

中国城市空气质量时空演变及影响因素研究

刘贺¹ 李雪铭^{1,2} 田深圳¹ 李松波¹ 宫一路³¹

(1. 辽宁师范大学 地理科学学院, 辽宁 大连 116029;

2. 辽宁师范大学 海洋经济与可持续发展研究中心, 辽宁 大连 116029;

3. 大连工业大学 艺术设计学院, 辽宁 大连 116034)

【摘要】: 城市空气污染问题已经严重阻碍了城市的可持续发展。基于 2015—2017 年空气质量(AQI)日报数据, 利用空间自相关及空间回归模型探究中国城市空气质量的时空演变特征、空间溢出效应及影响因素。结果表明: (1) 2015—2017 年中国空气污染城市逐渐减少, 空气质量有所提高; (2) 中国城市空气质量 AQI 季节均值在空间上基本呈现出北高南低、内陆高沿海低的分布格局。基本为冬季>春季>秋季>夏季; (3) 中国城市空气质量空间差异特征较为明显, 空间依赖性特征显著, 空气污染较为严重的区域主要分布在我国的黄淮海地区及华北地区; (4) 中国城市空气质量的时空溢出效应明显, 影响城市空气质量因素众多, 其中城市工业结构对城市空气质量的影响程度最为显著。

【关键词】: 空气质量 时空演变 影响因素

【中图分类号】: F291.1; X51 **【文献标识码】:** A **【文章编号】:** 1671-4407(2021)09-091-06

近年来, 中国城市化、工业化水平不断提高, 经济快速发展的同时也对区域生态环境造成了严重的威胁, “以物为本”的经济发展模式与生态环境保护之间的矛盾日益加深, 城市空气污染问题逐渐严峻, 严重阻碍了中国城市的可持续发展, 城市空气污染问题逐渐成为研究热点。但是由于城市建设具有复杂性、多样性的特征, 其空气质量状况不尽相同。因此, 探究中国地级市空气质量发展水平及其影响因素对缓解城市空气污染问题, 推动城市可持续发展具有重要的参考价值。

1 文献综述

关于空气质量的相关研究主要集中在两个方面: 一方面, 探究不同地理尺度下空气质量的时空演变特征。例如基于全国^[1-3]、城市群^[4-6]、省份^[7-8]、城市^[9-11]尺度下, 采用多种分析方法^[12-14]探究城市空气质量的年际变化特征。另一方面, 分析城市空气质量的影响因素。城市空气质量受多种因素交互影响, 较为复杂, 大致可以分为自然环境因素及社会经济因素两方面。一是自然环境因素方面, 如气象条件^[15]、大雾天气^[16]、城市热岛效应^[17]等均会对城市空气质量产生一定的影响。二是社会经济方面, 如城

作者简介: 刘贺, 博士研究生, 研究方向为城市人居环境。E-mail:1131228241@qq.com

李雪铭, 博士, 教授, 博士研究生导师, 研究方向为城市人居环境。E-mail:lixueming999@163.com

基金项目: 国家自然科学基金项目“基于社交网络地理标记图片的城市人居环境拟态空间分异与行为研究——以大连市为例”(41671158); 教育部人文社会科学研究一般项目“基于情绪地理学的新时代城市公共空间品质研究——以大连市为例”(18YJCZH035); 辽宁省教育厅科学研究项目“辽宁省城市生态承载力与人居环境耦合协调发展研究”(J2020060); 大连市科技创新基金项目“基于人工智能与物联网的智慧公园模块化开发与应用研究”(2020JJ26GX039)

市化水平^[18]、人口密度^[19]、交通运输^[20]、工业结构^[21]等对城市空气质量的影响。

综上所述，目前关于城市空气质量的研究，多侧重于描述城市空气质量污染现状，关于其空间关联及溢出效应的相关研究较少，对于城市空气质量时空演变的综合特征研究相对较为缺乏。因此，本研究以全国 295 个地级以上城市作为研究区，采用空间自相关分析及空间计量模型，探究不同时空尺度下城市空气质量的变化特征及影响因素，对制定区域发展战略、完善环境规划具有重要的现实意义。

