

Regional Frequency Analysis of Extreme Rainfall in Guangdong Using L-Moments Approaches*

Qiang Huang¹, Zishen Chen^{1#}, Zengmei Liu², Zhanming Liu¹

¹Department of Water Resource and Environment, Geography and Planning School, Sun Yat-sen University, Guangzhou

²Department of Water Conservancy and Hydropower Engineering, South China University Technology, Guangzhou

Email: zhongda320@163.com, #eesczs@mail.sysu.edu.cn

Received: Nov. 21st, 2012; revised: Dec. 9th, 2012; accepted: Dec. 21st, 2012

Abstract: Based on the 1951-2010 observed precipitation datas of annual maximum daily precipitation in 24 meteorological stations of Guangdong province, the regional frequency of extreme rainfall was analyzed using L-moments approaches. According to the main factors of rainfall formation, the whole Guangdong was divided into six subregions, which located in the Pearl River Delta, Beijiang River basin, Dongjiang River basin, Xijiang River basin, Hanjiang River basin and eastern coastal region, and western coastal region, respectively. Except the Beijiang River basin with the Kappa distribution, other five subregions all select the GLO distribution for their regional frequency distributions. The growth curve show a high reliability in quantiles of 500 return years in the Pearl River Delta, Beijiang River basin, Hanjiang River basin and eastern coastal region, and 100 return years in the Dongjiang River basin and Xijiang River basin, which can be used for the engineering design standard.

Keywords: Extreme Rainfall; Regional Frequency Analysis; L-Moments Approach; Frequency Distribution Function; Growth Curve

基于线性矩法的广东极端降水区域频率分析*

黄 强¹, 陈子燊^{1#}, 刘曾美², 刘占明¹

¹中山大学地理科学与规划学院水资源与环境系, 广州

²华南理工大学水利水电工程系, 广州

Email: zhongda320@163.com, #eesczs@mail.sysu.edu.cn

收稿日期: 2012 年 11 月 21 日; 修回日期: 2012 年 12 月 9 日; 录用日期: 2012 年 12 月 21 日

摘 要: 利用 1951~2010 年广东省 24 个气象站点每年的最大日降水量资料, 应用基于线性矩的区域频率分析方法进行频率分析。根据影响降水形成的主要因素, 将整个广东分成了 6 个子区域, 分别为珠江三角洲流域、北江流域、东江流域、西江流域、韩江及东南沿海诸河流域和粤西诸河流域。除北江流域选用 Kappa 分布外, 其余 5 个子区域均选用 GLO 分布作为它们的区域分布函数。珠江三角洲流域、北江流域、韩江及东南沿海流域和粤西沿海流域 500 年以下重现期, 东江流域和西江流域 100 年以下重现期的频率曲线分位值具有较高的可靠性, 由它们估算的设计值可用作工程设计的参考标准。

关键词: 极端降水; 区域频率分析; 线性矩法; 分布函数; 区域频率曲线

*基金项目: 广东水利创新项目(合同号: 2009-41)。

#通讯作者。

作者简介: 黄强(1989-), 男, 博士生, 主要研究方向: 极端气候与水灾害。

1. 引言

近年来频繁发生的洪涝灾害造成了大量的经济损失和人员伤亡, 如何预警及防范灾害的发生, 并减少灾害造成的损失越来越成为人们所关注的焦点。而洪涝灾害的发生根源于极端降水, 高强度的降水不但可以对建筑及工程设施造成很大程度的破坏, 其引发的大洪水将使农业、城市、生态遭受持续的破坏和影响, 因此要使灾害造成的损失减少到最低, 必须先对极端降水事件的发生进行风险防范与管理。虽然极端降水事件在数值上没有稳定性可言, 但其在时空域上出现的概率却具有某种相对稳定性。利用相应的极值分布函数来模拟研究极端降水事件极值的重现期, 来评估未来可能遭遇到风险的几率并进行防范决策将是一件十分有意义的工作^[1,2]。

选取恰当的极值分布函数来估算分位值需要长时间序列的观测数据, 然而实际上由于观测数据的短缺, 采用单站点进行频率分析的准确性会受到很大影响。而区域频率分析方法则是将区域作为一个整体来分析, 避免了单站点观测数据的限制, 从而提高了分析的可靠性与准确性^[3,4], 并且其结果还能应用于区域中无资料的地区^[5]。Hosking 等在总结前人研究^[6-8]的基础上, 提出了基于线性矩的区域频率分析方法^[9,10]。已有许多学者相继将此方法应用于洪水、枯水及降水的频率分析中, 它们的研究成果充分验证了这一方法的优越性^[11-18]。国内开展区域频率分析的研究相对国外较晚, 虽已有一些成果^[19-23], 但还比较少。并且国内目前的研究大多针对洪水频率, 对洪水灾害产生的源头极端降水的研究还很缺乏。

