

黄河宁夏段干支流非一致性洪峰遭遇风险分析

李子远,冯平,苑希民

(天津大学水利工程仿真与安全国家重点实验室,天津 300072)

摘要:对黄河和清水河非一致性洪峰进行遭遇风险分析。采用综合诊断法对洪峰序列进行变异性诊断,引入混合 von Mises 分布和混合 P-Ⅲ 分布对洪峰发生时间和洪峰量级进行拟合;选择非对称部分嵌套 Archimedean Copula 函数,构建两河洪峰联合分布并分析两河洪峰发生时间和量级遭遇情况,绘制各种频率组合遭遇概率分布图。结果表明:两河洪峰序列均发生变异,两河洪峰发生时间遭遇概率在 7 月 31 日和 8 月 31 日达到最大,分别为 3.36×10^{-4} 和 1.15×10^{-4} ;不同频率洪峰遭遇概率在 7 月 26 日至 8 月 2 日和 8 月 31 日至 9 月 5 日两个时段达到最大。

关键词:洪峰遭遇;非一致性;混合分布;Copula 函数;风险分析;黄河;清水河

中图分类号:TV122+.5 **文献标志码:**A **文章编号:**1006-7647(2016)06-0051-07

Coincidence risk analysis for non-stationary flood peak of Yellow River and its tributaries in Ningxia Hui Autonomous Region//LI Ziyuan, FENG Ping, YUAN Ximin(*State Key Laboratory of Hydraulic Engineering Simulation and Safety, Tianjin University, Tianjin 300072, China*)

Abstract: The coincidence risk of the non-stationary flood peak between the Yellow River and Qingshui River was analyzed. The variability of flood peak time series was detected using the comprehensive diagnosis method. The mixed Von Mises distribution and mixed P-Ⅲ distribution were used to fit the flood occurrence dates and peak magnitudes, respectively. The asymmetric partially nested Archimedean Copula function was selected to establish the joint distribution of flood peaks of the two rivers, and the occurrence dates and corresponding magnitudes between the two rivers were studied. Diagrams of coincidence risk of floods with different combinations of frequencies of the two rivers were provided. The results indicate that the flood time series in both rivers had changed; the coincidence risk of the flood peak occurrence dates of the two rivers peaked on July 31 and August 31, with values of 3.36×10^{-4} and 1.15×10^{-4} , respectively; and the peak coincidence risks of flood peaks with difference frequencies were obtained in two periods, from July 26 to August 2 and from August 31 to September 5.

Key words: flood peak coincidence; non-stationary; mixed distribution; Copula function; risk analysis; Yellow River; Qingshui River

特大洪水往往是由多来源洪水共同作用形成的,特别是流域性大洪水,各干支流洪水之间的相互影响尤为突出。目前水文工作中常用方法是将来源洪水视为不相关,对洪水实测资料进行统计分析,该做法忽略了同流域内不同来源洪水之间的内在联系,所得结果显然不能准确描述实际洪水特征,且只能定性分析干支流遭遇情况,无法分析设计洪水情况。因此,综合考虑干支流洪水内在联系,定量分析干支流洪水遭遇概率,对河道防洪和水库调度有着重要意义。

Copula 函数能很好地描述多变量之间的相依性,作为连接函数,具有形式多样化且不受分布函数限制、在变量单调变换下形式不发生变化等特点,被越来越广泛地用来对存在相关性的洪水序列进行联合分析^[1]。Yan 等^[2]通过构建非对称三变量 Clayton Copula 函数对南水北调中线供水区和受水区降水丰枯遭遇概率进行分析,计算了极端降水条件下输水概率;Genest 等^[3]构建 Meta-elliptical Copula 函数对 Romaine 河春汛的洪峰、洪量和持续时间进行了联合频率分析;Chen 等^[4]构建 X-Gumbel Copula 函数分别对长江上游和 Colorado 河上游洪峰遭遇概率进行了分析。

气候环境变化和人类活动的影响导致部分流域水文序列的一致性遭到破坏,直接用实测数据进行边缘分布拟合会降低计算结果可靠性,因此必须进行水文序列变异性检验,并对发生变异的序列进行一

致性处理。Zhang 等^[5]采用 Mann-Whitney U 检验法和累积离差系数分别对珠江流域的西江、北江和东江年最大洪峰序列进行了变异诊断,并分析了变异点前后洪峰序列变化趋势。目前常从两个角度进行水文序列的非一致性分析,一是基于还原/还现将水文序列修正到过去状态或修正到现在状态,以保证序列的一致性;二是直接对水文序列进行频率分析^[6]。

洪水遭遇可定义为各来源洪水的最显著特征量间的联合遭遇(如洪峰、洪量和持续时间等)^[7],相对于分析实测洪水序列的实际遭遇情况,以显著特征量表征洪水序列在抓住所研究洪水特性的同时,能更灵活有效地使用联合分析方法。

