

区域 COD、SO₂ 及 TSP 排放的空间自相关分析 :以江苏省为例

赵小风^{1,2}, 黄贤金^{1*}, 张兴榆¹, 朱德明³, 赖力¹, 钟太洋¹

(1. 南京大学国土资源与旅游学系 环境地理研究室, 南京 210093; 2. 西北农林科技大学资源环境学院, 杨凌 712100; 3. 江苏省环境保护厅, 南京 210036)

摘要 空间自相关分析是空间统计学的一个重要组成部分, 是认识空间格局的有效手段. 针对研究的空间范围不同, 常采用全局空间自相关和局部空间自相关来衡量区域空间自相关程度. 利用江苏省 1990~2006 年 13 个省辖市 COD、SO₂ 和 TSP 排放量数据, 采用空间自相关分析方法对江苏省环境污染排放区域异质性进行了研究. 结果表明, 江苏省 COD 和 TSP 排放总量分别从 1990 年的 596 353 t 和 1 101 404 t 显著下降到 2006 年的 291 762 t 和 704 734 t, SO₂ 排放量基本保持稳定. 江苏省 COD、SO₂ 和 TSP 排放的空间自相关性随时间推移正在发生着变化, 到 2006 年 COD、SO₂ 和 TSP 排放的 Global Moran's I 分别达到 0.465 7、0.214 2 和 0.510 1, 呈现较显著的正空间自相关趋势. 空间上的集聚分布格局业已形成, 且 COD 排放先于 SO₂ 和 TSP 排在空间呈现集聚格局, 空间集聚的程度也较大. 苏南与苏北的污染排放格局差异较大, 苏南 COD、SO₂ 和 TSP 排放的 Global Moran's I 值至 2006 年分别增加到 0.499 7、0.320 2 和 0.298 3, 集聚格局明显, 而苏北 COD、SO₂ 和 TSP 排放的 Global Moran's I 值大部分都低于 -0.2, 没有表现集聚状态. COD 排放的集聚区域变为苏州、无锡和常州, SO₂ 排放的集聚区域变为苏州和无锡, TSP 排放的空间格局变化不大. 苏南五市一直是 TSP 排放的集聚区域. 空间自相关关系的探讨对于认识江苏省区域环境异质性及环境宏观战略研究具有重要意义, 也对江苏省生态省建设和和谐社会构建提供重要参考.

关键词 COD; SO₂; TSP; 空间自相关; 全局空间自相关; 局部空间自相关

中图分类号: X32 文献标识码: A 文章编号: 0250-3301(2009)06- -

Application of Spatial Autocorrelation Analysis to the COD, SO₂, and TSP Emission in Jiangsu Province

ZHAO Xiao-feng^{1,2}, HUANG Xian-jin¹, ZHANG Xing-yu¹, ZHU De-ming³, LAI Li¹, ZHONG Tai-yang¹

(1. Laboratory of Environmental Geography in Land Resources and Tourism Sciences Department, Nanjing University, Nanjing 210093, China; 2. College of Resources and Environment, Northwest A&F University, Yangling 712100, China; 3. Jiangsu Municipal Environmental Protection Bureau, Nanjing 210036, China)

Abstract Spatial autocorrelation is an effective tool of spatial statistics, which is used to disclose the spatial structure of regional disparity. There are two different scales to measure regional spatial dependence: global spatial autocorrelation and local spatial autocorrelation. Based on environmental data of 13 cities in Jiangsu province from 1990 to 2006, the regional disparity of COD, SO₂ and TSP emission was discussed by using spatial autocorrelation analysis methods. The results show that total emission of COD and TSP decreased respectively from 596 353 t and 1 101 404 t in 1990 to 291 762 t and 704 734 t in 2006, while total emission of SO₂ kept steady. In 2006, Global Moran's I of COD, SO₂ and TSP emission was 0.465 7, 0.214 2 and 0.510 1 respectively. It is identified that positive spatial autocorrelation is presented and spatial aggregation pattern of COD, SO₂ and TSP emission are appeared. However, spatial aggregation pattern of COD emission appears earlier than that of SO₂ and TSP, and spatial aggregation degree of COD is also higher than that of SO₂ and TSP. There are different spatial patterns between southern and northern Jiangsu. In southern Jiangsu, Global Moran's I of COD, SO₂ and TSP emission had increased to 0.499 7, 0.320 2 and 0.298 3 up to 2006, and spatial aggregation pattern appeared remarkably. In northern Jiangsu, most of the Global Moran's I were less than -0.2, and spatial aggregation pattern disappeared accordingly. High cluster region of COD emission is Suzhou, Wuxi and Changzhou, and high cluster region of SO₂ emission is Suzhou and Wuxi. However, spatial pattern of TSP emission does not change much and five cities of southern Jiangsu (Suzhou, Wuxi, Changzhou, Zhenjiang, Nanjing) are still the high cluster region. The last, the research provides an important cognition to regional environment disparity and macro-environmental strategy, and a significant means to harmonious society and eco-province construction in Jiangsu province.

