

DOI:10.19322/j.cnki.issn.1006-4710.2020.04.010

# 考虑非一致性的多属性洪水风险评估

王韩叶, 黄生志, 方伟, 代萌, 黄强

(西安理工大学 西北旱区生态水利国家重点实验室, 陕西 西安 710048)

**摘要:** 气候变化和人类活动等多种因素导致近年来极端水文事件频繁发生, 其中极端洪水引发的洪涝灾害常造成严重损失。而环境的变化和不确定性易导致洪水序列一致性得不到满足, 从而导致洪水的频率分析和风险评估受到影响。因此, 本文在评估多属性洪水风险时采用 GAMLSS 模型, 考虑用非一致性模型构建洪峰和洪量的边缘分布, 利用 Copula 函数联合洪峰和洪量, 进而评估非一致性下的多属性洪水风险。以白龙江流域为例, 结果表明: ①洪峰、洪量序列存在均值上的突变, 采用对数正态分布拟合洪峰和洪量效果最好; 其中对数正态分布的位置参数表示为解释变量时间  $t$  的线性函数; ②忽略非一致性会导致该流域 1977 年前洪水风险被高估, 而 1977 年以后的洪水风险被低估。

**关键词:** 非一致性; GAMLSS; 洪水风险; Copula 函数

**中图分类号:** TV8

**文献标志码:** A

**文章编号:** 1006-4710(2020)04-0507-09

## Bivariate flood risk assessment considering non-stationary model

WANG Hanye, HUANG Shengzhi, FANG Wei, DAI Meng, HUANG Qiang

(State Key Laboratory of Eco-hydraulics in Northwest Arid Region of China, Xi'an University of Technology, Xi'an 710048, China)

**Abstract:** In recent years, climate change, human activities and other factors have led to frequent occurrence of extreme hydrological events, such as extreme floods which result in flood disasters and serious losses. However, the change and uncertainty of the environment can easily lead to the failure of the stationarity of flood sequence, which will affect the flood frequency analysis and risk assessment. Therefore, GAMLSS was used to construct the margin distribution of flood peak and flood volume, and Copula function was utilized to gain the joint distribution of flood peak and flood volume. Pai-lung River Basin is taken as an example, with results showing: ① That there is non-stationarity in the mean value of flood peak and flood volume series, and that the model using the lognormal distribution which expresses the local parameter as the linear function of the explanatory variable, i. e. time. ② Moreover, ignoring the non-stationarity will lead to the overestimation of the flood risk before 1977 and the underestimation of the flood risk after 1977.

**Key words:** non-stationary; GAMLSS; flood risk; Copula function

洪涝灾害一直以来都是我国最严重的自然灾害之一<sup>[1]</sup>, 据水利部消息, 截至 2020 年 6 月 22 日, 全国 16 个省份共 198 条河流发生了超警戒以上洪水, 对经济、农作物等造成了严重的影响。对洪水频率和洪水风险等进行分析有助于为风险管理者和决策者提供有益参考。然而, 传统的洪水频率及风险分

析是在满足一致性条件下进行的。随着人类活动的加剧、气候变化的影响, 洪水频率及风险分析的一致性受到质疑, 若仍用一致性洪水风险分析模型来评估非一致性洪水风险, 很有可能造成风险低估<sup>[2]</sup>。因此, 如何构建一个考虑非一致性的多属性洪水风险评估模型至关重要。

收稿日期: 2020-08-31; 网络出版日期: 2020-10-26

网络出版地址: <https://kns.cnki.net/kcms/detail/61.1294.N.20201026.1705.009.html>

基金项目: 中国博士后科学基金面上资助项目(2018M640155); 陕西省水利科技计划资助项目(2014slkj-04)

第一作者: 王韩叶, 女, 硕士生, 研究方向为洪旱风险评估。E-mail: whanyeah@163.com

通信作者: 黄生志, 男, 博士, 副教授, 研究方向为洪旱灾害风险研究。E-mail: huangshengzhi7788@126.com

在一致性假设下的洪水风险分析中,洪水样本所服从分布的参数是恒定值,不受时间或其他因素的影响;而非一致性条件下分布参数则是变化的,受到时间或其他因素的影响,即仅仅通过洪水数据不能得到参数。对于不满足一致性条件的样本,通常可以采用还原(还现)方法使其达到一致性要求,再通过一致性模型进行分析<sup>[3]</sup>。然而还原(还现)方法也存在一些局限性<sup>[4]</sup>。随着基于位置、尺度、形状参数的广义可加模型(Generalized Additive Models for Location, Scale and Shape, GAMLSS)的发展<sup>[5]</sup>,越来越多的学者在面对非一致性问题时不再采取还原(还现)方法,而是利用该模型构建的非一致性模型直接进行分析<sup>[3,6-8]</sup>。GAMLSS 模型克服了广义线性模型(Generalized Linear Models, GLM)和广义相加模型(Generalized Additive Models, GAM)的一些局限,使用广泛灵活<sup>[9-10]</sup>。通过 GAMLSS 模型可以将分布的每个参数都构建为解释变量的函数,例如,时间最先被作为解释变量用于构建时变参数模型<sup>[11]</sup>。这为后续引入更具有物理基础的解释变量以构建非一致性模型(如气候指数、人类活动等)奠定了基础<sup>[2]</sup>。

近年来,洪水的多属性特征(洪峰、洪量和历时等)已经受到广泛关注,诸多水文学者都在洪水频率及风险分析中考虑了洪水不同属性之间的相关性。他们的研究表明,洪峰、洪量和历时之间有很强的联系,在进行洪水频率分析、风险评估等研究时,这些属性均不可忽略<sup>[12-17]</sup>。Copula 函数因其应用灵活、边缘分布不受限制以及能够很好地刻画变量间的相依关系而被广泛使用<sup>[18]</sup>。