本文以黄河和清水河为研究对象,选择洪峰流量为洪水显著特征量进行干支流洪水遭遇分析。对干支流洪水序列进行变异性诊断,采用混合分布拟合非一致性洪水序列,拟合年最大洪峰发生时间和量级分布;引入 Archimedean Copula 函数,构建黄河和清水河年最大洪峰发生时间和量级的联合分布,进而分析两河非一致性洪峰在发生时间和量级上的遭遇概率。

1 研究区概况

黄河宁夏段自中卫南长滩入境,流经卫宁灌区、青铜峡水库、青铜峡灌区,至石嘴山麻黄沟出境,区内流程 397 km,分为峡谷段、库区段和平原段,区域水系分布如图 1 所示。入境洪水来自黄河上游流域降水。20 世纪以来,发生洪峰流量超过 6 000 m³/s 的大洪水 4 次,分别为 1904 年、1946 年、1964 年和 1981 年,其中 1904 年和 1946 年对宁夏沿黄两岸造成严重洪灾,而 1964 年和 1981 年由于预报及时和采取了有效的防洪措施,很大程度上减少了洪灾损失。区间主要有清水河、红柳沟和苦水河 3 条支流汇入,其中对于干流流量影响较大的是清水河,其流域面积达 14 481 km²。清水河水系降水量为 200 ~ 600 mm,由南向北递减;降水的年际变化大,最大相差 3 倍,年内分配也不均匀,多集中在 7—9 月。清水河多发暴雨洪水,且以局部暴雨为主,洪水过程一般持续 3 天,峰高量小,发生较大洪水的年份有 1926 年、1933 年、1964 年、1992 年,其中 1926 年和 1933 年对下游造成较严重的洪水灾害,而 1964 年和 1992 年由于多座水库拦洪,使得下游并未发生洪灾。在实测资料中,黄河和清水河并未发生大洪水遭遇(1964 年二者均发生较大洪水,洪峰发生时间却相差 22 d),但不能因此忽略二者遭遇的可能性。目前青铜峡水库淤积日趋严重,防洪能力减弱,使下游两岸灌区的防洪形势更加严峻,而黄河和清水河洪峰

是否遭遇对青铜峡水库入库洪峰流量影响很大,因此对两河洪峰遭遇情况进行分析显得尤为重要。



图 1 黄河宁夏段水系示意图

2 研究方法

2.1 洪水序列非一致性分析

目前国内外对水文变异研究较多,Prohaska 等^[7-9]基于水文序列的确定性成分和随机性成分,以水文序列分布形式或分布参数发生显著变异为突变标准,提出了水文变异诊断的综合诊断系统。

a. 初步诊断。绘制洪水序列的过程线和 5 点滑动平均线,观察序列的走势,进而用 R/S 法和极差分析法计算洪水序列的 Hurst 系数 h ,并根据表 1(表中 $h_\alpha = 0.661$ 和 $h_\beta = 0.703$ 分别为 $\alpha = 0.05$ 和 $\beta = 0.01$ 时 h 的临界值)判断洪水序列的强弱程度。

表 1 Hurst 系数变异程度分级表^[9]

Hurst 系数	变异度
$0.5 \leq h < h_\alpha$	无变异
$h_\alpha \leq h < h_\beta$	弱变异
$h_\beta \leq h < 0.839$	中变异
$0.839 \leq h < 0.924$	强变异
$0.924 \leq h \leq 1$	巨变异

b. 详细诊断。采用下列较为成熟的 8 种检验方法从不同角度对初步诊断判定存在变异的序列进行详细诊断:MWP 鉴定法^[10]、滑动 T 检验法^[11]、滑动 F 检验法、B-F 检验法^[12]、滑动秩和检验法^[13]、L-H 检验法、Cramer 检验法^[14]、有序聚类法^[15]。由于不同检验方法假设前提和判断标准不一致,得到的检验结果往往存在一定差异。

c. 综合诊断。详细诊断是从数理统计角度找出可能的变异点,其结果不一定符合流域实际情况,还需结合物理成因分析,即下垫面变化、水利工程建设和水土保持工程等对水文序列的影响,对详细诊断结果进行合理性甄别,最终确定变异点。

2.2 洪峰分布形式确定

由于洪峰遭遇分为洪峰发生时间遭遇和洪峰量级遭遇,将洪峰序列分为洪峰发生时间序列和洪峰流量序列,分别构建洪峰发生时间分布和洪峰流量分布,基于变异诊断结果,对于存在变异的洪峰序列,采用多参数混合分布拟合。

2.2.1 洪峰发生时间分布

von Mises 分布能很好地描述具有周期性或季节性的有限变量^[16],选择 von Mises 分布对洪峰发生时间进行拟合,以汛期起始和结束时间为上下边界,将洪峰发生时间序列转换为 $[0, 2\pi]$ 圆周上的方向序列,转换公式为

$$a_i = D_i \frac{2\pi}{L} \quad (0 \leq a_i \leq 2\pi) \quad (1)$$

式中: L 为汛期长度; D_i 为洪峰发生时间。

von Mises 分布概率密度函数为

$$g(x) = \frac{1}{2\pi I_0(k)} e^{k \cos(x-\mu)} \quad (0 \leq x \leq 2\pi) \quad (2)$$

