

基于分季序列考虑洪源差异的 非一致性洪水频率计算*

唐亦汉, 陈晓宏, 陈幸桢

(中山大学水资源与环境研究中心//广东省华南地区水安全
调控工程技术研究中心, 广东 广州 510275)

摘要: 考虑成洪源头差异性造成的洪水样本不一致, 根据成洪暴雨的主要类型构建分季序列, 进而提高洪水频率分析结果的合理性。以武江上游坪石站为例, 将月最大瞬时流量分为枯期 (11 - 翌年 2 月)、锋面雨集中期 (3 - 6 月) 和台风雨集中期 (7 - 10 月) 3 组分季序列。通过对比频率结果, 分析各分季序列变化对洪水频率的影响, 以及基于年最大、分季序列进行洪水频率计算的差异。结果表明: ① 武江流域上游洪水年内季度差异性显著, 枯期均值 ($295 \text{ m}^3/\text{s}$) 及对年最大构成比重 (2.22%) 皆为最小; 锋面雨期均值 ($1111 \text{ m}^3/\text{s}$) 及对年最大构成比重 (77.78%) 最大; 台风雨期波动性最大。② 分季序列中含有上升趋势, 造成同一量级洪水对应重现期增大。其中, 锋面雨期变化对洪水频率影响最大, 但影响有减小趋势; 台风雨期变化造成洪水设计值两极化, 且影响有增加趋势。③ 非一致性频率计算所得同频洪水量级比传统更大, 基于分季序列所得设计值则比年最大高, 且随重现期增大而增加, 百年一遇洪水量级高出约 $1000 \text{ m}^3/\text{s}$ 。

关键词: 分季序列; 暴雨类型; 非一致性; 武江流域; 洪水频率变化

中图分类号: P333.1 **文献标志码:** A **文章编号:** 0529 - 6579 (2016) 03 - 0001 - 06

Non-stationary flood frequency analysis upon seasonal extremes

TANG Yihan, CHEN Xiaohong, CHEN Xingzhen

(Department of Water Resources and Environment//Guangdong Engineering Technology Research
Center of Water Security Regulation and Control for Southern China Guangzhou 510275, China)

Abstract: Changes of flood series vary among different seasons. This research developed a flood frequency analysis method based on non-stationary seasonal maximum peak flow. Taking upstream of Wujiang River (UWR) as our study area, seasonal extremes were drawn according to three seasons: dry season (DS) from Nov. to Feb., season of frontal rain (SFR) from Mar. to Jun. and season of typhoon rain (STR) from Jul to Oct. The influences of different seasons on the results of flood frequency analysis were also studied. The results show that: ① Statistical characteristics of different seasons vary in UWR. Mean and contribution to AMS (annual maximum series) (2.22%) of DS are both the lowest while that of SFR are the highest. Standard deviation of STR is the highest. ② All the seasonal series (SS) have ascending trends. Change of SFR causes the most influence on design flood, but the influence is descending. Variation of STR expands the deviation between design floods of different return periods, and the influence is increasing. ③ Design flood from non-stationary flood frequency analysis were larger than the one from traditional method. The one based on SS is larger than AMS, and the difference between increa-

* 收稿日期: 2015 - 07 - 13

基金项目: 国家自然科学基金资助项目 (91547202, 51210013, 51479216, 51379223, 51479217); 国家科技支撑计划资助项目 (2012BAC21B0103); 广东省水利科技创新计划资助项目 (2011 - 11)

作者简介: 唐亦汉 (1991 年生), 女; 研究方向: 水文水资源; E-mail: aegean.sea.91@gmail.com

ses along with the return period, which is more than $1000 \text{ m}^3/\text{s}$ when return period is 100 years.

