

珠江流域干旱事件的多变量区域分析及 区域分布特征^{*}

肖名忠, 张 强, 陈晓宏

(1. 中山大学 水资源与环境系, 广东 广州 510275; 2. 中山大学 华南地区水循环与水安全广东省普通高校
重点实验室, 广东 广州 510275; 3. 中山大学 广东省城市化与地理环境空间模拟重点实验室, 广东 广州 510275)

摘 要: 区域干旱特征分析会为短期和长期的水资源管理提供关键的信息, 因而对珠江流域进行区域干旱特征分析, 建立了干旱严重程度-面积-频率曲线 (Severity-Area-Frequency, SAF)。传统的区域性分析都是单变量的, 而水文事件往往具有多个属性, 为此采用 Chebana 等提出的多变量的 L-moment 均一性检验方法对流域进行均一性检验。研究发现珠江流域可分为 4 个均一性区域, 对各均一性区域进行干旱严重程度-面积-频率分析的基础上, 发现珠江流域在发生严重干旱时经常是全流域的, 这对整个珠江流域的水资源管理造成很大压力。同时珠江三角洲所在的区域干旱风险相对其他区域更高, 珠三角地区城市密集, 人口众多, 高风险的干旱无疑会对该地区的发展造成重大影响, 需引起重视。

关键词: 区域干旱特征; 多变量区域分析; 珠江流域; 气象干旱

中图分类号: P468.0+24 **文献标志码:** A **文章编号:** 1000-811X(2012)03-0012-07

干旱主要是指一段时间内, 由于降水量、土壤水分及水资源量不足而无法保持或承载一个区域生态及经济社会活动而造成的灾害现象。由于干旱影响范围广, 时空分布多样, 目前为止, 对于干旱尚无统一定义。当前被广泛应用的关于干旱的分类是由 Dracup 等^[1]提出来的, 然后 Wilhite 和 Glantz^[2]进行综合。美国气象学会^[3]2004 年采用了这套干旱分类系统, 在总结各种干旱定义的基础上将干旱分为 4 种类型: 气象干旱、水文干旱、农业干旱和社会经济干旱。本文主要研究气象干旱。

干旱本质上是区域性的, 因而有必要从区域性角度来研究干旱事件, 区域干旱特征的分析将会为短期和长期水资源管理提供关键信息^[4]。区域干旱特征分析可从区域干旱影响的面积以及在该面积上的干旱严重程度等方面进行系统分析^[5-6]。干旱严重程度通常用某一干旱指标表示, 而干旱指标有很多种, 比较常用的有由 Palmer^[7]提出来的帕默尔干旱指数 (PDSI), 由 Byun 和 Wilhite^[8]提出的有效干旱指数 (EDI), 由 McKee 等^[9]提出的标准化干旱指数 (SPI), 由 Gibbs 和 Maher^[10]提

出的十分位数等等。其中 SPI 指数可通过不同的时间尺度来表征降水的缺乏情况, 它能反映干旱对不同形式水资源有效利用的影响, 因而在水文领域得到广泛应用, 基于此, 本文将其作为建立干旱严重程度-面积-频率 (Severity-Area-Frequency, SAF) 曲线的干旱指标。

珠江流域是中国流域面积第三、流量第二的南方大河流域。由于降水时空分布不均, 严重影响了水资源的时空分布及其利用效率。在珠江流域, 全年约 80% 的降水量发生在 4-9 月的雨季, 而当年 10 月至次年 3 月降水量很少, 由此极易发生干旱。另外, 目前干旱的影响已逐步从农村向城市蔓延, 现在城市大多面临水资源短缺, 而干旱的发生无疑将会进一步加剧这种水资源短缺状况。珠三角地区城市密集, 人口众多, 加之水污染严重, 城市水资源短缺状况相对严峻, 对干旱的抵抗力更为脆弱, 因而有必要对珠江流域干旱特征做一较为全面的分析。同时, 珠江流域面积大, 地形复杂, 由西北向东南逐渐由海拔 2 000 ~ 3 000 m 的云贵高原过渡到海拔 500 m 左右的低山

^{*} 收稿日期: 2011-11-21 修回日期: 2012-01-06

基金项目: 国家自然科学基金项目 (41071020; 50839005); 新世纪优秀人才支持计划; 广东省科技厅对外合作项目 (2010B050800001); 中山大学理工科青年教师重点培育计划项目 (2009-37000-1132381)

作者简介: 肖名忠 (1990-), 男, 江西吉安人, 硕士研究生, 主要从事气象水文极值分析与研究工作。

E-mail: xmingzh@mail2.sysu.edu.cn

通讯作者: 张强 (1974-), 男, 山东沂水人, 博士, 教授, 博士生导师, 主要从事流域气象水文学研究、旱涝灾害机理、流域地表水文过程及其对气候变化的响应机制与机理以及流域生态需水等领域的研究工作。E-mail: zhangq68@mail.sysu.edu.cn

