

玛纳斯河不同峰量组合下的融雪洪水风险分析

何朝飞¹, 王晓云², 陈伏龙¹, 唐豪¹, 龙爱华^{1,3}

(1. 石河子大学水利建筑工程学院, 新疆 石河子 832000; 2. 中水北方勘测设计研究有限责任公司, 天津 300222;
3. 中国水利水电科学研究院流域水循环模拟与调控国家重点实验室, 北京 100038)

摘要:以玛纳斯河肯斯瓦特出山水文站控制流域为研究区,考虑变异条件下的频率结构特征,基于 Copula 函数建立洪水峰量联合分布,推求各峰量相互作用下的风险概率,构建了风险评估模型。结果表明:混合分布能较好地反映变异条件下的洪水变量频率分布;基于 Gumbel Copula 函数建立的峰量联合分布能很好地描述洪水组合特性。在玛纳斯河 500 年一遇峰量两变量防洪设计标准下,联合风险与同现风险均达到最小值,洪水发生概率较低,因此选择频率较为接近的峰量设计标准,既能保证洪水发生的低风险概率,又符合工程险情的实际需要。

关键词:融雪洪水; 风险分析; 非一致性; 混合分布; 联合概率分布; Copula 函数; 玛纳斯河

中图分类号:TV122 **文献标志码:**A **文章编号:**1006-7647(2023)01-0015-07

Risk analysis of snowmelt flood under different combination of flood peaks and flood volumes in Manas River//HE Chaofei¹, WANG Xiaoyun², CHEN Fulong¹, TANG Hao¹, LONG Aihua^{1,3}(1. College of Water Conservancy & Architectural Engineering, Shihezi University, Shihezi 832000, China; 2. China Water Resources Beifang Investigation, Design and Research Co., Ltd., Tianjin 300222, China; 3. State Key Laboratory of Simulation and Regulation of Water Cycle in River Basin, China Institute of Water Resources and Hydropower Research, Beijing 100038, China)

Abstract: Taking the control basin of the Kenswat hydrological station of the Manas River as the study area, considering the frequency structure characteristics under variation conditions, the joint distribution of flood peaks and flood volumes was established based on Copula function, and the risk probability under the interaction between each flood peak and flood volume was calculated to build the risk assessment model. The results show that the mixed distribution can better reflect the frequency distribution of flood variables under the condition of variation. The flood combination characteristics can be well described by the joint distribution of flood peak and flood volume based on Gumbel Copula function. Under the 500-year flood control design standard of the Manas River flood peak and flood volume, the joint risk and co-occurrence risk both reach the minimum value, and the probability of flood occurrence is low. Therefore, the design standard of flood peak and flood volume with relatively close frequency can not only ensure the low risk rate of flood occurrence, but also meet the actual needs of project hazards.

Key words: snowmelt flood; risk analysis; inconsistency; mixed distribution; joint probability distribution; Copula function; Manas River

融雪洪水作为西北干旱区一种典型的自然灾害事件,严重危害了人们的人身财产安全,如何控制洪水的发生并有效降低财产损失是灾害风险研究的重点。在随机性洪水事件中,频率分析是评估其风险的有效手段。近年来,随着全球气候变化及人类活动的影响,洪水序列的随机独立同分布假设面临极大的挑战^[1]。如果直接利用实测洪水资料进行分布拟合会大大降低其结果的可靠性,因此必须进行序列变异诊断,并对已经发生变异的洪水序列进行

一致性处理^[2]。随着水文频率分析研究的不断深入,非一致性频率分析方法及基于 Copula 函数的多变量组合分析方法得到了很好的应用研究。目前水文非一致性频率分析方法主要从两个角度进行,一是基于水文序列还原、还现的间接分析方法,即将水文序列修正到过去或现在的状态;二是非平稳极值序列的直接分析^[3-4]。Singh 等^[5]针对洪水序列的非一致性问题首次提出了混合分布模型,并有效应用于非一致

性洪水序列频率分析中。该分布模型既能避免水文时间序列修正和分解等转化的烦琐步骤,又能克服人工适线法带来的较大误差,因此得到了较为广泛的应用^[6-9]。郑锦涛等^[10]在多种变异诊断方法的基础上,对玛纳斯河年径流量进行了混合分布模型和条件概率分布模型的频率分析,很好地描述了混合分布模型的拟合效果。

为解决单变量频率分析与风险评估方法不足以描述极端事件的失效概率和重现时间的问题^[11-12],陈晶等^[13]将 Copula 函数引入到水文学中,并阐述了其在构建水文多变量联合分布方面的相关问题;黄强等^[14]在多变量分布模型的基础上,提出了二次重现期概念,并分析探讨了“且”“或”以及二次重现期在洪水风险分析中的可靠性;高玉琴等^[15]在 G-H Copula 函数的基础上对比分析了洪水单变量风险概率及二维、三维变量联合风险概率,发现它们之间存在明显差异。但以上联合分布研究均建立在水文序列一致的基础上,缺少对于非一致性条件的必要考虑。

现阶段对于干旱区融雪洪水峰量组合风险规律的研究仅以单一变量为主要参考值,其结果往往较为片面,且在联合分析中缺乏对变量间组合的风险量化,风险指标过于单一,不能较全面地反映其设计水平值。因此,本文选取玛纳斯河流域出山口肯斯瓦特水文站 1957—2014 年逐日径流量,并根据该站融雪型洪水一日一峰的典型特点,建立年最大洪峰和年最大 1 d 洪量的设计频率分析样本,结合序列变异诊断结果,选用不同子序列频率分布构建的混合分布为联合分布模型的边际函数。由联合函数特性分析及数据结构特征,将 Gumbel Copula 函数作为联合函数进行建模,并以流域 500 年一遇设计防洪标准为例,多角度分析组合风险类型,以期对玛纳斯河流域防洪工程设计提供参考。