白龙江流域受到川西北暴雨天气系统的影响,易发暴雨洪水。同时,由洪水并发的泥石流灾害也给该流域带来十分严重的危害<sup>[19]</sup>,因此,本文旨在用 GAMLSS 构建考虑非一致性的边缘分布模型,并结合 Copula 函数来评估该流域多属性洪水的风险,以期为该流域未来的风险评估和管理工作提供参考。

## 1 研究区域概况及数据

### 1.1 研究区域概况

白龙江流域地处甘肃省东南部,地跨甘肃省迭部、舟曲、武都、文县等县和四川省九寨沟、青川、昭化三县。该流域总面积为 32 810 km<sup>2</sup>,其在甘肃省境内面积为 27 391 km<sup>2</sup>,占整个流域面积的 83%<sup>[20]</sup>。白龙江是嘉陵江的主要支流,属于长江水系,作为我国西部亚热带与暖温带的分界线,与秦

岭、淮河同为我国地理上的重要分界线<sup>[20]</sup>。白龙江流域的气候因素随地理位置和地势高程的变化而变化,自上游到下游依次从高寒阴湿气候区,经过温带半湿润区,最后过渡到亚热带湿润气候区。白龙江上游西北部海拔高、气温低,年平均降雨量大于 600 mm。该地区地形复杂,气候垂直分带明显,冷暖空气交换激烈,常有冰雹和暴雨等自然灾害发生。尤其是在汛期暴雨频繁,且强度大、范围广,从 5 月到 10 月底都有暴雨发生,并且集中发生在 5~8 月,其中 7 月暴雨最多,强度也最大。

### 1.2 数据

洪水资料(1957—2005 年)来源于碧口水文站,根据实测径流资料,采用年最大值选样,获得年最大洪峰序列和年最大 24 h 洪量序列。

## 2 方法

### 2.1 非一致性检验

随着水文序列非一致性问题的出现,很多方法被用于水文序列的非一致性检验(诊断)中,包括趋势性、周期性和变异(跳跃)的检验,检验方法有 Mann-Kendall 趋势检验法、Mann-Kendall 突变检验法、小波分析法、启发式分割法、过程线法、滑动平均法、中值检验法、线性趋势回归法、有序聚类法、Bayes 变点分析模型、两阶段线性回归和 Pettitt 检验等<sup>[21-23]</sup>。此处采用 Mann-Kendall 检验法进行洪峰、洪量序列的趋势和突变检验。Mann-Kendall 检验法包括趋势检验和突变检验,其优点在于该方法属于非参数检验法,样本不需要遵循某一特定分布,具体计算方法可见曹洁萍等<sup>[22]</sup>的文献。基于此优点,采用该方法检验洪峰、洪量序列的一致性。

### 2.2 GAMLSS 模型

GAMLSS 模型是基于位置、尺度和形状的半参数回归模型<sup>[9]</sup>,其分布族丰富,灵活方便,已被诸多水文学者应用于解决非一致性问题<sup>[11]</sup>。在利用 GAMLSS 模型拟合独立观测值序列  $y_i(i=1,2,\cdots,n)$  时,假设该时间序列的概率密度函数为  $f(y_i|\theta^i)$ ,其中的条件  $\theta^i$  为  $(\theta_{1i},\theta_{2i},\theta_{3i},\theta_{4i})$ ,具体可表示为  $(\mu_i,\sigma_i,\nu_i,\tau_i)$ ,即分布的四个参数,每个参数都可表达为解释变量(协变量)的函数<sup>[10]</sup>。这四个参数中,前两个参数  $\mu_i,\sigma_i$  通常表征位置参数和尺度参数,剩余的参数一般表示形状参数(如偏度参数和峰度参数)。Rigby 和 Stasinopoulos<sup>[9]</sup>给出了 GAMLSS 模型的初始定义:设  $\mathbf{Y}^T=(y_1,y_2,\cdots,y_n)$  是长度为  $n$  的响应变量,  $g_k$  为联系分布参数与解释变量的单调 Copula 函数( $k=1,2,$

3,4),则:

$$\begin{cases} g_1(\boldsymbol{\mu}) = \boldsymbol{\eta}_1 = \mathbf{X}_1\boldsymbol{\beta}_1 + \sum_{j=1}^{J_1} \mathbf{Z}_{j1}\boldsymbol{\gamma}_{j1} \\ g_2(\boldsymbol{\sigma}) = \boldsymbol{\eta}_2 = \mathbf{X}_2\boldsymbol{\beta}_2 + \sum_{j=1}^{J_2} \mathbf{Z}_{j2}\boldsymbol{\gamma}_{j2} \\ g_3(\mathbf{v}) = \boldsymbol{\eta}_3 = \mathbf{X}_3\boldsymbol{\beta}_3 + \sum_{j=1}^{J_3} \mathbf{Z}_{j3}\boldsymbol{\gamma}_{j3} \\ g_4(\boldsymbol{\tau}) = \boldsymbol{\eta}_4 = \mathbf{X}_4\boldsymbol{\beta}_4 + \sum_{j=1}^{J_4} \mathbf{Z}_{j4}\boldsymbol{\gamma}_{j4} \end{cases} \quad (1)$$

式中:  $\boldsymbol{\eta}_k, \boldsymbol{\mu}, \boldsymbol{\sigma}, \mathbf{v}, \boldsymbol{\tau}$  均为表示长度为  $n$  的向量;  $\boldsymbol{\beta}_k^T = (\beta_{1k}, \beta_{2k}, \dots, \beta_{J'_k})$  为参数向量;  $\mathbf{X}_k$  为  $n \times J'_k$  的已知矩阵;  $\mathbf{Z}_{jk}$  为  $n \times q_{jk}$  的已知设计矩阵;  $\boldsymbol{\gamma}_{jk}$  是  $q_{jk}$  维随机变量向量。式(1)中参数项  $\mathbf{X}_k\boldsymbol{\beta}_k$  可进行多种变型,能灵活地体现分布参数和解释变量间的线性或非线性关系。随机项  $\mathbf{Z}_{jk}\boldsymbol{\gamma}_{jk}$  起到平滑的作用。