丘陵区。同时珠江流域降雨受东南季风和西南季风的影响, 不同地区降水主要影响因素不一样, 有必要对珠江流域干旱进行区域化分析。目前区域化分析方法大多为单变量的, Hosking 和 Wallis^[11] 提出了在单变量框架下如何处理均一性检验的方法; 杨涛等^[12] 针对珠江流域极端降水进行过区域频率分析。但上述研究多为单变量分析, 而水文极值事件往往是由多个变量描述, 如暴雨的历时和强度, 洪水峰值、流量和历时, 干旱的历时、强度以及严重程度等。为此 Chebana 等^[13] 提出了多变量的 L-moment 均一性检验方法, 将 Hosking 和 Wallis 的一致性检验和均一性检验扩展到多变量。其中由 Serfling 和 Xiao^[14] 提出的多变量线性矩被用来计算多变量的一致性的统计值和均一性的检验值, 而水文事件的多变量特征则用 Copula 函数来研究。Chebana 等模拟的结果指出多变量均一性检验要好于单变量。本文将采用这种方法, 用干旱历时和干旱严重程度两个变量来进行区域内站点一致性和均一性检验。

本文主要探讨: (1) 通过聚类分析对珠江流域干旱特征进行区域化分析, 然后用多变量 L-moments 进行区域均一性检验; (2) 对各均一性区域建立干旱严重程度-面积-频率曲线 (SAF), 进行区域干旱特征分析。

1 研究地区和数据介绍

珠江流域 (102°14' ~ 115°53'E; 21°31' ~ 26°49'N) (图 1) 面积 45.73 万 km² (珠江水利委员会), 是中国流域面积第 3、流量第 2 的南方大河流域, 由西江、北江、东江、珠江三角洲诸河组成。珠江流域地处热带和亚热带季风气候区, 多年平均气温在 14 ~ 22 °C, 多年平均降水量 1 525.1 mm, 年内降水多集中在 4 ~ 9 月, 约占全年降水量的 80%。同时珠江流域三角洲地区也是中国经济最发达地区之一。本文的研究数据来自于珠江流域内 42 个国家基本雨量站从 1960 年 1 月 1 号到 2005 年 12 月 31 号的日降水资料 (雨量站位置见图 1)。在我们以前的研究^[15] 中已对所用降水数据做过质量分析, 数据质量能满足当前研究的需要。

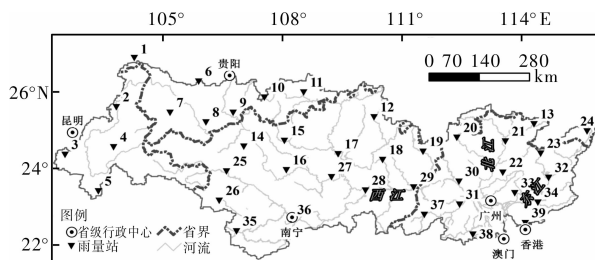


图 1 研究区域和雨量站位置

2 研究方法

2.1 建立 SAF 曲线

SAF 曲线的建立参照 Mishra 和 Singh^[16] 提出的步骤, 即: ① 选好干旱指标, 然后再选择一个用于估计干旱属性 (历时、严重程度、强度) 的时间尺度; ② 通过游程理论来分析和得到干旱属性, 建立 SAF 曲线计算每一次干旱过程中的干旱严重程度; ③ 通过选择一种合适的空间插值方法, 进行插值, 然后根据干旱的范围 (占总面积的百分比), 计算在不同干旱范围阈值下的平均干旱严重程度; ④ 用不同的分布函数来拟合不同干旱范围下的干旱严重程度, 选择拟合度最优函数作为主要分析函数; ⑤ 根据所选择的最优分布函数进行不同干旱范围下的干旱严重程度的风险概率分析, 从而对干旱严重程度与不同重现期进行多变量联合概率分析; ⑥ 最后得到所关注区域的干旱 SAF 曲线。

本研究将选用标准化降水指数 (SPI) 为干旱指标, 由于珠江流域存在 6 个月的枯雨季, 为更好地表征干旱情况, 将 6 个月作为 SPI 的时间尺度。本文研究的是年干旱情况, 为更好地表征干旱事件, 避免因出现同一干旱事件在两年内发生的现象, 采用该区域雨季开始到枯季结束时的水文年作为时间段。同时用反距离权重插值方法 (IDW) 来进行珠江流域内的月降水量进行空间插值, 然后计算 SPI, 插值的精度为经纬度 0.25° × 0.25° 的网格。另外本文采用在水文领域应用比较广泛的三变量广义极值分布 (GEV)、三变量广义帕累托分布 (GP)、皮尔逊三型 (PIII) 分布、三变量对数正态分布 (Lognormal)、五变量 Wakeby 分布以及 Gamma 分布来拟合, 用 Kolmogorov-Smirnov (K-S) 方法对各分布函数进行拟合优度检验, 确定最适分布函数。

2.2 游程理论

干旱特征可用游程理论来分析。一般而言, 在有限取值序列中, 满足一定条件的同一符号串称为一个“游程”。一个游程中同一符号出现的次数称之为游程长度。根据干旱分类标准^[9], 本文取 -0.99 作为游程的截断水平。当 $SPI \leq -0.99$ 时定义为发生了一次干旱事件, 游程长度为干旱历时 D , 在游程中累积的 SPI 值与临界值之间的面积为干旱严重程度 S , 即 $S = - \sum_{i=1}^D (SPI_i + 0.99)$ (图 2)。

