

# 洪水峰量联合分布的 4 种重现水平对比\*

陈子燊<sup>1</sup>, 刘占明<sup>2</sup>, 赵青<sup>3</sup>

(1. 中山大学地理学院, 广东 广州 510275;

2. 佛山科学技术学院, 广东 佛山 528000;

3. 中山市南区水利所, 广东 中山 528455)

**摘要:** 基于 Archimedean copula 函数、Kendall 和生存 Kendall 函数对比分析洪峰和洪量联合分布的四种重现水平。以增江麒麟咀水文站年最大洪峰与相应的洪量样本为例, 择优选用 Gumbel-Hougaard copula 计算洪水峰量联合分布的“或”重现期、“且”重现期, Kendall 重现期和生存 Kendall 重现期及其最可能的设计洪水值。对比不同的洪水重现期发现: ① 相对于“或”联合重现期, Kendall 重现期能更准确地反映洪水峰量联合分布的风险率; ② 相对于“且”联合重现期, 生存 Kendall 重现期可更准确地反映洪水峰量同时超阈值的风险率; ③ 按目前有关规范设计要求的单变量洪水要素设计值已达安全标准, 按两变量“或”重现期和两变量洪水同频率设计值推算的洪水设计值偏高, 以最大可能概率推算的两变量洪水要素的 Kendall 重现期和生存 Kendall 重现期设计值可为防洪工程安全与风险管理提供新的选择。

**关键词:** 洪水风险评估; “或”重现期; “且”重现期; Kendall 重现期; 生存 Kendall 重现期

**中图分类号:** X522   **文献标志码:** A   **文章编号:** 0529-6579 (2018) 01-0130-06

## Comparative analysis on four recurrence levels of joint distribution of flood peak discharge and volume

CHEN Zhishen<sup>1</sup>, LIU Zhanming<sup>2</sup>, ZHAO Qing<sup>3</sup>

(1. School of Geography and Planning, Sun Yat-sen University, Guangzhou 510275, China;

2. Faculty of Science and Technology, Foshan University, Foshan 528000, China;

3. Water Conservancy Institute of Nan Zone, Zhongshan 528455, China)

**Abstract:** This article comparatively analyzed the four designed flood recurrence levels of bivariate flood joint distribution of flood peak discharges and flood volumes by using Archimedean copulas function, Kendall distribution function and survival Kendall distribution function. The annual maximum flood peak discharges and the corresponding flood volumes of Qilinzui hydrometric station at Zengjiang River as an example, the ‘OR’ primary return periods, ‘AND’ primary return periods, Kendall return periods and survival Kendall return periods of bivariate flood joint distribution and the most likely design flood quantiles were computed by using the optimally fitted Gumbel-Hougaard copula. The main conclusions of this study can be summarized as follows: comparing the different specific flood return periods, the Kendall return periods can be more accurately reflect the flood risks relative to ‘OR’ primary return periods; while the survival Kendall return period can be more accurately reflect the flood risks when two variables for flood were supercritical at the same time with respect to ‘AND’ primary return periods. The univariate

\* 收稿日期: 2017-04-26

基金项目: 国家自然科学基金 (41371498)

作者简介: 陈子燊 (1952 年生), 男; 研究方向: 工程水文与极端水文气象事件的风险研究; E-mail: eesczs@mail.sysu.edu.cn

flood design value has reached safety standards according to the relevant specifications of the current design requirements. The estimated flood design quantiles of the ‘OR’ primary return periods and two variables with the same frequency were obviously higher than the single variable floods. The most-likely design realizations of the Kendall return periods and the survival Kendall return periods can serve as a new selection for flood control projects safety and risk management.