2 数据来源及研究方法

2.1 数据来源

本文研究区主要为中国 295 个地级以上城市(不包含港澳台地区)。本文研究所用空气质量数据主要来源于生态环境部(原环境保护部)公布的全国空气质量日报数据，根据《环境空气质量指数(AQI)技术规定(试行)》(HJ633—2012)规定：AQI 数值在 0~50 之间为空气质量优，AQI 数值在 51~100 之间为空气质量良，AQI 数值在 101~150 之间为空气质量轻度污染，AQI 数值在 151~200 之间为空气质量中度污染，AQI 数值在 201~300 之间为空气质量重度污染，AQI 数值大于 300 为空气质量严重污染。本文所用数据覆盖时间为 2015 年 1 月 1 日—2017 年 12 月 31 日，其中本文将春季定义为 3—5 月，夏季为 6—8 月，秋季为 9—11 月，冬季为 12—2 月。社会经济数据主要来自《中国城市统计年鉴 2018》以及各地级市的统计公报。

2.2 研究方法

2.2.1 空间自相关分析

利用空间自相关揭示城市空间结构的依附关系以及城市空间集聚分异特征，通常使用全局自相关及局部自相关分析空间关联特征。基于此，本文利用空间自相关分析中国 295 个地级以上城市的空间结构特征以及演变趋势。

全局空间自相关，主要对观测数据的整体依赖程度进行衡量。本文主要使用 Moran' sI 指数衡量中国地级以上城市空气质量的空间关联程度，其计算公式如下^[22]：

$$I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} \times (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{S^2 \times \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}} \quad (1)$$

$$S^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 \quad (2)$$

$$\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i \quad (3)$$

Moran' sI 数值范围一般在[-1, 1]之间，当其数值为负数时，则表明空间分布上呈现出负相关状态，其绝对值越大空间差异越大；当其数值为正数时，则表明空间分布上呈现出正相关状态，其数值越大空间集聚性越强；当其数值为 0 时，这说明其在空间分布上处于不相关状态。n 为研究区域数量； x_i 、 x_j 分别代表城市 i、城市 j 空气质量 AQI 数值； w_{ij} 则表示空间权重矩阵，利用 Rook 方式进行创建。

关于全局自相关结果检验方面，参照 Z 值。当 $Z > 1.96$ 时，说明其在空间分布上具有显著的正相关性；当 $Z < -1.96$ 时，说明其在空间分布上具有显著的负相关性；当 $Z = 0$ 时，则说明其不相关。

全局自相关仅能对整体状态进行评估，不能表征各区域与其周边邻近区域的关联程度，因此，必须利用局部自相关进行分析。

$$I_i = Z_i \sum_{j=1}^n w_{ij} Z_j \quad (4)$$

$$Z_i = (x_i - \bar{x}) / \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 \quad (5)$$

$$Z_j = (x_j - \bar{x}) / \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n (x_j - \bar{x})^2 \quad (6)$$

当 I_i 值为正值时，表明其局部区域呈现集聚分布状态；当 I_i 值为负值时，表明其局部区域呈现分散分布状态。其中， n 为研究区域数量； x_i 、 x_j 分别代表城市 i 、城市 j 空气质量 AQI 数值； w_{ij} 则表示空间权重矩阵。在此基础上生成 LISA 聚类图，便于直观的观察其局部区域的集聚状态。

2.2.2 空间回归模型

城市空气质量具有很强的空间依赖性，其在空间上并不是处于独立状态，即一个城市的空气质量依赖于其邻近地区的空气质量。因此，需要采用空间回归模型分析城市空气质量的空间溢出效应。常见的空间回归模型有两种，分别是空间滞后模型 (SLM) 和空间误差模型 (SEM)^[23]。其中空间滞后模型主要用来探究中国城市空气质量在空间分布上是否存在空间溢出效应，空间误差模型主要用来研究城市空气质量是否受其周边区域空气质量的影响及其影响程度。

空间滞后模型 (SLM) 的表达式为：

$$Y = \rho WY + X\beta + \varepsilon \quad (7)$$

空间误差模型 (SEM) 的表达式为：

$$Y = X\beta + \varepsilon \quad (8)$$

$$\varepsilon = \lambda W\varepsilon + \mu \quad (9)$$

式中： Y 为因变量向量， X 为解释变量矩阵， W 为空间权重矩阵， WY 是空间滞后因变量， ρ 为空间回归系数， λ 为空间误差系数， ε 为随机误差项向量， μ 为正态分布的随机误差向量。

