

# 长江经济带三大城市群 PM<sub>2.5</sub> 时空分布 特征及影响因素研究

周侗 张帅倩 闫金伟 吴义豪 武奇 陶菲<sup>1</sup>

(南通大学地理科学学院, 江苏南通 226007)

**【摘要】:** 基于国控点发布的 2017~2019 年 PM<sub>2.5</sub> 数据, 综合运用空间自相关分析法、地理探测器和混合地理加权回归 (MGWR) 等方法, 对长江经济带三大城市群 PM<sub>2.5</sub> 浓度进行多空间尺度、多影响指标和多分析模型的综合研究。结果表明: (1) 长江经济带三大城市群的 PM<sub>2.5</sub> 浓度总体上呈下降趋势, 长江三角洲城市群三年平均 PM<sub>2.5</sub> 浓度值最低, 长江中游城市群三年平均 PM<sub>2.5</sub> 浓度最高, 但下降幅度最大, 成渝城市群三年内空气质量在三大城市群中处于中等水平。(2) 在季节尺度上, 春冬季 PM<sub>2.5</sub> 浓度值较高, 夏秋季较低。(3) 空间视角, 长江以北空气污染较长江以南更为严重, 长江三角洲城市群东部和南部的空气质量优于该城市群的其他地区, 长江中游城市群西北部空气质量较差, 成渝城市群东部空气质量较好。(4) PM<sub>2.5</sub> 浓度的影响因素主要包括气象因素和社会经济因素。社会经济因素中, 城镇化率是 2017~2019 年 PM<sub>2.5</sub> 污染的最主要影响因子, 其次为规模以上工业企业。气象因素中, 总降水量、最高气温等因素对 PM<sub>2.5</sub> 污染有较强的削弱作用。总体上, 现阶段城市化进程对 PM<sub>2.5</sub> 污染的影响程度较大。

**【关键词】:** PM<sub>2.5</sub> 长江经济带城市群 时空分布 影响因素 混合地理加权回归

**【中图分类号】:** X513 **【文献标识码】:** A **【文章编号】:** 1004-8227 (2022)04-0878-12

长江经济带作为横贯东西、地跨南北的重要腹地, 近年来工业废气排放量呈持续上升态势, 并且长期的高强度开发建设、高密度人口布局等使长江经济带的空气污染问题日益突出。PM<sub>2.5</sub> 是影响空气质量的主要污染物之一, 持续高浓度的 PM<sub>2.5</sub> 会损害城市形象, 阻碍经济发展<sup>[1]</sup>。为了更好地改善地区环境质量, 亟需探明 PM<sub>2.5</sub> 时空分布特征和影响因素<sup>[2]</sup>。

PM<sub>2.5</sub> 的现有研究区域集中在华北、华东等发展水平高、大气污染严重的区域。数据来源主要包括地面监测站点数据<sup>[3]</sup>和卫星遥感反演产品<sup>[4]</sup>。研究方向主要分为 PM<sub>2.5</sub> 的来源<sup>[5,6]</sup>、物质组成<sup>[7]</sup>、时空特征与驱动因素分析<sup>[8]</sup>、空间格局与异质性<sup>[9]</sup>、模型估算与预测<sup>[10,11]</sup>等。时间尺度上主要从年、月、季节等不同的时间粒度对 PM<sub>2.5</sub> 浓度进行分析; 空间分布上, 空间自相关分析<sup>[12]</sup>、重力模型<sup>[13]</sup>等成为探究 PM<sub>2.5</sub> 的空间分布规律的常用方法; 影响因素方面, 大多采用土地利用模型<sup>[14]</sup>、地理加权回归分析<sup>[15]</sup>、空间计量模型<sup>[8,16]</sup>和地理探测器<sup>[17]</sup>等方法定量分析气象要素<sup>[18]</sup>、社会经济要素<sup>[19]</sup>等对 PM<sub>2.5</sub> 浓度的影响; 时空预测方面, 多通过神经网络<sup>[20]</sup>、随机森林<sup>[21]</sup>等机器学习模型对不同时间粒度的大气污染物浓度值进行回归预测。

长江经济带 PM<sub>2.5</sub> 的相关研究虽取得了大量成果, 但仍存在不足之处: (1) 研究表明社会经济因素和自然因素是影响 PM<sub>2.5</sub> 浓度水平和空间分布的主要因素, 但在筛选 PM<sub>2.5</sub> 影响因素的过程中, 采用的模型比较单一。并且不同地区, 由于自然条件和社会经济条件不同, 各因素对 PM<sub>2.5</sub> 浓度的影响也不尽相同<sup>[1]</sup>。(2) 不同的空间尺度, PM<sub>2.5</sub> 空间分布特征通常存在较大差异, 仅采用单一

**作者简介:** 周侗 (1978~), 男, 副教授, 主要研究方向为城市信息学中的土地、交通和环境。E-mail: tonggis@163.com; 张帅倩, E-mail: 1921110012@stmail.ntu.edu.cn

**基金项目:** 国家社会科学重大基金项目 (19ZDA189); 南通市社会民生科技面上项目 (MS12020075, MS12021082); 全国大学生创新创业训练计划项目 (202110304042Z)

空间尺度的研究成果，难以体现和适用于多空间尺度的结果和评价<sup>[22]</sup>。据此，本文以长江经济带三大城市群为研究样区，选取2017~2019年国控点发布的PM<sub>2.5</sub>数据，并结合同期的气象和社会经济等数据，综合运用空间自相关分析法、地理探测器和混合地理加权回归(MGWR)等方法，探索PM<sub>2.5</sub>的时空分布特征和大尺度下时空异质性的主要驱动力因素，实现长江经济带多空间尺度、多影响指标和多分析模型的PM<sub>2.5</sub>综合研究，为长江经济带三大城市群空气污染的治理提供参考，以促进长江经济带实现绿色、可持续发展。

## 1 研究区域与数据来源

### 1.1 研究区域

长江经济带横跨中国东中西三大区域，覆盖上海、江苏、浙江、安徽、江西、湖北、湖南、重庆、四川、云南、贵州等11个省市，面积约205.23万km<sup>2</sup>，占全国的21.4%，是东部、中部和西部互动合作的协调发展带。本文选取长江经济带中长江三角洲城市群、长江中游城市群和成渝城市群三大城市群作为研究对象，长江三角洲城市群以上海为核心城市，包括江苏、浙江和安徽3个省的27个城市，是“一带一路”与长江经济带的重要交汇地带。长江中游城市群以武汉为核心城市，包括湖北、湖南和江西省在内的31个城市，是长江经济带的重要组成部分，由于仙桃、潜江和天门三市数据统计缺失，本文研究样区剔除了以上城市。成渝城市群以重庆、成都为中心，包括德阳、绵阳在内的17个城市，是中国西部经济文化发展较好的区域。