**Key words:** flood risk assessment; ‘OR’ return period; ‘AND’ return period; Kendall return period; survival Kendall return period

政府间气候变化专门委员会 (IPCC) 第 5 次评估报告预测气候变化会增大包括洪涝在内的各种水文极端事件发生的概率, 此对江河堤围和水库大坝等水利工程设施将造成严重威胁。如何评估变化环境下水文极端事件的风险并提出相应的设计标准是应对洪涝灾害的重要科学与工程应用问题。洪水过程是由洪峰流量、洪水总量和洪水历时等多个特征要素有机组成的一个整体, 至今对多变量洪水频率分析已经有较多的研究<sup>[1-5]</sup>, 文献 [6] 对此作了述评。李天元等<sup>[7]</sup>认为目前大多数研究还限于在构建多变量洪水联合分布的基础上进行联合重现期和条件概率的分析。郭生练等<sup>[8]</sup>进一步指出, 对于给定的重现期水平, 存在无穷多种满足防洪标准的洪峰、洪水总量组合, 如何合理地选择设计值是关键问题, 如何在多变量框架下进行洪水联合设计值估算和风险评估仍然是一个有争议的问题, 应加强这方面的研究。

至今, “或”和“且”重现期是最常用的两种多变量重现期定义方法, 但在安全与危险事件的判定上两者都存在着较大局限性<sup>[9]</sup>。Salvadori 等<sup>[10]</sup>针对“或”重现期的不足提出了划分安全与危险临界域的新多变量重现期——Kendall 重现期 (Kendall return periods, KRP。又称二次重现期, secondary return periods), 其相关原理已在海岸工程设计研究中得到了初步应用<sup>[11-12]</sup>。随后, 进一步针对“且”重现期的不足, 基于生存 Kendall 分布函数, 提出了划分安全与危险的临界域的新多变量重现期——生存 Kendall 重现期 (survival Kendall return periods, SKRP)<sup>[13]</sup>。本文拟通过实例对比分析“或”首次重现期和二次重现期的联合设计水平、“且”首次重现期和生存 Kendall 重现期的联合设计水平之间的差异, 希冀有助于深化对洪水风险的认识, 为防洪设计标准提供新的参考。

## 1 理论与方法

### 1.1 Copula 函数与首次重现期

根据 Sklar 定理, 若  $F(\cdot)$  是一个二维随机变

量  $(X, Y)$  的累积分布函数, 其边缘分布函数是连续函数  $u = F_X(x), v = F_Y(y)$ , 则有唯一的 Copula 函数  $C$  使得:

$$F(x, y) = P(X \leq x, Y \leq y) = C(F_X(x), F_Y(y)) = C(u, v) \quad (1)$$

采用算符 “ $\vee$ ” 定义 “或” 极端事件  $E_{XY}^{\vee} : E_{XY}^{\vee} = \{X > x \vee Y > y\}$ ; 以 “ $\wedge$ ” 定义 “且” 极端事件  $E_{XY}^{\wedge} : E_{XY}^{\wedge} = \{X > x \wedge Y > y\}$ , 则极端事件  $E_{XY}^{\vee}$  的 “或” 联合分布重现期为:

$$T_{\text{OR}} = \frac{1}{P(X > x \vee Y > y)} = \frac{1}{1 - C(F_X(x), F_Y(y))} \quad (2)$$

极端事件  $E_{XY}^{\wedge}$  的 “且” 联合分布重现期为:

$$T_{\text{AND}} = \frac{1}{P(X \geq x \wedge Y \geq y)} = \frac{1}{1 - F_X(x) - F_Y(y) + C(F_X(x), F_Y(y))} \quad (3)$$

“或” 重现期和 “且” 重现期也统称为首次重现期 (primary return periods)。

### 1.2 Kendall 分布函数与 Kendall 重现期

从首次重现期可知, 不同的  $u, v$  组合只要其出现累积概率 (记为  $t$ ) 相同都可产生相同的首次重现期。针对 “或” 首次重现期定义的安全域/危险域存在误判的问题, Salvadori 等<sup>[10]</sup>利用 Nelsen<sup>[14]</sup>定义的 Kendall 分布函数划分出亚临界 (安全域)、临界 (警戒事件) 和超临界 (危险域) 3 种情景。通过判定累积概率是否小于或等于某临界概率  $t$ , 将多维的极值事件投射为一维分布。则基于 Copula 函数累积概率为  $t$  的  $(u, v)$  组合值, Kendall 分布函数  $K_C$  为<sup>[15]</sup>:

$$K_C(t) = t - \varphi(t)/\varphi'(t), 0 < t \leq 1 \quad (4)$$

式中,  $\varphi'(t)$  为  $\varphi(t)$  的右导数。由 Kendall 分布函数确定的重现期即 Kendall 重现期为:

$$T_K(x, y) = \frac{1}{1 - K_C(t)} \quad (5)$$

### 1.3 生存 Kendall 函数与生存 Kendall 重现期

对于 “且” 首次重现期存在的低风险防御标

准, 危险事件在更高风险的防御标准中可被视为安全事件的矛盾, Salvadori 等<sup>[13]</sup> 设极端事件  $E_{xy}^{\wedge}$  的“AND”联合重现期的危险率为  $\bar{F}(x, y) = \hat{C}[\bar{F}(x), \bar{F}(y)]$ , 记  $\hat{C}$  为生存 Copula 函数。其中, 单变量生存函数  $\bar{F}(x) = 1 - F(x)$ ,  $\bar{F}(y) = 1 - F(y)$ 。以  $\bar{F}(x, y) = t$  作为临界标准, 则所有满足  $\bar{F}(x, y) = t$  的  $(x, y)$  组合值形成的曲线  $L_t$  将二维实数空间划分成了 3 部分: ①  $\bar{R}_t^< = \{(x, y) \in \mathbf{R}^2, \bar{F}(x, y) < t\}$ , 为超临界区, 属于危险域; ②  $L_t$  为生存临界线, 或危险警戒线; ③  $\bar{R}_t^> = \{(x, y) \in \mathbf{R}^2, \bar{F}(x, y) > t\}$ , 为亚临界区, 属于安全域。显然,  $\bar{F}(x, y)$  越小意味着事件越危险, 若以临界线  $L_t$  作为危险警戒线, 任何落入  $\bar{R}_t^<$  内的  $(x, y)$  组合事件都应视为危险事件, 即  $\bar{R}_t^<$  为危险域, 落入  $L_t$  和  $\bar{R}_t^>$  内的  $(x, y)$  组合事件则视为安全事件。 $(x, y)$  落入  $\bar{R}_t^<$  的概率可通过生存 Kendall 函数  $\bar{K}_C(t)$  计算:

$$P[\bar{F}(x, y) < t] = 1 - \bar{K}_C(t) \quad (6)$$

定义  $T_{SK}$  为生存 Kendall 重现期 (survival Kendall return period, SKRP):

$$T_{SK} = \frac{1}{1 - \bar{K}_C(t)} \quad (7)$$

由此, 相同 SKRP 下的任意  $(x, y)$  组合都具有相同的安全与危险域, 相比于“且”重现期, SKRP 的定义更严谨。生存 Kendall 函数  $\bar{K}_C$  的数值计算原理可参见文献 [10]。

### 1.3 联合分布设计值

多变量联合分布同一个重现期可以有不同的分位数组合与之对应, 这些分位数组合无法通过概率分布的反函数直接计算。具有相同重现期  $T_p$

( $C(u, v) = p$ ) 的分位数组合构成了一个二维点集 (等曲线), 设计分位数组合必然存在一个使联合概率密度  $f(u, v)$  达到最大值的组合  $(u_m, v_m)$ , 即该组合出现的可能性最大。因此, 在设定重现期条件下出现最大可能组合的设计值可作为工程设计与风险管控标准的合理选择。

$$(u_m, v_m) = \arg \max_{(u, v) \in S_p^Y} f(u, v) \quad (8)$$

$$f(u, v) = c(u, v)f(u)f(v) \quad (9)$$

式中,  $c$  为二维 Copula 的概率密度函数。

## 2 示例研究

### 2.1 基本数据

位于珠江三角洲河口区的增江是珠江流域三大干流之一东江的一级支流, 河流全长 203 km, 流域面积约 3 160 km<sup>2</sup>。1954 年设立的麒麟咀水文站是增江流量控制站和国家重要水文站, 距河口距离 33 km, 集水面积 2 866 km<sup>2</sup>。本研究采用麒麟咀水文站 1954–2011 年共 58 a 的逐日流量数据, 按年最大值提取此水文站历年洪水的洪峰流量  $Q$  与同场洪水总量  $W$  作为研究样本。

