环境科学

ENVIRONMENTAL SCIENCE

ISSN 0250-3301 CODEN HCKHDV
HUANJING KEXUE

■ 主办 中国科学院生态环境研究中心
■ 出版 科学出版社

2020
Vol.41 No.5
第41卷 第5期

环境科学
(HUANJING KEXUE)
ENVIRONMENTAL SCIENCE
第41卷 第5期
2020年5月15日

目 次

环 境 科 学
Environmental Science
第41卷第5期 2020年5月
Vol.41, No.5 May, 2020

大气污染联合治理分区视角下的中国 $PM_{2.5}$ 关联关系时空变异特征分析

杨文涛[1,2], 黄慧坤[1,3], 魏东升[4], 赵斌[3], 彭焕华[2]
(1. 湖南科技大学地理信息系, 湘潭 411201; 2. 湖南科技大学地理空间信息技术国家地方联合工程实验室, 湘潭 411201; 3. 中南大学地质资源与地质工程系, 长沙 410000; 4. 中南林业科技大学测绘工程系, 长沙 410000)

摘要: 联合治理分区下 $PM_{2.5}$ 关联关系时空变异特征识别对中国大气污染防治意义重大. 本文主要基于 2000 ~ 2016 年遥感反演的中国大陆 334 个地级市 $PM_{2.5}$ 浓度数据,利用空间单元聚合策略与地理时空加权回归技术,系统分析了大气污染联合治理分区视角下的中国 $PM_{2.5}$ 关联关系时空变异特征. 结果表明:①以 $PM_{2.5}$ 为首要污染物,综合考虑污染程度、地理位置、气象、地形和经济等因素可将中国大陆地区划分为 10 个大气污染联合治理区. ②地理时空加权回归能够有效刻画 $PM_{2.5}$ 与关联因素间的时空非平稳关系. 同时,人口规模、第二产业生产总值、SO_2 排放量、年平均气温、年降水量以及年平均相对湿度被识别出对 $PM_{2.5}$ 浓度的变化影响存在显著时空差异. ③人口规模对 $PM_{2.5}$ 浓度的影响程度各年最大的地区均为京津冀蒙区域;川渝滇黔区域中第二产业生产总值对 $PM_{2.5}$ 浓度影响程度变异度最大,在黑吉辽区域之外,SO_2 排放量回归系数值均先随时间逐渐减小再增大最后又减小;各治理区中年平均温度对 $PM_{2.5}$ 影响程度的时间变异程度较小;而年降水量与年平均相对湿度对 $PM_{2.5}$ 影响程度在各区域中呈现不同的变异特征.

关键词:细颗粒物; 区域联合治理; 遥感数据; 时空变异性; 地理时空加权回归模型
中图分类号: X513 **文献标识码**: A **文章编号**: 0250-3301(2020)05-2066-09 **DOI**: 10.13227/j.hjkx.201908125

Spatio-temporal Variation of $PM_{2.5}$ Related Relationships in China from the Perspective of Air Pollution Regional Linkage Control and Prevention

YANG Wen-tao[1,2], HUANG Hui-kun[1,3], WEI Dong-sheng[4], ZHAO Bin[3], PENG Huan-hua[2]
(1. Department of Geographical Information Science, Hunan University of Science and Technology, Xiangtan 411201, China; 2. National-Local Joint Engineering Laboratory of Geo-Spatial Information Technology, Hunan University of Science and Technology, Xiangtan 411201, China; 3. Department of Geological Engineering, Central South University, Changsha 410000, China; 4. Department of Surveying and Mapping Engineering, Central South University of Forest and Technology, Changsha 410000, China)

Abstract: Identification of spatio-temporal variation of $PM_{2.5}$ related relationships under joint management zones is of great significance for scientifically conducting joint control of air pollution in China. Based on the $PM_{2.5}$ concentration data of 334 prefecture-level cities in China from 2000 to 2016, from the perspective of air pollution regional linkage control and prevention, this paper systematically analyzes the spatio-temporal variation of $PM_{2.5}$ related relationships in China using a spatial unit aggregation strategy and geographically and temporally weighted regression. The results show that: ① With $PM_{2.5}$ as the primary pollutant, ten air pollution joint management areas are obtained by considering the degree of pollution, geographical location, meteorology, topography, and economy. ② Geographically and temporally weighted regression can effectively reveal the spatio-temporal non-stationarity of the relationships between $PM_{2.5}$ concentration and related factors. Meanwhile, population size, secondary industry gross domestic product, SO_2 emissions, annual average temperature, annual precipitation, and annual relative humidity are identified as having a significant effect on changes in $PM_{2.5}$ concentration. ③ The population impacts on $PM_{2.5}$ concentration in the Beijing-Tianjin-Yunmeng region are the largest of all regions during the period. The influence of the secondary industry's gross domestic product on the $PM_{2.5}$ concentration in the Sichuan-Yunnan District is the most variable. Apart from these values in the northeast of China, the regression coefficient values of SO_2 emissions first decrease with time, then increase, and then decrease again. The time variability of the average annual temperature of each treatment area to $PM_{2.5}$ is small. The influences of annual precipitation and annual average relative humidity on $PM_{2.5}$ present different variability characteristics in each region.

Key words: $PM_{2.5}$; regional linkage control and prevention; remote sensing data; spatio-temporal variation; geographically and temporally weighted regression

改革开放以来,粗放型经济发展模式在满足我国人民日益增长的物质文化需求的同时,给我国生态环境带来了极为严峻的挑战. 当前,以细颗粒物($PM_{2.5}$)为特征的区域性大气污染问题尤为突出,严重威胁着人民群众身体健康,制约着社会经济可持续发展. 有研究显示, 2013 年中国近 83% 的人口暴露于 $PM_{2.5}$ 年均浓度高于空气质量二级阈值[《环境空气质量标准》(GB 3095-2012)]的污染环境中,$PM_{2.5}$ 暴露导致

收稿日期: 2019-08-14; **修订日期**: 2019-12-05
基金项目: 国家自然科学基金项目(41801311);湖南省自然科学基金项目(2018JJ3150)
作者简介: 杨文涛(1988 ~),男,博士,讲师,主要研究方向为地理时空数据分析与挖掘,E-mail: yangwentao8868@126.com

约 130 万人过早死亡[1]，2017 年全国 $PM_{2.5}$ 污染健康经济损失约占当年 GDP 的 1.53%[2]，近十年来环境污染治理成本已达到 GDP 的 10%[3]. 面临空前严峻的大气污染形势，我国政府明确提出防治大气污染，转变经济发展模式，优化产业结构和布局、调整能源结构，推行区域大气污染联合防治.