式中: μ 为位置参数, $0 \leq \mu \leq 2\pi$; k 为尺度参数, $k \geq 0$; $I_0(k)$ 为 0 阶变形 Bessel 函数。

von Mises 分布为圆周上的单峰分布,而洪峰时间序列通常呈多峰形态,单一分布函数往往不能准确描述序列分布形式,因此需要选择多个 von Mises 分布进行混合分布拟合,形式如下:

$$g_X(x) = \sum_{i=1}^N \alpha_i \frac{1}{2\pi I_0(k_i)} e^{k_i \cos(x-\mu_i)} \quad (0 \leq x \leq 2\pi, 0 \leq \mu_i \leq 2\pi, 0 \leq k_i) \quad (3)$$

式中: N 为序列长度; α_i 为权重系数,满足 $\alpha_1 + \alpha_2 + \dots + \alpha_N = 1$ 。

采用改进似然比检验 (MLRT)^[18] 对方向数据进行检验,确定其分布形态,构造统计量:

$$2n\bar{R} = 2n \left[\left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \cos \theta_i \right)^2 + \left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \sin \theta_i \right)^2 \right] \quad (4)$$

式中: n 为数据个数; R 和 θ 分别为方向数据对应的半径和角度。当 n 较大时,近似服从 χ^2 分布。

由于 von Mises 分布的非正规性,通常情况矩估计不是渐进有效估计,极大似然估计得到结果并不是被估参数的相合估计,陈家骅等^[17]对极大似然估计进行了改进。通过对比发现带惩罚的极大似然估计的结果最优,因此本文基于改进的期望最大 (EM) 算法采用带惩罚的极大似然估计进行混合 von Mises 分布参数估计。

2.2.2 洪峰流量分布

根据 SL44—2006《水利水电工程设计洪水计算规范》,选择 P-III 型分布拟合洪峰流量序列,其密度函数形式如下:

$$f(x) = \frac{\beta^\varepsilon}{\Gamma(\varepsilon)} (x - b_0)^{\varepsilon-1} \exp[-\beta(x - b_0)] \quad (5)$$

式中 ε 、 β 和 b_0 分别为形状、尺度和位置参数。

对于存在变异的洪峰序列,单一分布形式已不能准确拟合实际序列。成静清等^[19]通过构建两个对数正态分布的混合分布对陕北实测平均流量序列进行拟合,得到比单一分布更好的成果。因此本文构建多分布形式混合分布对两河洪峰序列进行拟合,混合分布的密度函数形式为

$$f_X(x) = \sum_{i=1}^m \varphi_i \frac{\beta_i^{\varepsilon_i}}{\Gamma(\varepsilon_i)} (x - b_{0i})^{\varepsilon_i-1} \exp[-\beta_i(x - b_{0i})] \quad (6)$$

式中: φ_i 为权重系数; ε_i 、 β_i 和 b_{0i} 为各分项密度函数参数。对混合分布参数,模拟退火算法是一种有效算法,然而传统模拟退火算法存在一些局限,如计算步长难确定,收敛速度慢,易漏掉最优解,为此众多学者进行了改进,朱颢东等^[25]对退火过程和抽样过程进行了两阶段改进,并模拟得到比传统算法更优的解。因此,本文先用矩法进行参数初估计,再用模拟退火算法进行参数最终估计。

2.3 联合分布构建

Archimedean Copula 函数族因其表达式简单和易于构造而被广泛应用,其中具有代表性的有 Frank、Clayton 和 Gumbel 函数。两河洪峰序列具有上尾相关性,且洪峰遭遇属于极值事件, Gumbel Copula 函数能很好地满足以上特征,因此本文选择 Gumbel Copula 函数构建联合分布。两变量联合分布的表达式为

$$C(u_1, u_2) = \exp \{ - [(-\ln u_1)^\theta + (-\ln u_2)^\theta]^{1/\theta} \} \quad (7)$$

式中: u_1 和 u_2 为边缘分布函数; θ 为连接参数, $\theta > 1$ 。这里采用非参数法估计连接参数。

进行洪水遭遇分析时,通常将不同河流的洪峰流量视为不相关^[20]或将同河流的洪峰发生时间和洪峰流量量级视为不相关^[4],如此考虑固然能简化计算,但忽略了洪峰序列之间的部分相关性,使得计算结果不能准确反映洪峰遭遇特征。本文在综合考虑各河流洪峰序列自身内在的和彼此间相关性的基础上,构建洪峰序列四变量联合分布。由于每条河流洪峰发生时间序列和流量量级序列相关性较强,而河流之间的相关性较弱,相比于对称 Copula 函数,非对称 Copula 函数能更好地描述多变量之间的相关性,且对数据的拟合更灵活^[21]。选择非对称构造中的半嵌套构造,其表达式为

