

考虑融雪洪水跳跃变异的水库极限防洪风险复核

陈伏龙^{1,2},李绍飞³,冯平²,何新林¹,龙爱华^{1,4}

(1. 石河子大学水利建筑工程学院,新疆 石河子 832000;
2. 天津大学水利工程仿真与安全国家重点实验室,天津 300072; 3. 天津农学院水利工程学院,天津 300384;
4. 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:采用 Pettitt 非参数检验法和 Mann-Kendall 非参数趋势检验法分析肯斯瓦特水库年最大洪峰流量序列非一致性,确定序列变异形式,利用“分解-合成”理论进行一致性修正,得到过去、现状两种条件下年最大洪峰流量序列,将其作为水库入库融雪洪水过程,根据水库防洪调度规则进行调洪演算,并通过频率分析法对两种条件下水库极限防洪风险率进行分析计算。结果表明:年最大洪峰流量序列在 1993 年发生变异,序列整体上升趋势不显著,跳跃变异为序列主要变异形式;根据两种条件下水库坝前最高库水位,以校核洪水位 $Z_d=993.35\text{ m}$ 为水库极限防洪风险控制指标,过去条件下肯斯瓦特水库极限防洪风险率为 0.231 23%,而现状条件下为 0.354 58%,两种条件下复核后的肯斯瓦特水库极限防洪风险率均大于 5 000 年一遇的校核标准 0.02%。

关键词:融雪洪水;跳跃变异;防洪风险率;肯斯瓦特水库

中图分类号:TV122⁺.5 **文献标志码:**A **文章编号:**1006-7647(2019)06-0009-08

Recheck analysis of reservoir extreme flood control risk considering snowmelt flood sequences with jump up components//CHEN Fulong^{1,2}, LI Shaofei³, FENG Ping², HE Xinlin¹, LONG Aihua^{1,4}(1. College of Water Conservancy & Architectural Engineering, Shihezi University, Shihezi 832000, China; 2. State Key Laboratory of Hydraulic Engineering Simulation and Safety, Tianjin University, Tianjin 300072, China; 3. College of Water Conservancy Engineering, Tianjin Agricultural University, Tianjin 300384, China; 4. 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: Pettitt test and Mann-Kendall test were used to analyze the inconsistency of the annual maximum flood peak discharge sequence of the Ken Swart Reservoir, and the variant form of the sequence was determined. The consistent correction was conducted based on the theory of decomposition-synthesis, and then the annual maximum peak discharge sequence under the conditions of past and present was obtained. Taking it as the inflow process of the reservoir, the flood regulation routing was carried out according to the flood control and regulation rules, and the extreme flood risk rate of the reservoir under the two different conditions were calculated using frequency analysis method. The results show that the change point of the annual maximum peak discharge sequence occurred in 1993, whereas the overall rising trend of the sequence was not significant, and the jumping variation was the main variant form. According to the maximum water level of the reservoir under the two conditions, the check flood level ($Z_d=993.35\text{ m}$) was taken as the control index of the extreme flood control risk. The extreme risk rate of the flood control was 0.231 23% under the past condition, while it was 0.35458% under the present condition. The rechecked extreme flood control risk rate of the Ken Swart Reservoir was larger than the 5 000-year check standard (0.02%) under both conditions.

Key words: snowmelt flood; jump variation; flood risk rate; Ken Swart Reservoir

近年来,随着人类活动对气候变化的不断影响,极端水文事件频频发生^[1],多流域水文序列已经发生了明显的变化,使得洪水序列不再满足一致性假定^[2]。利用传统水文频率分析已不能完全作为现

如今水库极限防洪风险率的计算依据。因此,对水文非一致性序列的检验显得尤为重要。

水文序列变异的诊断问题是判断其是否为非一致性的首要条件。变异性检验的方法众多,不同方

基金项目:国家自然科学基金(51769029);国家重点研发计划(2017YFC0404301);天津市科委应用基础与前沿技术重点项目(15JCZDJC41400)

作者简介:陈伏龙(1978—),男,副教授,博士,主要从事水文及水资源研究。E-mail: cfl103@shzu.edu.cn
通信作者:李绍飞(1979—),女,副教授,博士,主要从事水文及水资源研究。E-mail: lishaofei79@126.com

法得到的检验结果通常存在着差异,但总的来说,均是围绕着趋势性、跳跃性和周期性 3 个方面进行。2007 年雷红富等^[3]对趋势性和跳跃性成分检验方法的性能进行了比较研究;谢平等^[4]在原先提出的综合诊断方法基础上发展了综合诊断系统。目前针对趋势和跳跃的诊断方法中,非参数法应用的较为成功,如 Mann-Kendall^[5-6]、Spearman^[5,7]秩次相关检验法和贝叶斯方法^[7]。为了保证水文序列频率分析的可靠性、代表性、一致性条件,研究工作者对水文非一致性分析做了大量的工作,既包括混合分布模型^[7]、时变矩模型^[8-9]、广义可加模型(GAMLSS)^[10]等直接方法,也包括基于“分解-合成”理论的间接方法。Montanari 等^[11]明确指出了变化并不意味着非一致性,而一致性序列也不是一个一成不变的过程。因此,水文序列的非一致性并不能简单地根据统计检验结果得出,还需要一个明确的水文过程变化来进行验证。