式(1)中的模型允许用户将每个分布参数建模为解释变量的线性函数和/或随机变量的线性函数(随机效应),但很少需要使用解释变量对所有分布参数进行建模。GAMLSS 有几个重要的子模型,子模型间相互结合也可推出一些参数化的 GAMLSS 模型。在 R 中可使用 GAMLSS 相关的程序包进行计算,完整详细的介绍和使用指南可见文献<sup>[5]</sup>。

对 GAMLSS 模型的诊断、评价,通常采用 Q-Q 图和 Worm 图评价其标准正态性<sup>[3,5]</sup>。根据标准正态残差,若该模型平均值接近 0,方差接近 1,偏斜系数接近 0,峰度系数接近 3,则这个模型的(归一化分位数)残差表现良好<sup>[3]</sup>。在选择最优参数模型时,可根据拟合的全局偏差(GD)和广义 Akaike 信息准则(GAIC)来选择模型,其中全局偏差 GD 的定义为<sup>[5]</sup>:

$$GD = -2l(\hat{\boldsymbol{\theta}}) \quad (2)$$

式中:  $\hat{\boldsymbol{\theta}}$  为模型的参数向量,  $l$  表示拟合的(或最大化的)对数似然函数。通常选择全局拟合偏差最小

的模型。GAIC 可通过对模型中使用的每个有效自由度的拟合偏差添加固定的惩罚系数  $k$  来获得,即<sup>[5]</sup>:

$$GAIC(k) = GD + (k \times df) \quad (3)$$

式中:  $df$  为模型中使用的总有效自由度;  $GD$  为拟合的全局偏差;  $k$  为惩罚系数。  $GAIC(k)$  值最小模型就是最优模型。 Akaike 信息准则(AIC)和 Schwartz Bayesian 准则(SBC)是  $GAIC(k)$  准则的特例,分别对应于惩罚系数  $k=2$  和  $k=\log(n)$ ,其中,  $n$  为观测值数量。

2.3 边缘分布

GAMLSS 模型中具有多种备选分布,包括离散的、连续的以及混合的,这里主要考虑在水文中较为常用的 8 种分布进行选择,即广义 Pareto(Generalized Pareto)、正态(Normal)、对数正态(Lognormal)、逻辑斯蒂(Logistic)、Gumbel、两参数的 Gamma(Gamma)、三参数的广义 Gamma(Generalized Gamma)和 Weibull<sup>[5]</sup>。

2.4 Copula 函数

Copula 函数是基于 Sklar 定理提出的,该函数是定义在区间 $[0,1]$ 上均匀分布的联合概率分布函数。设一个  $n$  维分布函数  $F$  的边缘分布为  $F_1, F_2, \dots, F_n$ ,则对任意  $\mathbf{x} \in R^n$ ,存在一个  $n$  维的 Copula 函数  $C$  满足<sup>[18]</sup>:

$$F(x_1, x_2, \dots, x_n) = C[F_1(x_1), F_2(x_2), \dots, F_n(x_n)] \quad (4)$$

Copula 函数种类较多,一般常用的有椭圆分布族(Elliptical Copulas)、阿基米德分布族及立方分布族(Cubic Copulas)等,由于阿基米德分布族(Archimedean Copulas)构造简单,且具有很多其他 Copula 不具有的特性<sup>[18]</sup>,因此本文考虑阿基米德分布族中 3 个 Copula 函数(Clayton Copula, Frank Copula, Gumbel Copula)进行优选,其在二维情况下的表达式见表 1。

表 1 三种二维阿基米德 Copula 函数表达式

Tab. 1 Three functional expressions of two-dimensional Archimedean Copula

| Copula  | 表达式                                                                                                            | $\alpha$ 范围                     |
|---------|----------------------------------------------------------------------------------------------------------------|---------------------------------|
| Gumbel  | $C(u, v) = \exp\{-[-(-\ln u)^\alpha + (-\ln v)^\alpha]^{\frac{1}{\alpha}}\}$                                   | $[1, \infty]$                   |
| Clayton | $C(u, v) = \max[(u^{-\alpha} + v^{-\alpha} - 1)^{-\frac{1}{\alpha}}, 0]$                                       | $(-1, 0) \cup (0, \infty)$      |
| Frank   | $C(u, v) = -\frac{1}{\alpha} \ln\left(1 + \frac{(e^{-u\alpha} - 1)(e^{-v\alpha} - 1)}{e^{-\alpha} - 1}\right)$ | $(-\infty, 0) \cup (0, \infty)$ |

2.5 联合分布拟合优度检验

采用均方根误差(RMSE)、AIC 准则、平方欧式距离  $d$  对联合分布进行拟合优度检验。

1) RMSE 计算为<sup>[24]</sup>:

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (F_{\text{emp}} - F_{\text{theo}})^2} \quad (5)$$

式中: $n$  为序列长度; $F_{\text{emp}}$  为经验概率值; $F_{\text{theo}}$  为理论概率值。 $RMSE$  越小,则拟合度越好。

2) AIC 计算为<sup>[24]</sup>

$$AIC = n\ln(MSE) + 2k \tag{6}$$

式中: $n$  为序列长度; $k$  为模型参数个数。其中, $MSE$  计算为:

$$MSE = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (F_{\text{emp}} - F_{\text{theo}})^2 \tag{7}$$

3) 平方欧式距离  $d$  可反映各 Copula 函数拟合原始数据的情况,计算如下<sup>[18]</sup>:

$$d = \sum_{i=1}^n |C_{\text{emp}}(u, v) - C_k(u, v)|^2 \tag{8}$$

即各 Copula 函数概率值与经验 Copula 函数概率值间差值的平方。

2.6 联合重现期

Copula 函数实现了对洪水多属性特征的考虑,基于边缘概率和 Copula 联合分布概率可计算联合重现期,本文考虑“且”重现期和“或”重现期。若用  $u, v$  分别表示峰、量边缘分布概率,用  $C(u, v)$  表示联合分布概率,则:

$$C(u, v) = P(U \leq u, V \leq v) \tag{9}$$

“且”重现期( $T_{\text{and}}$ )和“或”重现期( $T_{\text{or}}$ )可分别表

示为<sup>[13]</sup>:

$$T_{\text{and}} = \frac{\mu}{P(U \geq u \cap V \geq v)} = \frac{\mu}{1 - u - v + C(u, v)} \tag{10}$$

$$T_{\text{or}} = \frac{\mu}{P(U \geq u \cup V \geq v)} = \frac{\mu}{1 - C(u, v)} \tag{11}$$