Key words COD; SO₂; TSP; spatial autocorrelation; global spatial autocorrelation; local spatial autocorrelation

收稿日期: 2008-07-30; 修订日期: 2008-11-28
基金项目: 国家自然科学基金项目(40101007); 国土资源部公益性项目(200811033); 江苏省环境保护厅“江苏省环境保护战略研究”项目
作者简介: 赵小风(1978~), 男, 博士研究生, 主要研究方向为区域资源环境, E-mail: zhao-xf@126.com
* 通讯联系人, E-mail: hxj369@nju.edu.cn

区域环境污染排放是环境问题的重要研究内容之一,业已引起国内外学者的高度关注.国内外关于区域环境污染排放的研究纷繁复杂,主要集中于对微观机制及区域特征的研究^[1~5].虽然区域环境污染排在空间上具有规律性,但对其空间分布的依赖性和异质性的探讨相对不足.借鉴地理学中空间分析理论及方法加强对区域环境污染排放的研究不失为有益的尝试.空间自相关分析是研究邻近位置的属性相关性的空间统计学方法,正成为定量研究自然、经济和社会领域内涉及空间关系的各类问题的重要方法和分析空间格局的有效手段.国外早在 20 世纪中叶就开始尝试使用空间自相关方法研究生态学^[6]、疾病学^[7]等问题,目前已应用于数字图像处理^[8]、社会学^[9]、森林学^[10]、生物学^[11]、土地利用^[12]、区域经济^[13]等多种领域.国内空间自相关的相关研究起步较晚,但对以上国外研究的领域都开展了广泛的探讨^[14~20].然而,运用空间自相关方法对区域环境问题的研究尚不多见.目前,国内学者钟晓兰等^[21]对长三角地区土壤重金属有效态,王铁宇等^[22]对官厅水库周边土壤重金属,曹会聪等^[23]对吉林省农田黑土中 Cd、Pb、As 含量,张运林等^[24]对太湖北部湖区 COD 浓度等方面开展了许多有意义的空间研究,但这些研究大多停留在空间分布、影响因素及空间相关性的探讨上,对区域环境污染排放的空间自相关的研究尚未见报道.本研究采用空间自相关分析方法对江苏省近 20 年环境污染主要因子 COD、SO₂ 和 TSP 排放量的空间动态变化进行了分析,探求其空间演变规律及发展趋势,以期为国家及江苏省正在研究实施的环境宏观战略以及主体功能区规划提供理论依据,为环境友好型社会和生态文明的建设提供有益参考.

1 数据来源与方法

1.1 数据来源

本研究的基础数据来自《江苏省环境统计资料(1990~2006)》,主要选取江苏省 13 个省辖市近 20 年的 COD、SO₂ 和 TSP 排放量作为对象,以江苏省现行政区划图为底图,经数字化后,在 ArcGIS 中对省辖市各年份的环境污染排放状况赋属性值,生成 shp 文件,最后将其导入 Anselin 提供的软件 GeoDA 进行空间自相关分析.

1.2 空间自相关

空间自相关(spatial autocorrelation)是分析同一个变量在不同空间位置上的相关性,是空间域中集

聚程度的一种度量^[25].依据分析空间范围的大小,空间自相关可分为全局空间自相关(global spatial autocorrelation)和局部空间自相关(local spatial autocorrelation).全局空间自相关揭示整个研究区域的空间模式,使用单一的值来反映该区域的自相关程度,常采用 Global Moran's I、Global Geary's C 和 Global Getis' C 系数来度量,此外还有 Cliff-Ord Statistic、Join-Count Statistic 等国内统计界不常用的指标^[26,27].局部空间自相关揭示每一个空间单元与邻近单元就某一属性的相关程度,可采用 LISA(local indicators of spatial association)来表示^[28],包括 Local Moran's I、Local Geary Ratio C、Local Getis' C、Local Gamma 等^[14,29].依据空间自相关的性质,空间自相关可分为正空间自相关(positive spatial autocorrelation)、负空间自相关(negative spatial autocorrelation)和无空间自相关.

1.2.1 全局空间自相关

本研究采用 Global Moran's I 来衡量全局空间自相关性,可用公式(1)表示^[14,30].

$$I = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x}) \sum_{j=1}^n W_{ij} (x_j - \bar{x})}{s^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}} \tag{1}$$

式中, $s^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2$, n 是空间单元数目, x_i 、 x_j 表示空间单元 i 和 j 的属性值, W_{ij} 是空间权重系数矩阵,表示各空间单元邻近关系.

Global Moran's I 系数值为 $[-1, 1]$ 之间,当 Global Moran's I > 0 时,研究区域在空间分布上呈现正空间自相关,观测属性呈集聚空间格局,并且 Global Moran's I 越接近 1 时,其正相关越强;反之,Global Moran's I < 0 时,研究区域在空间上存在负空间自相关,观测属性在空间上呈离散空间格局,并且 Global Moran's I 越接近 -1 时,其负相关越强;当 Global Moran's I 接近 0 时,观测属性不存在空间自相关,在空间上呈随机分布^[25].

基于 Global Moran's I 分析观测变量的空间格局时,需要进行显著性检验,以便在一定概率下保证推断结论的正确性.对 Global Moran's I 的显著性检验,可以用公式(2)来表示.

$$Z(I) = \frac{I - E(I)}{\sqrt{VAR(I)}} \tag{2}$$

式中, $Z(I)$ 表示空间自相关的显著水平, $E(I)$ 表示 Global Moran's I 的数学期望, $VAR(I)$ 表示方差.