### 2.2 边缘分布与联合分布

采用水文频率分析中常用的 3 种三参数概率分布: 皮尔逊三型分布 (P-III)、广义极值分布 (GEV)、对数正态分布 (GNO) 分别拟合洪峰流量、洪水总量和洪峰水位样本。参数估计使用线性矩 (L-矩) 方法。经验频率分布使用 Gringorten 公式。拟合结果采用均方根误差 (RMSE)、和概率点据相关系数 (PPCC) 检验其拟合优度。如表 1 所示, 洪峰流量序列选用 GEV 分布, 洪量序列选用 P-III 分布。

表 1 洪峰和洪量的概率分布参数与拟合优度检验值

Table 1 The parameters of the marginal distribution and the values of goodness of fit test

样本	边缘分布	位置参数	尺度参数	形态参数	RMSE	PPCC
$Q / (\text{m}^3 \cdot \text{s}^{-1})$	GNO	1 338.547	671.058	-0.310	96.425	0.991
	GEV	1 124.902	584.124	0.030	95.420	0.991
	P-III	-118.711	4.756	0.003	103.725	0.990
$W / (10^6 \text{ m}^3)$	GNO	384.079	303.269	-0.532	59.448	0.986
	GEV	295.199	242.811	-0.129	56.318	0.987
	P-III	-6.283	1.688	0.004	49.053	0.990

洪峰  $Q$  和洪量  $W$  的 Kendall 相关系数为 0.565。采用相关性指标法计算  $Q$ - $W$  联合分布的 Gumbel-Hougaard copula、Frank copula、A-M-H copula 和 Clayton copula 的参数  $\theta$  及相应的 AIC 和

OLS 值, 计算结果见表 2。以 OLS 和 AIC 值最小, 拟合度最高的二维 Gumbel-Hougaard copula 构建的洪水峰量联合分布的 Copula 模式如下:

$$C(F_Q(q), F_W(w)) = \exp \left\{ - \left[ (-\ln F_Q(q))^{2.299} + (-\ln F_W(w))^{2.299} \right]^{1/2.299} \right\} \quad (10)$$

表 2 洪水峰量联合分布的参数估计与拟合优度评价结果

Table 2 Results of parameter estimation and goodness-of-fit tests for four Copulas

Archimedean Copula	$\theta$	OLS	AIC
Clayton	2.598	0.031	-173
A-M-H	0.990	0.047	-152
Gumbel-Hougaard	2.299	0.025	-183
Frank	7.055	0.028	-178

### 2.3 条件概率分布

分析某特定洪峰流量条件下，出现洪水总量的概率分布。当给定  $Q \geq q$  时， $W \geq w$  的条件概率为：

$$P(W \geq w | Q \geq q) = \frac{P(W \geq w, Q \geq q)}{P(Q \geq q)} = \frac{1 - F_W(w) - F_Q(q) + F(q, w)}{1 - F_Q(q)} \quad (11)$$

条件重现期为：

$$T_{W \geq w | Q \geq q} = \frac{1}{1 - F_W(w)} \cdot \frac{1}{1 - F_W(w) - F_Q(q) + F(q, w)} \quad (12)$$

