

文章编号: 0529-6579 (2000) 01-0101-04

珠江水系河水离子总量空间自相关特征

张利田

(中山大学城市与资源规划系, 广州 510275)

摘要: 依据珠江水系 109 个水化学监测站 1959~1984 年的主要离子监测数据, 对该流域河水离子总量的空间自相关特征进行了分析. 结果表明, 该水系河水离子总量具有明显的空间自相关; 河水离子总量自东部向西部递增的趋势在该水系空间自相关图中得到很好的反映.

关键词: 珠江水系; 河流水化学; 河水离子总量; 空间自相关

中图分类号: S159.266 **文献标识码:** A

空间自相关分析是对某一地理变量空间分布中相邻位置间的相关性进行检验的一种统计方法, 利用此方法可以揭示区域化变量取值的空间分布特征. 空间自相关分析在国外的应用已有几十年的历史, 至今已被广泛应用于自然科学与社会科学的许多研究领域^[1~3]. 与国外的研究相比, 我国的空间自相关研究较为薄弱, 仅有少数学者做过有限的研究^[4]. 本文尝试利用空间自相关分析讨论珠江水系河水离子总量的空间分布特征.

1 资料与方法

本研究选用《水文年鉴》^① 珠江流域 109 个监测站自 50 年代末至 80 年代中期的水化学数据. 各采样点的采样频度为 6~24 次/年 (但在 1966~1976 间, 多数站点的监测频度降低, 个别站点甚至中断监测). 对各年的监测数据, 仅取各月中旬或靠近中旬的主要离子含量数据输入计算机. 数据录入后, 首先用 Grubbs 检验法进行异常值剔除, 然后用 Liliefors 方法对各站点的多年数据序列进行正态分布检验. 结果表明, 各站点的河水离子总量数据服从正态分布. 故采用各站点离子总量多年算术均值代表各站点的离子含量. 上述异常值检验和正态分布检验均利用 SPSS 统计软件进行.

各站点的空间坐标数据的获取方法: 将各站点标绘在 1:500 万底图上, 利用 Citystar 软件将站点图数字化, 并读取各站点的空间坐标. 在读取各站点空间位置坐标时, 作者注意到水质数据的特殊性, 即某站点所代表的是相应断面以上流域的水质情况. 因此, 选取各站点所代表的流域面积的中心点作为相应站点的空间位置坐标.

本文使用的空间自相关统计量由 Moran's I 衍生^[5], 即以近似正态假设为前提对所计

① 中华人民共和国水利部水文局. 水文年鉴 (珠江部分), 1959~1984

收稿日期: 1999-03-16 作者简介: 张利田 (1963~), 男, 讲师.

算出的 Moran's I 值进行标准化, 得到检验统计量 Z . 然后根据 Z 值对原假设“变量在所讨论的空间区域上呈随机分布”进行检验, 以判断空间自相关是否存在. 检验时取显著性水平 $\alpha=0.10$ (双侧检验). Moran's I 值的计算公式为^[5]:

$$I = \frac{n}{\sum \sum W_{ij}} \cdot \frac{\sum \sum W_{ij} (X_i - \bar{X})(X_j - \bar{X})}{\sum (X_i - \bar{X})^2} \quad (1)$$

式中, n 为点对数, $\bar{X}$ 为样本算术平均值, W_{ij} 为点对 (i, j) 的权重值, 双求和符号表示对整个研究区域的所有点对求和. 对 Moran's I 值进行标准化的计算式为^[5,6]