1.2.2 局部空间自相关

全局空间自相关指数能够判断出观察值在空间上的整体分布情况,但难以探测出集聚的位置所在及区域相关的程度.而局部空间关联指数 LISA 弥补了这一局限,可以揭示空间参考单元与其邻近的空间单元属性特征值之间的相似性或相关性,识别空间集聚和空间孤立,探测空间异质等.本研究采用 Moran 散点图和 Local Moran's I 来衡量局部空间自相关性.

(1) Moran 散点图 Moran 散点图能定性地区分出每个区域与相邻区域的属性的相互关系,由 4 个象限组成.落入右上象限 HH(High-High)或左下象限 LL(Low-Low)的观察值分别表示某区域与其相邻区域的属性有较高(低)程度的集聚效应,因而相邻区域的属性逐步趋向一致.位于右下象限 HL(High-Low)和左上象限 LH(Low-High)的观察值分别表明某区域与相邻区域的属性存在较大差异^[14 25 31].

(2) Local Moran's I Local Moran's I 除了具有 Moran 散点图的功能之外,还可以定量地得知这些关联的具体程度,并通过 GIS 的空间展示功能,显示它们在研究区域上的具体地理分布. Local Moran's I 可通过公式(3)和公式(4)求得^[28 30].

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

$$I_i = \frac{n(x_i - \bar{x}) \sum_j W_{ij}(x_j - \bar{x})}{\sum_i (x_i - \bar{x})^2}$$
$$= Z'_i \sum_j W_{ij} Z'_j \quad (4)$$

式中, x_i 、 x_j 表示空间单元 i 和 j 的属性值, W_{ij} 是空间权重系数矩阵,表示各空间单元邻近关系, Z'_i 和 Z'_j 是经过标准差标准化的观测值.

当 $I_i > 0$ 时,区域空间单元 i 与相邻空间单元的观测属性存在较强的正空间自相关,呈局部空间集聚;当 $I_i < 0$ 时,存在较强的负空间自相关,呈局部空间离散.与 Global Moran's I 一样,需对 Local Moran's I 进行显著性检验,检验方法同 Global Moran's I.

2 结果与分析

2.1 环境污染排放总体状况

近 20 年里,江苏省经济建设和城市化进程得到了快速发展.与此同时,环境状况也发生着很大变化.就环境污染排放主要指标 COD、SO₂ 和 TSP 来

看,存在不同的变化趋势(图 1).

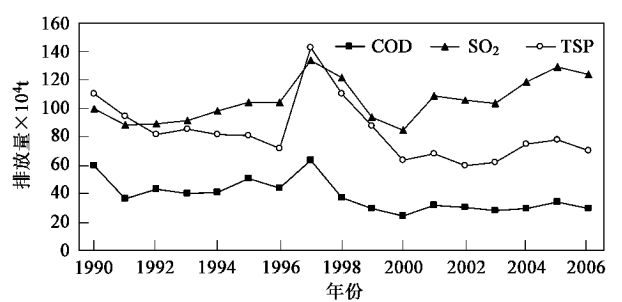


图 1 江苏省 COD、SO₂ 和 TSP 排放量的时间序列变化曲线

Fig.1 Time series curve of COD, SO₂ and TSP emission in Jiangsu

(1)江苏省 COD 排放总量总体呈下降趋势,其曲线存在 2 个变化阶段,1997 年以前为先降后升,其中,1990 年 COD 排放量为 596 353 t,1993 年 COD 排放量为 402 130 t,1997 年 COD 排放量为 632 567 t;1997 年后曲线显著下降并于近 5 年趋于平稳,其中,2000 年 COD 排放量为 241 391 t,2006 年 COD 排放量为 291 762 t.

(2)江苏省 SO₂ 排放总量近 20 年有所波动,先呈现小幅上升,后显著下降,再逐渐回升的趋势.其中,1990 年 SO₂ 排放量为 963 625 t,1997 年 SO₂ 排放量为 1 263 643 t,2000 年 SO₂ 排放量为 802 250 t,2006 年 SO₂ 排放量为 1 201 848 t.

(3)江苏省 TSP 排放量曲线在 1997 年前呈下降趋势,1997 年突变上升,随后迅速下降并趋于平稳.其中,1990 年 TSP 排放量为 1 101 404 t,1996 年 TSP 排放量为 716 688 t,1997 年 TSP 排放量为 1 424 371 t,2000 年 TSP 排放量为 631 527 t,2006 年 TSP 排放量为 704 734 t.

从以上分析可得出江苏省 COD、SO₂ 和 TSP 排放量的总体状况:COD 和 TSP 排放总量呈显著下降趋势,SO₂ 排放量虽存在小幅波动,但基本保持稳定.仅对排放总量的分析显然存在不足,即便是得出 13 个省辖市 COD、SO₂ 和 TSP 近 20 年的变化曲线,说明了各省辖市污染排放的变化趋势和相对排放数量的多少,若需要揭示省辖市之间污染排放空间变化关系,还需要进一步研究各区域空间上的相关性.

2.2 全局空间自相关分析

在进行空间相关性分析时,重点是空间权重矩阵的确定(表 1).本研究中的基本空间单元为省辖市,多为不规则面状区域,各不规则单元之间的空间关系可采用空间邻接标准或距离标准来判定^[22]. GeoDA 在加载权重分析文件后,即可对输入的各项

指标属性值进行空间相关分析.