2. 研究区域与方法

2.1. 研究区域

广东省面积 17.98 万平方公里, 大部分地区处于东亚季风区, 从南向北分别为热带气候、南亚气候和中亚气候, 是全国光、热和水资源最丰富的地区之一。广东省降水充沛, 年平均降水量在 1300~2500 mm 之间。珠江水系贯穿广东省东西, 在境内形成了北江流域、东江流域、西江流域, 再加上韩江流域、东南沿海诸河流域及粤西诸河流域, 共有 6 大流域在广东省境内。广东省地处海陆交接带, 从东到西由沿海向内

陆逐渐转变, 是一个人口密集, 经济繁荣, 城市化水平高度发展的区域, 同时也是洪涝灾害频发的地区, 台风的影响也很频繁。每年由于极端降水事件和由其引发的洪水灾害造成的损失相当严重, 相关的研究工作已迫在眉睫。

本文利用国家气象局提供的广东省 24 个气象站点 1951~2010 年的降水资料选取每年最大的日降水量, 将年最大降水量定义为极端降水事件^[24], 应用基于线性矩的区域频率分析方法对广东极端降水的频率进行分析, 以期为广东省的灾害防范及工程设计提供参考。

2.2. 线性矩

线性矩(L-moment)起源于 Greenwood 等^[25]提出的概率权重矩(PWM), Hosking^[26]将从小到大排序的序列值进行一定的线性组合定义了线性矩。与常规矩法相比, 线性矩仅是一阶样本矩的计算, 所以计算结果受样本中个别点据误差的影响较小, 计算偏差小且稳健^[27,28]。

Hosking 定义的线性矩实际上是次序统计量 X 的线性组合期望值, 其 r 阶线性矩定义为^[27]:

$$\lambda_r = r^{-1} \sum_{k=0}^{r-1} (-1)^k \binom{r-1}{k} EX_{r-k:r}$$

其中, $EX_{r-k:r}$ 为样本量为 r 的 $(r-k)$ 阶次序统计量的期望值。样本量为 n 的 r 阶次序统计量的期望值 $EX_{r-k:r}$ 的计算式为:

$$EX_{r,n} = \frac{n!}{(r-1)!(n-r)!} \int_0^1 X [F(X)]^{r-1} [1-F(X)]^{n-r} dF(X)$$

作为总体线性矩的估计, r 阶样本线性矩的计算公式如下:

$$\hat{\lambda}_r = \binom{n}{r}^{-1} \sum_{1 \leq i_1 < i_2 < \dots < i_r \leq n} r^{-1} \sum_{k=0}^{r-1} (-1)^k \binom{r-1}{k} x_{i_r-k,n}$$

$x_{1:n} \leq x_{2:n} \leq \dots \leq x_{n:n}$ 为样本次序统计量。与常规矩相类似, 线性矩统计特征系数定义为: L-均值(L-mean): λ_1 ; L-变差系数(L-Cv): $\tau_2 = \lambda_2/\lambda_1$; L-偏态系数(L-Cs): $\tau_3 = \lambda_3/\lambda_2$; L-峰度系数(L-Ck): $\tau_4 = \lambda_4/\lambda_2$ 。

2.3. 区域频率分析方法

一致的观测数据、均质相似的区域、恰当的分布函数以及分位值估算的准确性都是区域频率分析结果可靠的前提^[8,10], 因此区域频率分析的步骤至少应包括 5 步: 1) 数据不一致性检验; 2) 区域均质性检验; 3) 选择区域分布函数; 4) 利用区域频率曲线估算分位值; 5) 结果可靠性分析。

2.3.1. 不一致性检验

假定待检验区域内的观测站点个数为 N , 令 $u_i = (\tau_2^i, \tau_3^i, \tau_4^i)^T$ 为第 i 个站点的样本线性矩系数向量。不一致性检验统计量 D 的计算公式如下^[10]:

$$D_i = \frac{1}{3}(u_i - \bar{u})^T S^{-1} (u_i - \bar{u})$$

$$\bar{u} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N u_i$$

$$S = \frac{1}{N-1} \sum_{i=1}^N (u_i - \bar{u})(u_i - \bar{u})^T$$

其中, \bar{u} 和 S 分别为样本线性矩统计系数均值和协方差矩阵, T 为矩阵转置符号。对于超过 15 个站点的区域, 统计量 D 大于 3 的站点的数据可视为与区域内其它站点不一致, 应予以剔除^[10]。