$$Z = [I - E(I)] / [\text{Var}(I)]^{1/2} \quad (2)$$

为讨论河水离子总量在不同方向和不同距离范围的空间自相关性, 还计算了空间自相关的方向性值(反映变量在研究区域内给定方向上的空间自相关性)、不同点对距离下的空间相关值(反映空间自相关随点对间距离的变化特征)和空间自相关的方向性—距离值(反映在给定方向上空间自相关随点对间距离的变化特征). 计算中取 $W_{ij} = 1/D_{ij}$ (此处 D_{ij} 表示点对中第 i 点与第 j 点的距离, 单位是 km). 其中, 空间自相关方向性的计算方法为: 对研究区域内所有点对 (i, j) , 如果第 j 点属于第 i 点所计算的方向范围, 则取权重值为 W_{ij} ; 否则取权重值为 0. 设 θ_{ij} 为自第 i 点的正东方向出发, 按逆时针方向旋转到第 i 点与第 j 点连线时所旋转的角度(以弧度计), 则各方向所对应的 θ_{ij} 值为: ① 东—西方向: $\theta_{ij} = 0 \sim \pi/8$, $\theta_{ij} = 7\pi/8 \sim 9\pi/8$, $\theta_{ij} = 15\pi/8 \sim 2\pi$; ② 东北—西南方向: $\theta_{ij} = \pi/8 \sim 3\pi/8$, $\theta_{ij} = 9\pi/8 \sim 11\pi/8$; ③ 南—北方向: $\theta_{ij} = 3\pi/8 \sim 5\pi/8$, $\theta_{ij} = 11\pi/8 \sim 13\pi/8$; ④ 西北—东南方向: $\theta_{ij} = 5\pi/8 \sim 7\pi/8$, $\theta_{ij} = 13\pi/8 \sim 15\pi/8$. 不同点对距离下的空间相关值的计算方法为: 对研究区域内的所有点对 (i, j) , 如果第 i 点与第 j 点间的距离属于所计算的尺度范围, 则取权重值为 W_{ij} , 否则取权重值为 0. 所计算的尺度间隔为 50 km. 空间自相关的方向性—距离值的计算方法为: 对研究区域内所有点对 (i, j) , 如果第 j 点属于第 i 点所计算的方向范围且第 i 点与第 j 点间的距离属于所计算的尺度范围, 则取权重值 W_{ij} , 否则取权重值为 0. 所计算的方向范围和距离尺度范围同前.

2 结果与讨论

选取珠江水系 88 个支流站点, 计算出总的 Z 值为 15.69 (在 $\alpha=0.1$ 下显著, 双侧检验), 即珠江水系河水离子总量存在明显的空间自相关. 该水系河水离子总量在东西方向、东北—西南方向、南北方向和西北—东南方向上的 Z 值分别为 5.57、9.22、5.88 和 5.58. 这 4 个值在 $\alpha=0.1$ 下均显著(双侧检验). 这表明, 珠江水系河水离子总量在所有 4 个方向上均存在显著的空间自相关, 且在东北—西南方向上的 Z 值明显高于其它方向. 计算范围内总的 Z 值及各方向上的 Z 值主要反映了近距离点对间变量取值的相近程度, 故可认为, 珠江水系河水离子总量在空间分布上有较好的结构性, 且在东北—西南方向上的结构性更为明显. 这种结构性反映了河水离子总量在各种自然地理因素的作用下呈现出地域分异规律, 而不是在空间上随机取值的.

所绘制的珠江水系河水离子总量空间自相关图(图 1)显示, 从 0 ~ 400 km 为显著的正空间自相关, 从 550 ~ 1 300 km 为显著的负空间自相关. 随着点对间距离的递增, Z 值在 150 ~ 700 km 间有递减趋势, 在 700 km 以后则呈现波动并大体保持恒定. 这从地统计学的角度揭示该水系河水离子总量的区域分布特征. 由于近距离点对多处于相同或相近的气候与岩

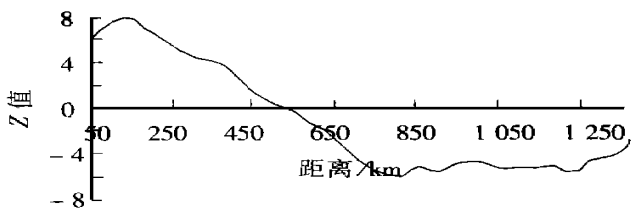


图 1 珠江水系河水离子总量空间自相关图

Fig.1 The spatial autocorrelation of the total ion content of the Pearl River system 性条件下, 河水离子总量相近, 故河水离子总量的空间自相关值为正; 而远距离点对间气候与岩性条件等可能有明显差异, 河水离子总量差异较大, 故河水离子总量的空间自相关值为负. 在珠江水系, 距离达到 550 km 以上的点对主要由西江上游南、北盘江、红水河干流区的站点与西江下游干流区、桂江、北江、东江的站点构成, 前一区域内各站点的河水离子总量普遍较高, 而后一区域的河水离子总量普遍较低, 故点对间距离在 550 ~ 1 300 km 间均为显著的负空间自相关. Z 值随点对间距离的增加而递减, 表明空间变量在空间分布上呈现某种递变趋势. 从图 2 可看出, 图 1 中远距离点对间的空间自相关值反映了河水离子总量在东西方向上可能存在递变状态. 而事实上, 珠江水系河水离子总量的确存在着自东部向西部递减的总体趋势^[7].