针对细颗粒物为特征的大气污染防治，首先需要回答，究竟有哪些因素与细颗粒物存在关联，关联机制是否随时空发生变化，如何变化. 以这一系列问题为导向，国内外学者已进行了大量研究，较多研究集中于局地/区域空间尺度或较短时间跨度，由于各区域的污染关联因素（自然因素或社会经济因素）呈现显著的时空变异性，即不同区域在同一时期的关联机制各异，同一区域关联机制亦随时间发生变化，使得 $PM_{2.5}$ 关联分析结果存在明显的差异[4~12]. 此外，从大气污染治理的角度看，大气污染的外溢性引起治理责任界定模糊，各自为政的方式会导致“搭便车”等问题，只有相邻地区的联合和突破行政边界，摸清大气污染潜在的关联机制，形成污染治理合力才能有效地控制污染物的转移[13]，因此，联合治理分区下 $PM_{2.5}$ 关联关系时空变异特征识别对有效大气污染联合治理具有重要的现实意义. 然而，我国虽然已成立京津冀与长三角区域大气污染防治小组，但目前国家尺度上大气防治联合分区规模尚未成熟，全国统筹的大气污染联合治理框架仍未形成[14,15]. 国内学者虽然从不同的视角出发，构建了大气污染联防联控划分方案，但是，划分策略不同与选择因素各异导致分区结果的不一致[16,17]. 鉴于不同污染物的形成与关联机制存在差异[18~20]，基于不同的污染物构建的分区可能不尽相同，故迫切需要针对当前细颗粒物造成的污染，建立污染联合治理分区方案，实现大气污染联合治理分区下 $PM_{2.5}$ 关联关系时空变异特征识别.

为此，本文基于 2000 ~ 2016 年遥感反演的 $PM_{2.5}$ 数据与社会经济数据等，利用地理时空加权回归模型，识别 334 个地级市 $PM_{2.5}$ 关联关系的时空变异特征，在此基础上，针对国家尺度大气污染联合治理对区域性 $PM_{2.5}$ 关联关系识别的迫切需求，建立以 $PM_{2.5}$ 为首要污染物的大气污染联合治理分区方案，通过空间单元聚合分析不同 $PM_{2.5}$ 关联关系时空变异特征，以期为区域大气污染联合防治提供有效的决策支撑信息.

1　材料与方法

1.1　数据来源与处理

本研究所采用的 $PM_{2.5}$ 数据来源于 MODIS、MISR 以及 SeaWiFS 气溶胶反演的全球 2000 ~ 2016 年年均 $PM_{2.5}$ 浓度格网数据集（https://beta.sedac.ciesin.columbia.edu），空间分辨率为 1km. 考虑到城市是人类活动最为强烈的区域，亦是 $PM_{2.5}$ 污染事件发生的主要区域，本文以我国大陆地区 334 个地级市为初始的分析单元，采用 2000 ~ 2012 年的 DMSP/OLS 以及 2013 ~ 2016 年 NPP/VIIRS 夜间灯光数据（https://ngdc.noaa.gov/）分别对每年城市建成区的范围进行提取[21]，图 1 为提取 2005 年全国城市建成区的空间分布，将各地级市范围内建成区包含格网中 $PM_{2.5}$ 浓度平均值设置为分析单元的 $PM_{2.5}$ 浓度值. 自然因素主要包括：我国大陆地区 607 个气象站点记录 2000 ~ 2016 年的年平均气温、年降水量以及年平均相对湿度（数据来源于 http://data.cma.cn）. 社会经济数据则直接来源于 2000 ~ 2016 年城市统计年鉴（http://www.stats.gov.cn），主要包括：国内生产总值、第二产业生产总量、地区人口数量、SO_2 排放量和城市年用电量.

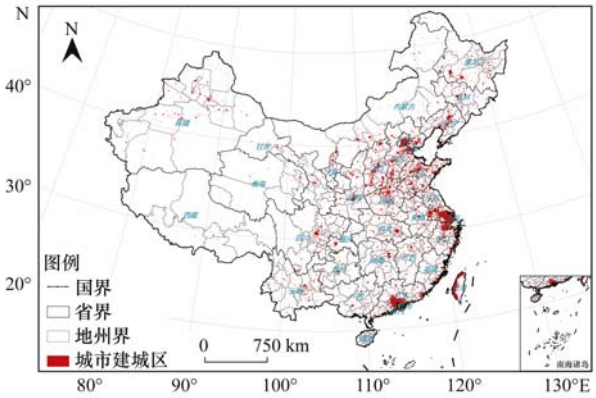

图 1　2005 年我国城市建成区空间分布示意

Fig. 1　Spatial distribution of built-up areas of Chinese cities in 2005

1.2　研究方法

1.2.1　大气污染联合治理分区策略

本文以 $PM_{2.5}$ 为首要污染物，综合考虑污染程度、地理位置、气象、地形和经济等因素建立大气污染联合治理分区方案[14]. $PM_{2.5}$ 污染严重的区域是治理主要关注点，因此，可将污染程度转化为污染中心地条件，依据污染中心地条件识别不同类型污染区域，进一步以重点区为分区的逻辑起点，兼顾其它因素进行污染治理联合分区. 地形与气象条件直接影响污染物扩散与输送，同时该物理过程在空间的连续性决定了在风向路径上地理位置越邻近的地区越容易产生跨区污染问题，故风向与地理邻近是区域划分的约束条件. 此外，城市经济联系度高的地区通常表现为政府、企业间强关联度，此条件下联合治理效率高，经济联系度应作为区域划分因素之一. 城市 i 与 j 之间经济联系度 T_{ij} 可利用空间交互模型进

行测度,其表达式如下:

$$T_{ij} = (G_i \times G_j)/d_{ij}^2 \quad (1)$$

式中,G_i 与 G_j 表示城市 i 与 j 的经济总量,d_{ij}为城市间的空间距离.

基于上述分析可以定义大气污染防治分区方案:首先,构建省份间空间邻近关系的 0 ~ 1 矩阵(有公共边界的省份定义为相邻,元素值设为 1,否则为 0),并依据式(1)计算省份间社会经济关联距离矩阵;然后,对各省份污染物浓度进行分级,参考《环境空间质量标准》(GB 3095-2012)中 $PM_{2.5}$年平均浓度一、二级限值,按照年平均浓度 0 ~ 15、15 ~ 25、25 ~ 35、35 ~ 45 与 > 45 μg·m^{-3}识别出污染轻微污染区、较轻度污染区、中度污染区、较重污染区与重度污染区;在此基础上,以重度污染区为逻辑起点,合并其风向路径上最大经济联系度的空间邻近单元,依次对其它污染类型区域进行处理,直到所有区域均被遍历一次.

1.2.2 地理空加权回归模型

地理时空加权回归(geographically and temporally weighted regression, GTWR)是在经典地理加权回归的基础上,通过构建时空依赖的局部模型对时空非平稳关系建模[22,23]. 由于该模型能够较好地刻画变量间关系的时空变异,近年来受到了广泛地关注与应用[24~26]. GTWR 模型的表达式为:

$$y_i = \beta_0(u_i, v_i, t_i) + \sum_k \beta_k(u_i, v_i, t_i) \times x_{ik} + \varepsilon_i \quad (2)$$

式中,(u_i, v_i, t_i)表示 i 个观测点($i = 1, 2, \cdots, n$, n 为观测样本数)的空间与时间位置信息,y_i 与 x_{ik} 分别为第 i 个观测点因变量与自变量,$\beta_0(u_i, v_i, t_i)$与$\beta_k(u_i, v_i, t_i)$分别表示第 i 个观测点所在位置回归模型的常数项与系数项,ε_i 表示模型的随机误差项. 回归系数的估计值可以表示为:

$$\beta = [X^{\mathrm{T}}W(u_i, v_i, t_i)X]^{-1}X^{\mathrm{T}}W(u_i, v_i, t_i)Y \quad (3)$$

式中,权重 $W(u_i, v_i, t_i) = \mathrm{diag}(\alpha_{i1}, \alpha_{i2}, \cdots, \alpha_{in})$, α_{ij}为观测点 j 的样本权重. 在对第 i 观测点对应模型的参数估计中,通常假设:离观测点 i 时空距离越近的样本点 j 其重要性越大,该点观测值对应的权重 α_{ij}赋予较大的值,而距离较远的观测点则被赋予较小的权值. 此外,考虑到空间与时间尺度效应的差异,GTWR 在定义时空耦合距离基础上,建立时空距离衰减函数来计算权重.