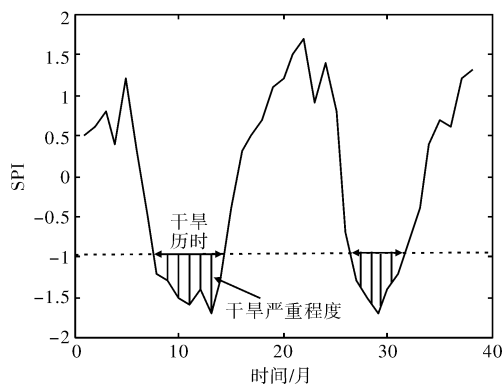


图2 干旱事件的游程图

2.3 多变量线性矩 (Multivariate L-moments)

Serfling 和 Xiao^[14] 提出多变量线性矩, 设 $X(j)$ 服从分布 F_j , $j=1, 2$ 的随机变量, 两变量线性矩是具有 L-comoment 元素的矩阵 Λ_k , 通过和 $k \geq 1$ 阶传统线性矩顺序相似的协方差表示方法, 两变量的线性矩矩阵 Λ_k 中的 L-comoment 元素定义如下:

$$\lambda_{k[j]} = \text{Cov}(X^{(i)}, P_{k-1}^*(F_j(X^{(j)}))), i, j=1, 2 \text{ 以及 } k=2, 3, \dots, \quad (1)$$

式中: P_k^* 是转移勒让德多项式, 需要注意的是 $\lambda_{k[j]}$ 和 $\lambda_{k[j]}$ 并不一定相等。特别是, 和传统的线性矩类似, 有 L-comoment 元素:

$$\lambda_{2[12]} = 2\text{Cov}(X^{(1)}, F_2(X^{(2)})), \quad (2)$$

$$\lambda_{3[12]} = 6\text{Cov}(X^{(1)}, (F_2(X^{(2)}) - 1/2)^2), \quad (3)$$

$$\lambda_{4[12]} = \text{Cov}(X^{(1)}, 20(F_2(X^{(2)}) - 1/2)^3 - 3((F_2(X^{(2)}) - 1/2) + 1)), \quad (4)$$

它们分别对应于 L-covariance、L-coskewness 和 L-cokurtosis。同时 L-comoment 相关系数定义如下:

$$\tau_{k[12]} = \frac{\lambda_{k[12]}}{\lambda_2^1}, k \geq 3 \text{ 以及 } \tau_{2[12]} = \frac{\lambda_{2[12]}}{\lambda_1^1}, \quad (5)$$

式中: $\lambda_k^{(j)} = \lambda_{k[j]}$, 与传统的 Hosking 定义的 k 阶线性矩是一样的。从而 L-comoment 相关系数矩阵可以表示如下:

$$\Lambda_k^* = (\tau_{k[j]})_{i,j=1,2} = \begin{pmatrix} \tau_{k[11]} & \tau_{k[12]} \\ \tau_{k[21]} & \tau_{k[22]} \end{pmatrix}, \quad (6)$$

特别地, 对于 $k=2$ 时

$$\Lambda_2^* = \begin{pmatrix} \tau_{2[11]} & \tau_{2[12]} \\ \tau_{2[21]} & \tau_{2[22]} \end{pmatrix}. \quad (7)$$

这里给出的多变量线性矩是定义在理论分布函数样本总体上的, 然而在有限样本条件下的多变量线性矩对于进行统计检验及多变量分布函数参数估计很有用, 为此本文将计算多变量线性矩。

2.4 Copula 函数^[17]

Copula 函数可以用不同边缘分布的变量来构造联合分布, 正由于其这种灵活性, Copula 在不同的科学领域得到了广泛应用。以二维随机变量

为例, 假设二维随机变量 X 和 Y , 它们的边缘分布函数是 $F(x) = P[X \leq x]$ 和 $G(y) = P[Y \leq y]$, 其联合分布为 $H(x, y) = P[X \leq x, Y \leq y]$ 。根据 Sklar 定理^[18], 存在 Copula 函数 C 使得对于任何 $x, y \in R$ 都有:

$$H(x, y) = C(F(x), G(y)). \quad (8)$$

Copula 函数具有很多家族, 其中应用较广泛的有 Archimedean Copulas 和 Extreme Value Copulas。对于 Archimedean Copulas, 具有如下特点:

$$C(u, v) = \varphi^{-1}(\varphi(u) + \varphi(v)). \quad (9)$$

式中: φ 为生成元, $\varphi: I \rightarrow [0, \infty]$, 在区间内连续且严格递减, 具有 $\varphi(1) = 0$, 同时 φ 为凸函数。对于 Extreme Value Copulas, 具有特点如下:

$$C(u, v) = \exp\left\{(\log u + \log v)A\left(\frac{\log u}{\log u + \log v}\right)\right\}, 0 < u, v < 1. \quad (10)$$