Key words: seasonal extremes; storm type; non-stationarity; Wujiang River; varied flood frequency

全球气候变暖和人类活动影响下, 水文极端事件频发, 洪水发生的频次与强度改变^[1]。针对变化条件下样本不符合“一致性”要求的洪水频率分析, 被统称为“非一致性洪水频率分析”^[2]。Waylen 等^[3]认为, 变化环境下不同季度造成洪水的主要原因不同, 这种成因差别进而导致不同季度的洪水样本不服从同一个总体。因此, 由不同季度的洪水共同构成的样本存在非一致性。Small 等^[4]发现, 若采用一年一个表征量的样本序列, 即便区域降水、洪量在季度性上存在显著变化, 也很难在年际过程中检测出变异。Alila^[5]认为, 考虑季度差异造成洪水主要原因的洪水频率分析结果更能在水文极值统计中体现物理意义。因此, 在非一致性洪水频率分析过程中体现洪水成因及其年内季度差异将有效提高分析结果的合理性及计算精度。

针对非一致性洪水频率分析中样本的季度差异性, 混合分布和季度极值是两种主要的解决途径。Waylen 等^[6]基于美国洪水主要产生于冬春融雪及夏秋集中降水的机制构建了混合分布 ($F = f_1 \cdot f_2$) 进行非一致性洪水频率计算; Black 等^[7]分析了英国主要由锋面雨、对流雨或多种因素共同引起的季度洪水空间分布特征; Bača 等^[8]则基于超定量序列 (POT) 构建了季度极值样本序列, 用于变化环境下的洪水频率分析。然而, 国内现有的非一致性洪水频率分析仍主要基于年最大序列, 未考虑到不同季度成洪条件的变化差异, 所得结果存在局限性。

为此, 本文以武江流域坪石站为例, 探讨基于分季洪水序列的非一致洪水序列频率计算。根据流域气候特性与洪水发生时间构建分季序列, 采用基于经验模态分解 (Empirical Mode Decomposition, EMD) 的非一致性方法进行洪水频率分析, 在考虑历史洪水的基础上结合 L 矩估参以计算洪水设计值, 并对比分季序列和年最大序列的洪水频率计算结果。

1 研究区数据来源与预处理

武江是珠江流域北江水系的一级支流, 羽状水系自西北向东南发育。流域上中游为高山, 下游为山地丘陵。干流长 260 km, 集水面积 $7\,079 \text{ km}^2$ 。武江位于 $112^\circ 23' - 113^\circ 36' \text{E}$, $24^\circ 46' - 25^\circ 41' \text{N}$ 之间, 属东亚季风气候区。武江上游径流受降水影

响, 具有明显的夏雨型特征。武江流域多年平均年降雨量约 $1\,450 \text{ mm}$, 年内分配不均, 汛期 (4 - 9 月) 约占 72%。流域年径流总量为 60.8 亿 m^3 , 每年的 3 - 6 月份, 大大超过年均径流量, 难以被利用的洪水占年径流量的 45%。

坪石水文站位于武江干流上游 (图 1), 距下游乐昌峡 100 km 以上, 站点径流特征基本不受水库调度影响。坪石站上游集水区以农村为主, 人类活动对站点洪期径流的影响有限。该站的洪期水文时间序列受气候变化影响为主。研究采用坪石站 1964 - 2008 共 45 a 各月实测最大瞬时径流量序列、对应场次洪水降雨量及持续降雨时间。经广东省水文局考证, 2006 年 7 月的瞬时径流量为流域 812 a 间的实测最大值。

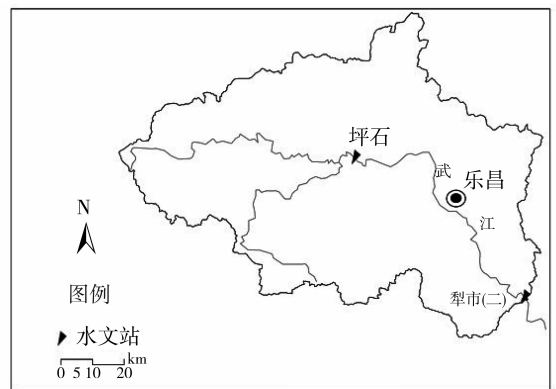


图 1 武江流域主要水文站示意图

Fig. 1 Map of gauging stations in Wujiang River Basin

2 原理与方法

2.1 分季序列物理意义

影响成洪的因素多样, 不同流域的成洪条件也存在差异, 但任何流域成洪的水源 (主要为降水、融雪或海洋增水) 皆对成洪起到重要作用。洪水诱因存在明显季节性波动, 洪水发生的可能性也因此受到季度性影响。以武江流域为例, 该区成洪主要水源为暴雨, 暴雨存在季节性差异: 11 - 翌年 2 月为流域枯期, 降水量占全年降水量的 30% 以下; 3 - 6 月出现的暴雨过程主要受西风带天气系统影响, 降雨类型主要为锋面雨; 7 - 10 月暴雨主要受到来自印度洋、南海以及太平洋上热带气旋的影响, 台风雨为当季的主要降雨类型^[9]。选取 45 a