2.3.2. 区域均质性检验

假定待检验区域内的观测站点个数为 N , 第 i 个站点的样本量为 n_i , 则以样本长度为权重的区域加权平均样本线性矩系数的计算公式^[10]分别为:

$$\tau_2^R = \frac{\sum_{i=1}^N n_i \tau_2^{(i)}}{\sum_{i=1}^N n_i}$$

$$\tau_3^R = \frac{\sum_{i=1}^N n_i \tau_3^{(i)}}{\sum_{i=1}^N n_i}$$

$$\tau_4^R = \frac{\sum_{i=1}^N n_i \tau_4^{(i)}}{\sum_{i=1}^N n_i}$$

对 N 个站点进行蒙特卡罗随机模拟, 每个站点均由 4 参数 Kappa 分布^[29]模拟产生与其观测样本量相等数量的模拟样本, 模拟重复次数 N_{sim} 设为 1000。根据各个站点模拟样本计算的区域平均值为 μ_v , 标准差为 σ_v , 则区域均质性检验的统计量 H 的计算式^[10]为:

$$H = \frac{(V - \mu_v)}{\sigma_v}$$

根据不同的线性矩系数, 可以计算出 3 种不同的 V 统计量, 从而有 3 种区域均质性检验统计量 H_1 、 H_2 、 H_3 。

$$V_1 = \left\{ \sum_{i=1}^N \left[n_i (\tau_2^{(i)} - \tau_2^R)^2 \right] / \sum_{i=1}^N n_i \right\}^{0.5}$$

$$V_2 = \sum_{i=1}^N \left\{ n_i \left[(\tau_2^{(i)} - \tau_2^R)^2 + (\tau_3^{(i)} - \tau_3^R)^2 \right] \right\}^{0.5} / \sum_{i=1}^N n_i$$

$$V_3 = \sum_{i=1}^N \left\{ n_i \left[(\tau_3^{(i)} - \tau_3^R)^2 + (\tau_4^{(i)} - \tau_4^R)^2 \right] \right\}^{0.5} / \sum_{i=1}^N n_i$$

若统计量 $H < 1$, 则可认为该区域为均质区域; 若 $1 \leq H < 2$, 该区域可能为非均质区域; 若 $H \geq 2$, 则该区域为非均质区域^[10]。研究发现, H_1 相比 H_2 、 H_3 更适合用于检验区域的均质性^[10,22]。

2.3.3. 区域分布函数的选择

Hosking 等^[10]建议用根据 L-峰度系数定义的 Z 统计量来选择区域分布函数:

$$Z = (\tau_4^{Dist} - \tau_4^R + \beta_4) / \sigma_4$$

$$\beta_4 = \frac{1}{N_{sim}} \sum_{m=1}^{N_{sim}} (\tau_4^{R(m)} - \tau_4^R)$$

$$\sigma_4 = \left\{ \frac{1}{N_{sim} - 1} \left[\sum_{m=1}^{N_{sim}} (\tau_4^{R(m)} - \tau_4^R)^2 - N_{sim} \beta_4^2 \right] \right\}^{0.5}$$

τ_4^{Dist} 为备选分布函数的 L-峰度系数, β_4 和 σ_4 分别为蒙特卡罗随机模拟法模拟的样本与实测样本计算的区域平均 L-峰度系数的偏差和标准差。90%置信度的 Z 临界值为 ± 1.64 , 即若备选分布函数的 $|Z|$ 统计量小于或等于 1.64, 则该分布函数适合用作该区域的分布函数。 $|Z|$ 最小的备选分布函数优选为该区域的分布函数。

2.3.4. 区域频率曲线

为了克服单站点估算分位值时由于样本系列资料短缺造成的结果不准确性, Dalrymple^[6]提出了标度洪水方法, 后人做了大量研究, 发现利用标度洪水方法估算各站点分位值相比单站点估算有更高的准确性^[10,30,31], 并可以推广到降水及枯水的频率分析中^[18,23,32]。