式中: $\mu$  为洪水的平均间隔时间,采用年最大值选择时  $\mu$  取 1。

3 结果分析

3.1 实测洪峰洪量序列的非一致性检验

3.1.1 趋势检验

根据线性趋势、5 年滑动平均、Mann-Kendall 非参数趋势检验法(M-K)分别对洪峰和洪量的趋势进行检验,见图 1。

由图 1 可知,整体上洪峰和洪量序列都有下降的趋势,其 5 年滑动平均序列也呈下降趋势。通过 Mann-Kendall 非参数趋势检验法进行定量检验,检验结果见表 2。由表 2 可知,当显著性水平为 0.05 时,洪峰序列呈不显著下降趋势,洪量序列呈显著下降趋势。

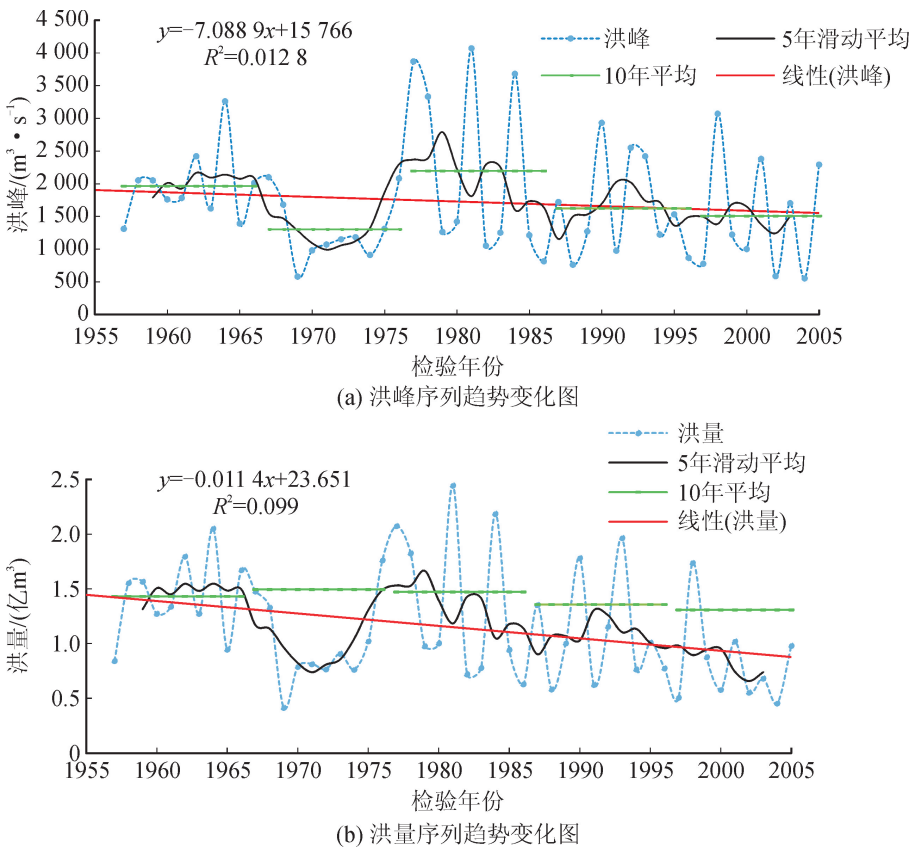


图 1 洪峰、洪量趋势变化图

Fig. 1 Trend change of flood peak and flood volume

表 2 洪峰、洪量趋势分析表

Tab.2 Analysis table of flood peak and flood volume trend

| 检验序列                                    | 检验方法 | 统计量 $U$ 值 | 临界值                                       | 检验结果 |
|-----------------------------------------|------|-----------|-------------------------------------------|------|
| 洪峰/( $\text{m}^3 \cdot \text{s}^{-1}$ ) | M-K  | -1.50     | $U_{\frac{\alpha}{2}} (\alpha=0.05)=1.96$ | ↓    |
| 洪量/(亿 $\text{m}^3$ )                    | M-K  | -2.52     | $U_{\frac{\alpha}{2}} (\alpha=0.05)=1.96$ | ↓    |

3.1.2 突变检验

采用 Mann-Kendall 突变检验方法对洪峰和洪量序列进行变异诊断。Mann-Kendall 检验结果见图 2。由图 2 可知,洪峰的统计序列 UF 和 UB 曲线在临界直线(红色虚线 1.96 和 -1.96)间多次出现交点,这表明