### 1.2 数据来源

研究数据包括PM<sub>2.5</sub>监测数据及影响其分布的气象、社会经济等自然人文要素数据。PM<sub>2.5</sub>月均值来自于PM<sub>2.5</sub>历史数据网站(<https://www.aqistudy.cn/historydata/>)。PM<sub>2.5</sub>年均值是根据月均值计算所得。指标体系中的地面气象站点数据来源于慧聚数据(<http://hz.zc12369.com>)。社会经济数据包括人口密度、规模以上工业企业、民用汽车数量和普通中学数量来源于国家统计局发布的中国统计年鉴(<http://www.stats.gov.cn>)和各城市的统计年鉴，其中第二产业比重由第二产业总值与GDP总值相除得到，GDP、城镇化率、医疗卫生机构来源于各个城市的统计公报(<http://www.tjcn.org>)。

## 2 研究方法

### 2.1 空间自相关分析

全局莫兰指数可以描述长江经济带三大城市群PM<sub>2.5</sub>在整体空间分布上的集聚情况，其计算方法如下：

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

式中： $x_i$ 、 $x_j$ 为城市群内*i*、*j*城市的PM<sub>2.5</sub>浓度； $\bar{x}$ 为城市群整体PM<sub>2.5</sub>浓度均值； $W_{ij}$ 为空间权重矩阵中的第*i*行第*j*列的一个元素，以度量区域*i*与区域*j*之间的距离；*n*为城市群内城市数量。莫兰指数的取值在[-1, 1]之间， $I < 0$ ，为空间负相关，代表PM<sub>2.5</sub>污染倾向于空间分散； $I > 0$ ，为空间正相关，代表PM<sub>2.5</sub>污染倾向于空间集聚； $I = 0$ ，则表明PM<sub>2.5</sub>污染在空间上为随机分布<sup>[13]</sup>。

对莫兰指数的结果进行显著性检验，其公式如下：

$$Z(I) = \frac{1 - E(I)}{\sqrt{\text{Var}(I)}} \quad (2)$$

式中： $E(I)=-1/(n-1)$ ； $\text{Var}(I)$ 为  $I$  的方差。在 95%置信度下， $|Z(I)|>1.96$  表示空间自相关性显著。当 $-1.96<Z(I)<1.96$  时，表示空间自相关性不显著。

由于全局空间自相关是建立在空间平稳性的假设基础之上，认为整个区域只存在集聚、分散或随机分布 3 种趋势，但忽略了空间非平稳性，难以准确地找到空间异常值<sup>[23]</sup>，而局部空间自相关能够定位显著性集聚或异常值的具体空间位置，对于地区  $i$ ，局部莫兰指数的计算公式如下：

$$I_i = \frac{n(x_i - \bar{x}) \sum_{j=1}^m W_{ij}(x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}, \quad (i \neq j) \quad (3)$$

式中： $x_i$ 、 $x_j$ 在本研究中为城市群内  $i$ 、 $j$  城市的  $\text{PM}_{2.5}$ 浓度年均值； $W_{ij}$ 为城市  $i$  和  $j$  之间的空间权重矩阵； $n$  为城市群内城市数量。在 95%置信水平上， $I_i>0$  时表示城市  $i$  与邻近城市的  $\text{PM}_{2.5}$ 污染呈现空间正相关(高-高或低-低)， $I_i<0$  时表示城市  $i$  与邻近城市的  $\text{PM}_{2.5}$ 污染呈现空间负相关(高-低或低-高)。

## 2.2 标准差椭圆

标准差椭圆主要用于分析地理要素空间分布的方向性与变化趋势。椭圆的平均中心即  $\text{PM}_{2.5}$  在空间分布上的重心；椭圆的长轴方向代表  $\text{PM}_{2.5}$  空间分布较多的方向，短轴相反，长短轴之间的差值越大，表示  $\text{PM}_{2.5}$  的方向性越强<sup>[24]</sup>，其公式如下：

$$\begin{aligned} \text{平均中心: } \bar{X}_w &= \frac{\sum_{i=1}^n w_i x_i}{\sum_{i=1}^n w_i}; \quad \bar{Y}_w = \frac{\sum_{i=1}^n w_i y_i}{\sum_{i=1}^n w_i} \quad (4) \\ \text{X 轴标准差: } \sigma_x &= \frac{\sqrt{\sum_{i=1}^n (w_i \bar{x}_i \cos\theta - w_i \bar{y}_i \sin\theta)^2}}{\sum_{i=1}^n w_i^2} \quad (5) \end{aligned}$$

$$\text{Y 轴标准差: } \sigma_y = \frac{\sqrt{\sum_{i=1}^n (w_i \bar{x}_i \sin\theta - w_i \bar{y}_i \cos\theta)^2}}{\sum_{i=1}^n w_i^2} \quad (6)$$

式中：(x<sub>i</sub>, y<sub>i</sub>)为研究的空间区域；w<sub>i</sub>为空间权重； $(\bar{X}_w, \bar{Y}_w)$ 是椭圆重心的坐标；σ<sub>x</sub>为X轴标准差；σ<sub>y</sub>为Y轴标准差。

### 2.3 地理探测器

地理探测器(Geo Detector)是用于探测地理要素空间分异性，以及揭示其背后驱动力的一组统计学方法<sup>[24]</sup>。由于地理探测器输入的自变量要求为类别量，需对连续数据进行离散处理<sup>[25,26]</sup>，计算公式如下：

$$q = 1 - \frac{\sum_{h=1}^L N_h \sigma_h^2}{N \sigma^2} \quad (7)$$

式中：L为影响因子的分类数量，N为城市数量；N<sub>h</sub>为类别h的城市数；σ<sup>2</sup>和σ<sub>h</sub><sup>2</sup>分别是PM<sub>2.5</sub>在每个城市群的分方差和PM<sub>2.5</sub>在类别h区域的方差；q用来度量PM<sub>2.5</sub>的空间分异性以及某因子对PM<sub>2.5</sub>的空间分异的解释力。

### 2.4 混合地理加权回归模型

MGWR模型作为GWR模型的扩展，基于自适应的带宽选择探究不同空间尺度下主要驱动力因子<sup>[27]</sup>，一定程度解决了部分回归参数不随地理位置发生改变的问题，其表达式如下：

$$y_i = \sum_{j=1}^n a_j x_{ij} + \sum_{j=n+1}^m \beta_j(\mu_i, \gamma_i) x_{ij} + \varepsilon_i \quad (8)$$