表 1 区域单元空间邻近关系与空间权重系数矩阵

Table 1 Spatial neighborhood relation and spatial weight coefficient of region

权重系数	邻接标准		距离标准 ¹⁾	
	区域 i 与 j 邻接	区域 i 与 j 不邻接	$d_{ij} \leq d_0$	$d_{ij} > d_0$
W_{ij}	1	0	1	0

1) d_{ij} 指区域 i 与 j 之间的距离, d_0 为设定距离

从图 2 可知,江苏省 SO₂、COD 和 TSP 排放的 Global Moran's I 在时间序列过程中有明显的变化.

一是江苏省 COD 排放的 Global Moran's I 总体上呈现上升趋势.1992 和 1994 年 COD 排放的 Global Moran's I 值分别为 -0.357 9 和 -0.302 7,在“八五”期间表现为负空间自相关,空间上呈离散分布格局;1996、1998 和 2000 年 COD 排放的 Global Moran's I 值分别为 0.060 7、0.079 6 和 0.003 7,在“九五”期间表现为随机分布,2004 和 2006 年 COD 排放的 Global Moran's I 值分别为 0.557 8 和 0.465 7,在“十五”期间表现为显著的正空间自相关,在空间上呈集聚分布格局.

二是 SO₂ 排放的 Global Moran's I 总体上也呈现上升趋势.1992 和 1994 年 SO₂ 排放的 Global Moran's I 值分别为 -0.242 7 和 -0.239 5,在“八五”期间存在负空间自相关特性,在空间上呈离散分布格局;1996、2000 和 2002 年 SO₂ 排放的 Global Moran's I 值分别为 -0.029 8、0.156 2 和 0.069 0,在“九五”~“十五”初期呈现随机分布格局;自 2004 年后 SO₂ 排放呈现较显著的正空间自相关,在空间上呈现集聚分布格局.

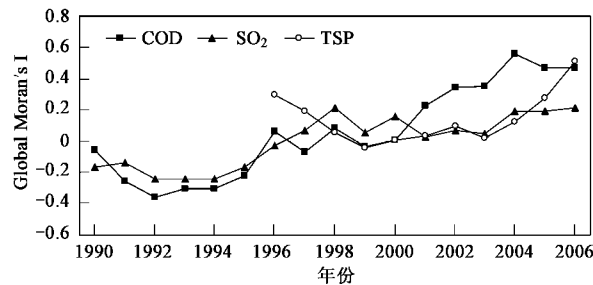


图 2 江苏省主要环境污染排放全局空间自相关

Fig.2 Global Moran's I of pollution emission in Jiangsu

三是江苏省 TSP 排放的 Global Moran's I 则先降低后升高.1996、1998 和 2000 年 TSP 排放的 Global Moran's I 值分别为 0.296 0、0.057 2 和 0.004 8,在“九五”期间由正空间自相关逐渐减弱,在空间上表现为弱集聚向随机状态的转变,2004 和 2006 年 TSP 排放

的 Global Moran's I 值分别为 0.121 7 和 0.510 1,逐渐呈现显著的正空间自相关,在空间上呈集聚分布格局.

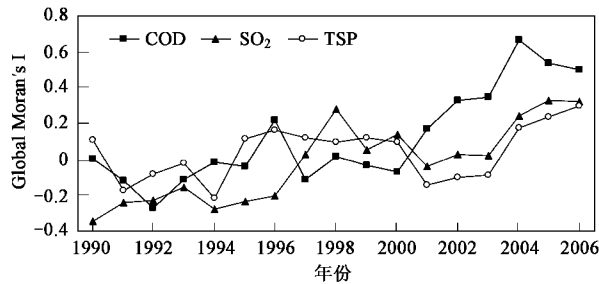


图 3 苏南主要环境污染排放全局空间自相关

Fig.3 Global Moran's I of pollution emission in southern Jiangsu

由于江苏省区域经济发展和资源禀赋的差异较大,有必要分析和探讨不同区域污染排放的空间演变规律,从而为制定区域差异化的环境宏观战略政策提供依据.采用同样的方法,分别对苏南和苏北地区的 COD、SO₂ 和 TSP 排放的全局空间自相关进行分析(图 3、图 4).可以发现,苏南地区 1992、1994、1998 和 2000 年 COD 排放的 Global Moran's I 值分别为 -0.272 1、-0.012 0、0.018 4 和 -0.070 1,在“八五”~“九五”期间呈现较弱的负空间自相关或不存在空间自相关,在空间上不呈现集聚格局;2002、2004 和 2006 年 COD 排放的 Global Moran's I 值分别为 0.329 1、0.664 5 和 0.499 7,在“十五”期间呈现较强的正空间自相关性,空间上的集聚格局已经形成. SO₂ 排放 Global Moran's I 值从 1990 年的 -0.345 9 逐渐增加到 1998 年的 0.279 7,随后下降到 2002 年的 0.027 0 再上升至 2006 年的 0.320 2,在“八五”~“十五”期间从负空间自相关向较弱的正空间自相关转变的波动过程,空间上总体呈现从离散状态向集聚状态的转变. TSP 排放除在“九五”期间表现为较弱的集聚状态,其他时段空间演变的规律不明显,但在 2004 年后 TSP 排放 Global Moran's I > 0.2,逐渐呈现集聚的态势.比较这 3 种污染排放的空间格局演变规律,可发现近年来都呈现集聚的趋势,但 COD 排放集聚格局的形成比 SO₂ 和 TSP 要早,且强度大.与苏南地区相比,苏北地区污染排放的空间格局演变较为简单.在“八五”期间, COD 和 SO₂ 排放的 Global Moran's I < -0.2,呈现较弱的负空间自相关,在空间上都表现为离散格局,而在“九五”~“十五”期间其 Global Moran's I 值大多介于 -0.1~0 之间,空间上表现为随机分布格局.而 TSP 排放的 Global