在西北干旱山区融雪洪水是河川径流的主要来源,能很好地解决山区中下游绿洲生态系统的用水问题,但同时融雪洪水也同样存在安全风险。研究表明融雪洪水形成机理、发生发展过程与其他类型洪水相比,具有出现时间规律性强、洪峰宽广、量级相差大等特点,此研究结果为水库防洪渡汛提供了重要依据^[12]。如果水文时间序列发生了变异,多数情况下水库对融雪洪水的汛期防洪调度也要进行调整,因此,对水库进行防洪极限风险复核分析就显得尤为重要。自 20 世纪 50 年代以来,我国对水库防洪调度的风险研究做了大量的工作。黄强等^[13]采用定量分析方法中的马尔柯夫、概率统计、模糊数学风险分析方法对水库调度的风险问题进行了计算分析;熊明^[14]根据风险计算的方法、原则及其适用性条件,利用随机模拟方法解决了人类活动影响下的概率分布问题;冯平等^[15]采用模糊综合评价方法确定了合理的动态汛限水位,并提出了调整汛限水位的综合评价指标体系。在水库防洪调度的风险分析过程中,刁艳芳等^[16]同时考虑了水文、水力、调度滞时和水库容 4 种不确定性因素,基于拉丁超立方体抽样的蒙特卡罗模拟方法,建立了水库防洪调度风险分析模型,大大提高了风险分析模型的分析精度。在考虑气候因素及人类活动对径流过程影响的基础上,郭生练等^[17]对新安江三水源产流模型及纳西地下线性水库汇流模型提出了新的洪水预报方案,从而显著地提高洪水预报精度;曹明亮^[18]对 SWAT 模型进行了改进,提高了模型在变化环境下的准确性;黄凯等^[19]采用水文变异诊断系统,对比分析了过去条件下、现在条件下的极限防洪风险率,

从而进一步提高了环境影响下的预报精度。尽管水利研究工作者从不同的视角分析探讨了水库防洪调度的风险问题,同时取得了相对丰富的研究成果。但是对于变化条件下融雪洪水跳跃变异的水库极限防洪风险问题还有待解决。本文以玛纳斯河肯斯瓦特水库控制流域为研究对象,对此问题进行分析阐述,可为已建水库工程的防洪复核和未建水库工程的防洪规划提供科学指导依据。

1 研究区概况

玛纳斯河发源于天山北坡的依连哈比尔尕山,流域内地势由东南向西北倾斜,最高海拔 5 442.5 m,最低海拔 256 m,流向由南向北,是准噶尔盆地南缘最大的一条融雪型山溪河流,干流全长 324 km(河源至小拐),河流从源头到出山口一带的长度为 160 km。海拔 3 600 m 以上为终年积雪覆盖,有现代冰川分布,冰川面积 608.25 km²,是各条河流的主要补给源。玛纳斯河在中山和前山区汇合了众多支流,流向东北,沿程有花牛沟、韭菜萨依、吉兰德、回回沟、希喀特萨依、哈熊沟、芦草沟、大(小)白杨沟、清水河等支流,均在肯斯瓦特水文站以上汇入干流。肯斯瓦特水文站是玛纳斯河干、支流汇合后的出山口控制站,海拔约 910 m,控制流域面积为 4 637 km²,多年平均径流量 12.21 亿 m³。径流补给具有显著的垂直地带性,冰雪融水对河流的补给可以占到径流量的 35.3%。肯斯瓦特水库具有防洪、灌溉、发电等综合利用功能。水库正常蓄水位 990 m,最大坝高 129.4 m,总库容 1.88 亿 m³,控制灌溉面积 21.09 万 hm²,属于大(2)型工程。水库设计洪水标准为 500 年一遇,相应的洪峰流量为 2 382 m³/s;校核洪水标准为 5 000 年一遇,相应的洪峰流量为 3 601 m³/s;下游防洪保护标准为 50 年一遇,相应的洪峰流量为 1 249 m³/s。

2 融雪洪水特征序列非一致性检验

2.1 序列变异点检验

Pettitt 非参数检验法最早由 Pettitt^[20]提出,并将其应用到变异点的检验。该方法对异常值不敏感,可以通过近似极限分布来计算检验统计 P 值^[21]。通常将所研究的水文时间序列存在趋势性变化作为假设前提,并通过检验水文 x 时间序列要素均值变化的时间,来确定水文时间序列的变异时间。此方法采用 Mann-Whitney 统计量 $U_{t,n}$ 来检验同一个总体 $x(t)$ 的 2 个样本,其统计量 $U_{t,n}$ 公式为

$$U_{t,n} = U_{t-1,n} + \sum_{i=1}^n \operatorname{sgn}(x_t - x_i) \quad (t = 2, 3, \cdots, n) \quad (1)$$

$$\text{其中} \quad \text{sgn}(x_t - x_i) = \begin{cases} 1 & x_t - x_i > 0 \\ 0 & x_t - x_i = 0 \\ -1 & x_t - x_i < 0 \end{cases}$$

式中: n 为样本长度。

Pettitt 非参数检验的零假设表示水文时间序列无变异点,满足同一分布;非零假设表示水文时间序列存在变异点 t , t 前后两个子序列服从不同的分布规律。一般通过统计量 K_n 及相关概率 P 来判断水文时间序列是否变异,并确定其变异点的位置,其公式为

$$\begin{cases} K_{t,n} = \max |U_{t,n}| & (1 \leq t \leq n) \\ P = 2\exp(-6K_{t,n}^2/n^3 + n^2) \end{cases} \quad (2)$$

若 $P > 0.95$, 则点 t 为显著性变异点, 以此可检验出水文时间序列的一级变点, 并结合物理成因分析便可判定水文时间序列 $x(t)$ 的变异点。

对玛纳斯河肯斯瓦特水库控制流域融雪洪水特征序列进行变异点检验, 结果如图 1 所示。年最大洪峰流量序列可能发生变异的年份为 1992 年、1993 年和 1994 年; 在有多个概率 P 值均大于 0.95 和变异点取值间距过小的情况下, 取概率 P 值最大的变异点作为最可能发生的变异点。因此, 年最大洪峰流量序列的变异点发生在 1993 年。