区域频率分析的前提假设是区域内的频率分布

与线型是完全一样的, 因此只要求出区域频率曲线 $\hat{p}^R(T)$ (T 为重现期), 再乘上各个站点的尺度系数 \hat{c}_i ($i=1, \dots, N$) 即可得到各个站点的频率曲线, 再根据频率曲线估算分位值。根据步骤3选择的区域分布函数曲线型, 首先分别估计出各个站点无因次样本序列 $y_{ij} = x_{ij}/\bar{x}_i$ (\bar{x}_i 为样本均值, $i=1, \dots, N$; $j=1, \dots, n_i$) 的分布参数值, 再以样本长度为权重对这些分布参数值进行加权平均, 得到区域频率曲线的参数估计值, 由参数估计值即可得到估计的区域频率曲线 $\hat{p}^R(T)$ 。对于区域内的任一站点, 重现期为 T 的设计值即为:

$$x_{p_i}(T) = \hat{c}_i \hat{p}^R(T)$$

\hat{c}_i 为各个站点的尺度系数估算值, 一般取为样本均值:

$$\hat{c}_i = \frac{x_i}{n_i}$$

2.3.5. 结果可靠性分析

根据蒙特卡罗随机模拟得到的样本与实测样本计算的分位值之间的相关均方根误差(RMSE)是一个可以有效评价结果可靠性的指标^[10]。区域频率曲线及各站点 T 年重现期分位值相均方根误差的计算式^[10]分别为:

$$RMSE^R(T) = \left\{ \frac{1}{N_{sim}} \sum_{m=1}^{N_{sim}} \left[\frac{\hat{p}^{R(m)}(T) - \hat{p}^R(T)}{\hat{p}^R(T)} \right]^2 \right\}^{0.5}$$

$$RMSE_i(T) = \left\{ \frac{1}{N_{sim}} \sum_{m=1}^{N_{sim}} \left[\frac{x_{p_i}^{(m)}(T) - x_{p_i}(T)}{x_{p_i}(T)} \right]^2 \right\}^{0.5}$$

3. 结果分析与讨论

3.1. 一致性、区域均质性检验及子区域划分

除了汕头站年最大日降水量的 Mann-Kendall 趋势检验呈显著减少的趋势(95%置信度), 应剔除^[18]外, 其它23个站点均未检测到有显著的增多或减少趋势。23个站点的不一致性检验结果如表1所示, 23个站点的 D 统计量都小于3, 表明23个站点的样本数据具有一致性, 可用于区域频率分析。

区域均质性检验结果如表2所示, 根据表2, 若以整个广东省作为一个区域来分析, H_1 、 H_2 、 H_3 统计量都大于2, 为非均质区域, 显然不合适, 因此必须将广东省分成若干个子区域再进行分析。若以影响降水形成的主要因素为依据来划分子区域, 则以自然形态的流域划分较为合适, 因此, 可将广东省分为6个子区域, 分别为珠江三角洲流域、北江流域、东江流域、西江流域、韩江及东南沿海诸河流域和粤西诸河流域。按 H_1 统计量临界值标准, 北江流域、东江流域、西江流域和韩江流域为均质区域; 珠江三角洲流域介于均质和非均质区域之间; 粤西诸河流域为非均质区域, 考虑到站点数量的限制, 不再将粤西诸河流域子区域继续细分。6个子区域的空间位置及其站点

Table 1. The result of discordancy test in 23 stations
表 1. 23 个站点不一致性检验结果

站名	电白	佛冈	高要	广宁	广州	河源	惠来	惠阳	连平	连州	罗定	梅县
D 统计量	0.72	0.07	0.28	1.39	0.24	1.40	1.47	0.38	1.92	1.33	2.19	0.39
站名	南雄	汕尾	韶关	深圳	台山	五华	信宜	徐闻	阳江	增城	湛江	
D 统计量	0.67	0.29	0.12	0.26	0.28	0.42	1.01	2.28	2.76	1.20	0.94	

Table 2. The result of three heterogeneous measures for the whole Guangdong and subregions
表 2. 整个广东省及各个子区域的3种均质性检验结果

区域	广东省	子区域					
		珠江三角洲流域	珠江三角洲流域	珠江三角洲流域	珠江三角洲流域	珠江三角洲流域	珠江三角洲流域
H_1 统计量	6.30	1.87	0.98	0.88	0.53	0.72	3.34
H_2 统计量	3.98	0.98	1.23	-1.05	1.59	1.71	1.12
H_3 统计量	2.94	0.57	0.66	-0.12	1.19	1.51	1.02