式中: A 是一个定义在 $[0, 1]$ 的凸函数, 且 $\max(t, 1-t) \leq A(t) \leq 1$ 。一个应用广泛的 Copula 函数是 Gumbel logistic copula, 其形式为:

$$C_m(x, y) = \exp\{-[(-\log x)^m + (-\log y)^m]^{1/m}\}. \quad (11)$$

式中: $m \geq 1, 0 \leq x, y \leq 1$ 。Gumbel logistic copula 是唯一一个既是 Archimedean Copulas 又是 Extreme Value Copulas 的函数。

2.5 一致性检验和均一性检验^[13]

2.5.1 一致性检验

对一个区域内每个站点的一致性检验是进行均一性检验的准备工作, 多变量一致性检验是根据 Hosking 和 Wallis^[11] 提出的单变量一致性检验扩展而来的, 对于每个站点用一个矩阵表示 $U_i' = [\Lambda_2^{*(i)} \ \Lambda_3^{*(i)} \ \Lambda_4^{*(i)}]$, 其中 $\Lambda_2^{*(i)} \ \Lambda_3^{*(i)} \ \Lambda_4^{*(i)}$ 定义见式(6)和(7)。与单变量一致性检验类似, 多变量一致性检验矩阵 D_i 定义如下:

$$D_i = \frac{1}{3}(U_i - \bar{U})'S^{-1}(U_i - \bar{U}). \quad (12)$$

式中: $S = (N-1)^{-1} \sum_{i=1}^N (U_i - \bar{U})(U_i - \bar{U})', \bar{U} = N^{-1} \sum_{i=1}^N U_i$ 。为了计算每个站点的一致性统计值, 采用矩阵 D_i 的范数 $\|D_i\|$, 范数可将多维向量转化成一个实数, 从而将多变量的一致性检验转化为普通的单变量检验。范数的形式很多, 由于 $\|\cdot\|_2$ 最适合于准确地得到变量的特性, Chebana 等^[13] 建议采用 $\|\cdot\|_2$, 其定义如下:

$$\|A\|_2 = \sqrt{\lambda_{\max}(A'A)} \text{ 的特征向量的最大值}. \quad (13)$$

和单变量一致性检验一样, 本文采用的 $\|D_i\|$ 临界值为 2.604 9, 当 $\|D_i\| > 2.604 9$ 时, 则说明该站点和区域内其他站点不一致。

2.5.2 均一性检验

与单变量均一性检验类似, 多变量均一性统

计值定义如下:

$$V_{\parallel} = \left(\left(\sum_{i=1}^N n_i \right)^{-1} \sum_{i=1}^N n_i \| A_2^{*(i)} - \overline{A_2^*} \|^2 \right)^{1/2}, \quad (14)$$

式中: $\| \cdot \|$ 是前面定义的范数; $\overline{A_2^*} = \left(\sum_{i=1}^N n_i \right)^{-1} \sum_{i=1}^N n_i A_2^{*(i)}$, $A_2^{*(i)}$ 是站点 i 的线性协方差系数矩阵(式(7))。与单变量的情况类似, 观测序列的统计值 V_{\parallel} 可通过大量模拟的均一性区域得到的 V_{\parallel} 的均值和标准差进行标准化, 从而可以得到多变量均一性的检验值:

$$H_{\parallel} = \frac{V_{\parallel} - \mu_{Vsim}}{\sigma_{Vsim}}, \quad (15)$$

式中: μ_{Vsim} 、 σ_{Vsim} 是 N_{sim} 次模拟的模拟区域的 V_{\parallel} 的均值和标准差。

这个模拟区域是均一的, 且模拟站点与实际站点具有相同序列长度。为避免在模拟时任何对两变量分布模型的主观选择所造成的误差, 所选两变量模型须具代表性, 且在水文领域应用广泛。Gumbel logistic copula 满足这个条件, 因而本文将作为区域模拟时的两变量分布模型^[13]。同时对于 Copula 函数的边缘分布, Chebana 等建议采用代表性广的 Kappa 分布函数。由于本文采用的是干旱历时和干旱严重程度两个变量来进行检验, 有研究指出当将干旱历时看成连续分布时指数分布拟合良好^[19], 干旱严重程度用 Gamma 分布函数拟合很好^[19-20], 因而本文为减少分布函数选择上的误差, 干旱历时和干旱严重程度的分布函数分别选用指数分布和 Gamma 分布。本文分析做 1 000 次统计模拟, 以使研究结果可靠。

对于检验值, 如果 $H_{\parallel} < 1$, 那么这个区域即被认为是均一的, 如果 $1 < H_{\parallel} < 2$, 则区域的均一性是可接受的, 如果 $H_{\parallel} > 2$, 则认为区域是非均一的。

3 结果

3.1 珠江流域降水分区

珠江流域不同区域间年内降水分布模式是不同的, 本文用各站点 46 年月降水量的中值来表示

各站点降水属性。根据 k-means 聚类分析方法对珠江流域进行降水分区, 将珠江流域分为四个区域, 见表 1 第 1、2 列。其中站点 42 是被分到区 1 的, 但由于站点 42 与分区 1 中其他各站点距离太远, 而基本处在分区 4 的范围内, 故将站点 42 调整到区 4 中。