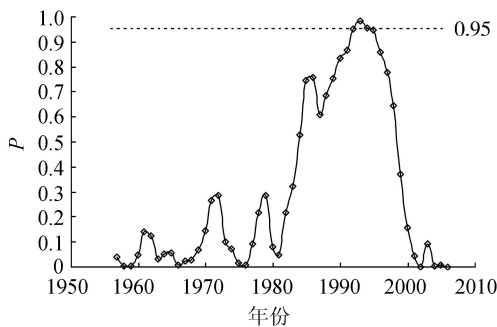


图1 年最大洪峰流量序列变异点分析

2.2 序列趋势检验

Mann-Kendall^[22-23]非参数秩次统计检验方法在趋势检验中经常会受到水文时间序列自相关性的影响, 在应用此方法前, 先判断水文时间序列自相关性是否显著。对于水文时间序列 $(x_1, x_2, \dots, x_n)$, 首先对水文时间序列之后 k 阶的自相关性进行计算, 若滞后一阶自相关系数在临界值范围之内, 则其自相关性不显著, 可直接对水文时间序列趋势性进行检验; 否则, 应先剔除水文时间序列的自相关性, 再对新水文时间序列进行趋势性检验^[24]。本文采用预置白 Mann-Kendall 检验^[24] (pre-whitening Mann-Kendall, PW-MK) 来剔除其自相关性的影响。计算原水文时间序列 X_n 的一阶自相关系数 r_1 , 在 δ 的显著性水平下, 采用双侧检验进行 r_1 的显著性检验:

$$\frac{-1 - Z_{1-\delta/2} \sqrt{n-2}}{n-1} \leq r_1 \leq \frac{-1 + Z_{1-\delta/2} \sqrt{n-2}}{n-1} \quad (3)$$

假设原水文时间序列为一阶自相关过程 AR(1), 采取预置白方法剔除原水文时间序列的自相关性, 即

$$X'_n = X_n - r_1 X_{n-1} \quad (4)$$

若式(4)产生的新水文时间序列 X'_n 不具有显著的自相关性, 则采用 Mann-Kendall 非参数检验法来检验新水文时间序列的趋势性。在应用 Mann-Kendall 非参数秩次检验法时, 先确定水文时间序列 $(x_1, x_2, \dots, x_n)$ 的对偶数 $x_i < x_j$ ($i < j$) 个数, 再计算水文时间序列方差 $S^2(x_n)$ 及统计量 U_n , 即

$$S^2(x_n) = \frac{n(n-1)(2n+5)}{72} \quad (5)$$

$$U_n = \frac{x_n - \bar{x}_n}{\sqrt{S^2(x_n)}} \quad (6)$$

其中

$$x_n = \sum_{i=1}^n x_i$$

$$\bar{x}_n = E(x_n) = \frac{n(n-1)}{4}$$

若 $U_n > 0$, 则水文时间序列 $(x_1, x_2, \dots, x_n)$ 呈上升趋势; 反之, 则呈下降趋势。若 $|U_n| > U_{\alpha/2}$ ($|U_{\alpha/2}| = 1.96$), 则水文时间序列趋势性显著; 反之, 趋势性不显著。

对融雪洪水特征序列进行自相关性分析, 结果如图 2 所示, 年最大洪峰流量序列的一阶自相关系数均在临界值范围之内, 自相关性不显著, 可直接用原序列进行 Mann-Kendall 非参数趋势检验, 结果见表 1。年最大洪峰流量序列统计值小于 1.96, 表明未通过显著性趋势检验, 变化趋势不显著。而在 1957—1993 年统计值小于 -1.96, 说明子序列通过了显著性趋势检验, 并呈显著下降趋势; 1994—2006 年子序列未通过显著性趋势检验, 变化趋势不显著。

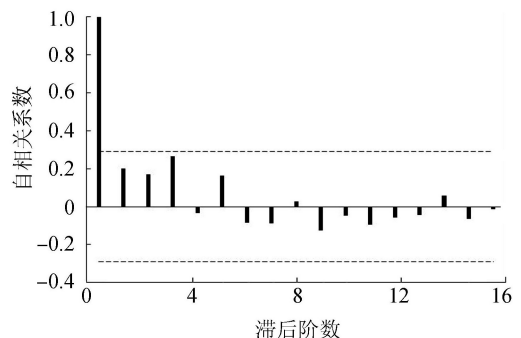


图2 年最大洪峰流量序列自相关关系

2.3 序列变异形式

基于肯斯瓦特水库控制流域年最大洪峰流量序列非一致性检验结果, 序列局部趋势和跳跃均呈显

时段	U 值	显著性
1957—2006 年	0.93	不显著
1957—1993 年	-2.20	显著
1994—2006 年	-1.28	不显著

著变化,采用效率系数 R^2 ^[4] 来评价年最大洪峰流量实测序列与趋势成分和跳跃成分的拟合程度。将趋势和跳跃两者效率系数较大的作为该时间序列的变异形式,其公式为

$$R^2 = 1 - \frac{\sum_{i=1}^n (Q_{obs,i} - Q_{sim,i})^2}{\sum_{i=1}^n (Q_{obs,i} - \bar{Q}_{obs})^2} \tag{7}$$

式中: $Q_{obs,i}$ ($i=1,2,\cdots,n$) 为实测水文时间序列值; $\bar{Q}_{obs}$ 为实测水文时间序列的均值;对于趋势变异分析, $Q_{sim,i}$ 为水文时间序列的各时间点所对应的拟合趋势线上各点的值;对于跳跃变异分析, $Q_{sim,i}$ 为水文时间序列变异点前、后的子序列均值。