式中：(μ<sub>i</sub>, γ<sub>i</sub>)为城市i的地理坐标；j为城市数量；x<sub>ij</sub>为第j个自变量在位置i的观测值；a<sub>j</sub>为全局变量的回归系数；β<sub>j</sub>为局部变量的回归系数；ε<sub>i</sub>为随机误差项。同时，本文选取高斯函数作为空间权函数，AICc准则作为带宽选择优化方法。

## 3 PM<sub>2.5</sub>时空特征分析

### 3.1 PM<sub>2.5</sub>时间分布特征

通过对三大城市群2017~2019年PM<sub>2.5</sub>年均值的比较，发现各城市群2018年的PM<sub>2.5</sub>浓度较2017年均有所下降，其中长江三角洲城市群PM<sub>2.5</sub>浓度下降了6.15%，长江中游城市群PM<sub>2.5</sub>浓度下降了11.86%，成渝城市群PM<sub>2.5</sub>浓度下降了9.35%，而2018~2019年长江中游城市群和成渝城市群的PM<sub>2.5</sub>浓度有所反弹，长江三角洲城市群PM<sub>2.5</sub>浓度依然呈下降趋势。长江三角洲城市群PM<sub>2.5</sub>浓度下降了0.74%，长江中游城市群PM<sub>2.5</sub>浓度上升了2.64%，成渝城市群PM<sub>2.5</sub>浓度上升了2.18%。由此可见2017~2019年长江中游城市群PM<sub>2.5</sub>浓度下降最为显著(图1a)。

三大城市群PM<sub>2.5</sub>的月变化情况如下：(1)PM<sub>2.5</sub>浓度整体呈周期性下降趋势，但个别区域存在异常现象，成渝城市群三年内PM<sub>2.5</sub>的最高值逐年下降，而长江三角洲城市群和长江中游城市群PM<sub>2.5</sub>最高值在2018年的1月和2019年的1月分别出现了上升的异常现象。(2)三大城市群PM<sub>2.5</sub>浓度年变化均呈“U”型变化规律<sup>[28]</sup>，夏秋两季空气质量较好，夏季PM<sub>2.5</sub>浓度最低。春冬两季空气质量较差，冬季PM<sub>2.5</sub>浓度最高，主要由于冬季取暖、春运、烟花爆竹燃放等因素的影响(图1b)。

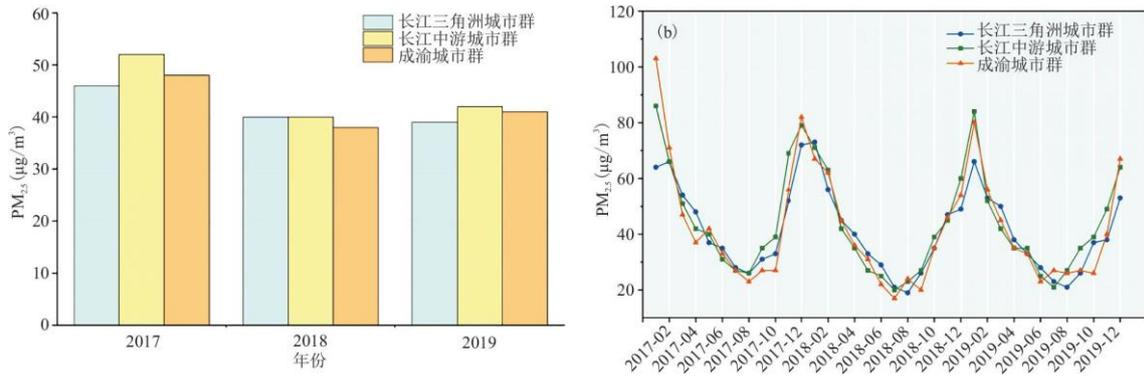


图 1 三大城市群 2017~2019 年 PM<sub>2.5</sub> 年均值 (a) 与月均值变化趋势 (b)

### 3.2 PM<sub>2.5</sub> 空间分布特征

#### 3.2.1 年尺度空间变化

长江经济带 PM<sub>2.5</sub> 的浓度分布呈现出较强的空间异质性(图 2): (1) PM<sub>2.5</sub> 浓度的空间分布格局明显, 长江中游城市群 PM<sub>2.5</sub> 三年平均值为 44.48 µg/m<sup>3</sup>, 高于长江三角洲城市群的 42.20 µg/m<sup>3</sup> 和成渝城市群的 41.43 µg/m<sup>3</sup>, 长江以北地区 PM<sub>2.5</sub> 三年平均值为 45.52 µg/m<sup>3</sup> 高于长江以南地区的 40.96 µg/m<sup>3</sup>, 即长江中游高于上游和下游, 长江北岸高于南岸。(2) 长江三角洲城市群东部和南部空气质量较好, 尤其是浙江省的舟山、宁波、台州等城市, 由于其沿海的地理位置受海风影响且降水量大等原因, 空气对污染物的扩散、输送和洗脱能力强, 削弱了 PM<sub>2.5</sub> 的聚集效应; 以湖北省襄阳、宜昌等城市为代表的长江中游城市群西北部, 由于受到第二产业比重较高因素的影响, 三年的空气质量均处于较低水平; 成渝城市群空气质量在 2017 年较差, 以自贡市为例, 该市地属典型的低山、浅丘地形, 且处于川南地区气旋式流场污染物滞留中心, 空气流动性差, 污染物容易聚集且难以扩散, 特别是秋冬季逆温现象突出、风力弱等, 以上因素导致了该市 PM<sub>2.5</sub> 浓度高于周边地区。