间枯期、锋面雨期及台风雨期场次洪水对应降水量及持续时间，对不同季度、不同降雨类型为主的降雨特性进行分析。不难看出（表 1），各季洪期不同类型的降雨特性在雨量、持续时间与雨强上相差

悬殊。枯期降雨量、降雨持续时间及降雨强度最小；锋面雨期的降水持续时间虽与台风雨期相近，但降雨量与降雨波动性远不及台风雨期。

表 1 坪石站不同季度场次洪水对应降雨特性

Table 1 Characteristics of extreme precipitations in different seasons at Pingshi station

项目	多年平均洪期 降雨总量 /mm	洪水期的降雨对应的 持续时间多年均值/h	平均降雨强度/ (mm · h ⁻¹)	降雨强度方差
枯期 (11 - 翌年 2 月)	44.7	48	0.93	-
锋面雨期 (3 - 6 月)	122.0	81.2	1.5	0.33
台风雨期 (7 - 10 月)	170.7	82.7	2.06	0.82

从形成机制来看，由不同水源构成的洪水本身就可以看作不同总体中的个体^[5]，其统计特征存在差异。依然以坪石站为例（表 2），①就表征样本量级的均值而言，年最大序列最大，锋面雨期其次，枯期最小；②就表征样本波动性的标准差而言，台风雨期最大，其次为年最大序列，枯期最小。不同分季内成洪暴雨类型差异是造成三者波动性差异主因。台风雨期影响成洪的暴雨与台风密切相关，而台风强弱、频次与路径变数较大，造成该分季序列波动性大；枯期总体径流量较小，相比之下波动性较小。而在气候变化影响下，不同季度的洪源（降水、融雪或海洋增水等）又存在不同程度的变化，进一步打破了洪水样本的一致性^[10-11]。

武江流域所处的中国南部沿海地区，夏季台风出现频次增加，枯水期降水增多^[1]，不同季度不同暴雨类型随气候变化的规律不尽相同。采用 Hurst R/S 系数^[12]初步计算各季度变化情况，不难看出，锋面雨期变化最小，台风雨期变化较大，而枯期变化最大。综上所述，洪水存在年内季度性差异，且其在不同季度变化影响下的变化规律也存在差异。传统年最大采样方法忽视洪水的年内的变化差异，将不同季度、不同成因引起的洪水样本混在一起选取极值并进行频率分析，难以体现洪水年内变化差异。针对年内成洪季度变化差异明显的流域，基于考虑洪源年内差异的分季序列进行频率分析更符合成洪的物理机制。

表 2 各季年最大瞬时流量序列统计特征与变异程度

Table 2 Statistical characteristics and variation of seasonal and annual maximum series

项目	枯期 (11 - 翌年 2 月)	锋面雨期 (3 - 6 月)	台风雨期 (7 - 10 月)	年最大序列
均值/ (m ³ · s ⁻¹)	295.90	1 110.69	726.88	1 274.62
标准差	195.63	490.83	787.93	748.13
Hurst (R/S)	0.602 4	0.517 8	0.539 9	0.545 5
变异程度	中	中	中	中

2.2 分季序列提取

暴雨类型多样，区分雨型及对应洪水对气象水文数据的要求高，研究条件难以满足。此外，存在不止一种暴雨类型共同成洪的情况，如果仅仅按照暴雨类型划分洪水序列，也容易引起不同组分的洪

水样本重叠。同时，样本序列长度的不同会造成分析结果不确定性的差异，不利于结果比较^[7]。为兼顾成洪雨型、组间样本独立性及序列长度统一，在划分分季序列时要求将 12 个月均分为整数组分季序列^[3]。提取分季序列的流程简化如图 2 所示：