3 结果分析

3.1 时间变化特征

3.1.1 年际变化特征

2015—2017 年中国空气污染城市逐渐减少，空气质量有所提高。2015 年中国 296 个地级市有 45 个城市的 AQI 值在 100 以上，达到轻度污染级别，占研究样本总数的 15.20%，其中较为严重的城市如衡水、保定均位于我国的华北地区；2016 年中国 296

个地级市中共有 46 个城市的空气质量值达到轻度污染级别, 占研究样本总数的 15.54%, 其中最为严重的 2 个城市保定和石家庄, 均位于河北省; 2017 年中国 296 个地级市中共有 39 个城市的 AQI 值大于 100, 属于轻度污染级别, 占研究样本总数的 9.85%, 2017 年空气污染最为严重的 5 个城市为邯郸、安阳、邢台、保定和石家庄, 其中除安阳以外其余 4 个城市均位于河北省。由此可知, 2015—2017 年空气污染城市主要集中分布在华北地区。但综合而言, 中国城市空气质量有所改善, 空气污染程度有所减轻。

3.1.2 季节变化特征

2015—2017 年中国城市空气质量 AQI 季节均值基本呈现出冬季最大、春季次之, 其次依次为秋季及夏季, 除此之外, 中国城市空气质量 AQI 季节均值在空间上基本呈现出北高南低、内陆高沿海低的分布格局(图 1)。

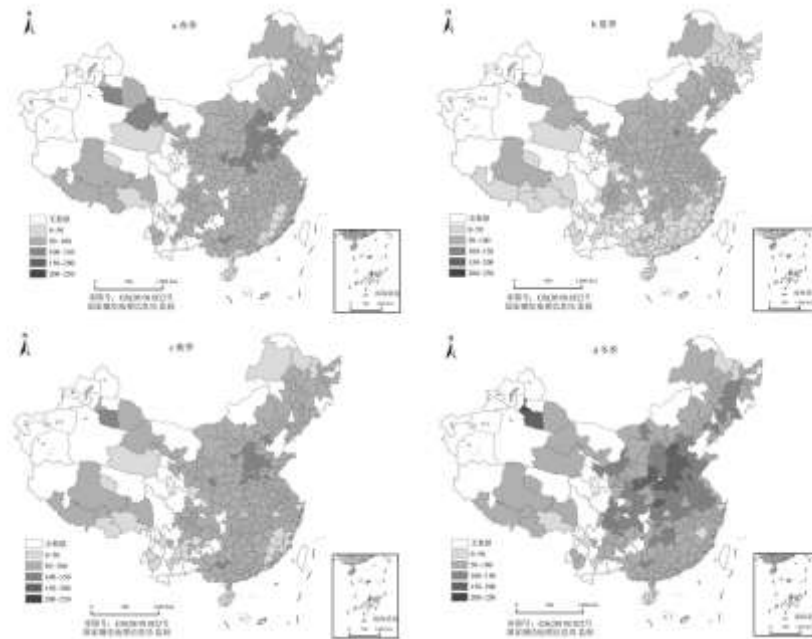


图 1 中国城市空间质量季节演变

中国城市空气质量春季空间分异特征较为明显, 我国南部沿海地区部分城市空气质量优, 华北大部分地区城市空气质量轻度污染。主要由于我国南部多为山地、丘陵地形, 易形成局地强对流, 利于空气中污染物的扩散, 而我国华北平原地区地势低洼, 扩散条件相对较差, 导致空气中污染物难以扩散而不断积累。中国城市空气质量夏季普遍较好, 大部分城市的空气质量为良。我国云南、广西、广东及海南等沿海地区的大部分城市的空气质量为优, 主要是由于空气质量与气象条件关系密切。夏季我国南部沿海地区受到西南季风的影响, 气流活动增强, 利于污染物的扩散。中国城市空气质量秋季相对于夏季而言较为严重, 轻度污染范围逐渐扩大, 空气质量为优的城市范围有所减少。总体而言, 中国城市空气质量秋季南方城市要优于北方城市。中国城市空气质量冬季空间分异最为明显, 空气污染程度较为严重, 出现集中团状分布的大片污染区: 主要以山东、河南以及河北交界处为中心的中度污染区, 周围是东北地区中部城市、北京、天津、宁夏、甘肃东南部、陕西南部、四川东部、重庆、湖北及湖南北部在内的轻度污染区。冬季空气污染严重主要是由于冬季天气寒冷, 气流运动方向主要以下沉为主, 不利于污染物的扩散。除此之外, 我国北方冬季烧煤烧炭取暖, 由此产生的污染物较多。