从表 3 可看出：① 当麒麟咀洪峰流量大于等于某一特定频率设计值时，洪水总量出现大于等于该频率设计值的条件概率随着超值概率的减小而减小，以  $Q$  出现大于等于概率  $P_{1\%}$  时的设计洪峰流量  $Q = 3\ 635\ \text{m}^3/\text{s}$  为例，洪水总量出现大于等于  $P_{10\%}$ 、 $P_{5\%}$ 、 $P_{2\%}$ 、 $P_{1\%}$ 、 $P_{0.5\%}$  和  $P_{0.2\%}$  的条件概率分别为 0.981、0.950、0.836、0.651、0.417 和 0.189，其相应的条件重现期为：1.0、1.1、1.2、1.5、2.4 和 5.3 a。② 反之，洪量大于等于某一特定频率设计值时，洪峰流量出现大于等于该频率设计值的条件概率随着超值概率的减小而增大。如，百年一遇的设计洪量  $W = 1\ 702 \times 10^6\ \text{m}^3$ ，其与洪峰流量的遭遇随超值概率的减小而增大，洪峰流量出现大于等于  $P_{10\%}$ 、 $P_{5\%}$ 、 $P_{2\%}$ 、 $P_{1\%}$ 、 $P_{0.5\%}$  和  $P_{0.2\%}$  的条件概率分别为 0.098、0.190、0.418、0.651、0.834、0.947，其相应的条件重现期为：10.2、5.3、2.4、1.5、1.2 和 1.1 a。此外，洪水峰量同频率遭遇的概率超过 64.9%，表明二者遭遇的概率非常高。上述分析表明，可能存在着满足多种防洪标准的洪水峰量组合，需要合理地推算其

设计值。

表 3  $Q$ - $W$  洪水组合条件概率

Table 3 Conditional probabilities of  $Q$ - $W$

	$P(W \geq w   Q \geq q)$ 或 $P(Q \geq q   W \geq w)$					
$W / Q$	2 396	2 785	3 276	3 635	3 985	4 436
960	0.672	0.851	0.954	0.981	0.992	0.998
1 189	0.425	0.660	0.880	0.950	0.980	0.994
1 483	0.191	0.352	0.653	0.836	0.931	0.979
1 702	0.098	0.190	0.418	0.651	0.834	0.947
1 918	0.050	0.098	0.233	0.417	0.649	0.873
2 200	0.020	0.040	0.098	0.189	0.349	0.649

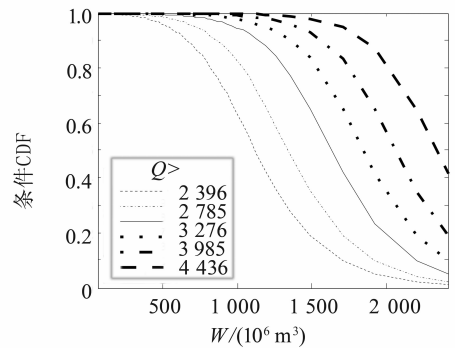


图 1  $P(W \geq w | Q \geq q)$  条件概率分布图

Fig. 1 Diagram of conditional probability distributions of joint distribution between flood discharges and volumes

### 2.4 联合分布重现期和危险率

设定重现期标准下洪水峰量组合的四种重现期及其超值累积概率的计算结果见表 4。由式 (2)、(3) 和 (5) 以及  $C$  的非递减性可知，对于设定的某一重现期  $T$ ，“或”重现期和 kendall 重现期之间的关系<sup>[13,15]</sup>为： $T_{OR} < T_K$ ，由式 (7) 和  $\hat{C}$  的递增性可知，“且”重现期和生存重现期之间的关系为： $T_{AND} > T_{SK}$ 。重现期大则危险率小，反之则危险率大。由表 4 可见，对于设定的重现期，“或”重现期最小且小于设定的重现期标准，以洪水峰量任一要素超标可能致灾的“或”重现期为标准的危险率最大，“且”重现期最大且大于设定的重现期标准，按洪水峰量同时超标的“且”重现期设计防洪工程时出现的危险率最小。由上述可知，“或”首次重现期和“且”首次重现期都存在确定危险率不准确的问题，如按此两种首次重现期标准设计防洪工程将存在高估或低估风险。从安全角度考虑，对洪水峰量任一要素超标致灾的重现期标准宜