1 研究区概况

玛纳斯河发源于新疆天山北麓的依连哈比尔尕山,东西长 198.7 km,南北宽 260.8 km,流域总面积为 24 300 km²,平均气温为 4.7~5.7℃。流域地处中纬度欧亚大陆中心带(85°01'E~86°32'E,43°27'N~45°21'N),天山北麓,准噶尔盆地南部,具有明显的大陆性干旱气候特征。河流属于冰雪融水和雨水混合补给型,平均年径流总量约 12.99 亿 m³,其中海拔 3 600 m 以上终年积雪覆盖,平均雪线高度为 3 970 m,冰川面积多年维持在 608.25 km²左右,占玛纳斯河径流补给量的 35.3%^[16],是河流的主要补给源。本文研究对象为玛纳斯河肯斯瓦特水文站(85°57'E,43°58'N)控制流域(图 1),该水文站位于

玛纳斯河出山口处,是干支流汇合后的主要控制点,控制面积为 4 637 km²,它的建立为玛纳斯河流域融雪洪水观测及预报起到了重要的作用。

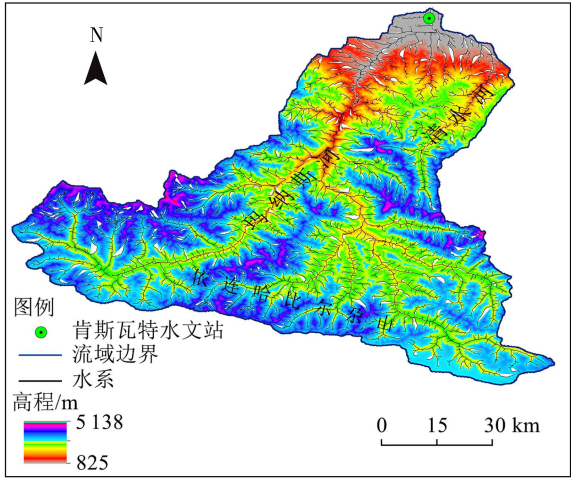


图 1 肯斯瓦特水文站控制区域

2 研究方法

2.1 累积距平法与滑动 t 检验

累积距平法是由曲线来直观判断时间序列变化趋势的方法^[17]。对于洪水时间序列,其某一要素洪水变量 x_i 与多年平均值 $\bar{x}$ 之差即为该要素的距平值,某一时刻 t' 的累积距平为

$$x_{t'} = \sum_{i=1}^{t'} (x_i - \bar{x}) \quad (t' = 1, 2, \dots, n) \quad (1)$$

由式(1)可得 n 个时刻的累积距平值,其中序列突变年为绝对值最大指标所对应的年份。

滑动 t 检验是根据两组样本平均值的差异是否显著来判断其突变情况^[18]。对于具有 n 个样本量的时间序列 X ,基于某一基准点前后两子序列 X_1 和 X_2 的样本分别为 n_1 和 n_2 ,则统计量为

$$t = \frac{\bar{X}_1 - \bar{X}_2}{S \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}} \quad (2)$$

其中

$$S = \sqrt{\frac{n_1 S_1^2 + n_2 S_2^2}{n_1 + n_2 - 2}}$$

式中: $\bar{X}_1$ 、 $\bar{X}_2$ 分别为两子序列的平均值; S_1^2 、 S_2^2 为序列方差。给定显著性水平 α ,当 $|t|$ 大于此显著性水平下的临界值时,两样本序列存在显著差异,即序列发生突变。

2.2 混合分布模型

混合分布模型可直接用于非一致性时间序列的频率分析。假设该水文时间序列是由若干个一致性子分布赋予一定的权重系数累加而成:

$$F(x) = \alpha_1 F_1(x) + \alpha_2 F_2(x) + \dots + \alpha_k F_k(x) \quad (3)$$

式中: $F_1(x)$ 、 $F_2(x)$ 、 $\cdots$ 、 $F_k(x)$ 为各子分布的累积分布函数; α_1 、 α_2 、 $\cdots$ 、 α_k 为各子分布的权重,且各权重之和为 1。

为保证模型参数估计的准确性,根据洪水形成机制,对洪水时间序列进行子序列的合理划分,使子序列的个数保持在最低限度,避免了模型的过度拟合。当非一致性融雪洪水特征时间序列 X 的样本容量为 n ,变异点为 τ 时,变异点之前的时间序列为 F_1 ,子序列服从概率密度函数为 $f_1(x)$ 的分布;变异点之后的时间序列为 F_2 ,子序列服从概率密度函数为 $f_2(x)$ 的分布;整体融雪洪水时间特征序列 X 服从概率密度函数为 $f(x)$ 的混合分布,其表达式为

$$f(x)=\alpha'f_1(x)+(1-\alpha')f_2(x)\tag{4}$$

式中 α' 、 $1-\alpha'$ 为两个一致性子序列的权重系数。

2.3 Copula 函数及尾部相关关系

近年来,随着水文研究工作的快速发展,多变量水文联合分析得到了深入的研究,其中,Copula 函数作为连接或耦合两个或多个独立变量的数学函数^[19],得以普遍的应用。将一个 k 元联合分布函数用多个边缘分布和一个 Copula 函数连接起来构建多维分布,依次用来描述变量间的相关关系。本文利用二元 Copula 函数建立模型,其表达式为

$$C(u,v)=\varphi^{-1}[\varphi(u)+\varphi(v)]\tag{5}$$

式中: u 、 v 分别为随机变量; φ 为连续、严格递减的凸函数,满足 $\varphi(0)=\infty$ 和 $\varphi(1)=0$; φ^{-1} 为 φ 的反函数,且满足 $\varphi^{-1}(\infty)=0$ 和 $\varphi^{-1}(0)=1$ 。