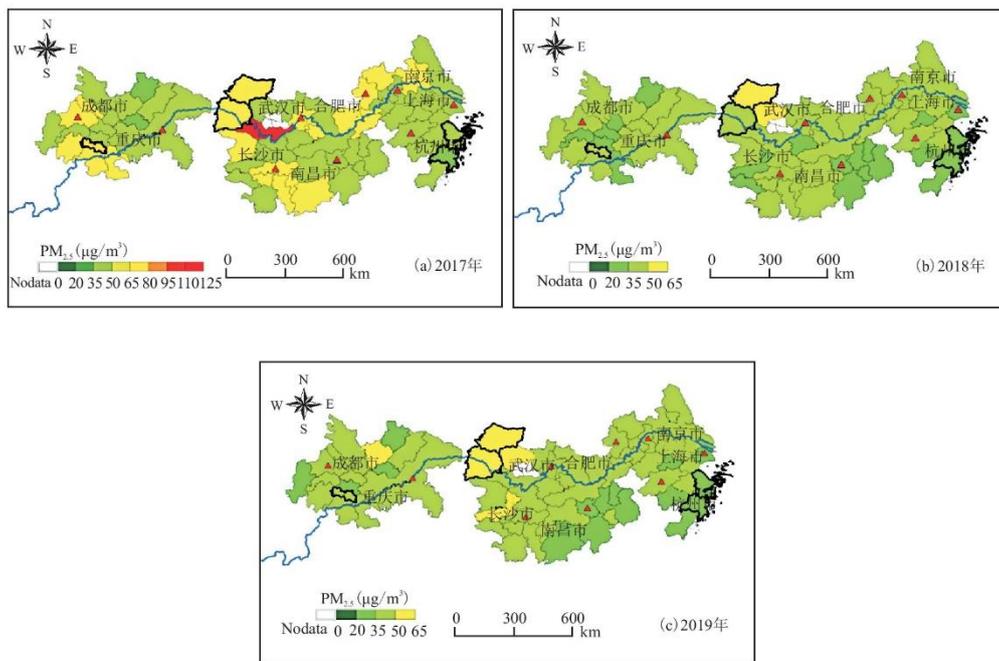


图 2 2017~2019 年三大城市群 PM<sub>2.5</sub> 年尺度空间分布

### 3.2.2 季节尺度空间变化

三大城市群  $PM_{2.5}$  浓度在季节尺度上亦呈现出明显空间异质性(图 3): (1)三大城市群空气质量整体上呈现夏秋季较好、春冬季较差的趋势。(2)春季三大城市群  $PM_{2.5}$  污染程度在整体上逐年变好;长江三角洲污染地区主要集中在安徽省和苏西北地区;长江中游城市群  $PM_{2.5}$  浓度南部低于北部;成渝城市群西南部空气质量较差。(3)夏季三大城市群三年内空气质量普遍较好,主要由于夏季气旋活动频繁,水汽输送好,降水量大,有利于  $PM_{2.5}$  的扩散和清除。此外,夏季气温上升使气态污染物活性增强,有利于大气污染物扩散,浓度降低。(4)2017 年秋季长江中游城市群空气质量较差的区域主要分布在其西部和南部;长江三角洲城市群和成渝城市群三年内空气质量逐渐改善。(5)冬季三大城市群  $PM_{2.5}$  浓度整体偏高,三年  $PM_{2.5}$  浓度较高值主要集中在成渝城市群西南部的宜宾和东北部的达州等城市和长江中游城市群的西北部的宜昌、襄阳和荆门等城市,但长江中游城市群东南部和长江三角洲的南部沿海地区城市空气质量在逐年改善。

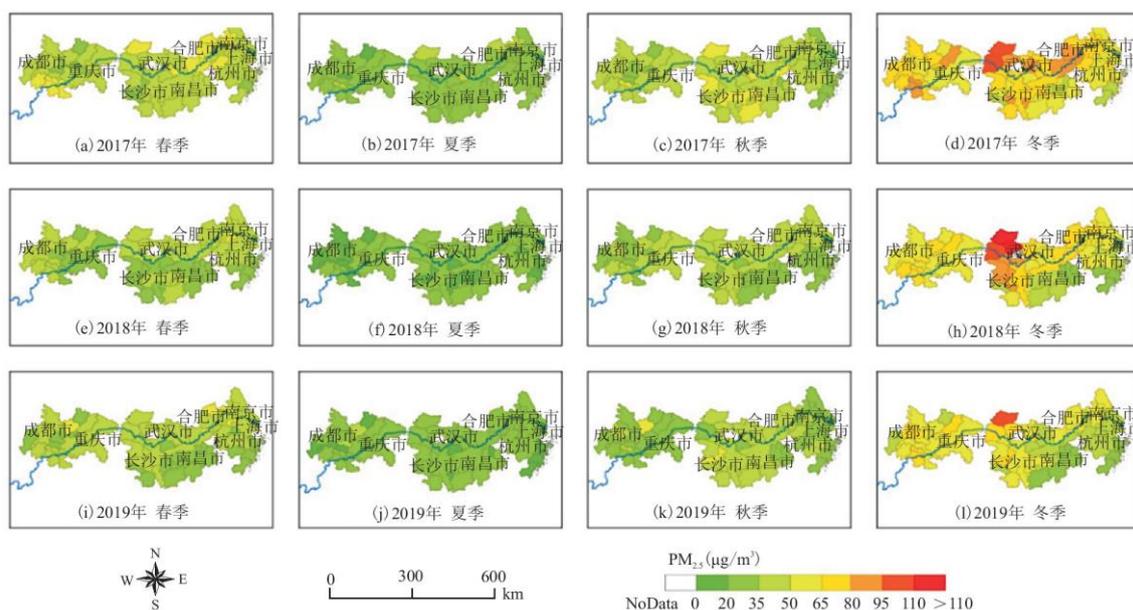


图 3 2017~2019 年三大城市群  $PM_{2.5}$  季节尺度空间分布

### 3.2.3 空间自相关分析

以莫兰指数为指标,分别对长江三角洲城市群、长江中游城市群和成渝城市群的  $PM_{2.5}$  的年均值、季度值、月均值进行空间自相关性检验,结果如下:

在  $Z > 1.96$  的情况下,三大城市群  $PM_{2.5}$  表现出的空间自相关性不同,年度和季节方面的检验结果均表明,长江三角洲城市群  $PM_{2.5}$  在空间上呈正相关分布并通过了 0.01 显著性检验。长江中游城市群除 2017 年外均通过了 0.01 显著性检验并且  $PM_{2.5}$  在空间上呈正相关集聚分布。长江三角洲城市群和长江中游城市群的秋冬两季比春夏两季的空间正相关性更强。而成渝城市群的莫兰指数在年际尺度上,只有 2017 和 2019 年通过了 0.05 显著性检验,且两年内  $PM_{2.5}$  分别呈现空间正相关集聚和空间负相关离散;在季节尺度上,各季节均未通过 0.01 显著性检验,在夏季通过了 0.05 显著性检验,而夏季的  $PM_{2.5}$  具有较为显著的负空间自相关,其余季节的  $PM_{2.5}$  空间自相关不显著。因此,通过结果比较发现,成渝城市群对莫兰指数的显著性检验效果最差(表 1)。

表 1 三大城市群  $PM_{2.5}$  浓度的全局莫兰指数及其检验

时间	长江三角洲城市群			长江中游城市群			成渝城市群		
	Moran' sI	Z(I)	P	Moran' sI	Z(I)	P	Moran' sI	Z(I)	P
2017	0.476	4.374	<0.01	0.137	1.556	0.052	0.272	2.287	0.02
2018	0.473	4.562	<0.01	0.319	3.339	<0.01	-0.086	-0.154	0.464
2019	0.492	4.345	<0.01	0.364	3.352	<0.01	-0.275	-1.654	0.036
春季	0.393	3.580	<0.01	0.370	3.803	<0.01	0.100	1.056	0.145
夏季	0.327	3.151	<0.01	0.347	3.585	<0.01	-0.314	-1.873	0.022
秋季	0.465	4.260	<0.01	0.375	3.864	<0.01	-0.206	-0.987	0.164
冬季	0.581	5.316	<0.01	0.402	3.904	<0.01	-0.03	0.295	0.354