检测出突变;洪量的统计序列 UF 和 UB 曲线在临界直线也出现了一个交点,即存在突变。

综上,洪峰和洪量序列的一致性受到破坏,因此需要构建非一致性模型来分析洪水风险。

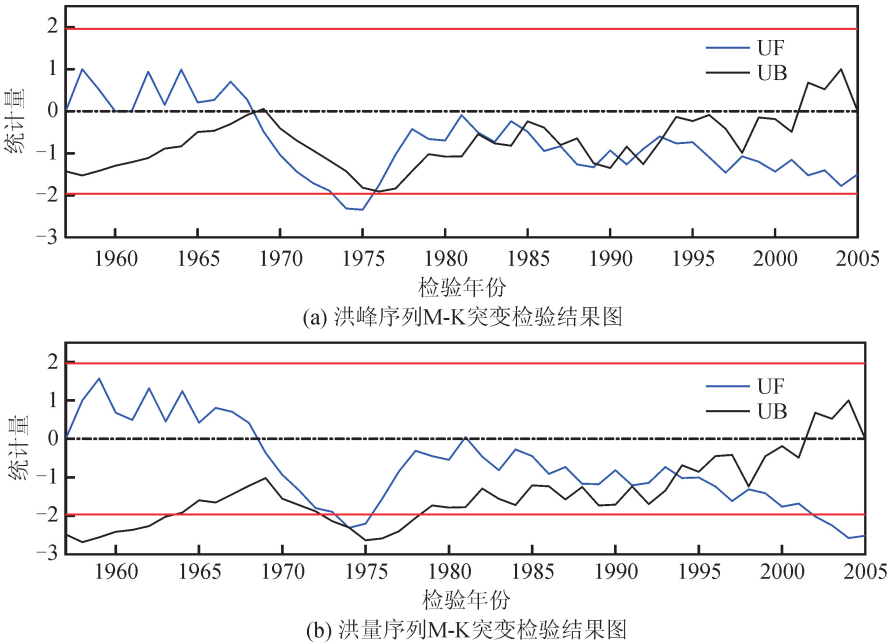


图 2 洪峰、洪量序列 M-K 突变检验结果图

Fig.2 M-K mutation test of flood peak and flood volume sequences

3.2 统计模型的构建

基于 Mann-Kendall 的检验结果,本文考虑构建 8 种分布(广义 Pareto,正态,对数正态,逻辑斯蒂,Gumbel,Gamma,广义 Gamma,Weibull)中各自的位置参数(均值)与解释变量(时间)之间的关系,进而根据 GAIC 选择最优的非一致性模型。位置参数与时间  $t$  之间的函数关系采用三次样条函数  $cs$  进行拟合,其中三次样条函数的自由度决定了位置参数与解释变量之间关系的复杂程度,当自由度选择 0 时,表明二者呈线性关系<sup>[3]</sup>。这里选择 4 种自由度:0,1,2,3。即  $cs(t,0)$ ,  $cs(t,1)$ ,  $cs(t,2)$ ,  $cs(t,3)$ 。

表 3 展示了 8 种非一致性模型中一部分模型的

残差序列统计指标及模型的 Filliben 相关系数。根据均值、方差、偏度系数、峰度系数等所需满足的条件(均值接近 0,方差接近 1,偏度系数接近 0,峰度系数接近 3)可知,广义 Gamma 分布和对数正态分布的拟合效果比其他分布都好,因此采用 AIC 和 SBC 准则从二者中挑选最优模型,见表 4。

表 4 的结果显示,  $m_{34}$  的全局拟合偏差 GD 最小,  $m_{61}$  的 AIC 值和 SBC 值最小,由于 GD 常用于比较嵌套模型的优劣比较,因此本文主要考虑 AIC 和 SBC。所以最终选择  $m_{61}$ (对数正态分布)作为洪峰的非一致性模型,即位置参数是时间  $t$  的线性函数,表示为  $cs(t,0)$ 。

同理可选出洪量的非一致性模型。

表 3 洪峰非一致性模型残差序列统计指标及模型 Filliben 相关系数表

Tab. 3 Statistical indexes residual sequence and Filliben correlation coefficient of flood peaknon-stationary model

| 分布名称      | 编号              | 位置参数    | 均值     | 方差    | 偏度系数   | 峰度系数  | Filliben 相关系数 |
|-----------|-----------------|---------|--------|-------|--------|-------|---------------|
| 正态        | m <sub>11</sub> | cs(t,0) | 0.000  | 1.021 | 1.005  | 3.091 | 0.947         |
|           | m <sub>14</sub> | cs(t,3) | 0.000  | 1.021 | 0.898  | 2.713 | 0.948         |
| Gamma     | m <sub>21</sub> | cs(t,0) | -0.003 | 1.019 | 0.440  | 2.342 | 0.984         |
|           | m <sub>24</sub> | cs(t,3) | -0.003 | 1.020 | 0.357  | 2.053 | 0.980         |
| 广义 Gamma  | m <sub>31</sub> | cs(t,0) | -0.002 | 1.020 | 0.005  | 2.352 | 0.991         |
|           | m <sub>34</sub> | cs(t,3) | -0.002 | 1.020 | -0.008 | 2.229 | 0.986         |
| Gumble    | m <sub>41</sub> | cs(t,0) | 0.027  | 0.821 | 1.520  | 4.640 | 0.904         |
|           | m <sub>44</sub> | cs(t,3) | 0.013  | 0.887 | 0.924  | 2.773 | 0.943         |
| 逻辑斯蒂      | m <sub>51</sub> | cs(t,0) | 0.104  | 1.019 | 0.819  | 2.569 | 0.955         |
|           | m <sub>54</sub> | cs(t,3) | 0.109  | 1.022 | 0.856  | 2.600 | 0.950         |
| 对数正态      | m <sub>61</sub> | cs(t,0) | 0.000  | 1.021 | 0.195  | 2.252 | 0.990         |
|           | m <sub>64</sub> | cs(t,3) | 0.000  | 1.021 | 0.226  | 2.070 | 0.985         |
| 广义 Pareto | m <sub>71</sub> | cs(t,0) | 0.258  | 0.233 | 0.432  | 2.336 | 0.984         |
|           | m <sub>74</sub> | cs(t,3) | 0.263  | 0.217 | 0.352  | 2.053 | 0.980         |
| Weibull   | m <sub>81</sub> | cs(t,0) | 0.009  | 0.918 | 0.688  | 2.650 | 0.973         |
|           | m <sub>84</sub> | cs(t,3) | 0.003  | 0.949 | 0.475  | 2.069 | 0.973         |