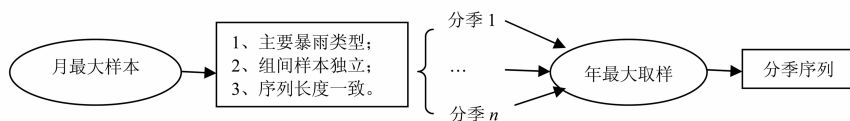


图 2 提取分季序列流程图

Fig. 2 Flow chart of extracting seasonal extremes

假设原序列为 $X_i = \{x_{i1}, \dots, x_{ij}\}$, $i = 1, 2, \dots, N$ 。其中, N 为实测序列年份数 (如坪石站数据由 1964 - 2008 年, $N = 45$); j 为月份数 $j = 1, 2, \dots, 12$ 。年最大序列 $X_{\max} = \{X_{1\max}, X_{2\max}, \dots, X_{N\max}\}$ 中单个样本均为各年份序列 X_i 中的最大值, 即

$$X_{i\max} = \text{MAX}(x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{ij}) \quad (1)$$

对应出现月份为 $Y_{\max i} = \{y_1, y_2, \dots, y_N\}$ 。

分季序列 $\{X_{\text{mon}1}, \dots, X_{\text{mon}k}\}$ 组数 k 为正整数, 即每组分季序列含有 $12/k$ 个月份、 $12/k \times N$ 个样本。其中, 每组分季序列所含月份 $\{M_1, M_2, \dots, M_k\}$ 同时满足:

$$M_1 \cup M_2 \dots \cup M_k = \{j\} \quad (2)$$

$$M_1 \cap M_2 \dots \cap M_k = \emptyset \quad (3)$$

根据分季序列所含月份提取得到分组序列:

$$X_{\text{mon}1} = \text{MAX}(x_{1M_1}, x_{2M_1}, \dots, x_{NM_1})$$

$$X_{\text{mon}2} = \text{MAX}(x_{1M_2}, x_{2M_2}, \dots, x_{NM_2}) \dots \quad (4)$$

$$X_{\text{mon}k} = \text{MAX}(x_{1M_k}, x_{2M_k}, \dots, x_{NM_k})$$

分季序列可转化为年最大序列 MX :

$$y_i \in M_l \quad (5)$$

其中, $i = 1, 2, \dots, N$, $l = 1, 2, \dots, k$ 。

$$MX_i = \text{MAX}(X_{\text{mon}i}) \quad (6)$$

$$MX = \{MX_1, MX_2, \dots, MX_N\}$$

2.3 基于希尔伯特 - 黄变换的非一致性频率分析

采用 EMD 提取随机性成分与确定性成分^[13], 对随机性、确定性成分分别采用基于皮尔逊三型的 Monte Carlo^[14]与回归拟合模拟。扣除实测序列中的确定性成分得到还原序列。序列确定性因素的趋势变化仅对特征值构成影响, 并未影响总体线性, 因此对序列的频率计算依然采用传统洪水频率分析中常用的皮尔逊三型分布拟合。L 矩估参方法^[15]相较于传统序列估参, 在稳健性上更具优势, 被广泛应用于洪水样本序列估参。本文因此选用 L 矩法作为样本序列参数估计方法。

3 分季序列对洪水频率计算结果的影响

本文根据武江流域暴雨类型的季度特点, 将 1964 - 2008 年各月实测最大瞬时径流量序列划分为 3 组分季序列: 11 - 翌年 2 月枯期, 3 - 6 月锋面雨期和 7 - 10 月台风雨期。其中, 台风雨期序列含有 06 年特大洪水。综合表 2 和表 3 结果可知分季序列在量级、波动性、对年最大序列的贡献率上均存在明显差别。

3.1 分季序列增加趋势造成同频洪水减小

各分季序列均存在中等程度的变异, 在频率计

算时有必要进行还原处理 (表 2)。将全部分季序列还原一致后转化为年最大序列并进行频率分析, 计算所得结果作为比较基准。将某一组分季序列未还原所得洪水频率曲线作为对比, 结果如图 3 所示。其中第一、二、三分季分别对应枯期、锋面雨期和台风雨期, 下同。