采用大于“或”重现期的 Kendall 重现期更合理,对洪水峰量同时超标致灾的重现期标准宜采用小于“且”重现期的生存 Kendall 重现期更合理。以麒麟咀测站为例,预定重现期为 100 a 的防洪标准,洪水峰量任一要素超标致灾宜采用 131 a 的 Kendall 重现期标准,洪水峰量同时超标致灾宜采用 1997 年的生存 Kendall 重现期标准。如以增江麒麟咀水

文站的典型年 1959 年出现最大洪峰流量  $Q=4\ 020\ \text{m}^3/\text{s}$  (重现期为 214.5 a) 和相应洪水总量  $W=1\ 445 \times 10^6\ \text{m}^3$  (重现期为 44.3 a) 为例,二者组合的“或”重现期、“且”重现期、Kendall 重现期和生存 Kendall 重现期分别为 43.9、226.8、76.9 和 126.6 a, 同样符合理论关系。

表 4 洪水峰量联合分布的重现期及其危险率

Table 4 Comparison of return periods and hazard rates for different combination of bivariate flood characteristics

$T/a$	$P/\%$	$T_{\text{OR}}/a$	$P/\%$	$T_{\text{AND}}/a$	$P/\%$	$T_K/a$	$P/\%$	$T_{\text{SK}}/a$	$P/\%$
500	0.002	370.0	0.002 7	770.9	0.001 3	654.1	0.001 5	416.7	0.002 4
200	0.005	148.1	0.006 8	308.0	0.003 2	261.4	0.003 8	188.7	0.005 3
100	0.01	74.1	0.013 5	153.7	0.006 5	130.5	0.007 7	97.1	0.010 3
50	0.02	37.1	0.026 9	76.6	0.013 1	65.0	0.015 4	48.8	0.020 5
20	0.05	14.9	0.067 0	30.3	0.033 0	25.7	0.038 9	18.4	0.054 4
10	0.10	7.5	0.132 8	14.9	0.067 2	12.7	0.079 0	9.0	0.111 3

## 2.5 洪水设计值

按设定重现期 (500、200、100、50、20 和 10 a) 推算麒麟咀测站的洪峰流量和洪水总量单变量设计值,以出现概率最大的原理推算洪水峰量联合分布的“或”重现期、“且”重现期、Kendall 重现期和生存 Kendall 重现期设计值列于表 5。结果显示,对于设定的 10 ~ 500 a 重现期,按 Kendall 重现期推算的设计洪峰流量和设计洪水总量分别小于“或”重现期设计值和边缘分布设计值,按 Kendall 重现期推算的洪峰流量和设计洪水总量设计值和相应边缘分布设计值的相对误差分别为 -2.8% ~ -5.4% 和 -3.8% ~ -8.1%; 推算的生存 Kendall 重现期设计洪峰流量和设计洪水总量分

别大于“且”重现期设计洪水值和边缘分布设计值,生存 Kendall 重现期设计洪水值和相应的边缘分布设计值二者的相对误差分别为 2.4% ~ 3.8% 和 0.3% ~ 4.8%。这一结果也表明,按目前有关规范设计要求的单变量洪水要素设计值已达到设计洪水安全标准,按洪水峰量联合分布的“或”重现期推算的洪水设计值存在高估问题,导致投入费用偏大,按洪水峰量联合分布“且”重现期推算的洪水设计值存在低估问题,可能增大防洪工程损毁风险。按洪水峰量联合分布的 Kendall 重现期或生存 Kendall 重现期推算的洪水设计值可为防洪工程安全与设计标准提供更坚实的理论依据。为了比较,进一步推算洪峰—洪量同频率分布设计值<sup>[16]</sup>:

表 5 不同重现期下洪峰流量与洪水总量的设计值

Table 5 Design values of flood discharges and flood volumes at different return periods