2 结果与讨论

2.1 $PM_{2.5}$污染联合治理分区结果

依据 1.2.1 节中大气污染防治分区方案,首先,基于空间拓扑关系判断省份间是否存在公共边,构建描述空间邻近关系的 0 ~ 1 矩阵,并计算省份间经济联系度;然后,按照年平均浓度 0 ~ 15、15 ~ 25、25 ~ 35、35 ~ 45 与 > 45 μg·(m^3)$^{-1}$对 2016 年的 $PM_{2.5}$年平均浓度进行分级,识别出轻微污染区、较轻度污染区、中度污染区、较重污染区与重度污染区(图 2). 在此基础上,通过合并风向路径上最大经济联系度的空间邻近单元,最终得到 10 个联合治理区(图 3),分别为:Ⅰ区苏皖沪浙、Ⅱ区陕晋豫鲁、Ⅲ区鄂湘赣、Ⅳ区黑吉辽、Ⅴ区桂粤闽琼、Ⅵ区京津冀蒙、Ⅶ区川渝滇黔、Ⅷ区宁甘、Ⅸ区青藏与Ⅹ区新疆.

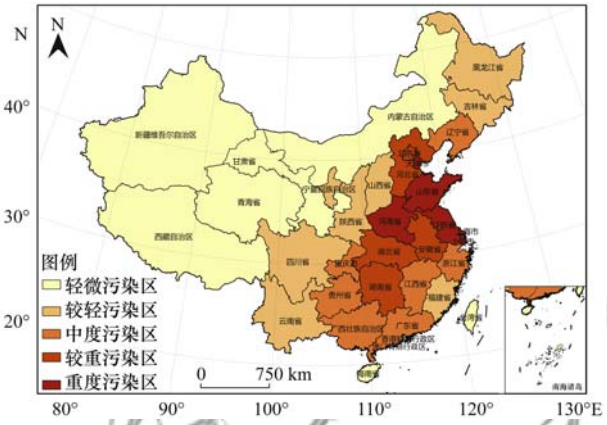

图 2 全国 $PM_{2.5}$污染分级结果

Fig. 2 Graded results of $PM_{2.5}$ pollution in China

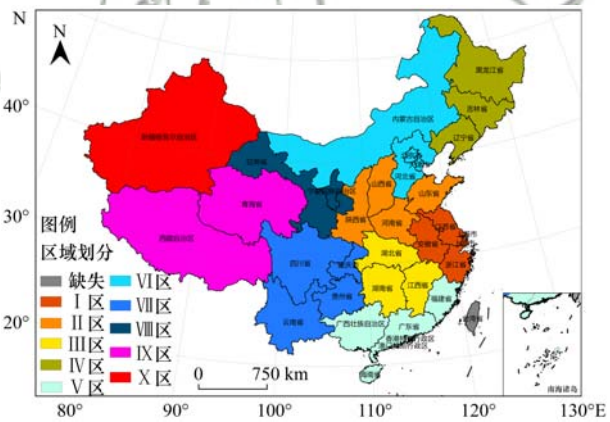

图 3 大气污染联合治理分区结果

Fig. 3 Results of zoning for air pollution regional linkage control and prevention

2.2 GTWR 模型的有效性分析

采用 GTWR 对数据集进行建模分析,可以得到 334 个地级市 $PM_{2.5}$关联因素的回归系数值. 为了评价 GTWR 结果的有效性,选择普通最小二乘回归(OLS)与地理加权回归(GWR)对比分析. 其中,OLS 通过建立全局模型来描述变量间的关系,而 GWR 通过参数空间依赖的局部模型对变量间关系的空间非平稳性进行表达,GTWR 则能够同时对时间与空间非平稳关系建模. 以 ArcGIS 10.2 为实验平台,通

过载入 GTWR_Beta 安装包实现 GTWR、OLS 与 GWR 模型的运行(http://www.grm.cuhk.edu.hk/~huangbo/GTW R/GTWR_AddIn.rar). 不同模型的精度表列入表 1,可以发现:GTWR 的模型 AICc 的值为45 179.21,小于 OLS 的 AICc 值(53 321.04);GTWR 模型的决定系数(R^2)以及调整后的决定系数(R^2_{adj})均为0.81,远大于 OLS 与 GWR 对应的值;GTWR、OLS 与 GWR 模型拟合结果的均方根误差(RMSE)分别为 10.17、20.29 与 13.27,其中,GTWR 模型的 RMSE 最小,不同的评价指标值均证实 GTWR 模型效果优于 OLS 与 GWR 模型,即 $PM_{2.5}$ 与其关联因子间关系存在时空变异特征. 此外,通过多重共线性分析以及统计 T 检验,最终识别出 6 个解释变量,即:人口规模(千万)、第二产业生产总值(千亿)、SO_2 排放量(万 t)、年平均气温(℃)、年降水量(100 mm)以及年平均相对湿度(%).

2.3　治理分区视角下 $PM_{2.5}$ 浓度关联关系时空变异性分析

以2.1节中识别出的10个联合治理区为基础,

表 1　不同模型的精度评价结果

Table 1　Results of accuracy evaluation of different models

指标	GTWR	OLS	GWR
AICc	45 179.21	53 321.04	–
R^2	0.81	0.24	0.64
R^2_{adj}	0.81	0.23	0.63
RMSE	10.17	20.29	13.27

分别对各区域中关联因素的回归系数值进行统计聚合,得到不同治理区的 $PM_{2.5}$ 关联因素回归系数值变化曲线. 考虑到Ⅷ区(宁甘),Ⅸ区(青藏)与Ⅹ区(新疆)污染程度低,因此,本研究重点分析其它治理区中 $PM_{2.5}$ 关联关系时空变异特征.