由于全局空间自相关不能反映区域差异，所以采用局部空间自相关方法对三大城市群的  $PM_{2.5}$  浓度进行研究。从图 4 可知，每个城市群三年内  $PM_{2.5}$  浓度空间分布变化明显：2017 年  $PM_{2.5}$  浓度高值聚集在武汉都市区，低值聚集在浙江省的温州、台州、宁波等城市及成渝城市群的南充市。截止 2018 年，宜昌、荆门仍然是高浓度集中的城市，安徽省的合肥、马鞍山、铜陵、芜湖和江苏省的南京、扬州、镇江、常州等地也表现出高浓度集中。江西省的抚州、上饶和浙江省的温州、台州  $PM_{2.5}$  浓度偏低。而成渝城市群的城市均表现为不显著。2019 年湖北省高值地区相较于 2018 年增加了荆州、常德，减少了孝感，江苏省和安徽省 2018 年的高值地区在 2019 年大部分表现为不显著，低值地区相较于 2018 年增加了浙江省的绍兴、嘉兴，减少了江西省的上饶。而成渝城市群中只有巴中市  $PM_{2.5}$  表现为“低-高”聚集模式。

由此可见，武汉都市区  $PM_{2.5}$  具有较强的空间正相关性，宜昌和荆门一直处于“高-高”聚集模式，是影响周边城市空气质量的  $PM_{2.5}$  污染中心。2017 年以来，宁波、温州等沿海城市  $PM_{2.5}$  浓度较低，反映出该地区  $PM_{2.5}$  的强正相关性。而成渝城市群  $PM_{2.5}$  浓度的区域差异不显著。

### 3.2. 4 $PM_{2.5}$ 空间重心变化

利用标准差椭圆计算出三大城市群每年  $PM_{2.5}$  平均浓度重心的位置，能够探索  $PM_{2.5}$  浓度在空间上的变化趋势以及空间分布上的方向性(图 5)。

长江三角洲城市群 2017~2019 年的  $PM_{2.5}$  平均浓度重心由西南向东北移动了 7.73km 再向西北移动了 1.82km，浓度重心有从宣城市向无锡市迁移的趋势。椭圆长轴从 414.46km 减小到 405.96km，椭圆短轴从 349.22km 减小到 345.82km。椭圆的空间收缩表明，内误差椭圆的  $PM_{2.5}$  浓度上升速度快于外误差椭圆，说明中心区域相对于外缘区域， $PM_{2.5}$  浓度显著增加。

长江中游城市群 2017~2019 年的  $PM_{2.5}$  平均浓度重心由东南向西北移动了 8.81km，浓度重心主要集中在岳阳市和咸宁市一带。椭圆长轴从 507.26km 减小到 507.18km，椭圆短轴从 404.88km 增加到 415.14km。长轴的缩短和短轴的延长表明， $PM_{2.5}$  浓度在南北方向上的上升速度大于东西方向。