Moran's I 值除 2006 年为 0.093 6 外,其余时段均为负值,且大部分 Global Moran's I < -0.2,呈现较弱的负空间自相关,在空间上表现为离散格局。

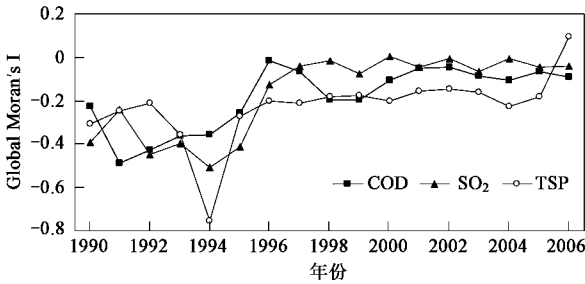


图 4 苏北主要环境污染排放全局空间自相关

Fig.4 Global Moran's I of pollution emission in northern Jiangsu

对全省及苏南、苏北的全局空间自相关分析可以得出 4 点 ①江苏省 COD、SO₂ 和 TSP 排放虽然没有表现很强的空间相关性,但在某些年份呈现着较为显著的空间依赖关系,因此,每个省辖市的环境污染指标排放不应该被看成是独立的,这与区域经济竞争及环境问题的空间蔓延等都有一定关系;②江苏省 COD、SO₂ 和 TSP 排放的空间相关性随时间推移正在发生着变化,近年来呈现较显著的正空间自相关趋势,空间上的集聚分布格局正逐渐形成;③苏南地区 COD、SO₂ 和 TSP 排放正逐渐由离散向随机再向集聚状态转变,而苏北地区没有出现集聚状态;④不论就全省而言,还是分苏南和苏北而言,COD 排放先于 SO₂ 和 TSP 排在空间呈现集聚格局,且空间集聚的程度也大。全局空间自相关虽能揭示空间离散和集聚现象的存在,但无法揭示环境的“热点”区域和空间相关关系,需要进一步分析江苏省 COD、SO₂ 和 TSP 排放的局部空间自相关特性。

2.3 局部空间自相关分析

本研究采用 GeoDA 中 Moran 散点图来研究局域空间的异质性。其横坐标为各单元标准化处理后的属性值,纵坐标为其空间连接矩阵所决定相邻单元的属性值的平均值。散点图 4 个象限中的数据具有不同含义。以 2006 年江苏省 COD 排放 Moran 散点图(图 5)为例,第一象限的地区为苏州、无锡和常州,表明这 3 个地区 COD 排放量高,并且其周边地区的 COD 排放量也较高。因此,苏州、无锡和常州在空间上是江苏省 COD 高排放的集聚区域。

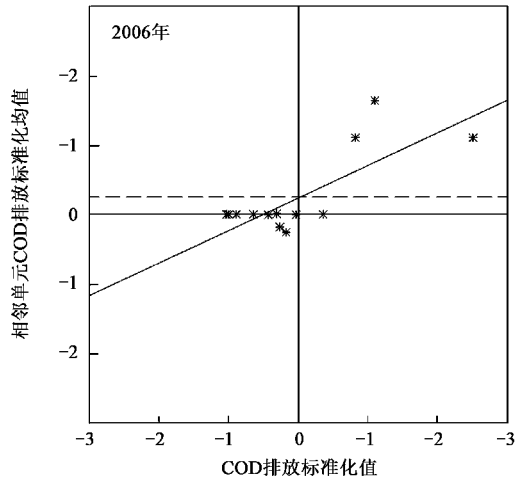


图 5 江苏省 COD 排放 Moran 散点图

Fig.5 Moran scatter plot of COD emission in Jiangsu

为了更清楚判断每个象限包括的具体市县及分析江苏省环境污染排放的时空变化格局,对不同年份各环境污染排放做同样分析,得到 LISA 集聚图(图 6~8)。可以得到以下结果。