2.3.1　人口因素回归系数值的时空变异特征

由 GTWR 模型分析出的人口因素回归系数值(2000、2008 与 2016 年回归系数值的空间分布如图 4 所示)可发现:人口规模对 $PM_{2.5}$ 浓度的影响主要表现为正向相关,其中,影响较高的主要集中于西北与华北地区. 各治理区中回归系数值随时间变化的曲线如图5所示. 依据曲线形态的不同,可将治理区

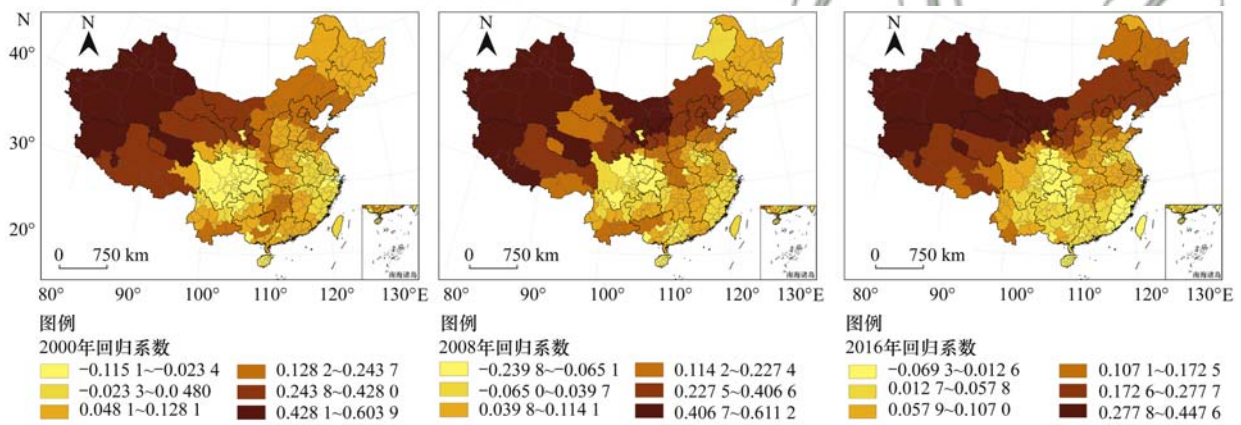

图 4　人口因素回归系数空间分布(2000、2008 与 2016 年)

Fig. 4　Spatial distribution of population regression coefficient (2000, 2008, and 2016)

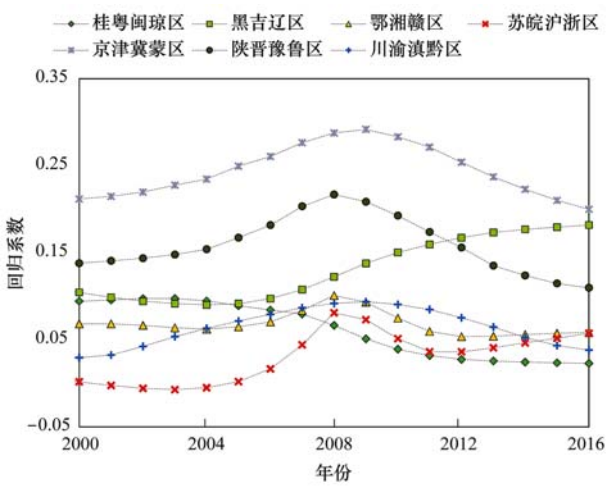

图 5　各治理区人口回归系数值变化曲线

Fig. 5　Change curve of population regression coefficient in management areas

分为三类模式:第一类为"先增后减"型,回归系数值随时间先增大后减小,该类包括:Ⅰ区(苏皖沪浙)、Ⅱ区(陕晋豫鲁)、Ⅲ区(鄂湘赣)、Ⅳ区(京津冀蒙)与Ⅶ区(川渝滇黔);第二类为"先减后增"型,回归系数值总体上随时间先减小后增大,该类包括:Ⅳ区(黑吉辽);第三类为"单调递减"型,回归系数值总体上随时间逐渐减小,该类包括:Ⅴ区(桂粤闽琼). 从个体水平上看,Ⅵ区(京津冀蒙)人口因素在 2000~2016 年对 $PM_{2.5}$ 浓度的影响程度均是最大的,平均值约为 0.25 $\mu g\cdot(m^3\cdot 千万人口)^{-1}$,这意味着该区域中城市每增加 1 千万人口,$PM_{2.5}$ 年平均浓度上升约 0.25 $\mu g\cdot m^{-3}$;而 2000~2008 年间人口因素影响程度最小为Ⅰ区(苏皖沪浙),其回归系数值均接近 0 $\mu g\cdot(m^3\cdot 千万人口)^{-1}$, 2009~2016 年间

人口因素回归系数值最低为Ⅴ区(桂粤闽琼),约为 0.02 μg·(m^3·千万人口)$^{-1}$.

2.3.2 第二产业生产总值回归系数值的时空变异特征

由 GTWR 所得到第二产业生产总值回归系数值(2000、2008 与 2016 年回归系数值的空间分布如图 6 所示)可发现:在整个研究时空范围内,该因素对 $PM_{2.5}$浓度既有正相关又存在负相关.通过空间统计聚合得到各治理区中第二产业生产总值回归系数值的变化曲线如图 7 所示.依据曲线形态的不同,可以识别出两类模式:第一类为"单调递减"型,该类包括:Ⅳ区(黑吉辽)、Ⅴ区(桂粤闽琼)与Ⅶ区(川渝滇黔);第二类为"先增再减后增"型,回归系数值大致上先随时间逐渐增大再减小最后又增大,该类包括:Ⅰ区(苏皖沪浙)、Ⅱ区(陕晋豫鲁)、Ⅲ区(鄂湘赣)以及Ⅵ区(京津冀蒙).其中,Ⅶ区(川渝滇黔)回归系数值变异程度最大,由 2000 年的约 10 μg·(m^3·千亿元)$^{-1}$ 逐渐减小到 2008 年的 0 μg·(m^3·千亿元)$^{-1}$,随后趋于稳定.

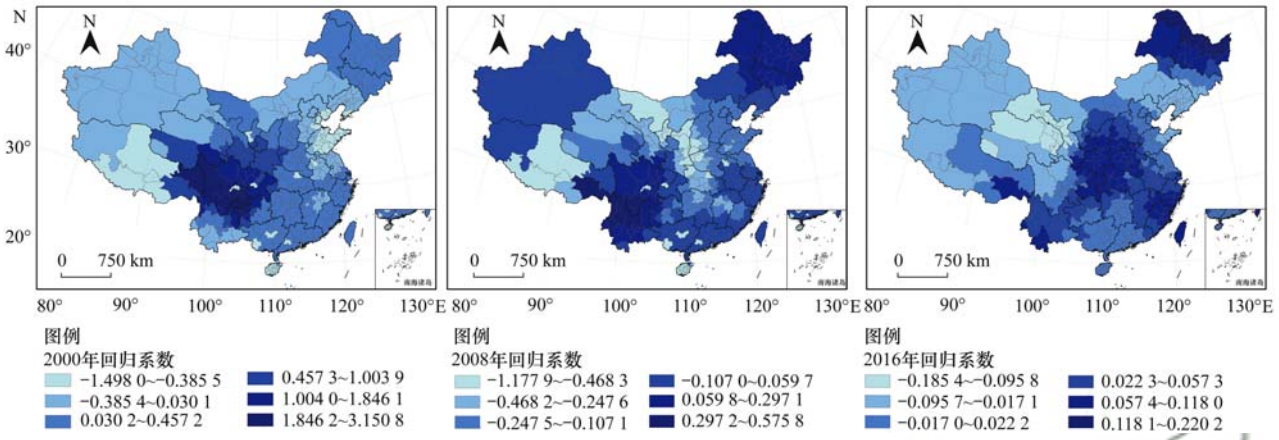

图 6 第二产业生产总值回归系数值空间分布(2000、2008 与 2016 年)

Fig. 6 Spatial distribution of regression coefficient of total amount of secondary industry (2000, 2008, and 2016)