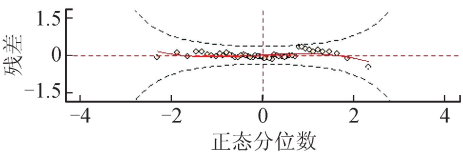
表 4 洪峰非一致性模型的拟合优度检验表

Tab. 4 Goodness of fit test of flood peak non-stationary model

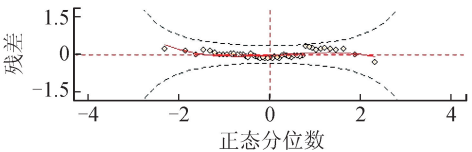
| 分布名称     | 编号              | 位置参数    | GD        | AIC       | SBC       |
|----------|-----------------|---------|-----------|-----------|-----------|
| 广义 Gamma | m <sub>31</sub> | cs(t,0) | 787.501 0 | 795.501 0 | 803.068 1 |
|          | m <sub>32</sub> | cs(t,1) | 786.713 1 | 796.713 8 | 806.173 5 |
|          | m <sub>33</sub> | cs(t,2) | 785.266 0 | 797.267 1 | 808.619 0 |
|          | m <sub>34</sub> | cs(t,3) | 783.531 0 | 797.532 9 | 810.777 0 |
| 对数正态     | m <sub>61</sub> | cs(t,0) | 788.099 6 | 794.099 6 | 799.775 1 |
|          | m <sub>62</sub> | cs(t,1) | 787.514 5 | 795.515 1 | 803.083 0 |
|          | m <sub>63</sub> | cs(t,2) | 786.396 3 | 796.397 4 | 805.857 5 |
|          | m <sub>64</sub> | cs(t,3) | 784.800 2 | 796.801 6 | 808.154 0 |

图 3(a)~(d)分别展示了洪峰、洪量非一致性模型的残差正态分布图。由图 3 可知,模型的正态残差序列均位于上下界(黑色虚线)之内,即考虑位

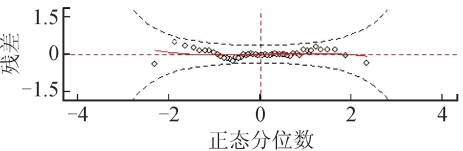
置参数随时间变化的非一致性模型拟合结果较好。最终得到洪峰、洪量的非一致性拟合模型,见表 5。



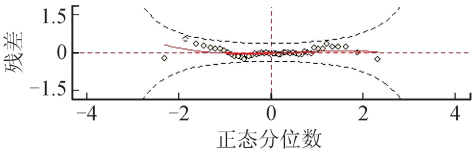
(a) 洪峰序列在广义Gamma分布下的Worm图(m<sub>31</sub>;CS(t,0))



(b) 洪峰序列在广义Gamma分布下的Worm图(m<sub>61</sub>;CS(t,0))



(c) 洪量序列在广义Gamma分布下的Worm图(m<sub>3</sub>;CS(t,0))



(d) 洪量序列在广义Gamma分布下的Worm图(m<sub>6</sub>;CS(t,0))

图 3 洪峰、洪量非一致性模型残差正态分布图

Fig. 3 Normal distribution of residual difference of flood peak and flood volume of non-stationary model

表 5 洪峰、洪量最优边缘分布表

Tab. 5 Optimal marginal distribution of flood peak and flood volume

| 变量 | 分布名称 | 位置参数                     | 尺度参数     |
|----|------|--------------------------|----------|
| 洪峰 | 对数正态 | $-0.006\ 631t+20.462\ 3$ | 0.494\ 9 |
| 洪量 | 对数正态 | $-0.011\ 34t+22.504\ 8$  | 0.415\ 3 |

3.3 联合分布的优选

备选的联合分布主要是阿基米德分布族的 Clayton Copula, Frank Copula 和 Gumbel Copula。通过洪峰、洪量的非一致性模型可以算出边缘概率,再通过 Copula 函数进行联合。表 6 展示了 3 种 Copula 函数的优选结果,根据 AIC、RMSE 和平方欧式距离  $d$  最小原则可选出最优的联合分布,即 Frank Copula。

表 6 联合分布优选结果表

Tab. 6 Optimal results of joint distribution

| Copula  | AIC      | RMSE  | $d$   |
|---------|----------|-------|-------|
| Clayton | -281.007 | 0.008 | 0.152 |
| Frank   | -310.378 | 0.006 | 0.083 |
| Gumbel  | -293.353 | 0.007 | 0.118 |

3.4 非一致性下多属性洪水风险评估

本文通过联合重现期(“且”重现期和“或”重现期)来反映洪水风险,先计算从 1957 年至 2005 年这 49 年间洪水序列的“且”重现期和“或”重现期,再将其与一致性假设下的联合重现期进行比较,见图 4。其中,一致性假设下洪峰的最优分布为广义极值分

布,洪量的最优分布为对数正态分布,最优的联合分布为 Frank Copula。图 4 中橙色圆点表示一致性假设下的样本联合重现期,绿色实线表示非一致性的情况。由图 4 可知,在一致性假设条件下,1981 年洪水的联合重现期比非一致性情况下的小,这表明在考虑非一致性情况评估时更极端(洪水规模大、危害大),即忽略了非一致性容易导致风险低估的问题。结合表 7 可知,1976 年以后(1977 年开始),非一致性模型计算的联合重现期几乎都大于一致性假设下的联合重现期,而 1976 年之前则相反,这说明,忽略非一致性会导致 1977 年之前的洪水风险被高估,1977 年以后的洪水风险被低估。为进一步验证结果,采用经验分布和经验 Copula 拟合洪峰、洪量的边缘和联合分布,并计算经验重现期,然后将一致性、非一致性情况下,样本的“且”重现期与样本经验重现期进行比较,见图 4(a)。由图 4(a)可知,1981 年这场大洪水的“且”重现期很高(即洪水规模很大,带来的危害、风险大),采用非一致性模型评估的结果更接近经验值(黑色菱形),表明非一致性模型在评估极值风险时更可靠。