一是 COD 排放的空间格局发生了很大变化。COD 排在 2000 年以前还不存在明显的集聚现象,

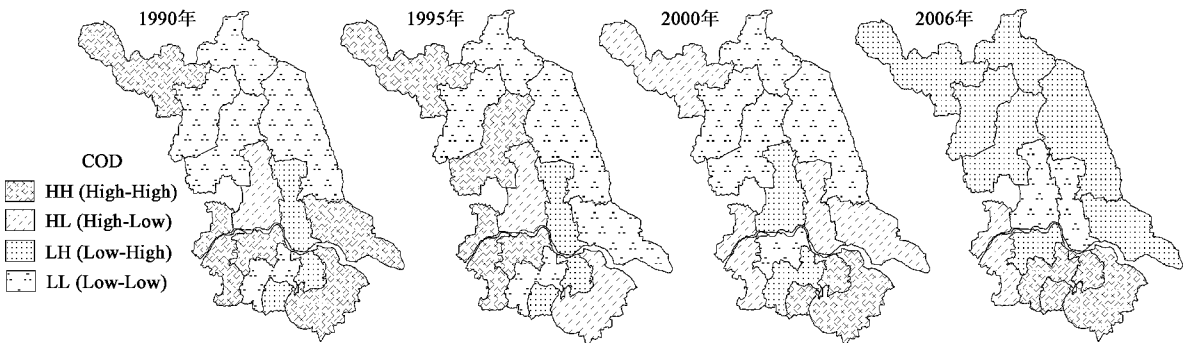


图 6 江苏省主要年份(1990,1996,2000,2006)COD 排放 LISA 集聚图

Fig.6 LISA cluster map of COD emission in Jiangsu(1990,1996,2000,2006)

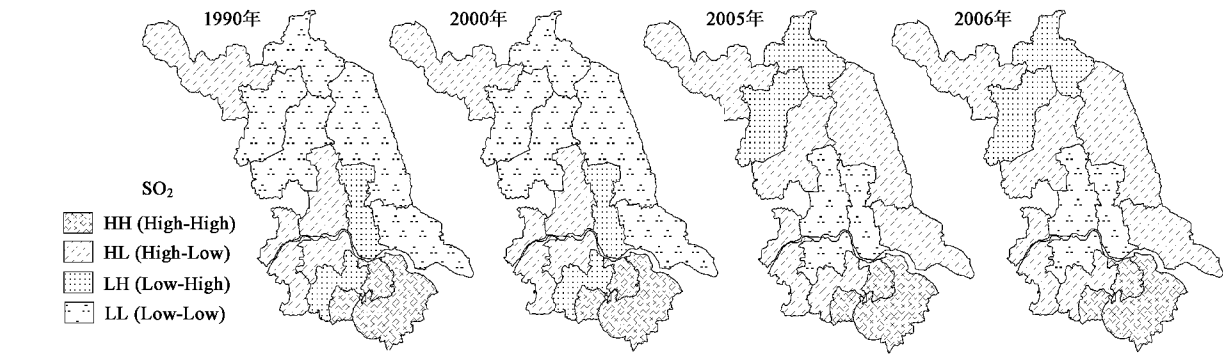


图 7 江苏省主要年份(1990,1996,2000,2006)SO₂ 排放 LISA 集聚图

Fig.7 LISA cluster map of SO₂ emission in Jiangsu(1990,1996,2000,2006)

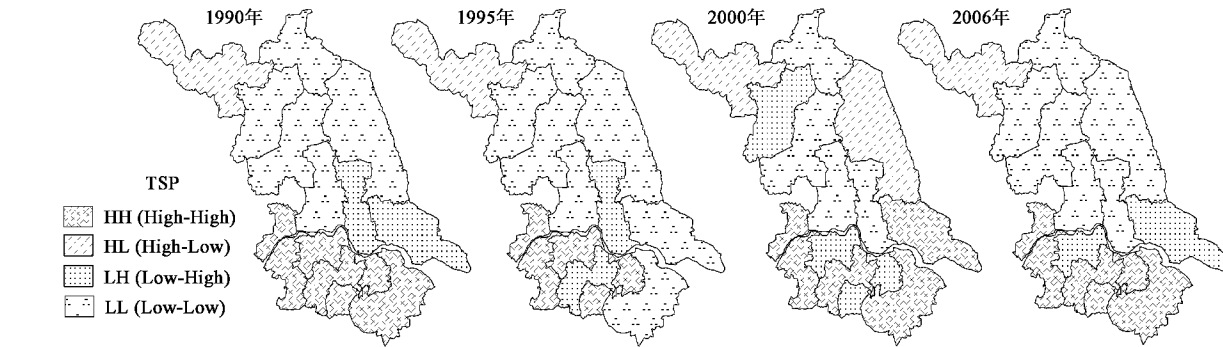


图 8 江苏省主要年份(1990,1996,2000,2006)TSP 排放 LISA 集聚图

Fig.8 LISA cluster map of TSP emission in Jiangsu(1990,1996,2000,2006)

而在 2000 年后,苏州、无锡和常州成为 COD 高排放的集聚区域。

二是 SO₂ 排放的空间格局也发生了很大变化。SO₂ 的高排放集聚区域为苏州和无锡,比 COD 高排放的集聚区域形成要早,而镇江、扬州和泰州在 2000 后成为低排放集聚区域。

三是 TSP 排放的空间格局变化不大,苏南五市一直是 TSP 排放高集聚的区域,徐州则是苏北一个 TSP 高排放区域,而连云港、宿迁、淮安、扬州、泰州、盐城等地则是 TSP 排放低集聚区域。

3 讨论

江苏省污染排放的空间格局的形成和演变是资源禀赋、社会、经济、政策以及技术等多种因素共同作用的结果,在一定时期区域经济发展及其结构对污染排放空间格局的影响是主导性的。采用重心模型^[32,33]可以验证上述分析结果,并可衡量经济发展的空间变化对污染排放空间变化的影响程度。通过计算和绘制江苏省 GDP、工业产值重心及 COD、SO₂