$$C_1(u_1, u_2) = \exp \{ - [(-\ln u_1)^{\theta_1} + (-\ln u_2)^{\theta_1}]^{1/\theta_1} \} \quad (8)$$

$$C_2(u_3, u_4) = \exp \{ - [(- \ln u_3)^{\theta_2} + (- \ln u_4)^{\theta_2}]^{1/\theta_2} \} \quad (9)$$

$$C(u_1, u_2, u_3, u_4; \theta_1, \theta_2, \theta_3) = \exp \{ - [(- \ln C_1)^{\theta_3} + (- \ln C_2)^{\theta_3}]^{1/\theta_3} \} \quad (10)$$

式中: u_1, u_2, u_3, u_4 为边缘分布函数; $\theta_1, \theta_2, \theta_3$ 为连接参数, 且满足 $1 < \theta_3 < \theta_1, 1 < \theta_3 < \theta_2$ 。采用伪极大似然估计法^[24]进行参数估计, 用样本的经验分布函数代替边缘分布函数, 则不需要进行边缘分布函数参数估计, 从而有效避免边缘函数分布形式对相关参数估计结果的影响。

采用 Gringorten 公式计算经验联合频率:

$$F(x_i, y_i) = \frac{m - 0.44}{N + 0.12} \quad (11)$$

式中: m 为联合观测样本中满足 $(x_j < x_i, y_j < y_i; 1 \leq j \leq i)$ 的观测值个数; N 为样本总数。

选择非参数 K-S 检验法, 对联合分布函数进行拟合检验, 构造统计量:

$$D = \max_{1 \leq i \leq n} | F_0(x_i, y_i) - F(x_i, y_i) | \quad (12)$$

式中 $F_0(x, y)$ 为理论联合分布概率。

2.4 洪水遭遇风险分析

若两河洪峰不在同一天发生, 洪峰流量无遭遇可言, 因而, 需先对洪峰发生时间遭遇进行分析, 并以此为中间量进行洪峰流量遭遇分析。洪峰发生时间遭遇风险可定义为第 i 天同时发生洪水的概率:

$$P_i = P(t_{i-1} < T_1 < t_i, t_{i-1} < T_2 < t_i) \quad (13)$$

式中 T_1 和 T_2 分别为两河洪水发生时间。

第 i 天两河同时发生指定量级洪峰 (q_1, q_2) 的概率为

$$P_{(i, q_1, q_2)} = P(t_{i-1} < T_1 < t_i, t_{i-1} < T_2 < t_i; Q_1 > q_1, Q_2 > q_2) \quad (14)$$

式中 Q_1 和 Q_2 分别为两河发生的洪峰流量。

3 应用分析

3.1 干支流洪峰序列非一致性分析

根据综合诊断法的思路对黄河和清水河洪峰序列进行变异性诊断, 找出序列中最大可能变异年份。通过水文序列的合理性分析, 已将清水河泉眼山站洪峰序列 1955 年、1956 年数据作为历史特大值考虑, 不参与变异性诊断。

a. 初步诊断。黄河和清水河年最大洪峰过程线及 5 点滑动平均线如图 2 所示。从图 2 可知, 黄河年最大洪峰的 5 点滑动平均线在 1986 年后呈下降趋势; 清水河年最大洪峰的 5 点滑动平均线在 1993 年前呈上升趋势, 1993 年后呈下降趋势。计算两河 Hurst 系数, 黄河为 0.8587, 属于强变异; 清水河为 0.8077, 属于中变异。初步诊断两河洪峰时间序列存在变异。

— 实测洪峰流量 序列均值 — 5 点滑动平均

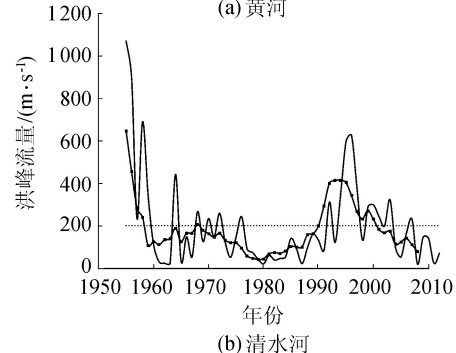
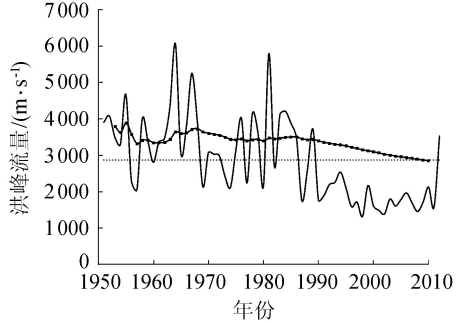