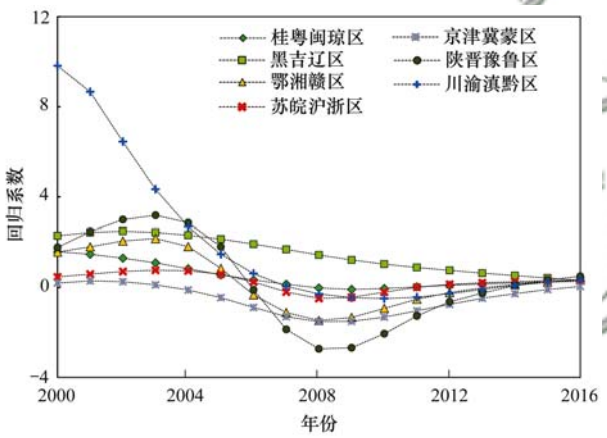

图 7 各治理区第二产业生产总值回归系数值变化曲线

Fig. 7 Change curve of regression coefficient of total amount of secondary industry in management areas

2.3.3 SO_2 排放量回归系数值的时空变异特征

由 GTWR 所得到 SO_2 排放量回归系数值(2000、2008 与 2016 年回归系数值的空间分布如图 8 所示)可发现:在整个研究时空范围中,SO_2 排放量对 $PM_{2.5}$浓度的影响主要呈正相关关系,部分负相

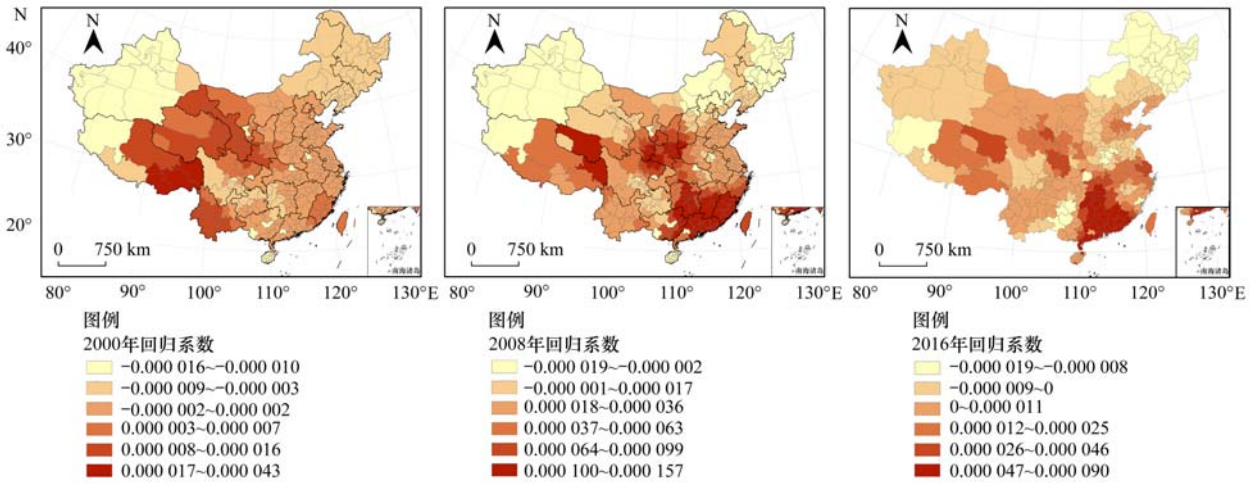

图 8 SO_2 排放量回归系数值空间分布(2000、2008 与 2016 年)

Fig. 8 Spatial distribution of regression coefficient of SO_2 emissions (2000, 2008, and 2016)

关的地区主要集中在西北与东北地区. 依据图 9 中回归系数值变化曲线可知：仅Ⅳ区（黑吉辽）的回归系数值变异程度较小，呈现“平稳”型变化特征，其它区域的回归系数值均表现为“先减再增后降”型，即回归系数值大致上先随时间逐渐减小再增大最后又减小. 其中，2007 与 2010 年左右的回归系数值分别对应的极小值与极大值，变异程度最大的位于Ⅴ区（桂粤闽琼），2010 年增加到 0.70 μg·(m³·万 t)⁻¹.

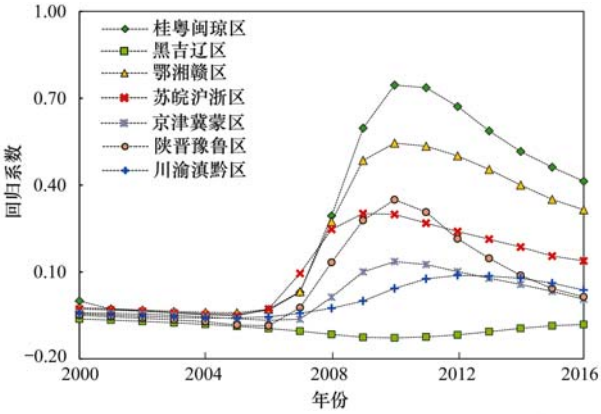

图 9　各治理区 SO_2 排放量回归系数值变化曲线

Fig. 9　Change curve of regression coefficient of SO_2 emissions in management areas

2.3.4　年平均温度回归系数值的时空变异特征

由 GTWR 所得到年平均温度回归系数值（2000、2008 与 2016 年的回归系数值如图 10 所示）可发现：在整个研究时空范围中，年平均温度对 $PM_{2.5}$ 浓度的影响既有正向相关亦有负向相关. 分区统计的回归系数值变化曲线如图 11 所示，Ⅰ区（苏皖沪浙）、Ⅲ区（鄂湘赣）、Ⅳ区（黑吉辽）与Ⅶ区（川渝滇黔）的回归系数值曲线大致上平行于横坐标轴，时间变异程度较小，呈现“平稳”型变化特征，其中，Ⅳ区（黑吉辽）与Ⅶ区（川渝滇黔）的回归系数值均为正，约为 4.5 μg·(m³·℃)⁻¹ 与 0 μg·(m³·℃)⁻¹，而Ⅰ区（苏皖沪浙）与Ⅲ区（鄂湘赣）的回归系数值为负，分别为 −1.0 μg·(m³·℃)⁻¹ 与 −3.5 μg·(m³·℃)⁻¹. 此外，Ⅱ区（陕晋豫鲁）与Ⅴ区（桂粤闽琼）的回归系数值分别呈现“单调递增”型与“单调递减”型，Ⅵ区（京津冀蒙）的回归系数值先增大后减小，各年的回归系数值均是所有区域中最大的值.