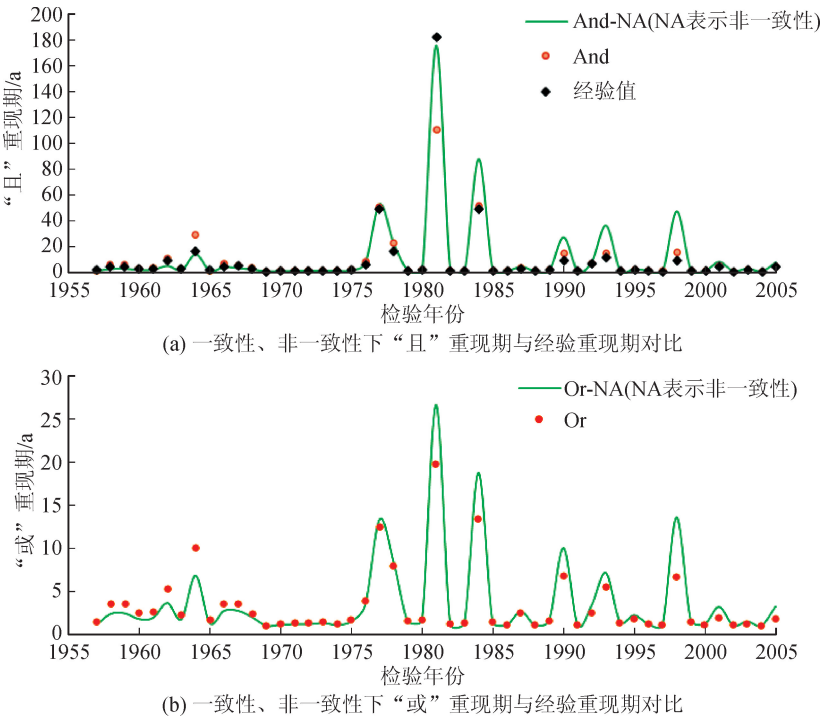


图 4 一致性与非一致性下样本联合重现期对比图

Fig. 4 Comparison of joint recurrence period of samples with consistency and inconsistency

表 7 一致性与非一致性下样本联合重现期比较表

Tab. 7 Comparison of joint recurrence periods between stationary and non-stationary samples

| 年份   | 或 | 且 | 年份   | 或 | 且 | 年份   | 或 | 且 | 年份   | 或 | 且 |
|------|---|---|------|---|---|------|---|---|------|---|---|
| 1957 | 0 | 0 | 1970 | 0 | 0 | 1983 | 1 | 0 | 1996 | 1 | 1 |
| 1958 | 0 | 0 | 1971 | 0 | 0 | 1984 | 1 | 1 | 1997 | 1 | 1 |
| 1959 | 0 | 0 | 1972 | 0 | 0 | 1985 | 1 | 1 | 1998 | 1 | 1 |
| 1960 | 0 | 0 | 1973 | 0 | 0 | 1986 | 1 | 1 | 1999 | 1 | 1 |
| 1961 | 0 | 0 | 1974 | 0 | 0 | 1987 | 1 | 1 | 2000 | 1 | 1 |
| 1962 | 0 | 0 | 1975 | 0 | 0 | 1988 | 1 | 1 | 2001 | 1 | 1 |
| 1963 | 0 | 0 | 1976 | 0 | 0 | 1989 | 1 | 1 | 2002 | 1 | 1 |
| 1964 | 0 | 0 | 1977 | 1 | 1 | 1990 | 1 | 1 | 2003 | 1 | 1 |
| 1965 | 0 | 0 | 1978 | 1 | 0 | 1991 | 1 | 1 | 2004 | 1 | 1 |
| 1966 | 0 | 0 | 1979 | 0 | 0 | 1992 | 1 | 1 | 2005 | 1 | 1 |
| 1967 | 0 | 0 | 1980 | 0 | 0 | 1993 | 1 | 1 |      |   |   |
| 1968 | 0 | 0 | 1981 | 1 | 1 | 1994 | 1 | 1 |      |   |   |
| 1969 | 0 | 0 | 1982 | 0 | 0 | 1995 | 1 | 1 |      |   |   |

注:“0”表示非一致性下联合重现期小于或等于一致性下的情况;“1”表示非一致性下联合重现期大于一致性下联合重现期的情况。

4 结 论

通过对碧口水库的洪水进行非一致性检验分析,构建基于位置参数随着解释变量(时间  $t$ )变化的单变量非一致性模型,并采用 Frank Copula 函数构建洪峰和洪量的联合分布,基于联合重现期评估多属性洪水风险,本文得到以下结论。

- 1) 碧口水库洪峰、洪量序列在 1957—2005 年间存在下降趋势(其中洪量下降显著),且存在均值上的变异。
- 2) 基于位置参数时变的对数正态分布对洪峰和洪量的拟合效果最好。
- 3) 1976 年以后(1977 年开始),考虑非一致性时该流域洪水的联合重现期几乎都大于一致性假设下的联合重现期,而 1976 年之前则相反,即忽略非一致性会导致 1977 年之前的洪水风险被高估,1977 年以后的洪水风险被低估。

参考文献:

[1] 周月华,彭涛,史瑞琴. 我国暴雨洪涝灾害风险评估研究进展[J]. 暴雨灾害,2019,38(5):494-501.  
ZHOU Yuehua, PENG Tao, SHI Ruiqin. Research progress on risk assessment of heavy rainfall and flood disasters in China [J]. Torrential Rain and Disasters, 2019,38(5):494-501.

[2] ZHANG Xu, DUAN Kai, DONG Qianjin. Comparison of nonstationary models in analyzing bivariate flood fre-

quency at the Three Gorges Dam[J]. Journal of Hydrology, 2019, 579:1-13.

[3] 孙华锋. 变化环境下非一致性洪水频率分析及重现期研究[D]. 天津:天津大学,2017.  
SUN Huafeng. Nonstationary flood frequency analysis in changing climate and flood return period study[D]. Tianjin: Tianjin University, 2017.

[4] 芮孝芳,梁霄. 水文学的现状与未来[J]. 水利水电科技进展,2011,31(2):5-8.  
RUI Xiaofang, LIANG Xiao. Present situation and future of hydrology[J]. Advances in Science and Technology of Water resource, 2011, 31(2):5-8.