常见的单参数 Archimedean Copula 函数有 Clayton Copula、Frank Copula 和 Gumbel Copula。Clayton Copula 函数对变量分布的下尾部变化十分敏感,能够快速捕捉到其下尾的变化,Gumbel Copula 函数则对变量分布的上尾部变化十分敏感,能够快速捕捉到其上尾的变化。由于 Frank Copula 函数的密度函数具有对称性,无法捕捉随机变量间非对称的相关关系^[20],因此在洪水等极端事件中局限性较大。Archimedean 族系的双参数 Copula 函数可以同时刻画上尾和下尾的相关性,因此本文采用 Clayton Copula 和 Gumbel Copula 两种单参数 Copula 函数以及 BB1 Copula 和 BB5 Copula 两种双参数 Copula 函数^[21]进行分析。

2.4 组合分析计算

洪水的发生是由多种影响因素共同决定的,各变量间的相互作用也复杂多变。因此分析不同条件下的洪峰和洪量组合发生的概率,即峰量组合风险分析是极其有必要的。本文分别选取联合、同现、组合 3 种风险模型^[22-24],以多角度刻画不同量级峰量的风

险概率来评价洪水设计值,其风险概率模型见表 1。

表 1 风险概率模型

风险模型	风险概率	重现期
联合风险模型	$P(W_1>w_1\cup Q>q)=1-C(u,v)$	$\frac{1}{1-C(u,v)}$
同现风险模型	$P(W_1>w_1\cap Q>q)=1-u-v+C(u,v)$	$\frac{1}{1-u-v+C(u,v)}$
组合风险模型	$P(W_1>w_1\mid Q<q)=\frac{u-C(u,v)}{u}$	$\frac{u}{u-C(u,v)}$

表 1 中 Q 和 W_1 分别为年最大洪峰和年最大 1 d 洪量; q 和 w_1 分别为年最大洪峰和年最大 1 d 洪量的设计值; $u=F_Q(q)$ 为年最大洪峰边缘分布函数; $v=F_{W_1}(w_1)$ 为年最大 1 d 洪量边缘分布函数; $C(u,v)=C(F_Q(q),F_{W_1}(w_1))$ 为设计年最大洪峰和设计年最大 1 d 洪量的联合分布函数。 $P(W_1>w_1\cup Q>q)$ 为 Q 与 W_1 中至少有一个变量超过设定值的概率; $P(W_1>w_1\cap Q>q)$ 为 Q 与 W_1 两变量同时超过设计值的概率; $P(W_1>w_1\mid Q<q)$ 表示以“洪峰为主”设计工况中,当洪水不超过某一标准的设计洪峰值 q 时,所对应的 W_1 超过 w_1 的概率。该概率表明若以 q 和 w_1 为设计组合,即使洪水峰值没有超过设计标准,却仍有受灾的风险,将此概率称为组合风险概率。

3 结果与分析

3.1 洪水序列特征

1957—2014 年玛纳斯河肯斯瓦特水文站控制流域年最大洪峰和最大 1 d 洪量的累积距平曲线如图 2 所示,可以很直观地看出峰量都具有先下降后上升的变化趋势,并在 1993 年出现了较大的转折。

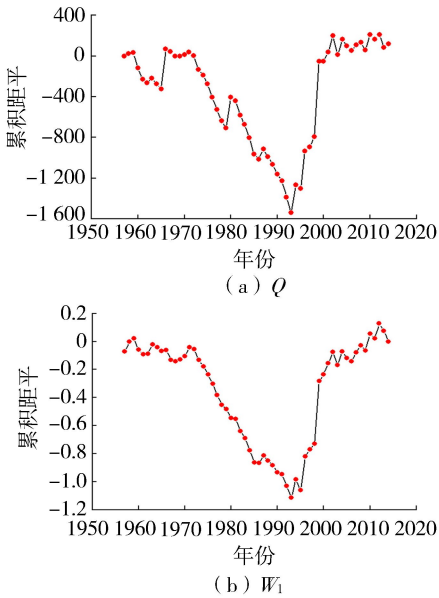


图 2 峰量累积距平变化

为了进一步确定洪水时间序列的突变年份,利用滑动 t 检验,取步长 $n_1=n_2=10$,显著性水平

$\alpha=0.01$,结果如图3所示,其中年最大洪峰在1992年和1993年发生突变,年最大1 d 洪量在1971—1975年、1992年和1993年发生突变。

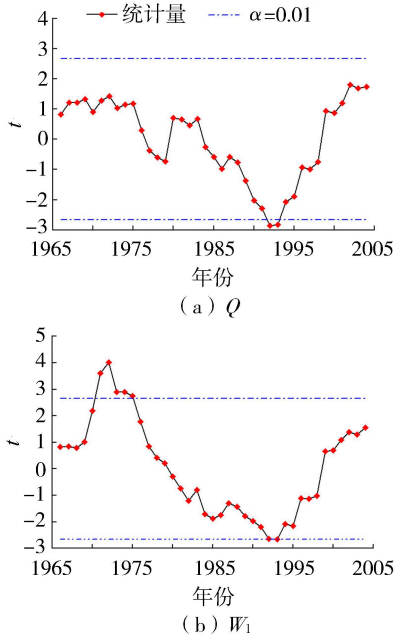


图3 滑动 t 检验统计量变化

IPCC 第五次评估报告显示,1980—2012 年全球气温升高了 0.85°C [25]。由于受冰川补给影响,从20 世纪70 年代至本世纪初,玛纳斯河流域冰川退缩面积为 159.02 km^2 。在1990 年前后,肯斯瓦特水文站控制流域内下垫面变化不大。因此,气温变化对玛纳斯河流域洪水时间序列变化产生了重要影响[26-27]。综合洪水特征分析以及滑动 t 检验,最终确定年最大洪峰序列和最大1 d 洪量序列的突变年份发生在1993 年,这与陈伏龙等[28]的研究结论一致,故将玛纳斯河肯斯瓦特控制流域洪水变化过程分为1957—1993 年和1994—2014 年两个阶段。