3.2 空间变化特征

3.2.1 空间演变特征

中国城市空气质量空间差异特征较为明显，空气污染较为严重的区域主要分布在我国的黄淮海地区及华北地区。为深入研究 2015—2017 年中国城市空气质量空间差异特征，将中国划分为八大区域，探究八大区域城市空气重量空间演化情况(表 1)。

表 1 中国区域空气质量变化情况

年份	华北地区	东北地区	黄淮海地区	西北地区	东南地区	长江中下游地区	华南地区	西南地区
2015	90.0481	78.5162	102.9634	85.1975	62.3642	81.2453	55.2814	65.1923
2016	93.7375	69.1120	97.2195	85.4953	58.3327	74.9709	52.0524	64.9084
2017	98.2444	69.7459	95.6350	84.3054	59.4046	74.6100	54.8941	61.7383

由表 1 可知，2015—2017 年中国城市空气质量空间分布差异明显，但年际变化不大。2015—2017 年间空气污染较为严重的区域集中分布在黄淮海地区及华北地区，空气质量较优区域则集中分布在华南地区，中国城市空气质量在空间分布上基本呈现出以黄淮海地区及华北地区为中心的“单核心”空间分布模式，可能是受到当地能源消费结构、工业结构以及自然地理环境等因素的影响而形成。

3.2.2 空间集聚趋势

2015—2017 年中国城市空气质量具有较强的空间依赖性特征。基于 Rook 方式构建空间权重矩阵，利用 GeoDa 软件计算 2015—2017 年中国城市空气质量的 Moran' sI 值及其相关数值，结果如表 2 所示。2015—2017 年的全局 Moran' sI 均为正值，且 Z 值均通过了 99.9%置信度的检验，在 0.1%的显著性水平下拒绝原假设，说明中国城市空气质量在空间分布上呈现出不平衡发展的状态，城市之间的相互依赖性较强，具有较为明显的“马太效应”，即在空间分布上呈现出组团状分布状态。2015—2017 年中国城市空气质量的全局 Moran' sI 值整体上处于减少的状态，但总体而言其空间集聚特征依然明显。

表 2 2015—2017 年中国城市空气质量的全局 Moran' sI 指数

年份	Moran' sI	Z 值	P 值
2015	0.7739	19.8719	0.001
2016	0.7767	19.9585	0.001
2017	0.7602	19.6650	0.001

全局 Moran' sI 指数仅能表征整体的集聚程度，无法度量各个区域的集聚程度及类别。为更好地衡量各个区域单位人居活动强度的集聚程度及类别，本文采用局部 Moran' sI 指数进行分析。利用 GeoDa 软件计算得出局部 Moran' sI 指数数值，并将其划分而成四种空间依附关系(高高、低低、低高、高低)利用 ArcGIS 进行可视化显示，结果如图 2 所示。其中高高表征高值区域空间集聚；低低表征低值区域空间集聚；低高表征低值区域被高值区域所环绕；高低表征高值区域被低值区域所环绕。由图 2 可知，中国城市空气质量空间分布主要以高高集聚及低低集聚为主。