对肯斯瓦特控制流域年最大洪峰流量序列趋势和变异点的效率系数进行计算,其中趋势成分 $R^2=6.38\%$,跳跃成分 1993 年 $R^2=23.09\%$ 。由此可知,跳跃成分效率系数较大。从物理成因上分析,20 世纪 80—90 年代流域上游流域人类活动干预较少,流域下垫面未发生剧烈变化,但是气候因素变化显著,综合作用下使得流域年最大洪峰流量序列呈上升趋势。因此,选择跳跃变异为年最大洪峰流量序列的变异形式。

3 融雪洪水特征序列一致性修正

3.1 序列分解计算

根据谢平等^[25]提出的非一致性水文序列频率计算原理及方法,水文序列 X_t 由两种或两种以上成分组成,假设序列各组成成分满足线性叠加特征^[26],水文序列 X_t 可表示为

$$X_t = Y_t + P_t + S_t \tag{8}$$

式中: Y_t 为非周期成分; P_t 为周期成分; S_t 为随机性成分。本文只考虑非周期成分 Y_t (趋势或跳跃成分),以及 S_t 中的纯随机成分。

假设非一致性水文时间序列 X_t 的变异点为 t_0 , t_0 前后的子序列物理成因均不相同,且 t_0 之前的子序列反映环境变化情况不太显著的随机性成分, X_t 可表示为

$$X_t = \begin{cases} S_t & t \leq t_0 \\ S_t + Y_t & t > t_0 \end{cases} \tag{9}$$

当出现跳跃时, Y_t 为常数;当出现趋势时, Y_t 为时间 t 的函数,可用最小二乘法拟合求得。

据年最大洪峰流量序列非一致性检验结果,肯斯瓦特控制流域 1957—2006 年年最大洪峰流量序列在变异点 1993 年前后可分为 2 个子序列,即 1957—1993 年为第 1 个子序列,其均值为 321.220 m³/s; 1994—2006 年为第 2 个子序列,其均值为 507.846 m³/s。2 个子序列的均值差为 186.626 m³/s,即为确定性跳跃成分。由此可得出肯斯瓦特控制流域年最大洪峰流量序列的跳跃成分为

$$Y_t = \begin{cases} 0 & t \leq 1993 \\ 186.626 & t > 1993 \end{cases} \tag{10}$$

根据线性叠加原理 $X_t = S_t + Y_t$,可得到年最大洪峰流量序列的随机性成分为

$$S_t = \begin{cases} X_t & t \leq 1993 \\ X_t - 186.626 & t > 1993 \end{cases} \tag{11}$$

据此可求得肯斯瓦特控制流域 1957—2006 年年最大洪峰流量序列剔除跳跃成分后的随机序列。此序列为过去条件下年最大洪峰流量序列,受气候变化和人类活动影响小,能满足水文时间序列的一致性要求。

3.2 序列合成计算

假设过去条件下年最大洪峰流量序列服从 P-Ⅲ型分布,采用优化适线法^[27]可得过去条件下年最大洪峰流量序列统计参数均值 $E=321.22$ m³/s、变差系数 $C_v=0.51$ 、偏态系数 $C_s=2.30$,拟合效率系数 $R^2=91.53\%$ 。根据其统计特征,采用 Monte Carlo 随机模拟生成法,可生成 500 个随机性成分 S_p ,并结合 t 时刻(2006 年)确定性跳跃成分 Y_t ,利用数值合成公式可得:

$$X_{t,p} = Y_t + S_p \tag{12}$$

由式(12)可得现状条件下(2006 年)年最大洪峰流量序列的样本点据,通过优化适线法对其进行 P-Ⅲ型分布拟合,得到现状条件下年最大洪峰流量序列统计参数 $E=507.85$ m³/s、 $C_v=0.32$ 、 $C_s=2.28$ 、 $R^2=97.95\%$ 。玛纳斯河肯斯瓦特水库防洪规划、过去条件和现状条件下相应频率的融雪洪水设计值见表 2。

表2 年最大洪峰流量序列不同时期的设计值

频率/ %	规划 设计值/ (m ³ ·s ⁻¹)	过去 设计值/ (m ³ ·s ⁻¹)	过去/ 规划 变化量/%	现状 设计值/ (m ³ ·s ⁻¹)	现状/ 规划 变化量/%	重现 期/a
0.01	3985.28	3683.39	-7.58	4114.11	3.23	10000
0.02	3603.35	3322.53	-7.79	3726.36	3.41	5000
0.05	3105.53	2852.59	-8.14	3221.46	3.73	2000
0.1	2735.49	2503.69	-8.47	2846.64	4.06	1000
0.2	2372.47	2161.86	-8.88	2479.49	4.51	500
0.5	1906.38	1723.96	-9.57	2009.26	5.40	200
1	1567.53	1406.66	-10.26	1668.66	6.45	100
2	1244.80	1105.79	-11.17	1345.86	8.12	50
5	853.69	744.35	-12.81	958.47	12.27	20
10	598.35	512.40	-14.36	710.37	18.72	10

由表2可以看出,随着设计洪水重现期的减小,肯斯瓦特水库的防洪规划、过去条件和现状条件下相应频率的设计洪水均减小。根据邹全等^[28]的研究成果可知,肯斯瓦特水库控制流域降水量呈波动减少趋势,而气温则呈显著上升趋势。过去条件下与防洪规划时相比,设计洪水均减小了,其减小的变化量在增大,这主要与该流域降水量呈下降趋势有关。现状条件下与防洪规划时相比,设计洪水均增大了,其增大的变化量在增大,虽然上游存在不合理的放牧等人类活动,但其影响相对较少,主要是受到该流域气温呈显著上升趋势的影响,使设计洪水量增大。