3.2 混合分布拟合

对于洪水变量的分布方式,本文分别就极端分布中的广义极值(generalized extreme value,GEV)分布,广义帕累托(generalized Pareto,GP)分布,对数逻辑斯谛克(log-logistic,LLG)分布和对数正态(log-normal,LOGNO)分布方式进行分析比较,其中前两个为三参数概率分布函数,后两个为两参数概率分布函数。分布函数参数采用最大似然法进行估计[29],并以 Kolmogorov-Smirnov[30] (K-S) 检验进行拟合优选。图4 为各分布函数拟合优度 D ,经比较,最大洪峰1957—1993 年和1994—2014 年两个子序列 Q_1 和 Q_2 分别采用 GEV 分布和 LLG 分布;年最大1 d 洪量1957—1993 年和1994—2014 年两个子序列 W_{1-1} 和 W_{1-2} 分别采用 GP 分布和 LLG 分布拟合。

对于混合分布模型,以频率离差绝对值和

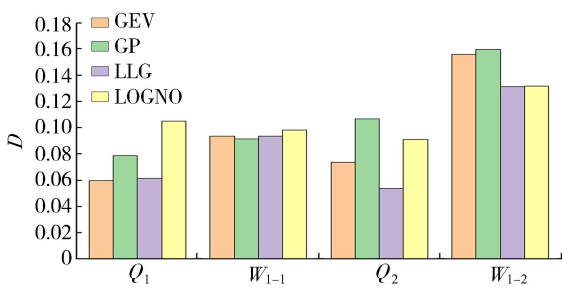


图4 各分布函数拟合优度

(ABS)最小为目标函数,采用模拟退火算法[6]对参数进行估计,其执行策略为:在矩法初步估计的基础上,给定一个最优初始点 X_0 开始探测整个解空间,通过扰动该解产生一个新解 X_N ,按照 Metropolis 准则判定是否接受新解,相应地降低控制温度,直到满足收敛准则,即没有新解产生或者控制参数小到一定程度[31]。表2 给出了混合分布模型的参数估计结果,根据式(3) 计算洪水时间序列混合分布理论频率。

表2 混合分布模型参数估计结果

分布类型	时间序列	系数	尺度参数	位置参数	形状参数
洪峰混合分布	Q_1	0.654 0	58.041	302.997	0.263
	Q_2	0.346 0	0.365	5.786	
年最大1 d 洪量混合分布	W_{1-1}	0.880 3	0.103	0.143	-0.008
	W_{1-2}	0.119 7	0.171	-1.566	

混合分布和未考虑其变异特性的整体时间序列的边缘分布函数的拟合曲线如图5 所示。就年最大洪峰而言,混合分布拟合曲线的上部与单一拟合函数 GEV 和 LLG 存在较大差异,但混合分布拟合曲线上部更贴近洪水实测值能较好地描述洪水时间序列;年最大1 d 洪量模拟中混合分布曲线的下部与

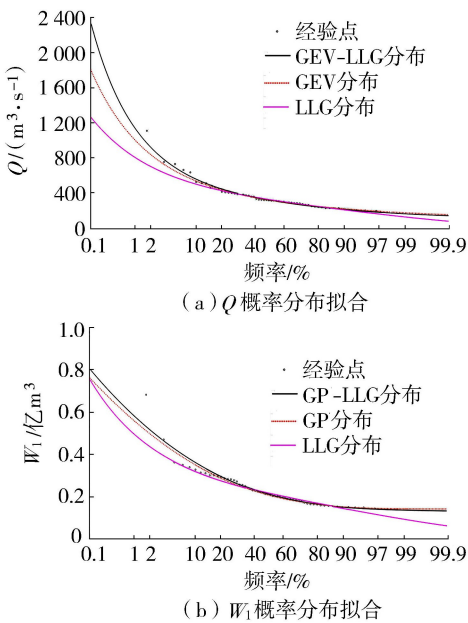


图5 边缘分布概率拟合

单一拟合函数 GP 为一致,而其上部分布存在一定的差异。同时拟合曲线中部单一 LLG 分布拟合曲线有更大概率通过洪水实测值,但对于洪水极端事件,线性上尾分布是设计洪水拟合效果更佳的选择。由于混合分布模型考虑了洪水序列的非一致性,采用两条不同分布的子序列进行拟合分布比传统单一分布经验点据拟合效果更好,且更好地保证了洪水设计的安全需求。通过采用 K-S 拟合优度检验,确定统计数据是否服从于 5% 显著性水平的拟合分布,得出年最大洪峰与年最大 1 d 洪量混合分布对应的 D 值分别为 0.054 和 0.062,均小于临界值 $D_{58,0.05} = 0.179$,即混合分布函数均满足假设检验,因此考虑变异情况下的混合分布拟合曲线是可行的。

3.3 联合分布及组合风险

考虑到变量间的相互依存关系,利用 Pearson 相关分析计算年最大洪峰和年最大 1 d 洪量的相关系数为 0.846,由此可见,玛纳斯河流域肯斯瓦特水文站控制流域的年最大洪峰和年最大 1 d 洪量存在着较强的正相关性。利用贝叶斯框架中的马尔可夫链蒙特卡罗 (Markov chain Monte Carlo, MCMC)^[32-33] 模拟来估计其参数值。同时采用 AIC、贝叶斯信息准则 (BIC) 和 Max-Likelihood (MAX-L) 方法对联合概率分布拟合优度进行检验,其结果见表 3。

表 3 Copula 函数参数估计及拟合优度

Copula 函数	函数参数值		拟合优度		
	θ_1	θ_2	AIC	BIC	MAX-L
Clayton Copula	10.873		-419.270	-417.210	210.635
Gumbel Copula	5.574		-433.963	-431.902	217.981
BB1 Copula	0.016	5.490	-431.961	-427.840	217.980
BB5 Copula	3.674	0.782	-432.104	-427.983	218.052