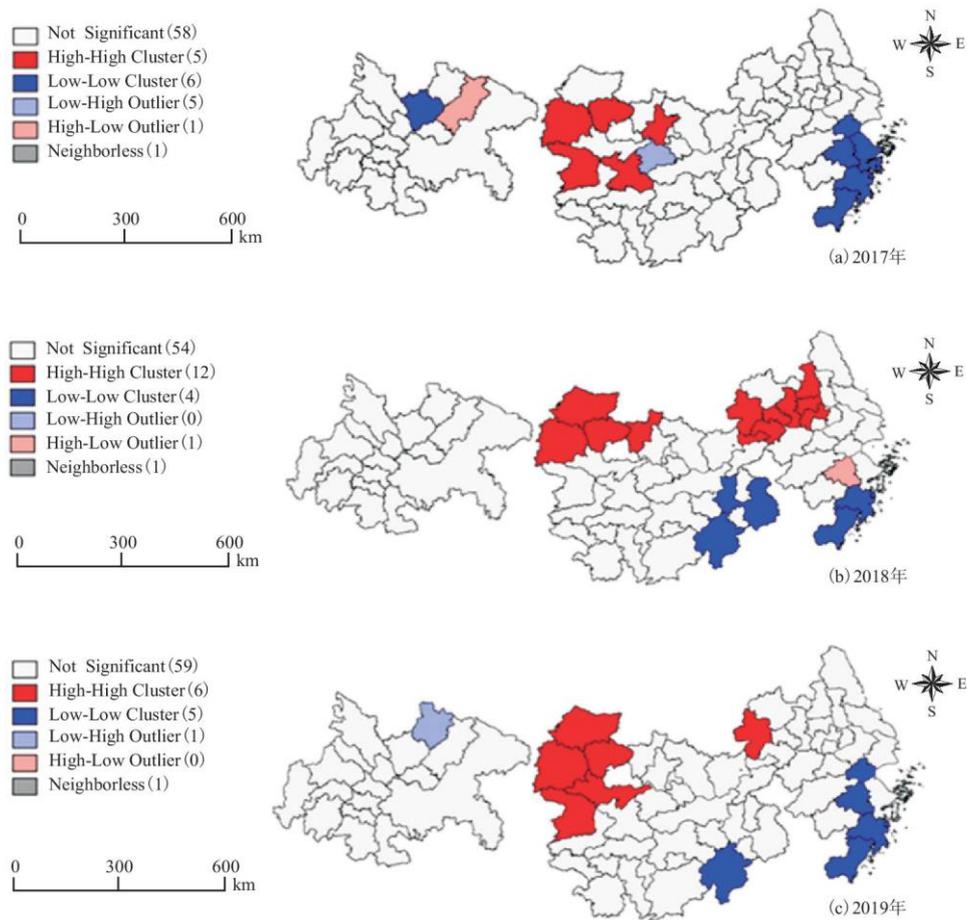


图4 2017~2019年三大城市群PM<sub>2.5</sub>的局部空间自相关分析结果

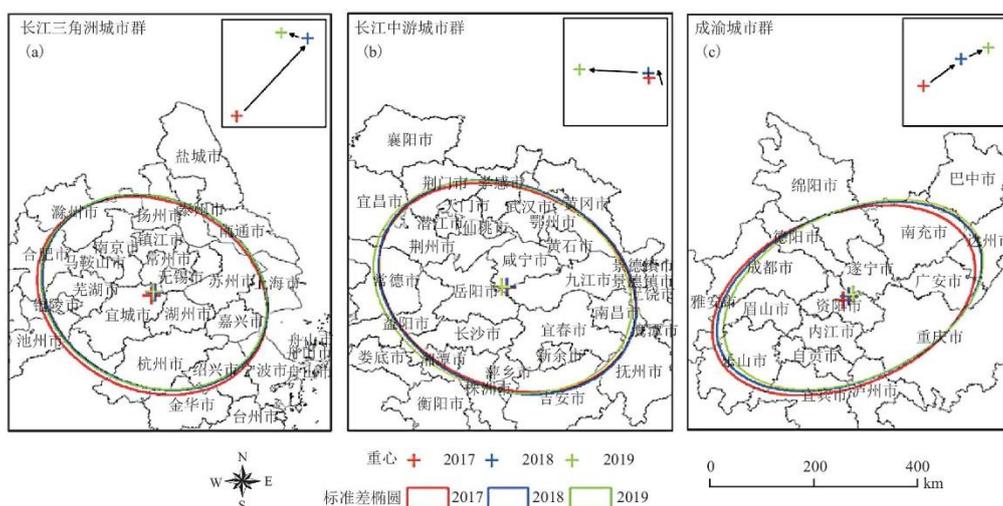


图5 2017~2019年PM<sub>2.5</sub>空间重心演变

成渝城市群 2017~2019年的PM<sub>2.5</sub>平均浓度重心由西南向东北移动了16.94km,浓度重心有从资阳市向遂宁市迁移的趋势。

椭圆长轴从 410.68km 增加到 411.04km, 椭圆短轴从 282.56km 减小到 274.12km。长轴的延长和短轴的缩短表明,  $PM_{2.5}$  浓度在东西方向上的上升速度大于南北方向。

从  $PM_{2.5}$  平均浓度重心变化的趋势和方向来看, 三大城市群北部的  $PM_{2.5}$  污染程度相对高于南部, 同时也表明每个城市  $PM_{2.5}$  污染浓度与气象条件和经济发展水平等影响有着明显的地理空间相关性。

## 4 $PM_{2.5}$ 影响因素分析

### 4.1 地理探测器

#### 4.1.1 气象因子相关分析

气象条件作为一种自然因素, 对颗粒物的传播和大气污染物的浓度起着重要作用<sup>[29,30]</sup>。但同一气象因子受到研究区地理位置、空间范围等客观因素的影响, 不同区域的气象因子对  $PM_{2.5}$  的影响能力存在差异, 并且气象因子之间存在一定的相关性, 高度相关性产生的多重共线性会导致 MGWR 模型分析结果出现误差。因此, 本研究首先通过相关分析剔除相关性最高的两个气象因子: 最低气温和平均气温, 然后进一步计算各气象因子的方差膨胀因子(VIF)检验数据的多重共线性<sup>[31]</sup>。VIF 值适合设置的范围在 2.5~10 之间<sup>[32]</sup>, VIF 值越高, 各影响因素之间的共线性越强。本文设定因子的 VIF 值不大于 10, 结果显示最高气温、相对湿度、风速、气压和总降水量 5 个气象因子通过了多重共线性检验。

#### 4.1.2 因子探测分析

地理探测器分为因子探测器、生态探测器、交互探测器和风险探测器, 本文采用因子探测器研究了 5 个气象因子和 8 个社会经济因子对  $PM_{2.5}$  的空间分异的解释力, 并筛选解释力排名前 5 的因子构建 MGWR 模型。

q 值表示每个因子对属性 Y 的空间分异解释力, 取值为[0, 1], 越接近 1, 说明 Y 的空间分异性越明显。P 值为显著性。从表 2 可以看出, 各因子对  $PM_{2.5}$  空间异质性的影响通过了 0.05 显著性检验。在三大城市群中,  $PM_{2.5}$  影响因子解释力排名前 5 的为: 城镇化率>规模以上工业企业>总降水量>民用汽车>最高气温, 由此看出,  $PM_{2.5}$  空间异质性的影响因素是多样的。

表 2 因子探测器分析结果

	GDP	第二产业 比重	规模以上 工业企业	医疗卫 生机构	民用 汽车	人口 密度	城镇 化率	普通 中学	最高 气温	相对 湿度	风速	气压	总降 水量
q	0.0875	0.046	0.1754	0.0225	0.135	0.1067	0.1834	0.1152	0.1166	0.0481	0.0267	0.0848	0.1491
p	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

### 4.2 MGWR 模型结果分析

地理探测器虽然能筛选出 3 年内三大城市群  $PM_{2.5}$  的主要影响因子, 但无法具体显示主要影响因子在空间上对每个城市  $PM_{2.5}$  的影响。因此, 本文对因子探测器中解释力最强的前 5 个因子进行 MGWR 模型拟合, 通过 MGWR 模型中的局部回归系数来分析影响因子作用方向和强度的时空差异<sup>[33,34,35]</sup> (图 6)。

(1) 2017年，城镇化率的回归系数总体上为正，对三大城市群PM<sub>2.5</sub>污染起到了增强作用，其余因子的回归系数总体上为负，对PM<sub>2.5</sub>污染起到了抑制作用；2018年，三大城市群最主要影响因子为城镇化率，其次为规模以上工业企业，其余因子的回归系数总体上为负；2019年，除城镇化率对PM<sub>2.5</sub>污染起到了增强作用以外，其余因子的回归系数为负。因此，从整体上看，2017~2019年三大城市群最主要影响因子为城镇化率。

(2) 社会经济因素方面，城镇化率作用的空间差异显著，从西向东呈明显的梯度递减，说明三大城市群在城市化进程中加强了对环境的保护。2017~2018年，规模以上工业企业的回归系数由负转正，说明在此期间，各大城市群经济发展方式较为粗放，人类活动增加了PM<sub>2.5</sub>污染程度。而2019年规模以上工业企业的回归系数主体为负，对PM<sub>2.5</sub>污染有所改善，上述两个因素对成渝城市群PM<sub>2.5</sub>污染的正向作用尤为突出。民用汽车回归系数三年内总体为负，说明汽车尾气作为PM<sub>2.5</sub>污染源影响空气质量的问题得到改善。