4 肯斯瓦特水库极限防洪风险率分析

随着全球气候变暖和人类活动对流域下垫面的干预加剧,融雪洪水时间序列已发生变异,而肯斯瓦特水库的规划设计是以传统的计算理论和方法为基础,这显然与实际不符,一旦发生水文极端事件,可能会威胁水库及下游保护区的安全。再加之现状条件下肯斯瓦特水库年最大洪峰流量相应频率的设计值比规划值均存在不同程度的增大,但在现有的水库调度运行规则下,肯斯瓦特水库防洪调度的极限防洪风险率必将增大,为了确保水库的安全,发挥水库最大的综合效益,需要对其极限防洪风险率进行进一步的量化研究。

4.1 极限防洪风险率定义

在确保水库大坝及下游防洪保护对象安全的前提下,水库调度运行中,选取一个极限风险控制指标 Z_d (校核洪水位、设计洪水位或坝顶高程等特征水位),将汛期限制水位 Z_0 作为调洪演算的起始水位,以不同频率设计洪水过程线的不同时段设计洪水作为入库流量,进行调洪演算,当某一频率洪水的调洪最高水位 Z_m 等于或高于极限防洪风险指标 Z_d ,则此频率称为该指标 Z_d 在汛限水位 Z_0 下的水库极限防洪风险率 P_f ^[29],可通过下式计算:

$$P_f = P(Z_m \geq Z_d) \tag{13}$$

4.2 极限防洪风险率计算方法

近年来,许多国内外学者对这方面的问题做了大量的研究,提出了一些计算极限防洪风险的方法,主要有频率分析法、随机微分方程法、随机模拟法。本文选择频率分析法对肯斯瓦特水库的过去、现状两种条件下不同频率的设计融雪洪水值分别进行水库极限防洪风险率计算。频率分析法是发展最早、最简单的一种方法。该方法假定水库年调洪最高水位与年最大洪水出现的频率相同,以年调洪最高水位等于或高于不破坏水利工程极限指标水位的洪水频率作为水库极限风险率。具体的计算步骤为:首

先指定一个水库极限防洪风险控制指标 Z_d ,计算出不同设计频率 $P_i(i=1,2,\cdots,l)$ 下入库设计洪水过程,然后根据起调水位 Z_0 ,并结合水库防洪调度规则进行调洪演算,通过不断的试算,计算出 l 个最高库水位 $Z_{mi}(i=1,2,\cdots,l)$,最后建立 $Z_{mi} \sim P_i$ 经验频率曲线,并依据此频率曲线可由 Z_d 值反查出水库极限防洪风险率 P_f 。

4.3 肯斯瓦特水库调洪演算

肯斯瓦特水库防洪标准为500年一遇洪水设计,5000年一遇洪水校核,校核洪水位为993.35 m,坝顶高程为996.6 m。校核洪水位是水库在非正常运用情况下,临时允许达到的最高洪水位。若水库的水位超过校核洪水位时,则认为此水位威胁到了水库安全,因此本文选取肯斯瓦特水库校核洪水位($Z_d=993.35\text{ m}$)作为极限防洪风险的控制指标,汛限水位($Z_0=984\text{ m}$)为起调水位。此时,肯斯瓦特水库的极限防洪风险即为其校核防洪风险。

4.3.1 水库调洪规则

通过河道过流能力分析,结合防洪工程的总体布局,从防洪要求的角度出发,考虑以水库水位结合下游泄量 $500\text{ m}^3/\text{s}$ 为控制条件进行调洪演算,其规则为:

a. 当入库洪水小于50年一遇的标准时,水库水位低于防洪高水位992.66 m,控制水库的洪水下泄,最大下泄洪水为 $500\text{ m}^3/\text{s}$ 。

b. 当入库洪水大于50年一遇标准时,水库运行按照水库水位分时段控制。当入库洪水小于下游安全泄量 $500\text{ m}^3/\text{s}$ 时,来多少泄多少,维持水库汛限水位984 m不变。当水库水位低于防洪高水位992.66 m时,若入库洪水大于下游安全泄量 $500\text{ m}^3/\text{s}$,下泄量不超过下游安全泄量 $500\text{ m}^3/\text{s}$ 。当水库水位超过防洪高水位992.66 m时,若入库洪水流量小于泄洪建筑物下泄能力,按入库洪水流量下泄,维持防洪高水位;若入库洪水流量超过泄洪建筑物下泄能力时,根据泄洪建筑物的泄流能力自由下泄。退水段水位逐渐下降至汛限水位后,若入库洪水流量小于泄洪建筑物泄流能力,则维持汛限水位不变;若入库洪水流量大于泄洪建筑物泄流能力,则根据泄洪建筑物的泄流能力自由下泄。

4.3.2 水库调洪成果

以1996年典型融雪洪水过程为基础,通过同倍比缩放法得到过去、现状两种条件下不同频率设计融雪洪水过程,并作为入库融雪洪水,根据水库水位-库容-泄量关系曲线,结合肯斯瓦特水库调度运行规则,经调洪演算,分别得到两种设计洪水条件下的调洪成果,见表3。图3和图4分别给出了过去和