本文采用图形分析法直观地描述函数的拟合优劣程度。将理论联合概率值与经验联合概率值点绘到同一张图中,当点集越靠近 45°线,表明联合分布模型拟合较好。其中两变量经验联合概率分布计算公式为

$$F_{\text{emp}}(x,y) = P(X \leq x, Y \leq y) = \sum_{g=1}^n \sum_{k=1}^n n_{gk} - 0.44/(n + 0.12) \quad (6)$$

式中: F_{emp} 为联合经验概率; n_{gk} 为满足 $X \leq x, Y \leq y$ 的观测值,其中 g 和 k 分别为两实测数据从小到大排列后的序号; n 为系列长度。其概率散点 Q-Q 图见图 6。

Gumbel Copula 函数与两参数函数 BB1 Copula 和 BB5 Copula 的理论与联合概率点均落在 45°对角线附近,起到了较为满意的拟合效果;而 Clayton Copula 函数高频率概率点偏差较大,拟合效果并不理想(图 6)。由表 3 可以得出;Gumbel Copula 函数拟合年最大洪峰与年最大 1 d 洪量效果最好,其中

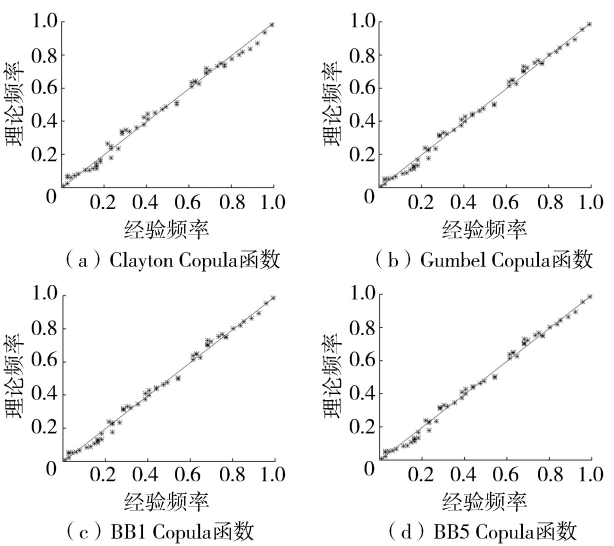


图 6 经验联合分布与理论联合分布 Q-Q 图

AIC 值为-433.963, BIC 值为-431.902,均为各函数最低,这与图形分析检验结果一致。因此,采用对变量分布上尾部变化较为敏感的 Gumbel Copula 函数进行联合是合理的。

分别取重现期 10 a、20 a、50 a、100 a 和 500 a 的年最大洪峰与年最大 1 d 洪量相互组合,并计算联合分布概率,根据表 1 风险概率模型计算其组合风险概率,以此确定任一重现期标准的设计洪峰和设计最大 1 d 洪量组合的风险情况。各量级洪峰和年最大 1 d 洪量组合的风险概率计算结果见表 4。

表 4 各量级峰量组合风险概率

年最大洪峰/ (m³·s⁻¹)	洪峰重 现期/a	年最大 1 d 洪量/亿 m³	洪量重 现期/a	联合风险 概率/%	同现风险 概率/%	组合风险 概率/%
565.882	10	0.369	10	10.89	8.45	1.57
565.882	10	0.436	20	9.51	4.99	0.05
565.882	10	0.525	50	9.47	2.06	0.00
565.882	10	0.592	100	9.47	1.05	0.00
565.882	10	0.748	500	9.47	0.21	0.00
698.963	20	0.369	10	9.91	5.06	5.07
698.963	20	0.436	20	5.72	4.41	0.65
698.963	20	0.525	50	5.10	2.06	0.01
698.963	20	0.592	100	5.10	1.05	0.00
698.963	20	0.748	500	5.10	0.21	0.00
922.705	50	0.369	10	9.88	2.29	7.77
922.705	50	0.436	20	5.04	2.28	2.82
922.705	50	0.525	50	2.48	1.88	0.19
922.705	50	0.592	100	2.29	1.05	0.01
922.705	50	0.748	500	2.29	0.21	0.00
1140.231	100	0.369	10	9.88	1.25	8.74
1140.231	100	0.436	20	5.03	1.25	3.83
1140.231	100	0.525	50	2.09	1.23	0.85
1140.231	100	0.592	100	1.32	0.98	0.07
1140.231	100	0.748	500	1.25	0.21	0.00
1880.519	500	0.369	10	9.88	0.30	9.60
1880.519	500	0.436	20	5.03	0.30	4.74
1880.519	500	0.525	50	2.07	0.30	1.77
1880.519	500	0.592	100	1.05	0.30	0.75
1880.519	500	0.748	500	0.31	0.21	0.01

表 4 中,当洪水峰量组合为 10 年一遇时,即洪峰($565.882\text{ m}^3/\text{s}$)与年最大 1 d 洪量(0.369 亿 m^3) 在相同低重现期的情况下联合风险(10.89%)与同现风险(8.45%)最高,说明这种组合设计标准最为危险,同时也反映出该组合下防洪设计标准设置过低。在洪峰防洪设计标准一定的情况下,只要稍微提高洪量设计标准,则 3 项风险指标均呈显著下降趋势。对于 500 年一遇峰量两变量防洪设计标准,联合风险与同现风险均达到最小值,反映这种组合的设计标准相对最为安全,因此在高防洪设计标准下,洪水峰量共同影响下的洪水发生概率较低。