图 2 黄河和清水河洪峰序列及 5 点滑动平均

b. 详细诊断。采用选定的 8 种检验方法对黄河和清水河洪峰序列进行检验, 最有可能变异点见表 2。由表 2 可知, 每种检验法均检验出 1986 年为黄河序列可能变异点且在各可能变异点中占权重最大, 1991 年为清水河序列可能变异点且在各可能变异点中占权重最大, 可以断定黄河在 1986 年发生变异, 清水河在 1991 年发生变异。计算得黄河 1986 年前后和清水河 1991 年前后子序列的 Hurst 系数分别为 0.5274、0.5413 和 0.6162、0.5873, 均满足一致性要求。

表 2 黄河和清水河变异点诊断结果

检验方法	变异点年份	
	黄河	清水河
MWP	1980—1990	1987—1993
滑动 T 检验	1968, 1986, 1989	1991, 1993
滑动 F 检验	1986, 1989, 1994	1962, 1997, 2003
B-F 检验	1968, 1986, 1989	1991
滑动秩和检验	1986, 1989	1988, 1991, 1993
L-H 检验	1986	1991
Cramer 检验	1986, 1989, 1995	1991, 2010
有序聚类法	1986	1991

c. 综合诊断。黄河上游 1986 年龙羊峡水库和刘家峡水库实行联合调度, 对上游天然径流进行拦蓄重分配, 下游径流过程发生很大变化, 洪峰流量削减尤为突出; 20 世纪 80 年代末至 90 年代初, 对清水河流域水利工程进行清淤整治, 使得水库群对洪峰的拦蓄调节能力显著增强, 特别是对流域内经常发生的暴雨洪水有显著控制作用; 20 世纪 80 年代

以来,随着大气平均温度升高,黄河上游和清水河流域地表蒸发量明显增大,汛期降水呈减少趋势,河道径流有变小趋势^[22-23]。综合人类活动和气候变化因素分析,确定 1986 年为黄河年最大洪峰序列变异点,1991 年为清水河年最大洪峰序列变异点。

3.2 干支流洪峰时间序列联合分布

为了更有效地确定洪峰发生时间的分布形态,分别绘制黄河和清水河洪峰发生时间直方图如图 3 所示,并对其分布形态进行 χ^2 检验,黄河时间序列统计量 $2n\bar{R}=12.66>\chi^2_{0.05}(4)=9.488$;清水河时间序列统计量 $2n\bar{R}=59.49>\chi^2_{0.05}(3)=7.815$ 。检验结果表明,两河洪峰发生时间序列分别呈 4 峰和 3 峰分布。

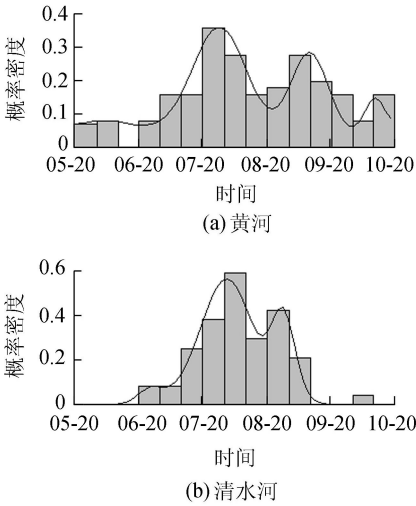


图3 黄河和清水河洪峰发生时间概率密度拟合

基于特定 EM 算法,进行带惩罚的极大似然估计进行 von Mises 分布参数估计,结果见表 3。根据已估计得到参数,确定两河时间序列 T_H 和 T_Q 的概率密度函数,并进行拟合,如图 3 所示,可以看出, T_H 和 T_Q 的密度函数分别选择 4 峰和 3 峰混合分布均能很好拟合经验直方图。由密度函数确定分布函数,计算 T_H 和 T_Q 的理论概率,并与经验概率进行拟合,如图 4 所示,可以看出, T_H 和 T_Q 的理论概率均能很好地拟合经验概率。

表3 黄河和清水河洪峰发生时间 von Mises 分布参数

河 流	α_1	μ_1	k_1	α_2	μ_2	k_2	α_3	μ_3	k_3	α_4	μ_4	k_4
黄 河	0.19	0.55	1.4	0.5	2.85	3.39	0.26	4.62	7.05	0.05	5.88	26.04
清水河	0.04	1.5	17	0.74	2.99	3.9	0.22	4.1	17.91			

由相关性指标法计算得连接参数 $\theta=1.0343$, 联合分布函数为

$$F_T(F_{T_H}, F_{T_Q}) = \exp \left\{ - \left[(-\ln F_{T_H}(t))^{1.034} + (-\ln F_{T_Q}(t))^{1.034} \right]^{0.9668} \right\} \quad (15)$$

式中: $F_{T_H}(t)$ 、 $F_{T_Q}(t)$ 分别为 T_H 和 T_Q 的边缘分布。K-S 检验法计算联合分布统计量 $D=0.0684$, 小于