设计重现 期/a	边缘分布 设计值		“或”重现期 设计值		“且”重现期 设计值		Kendall 重现期 设计值		生存 Kendall 重现期设计值		同频率设计值	
	$Q/$ ( $\text{m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$ )	$W/$ ( $10^6\ \text{m}^3$ )	$Q_{\text{OR}}/$ ( $\text{m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$ )	$W_{\text{OR}}/$ ( $10^6\ \text{m}^3$ )	$Q_{\text{AND}}/$ ( $\text{m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$ )	$W_{\text{AND}}/$ ( $10^6\ \text{m}^3$ )	$Q_K/$ ( $\text{m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$ )	$W_K/$ ( $10^6\ \text{m}^3$ )	$Q_{\text{SK}}/$ ( $\text{m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$ )	$W_{\text{SK}}/$ ( $10^6\ \text{m}^3$ )	$Q/$ ( $\text{m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$ )	$W/$ ( $10^6\ \text{m}^3$ )
500	4 436	2 200	4 588	2 288	4 206	2 050	4 310	2 118	4 544	2 240	4 582	2 293
200	3 985	1 918	4 135	2 011	3 768	1 772	3 848	1 832	4 072	1 958	4 135	2 011
100	3 635	1 702	3 788	1 795	3 425	1 554	3 497	1 616	3 739	1 760	3 787	1 796
50	3 276	1 483	3 433	1 577	3 050	1 346	3 141	1 401	3 319	1 505	3 432	1 578
20	2 785	1 189	2 946	1 284	2 562	1 053	2 650	1 107	2 808	1 193	2 945	1 284
10	2 396	960	2 561	1 055	2 177	828	2 266	882	2 486	1 006	2 560	1 056

$$u_1 = u_2 = [1 - (1/T_{u_1, u_2})]^\alpha;$$

$$Q = F^{-1}(u_1); W = F^{-1}(u_2) \quad (13)$$

式中,  $\alpha = 2^{-1/\theta}$ ;  $T_{u_1, u_2}$  为“或”重现期;  $F_{u_i}^{-1}(u_i)$  为边缘分布函数的反函数。如表 5 所示, 洪水峰量联合分布的同频率设计值十分接近于按联合概率密度最大值推算的“或”重现期设计值。因此, 洪水峰量联合分布的“或”重现期推算的洪水设计值存在高估问题。换言之, 使用洪水峰量联合分布同频率分布设计值作为防洪安全标准偏高, 而通常采用的同频率防洪标准假定存在合理性问题。

### 3 结 论

本文对比分析了增江流域麒麟咀断面洪峰洪量之间的二维联合分布及其 4 种重现水平, 有以下结论:

1) 对于预设的重现期, 相对于“或”联合重现期, Kendall 重现期可更准确地识别单个超临界区域的风险率; 相对于“且”联合重现期, 生存 Kendall 重现期可更好地描述洪峰洪量同时超阈值情况下的风险率。

2) 按目前有关规范设计要求的单变量洪水要素设计值基本达到设计标准, 按洪峰洪量“或”重现期和同频率推算的设计洪水分位数偏高, 工程费用偏大, 采用 Kendall 重现期和生存 Kendall 重现期推算的设计洪水值可为防洪工程风险管理与设计提供新的选择与参考。

### 参考文献:

[1] 冯平, 毛慧慧, 王勇. 多变量情况下的水文频率分析方法及其应用[J]. 水利学报, 2009, 40(1): 33-37.  
FENG Ping, MAO Huihui, WANG Yong. Method for hydrological reoccurrence frequency analysis under the condition of multivariate[J]. Journal of Hydraulic Engineering, 2009, 40(1): 33-37.

[2] ZHANG L, SINGH V P. Bivariate flood frequency analysis using the copula method [J]. Journal of Hydrologic Engineering, 2006, 11(2): 150-164.