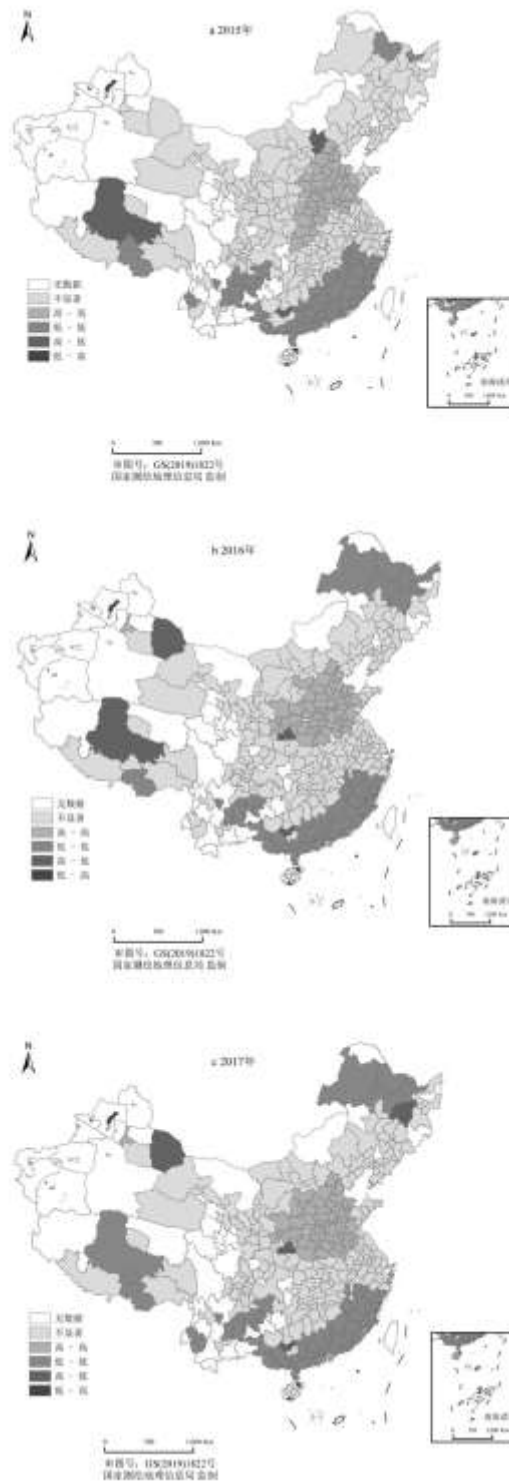


图 2 中国城市空气质量 LISA 集聚图

高高的区域特征为：区域差异性较小，整体区域的的城市空气污染程度较高。高高区域主要分布在北京、天津、河北、河南及山东等地区，且随着时间的推移，其城市数量在不断增加中。低低的区域特征为：区域差异性较小，整体区域的的城市空气污染程度较低。低低区域主要分布在中国南部沿海地区、黑龙江、内蒙古东部等地区，这可能与当地工业发展较差、空气湿润存

在一定的关系。其中低高区域和高低区域城市较少，零散分布。

3.3 影响因素分析

3.3.1 变量选取

城市空气质量受多重因素交互影响，城市自身的社会经济属性对城市空气质量状况会产生或多或少的影响，当地的交通运输情况、工业结构状况也能对城市空气质量产生一定的影响。基于此，本文选取人口密度 (X_1) 表征城市人口集聚情况，人均 GDP (X_2) 表征城市经济发展情况，公路客运量 (X_3) 表征城市交通运输情况，建成区绿化率 (X_4) 表征城市政府规划情况，第二产业占 GDP 的比重 (X_5) 表征城市工业结构情况，建成区面积占市区面积比重 (X_6) 表征城市土地城镇化情况，共计 6 个因子作为自变量，探究城市空气质量影响因素

构建空间滞后模型及空间误差模型之前，对所选取的变量进行多重共线性检验，其检验结果如表 3 所示。6 个变量方差膨胀因子的均值为 1.23，其中方差膨胀因子的最大值为 1.43，远小于 10，说明各变量之间并不存在多重共线性的关系。

表 3 各变量的方差膨胀因子 (VIF)

变量	VIF	1/VIF
X_1	1.43	0.70
X_2	1.28	0.78
X_3	1.06	0.94
X_4	1.15	0.87
X_5	1.09	0.92
X_6	1.38	0.72
均值	1.23	0.82

3.3.2 结果分析

关于空间回归模型的选择，一般采用拉格朗日乘数 (LMLAG 和 LMERR) 及其稳健性 (R-LMLAG 和 R-LMERR) 进行判断。根据估计结果诊断检验 (表 4) 可知，LMLAG 和 LMERR 的统计量均通过了显著性检验，且 R-LMERR 的统计量在 1% 的水平下显著，而 R-LMLAG 的统计量没能通过显著性检验，说明空间误差模型 (SEM) 比空间滞后模型 (SLM) 更为合适。