本文组合风险概率是在“以洪峰为主”设计工况中洪峰变量 Q 没有超过设计值 q ,而年最大 1 d 洪量变量 W_1 超过设计值 w_1 的概率。在 500 年一遇洪峰组合 10 年一遇洪量中,由于其年最大 1 d 洪量的设计标准偏低,故组合风险增加,风险概率达到最大值 9.60%;若以 10 年一遇洪峰组合 500 年一遇洪量,500 年一遇年最大 1 d 洪量远大于 10 年一遇洪峰设计标准,故此组合风险几乎可以忽略不计,从而反映出该组合的设计标准相对安全,但这并不符合防洪设计需求。因此,选择频率较为接近的洪峰和洪量设计标准时,其风险概率相对较小,且符合实际需求,如 500 年一遇的年最大洪峰和 500 年一遇的年最大 1 d 洪量的组合风险概率仅为 0.01%。

以流域 500 年一遇设计防洪标准为例,洪水峰量联合重现期为 322 a,联合风险概率为 0.31%,即洪峰、洪量中至少有一个变量超过设定值时的概率为 0.31%。其同现风险概率为 0.21%,即同时遭遇超过设计标准洪峰及洪量的重现期为 476 a。组合风险概率为 0.01%,即洪峰量级未超过设计标准,但年最大 1 d 洪量超过设计标准时的概率为 0.01%。这表明在利用水库对洪量进行调节来分担风险效果的同时,也不能忽略洪峰对水工建筑工程的不利影响。根据肯斯瓦特水利枢纽工程实际防洪需求,对多个洪水变量间的相关作用进行分析,能更准确地掌握洪水防范效果,为玛纳斯河流域风险评估提供参考。

4 结 论

a. 玛纳斯河洪水峰量时间序列在 1993 年发生了显著性跳跃变化;混合分布模型能有效地对非一致性洪水时间序列进行模拟。

b. 对于玛纳斯河流域,以高重现期参照下的峰量两变量为防洪设计标准,联合风险与同现风险均能接近最小值,即在较高的防洪设计标准约束下,峰量共同影响的洪水发生概率较低。

c. 根据实际工程需求,选择频率较为接近的洪水要素设计标准,可降低其组合风险概率,满足低成本承受较大风险的实际需求,考虑洪水多属性的联合特征可为防洪工程设计提供更为全面可靠的理论依据。

参考文献:

[1] 丁文学,陈伏龙,吴泽斌,等. 基于条件概率分布的玛纳斯河年径流序列频率分析[J]. 灌溉排水学报,2017,36(8): 103-108. (DING Wenxue, CHEN Fulong, WU Zebin, et al. Frequency analysis of the annual runoff series of Manas River based on conditional probability distribution[J]. Journal of Irrigation and Drainage, 2017, 36(8): 103-108. (in Chinese))

[2] 吴国栋,刘廷玺,薛河儒. 一种基于 ITA 改进的水文气象序列趋势分析法[J]. 河海大学学报(自然科学版), 2022,50(1): 1-6. (WU Guodong, LIU Tingxi, XUE Heru. An improved trend analysis method for hydro-meteorological time series based on ITA[J]. Journal of Hohai University (Natural Sciences), 2022, 50(1): 1-6. (in Chinese))

[3] 胡义明,梁忠民,姚轶,等. 变化环境下水文设计值计算方法研究综述[J]. 水利水电科技进展,2018,38(4): 89-94. (HU Yiming, LIANG Zhongmin, YAO Yi, et al. Review on computational methods of hydrological design values in changing environment[J]. Advances in Science and Technology of Water Resources, 2018, 38(4): 89-94. (in Chinese))

[4] 李婧,闫磊,屈春来,等. 分位数回归和 GAMLSS 模型在非一致性洪水频率分析中的比较[J]. 水利水电科技进展,2020,40(5): 48-54. (LI Jing, YAN Lei, QU Chunlai, et al. Comparison of quantile regression and GAMLSS model in non-stationary flood frequency analysis[J]. Advances in Science and Technology of Water Resources, 2020, 40(5): 48-54. (in Chinese))

[5] SINGH K P, SINCLAIR R A. Two-distribution method for flood frequency analysis[J]. Journal of the Hydraulics Division, 1972, 98(1): 29-44.

[6] 张悦. 基于混合分布的非一致性长江口潮位序列频率计算方法[J]. 水电能源科学, 2020, 38(8): 26-28. (ZHANG Yue. Hydrologic frequency calculating methods of inconsistent tidal level series in Yangtze River estuary based on mixed distribution[J]. Water Resources and Power, 2020, 38(8): 26-28. (in Chinese))

[7] HASAN M M, CROKE B F W, LIU Shuangzhe, et al. Using mixed probability distribution functions for modelling non-zero sub-daily rainfall in Australia[J]. Geosciences, 2020, 10(2): 43.

[8] 贾一凡,宋松柏. 基于 TL 矩法的洪水频率分布参数估计方法优选[J]. 水资源保护, 2021, 37(6): 34-39. (JIA Yifan, SONG Songbai. Optimization of flood frequency distribution parameter estimation method based on TL-