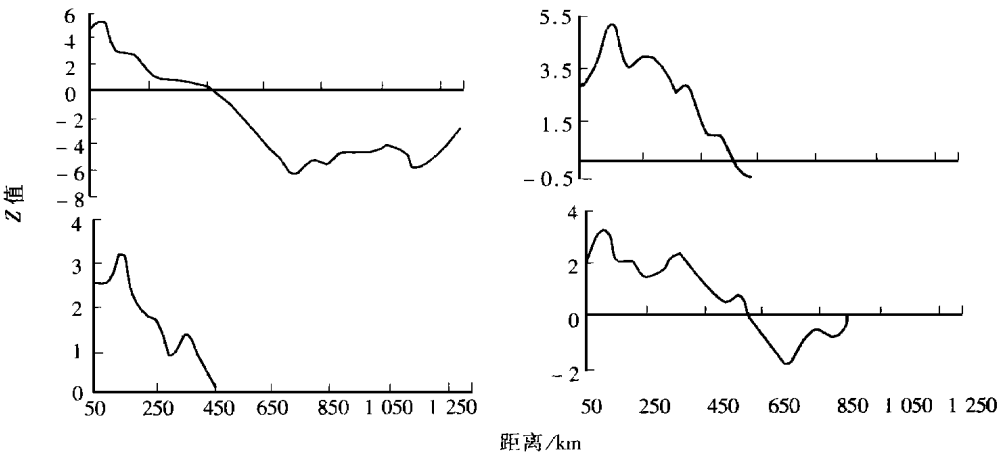


图 2 珠江水系河水离子总量在各方向上的空间自相关图。

Fig.2 The spatial autocorrelation of the total ion content in various directions of the Pearl River system 从图 2 还可看出, 各方向上近距离点对间均存在显著的正空间自相关. 即珠江水系河水离子总量在空间分布上的结构性在各个方向上均是明显的. 随着点对间距离的增加, 各方向上 Z 值逐渐降低, 在 500 ~ 600 km 之间 Z 值由正变为负. 据此, 珠江水系河水离子总量空间分布结构单元的平均尺度约为 500 ~ 600 km. 这一结构尺度是由何种环境因素决定的, 尚有待结合流域的气候与岩性特征作进一步分析. 需要指明的是, 由于珠江水系在东北—西南方向和南北方向上的尺度较小, 无较远距离上的点对, 这对分析结果有一定影响.

参考文献:

- [1] CRUICKSHANK D B. A contribution towards the rational study of regional inference; group information under random conditions[J] . Papworth Research Bulletin, 1940, 5: 36 ~ 81.
- [2] CRUICKSHANK D B. Regional inference in cancer[J] . British Journal of Cancer, 1947, 13(1): 39 ~ 42
- [3] WASER N M, MITCHELL R J. Nectar standing crops in delphinium nelsonii flowers: spatial autocorrelation among plants[J] . Ecology, 1990, 71(1): 116 ~ 123.
- [4] 张朝生, 陶澍, 袁贵平等. 天津市平原土壤微量元素含量的空间自相关研究[J] . 土壤学报, 1996, 32(1): 50 ~ 57.
- [5] CLIFF A D, ORD J K. Spatial processes models and applications[M] . London: Pion, 1981. 266.
- [6] UPTON G J, FINGLETON B. Spatial data analysis by example[M] . New York: John Wiley, 1985. 311 ~ 312.
- [7] 张利田. 珠江水系河水离子总量区域分布特征及其与流域自然条件的关系[J] . 中山大学学报(自然科学版), 1999, 38(5): 105.

Spatial Autocorrelation of the Total Ion Content of the Pearl River System

ZHANG Li-tian^{*}

Abstract: Based on water quality monitoring data from *Water Year Book*, the feature of spatial autocorrelation of the total ion content of the Pearl River system has been studied in this paper. The total ion content of the Pearl River system shows remarkable positive spatial autocorrelation. The increasing trend of the total ion content from east to west is consistent with their spatial autocorrelation.

Keywords: the Pearl River system; water chemistry of river; total ion content of river water; spatial autocorrelation

^{*} Department of City and Resources Planning, Zhongshan University, Guangzhou 510275, China