表 4 OLS 模型估计结果诊断检验

检验统计量	统计量	P 值
Breusch-Pagan	49.340	0.000

Koenker-Bassett	50.558	0.000
Moran's I(error)	19.5213	0.000
LMLAG	262.607	0.000
R-LMLAG	3.408	0.065
LMERR	358.349	0.000
R-LMERR	99.149	0.000

空间误差模型的拟合判定系数 (R^2) 以及对数似然比值 (log-likelihood) 皆优于空间滞后模型, 也在一定程度上说明空间误差模型的拟合回归效果要优于空间滞后模型。

表 5 模型回归结果

变量	空间滞后模型 (SLM)	空间误差模型 (SEM)
X_1	0.003*	0.007**
X_2	0.021	0.230*
X_3	0.007	-0.008*
X_4	-0.005	-0.058
X_5	0.141	0.269***
X_6	0.170*	0.132*
ρ	0.696***	
λ		0.876***
R^2	0.673	0.802
log-likelihood	-1140.640	-1086.149

根据空间误差模型回归结果(表 5)可以看出, 城市人口集聚情况以及城市交通运输状况对城市空气质量影响系数较小但较为显著, 其中采取公路客运量表征城市交通运输状况, 仅能表征城市公共交通对城市空气质量造成的影响。由于数据获取的限制, 无论是公路客运量、公路货运量还是万人拥有公共汽车量, 均不能代表私家出行对城市空气质量的影响。但通过空间误差模型可以看出, 城市人口集聚情况及城市公共运输状况对城市空气质量的影响程度相对较低。

城市经济发展情况对城市空气质量存在明显的正相关关系, 说明城市人均 GDP 水平提高, 城市空气质量在逐渐降低。现阶段, 中国经济发展模式以牺牲生态环境为代价, 城市经济发展在不断提高的同时, 还伴随着许多非期望的产出, 对环境造成较为明显的负面影响。城市政府规划情况与城市空气质量存在负相关关系, 但并不显著。说明建成区绿化率对城市空气质量具有

改善作用，建成区绿化率较高，城市空气质量较好，主要得益于城市绿化具有净化空气、保持水土、防风固沙等功能。城市工业结构状况及城市土地城镇化情况对城市空气质量的影响系数较大且较为显著。城市房屋建筑过程中容易产生大量的颗粒物，工业生产过程中产生的二氧化硫、二氧化氮等均是空气质量中的主要污染物，对城市空气质量产生较明显的负面影响。

4 主要结论

本文以中国 295 个地级以上城市作为研究区域，探究 2015—2017 年中国城市空气质量的时空演变特征及空间关联、空间溢出效应，结果表明：

(1) 2015—2017 年中国空气污染城市逐渐减少，空气质量有所提高。空气污染较为严重的城市主要分布在华北地区，总体而言，2015—2017 年中国南方城市的空气质量要优于北方城市的空气质量。

(2) 中国城市空气质量 AQI 季节均值在空间上基本呈现出北高南低、内陆高沿海低的分布格局。春季空间分异特征较为明显，南部沿海地区部分城市空气质量优。夏季普遍较好，大部分城市的空气质量为良。秋季轻度污染范围逐渐扩大，空气质量为优的城市范围有所减少。冬季空间分异最为明显，空气污染程度较为严重，出现集中团状分布的大片污染区。

(3) 中国城市空气质量空间差异特征较为明显，空气污染较为严重的区域主要分布在我国的黄淮海地区及华北地区，2015—2017 年中国城市空气质量具有较强的空间依赖性特征。热点区域主要集中分布在华北地区及华中地区，冷点区域主要集中于南部沿海城市。

(4) 2015—2017 年中国城市空气质量的空间效应较为显著。城市工业结构及土地城镇化程度对城市空气质量具有较为明显的正向影响作用，城市人口集聚情况以及城市交通运输状况对城市空气质量影响系数较小，但较为显著。城市经济发展情况对城市空气质量的影响并不显著，城市政府规划情况对城市空气质量具有负效应。

参考文献：

[1] Peng J, Chen S, Lv H L, et al. Spatiotemporal patterns of remotely sensed PM_{2.5} concentration in China from 1999 to 2011[J]. *Remote Sensing of Environment*, 2016, 174: 109-121.

[2] 姜磊, 周海峰, 柏玲, 等. 中国城市空气质量指数(AQI)的动态变化特征[J]. *经济地理*, 2018(9): 87-95.