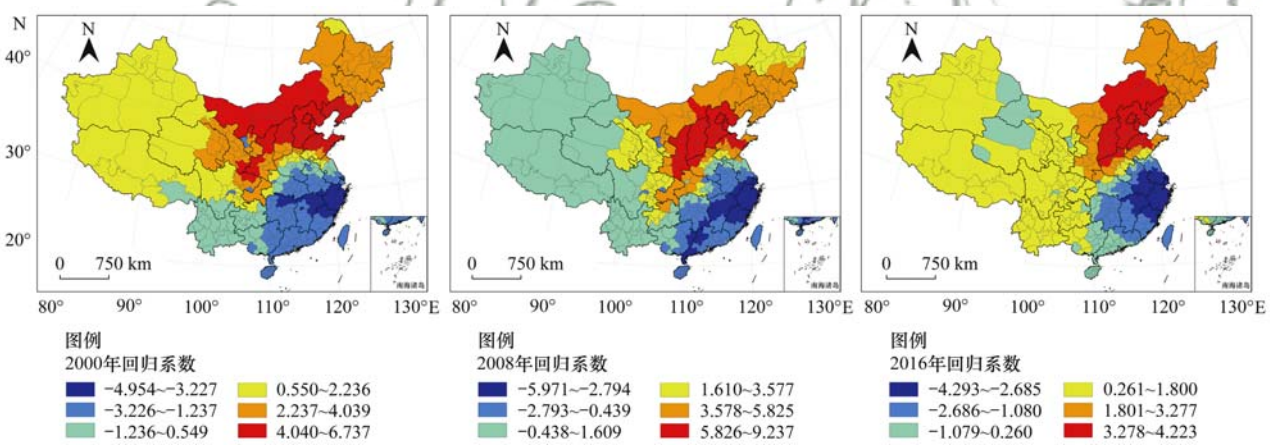

图 10　年平均温度回归系数值空间分布（2000、2008 与 2016 年）

Fig. 10　Spatial distribution of regression coefficient of annual average temperature (2000, 2008, and 2016)

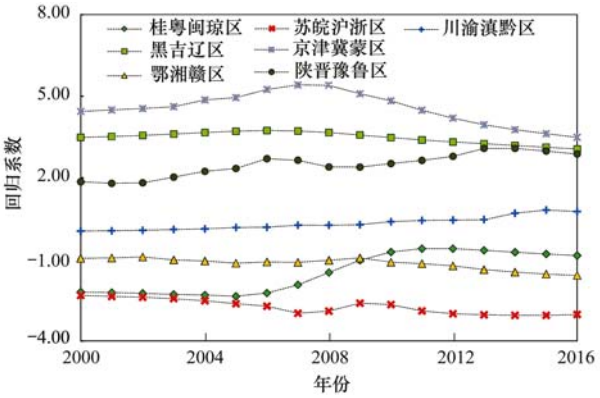

图 11　各治理区年平均温度回归系数值变化曲线

Fig. 11　Change curve of regression coefficient of annual average temperature in management areas

2.3.5　年降水量回归系数值的时空变异特征

由 GTWR 所得到年降水量回归系数值（2000、2008 与 2016 年回归系数值空间分布如图 12 所示）可发现：在整个研究时空范围内，年降水量对 $PM_{2.5}$ 浓度的影响既存在正向相关又有负向相关，负相关的区域主要位于西北与华东地区. 分区统计的回归系数值变化曲线如图 13 所示，依据回归系数值的变化形态的差异，可以区分四类模式：第一类为“单调递减”型，该类包括：Ⅳ区（黑吉辽）与Ⅵ区（京津冀蒙），两者均从 2000 年的 1.5 μg·(m³·100 mm)⁻¹ 减小到 2016 年 0 μg·(m³·100 mm)⁻¹；第二类为“单调递增”型，该类包括：Ⅶ区（川渝滇黔），从 2000 年的 −2.8 μg·(m³·100 mm)⁻¹ 增大到 2016 年

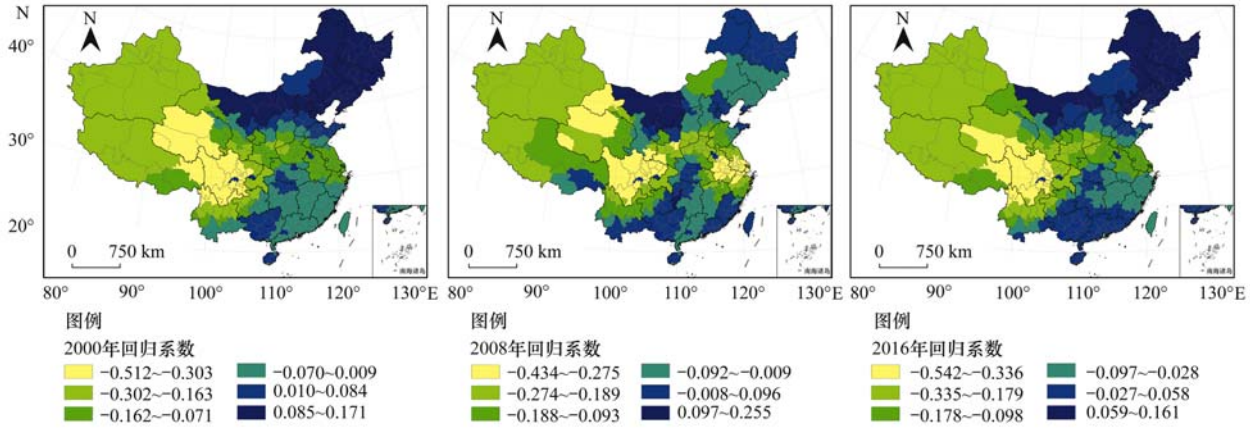

图 12 年降水量回归系数值空间分布(2000、2008 与 2016 年)

Fig. 12 Spatial distribution of regression coefficient of annual precipitation (2000, 2008, and 2016)

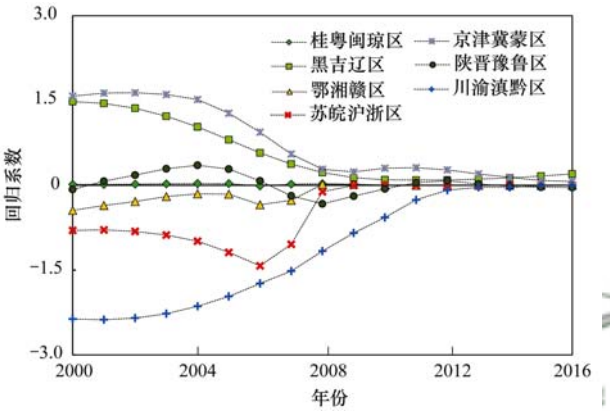

图 13 各治理区年降水量回归系数值变化曲线

Fig. 13 Change curve of regression coefficient of annual precipitation in management areas

0 μg·(m^3·100 mm)$^{-1}$;第三类为"先减后增"型,该类包括:Ⅰ区(苏皖沪浙),2006 年的系数值最小,约为 -1.5 μg·(m^3·100 mm)$^{-1}$;第四类为"平稳"型,包括:Ⅱ区(陕晋豫鲁)、Ⅲ区(鄂湘赣)与Ⅴ区(桂粤闽琼),回归系数值在 0 μg·(m^3·100 mm)$^{-1}$ 上下波动.