[3] 熊立华, 郭生练, 肖义, 等. Copula 联结函数在多变量水文频率分析中的应用[J]. 武汉大学学报(工学版), 2005, 38(6): 16-19.  
XIONG Lihua, GUO Shenglian, XIAO Yi, et al. Application of Copulas to multivariate hydrological frequency analysis[J]. Engineering Journal of Wuhan University, 2005, 38(6): 16-19.

[3] 方彬, 郭生练, 肖义, 等. 年最大洪水两变量联合分布研究[J]. 水科学进展, 2008, 19(4): 505-511.  
FANG Bing, GUO Shenglian, XIAO Yi, et al. Annual maximum flood occurrence dates and magnitudes frequency analysis based on bivariate joint distribution[J]. Advances in Water Science, 2008, 19(4): 505-511.

[5] 陈子燊, 黄强, 刘曾美. 基于非对称 Archimedean copula 与 kendall 分布函数的三变量洪水风险评估[J].

水科学进展, 2016, 27(5): 763-771.

CHEN Zhisheng, HUANG Qiang, LIU Zengmei. Risk assessment of trivariate floods based on asymmetric copula and kendall distribution function[J]. Advances in Water Science, 2016, 27(5): 763-771.

- [6] 郭生练, 闫宝伟, 肖义, 等. Copula 函数在多变量水文分析计算中的应用及研究进展[J]. 水文, 2008, 28(3): 1-7.  
GUO Shenglian, YAN Baowei, XIAO Yi, et al. Multivariate hydrological analysis and estimation [J]. Journal of China Hydrology, 2008, 28(3): 1-7.
- [7] 李天元, 郭生练, 刘章君, 等. 基于峰量联合分布推求设计洪水[J]. 水利学报, 2014, 45(3): 269-276.  
LI Tianyuan, GUO Shenglian, LIU Zhangjun, et al. Design flood estimation based on bivariate joint distribution of flood peak and volume [J]. Journal of Hydrologic Engineering, 2014, 45(3): 269-276.
- [8] 郭生练, 刘章君, 熊立华. 设计洪水计算方法研究进展与评价[J]. 水利学报, 2016, 47(3): 302-314.  
GUO Shenlian, LIU Zhangjun, XIONG Lihua. Advances and assessment on design flood estimation methods [J]. Journal of Hydraulic Engineering, 2016, 47(3): 302-314.
- [9] SALVADORI G, de MICHELE C. Frequency analysis via copulas: theoretical aspects and applications to hydrological events [J]. Water Resources Research, 2004, 40(12): 229-244.
- [10] SALVADORI G, MICHELE D C, DURANTE F. On the return period and design in a multivariate framework [J]. Hydrology and Earth System Sciences, 2011, 15: 3293-3305.
- [11] CORBELLA S, STRETCH D D. Multivariate return periods of sea storms for coastal erosion risk assessment [J]. Natural Hazards and Earth System Sciences, 2012, 12: 2699-2708.
- [12] SALVADORI G, TOMASICCHIO G R, ALESSANDRO F D. Multivariate approach to design coastal and off-shore structures [J]. Journal of Coastal Research, 2013, 65: 386-391.
- [13] SALVADORI G, DURANTE F, de MICHELE C. Multivariate return period calculation via survival functions [J]. Water Resources Research, 2013, 49: 2308-2311.
- [14] NELSEN R B. An introduction to copulas (springer series in statistics) [M]. New York: Springer, 2006: 216.
- [15] GRALER B, VANDENBERG M J, VANDENBERGHE S, et al. Multivariate return periods in hydrology: a critical and practical review focusing on synthetic design hydrograph estimation [J]. Hydrology and Earth System Sciences, 2013, 17(4): 1281-1296.
- [16] 肖义, 郭生练, 刘攀, 等. 分期设计洪水频率与防洪标准关系研究[J]. 水科学进展, 2008, 19(1): 54-60.  
XIAO Yi, GUO Shenlian, LIU Pan, et al. Seasonal flood frequency analysis and flood prevention standard [J]. Advances in Water Science, 2008, 19(1): 54-60.