[3] Sun Z, Zhan D S, Jin F J. Spatio-temporal characteristics and geographical determinants of air quality in cities at the prefecture level and above in China[J]. *Chinese Geographical Science*, 2019, 29(2): 316-324.

[4] 陈优良, 陶天慧, 丁鹏. 长江三角洲城市群空气质量时空分布特征[J]. *长江流域资源与环境*, 2017(5): 687-697.

[5] Xiao C C, Chang M, Guo P K, et al. Analysis of air quality characteristics of Beijing-Tianjin-Hebei and its surrounding air pollution transport channel cities in China[J]. *Journal of Environmental Sciences*, 2020, 87: 213-227.

[6] 郭一鸣, 蔺雪芹, 边宇. 中国城市群空气质量时空演化特征及其影响因素[J]. *生态经济*, 2019(11): 167-175.

[7] 丁镛, 刘超, 黄亚林, 等. 湖北省城市环境空气质量时空演化格局及影响因素[J]. *经济地理*, 2016(3): 170-178.

-
- [8] Ielpo P, Paolilio V, De Gennaro G, et al. PM10 and gaseous pollutants trends from air quality monitoring networks in Bari province: Principal component analysis and absolute principal component scores on a two years and half data set[J]. *Chemistry Central Journal*, 2014, 8(1): 1-12.
- [9] 杨佳, 葛馨, 吴起鑫. 贵阳市主城区空气质量指数时空分布特征[J]. *长江流域资源与环境*, 2018(8): 1827-1835.
- [10] 卫亚星, 王莉雯. 沈阳市空气质量影响因素评估[J]. *测绘与空间地理信息*, 2016(8): 24-27.
- [11] Yu M F, Zhu Y, Lin C J, et al. Effects of air pollution control measures on air quality improvement in Guangzhou, China[J]. *Journal of Environmental Management*, 2019, 244: 127-137.
- [12] Mölders N, Kramm G. Climatology of air quality in arctic cities—Inventory and assessment[J]. *Open Journal of Air Pollution*, 2018, 7(1): 48-93.
- [13] 程钰, 刘婷婷, 赵云璐, 等. 京津冀及周边地区“2+26”城市空气质量时空演变与经济社会驱动机理[J]. *经济地理*, 2019(10): 183-192.
- [14] 谢炳庚, 刘智平. 模糊—物元综合评价法在环境空气质量评价中的应用研究[J]. *经济地理*, 2010(1): 27-30.
- [15] 卯生琼, 杨旭, 王雪微, 等. 黑龙江省城市空气质量时空演化特征及气象影响因素研究[J]. *哈尔滨师范大学自然科学学报*, 2018(4): 92-96.
- [16] 师华定, 史华伟, 白鹤鸣, 等. 沙尘与大雾天气对京津石空气质量影响[J]. *生态环境学报*, 2014(2): 262-266.
- [17] Sarrat C, Lemonsu A, Masson V, et al. Impact of urban heat island on regional atmospheric pollution[J]. *Atmospheric Environment*, 2005, 40(10): 1743-1758.
- [18] 汪发元, 郑军, 汪宗顺. 城市化水平、工业化水平对空气质量的影响分析——基于湖北省16城市2005—2017年数据的时空模型[J]. *长江流域资源与环境*, 2019(6): 1411-1421.
- [19] 王兴杰, 谢高地, 岳书平. 经济增长和人口集聚对城市环境空气质量的影响及区域分异——以第一阶段实施新空气质量标准的74个城市为例[J]. *经济地理*, 2015(2): 71-76, 91.
- [20] Patton A P, Perkins J, Zamore W, et al. Spatial and temporal differences in traffic-related air pollution in three urban neighborhoods near an interstate highway[J]. *Atmospheric Environment*, 2014, 99: 309-321.
- [21] Zhao J J, Chen S B, Wang H, et al. Quantifying the impacts of socio-economic factors on air quality in Chinese cities from 2000 to 2009[J]. *Environmental Pollution*, 2012, 167: 148-154.
- [22] 程叶青, 王哲野, 张守志, 等. 中国能源消费碳排放强度及其影响因素的空间计量[J]. *地理学报*, 2013(10): 1418-1431.
- [23] 关伟, 许淑婷. 中国能源生态效率的空间格局与空间效应[J]. *地理学报*, 2015(6): 980-992.