一致性检验结果见表 1, 由表 1 可看出分区 1 中站点 26 与区域内其他站点不一致, 分区 2 中站点 7 和区域内其他站点不一致, 分区 3 中站点 12 和站点 35 和区域内其他站点不一致, 分区 4 中站点 34 和区域内其他站点不一致(图 1)。对这些不一致的站点, 从该区域内剔除, 并调整到相邻区域内再进行检验, 结果发现站点 7 调整到分区 1 中满足一致性检验, 站点 35 调整到分区 4 中满足一致性检验, 而站点 12、26 和 34 则与相邻区域内的其他站点也不一致, 由于这三个站点位置分散, 不能构成同一个区域, 故在本文中将这三个站点去除, 最终得区域分类结果, 如图 3 所示。

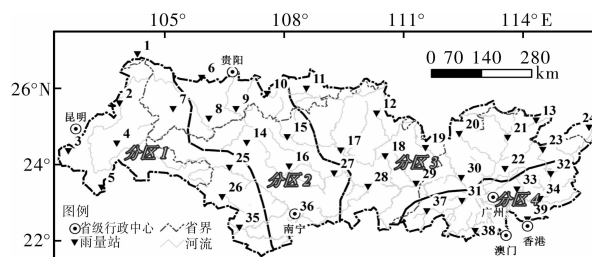


图 3 珠江流域分区图

本文采用干旱严重程度和干旱历时两变量来对区域进行均一性检验。由于序列的平稳性及独立性是进行频率分析时一个重要假设^[12]。趋势检验是一种常用的检验水文序列平稳性的方法, 世界气象组织建议以 Mann-Kendall 检验方法来检验序列的趋势性, 同时为消除序列自相关性对趋势检验的影响, 本文采用了一个改进的 Mann-Kendall 检验方法^[21]。Mann-Kendall 检验结果发现各站点干旱历时和干旱严重程度除个别站点外, 在 95% 置信区间内不显著, 同时由于没有干旱历时和干旱严重程度同时显著的, 故所有站点都保留。

表 1

一致性检验及均一性检验结果

分区	所含站点 ($\ D_i \ $)	均一性检验值
分区 1	1(0.14), 2(1.47), 3(0.37), 4(2.38), 5(0.69), 26(2.78), 27(1.31), 28(0.28), 38(1.25)	-1.72
分区 2	6(0.73), 7(4.59), 8(1.43), 9(2.42), 10(0.83), 15(0.24), 16(1.08), 17(0.03), 29(0.63), 39(0.15)	-2.33
分区 3	11(1.26), 12(5.27), 13(0.98), 14(0.50), 18(1.20), 19(0.20), 20(1.67), 21(0.34), 22(0.15), 23(1.52), 24(0.19), 25(1.24), 30(0.06), 31(1.29), 32(0.80), 35(3.35)	-0.14
分区 4	33(2.24), 34(2.86), 36(0.71), 37(0.00), 40(0.24), 41(0.53), 42(1.43)	-1.93

序列的相关性检查主要是通过检验水文序列的自相关性。当在某一阶的自相关性的绝对值超过某一置信度的临界值时,则说明在该置信度水平下自相关性显著,否则不显著。检查结果发现,各站点干旱历时和干旱严重程度在 15 阶以内的自相关性都在 95% 的置信区间内,没有显著自相关性,没有要去除的站点。接下来对这四个分区进行均一性检验,结果见表 1 中第三列,检验值小于 1,从而说明这四个分区是均一的。

为划分区域边界,本文通过分别对属于某一个区域的站点赋值 1,然后采用反距离权重插值的方法,在珠江流域内进行插值,从而得到空间上各

个地区属于某一分区的隶属度,然后选择其中隶属度最大的表示其所属的分区,从而在空间上将距离上最靠近某一分区的划分为同一分区(图 3)。

计算各分区中各站点年均降水模式(图 4),以一年中降水量最大的 6 个月表示汛期,则分区 1 的汛期为 5-10 月,分区 2 的汛期为 4-9 月,分区 3 的汛期为 3-8 月,分区 4 的汛期为 4-9 月,可见各分区之间的年降水模式是有很大的区别。基于此,在计算年干旱情况时各分区对应的水文年分别为分区 1 从 5 月到次年 4 月,分区 2 从 4 月到次年 3 月,分区 3 从 3 月到次年 2 月,分区 4 从 4 月到次年 3 月。