2.3.6 年平均相对湿度回归系数值的时空变异特征

由 GTWR 所得到年平均相对湿度回归系数值(2000、2008 与 2016 年回归系数值的空间分布如图 14 所示)可发现:在整个研究时空范围内,年平均湿度对 $PM_{2.5}$ 浓度的影响既有表现正向相关亦有负向相关,较高的正相关区域主要分布在西南与华东地区,而较高的负相关区域则主要位于中南地区.治理分区统计的回归系数值变化曲线如图 15 所示,依据形态的差异可识别出三类模式:第一类为"单调递减"型,该类包括:Ⅴ区(桂粤闽琼)与Ⅶ区(川渝滇黔),从 2000 ~ 2016 年回归系数值分别减少了 0.10 与 1.5 μg·(m^3·%)$^{-1}$;第二类为"单调递增"型,该类包括:Ⅳ区(黑吉辽)与Ⅵ区(京津冀蒙),两者的回归系数值均从 2000 年的 -0.65 μg·(m^3·%)$^{-1}$ 增大到 0.4 μg·(m^3·%)$^{-1}$;第三类为"先减后增"型,该类包括:Ⅰ区(苏皖沪浙)与Ⅲ区(鄂湘赣),分别在 2004 年与 2005 年取极小值 -1.0 μg·(m^3·%)$^{-1}$ 与 -1.3 μg·(m^3·%)$^{-1}$;第四类为"先减再增后减"型,该类包括:Ⅱ区(陕晋豫鲁),在 2008 年取得最

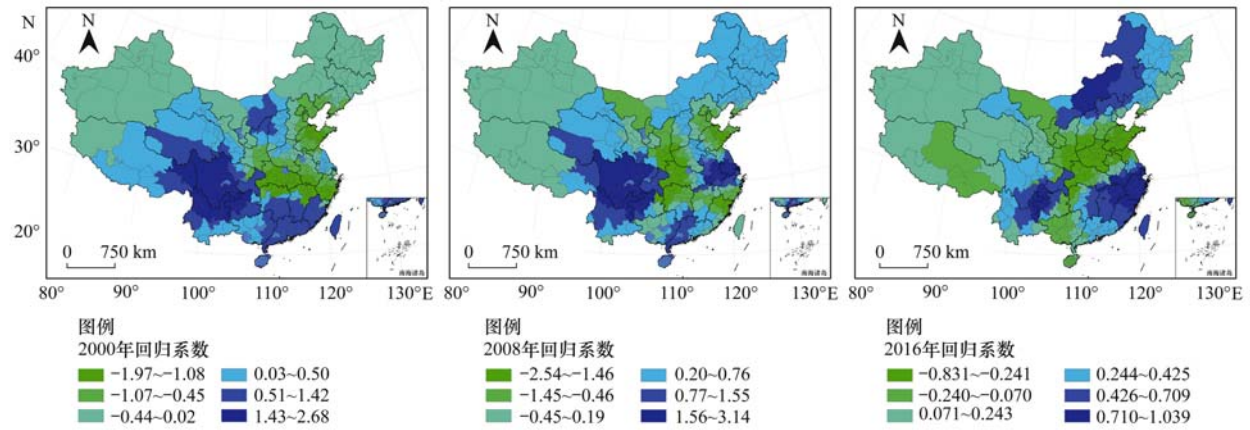

图 14 年平均相对湿度回归系数值空间分布(2000、2008 与 2016 年)

Fig. 14 Spatial distribution of regression coefficient of annual average humidity (2000, 2008, and 2016)

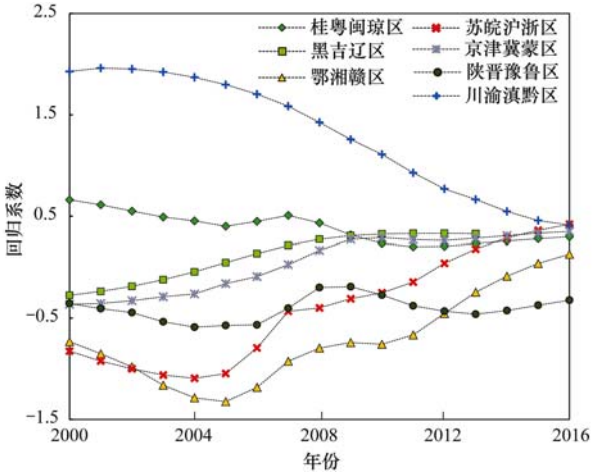

图 15　各治理区年平均相对湿度回归系数值变化曲线

Fig. 15　Change curve of annual average humidity regression coefficient in governance areas

大值，为 $-0.25\ \mu g\cdot(m^3\cdot\%)^{-1}$.

3　结论

(1)以 $PM_{2.5}$ 为首要污染物，综合考虑污染程度、地理位置、气象、地形和经济等因素实现了国家尺度上大气污染联合治理区的划分，该分区结果与存在过污染治理合作的省域较一致，如：京津冀地区与珠三角地区为包含关系，长三角地区则完全一致.

(2)与普通最小二乘回归与地理加权回归相比，地理时空加权回归能够有效揭示 $PM_{2.5}$ 与关联因素的时空非平稳关系，研究证实了人口规模、第二产业生产总值、SO_2 排放量、年平均气温、年降水量与年平均相对湿度与 $PM_{2.5}$ 的关系随时空位置发生改变.

(3)在所识别的联防联控治理单元中，2000～2016 年人口因素对 $PM_{2.5}$ 浓度主要是正向影响，其它因素与 $PM_{2.5}$ 浓度同时存在正向与负向相关，同时，由回归系数值在时间维度上变化曲线能够探测出不同因素在各治理区中与 $PM_{2.5}$ 浓度的关联关系.

参考文献：

[1] Liu J, Han Y Q, Tang X, *et al*. Estimating adult mortality attributable to $PM_{2.5}$ exposure in China with assimilated $PM_{2.5}$ Concentrations based on a ground monitoring network [J]. Science of the Total Environment, 2016, **568**: 1253-1262.

[2] 曾贤刚，阮芳芳，彭彦彦. 基于空间网格尺度的中国 $PM_{2.5}$ 污染健康效应空间分布[J]. 中国环境科学，2019，**39**(6)：2624-2632.
Zeng X G, Ruan F F, Peng Y Y. Health effects' spatial distribution analysis of $PM_{2.5}$ pollution in China based on spatial grid scale[J]. China Environmental Science, 2019, **39**(6): 2624-2632.

[3] Liu M D, Shadbegian R, Zhang B. Does environmental regulation affect labor demand in China? Evidence from the textile printing and dyeing industry[J]. Journal of Environmental Economics and Management, 2017, **86**: 277-294.

[4] Luo J Q, Du P J, Samat A, *et al*. Spatiotemporal pattern of $PM_{2.5}$ concentrations in mainland China and analysis of its influencing factors using geographically weighted regression[J]. Scientific Reports, 2017, 7: 40607, doi: 10.1038/srep40607.

[5] He Z J, Deng M, Cai J N, *et al*. Mining spatiotemporal association patterns from complex geographic phenomena[J]. International Journal of Geographical Information Science, 2019, doi: 10.1080/13658816.2019.1566549.

[6] 刘可可，张红，刘桂建. 合肥市 $PM_{2.5}$ 和 PM_{10} 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.
Liu K K, Zhang H, Liu G J. Elemental composition characteristics of $PM_{2.5}$ and PM_{10}, and heavy pollution analysis in Hefei[J]. Environmental Science, 2019, **40**(8): 3415-3420.

[7] 吕喆，魏巍，周颖，等. 2015～2016 年北京市 3 次空气重污染红色预警 $PM_{2.5}$ 成因分析及效果评估[J]. 环境科学，2019，**40**(1)：1-10.
Lv Z, Wei W, Zhou Y, *et al*. Cause and effect evaluation of $PM_{2.5}$ during three red alerts in Beijing from 2015 to 2016[J]. Environmental Science, 2019, **40**(1): 1-10.