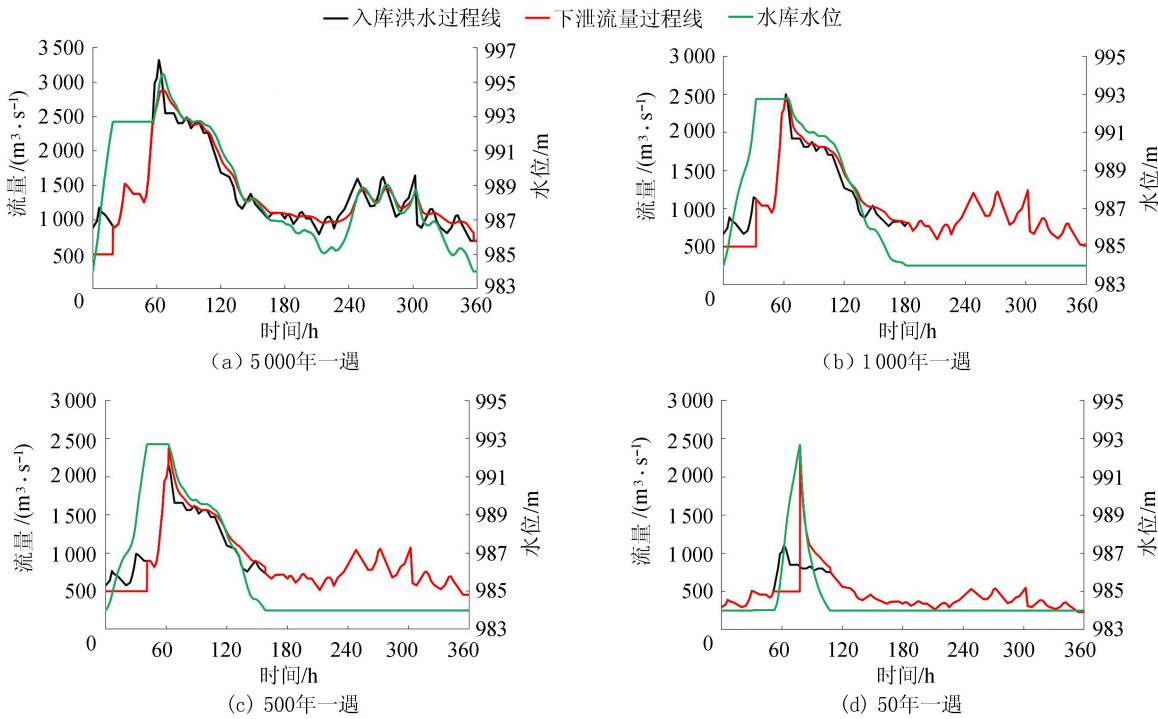


图3 过去条件下不同重现期洪水对应的库水位和下泄流量过程线

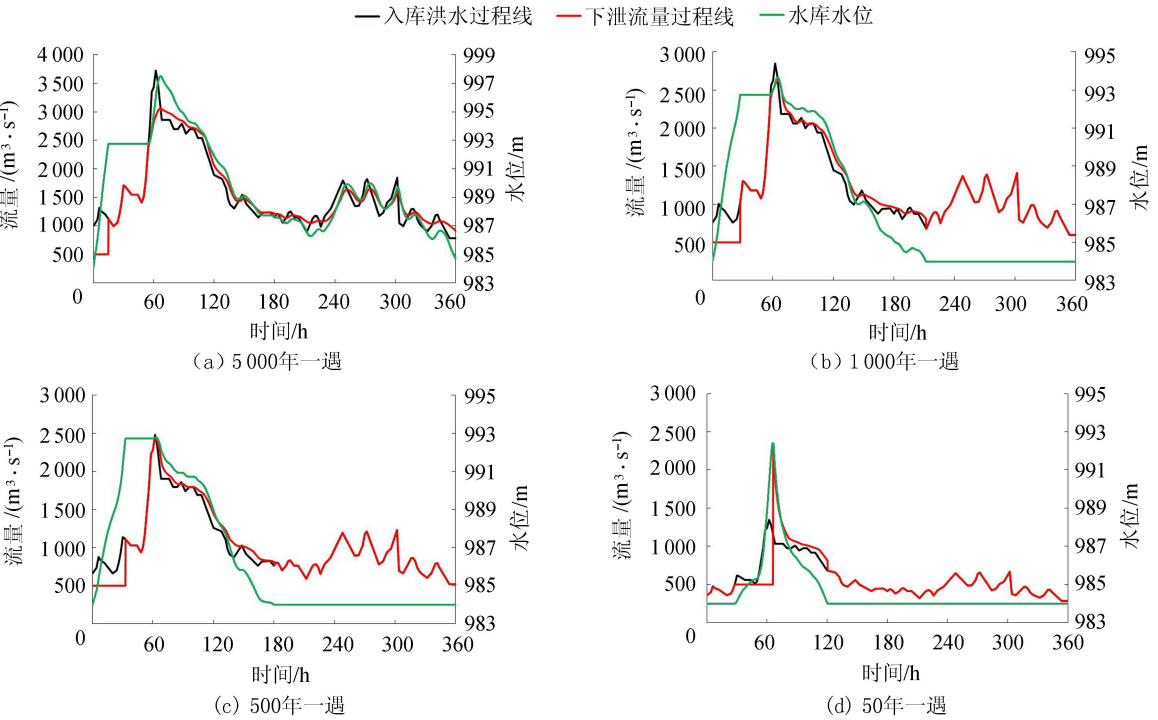


图4 现状条件下不同重现期洪水对应的库水位和下泄流量过程线

表3 肯斯瓦特水库调洪成果

重现期/ a	过去条件下		现状条件下	
	最高库 水位/m	最大下泄流量/ ($\text{m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$)	最高库 水位/m	最大下泄流量/ ($\text{m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$)
5000	995.48	2887.36	997.51	3056.30
2000	993.66	2624.28	995.05	2852.25
1000	992.83	2437.44	993.65	2621.92
500	992.71	2377.96	992.78	2416.52
200	992.68	2305.43	992.69	2366.38
100	992.62	2293.07	992.64	2297.55
50	992.50	2269.56	992.58	2285.54

现状两种条件下5000年一遇、1000年一遇、500年一遇及50年一遇设计洪水过程调洪演算得到的库水位变化过程和下泄流量过程。

4.4 肯斯瓦特水库极限防洪风险率

根据肯斯瓦特水库调洪演算结果,得到过去和现状两种条件下不同设计频率(重现期)所对应的汛期最高库水位如表3所示。根据表3,分别建立过去、现状两种条件下的最高库水位与设计频率之