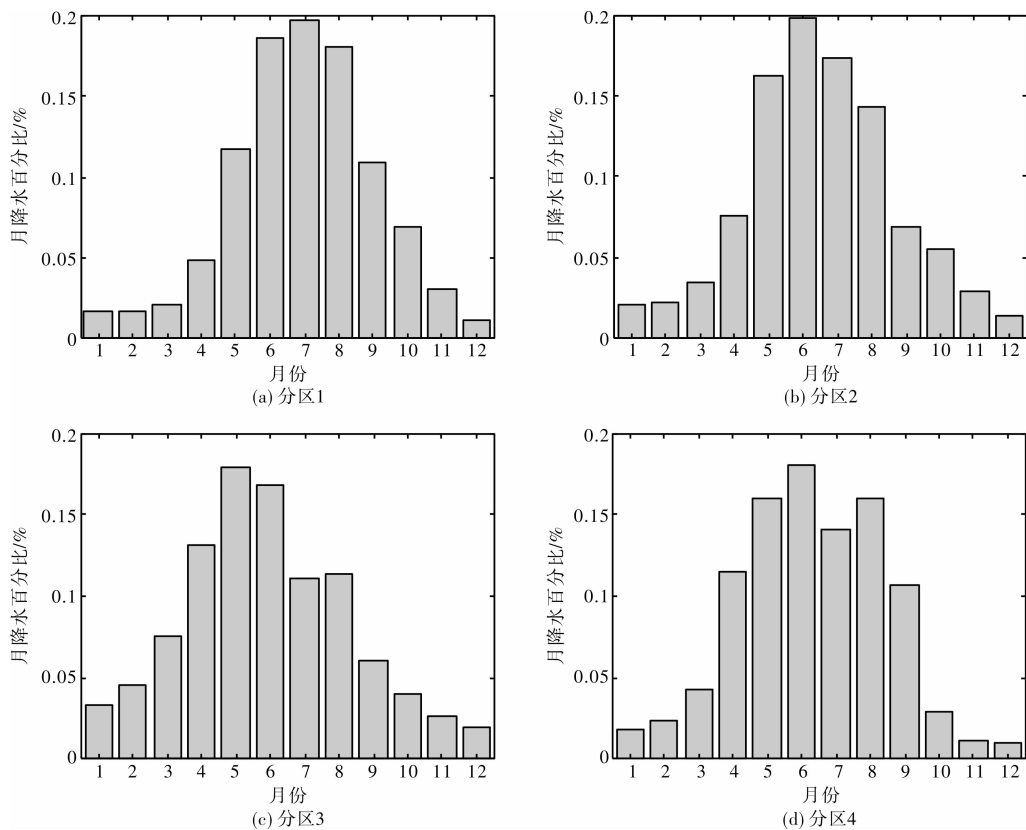


图 4 各分区年降水模式图

3.2 SAF 曲线

对珠江流域各均一性的区域,进行干旱严重程度-面积-频率(Severity-Area-Frequency)分析(图 5),图 5 中 a 为分区 1, b 为分区 2, c 为分区 3, d 为分区 4,图中的年份代表该区域水文年内干旱最严重的三个年份。从图 5 中可看出分区 1 中干旱最严重三个年份分别为 1989-1990、1963-1964、1992-1993 年,分区 2 中干旱最严重的三个年份分别为 1963-1964、1989-1990、2003-2004 年,分区 3 中干旱最严重的三个年份分别为 1963-1964、1991-1992、1989-1990 年,分区 4 中干旱最严重的三个年份分别为 1963-1964、

1977-1978、2004-2005 年。四个分区在 1963-1964 年都发生了一次大干旱,另外 1989-1990 年在珠江流域中上游的分区 1、2、3 都发生了一次大干旱,从而说明珠江流域发生的较严重的干旱事件往往是全流域性的,而不是局限于珠江流域某一区域的,珠江流域干旱事件这一发生特征将会对整个珠江流域水资源管理与可持续利用产生很大影响,值得关注。

同时珠江流域各分区在发生重现期 20 年以下的干旱时,SAF 曲线基本相同,而当发生重现期 20 年以上的干旱时,则 SAF 曲线有很大差别,从图 5 中可以看出在相同重现期下分区 4 的干旱严重