如图 1 所示。

3.2. 区域分布函数

采用广义正态分布(GNO)、广义极值分布(GEV)、广义逻辑斯特分布(GLO)、皮尔逊三型分布(PE3)和广义帕雷托分布(GPA)^[10]5 种 3 参数分布函数作为备选分布,按各个子区域分别计算 5 种备选分布函数的 $|Z|$ 统计值,结果如表 3 所示。西江流域的 GNO、GEV 和 GLO 分布统计值均低于 90%置信度的临界值,都适合用作西江流域的区域分布函数,但 GLO 分布最优;而在北江流域,5 种备选分布的 $|Z|$ 统计值都超过了临界值,因此选用 4 参数 Kappa 分布作为其区域分布函数;其它 4 个子区域有且仅有 GLO 分布适合用作它们的区域分布函数。由 5 种备选分布与 6 个子区域的区域平均 L-偏态系数和 L-峰度系数坐标图(图 2)也可看出,6 个子区域的区域平均 L-偏态系数和 L-峰度系数点据最接近 GLO 分布曲线。

3.3. 区域频率曲线及其可靠性

根据 6 个子区域内各个站点无因次样本估计的加权平均分布参数分别得到的区域频率曲线如图 3 所示,各重现期分位值、相关均方根误差及分位值 90%置信度误差上下界限如表 4 所示。西江流域的区域频率曲线 100 年重现期以上最陡,北江流域最缓。珠江三角洲流域、北江流域、韩江及东南沿海流域和粤西沿海流域 500 年以下重现期分位值的相关均方根误差均较小,可靠性较高,由这些频率曲线分位值估算的设计值可用作工程设计的参考标准,而 500 年及以上重现期分位值的相关均方根误差超过了 0.1,可靠性较低。东江流域和西江流域则是 100 年以下重现期分

位值的可靠性较高,而 100 年及以上重现期分位值的可靠性较低。

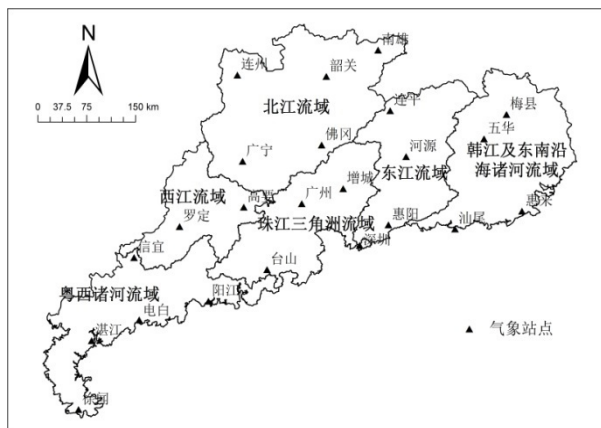


Figure 1. The 6 subregions with stations in Guangdong
图 1. 6 个子区域及所包含的站点

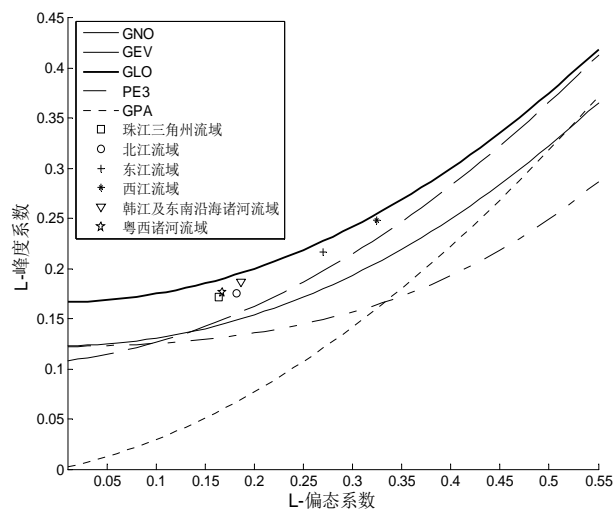


Figure 2. L-moments ratio diagrams for the candidate distributions with regional average L-skewness and L-kurtosis
图 2. 5 种备选分布与 6 个子区域的区域平均 L-偏态系数和 L-峰度系数坐标图

Table 3. $|Z|$ statistic for various frequency distributions for subregions
表 3. 各个子区域的 5 种备选分布函数的 $|Z|$ 统计值

区域/ $ Z $ 值/备选分布	子区域					
	珠江三角洲流域	珠江三角洲流域	珠江三角洲流域	珠江三角洲流域	珠江三角洲流域	珠江三角洲流域
GNO	3.63	5.00	2.80	0.97*	2.40	3.68
GEV	3.44	4.66	2.22	0.42*	2.07	3.43
GLO	1.40*	2.53	1.24*	0.13*	0.22*	1.15*
PE3	4.25	5.82	3.81	1.91	3.15	4.40
GPA	7.87	9.40	4.74	2.00	6.20	8.40