表 3 不同年代段各分季出现年最大洪峰流量的比率

Table 3 Probability of seasonal extreme being annual maximum in different times %			
年份	枯期比率	锋面雨期比率	台风雨期比率
1964 - 1978	-	86.67	13.33
1979 - 1993	6.67	80	13.33
1994 - 2008	-	66.67	33.33
总体	2.22	77.78	20

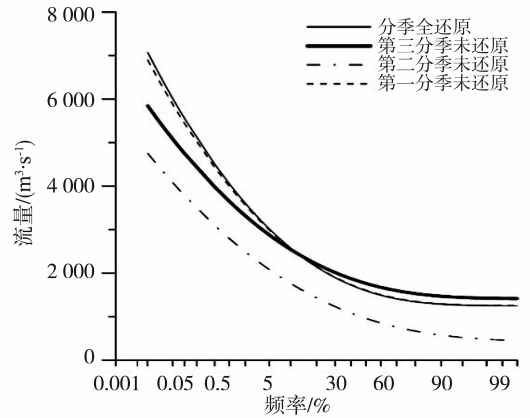


图 3 不同分季未还原条件下洪水频率计算结果对比

Fig. 3 Flood frequency curves of stationary and non-stationary flood series

任一分季序列变化情况下, 洪水频率曲线高水端均会左移 (图 3), 即极端洪水情况下, 同一重现期对应洪水量级减小。三组分季序列在量级上随时间的增长很可能是导致该情况的主因。采用 EMD 分解所得各分季序列确定性成分, 结果如图 4 所示。不难看出, 三组分季序列的确定性成分都存在增长趋势。其中, 枯期序列呈现明显增加趋势 (图 4a); 锋面雨期序列从 20 世纪初开始略有下降, 总体趋势增长 (图 4b); 台风雨期序列在 80 年代前变化不明显, 此后呈现显著增加趋势 (图 4c)。

3.2 锋面雨期变化对洪水频率影响最大

从频率曲线变化的幅度来看 (图 3), 锋面雨期的变化对洪水频率影响最大, 台风雨期其次, 枯期最小。这主要由于各分季序列在对年最大序列的

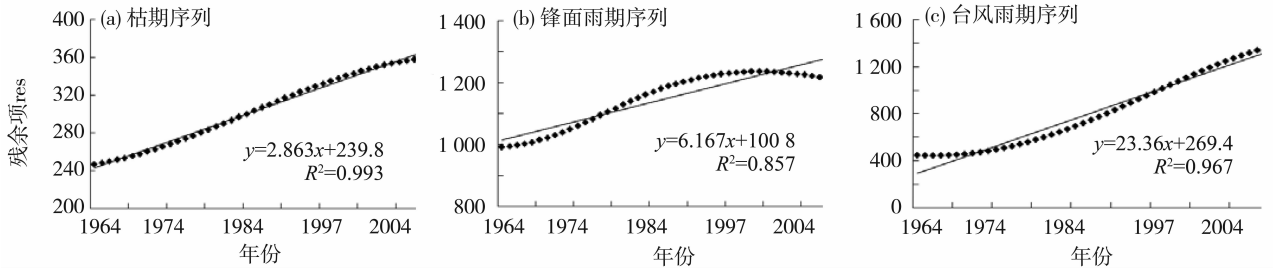


图 4 各分季序列确定性成分变化趋势

Fig. 4 Trends of deterministic factors in seasonal extremes

构成比上存在显著差异：锋面雨期所占比例最大（77.78%），台风雨期其次（20%），枯期最小（2.22%）（表 3）。

就锋面雨期变化趋势来看，该分季造成洪水频率曲线高水端左移的影响会逐渐减小。锋面雨期序列值中，其确定性成分从 20 世纪初即有下降倾向。从各分季序列每 15 a 对年最大贡献率来看（表 3），锋面雨期产生年最大洪峰的频次在 90 年代后减少。