程度最大, 风险最高, 其次为分区 1。分区 4 所在的区域正是珠江三角洲地区, 珠三角地区城市密集、人口众多, 高风险的干旱无疑会对该地区的

发展造成重大影响, 需要引起足够重视, 进一步加强水资源配置、水资源综合管理以及水资源短缺的应急措施研究与实施。

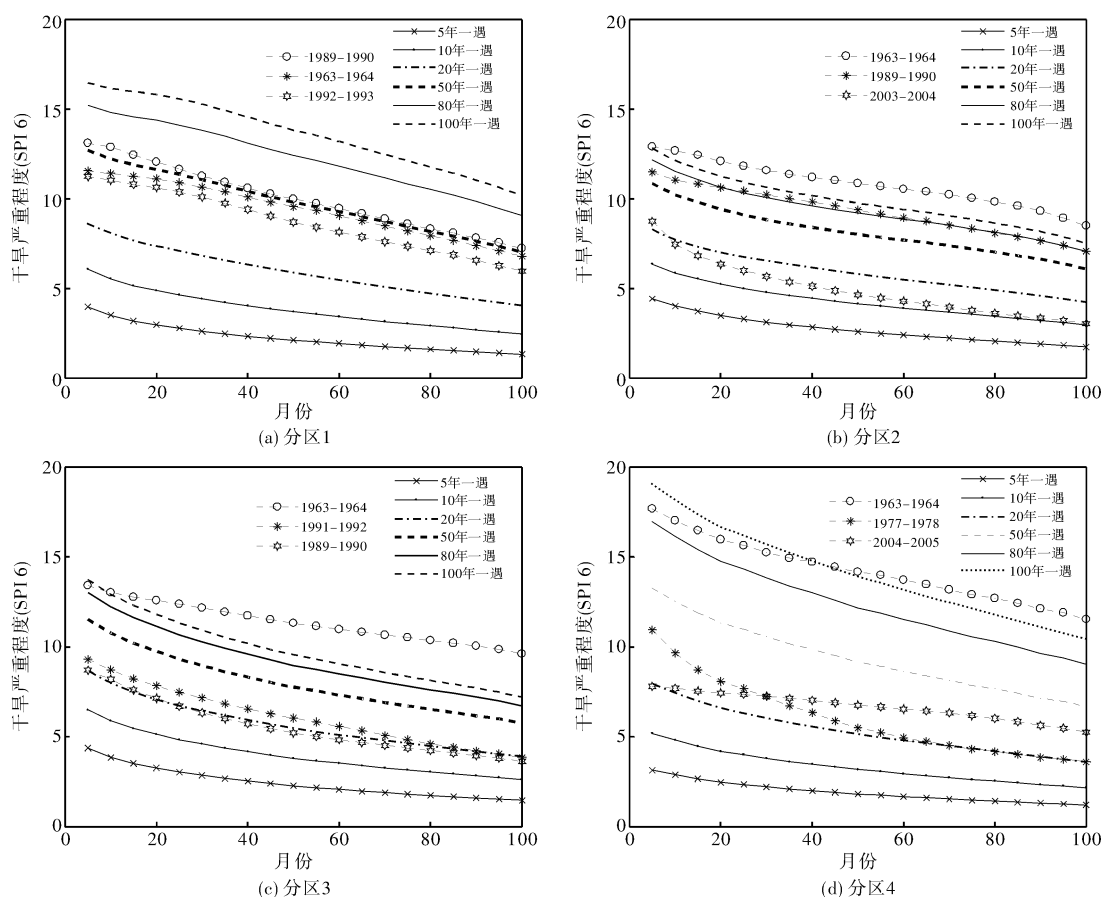


图5 各分区 SAF 曲线图(注: 图中的年份代表该区域水文年内干旱最严重的三个年份)

1963 - 1964 年干旱状况在不同影响面积下, 在分区 1 中重现期约为 50 年一遇, 在分区 2 中为超 100 年一遇, 在分区 3 中也为超 100 年一遇, 在分区 4 中, 在 40% 以上的影响面积上为超 100 年一遇, 这是现有资料得到的珠江流域干旱最严重的年份, 可以作为进行珠江流域灾害风险管理时典型年份来考虑, 具有一定参考意义。

4 结论

本文选用珠江流域各降水站点 46 年来月降水量中值表示各站点降水属性, 从而进行降水区域分析。研究发现珠江流域年降水模式存在一定的区域性, 在此基础上, 计算各均一性区域中各站点年均降水模式, 发现以一年中降水量最大的 6 个月表示汛期, 则分区 1 的汛期为 5 - 10 月, 分区 2 的汛期为 4 - 9 月, 分区 3 的汛期为 3 - 8 月, 分区 4 的汛期为 4 - 9 月。

通过构造干旱历时和干旱严重程度两个变量

均一性检验, 将珠江流域分为四个干旱均一区域, 对这四个区域进行干旱严重程度 - 面积 - 频率分析发现, 珠江流域在发生大的干旱时往往是全流域性的, 这将会对整个珠江流域水资源管理与水资源可持续利用产生很大影响。

珠江流域各分区在发生重现期 20 年以下的干旱事件时, SAF 曲线基本相同, 而当发生重现期 20 年以上的干旱时, 则 SAF 曲线有很大差别, 其中, 在相同重现期下分区 4 的干旱严重程度最大, 风险最高, 其次分区 1。而分区 4 所在区域恰是珠江三角洲地区, 珠三角地区城市密集、人口众多, 经济发达, 高风险的干旱无疑会对该区域水资源的管理与利用造成不利影响, 从而不利于该区域经济的可持续发展, 应该进一步加强该区域水资源管理与水资源短缺应急措施的研究与实施。

1963 - 1964 年的干旱状况在不同影响面积下, 在分区 1 中重现期约为 50 年一遇, 在分区 2 中为超 100 年一遇, 在分区 3 中也为超 100 年一遇, 在分区 4 中, 在 40% 以上的影响面积上为超 100 年

一遇,这是现有资料得到的珠江流域干旱最严重的年份,可以作为进行珠江流域风险管理时的一个典型年份来考虑。

参考文献:

- [1] Dracup J A, Lee K S, Paulson Jr E G. On the definition of droughts [J]. *Water Resources Research*, 1980 16 (2): 297-302.
- [2] Wilhite D A, Glantz M H. Understanding the drought phenomenon: The role of definitions [J]. *Water International*, 1985, 10 (3): 111-120.
- [3] American Meteorological Society. Statement on meteorological drought [M]. *Bull. Am. Meteorol. Soc.*, 2004: 771-773.
- [4] Hisdal H, Tallaksen L M. Estimation of regional meteorological and hydrological drought characteristics: a case study for Denmark [J]. *Journal of Hydrology*, 2003, 281 (3): 230-247.
- [5] Henriques A, Santos M. Regional drought distribution model [J]. *Physics and Chemistry of the Earth, Part B: Hydrology, Oceans and Atmosphere*, 1999, 24 (2): 19-22.
- [6] Santos M A. Regional droughts: a stochastic characterization [J]. *Journal of Hydrology*, 1983, 66 (4): 183-211.
- [7] Palmer W C, Bureau E U W. Meteorological drought [M]. US Dept. of Commerce, Weather Bureau, 1965.
- [8] Byun H R, Wilhite D A. Objective quantification of drought severity and duration [J]. *Journal of Climate*, 1999 12 (9): 2747-2756.
- [9] McKee T B, Doesken N J, Kleist J. The relationship of drought frequency and duration to time scales [C]//Proceeding of 8th Conference on Applied Climatology. Anaheim, CA, American Meteorological Society, 1993.
- [10] Gibbs W J, Maher J V. Rainfall deciles as drought indicators [M]. Commonwealth of Australia, Melbourne, Australia: Bureau of Meteorology, 1967.
- [11] Hosking J, Wallis J. Some statistics useful in regional frequency analysis [J]. *Water Resources Research*, 1993, 29 (2): 271-281.
- [12] Yang T, Shao Q, Hao Z C, et al. Regional frequency analysis and spatio-temporal pattern characterization of rainfall extremes in the Pearl River Basin, China [J]. *Journal of Hydrology*, 2010, 380 (4): 386-405.
- [13] Chebana F, Ouara T. Multivariate L-moment homogeneity test [J]. *Water Resources Research*, 2007, 43 (8): W08406.
- [14] Serfling R, Xiao P. A contribution to multivariate L-moments: L-comoment matrices [J]. *Journal of Multivariate Analysis*, 2007, 98 (9): 1765-1781.
- [15] Zhang Q, Xu C, Gemmer M, et al. Changing properties of precipitation concentration in the Pearl River basin, China [J]. *Stochastic Environmental Research and Risk Assessment*, 2009, 23 (3): 377-385.
- [16] Mishra A, Singh V P. Analysis of drought severity-area-frequency curves using a general circulation model and scenario uncertainty [J]. *Journal of Geophysical Research*, 2009, 114 (D6): D06120.
- [17] Nelsen R B. An introduction to copulas [M]. Springer Verlag, 2006.
- [18] Sklar A. Fonctions de répartition à n dimensions et leurs marges [M]. 8, Paris, France: Publ. Inst. Stat. Univ. Paris, 1959: 229-231.
- [19] Shiau J. Fitting drought duration and severity with two-dimensional copulas [J]. *Water Resources Management*, 2006, 20 (5): 795-815.
- [20] Zelenhasi, Emir, Salvai A. A method of streamflow drought analysis [J]. *Water Resour. Res.*, 1987, 23 (1): 156-168.
- [21] Hamed K H, Ramachandra Rao A. A modified Mann-Kendall trend test for autocorrelated data [J]. *Journal of Hydrology*, 1998, 204 (4): 182-196.

Regionalization and Changing Properties of Drought Events along the Pearl River Basin

Xiao Mingzhong^{1,2,3}, Zhang Qiang^{1,2,3} and Chen Xiaohong^{1,2,3}

(1. Department of Water Resources and Environment, Sun Yat-sen University, Guangzhou 510275, China;
2. Key Laboratory of Water Cycle and Water Security in Southern China of Guangdong High Education Institute, Sun Yat-sen University, Guangzhou 510275, China; 3. Guangdong Key Laboratory for Urbanization and Geo-simulation, Sun Yat-sen University, Guangzhou 510275, China)

Abstract: Information on regional drought characteristics provides critical information for short and long-term water resource management. The regional drought characteristics for the Pearl River Basin are analyzed in this paper and severity-area-frequency curves are constructed. The traditional regional analysis all is single variable. But hydrological events often have multiple attributes. So we select Chebana's (2007) multivariate L-moments homogeneity test to analyze the Pearl River Basin. Result indicates that the Pearl River Basin can be categorized into four homogeneous regions. And severity-area-frequency analysis for the homogeneous region shows that when there is a severe drought, it usually occurs over the whole Pearl River Basin. So it is more stressful for the water resource management in the Pearl River Basin. Meanwhile, the Pearl River delta is at a higher risk of drought than that of other regions. As the Pearl River delta is one of the most developed regions in China. Dense cities, a large population and high risk of drought of the Pearl River Delta region will no doubt have a significant impact on the development of the region and attract more attention.

Key words: characteristics of regional drought; multivariate regional frequency analysis; the Pearl River basin; meteorological drought