[8] 段杰雄，翟卫欣，程承旗，等. 中国 $PM_{2.5}$ 污染空间分布的社会经济影响因素分析[J]. 环境科学，2018，**39**(5)：2498-2504.
Duan J X, Zhai W X, Cheng C Q, *et al*. Socio-economic factors influencing the spatial distribution of $PM_{2.5}$ concentrations in China: an exploratory analysis[J]. Environmental Science, 2018, **39**(5): 2498-2504.

[9] Han L J, Zhou W Q, Li W F, *et al*. Impact of urbanization level on urban air quality: a case of fine particles ($PM_{2.5}$) in Chinese cities[J]. Environmental Pollution, 2014, **194**: 163-170.

[10] 刘海猛，方创琳，黄解军，等. 京津冀城市群大气污染的时空特征与影响因素解析[J]. 地理学报，2018，**73**(1)：177-191.
Liu H M, Fang C L, Huang J J, *et al*. The spatial-temporal characteristics and influencing factors of air pollution in Beijing-Tianjin-Hebei urban agglomeration[J]. Acta Geographica Sinica, 2018, **73**(1): 177-191.

[11] Wang Z B, Fang C L. Spatial-temporal characteristics and determinants of $PM_{2.5}$ in the Bohai rim urban agglomeration[J]. Chemosphere, 2016, **148**: 148-162.

[12] Zhou C S, Chen J, Wang S J. Examining the effects of socioeconomic development on fine particulate matter ($PM_{2.5}$) in China's cities using spatial regression and the geographical detector technique[J]. Science of the Total Environment, 2018, **619-620**: 436-445.

[13] 袁凯华，李后建，林章悦. 约束性考核促进了官员的减排激励吗[J]. 当代经济科学，2014，**36**(6)：1-10.
Yuan K H, Li H J, Lin Z Y. Does constraining assessment enhance the officials' incentives to reduce emission? [J]. Modern Economic Science, 2014, **36**(6): 1-10.

[14] 高明，郭施宏，夏玲玲. 大气污染府际间合作治理联盟的达成与稳定——基于演化博弈分析[J]. 中国管理科学，2016，**24**(8)：62-70.
Gao M, Guo S H, Xia L L. Analysis on the formation and stability of cooperation management alliance of air pollution control among local governments: based on the evolutionary game [J]. Chinese Journal of Management Science, 2016, **24**(8): 62-70.

[15] 王金南，宁淼，孙亚梅. 区域大气污染联防联控的理论与方

法分析[J]. 环境与可持续发展. 2012, **37**(5): 5-10.
Wang J N, Ning M, Sun Y M. Study on theory and methodology about joint prevention and control of regional air pollution[J]. Environment and Sustainable Development, 2012, **37**(5): 5-10.

[16] 汪克亮, 孟祥瑞, 杨宝臣, 等. 技术异质下中国大气污染排放效率的区域差异与影响因素[J]. 中国人口·资源与环境, 2017, **27**(1): 101-110.
Wang K L, Meng X R, Yang B C, *et al*. Regional differences and influencing factors of China's air pollution emission efficiency considering technological heterogeneity[J]. China Population, Resources and Environment, 2017, **27**(1): 101-110.

[17] 胡志高, 李光勤, 曹建华. 环境规制视角下的区域大气污染联合治理——分区方案设计、协同状态评价及影响因素分析[J]. 中国工业经济, 2019, (5): 24-42.
Hu Z G, Li G Q, Cao J H. Air pollution regional linkage control and prevention from the perspective of environmental regulation——the scheme design, state evaluation and influencing factors analysis[J]. China Industrial Economics, 2019, (5): 24-42.

[18] 刘佳澍, 顾远, 马帅帅, 等. 常州夏冬季 $PM_{2.5}$ 中无机组分昼夜变化特征与来源解析[J]. 环境科学, 2018, **39**(3): 980-989.
Liu J S, Gu Y, Ma S S, *et al*. Day-night differences and source apportionment of inorganic components of $PM_{2.5}$ during summer-winter in Changzhou city[J]. Environmental Science, 2018, **39**(3): 980-989.

[19] 郭文凯, 刘晓, 朱玉凡, 等. 兰州市煨炕污染物排放清单及其对 $PM_{2.5}$ 浓度贡献[J]. 环境科学, 2018, **39**(11): 4849-4857.
Guo W K, Liu X, Zhu Y F, *et al*. Emissions inventory of smoldering Chinese Kangs and their contribution to $PM_{2.5}$ pollution in Lanzhou city[J]. Environmental Science, 2018, **39**(11): 4849-4857.

[20] 尹晓梅, 李梓铭, 熊亚军, 等. 2014~2017 北京市气象条件和人为排放变化对空气质量改善的贡献评估[J]. 环境科学, 2019, **40**(3): 1011-1023.
Yin X M, Li Z M, Xiong Y J, *et al*. Contribution assessment of meteorology conditions and emission change for air quality improvement in Beijing during 2014-2017[J]. Environmental Science, 2019, **40**(3): 1011-1023.

[21] 汪韬阳, 张过, 李沛然, 等. 基于 DMSP/OLS 夜光遥感影像的城市扩张政策驱动因素分析[J]. 测绘学报, 2018, **47**(11): 1466-1473.
Wang T Y, Zhang G, Li P R, *et al*. Analysis on the driving factors of urban expansion policy based on DMSP/OLS remote sensing image[J]. Acta Geodaetica et Cartographica Sinica, 2018, **47**(11): 1466-1473.

[22] Huang B, Wu B, Barry M. Geographically and temporally weighted regression for modeling spatio-temporal variation in house prices[J]. International Journal of Geographical Information Science, 2010, **24**(3): 383-401.

[23] He Q Q, Huang B. Satellite-based mapping of daily high-resolution ground $PM_{2.5}$ in China via space-time regression modeling[J]. Remote Sensing of Environment, 2018, **206**: 72-83.

[24] Chu H J, Huang B, Lin C Y. Modeling the spatio-temporal heterogeneity in the PM_{10}-$PM_{2.5}$ relationship[J]. Atmospheric Environment, 2015, **102**: 176-182.

[25] 杨文涛, 姚诗琪, 邓敏, 等. 北京市 $PM_{2.5}$ 时空分布特征及其与 PM_{10} 关系的时空变异特征[J]. 环境科学, 2018, **39**(2): 684-690.
Yang W T, Yao S Q, Deng M, *et al*. Spatio-temporal distribution characteristics of $PM_{2.5}$ and spatio-temporal variation characteristics of the relationship between $PM_{2.5}$ and PM_{10} in Beijing[J]. Environmental Science, 2018, **39**(2): 684-690.

[26] Shi Y, Ho H C, Xu Y, *et al*. Improving satellite aerosol optical Depth-$PM_{2.5}$ correlations using land use regression with microscale geographic predictors in a high-density urban context[J]. Atmospheric Environment, 2018, **190**: 23-34.

HUANJING K0EXUE Vol. 41 No. 5
Environmental Science (monthly) May 15, 2020

CONTENTS