间的相关关系,即 $Z_m \sim P$ 经验频率曲线如图 5 所示,并依据此频率曲线可由 Z_d 值反查出水库极限防洪风险率 P_f 。

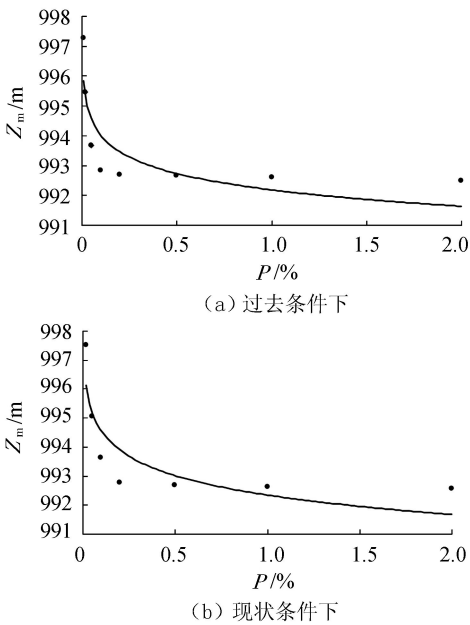


图 5 水位频率曲线

从表 3 可知,过去条件下肯斯瓦特水库 0.02% 设计频率所对应的最高库水位 $Z_m = 995.48$ m,根据水库校核洪水位 $Z_d = 993.35$ m,由图 5(a)可查得水库极限防洪风险率 $P_f = 0.23123\% > 0.02\%$;而现状条件下肯斯瓦特水库 0.02% 设计频率所对应的最高库水位 $Z_m = 997.51$ m,其水库极限防洪风险率 $P_f = 0.35458\% > 0.02\%$ 。这说明肯斯瓦特水库控制流域气温、降雨量以及融雪洪水径流量的变化,导致水库极限防洪风险在过去、现状条件下均有所增大,而现状条件下水库极限防洪风险相对于过去条件来说也有所增大。其主要原因在于虽然肯斯瓦特水库控制流域人类活动干预较少,流域降雨量呈减少的趋势,但是流域气温呈显著上升趋势,温度升高引起以冰雪融水为基础的融雪洪水径流的季节性变化,改变了流域降水、融雪洪水径流的时空分布和原有产汇流过程,使融雪洪水径流过程产生变化,造成融雪洪水特征序列的变异,使得肯斯瓦特水库控制流域年最大洪峰流量序列呈增加的趋势。根据肯斯瓦特水库调洪演算结果,由表 3 可知,水库在遭遇 5000 年一遇(频率 0.02%)设计洪水时,过去条件和现状条件下的最大泄量分别为 $2887.36 \text{ m}^3/\text{s}$ 和 $3056.30 \text{ m}^3/\text{s}$,两种情况下最大泄量均略大于校核洪水位时最大泄量设计值($2596 \text{ m}^3/\text{s}$),这也为肯斯瓦特水库实施动态汛限水位控制,充分利用汛期洪水资源及提高水库综合效益提供了客观条件。

5 结 论

a. 肯斯瓦特水库年最大洪峰流量序列在 1993 年发生变异;序列整体上升趋势不显著,在 1957—1993 年子序列呈显著下降趋势,而 1994—2006 年子序列变化趋势不显著;序列趋势成分效率系数为 6.38%,跳跃成分效率系数 1993 年为 23.09%,跳跃变异为序列主要的变异形式。结合物理成因分析可知,序列发生变异的主要原因为气候变化,最可能的变异点 1993 年是合理可靠的。

b. 采用“分解-合成”理论对跳跃变异的年最大洪峰流量序列进行一致性修正,得到过去条件下年最大洪峰流量序列的统计参数 $E = 321.22 \text{ m}^3/\text{s}$ 、 $C_v = 0.51$ 、 $C_s = 2.30$;而现状条件下 $E = 507.85 \text{ m}^3/\text{s}$ 、 $C_v = 0.32$ 、 $C_s = 2.28$ 。结合优化适线法进行 P-Ⅲ 型分布拟合,将得到的相应设计频率下还原、还原年最大洪峰流量设计值分别与防洪规划设计值对比分析,过去条件下设计洪水值均减小了,减小的变化量在增大,而现状条件下设计洪水值均增大了,并且增大的变化量也在增大。

c. 以 1996 年典型融雪洪水过程为基础,通过倍比缩放法得到过去、现状两种条件下不同频率设计融雪洪水过程,并作为入库融雪洪水,根据水库水位-库容-泄量关系曲线,结合肯斯瓦特水库调度运行规则,经调洪演算,分别得到两种设计洪水条件下水库坝前最高库水位。以校核洪水位($Z_d = 993.35$ m)作为水库极限防洪风险控制指标,采用频率分析法进行分析计算,过去条件下肯斯瓦特水库极限防洪风险率 P_f 为 0.23123%,而现状条件下其极限防洪风险率 P_f 为 0.35458%,两种条件下复核后的肯斯瓦特水库极限防洪风险率均大于 5000 年一遇的校核标准(0.02%)。

参考文献:

[1] MONTANRI A, YOUNG G, SAVENIJE H H G, et al. “Panta Rhei-everything flows”: change in hydrology and society-The IAHS scientific decade 2013-2022 [J]. Hydrological Sciences Journal, 2013, 58(6):1256-1275.

[2] MILLY P C D, BETANCOURT J, FALKENMARK M, et al. Stationarity is dead: whither water management [J]. Science, 2008, 319(5863):573-574.