和 TSP 排放重心的演变轨迹(图 9),可以发现经济重心和污染排放重心总体上呈现经度增加、纬度减少的趋势,即向东南方向偏移。对比经济重心和环境污染排放重心的空间轨迹,可以发现,COD、SO₂ 和 TSP 排放重心相对于经济重心,偏向于西北方向。这说明就经济实力而言,苏南地区明显强于其他区域;就污染排放而言,除苏南地区外,苏北经济不发达的局部地区也存在环境污染高排放的现象。此外,环境污染排放重心比经济重心向东南方向偏移的幅度更大。这说明苏南地区在经济和环境污染排放上的贡献都占主要份额,但在经济发展的同时却造成了更多的污染排放。因此,苏南地区的污染排放控制应该是全省的重点。COD 排放重心明显趋向于工业产值重心,说明工业的发展对 COD 排放有显著的影响。

支撑经济社会发展的技术水平差异是影响区域污染排放空间格局另一重要因素。相对于苏北地区而言,苏南地区具有更好的区位条件、投资环境和经济基础,因而促进了产业的不断集聚。产业集聚带来了企业间技术的竞争及升级改造,从而促进资源的

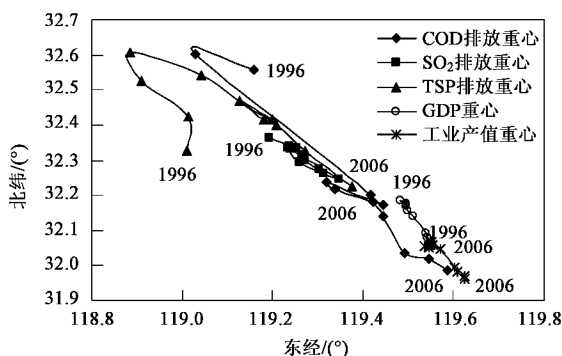


图9 近10年江苏省经济重心及环境污染排放重心

Fig.9 Movement of the economy and pollution emission gravity center in Jiangsu Province(1996~2006)

节约和集约利用.因此,要采取区域差异化的污染防治措施.苏南地区要注重产业生态链的建设,提高资源的循环利用率;苏北地区要加快产业结构调整,强化产业升级改造的进程,采用清洁生产技术控制污染排放的总量.

另外,经济社会发展的政策以及资源型产业也对污染排放的空间格局产生影响.在江苏省发展规划中,苏南地区获得了比苏北地区更大的发展空间和政策倾斜,如产业发展、基础设施建设、资源开发利用等方面的优惠政策.而拥有丰富煤炭资源的徐州市,其产业结构偏重,排放的 SO_2 和TSP对苏北地区乃至江苏省污染排放格局也有重大影响.

这些因素都从不同角度影响了江苏省环境污染排放的空间格局.经济、技术、政策、资源禀赋等多因素对污染排放格局影响的机制还需要进一步深入研究.区域影响因素的差异对污染排放格局的影响还有待进一步探讨,以期促进环境、经济和社会的和谐发展.

4 结论

(1)江苏省COD和TSP排放总量呈显著下降趋势, SO_2 排放量基本保持稳定.采用区域变量的空间自相关分析方法可以定量衡量相邻区域环境污染排放空间分布的关联程度,全局空间自相关系数能反映集聚或离散的程度,LISA集聚图能显示集聚和离散的具体区域.

(2)全局空间自相关研究表明,江苏省COD、 SO_2 和TSP排放的空间自相关性随时间推移正在发生着变化,近年来呈现较显著的正空间自相关趋势,空间上的集聚分布格局正逐渐形成.苏南地区和苏北地区的污染排放空间格局有所差异,空间集聚格局在

苏南表现显著,而苏北地区没有显现.COD排放先于 SO_2 和TSP排在空间呈现集聚格局,且空间集聚的强度也较大.

(3)局部空间自相关研究表明,苏州、无锡和常州逐渐成为COD排放的集聚区域,苏州、无锡逐渐成为 SO_2 排放的集聚区域,TSP排放的空间格局变化不大,苏南(还包括南京、镇江)五市一直是TSP排放高集聚的区域.

(4)影响COD、 SO_2 和TSP排放的空间格局的主要影响因素有经济发展与技术进步、政策、自然禀赋、人口迁移等因素也对污染排放的空间格局有一定的影响.

