of urban ozone pollution in China[J]. Environmental Monitoring in China, 2021, 37(2):33-43.

[11] 黄晓军, 祁明月, 李艳雨, 等. 关中地区 PM_{2.5} 时空演化及人口暴露风险[J]. 环境科学, 2020, 41(12):5245-5255. HUANG X J, QI M Y, LI Y Y, et al. Spatio-temporal evolution and population exposure risk to PM_{2.5} in the Guanzhong Area[J]. Environmental Science, 2020, 41(12):5245-5255.

[12] 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 ZH, et al. Meta-analysis of association between short-term ozone exposure and population mortality in China[J]. Acta Scientiae Circumstantiae, 2016, 36(4):1477-1485.

[13] 岳岩裕, 吴翠红, 许可, 等. 武汉城市圈臭氧污染特征及气象因子影响分析[J]. 气象与环境科学, 2021, 44(3):16-23. YUE Y Y, WU C H, XU K, et al. Analysis of ozone pollution characteristics and meteorological impact factors in Wuhan Metropolitan area[J]. Meteorological and Environmental Sciences, 2021, 44(3):16-23.

[14] 何超, 慕航, 杨璐, 等. 中国暖季近地面臭氧浓度空间格局演变及主要气象驱动因素[J]. 环境科学, 2021, 42(9):4168-4179. HE C, MU H, YANG L, et al. Spatial variation of surface ozone concentration during the warm season and its meteorological driving factors in China[J]. Environmental Science, 2021, 42(9):4168-4179.

[15] XUE T, ZHENG Y, GENG G, et al. Estimating spatiotemporal variation in ambient ozone exposure during 2013-2017 using a data-fusion model[J]. Environ Sci Technol, 2020, 54, 14877-14888.

[16] XIAO Q, GENG G, XUE T, et al. Tracking PM_{2.5} and O₃ Pollution and the Related Health Burden in China 2013-2020[J]. Environ Sci Technol, 2022, 56(11):6922-6932.

[17] GONG X, HONG S, JAFFE D A. Ozone in China: Spatial distribution and leading meteorological factors controlling O₃ in 16 Chinese cities[J]. Aerosol and Air Quality Research, 2018, 18(9):2287-2300.

-
- [18] REN Y, FANG C, LI G. Spatiotemporal characteristics and influential factors of eco-efficiency in Chinese prefecture-level cities: A spatial panel econometric analysis[J]. *Journal of Cleaner Production*, 2020, 260.
- [19] 柯碧钦, 何超, 杨璐, 等. 华北地区地表臭氧时空分布特征及驱动因子研究[J]. *中国环境科学*, 2021, 10(25):1-13. KE B Q, HE C, YANG L, et al. Study on the spatiotemporal variation of surface ozone and the main driving factors in North China[J]. *China Environmental Science*, 2021, 10(25):1-13.
- [20] HARRIS P, BRUNSDON C, CHARLTON M. Geographically weighted principal components analysis[J]. *International Journal of Geographical Information Science*, 2011, 25(10):1717-1736.
- [21] 韩素芹, 孟冬梅, 佟华, 等. 天津城市热岛及其对污染物扩散影响的数值模拟[J]. *生态环境学报*, 2009, 18(2):403-407. HAN S Q, MENG D M, TONG H, et al. Numerical simulation of the urban heat island and its influence on the diffusion of pollutants in Tianjin[J]. *Ecology and Environmental Sciences*, 2009, 18(2):403-407.
- [22] CIVEROLO K, HOGREFE C, LYNN B, et al. Estimating the effects of increased urbanization on surface meteorology and ozone concentrations in the New York City metropolitan region[J]. *Atmospheric Environment*, 2007, 41(9):1803-1818.
- [23] 易睿, 王亚林, 张殷俊, 等. 长江三角洲地区城市臭氧污染特征与影响因素分析[J]. *环境科学学报*, 2015, 35(8):2370-2377. YI R, WANG Y L, ZHANG Y J, et al. Pollution characteristics and influence factors of ozone in Yangtze River Delta[J]. *Acta Scientiae Circumstantiae*, 2015, 35(8):2370-2377.
- [24] WANG Y, HOPKE P K, XIA X, et al. Source apportionment of airborne particulate matter using inorganic and organic species as tracers[J]. *Atmospheric Environment*, 2012, 55(3):525-532.
- [25] 陈天增, 葛艳丽, 刘永春, 等. 我国机动车排放 VOCs 及其大气环境影响[J]. *环境科学*, 2018, 39(2):478-492. CHEN T Z, GE Y L, LIU Y C, et al. VOCs emission from motor vehicles in China and its impact on the atmospheric environment[J]. *Environmental Science*, 2018, 39(2):478-492.
- [26] GROSSMAN G M, KRUEGER A B. Economic growth and the environment[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 1995, 110(2):353-377.
- [27] 周正柱, 王俊龙. 环境库兹涅茨曲线假说检验研究进展与展望[J]. *中国农业资源与区划*, 2020, 41(1):185-193. ZHOU Z Z, WANG J L. Research progress and implication about hypothesis test of environmental kuznets curve[J]. *Chinese Journal of Agricultural Resources and Regional Planning*, 2020, 41(1):185-193.
- [28] LU C, MAO J, WANG L, et al. An unusual high ozone event over the North and Northeast China during the record-breaking summer in 2018[J]. *Journal of Environmental Sciences*, 2021, 104:264-276.
- [29] MA M, YAO G, GUO J, et al. Distinct spatiotemporal variation patterns of surface ozone in China due to diverse influential factors[J]. *Journal of Environmental Management*, 2021, 288:112368.
- [30] WANG T, XUE L, BRIMBLECOMBE P, et al. Ozone pollution in China: A review of concentrations, meteorological influences, chemical precursors, and effects[J]. *Science of The Total Environment*, 2017, 575:1582-1596.