[3] 雷红富, 谢平, 陈广才, 等. 水文序列变异点检验方法的性能比较分析[J]. 水电能源科学, 2007, 25(4): 36-40. (LEI Hongfu, XIE Ping, CHEN Guangcai, et al. Comparison and analysis on the performance of hydrological time series change-point testing methods [J]. Water Resources and Power, 2007, 25(4):36-40. (in Chinese))

- [4] 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, 29(1): 85-91. (XIE Ping, CHEN Guangcai, LEI Hongfu, et al. Hydrological alteration diagnosis [J]. Journal of Hydroelectric Engineering, 2010, 29(1): 85-91. (in Chinese))
- [5] PETROW T, MERZ B. Trends in flood magnitude, frequency and seasonality in Germany in the period 1951-2002[J]. Journal of Hydrology, 2009, 371(1): 129-141.
- [6] 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))
- [7] LI Huaxiong, SHENG Lianguo. Trend test and change-point detection for the annual discharge series of the Yangtze River at the Yichang Hydrological Station[J]. International Association of Scientific Hydrology Bulletin, 2004, 49(1): 99-112.
- [8] STRUPCZEWSKI W G, SINGH V P, FELUCH W. Non-stationary approach to at-site flood frequency modelling I: maximum likelihood estimation[J]. Journal of Hydrology, 2001, 248(1): 123-142.
- [9] ZENG H, FENG P, LI X. Reservoir flood routing considering the non-stationarity of flood series in North China[J]. Water Resources Management, 2014, 28(12): 4273-4287.
- [10] LANE P W, WOOD S, JONES M C, et al. Generalized additive models for location, scale and shape: discussion [J]. Applied Statistics, 2005, 54: 544-554.
- [11] MONTANARI A, KOUTSOYIANNIS D. Modeling and mitigating natural hazards: stationarity is immortal[J]. Water Resources Research, 2015, 50(12): 9748-9756.
- [12] 俞永旺, 徐冰, 白东明, 等. 天山北坡雀尔沟河春季融雪洪水的成因分析[J]. 干旱区研究, 1995(3): 15-20. (YU Yongwang, XU Bing, BAI Dongming. Analysis on the cause of spring melted snow flood in Qiurgou River [J]. Arid Zone Research, 1995(3): 15-20. (in Chinese))
- [13] 黄强, 苗隆德, 王增发. 水库调度中的风险分析及决策方法[J]. 西安理工大学学报, 1999, 15(4): 6-10. (HUANG Qiang, MIAO Longde, WANG Zengfa. Analysis and decision methods for the risk in reservoir operation [J]. Journal of Xi'an University of Technology, 1999, 15(4): 6-10. (in Chinese))
- [14] 熊明. 三峡水库防洪安全风险研究[J]. 水利水电技术, 1999, 30(2): 39-42. (XIONG Ming. Risk research of flood protection for Three Gorges Project [J]. Water Resources and Hydropower Engineering, 1999, 30(2): 39-42. (in Chinese))
- [15] 冯平, 韩松, 李健. 水库调整汛限水位的风险效益综合分析[J]. 水利学报, 2006, 37(4): 451-456. (FENG Ping, HAN Song, LI Jian. Analysis on risk and benefit of adjusting limited reservoir water level for flood control [J]. Journal of Hydraulic Engineering, 2006, 37(4): 451-456. (in Chinese))
- [16] 刁艳芳, 王本德. 基于不同风险源组合的水库防洪预报调度方式风险分析[J]. 中国科学: 技术科学, 2010, 40(10): 1140-1147. (DIAO Yanfang, WANG Bengde. Risk analysis of flood control operation mode with forecast information based on a combination of risk sources [J]. Scientia Sinica Technologica, 2010, 40(10): 11140-1147. (in Chinese))
- [17] 郭生练, 王金星, 彭辉, 等. 考虑人类活动影响的丰满水库洪水预报方案[J]. 水电能源科学, 2000, 18(2): 14-17. (GUO Shenglian, WANG Jinxing, PENG Hui, et al. A flood forecast model taking into account the human activity impact [J]. Hydroelectric Energy, 2000, 18(2): 14-17. (in Chinese))
- [18] 曹明亮. 基于多源信息分析人类活动对径流及洪水预报的影响[D]. 大连: 大连理工大学, 2011.
- [19] 黄凯, 冯平. 基于非一致性水文序列的水库极限防洪风险复核分析[J]. 水力发电学报, 2016, 35(1): 28-37. (HUANG Kai, FENG Ping. Recheck analysis of reservoir extreme flood control risk using inconsistent hydrological sequences [J]. Journal of Hydroelectric Engineering, 2016, 35(1): 28-37. (in Chinese))
- [20] PETTITT A N. A non-parametric approach to the change-point problem [J]. Applied Statistics, 1979, 28(2): 126-135.
- [21] VILLARINI G, SERINALDI F, SMITH J A, et al. On the stationarity of annual flood peaks in the continental United States during the 20th century [J]. Water Resources Research, 2009, 45(8), W08417.
- [22] MANN H B. Non-parametric test against trend [J]. Econometric, 1945, 13(3): 245-259.
- [23] KENDALL M G. Rank correlation methods [M]. London: Charles Griffin, 1975.
- [24] 章诞武, 丛振涛, 倪广恒. 基于中国气象资料的趋势检验方法对比分析[J]. 水科学进展, 2013, 24(4): 490-496. (ZHANG Danwu, CONG Zhentao, NI Guangheng. Comparison of three Mann-Kendall methods based on the China's meteorological data [J]. Advances in Water Science, 2013, 24(4): 490-496. (in Chinese))
- [25] 谢平, 陈广才, 夏军. 变化环境下非一致性年径流序列的水文频率计算原理[J]. 武汉大学学报(工学版), 2005, 38(6): 6-9. (XIE Ping, CHEN Guangcai, XIA Jun. Hydrological frequency calculation principle of inconsistent annual runoff series under changing environment [J]. Engineering Journal of Wuhan University, 2005, 38(6): 6-9. (in Chinese))

(下转第 43 页)