*为 $|Z|$ 值在 90%置信度临界值之内,加粗为最优备选分布。

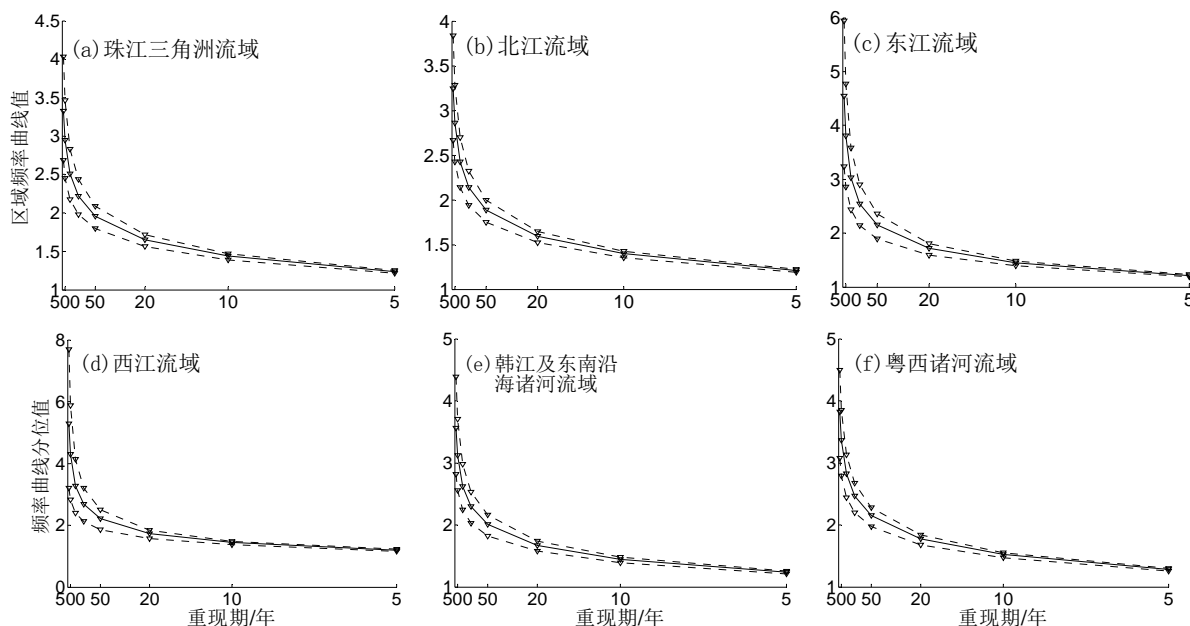


Figure 3. The growth curve for subregions with error bounds
图3. 各子区域频率曲线及90%置信度误差界限

Table 4. Quantiles, 90% error bounds and RMSE values for the 6 subregions
表4. 各子区域频率曲线分位值、相关均方根误差及分位值90%置信度误差上下界限

区域/重现期(T)	珠江三角洲流域				北江流域				东江流域			
	$\hat{\rho}^*(T)$	RMSE	误差上界	误差下界	$\hat{\rho}^*(T)$	RMSE	误差上界	误差下界	$\hat{\rho}^*(T)$	RMSE	误差上界	误差下界
			90%置信度				90%置信度				90%置信度	
500年	2.945	0.104	3.479	2.461	2.861	0.101	3.318	2.411	3.807	0.168	4.987	2.858
200年	2.508	0.080	2.842	2.177	2.426	0.076	2.711	2.128	3.025	0.126	3.675	2.432
100年	2.217	0.064	2.443	1.979	2.140	0.060	2.331	1.929	2.547	0.097	2.951	2.144
50年	1.956	0.049	2.097	1.792	1.888	0.044	2.010	1.745	2.150	0.070	2.384	1.896
20年	1.648	0.030	1.714	1.560	1.594	0.026	1.655	1.520	1.720	0.040	1.815	1.598
10年	1.437	0.019	1.471	1.391	1.396	0.015	1.424	1.357	1.451	0.021	1.486	1.392
5年	1.235	0.011	1.253	1.208	1.210	0.009	1.223	1.188	1.215	0.012	1.231	1.184
	西江流域				韩江及东南沿海诸河流域				粤西诸河流域			
500年	4.289	0.235	6.155	2.864	3.123	0.117	3.737	2.556	3.359	0.103	3.881	2.816
200年	3.279	0.173	4.248	2.421	2.621	0.089	3.000	2.252	2.824	0.076	3.151	2.462
100年	2.690	0.131	3.242	2.126	2.294	0.070	2.551	2.033	2.470	0.061	2.693	2.210
50年	2.217	0.094	2.519	1.867	2.005	0.052	2.170	1.831	2.152	0.046	2.294	1.976
20年	1.729	0.051	1.845	1.571	1.670	0.031	1.743	1.580	1.779	0.029	1.850	1.686
10年	1.437	0.026	1.478	1.366	1.445	0.019	1.482	1.398	1.524	0.018	1.561	1.476
5年	1.191	0.021	1.219	1.147	1.234	0.012	1.253	1.207	1.281	0.011	1.301	1.255