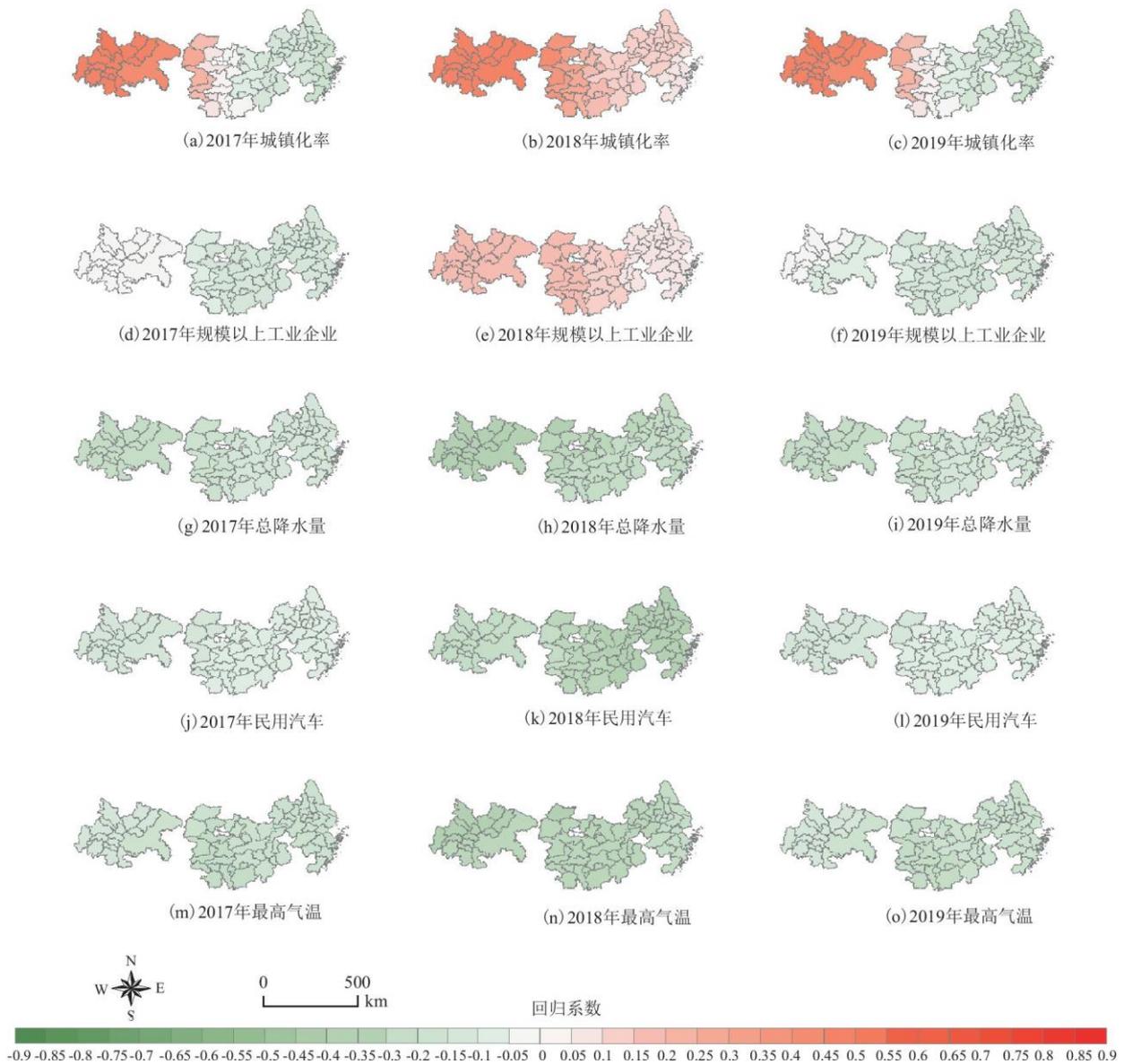


图6 2017~2019年三大城市群PM<sub>2.5</sub>影响因子回归系数分布

(3) 气象因素方面, 总降水量回归系数三年内对  $PM_{2.5}$  污染的影响在空间上均为负向, 说明总降水量对  $PM_{2.5}$  浓度起到了显著的抑制作用。最高气温回归系数在 2017~2019 年均为负值, 说明三年内该因子对三大城市群  $PM_{2.5}$  污染的作用主要为负向。

## 5 结论

本文综合运用空间自相关分析法、地理探测器和混合地理加权回归等方法从多个空间尺度客观描述了 2017~2019 年长江经济带三大城市群  $PM_{2.5}$  的时空分布特征和主要影响因素, 得出以下结论。

(1) 整体上, 2017~2019 年三大城市群的  $PM_{2.5}$  浓度明显下降。基于城市群角度的对比发现, 长江三角洲城市群三年平均  $PM_{2.5}$  浓度值最低, 长江中游城市群 2017~2018 年下降幅度最大, 成渝城市群空气质量在三大城市群中处于中等水平; 在时间上,  $PM_{2.5}$  浓度在春季和冬季较高, 而在夏秋季较低。

(2) 在空间分布上, 长江北岸空气污染较南岸严重, 长江三角洲城市群东部和南部的空气质量优于该城市群的其他地区, 长江中游城市群西北部空气质量较差, 成渝城市群东部空气质量较好。长江三角洲城市群和长江中游城市群  $PM_{2.5}$  浓度存在明显的空间自相关, 存在  $PM_{2.5}$  浓度高值区与高值区, 低值区与低值区“扎堆”现象。

(3) 基于相关分析和地理探测器模型, 将最初的 15 个影响因素筛选为城镇化率、民用汽车、规模以上工业企业、总降水量和最高气温 5 个指标, 即可有效解释三大城市群中大部分城市的  $PM_{2.5}$  空间异质性, 并作为  $PM_{2.5}$  的主要影响因子应用到空间分析模型中。

(4) 采用 MGWR 模型对三大城市群  $PM_{2.5}$  浓度分布驱动因素进行分析, 发现 2017~2019 年三大城市群驱动因素在时空上均存在差异。城镇化率是 2017~2019 年  $PM_{2.5}$  污染的最主要影响因子, 其次为规模以上工业企业。表明现阶段城市化进程对  $PM_{2.5}$  污染的影响程度较大。总降水量、最高气温等因素对  $PM_{2.5}$  污染有较强的削弱作用。

综上所述, 本文运用多种分析方法, 显著提高了实验结果的科学性和普遍性, 实验结果为治理  $PM_{2.5}$  污染提供了有力的依据, 辅助政府制定相关的政策和法规。但由于统计年鉴数据时间粒度的限制, MGWR 模型仅分析了  $PM_{2.5}$  驱动因素的年际变化规律, 是后续实验需要改进的方向。未来的研究重点是消除数据平均过程导致的序列规则丢失, 提高  $PM_{2.5}$  空间建模的精度以及  $PM_{2.5}$  浓度预测模型对空气污染的治理。

### 参考文献:

- [1] 黄小刚, 赵景波, 曹军骥, 等. 长江经济带  $PM_{2.5}$  分布格局演变及其影响因素[J]. 环境科学, 2020, 41(3):1013-1024.
- [2] 齐梦溪, 赵文慧, 孙爽, 等. 2014-2016 年北京市  $PM_{2.5}$  污染时空分布特征 [J]. 生态环境学报, 2019, 28(1):97-105.
- [3] LI M, WANG L, LIU J, et al. Exploring the regional pollution characteristics and meteorological formation mechanism of  $PM_{2.5}$  in North China during 2013-2017 [J]. Environment International, 2020, 134(11):105283.
- [4] 卢德彬, 毛婉柳, 杨东阳, 等. 基于多源遥感数据的中国  $PM_{2.5}$  变化趋势与影响因素分析 [J]. 长江流域资源与环境, 2019, 28(3):651-660.
- [5] 王振波, 梁龙武, 王旭静. 中国城市群地区  $PM_{2.5}$  时空演变格局及其影响因素 [J]. 地理学报, 2019, 74(12):2614-2630.