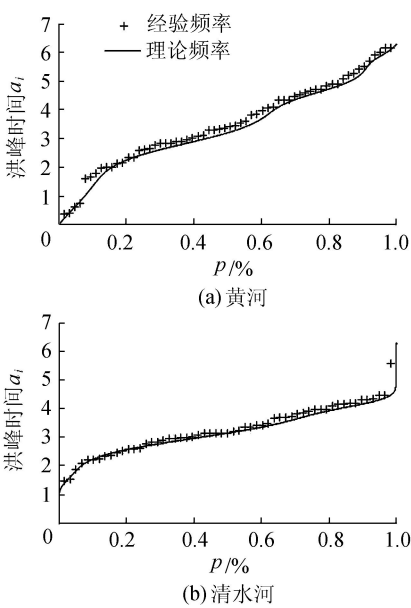


图4 黄河和清水河洪峰发生时间理论频率和经验频率拟合

临界值 0.173, 通过显著性检验, 因此选择的联合分布是合理的。

3.3 干支流洪峰流量序列联合分布

根据洪峰序列非一致性检验结果, 黄河和清水河洪峰量级序列各存在一个较强变异点, 基于可靠性和易于计算原则, 对原序列两部分进行混合分布拟合。由改进模拟退火算法进行参数估计, 结果见表 4。由式(5)确定两河洪峰量级分布函数, 计算理论频率, 与经验频率进行拟合, 并用 K-S 检验法对拟合情况作检验, 计算的黄河和清水河统计量 D 分别为 0.076 和 0.126, 均小于显著性水平 0.182, 构建的混合分布能较好地拟合黄河和清水河洪峰量级序列。

表4 黄河和清水河洪峰量级混合 P-III 分布参数

河 流	α	E_{x_1}	C_{v_1}	C_{s_1}	E_{x_2}	C_{v_2}	C_{s_2}
黄 河	0.4669	3817	0.3079	0.8458	2154.5	0.3848	1.0574
清水河	0.5743	165.51	1.2751	2.8285	241.776	0.8063	1.7886

构建干支流洪峰发生时间和量级的部分嵌套四维 Gumbel Copula 联合分布如下:

$$C_1(T_H, Q_H) = \exp \left\{ - \left[(-\ln T_H)^{\theta_1} + (-\ln Q_H)^{\theta_1} \right]^{1/\theta_1} \right\} \quad (16)$$

$$C_2(T_Q, Q_Q) = \exp \left\{ - \left[(-\ln T_Q)^{\theta_2} + (-\ln Q_Q)^{\theta_2} \right]^{1/\theta_2} \right\} \quad (17)$$

$$C(T_H, Q_H, T_Q, Q_Q; \theta_1, \theta_2, \theta_3) = \exp \left\{ - \left[(-\ln C_1)^{\theta_3} + (-\ln C_2)^{\theta_3} \right]^{1/\theta_3} \right\} \quad (18)$$

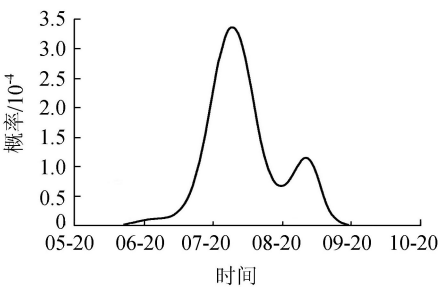
用伪极大似然法估计联合分布参数, 连接参数为 $\theta_1=1.246, \theta_2=1.115, \theta_3=1.065$ 。首先分别对 C_1 和 C_2 进行拟合检验, 用式(13)(14)计算黄河和清水河各自洪峰发生时间和量级的两变量理论联合频率和经验联合频率并进行拟合; 进一步计算 C_1 和

C_2 的 K-S 统计量 $D_1=0.051$ 和 $D_2=0.054$, 均小于临界值 0.173, 通过显著性检验。对 C 进行拟合检验, 其 K-S 统计量 $D=0.083$, 小于临界值 0.178, 通过显著性检验。这表明上面基于 Gumbel Copula 构建的部分嵌套联合分布函数能很好地拟合黄河和清水河洪峰发生时间和量级。

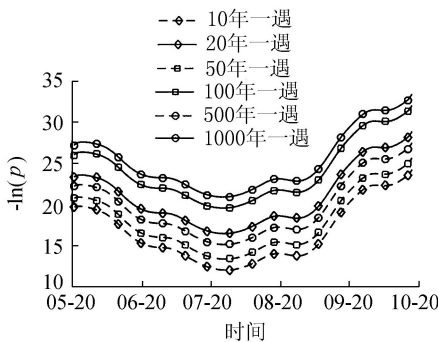
3.4 洪水遭遇风险分析

式(10)计算的黄河和清水河洪峰在每一天遭遇的概率如图 5(a) 所示。由图 5(a) 可以看出, 6 月 15 日之前, 二者遭遇的概率几乎为零; 7 月 15 日至 8 月 15 日为二者主要遭遇时段, 也是黄河和清水河洪峰出现的主要时段, 在 7 月 31 日二者遭遇的概率的达到最大, 为 3.36×10^{-4} ; 8 月 18 日至 8 月 31 日遭遇概率逐渐增大, 并在 8 月 31 日出现第二峰值 1.15×10^{-4} , 主要是由于黄河汛期较长, 除 7 月中下旬至 8 月上旬的主汛期外, 还存在 8 月末至 9 月初的次主汛期, 而清水河汛期相对滞后于黄河, 使得二者在 8 月 25 日至 9 月 5 日出现第二次遭遇概率高峰。