4. 结论

1) 剔除掉具有显著减少趋势的汕头站后用于分析的23个气象站点观测数据具有较高的一致性。根据影响降水形成的主要因素, 将整个广东分成6个子区域, 分别为珠江三角洲流域、北江流域、东江流域、西江流域、韩江及东南沿海诸河流域和粤西诸河流

域。除粤西诸河流域为非均质区域外, 其余5个子区域均为均质区域(珠江三角洲流域可能为均质区域)。

2) GNO、GEV和GLO分布均可作为西江流域的区域分布函数, 但GLO分布最优, 北江流域则无备选分布适用, 只能选用Kappa分布, 其余4个子区域均有且仅有GLO分布适合用作它们的区域分布函数。

3) 珠江三角洲流域、北江流域、韩江及东南沿海流域和粤西沿海流域 500 年以下重现期, 东江流域和西江流域 100 年以下重现期的频率曲线分位值具有较高的可靠性, 由它们估算的设计值可用作工程设计的参考标准。

参考文献 (References)

- [1] HAYLOCK, M., NICHOLLS, N. Trends in extreme rainfall indices for an updated high quality data set for Australia, 1910-1998. *International Journal of Climatology*, 2000, 20: 1533-1541.
- [2] 郭军, 任国玉, 李明财. 环渤海地区极端降水事件概率分布特征[J]. *气候与环境研究*, 2010, 15(4): 425-432.
GUO Jun, REN Guoyu and LI Mingcai. Characteristics of the probability distribution of the extreme precipitation events around the Bohai Bay. *Climatic and Environmental Research*, 2010, 15(4): 425-432. (in Chinese)
- [3] KITE, G. W. *Frequency and risk analysis in hydrology*. Littleton: Water Resources Publications, 1988.
- [4] GUTTMAN, N. B. The use of L-moments in the determination of regional precipitation climates. *Journal of Climate*, 1993, 6(12): 2309-2325.
- [5] ZRINJI, Z., BURN, D. H. Flood frequency analysis for ungauged sites using a region of influence approach. *Journal of Hydrology*, 1994, 153(1): 1-21.
- [6] DALRYMPLE, T. *Flood frequency analysis*. Washington DC: Water Supply Paper 1953 A, 1960.
- [7] CUNNANE, C. Methods and merits of regional flood frequency analysis. *Journal of Hydrology*, 1988, 100: 269-290.
- [8] STEDIGER, J. R., VOGEL, R. M. and FOUFOULA-GEORGIOU, E. *Frequency analysis of extreme events*. New York: McGraw-Hill, 1993.
- [9] HOSKING, J. R. M., WALLIS, J. R. Some statistics useful in regional frequency analysis. *Water Resources Research*, 1993, 29(2): 271-281.
- [10] HOSKING, J. R. M., WALLIS, J. R. *Regional frequency analysis: An approach based on L-moments*. Cambridge: Cambridge University Press, 1997.
- [11] PARIADA, B. P., KACHROO, R. K. and SHRESTHA, D. B. Regional flood frequency analysis of Mashi-Sabarmati basin (Subzone 3-a) using index flood procedure with L-moments. *Water Resource Management*, 1998, 12: 1-12.
- [12] ADAMOWSKI, K. Regional analysis of annual maximum and partial duration flood data by nonparametric and L-moment methods. *Journal of Hydrology*, 2000, 229(3): 219-231.
- [13] PEE, M. C., WANG, Q. J., VOGEL, R. M., et al. The utility of L-moment ratio diagrams for selecting a regional probability distributions. *Hydrological Sciences Journal*, 2001, 46(1): 147-155.
- [14] LEE, S. H., MAENG, S. J. Frequency analysis of extreme rainfall using L-moment. *Irrigation and Drainage*, 2003, 52(3): 219-230.
- [15] KJELDSEN, T. R., JONES, D. A. Prediction uncertainty in a median-based index flood method using L-moments. *Water Resources Research*, 2006, 42(7): 1-12.
- [16] NORBIATO, D., BORGA, M., SANGATI, M., et al. Regional frequency analysis of extreme precipitation in the eastern Italian Alps and the August 29, 2003 flash flood. *Journal of Hydrology*, 2007, 345(3-4): 149-166.
- [17] SAF, B. Regional flood frequency analysis using L-moments for the Buyuk and Kucuk Menderes River basins of Turkey. *Journal of Hydrologic Engineering*, 2009, 14(8): 783-794.