3.3 台风雨期变化造成洪水设计值两极化

就分季序列变化对洪水频率曲线的影响而言，第一、二分季只作用于曲线高水端，而台风雨期的变化使得洪频曲线整体逆时针旋转，头部降低、尾部抬高，即低水端同一量级洪水对应重现期减小，高水端则增加，相差量级相同的洪水对应重现期差距增加。换言之，台风雨期的变化增加了样本波动性，样本对应重现期呈现两极化。这可能与台风雨期的波动性强有关（表 1 和 2）。

台风雨期变化对洪频曲线的影响成增强趋势。近 10 a，台风雨期中确定性成分的增加趋势明显，

同时在年代际对年最大的贡献比上台风雨期显著增加。武江流域上游防洪减灾应更多关注台风雨期带来的影响。

3.4 基于分季序列的频率计算结果与传统差异较年最大更显著

分别基于年最大序列与分季序列计算非一致性条件下的洪水设计值，并将计算结果与基于一致性假设下的传统频率计算结果对比（表 4）。不难看出，不论基于何种序列，非一致性计算所得同一重现期对应洪水量级皆高于传统结果，即在考虑非一致性情况下，同一重现期对应洪水设计值应更高。其中，基于分季序列计算所得结果变化更剧烈，且设计值差异随重现期增大而增大。这可能是相对于分季序列，年最大序列只考虑到样本数值增减的变化，无法体现样本来源及来源变化的差异，而分季序列分别预测了各组序列的确定性成分，考虑了不同分季变化规律之间的差异，变化总量更大。从分析机理来看，基于分季序列的分析结果更具可靠性。

表 4 坪石站特定重现期洪峰流量设计值对比

Table 4 Design peak flood volume of different return periods at Pingshi Station

重现期/a	m ³ /s						
	5	10	20	50	100	200	
传统	1 585	1 941	2 282	2 720	3 044	3 364	
非一致性	年最大	1 601	1 956	2 296	2 730	3 052	3 368
	分季	2 142	2 574	3 013	3 601	4 050	4 501

4 结 论

本文根据武江流域上游坪石站成洪降水及洪水特性的季度性差异构建了分季样本序列，通过对比全分季序列还原与单分季序列未还原的非一致性频率分析结果，得到单个分季序列变化对洪水频率计算的影响。同时基于分季序列与年最大序列非一致

性频率计算结果与基于一致性假设的传统结果进行了对比。综合得到以下结论：

1) 武江流域上游坪石站月最大瞬时流量序列可根据主要暴雨类型分为 3 组分季序列：11 - 翌年 2 月枯期序列，3 - 6 月锋面雨期序列及 7 - 10 月台风雨期序列。

（下转第 14 页）

- mining massive trajectory data[J]. *Vldb Journal*, 2011, 20(5): 695 - 719.
- [23] JIANG B, YIN J, ZHAO S. Charactering the human mobility pattern in a large street network[J]. *Physical Review E*, 2009, 80(2): 1711 - 1715.
- [24] YAN X, HAN X, WANG B, et al. Diversity of individual mobility patterns and emergence of aggregated scaling laws[J]. *Scientific Reports*, 2013, 3(9): 454 - 454.
- [25] HAN X, HAO Q, WANG B, et al. Origin of the scaling law in human mobility: hierarchy of traffic systems[J]. *Physical Review E*, 2011, 83(3 Pt 2): 2027 - 2032.
- [26] HAZELTON M L. Estimation of origin - destination matrices from link flows on uncongested networks [J]. *Transportation Research Part B*, 2000, 34(7): 549 - 566.
- [27] CALABRESE F, LORENZO D, LIU G, et al. Estimating origin - destination flows using mobile phone location data[J]. *Pervasive Computing IEEE*, 2011, 10(4): 36 - 44.
- [28] 辛飞飞, 陈小鸿, 林航飞. 浮动车数据路网时空分布特征研究[J]. *中国公路学报*, 2008, 21(4): 105 - 110.
- [29] 孙健, 刘琼, 彭仲仁. 城市交通拥挤成因及时空演化规律分析——以深圳市为例[J]. *交通运输系统工程与信息*, 2011, 11(5): 86 - 93.
- [30] JIANG B. Street hierarchies: a minority of streets account for a majority of traffic flow [J]. *International Journal of Geographical Information Science*, 2009, 23(8): 1033 - 1048.
- [31] 薛美根, 刘军. 基于 GPS/GIS 技术的道路车速实时分析系统[C]//第一届中国智能交通年会论文集. 上海: 同济大学出版社, 2005.
- [32] 陈青. 基于 GPS 浮动车的城市道路交通状态判别技术研究[D]. 西安: 长安大学, 2009.
- [33] 廖孝勇. 浮动车交通参数检测及在道路交通状态分析中的应用研究[D]. 重庆: 重庆大学, 2011.