参考文献:

- [1] Hellsten S, Dragosits U, Place C J, et al. Modeling the spatial distribution of ammonia emissions in the UK[J]. Environ Pollut, 2008, 115(3): 370-379.
- [2] Cinnirella S, Pirrone N. Spatial and temporal distribution of mercury emissions from forest fires in Mediterranean region and Russian federation[J]. Atmos Environ, 2006, 40(38): 7346-7361.
- [3] Saby N, Arrouays D, Bouillon L, et al. Geostatistical assessment of Pb in soil around Paris, France[J]. Sci Total Environ, 2006, 367(1): 212-221.
- [4] Oberholster P J, Botha A M, Cloete T E. Biological and chemical evaluation of sewage water pollution in the Rietvlei nature reserve wetland area, South Africa[J]. Environ Pollut, 2008, 156(1): 184-192.
- [5] 李莉, 陈长虹, 黄成, 等. 长江三角洲地区大气 O_3 和 PM_{10} 的地区污染特征模拟[J]. 环境科学, 2008, 29(1): 237-245.
- [6] Jumars P A. Spatial autocorrelation with RUM(Remote Underwater Manipulator): vertical and horizontal structure of a bathyal benthic community[J]. Deep Sea Res, 1978, 25(7): 589-604.
- [7] Glick B. The spatial autocorrelation of cancer mortality[J]. Soc Sci Med Pt D, 1979, 13(2): 123-130.
- [8] Warner T A, Shank M C. Spatial autocorrelation analysis of hyperspectral imagery for feature selection[J]. Remote Sens Environ, 1997, 60(1): 58-70.
- [9] Kelejian H H, Robinson D P. Spatial autocorrelation: A new computationally simple test with an application to per capita county police expenditures[J]. Region Sci Urban Econ, 1992, 22(3): 317-331.
- [10] Beaulieu P, Lowell K. Spatial autocorrelation among forest stands identified from the interpretation of aerial photographs[J]. Landscape Urban Plan, 1994, 29(2-3): 161-169.
- [11] Sokal R R, Oden N L, Thomson B A. Local spatial autocorrelation in biological variables[J]. Biol J Linn Soc, 1998, 65(1): 41-62.
- [12] Overmars K P, Koning G H J, Veldkamp A. Spatial autocorrelation in multi-scale land use models[J]. Ecol Modeling, 2003, 164(2-3): 257-270.
- [13] Reys J, Montouri B D. US regional income convergence: a spatial econometric perspective[J]. Region Stud, 1999, 33(2): 143-156.

[14] 孟斌 ,王劲峰 ,张文忠 ,等 .基于空间分析方法的中国区差异研究[J].地理科学 ,2005 ,25(4) :393-400.

[15] 杜国明 ,张树文 ,张有全 .城市人口分布的空间自相关分析--以沈阳市为例[J].地理研究 ,2007 ,26(2) :383-390.

[16] 谢花林 ,刘黎明 ,李波 ,等 .土地利用变化的多尺度空间自相关分析--以内蒙古翁牛特旗为例[J].地理学报 ,2006 ,61(4) :389-400.

[17] 赵明华 ,游志胜 ,赵永刚 ,等 .基于空间自相关的沉积物数字图像粒度分析方法[J].计算机应用研究 ,2005 ,22(5) :156-158.

[18] 陈炳为 ,李德云 .四川省碘缺乏病的空间自相关性[J].现代预防医学 ,2003 ,30(2) :158-159.

[19] 何田华 ,杨继 .植物居群遗传变异的空间自相关分析[J].植物学通报 ,1999 ,16(6) :636-641.

[20] 陈小勇 .安徽黄山青冈种群遗传结构的空间自相关分析[J].植物生态学报 ,2001 ,25(1) :29-34.

[21] 钟晓兰 ,周生路 ,赵其国 ,等 .长三角典型区土壤重金属有效态的协同区域化分析、空间自相关分析与空间主成分分析[J].环境科学 ,2007 ,28(12) :2758-2765.

[22] 王铁宇 ,罗维 ,吕永龙 ,等 .官厅水库周边土壤重金属空间变异特征及风险分析[J].环境科学 ,2007 ,28(2) :225-231.

[23] 曹会聪 ,王金达 ,张学林 .吉林省农田黑土中 Cd、Pb、As 含量的空间分布特征[J].环境科学 ,2006 ,27(10) :2117-2122.

[24] 张运林 ,杨龙元 ,秦伯强 ,等 .太湖北部湖区 COD 浓度空间分布及与其他要素的相关性研究[J].环境科学 ,2008 ,29(6) :1457-1462.

[25] Anselin L. GeoDa™ 0.9 User 's Guide [EB/OL]. <https://www.geoda.uiuc.edu> ,2008-07-15.

[26] 张松林 ,张昆 .全局空间自相关 Moran 指数和 G 系数对比研究[J].中山大学学报(自然科学版) ,2007 ,46(4) :93-97.

[27] Getis A , Ord J K. The analysis of spatial association by use of distance statistics[J]. Geogr Anal ,1992 ,24(3) :189-206.

[28] Anselin L. Local indicators of spatial association-LISA [J]. Geogr Anal ,1995 ,27(2) :93-115.

[29] Ord J K , Getis A. Local spatial autocorrelation statistics : distributional issues and an application [J]. Geogr Anal ,1995 , (27) :286-305.

[30] 林琳 ,马飞 .广州市人口老龄化的空间分布及趋势[J].地理研究 ,2007 ,26(5) :1043-1054.

[31] 韦素琼 ,张金前 ,陈健飞 .基于空间自相关的闽台城镇建设用地分布研究[J].地理科学进展 ,2007 ,26(3) :11-17.

[32] 陈志刚 ,王青 ,黄贤金 ,等 .长三角城市群重心移动及其驱动因素研究[J].地理科学 ,2007 ,27(4) :457-462.

[33] 冯宗宪 ,黄建山 .1978-2003 年中国经济重心与产业重心的动态轨迹及其对比研究[J].经济地理 ,2006 ,26(2) :249-254.