[5] STASINOPOULOS D, RIGBY R, HELLER G Z, et al. Flexible regression and smoothing: using GAMLSS in R[M]. London: CRC Press, 2017: 23-42.

[6] 杜涛,熊立华,李帅,等. 基于风险的非一致性设计洪水及其不确定性研究[J]. 水利学报, 2018, 49 (2): 241-253.  
DU Tao, XIONG Lihua, LI Shuai, et al. Risk-based nonstationary design flood and uncertainty analysis[J]. Journal of Hydraulic Engineering, 2018, 49 (2): 241-253.

[7] 顾西辉,张强. 考虑水文趋势影响的珠江流域非一致性洪水风险分析[J]. 地理研究,2014,33(9):1680-1693.  
GU Xihui, ZHANG Qiang. Non-stationary flood risk analysis in Pearl River Basin, considering the impact of hydrological trends[J]. Geographical Research, 2014, 33(9):1680-1693.

[8] ZHANG D D, YAN D H, WANG Y C, et al. Changes in extreme precipitation in the Huang-Huai-Hai River

- Basin of China during 1960-2010[J]. Theoretical and Applied Climatology, 2015, 120(1/2): 195-209.
- [9] RIGBY R A, STASINOPOULOS D M. Generalized additive models for location, scale and shape[J]. Journal of the Royal Statistical Society: Series C (Applied Statistics), 2005, 54(3): 507-554.
- [10] STASINOPOULOS D M, RIGBY R A. Generalized additive models for location scale and shape (GAMLSS) in R[J]. Journal of Statistical Software, 2007, 23(7): 1-46.
- [11] VILLARINI G, SMITH J A, SERINALDI F, et al. Flood frequency analysis for nonstationary annual peak records in an urban drainage basin[J]. Advances in Water Resources, 2009, 32(8): 1255-1266.
- [12] 张冬冬, 鲁帆, 严登华, 等. 基于 Archimedean Copula 函数的洪水多要素联合概率分布研究[J]. 中国农村水利水电, 2015(1): 68-74.
- ZHANG Dongdong, LU Fan, YAN Denghua, et al. Research on multi-dimensional joint distribution of flood characteristics based on Archimedean Copula[J]. China Rural Water and Hydropower, 2015(1): 68-74.
- [13] 史黎翔, 宋松柏. 基于 Copula 函数的两变量洪水重现期与设计值计算研究[J]. 水力发电学报, 2015, 34(10): 27-34.
- SHI Lixiang, SONG Songbai. Calculation of return periods and design values of bivariate floods based on Copula function[J]. Journal of Hydroelectric Engineering, 2015, 34(10): 27-34.
- [14] 高玉琴, 叶柳, 赖丽娟. 基于 GH 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 & Water Engineering, 2018, 29(1): 172-177.
- [15] 黄强, 陈子燊. 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.
- [16] 罗贤, 许有鹏. 秦淮河流域中游地区两变量洪水风险分析[J]. 自然灾害学报, 2011, 20(4): 126-130.
- LUO Xian, XU Youpeng. A bivariate analysis of flood risk in the middle reaches of Qinhuai River Basin[J]. Journal of Natural Disasters, 2011, 20(4): 126-130.
- [17] 陈子燊, 黄强, 刘曾美. 基于非对称 Archimedean Copula 的三变量洪水风险评估[J]. 水科学进展, 2016, 27(5): 763-771.
- CHEN Zishen, HUANG Qiang, LIU Zengmei. Risk assessment of trivariate flood based on asymmetric Archimedean Copulas[J]. Advances in Water Science, 2016, 27(5): 763-771.
- [18] 李霞. COPULA 方法及其应用[M]. 北京: 经济管理出版社, 2014: 1-78.
- [19] 强永兴. 白龙江流域暴雨成因分析[J]. 中国科技博览, 2014(2): 349.
- QIANG Yongxing. Cause analysis of rainstorm in Bailong River Basin[J]. China Science and Technology Exp, 2014(2): 349.
- [20] 赵万奎, 张富, 安平山. 甘肃白龙江流域水土流失成因分析及治理对策[J]. 甘肃科技, 2013, 29(20): 5-7.
- ZHAO Wankui, ZHANG Fu, AN Pingshan. Analysis on the causes of soil and water loss in Bailong River Basin of Gansu province and its countermeasures[J]. Gansu Science and Technology, 2013, 29(20): 5-7.
- [21] 陈占寿, 乔爱芳. 几种水文序列变异点诊断方法的性能比较[J]. 青海师范大学学报(自然科学版), 2014, 30(3): 1-5.
- CHEN Zhanshou, QIAO Aifang. Comparison on the performance of several hydrological time series change point testing methods[J]. Journal of Qinghai Normal University (Natural Science Edition), 2014, 30(3): 1-5.
- [22] 曹洁萍, 迟道才, 武立强, 等. Mann-Kendall 检验方法在降水趋势分析中的应用研究[J]. 农业科技与装备, 2008(5): 35-37, 40.
- CAO Jieping, CHI Daocai, WU Liqian, et al. Mann-Kendall examination and application in the analysis of precipitation trend[J]. Agricultural Science & Technology and Equipment, 2008(5): 35-37, 40.
- [23] 黄强, 孔波, 樊晶晶. 水文要素变异综合诊断[J]. 人民黄河, 2016, 38(10): 18-23.
- HUANG Qiang, KONG Bo, FAN Jingjing. Hydrological elements comprehensive detecting variation[J]. Yellow River, 2016, 38(10): 18-23.
- [24] 于艺, 宋松柏. 非对称 Archimedean Copulas 函数在干旱分析中应用[J]. 人民黄河, 2011, 33(8): 39-42.
- YU Yi, SONG Songbai. Study on droughts using asymmetric Archimedean Copulas[J]. Yellow River, 2011, 33(8): 39-42.

(责任编辑 卢秀, 王绪迪)