(上接第 6 页)

2) 三组分季序列中, 枯期量值最小, 对年最大构成比重影响也最小; 锋面雨期量值最大, 对年最大构成比重影响最大; 台风雨期波动性最大。

3) 三组分季序列均存在上升趋势, 造成同一量级洪水对应重现期增大; 锋面雨期变化对洪水频率影响最大, 但影响有减小趋势; 台风雨期变化造成洪水设计值两极化, 且影响有增加趋势。

4) 武江流域上游, 非一致性洪水频率计算所得同一重现期对应洪水量级较传统结果有所增加。

5) 基于分季序列所得非一致性洪水设计值比年最大更大, 且二者差异随重现期增大而增大。尽管在分季洪水划分的方法上仍有需要改进的地方^[7], 但不可否认分季序列作为样本可以考虑样本源的变化差异, 比年最大更优。

参考文献:

- [1] PIAO S, CIAIS P, HUANG Y, et al. The impacts of climate change on water resources and agriculture in China [J]. *Nature*, 2010, 467(7311): 43 - 51.
- [2] 梁忠民, 胡义明, 王军. 非一致性水文频率分析的研究进展[J]. *水科学进展*, 2011(06): 864 - 871.
- [3] WAYLEN P S W M. Prediction of annual floods generated by mixed processes [J]. *Water Resource. Research*, 1982, 18: 1283 - 1286.
- [4] SMALL D, ISLAM S, VOGEL R M. Trends in precipitation and streamflow in the eastern U. S.: Paradox or precipitation [J]. *Geophysical Research Letters*, 2006, 33(3): 517 - 520.
- [5] ALILA Y A M A. Implications of heterogeneous flood - frequency distributions on traditional stream-discharge prediction techniques [J]. *Hydrological Processes*, 2002, 16(5): 1065 - 1084.
- [6] WAYLEN P R W M K. Annual low flows generated by mixed processes [J]. *Hydrological Sciences Journal*, 1987, 32(3): 371 - 383.
- [7] BLACK A R A W. Seasonality of flooding: a case study of North Britain [J]. *Journal of Hydrology*, 1997, 195(1): 1 - 25.
- [8] BAČA P, MITKOVÁ V. Analysis of seasonal extreme flows using peaks over threshold method [J]. *Journal of Hydrology & Hydromechanics*, 2007, 55(1): 16 - 22.
- [9] 珠江水利委员会. 珠江流域防洪规划报告[R]. 广州: 珠江水利委员会, 2007.
- [10] ALLABY M. *Dangerous Weather: Floods* [M]. 上海: 上海科学技术文献出版社, 2006: 31 - 44.
- [11] 叶守泽, 詹道江. *工程水文学* [M]. 3 版. 北京: 中国水利水电出版社, 2007: 171 - 204.
- [12] 谢平, 陈广才, 雷红富, 等. 水文变异诊断系统[J]. *水力发电学报*, 2010(1): 85 - 91.
- [13] 谢平, 李析男, 许斌, 等. 基于希尔伯特 - 黄变换的非一致性洪水频率计算方法——以西江大湟江口站为例[J]. *自然灾害学报*, 2013(1): 85 - 93.
- [14] 鲍振鑫, 刘九夫, 张建云. 年最大洪峰流量的 P-III 分布拟蒙特卡罗随机模拟研究[J]. *水文*, 2009(6): 33 - 36.
- [15] 宋德敦. 不连序系列统计参数计算的新方法——概率权重矩法[J]. *水利学报*, 1989(9): 25 - 32.