- moments[J]. Water Resources Protection, 2021, 37(6): 34-39. (in Chinese))
- [9] 唐亦汉,陈晓宏,叶长青,等. 考虑历史洪水的混合分布对不同尾型分布的应用对比研究[J]. 水力发电学报, 2015, 34(4): 31-37. (TANG Yihan, CHEN Xiaohong, YE Changqing, et al. Application of historical flood-concerned mixed distribution with different tail types of PDFs[J]. Journal of Hydroelectric Engineering, 2015, 34(4): 31-37. (in Chinese))
- [10] 郑锦涛,陈伏龙,张鑫厚,等. 新疆玛纳斯河年径流频率分析[J]. 水利水电科技进展, 2018, 38(1): 68-74. (ZHENG Jintao, CHEN Fulong, ZHANG Xinhou, et al. Annual runoff frequency analysis of the Manas River in Xinjiang[J]. Advances in Science and Technology of Water Resources, 2018, 38(1): 68-74. (in Chinese))
- [11] 晋恬,闻昕,方国华,等. 不同重现期标准双变量设计洪水计算方法[J]. 水利水电科技进展, 2018, 38(4): 7-13. (JIN Tian, WEN Xin, FANG Guohua, et al. Calculation method for bivariate design flood of different return periods[J]. Advances in Science and Technology of Water Resources, 2018, 38(4): 7-13. (in Chinese))
- [12] 姜尚文. 变化环境下河流水文极值与生态问题研究[D]. 武汉:华中科技大学, 2019.
- [13] 陈晶,王文圣. Copula 预测方法及其在年径流预测中的应用[J]. 水力发电学报, 2015, 34(4): 16-21. (CHEN Jing, WANG Wensheng. Copula function method and its application to prediction of runoff[J]. Journal of Hydroelectric Engineering, 2015, 34(4): 16-21. (in Chinese))
- [14] 黄强,陈子桑. 基于二次重现期的多变量洪水风险评估[J]. 湖泊科学, 2015, 27(2): 352-360. (HUANG Qiang, CHEN Zishen. Multivariate flood risk assessment based on the secondary return period[J]. Journal of Lake Sciences, 2015, 27(2): 352-360. (in Chinese))
- [15] 高玉琴,叶柳,赖丽娟. 基于 G-H copula 函数的秦淮河流域洪水风险分析[J]. 水资源与水工程学报, 2018, 29(1): 172-177. (GAO Yuqin, YE Liu, LAI Lijuan. Analysis of flood risk in Qinhuai River Basin based on G-H copula[J]. Journal of Water Resources and Water Engineering, 2018, 29(1): 172-177. (in Chinese))
- [16] 邹全,王国亚,贺斌,等. 1957—2010 年天山玛纳斯河流域夏季径流及洪水过程对极端气候事件的响应[J]. 冰川冻土, 2013, 35(3): 733-740. (ZOU Quan, WANG Guoya, HE Bin, et al. Responding of summer runoff and flood processes to extreme climate events in Manas River Basin, Tianshan Mountains during 1957-2010[J]. Journal of Glaciology and Geocryology, 2013, 35(3): 733-740. (in Chinese))
- [17] PHUONG H T, TIEN N X, CHIKAMORI H, et al. A hydrological tank model assessing historical runoff variation in the Hieu River Basin[J]. Asian Journal of Water, Environment and Pollution, 2018, 15(1): 75-86.
- [18] 张硕,邓博文,许瑶瑶,等. 1958—2019 年漠河市气温及降水突变分析[J]. 气候与环境研究, 2020, 25(6): 667-676. (ZHANG Shuo, DENG Bowen, XU Yaoyao, et al. Abrupt change of temperature and precipitation in Mohe of China from 1958 to 2019[J]. Climatic and Environmental Research, 2020, 25(6): 667-676. (in Chinese))
- [19] GENEST C, MACKAY J. The joy of copulas: bivariate distributions with uniform marginals[J]. The American Statistician, 1986, 40(4): 280-283.
- [20] 宋松柏. Copulas 函数及其在水文中的应用[M]. 北京: 科学出版社, 2012.
- [21] GENEST C, FAVRE A C. Everything you always wanted to know about copula modeling but were afraid to ask[J]. Journal of Hydrologic Engineering, 2007, 12(4): 347-368.
- [22] 郑德凤,高敏,李钰,等. 基于 GIS 的大连市暴雨洪涝灾害综合风险评估[J]. 河海大学学报(自然科学版), 2022, 50(3): 1-8. (ZHENG Defeng, GAO Min, LI Yu, et al. Comprehensive risk assessment of rainstorm-flood disaster in Dalian City based on GIS[J]. Journal of Hohai University (Natural Sciences), 2022, 50(3): 1-8. (in Chinese))
- [23] 黄锦林,范嘉伟,唐造造. 基于最大熵-Copula 方法的降雨潮位关联性分析:以广州为例[J]. 灾害学, 2017, 32(1): 65-71. (HUANG Jinlin, FAN Jiawei, TANG Zaozao. Correlation study of rainstorm and tidal level using the maximum entropy-copula method: a case study of Guangzhou[J]. Journal of Catastrophology, 2017, 32(1): 65-71. (in Chinese))
- [24] 武传号,黄国如,吴思远. 基于 Copula 函数的广州市短历时暴雨与潮位组合风险分析[J]. 水力发电学报, 2014, 33(2): 33-40. (WU Chuanhao, HUANG Guoru, WU Siyuan. Risk analysis of combinations of short duration rainstorm and tidal level in Guangzhou based on Copula function[J]. Journal of Hydroelectric Engineering, 2014, 33(2): 33-40. (in Chinese))
- [25] IPCC. Climate change 2013: the physical science basis. Contribution of Working group I to the fifth assessment report of the intergovernmental panel on climate change[M]. Cambridge: Cambridge University Press, 2014: 37.
- [26] 徐春海,王飞腾,李忠勤,等. 1972—2013 年新疆玛纳斯河流域冰川变化[J]. 干旱区研究, 2016, 33(3): 628-635. (XU Chunhai, WANG Feiteng, LI Zhongqin, et al. Glacier variation in the Manas River Basin during the period from 1972 to 2013[J]. Arid Zone Research, 2016, 33(3): 628-635. (in Chinese))
- [27] 韩蓉. 气候变化对玛纳斯河流域积雪消融的影响研究[D]. 石河子:石河子大学, 2017.
- [28] 陈伏龙,李绍飞,冯平,等. 考虑融雪洪水跳跃变异的水库极限防洪风险复核[J]. 水利水电科技进展, 2019, 39(6): 9-16. (CHEN Fulong, LI Shaofei, FENG Ping, et al. Recheck analysis of reservoir extreme flood control risk considering snowmelt flood sequences with jump up components[J]. Advances in Science and Technology of Water Resources, 2019, 39(6): 9-16. (in Chinese))
- [29] ROSSI F, FIORENTINO M, VERSACE P. Two-component extreme value distribution for flood frequency analysis[J]. Water Resources Research, 1984, 20(7): 847-856.