- 
- [6]陈刚,刘佳媛,皇甫延琦,等.合肥城区PM10及PM2.5季节污染特征及来源解析[J].中国环境科学,2016,36(7):1938-1946.
- [7]刘可可,张红,刘桂建.合肥市PM2.5和PM10中元素组成特征及重污染成因分析[J].环境科学,2019,40(8):3415-3420.
- [8]杨冕,王银.长江经济带PM2.5时空特征及影响因素研究[J].中国人口资源与环境,2017,27(1):91-100.
- [9]YE W,MA Z,HA X.Spatial-temporal patterns of PM2.5 concentrations for 338 Chinese cities [J].Science of the Total Environment,2018,631(1):524-533.
- [10]张亮林,潘竟虎,赖建波,等.基于GWR降尺度的京津冀地区PM2.5质量浓度空间分布估算[J].环境科学学报,2019,39(3):832-842.
- [11]杨立娟,徐涵秋,金致凡.MODIS卫星遥感估计福州地区近地面PM2.5浓度[J].遥感学报,2018,22(1):64-75.
- [12]柏玲,姜磊,陈忠升.长江中游城市群PM2.5时空特征及影响因素研究[J].长江流域资源与环境,2018,27(5):960-968.
- [13]王昭,严小兵.长江三角洲城市群PM2.5时空演变及影响因素[J].长江流域资源与环境,2020,29(7):1497-1506.
- [14]吴健生,廖星,彭建,等.重庆市PM2.5浓度空间分异模拟及影响因子[J].环境科学,2015,36(3):759-767.
- [15]吴浪,周廷刚,温莉,等.基于遥感数据的PM2.5与城市化的时空关系研究——以成渝城市群为例[J].长江流域资源与环境,2018,27(9):2142-2152.
- [16]汪聪聪,王益澄,马仁锋,等.经济集聚对雾霾污染影响的空间计量研究——以长江三角洲地区为例[J].长江流域资源与环境,2019,28(1):1-11.
- [17]孙泽乾,杨晓霞,曾于珈.基于地理探测器的重庆市旅游发展水平空间分异影响因子研究[J].西南师范大学学报(自然科学版),2019,44(4):57-63.
- [18]YANG L,WANG D,CHENG,et al.Influence of meteorological conditions and particulate matter on visual range impairment in Jinan,China [J].Science of the Total Environment,2007,383(1):164-173.
- [19]WANG S,ZHOU C,WANG Z,et al.The characteristics and drivers of fine particulate matter(PM2.5) distribution in China [J].Journal of Cleaner Production,2017(142):1800-1809.
- [20]杨小兵,杨峻,华华,等.安徽PM2.5时空分布特征及预测模型的研究[J].数学的实践与认识,2020,50(1):285-291.
- [21]杨立娟.基于两层随机森林模型估算中国东部沿海地区的PM2.5浓度[J].国土资源遥感,2020,32(4):137-144.
- [22]万庆,陈翥,汪媛,等.1998~2016年长江经济带PM时空演化的多尺度分析[J].长江流域资源与环境,2019,28(10):2504-2512.

- 
- [23]毛婉柳, 徐建华, 卢德彬, 等. 2015 年长三角地区城市 PM2.5 时空格局及影响因素分析 [J]. 长江流域资源与环境, 2017, 26(2):264-272.
- [24]李衡, 韩燕. 黄河流域 PM2.5 时空演变特征及其影响因素分析[J]. 世界地理研究, 2022, 31(1):130-141.
- [25]王劲峰, 徐成东. 地理探测器: 原理与展望[J]. 地理学报, 2017, 72(1):116-134.
- [26]朱青, 国佳欣, 郭熙, 等. 鄱阳湖区生态环境质量的空间分异特征及其影响因素 [J]. 应用生态学报, 2019, 30(12):4108-4116.
- [27]WU W, ZHANG M, DING Y. Exploring the effect of economic and environment factors on PM2.5 concentration:A case study of the Beijing-Tianjin-Hebei region[J]. Journal of Environmental Management, Elsevier Ltd, 2020, 268(11):110703.
- [28]FOTHERINGHAM A S, YANG W, KANG W. Multiscale geographically weighted regression (MGWR) [J]. Annals of the Association of American Geographers, 2017, 107(6):1247-1265.
- [29]LIU X J, XIA S Y, YANG Y, et al. Spatiotemporal dynamics and impacts of socioeconomic and natural conditions on PM2.5 in the Yangtze River Economic Belt[J]. Environmental Pollution, Elsevier Ltd, 2020, 263(4):114569.
- [30]CHEN X, LI F, ZHANG J, et al. Spatiotemporal mapping and multiple driving forces identifying of PM2.5 variation and its joint management strategies across China [J]. Journal of Cleaner Production, Elsevier Ltd, 2020, 250(1):119534.
- [31]CRANEY T A, SURLS J G. Model-dependent variance inflation factor cutoff values [J]. Quality Engineering, 2002, 14(3):391-403.
- [32]LAVERY M R, ACHARYA P, SIVO S A, et al. Number of predictors and multicollinearity:What are their effects on error and bias in regression?[J]. Communications in Statistics:Simulation and Computation, 2019, 48(1):27-38.
- [33]VÖRÖSMARTY G, DOBOS I. Green purchasing frameworks considering firm size:A multicollinearity analysis using variance inflation factor [J]. Supply Chain Forum:An International Journal, Taylor & Francis, 2020, 21(4):290-301.
- [34]LIM H, PARK M. Modeling the spatial dimensions of warehouse rent determinants:A case study of Seoul metropolitan area, South Korea [J]. Sustainability , 2020, 12(1):259.
- [35]沈体雁, 于瀚辰, 周麟, 等. 北京市二手住宅价格影响机制——基于多尺度地理加权回归模型(MGWR)的研究[J]. 经济地理, 2020, 40(3):75-83.
- [36]韩静, 芮旸, 杨坤, 等. 基于地理探测器和 GWR 模型的中国重点镇布局定量归因 [J]. 地理科学进展, 2020, 39(10):1687-1697.