- [18] NGONGONDO, C. S., XU, C. Y. and TALLAKSEN, L. M. Regional frequency analysis of rainfall extremes in southern Malawi using the index rainfall and L-moments approaches. *Stochastic Environmental Research and Risk Assessment*, 2011, 25(7): 939-955.
- [19] 陈元芳, 王庆荣, 沙志贵, 等. 线性矩法在长江中下游区域水文频率计算中的应用[J]. *河海大学学报(自然科学版)*, 2002, 31(2): 207-211.
CHEN Yuanfang, WANG Qingrong, SHA Zhigui, et al. Application of L-moment based regional flood frequency analysis method to middle and lower Yangtze River. *Journal of Hohai University (National Sciences)*, 2002, 31(2): 207-211. (in Chinese)
- [20] 陈永勤, 黄国如. 基于线性矩法的东江流域区域枯水频率分析[J]. *应用基础与工程科学学报*, 2005, 13(4): 409-416.
CHEN Yongqin, HUANG Guoru. Regional low flow frequency calculation with L-moments method at Dongjiang River basin. *Journal of Basic Science and Engineering*, 2005, 13(4): 409-416. (in Chinese)
- [21] YANG Tao, XU Chongyu, SHAO Quanxi, et al. Regional flood frequency and spatial patterns analysis in the Pearl River Delta region using L-moments approach. *Stochastic Environmental Research and Risk Assessment*, 2010, 24(2): 165-182.
- [22] YANG Tao, SHAO Quanxi, HAO Zhenchun, et al. Regional frequency analysis and spatiotemporal pattern characterization of rainfall extremes in the Pearl River basin, China. *Journal of Hydrology*, 2010, 380(3-4): 386-405.
- [23] SHI Peng, CHEN Xi, QU Simin, et al. Regional frequency analysis of low flow based on L-moments: Case study in Karst area, southwest China. *Journal of Hydrologic Engineering*, 2010, 15: 370-377.
- [24] 胡宜昌, 董文杰, 何勇, 等. 21 世纪初极端天气气候事件研究进展[J]. 2007, 22(10): 1066-1075.
HU Yichang, DONG Wenjie, HE Yong, et al. Progress of the study of extreme weather and climate events at the beginning of the twenty first century. *Advance in Earth Science*, 2007, 22(10): 1066-1075. (in Chinese)
- [25] GREENWOOD, J. A., LANDWEHR, J. M., MATALAS, N. C., et al. Probability weighted moments: Definition and relation to parameters of several distributions expressible in inverse form. *Water Resources Research*, 1979, 15(5): 1049-1054.
- [26] HOSKING, J. R. M. L-moments: Analysis and estimation of distributions using linear combinations of order statistics. *Royal Statistical Society*, 1990, 52(1): 105-124.
- [27] VOGEL, R. M., FENNESSEY, N. M. L-moment diagrams should replace product moment diagrams. *Water Resources Research*, 1993, 29(6): 1745-1752.
- [28] SANKARASUBRAMANIAN, A., SIRNIVASAN, K. Investigation and comparison of sampling properties of L-moments and conventional moments. *Journal of Hydrology*, 1999, 218(1): 13-34.
- [29] HOSKING, J. R. M. The four parameters kappa distribution. *IBM Journal of Research and Development*, 1994, 38(3): 251-258.
- [30] ROSSI, F., VILLANI, P. *Regional flood estimation methods*. Dordrecht: Kluwer Academic, 1994.
- [31] JAVELLE, P., OUARDA, T. B. M., LANG, M., et al. Development of regional flood-duration-frequency curves based on the index-flood method. *Journal of Hydrology*, 2002, 258(1): 249-259.
- [32] SATYANARAYANA, P., SRINIVAS, V. V. Regional frequency analysis of precipitation using large-scale atmospheric variables. *Water Resources Research*, 2008, 113(D24): 1-16.