(下转第 35 页)

Mapping,2020,45(11):20-27. (in Chinese))

[15] CHEN Siyu, GU Chongshi, LIN Chaoning, et al. Prediction of arch dam deformation via correlated multi-target stacking[J]. Applied Mathematical Modelling, 2021, 91: 1175-1193.

[16] SALAZAR F, TOLEDO M Á, OÑATE E, et al. Interpretation of dam deformation and leakage with boosted regression trees[J]. Engineering Structures, 2016, 119: 230-251.

[17] 胡德秀, 屈旭东, 杨杰, 等. 基于 M-ELM 的大坝变形安全监控模型[J]. 水利水电科技进展, 2019, 39(3): 75-80. (HU Dexiu, QU Xudong, YANG Jie, et al. A safety monitoring model of dam deformation based on M-ELM[J]. Advances in Science and Technology of Water Resources, 2019, 39(3): 75-80. (in Chinese))

[18] 欧斌, 吴邦彬, 袁杰, 等. 基于 LSTM 的混凝土坝变形预测模型[J]. 水利水电科技进展, 2022, 42(1): 21-26. (OU Bin, WU Bangbin, YUAN Jie, et al. LSTM-based deformation prediction model of concrete dams[J]. Advances in Science and Technology of Water Resources, 2022, 42(1): 21-26. (in Chinese))

[19] 刘斌, 戴吾蛟, 曾凡河, 等. 利用独立分量回归建立大坝多测点位移模型[J]. 大地测量与地球动力学, 2016, 36(2): 124-128. (LIU Bin, DAI Wujiao, ZENG Fanhe, et al. Modeling dam displacement of multi-points using independent component regression method[J]. Journal of Geodesy and Geodynamics, 2016, 36(2): 124-128. (in Chinese))

[20] 曹延明, 井德泉, 刘春高. 人工免疫算法优化双支持向量机在拱坝变形预测中的应用[J]. 长江科学院院报, 2019, 36(12): 54-58. (CAO Yanming, JING Dequan, LIU Chungao. Predicting arch dam displacement using twin support vector machine optimized by artificial Immune algorithm[J]. Journal of Yangtze River Scientific Research Institute, 2019, 36(12): 54-58. (in Chinese))

[21] 李子阳, 李涵曼, 李政颢, 等. 基于多测点云相似的混凝土坝变形形态关联分析[J]. 水利水电科技进展, 2021, 41(6): 13-17. (LI Ziyang, LI Hanman, LI Zhengxie, et al. Correlation analysis of deformation behavior of concrete dams based on similarity of multi-point cloud[J]. Advances in Science and Technology of Water Resources, 2021, 41(6): 13-17. (in Chinese))

[22] 李斌. 大坝安全监控的多测点效应量模型研究[D]. 西安: 西安理工大学, 2016.

[23] 吴中如. 水工建筑物安全监控理论及其应用[M]. 南京: 河海大学出版社, 2003.

[24] 牛景太, 姜灵, 邓志平, 等. 基于原型监测资料的特高拱坝变形实时风险率模型[J]. 水资源与水工程学报, 2021, 32(5): 166-174. (NIU Jingtai, JIANG Ling, DENG Zhiping, et al. Real-time risk rate model for deformation of ultra-high arch dams based on prototype monitoring data[J]. Journal of Water Resources and Water Engineering, 2021, 32(5): 166-174. (in Chinese))

[25] BACH F R, JORDAN M I. Kernel independent component analysis[J]. The Journal of Machine Learning Research, 2003, 3: 1-48.

[26] 王颖慧, 苏怀智. 基于 PCA-GWO-SVM 的大坝变形预测[J]. 人民黄河, 2020, 42(11): 130-134. (WANG Yinghui, SU Huaizhi. Dam deformation prediction based on PCA-GWO-SVM model[J]. Yellow River, 2020, 42(11): 130-134. (in Chinese))

[27] 钱秋培, 崔伟杰, 包腾飞, 等. 基于 SVM 的混凝土坝变形监控模型预测能力实例分析[J]. 长江科学院院报, 2018, 35(8): 46-50. (QIAN Qiupei, CUI Weijie, BAO Tengfei, et al. Case analysis of the prediction ability of SVM-based monitoring model for concrete dam deformation[J]. Journal of Yangtze River Scientific Research Institute, 2018, 35(8): 46-50. (in Chinese))

[28] MIRJALILI S, MIRJALILI S M, LEWIS A. Grey wolf optimizer[J]. Advances in Engineering Software, 2014, 69: 46-61.

(收稿日期: 2022-09-04 编辑: 俞云利)

(上接第 21 页)

[30] LILLIEFORS H W. On the Kolmogorov-Smirnov test for normality with mean and variance unknown[J]. Journal of the American Statistical Association, 1967, 62(318): 399-402.

[31] 成静清, 宋松柏. 基于混合分布非一致性年径流序列频率参数的计算[J]. 西北农林科技大学学报(自然科学版), 2010, 38(2): 229-234. (CHENG Jingqing, SONG Songbai. Calculation of hydrological frequency parameters of inconsistent annual runoff series based on mixed distribution[J]. Journal of Northwest A&F University (Natural Science Edition), 2010, 38(2): 229-234. (in Chinese))

[32] 谷洪钦, 刘开磊, 刘玉环, 等. 综合多源不确定性的洪水概率预报试验[J]. 河海大学学报(自然科学版), 2021, 49(2): 99-104. (GU Hongqin, LIU Kailei, LIU Yuhuan, et al. Experiments on flood probability forecasting accounting for multi-source uncertainty[J]. Journal of Hohai University (Natural Sciences), 2021, 49(2): 99-104. (in Chinese))

[33] ANDRIEU C, THOMS J. A tutorial on adaptive MCMC[J]. Statistics and Computing, 2008, 18(4): 343-373.

(收稿日期: 2021-11-23 编辑: 俞云利)