式(11)计算的同频率洪峰在每天遭遇的概率



(a)洪水发生时间遭遇



(b)同频率洪峰遭遇

图 5 黄河和清水河洪峰遭遇概率

如图 5(b) 所示, 为便于对比, 已将概率值作负对数处理。从图 5(b) 可以看出, 两河同频率洪峰在 7 月 28 日和 9 月 2 日附近出现两个遭遇高峰, 表 5 列出 6 种重现期同频率洪峰遭遇的两个概率峰值; 汛初和汛末洪峰遭遇概率相对很小, 与黄河和清水河年最大洪峰极少出现在汛初和汛末的实际情况相符。表 6 为两河不同频率洪峰遭遇概率峰值及对应的洪峰流量(即青铜峡水库入库洪峰流量)。根据可能发生遭遇的联合洪峰流量, 结合青铜峡水库调度规则, 提前预留足够防洪库容, 以保证能进行有效拦洪削峰。从表 6 可以看出, 黄河和清水河十年一遇洪峰遭遇的概率为 650.91×10^{-8} , 未达到万分之一, 且在 58 a 的实际监测中两河十年一遇洪峰也未发生遭遇, 因此, 对下游防洪要求较低的工程, 可以忽略二者的遭遇风险。

表 5 同频率洪峰遭遇概率峰值

洪峰重现期/a	洪水遭遇概率/ 10^{-8}	
	第一高峰	第二高峰
1 000	0.088	0.012
500	0.337	0.049
100	7.56	1.16
50	28.9	4.61
20	169	28.7
10	646	116

4 结 论

a. 由于气候、环境变化和人类活动影响, 黄河洪水序列和清水河洪水序列发生显著变化的时间不一致, 经三阶段诊断, 表明两河洪水序列发生显著变异的年份分别为 1986 年和 1991 年。

b. 不考虑洪峰量级情况下, 黄河与清水河洪水发生时间出现遭遇的概率分别在 7 月 31 日和 8 月 31 日达到峰值, 概率值分别为 3.36×10^{-4} 和 1.15×10^{-4} 。

c. 黄河与清水河同频率洪峰遭遇概率分别在 7 月 28 日和 9 月 2 日达到两个峰值; 两河不同频率洪峰遭遇概率在 7 月 26 日至 8 月 2 日和 8 月 31 至 9 月 5 日两个时段内达到峰值。洪峰遭遇概率均小于万分之一, 因此在实际工程中可以忽略遭遇风险。

表 6 两河不同频率洪峰遭遇概率峰值和对应的遭遇流量

黄河洪峰 重现期/a	清水河不同洪峰重现期下两河洪峰遭遇概率/ 10^{-8}						清水河不同重现期下遭遇流量/ $(\text{m}^3\cdot\text{s}^{-1})$					
	1 000 a	500 a	100 a	50 a	20 a	10 a	1 000 a	500 a	100 a	50 a	20 a	10 a
1 000	0.086	0.170	0.814	1.596	3.879	7.578	8 842	8 417	7 393	5 937	6 286	5 764
500	0.168	0.330	1.589	3.121	7.604	1.488	8 679	8 255	7 231	5 774	6 123	5 602
100	0.779	1.539	7.470	14.734	36.103	70.976	8 306	7 881	6 857	5 400	5 750	5 228
50	1.504	2.976	14.504	28.660	70.410	138.71	7 837	7 412	6 388	4 931	5 281	4 759
20	3.572	7.087	34.729	68.800	169.64	335.16	7 941	7 516	6 492	5 035	5 385	4 863
10	6.845	13.604	66.956	139.92	328.68	650.91	7 788	7 364	6 340	4 883	5 232	4 711

参考文献:

- [1] SALVADORI G, MICHELE C D. On the use of Copulas in hydrology: theory and practice [J]. Journal of Hydrologic Engineering, 2007, 12(4): 369-380.
- [2] YAN B W. Coincidence probability of precipitation for the middle route of South-To-North Water Transfer Project in China [J]. Journal of Hydrology, 2013, 499: 19-26.
- [3] GENEST C, FAVRE A C. Meta-elliptical Copulas and their use in frequency analysis of multivariate hydrological data [J]. Water Resource Research, 2007, 43: 1-12.
- [4] CHEN L, SINGH V P. Flood coincidence risk analysis using multivariate Copula functions [J]. Journal of Hydrologic Engineering, 2012, 17(6): 742-755.
- [5] ZHANG Q, GU X H. Flood frequency analysis with consideration of hydrological alterations: changing properties, causes and implications [J]. Journal of Hydrology, 2014, 519: 803-813.
- [6] ALILA Y, MTIRAOUI A. Implications of heterogeneous flood-frequency distributions on traditional stream-discharge prediction techniques [J]. Hydrological Processes, 2002, 16(5): 1065-1084.
- [7] PROHASKA S, ILIC A. Multiple-coincidence of flood waves on the main river and its tributaries [J]. IOP Conference Series: Earth and Environmental Science, 2008, 4: 1-8.
- [8] 谢平, 陈广才, 夏军. 变化环境下基于趋势分析的水资源评价方法 [J]. 水力发电学报, 2009, 28(2): 14-19. (XIE Ping, CHEN Guangcai, XIA Jun. The assessment method of water resources based on trend analysis of changing environments [J]. Journal of Hydroelectric Engineering, 2009, 28(2): 14-19. (in Chinese))
- [9] 谢平, 雷红富, 陈广才, 等. 水文变异诊断系统 [J]. 水力发电学报, 2010, 29(1): 85-90. (XIE Ping, LEI Fuhong, CHEN Guangcai, et al. Hydrological alteration diagnosis system [J]. Journal of Hydroelectric Engineering, 2010, 29(1): 85-90. (in Chinese))
- [10] PETTIT A N. A nonparametric approach to the change point problem [J]. Applied Statistic 1979, 28: 126-135.
- [11] PATRICK D B, SHLOMO S S. Increasing physicians awareness of impact of statistics on research outcome: comparative power of the *t*-test and Wilcoxon Rank-Sum test in small samples applied research [J]. Journal of Clinical Epidemiology, 1999, 52(3): 229-253.
- [12] BROWN M B, FORSYTHE A B. The small sample behavior of some statistics which test the equality of several means [J]. Technometrics, 1974, 16(1): 129-132.
- [13] 谢平, 陈广才, 雷红富, 等. 变化环境下地表水资源评价方法 [M]. 北京: 科学出版社, 2009.
- [14] 李瑞雪, 张明军, 金爽, 等. 乌鲁木齐河流域气候变化的区域差异特征及突变分析 [J]. 干旱区地理, 2010, 33(2): 243-250. (LI Ruixue, ZHANG Mingjun, JIN Shuang, et al. Regional difference and catastrophe of climate change over Urumqi River Basin [J]. Arid Land Geography, 2010, 33(2): 243-250. (in Chinese))
- [15] BRUNSDO C, CORCORAN J. Using circular statistics to analyze time patterns in crime incidence [J]. Computers, Environment and Urban Systems, 2006, 30: 300-319.
- [16] FU Y J. Modified likelihood ratio test for homogeneity in a mixture of von Mises distributions [J]. Journal of Statistical Planning and Inference, 2008, 138: 667-681.
- [17] 陈家骅, 李鹏飞, 谭鲜明. 混合 von Mises 模型的参数估计 [J]. 系统科学与数学, 2007, 27(1): 59-67. (CHEN Jiahua, LI Pengfei, TAN Xianming. Inference for von Mises Mixture in mean direction and concentration parameters [J]. Journal of System Science and Mathematical Science, 2007, 27(1): 59-67. (in Chinese))
- [18] CALDERARA S, PRATI A. Mixtures of von Mises distributions for people trajectory shape analysis [J]. Transactions on Circuits and Systems for Video Technology, 2011, 21(4): 457-471.
- [19] 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 (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 Agriculture and Forestry University (Science and Technology), 2010, 38(2): 229-234. (in Chinese))
- [20] 闫宝伟, 郭生练, 陈璐, 等. 长江和清江洪水遭遇风险分析 [J]. 水利学报, 2010, 41(5): 553-559. (YAN Baowei, GUO Shenglian, CHEN Lu, et al. Flood encountering risk analysis for the Yangtze River and Qing River [J]. Journal of Hydraulic Engineering, 2010, 41(5): 553-559. (in Chinese))
- [21] LIEBSCHER E. Construction of asymmetric multivariate copulas [J]. Journal of Multivariate Analysis, 2008, 99: 2234-2250.
- [22] 徐宗学, 张楠. 黄河流域近 50 年降水变化趋势分析 [J]. 地理研究, 2006, 25(1): 27-34. (XU Zongxue, ZHANG Nan. Long term trend of precipitation in the Yellow River Basin during the past 50 years [J]. Geographical Research, 2006, 25(1): 27-34. (in Chinese))
- [23] 时兴合, 秦宁生, 汪青春, 等. 黄河上游径流变化特征及其影响因素初步分析 [J]. 中国沙漠, 2007, 27(4): 690-697. (SHI Hexing, QIN Ningsheng, WANG Qingchun, et al. Analysis on runoff variation characteristics and influencing factors in the upper Yellow River [J]. Journal of Desert Research, 2007, 27(4): 690-697. (in Chinese))
- [24] GENEST C, GHOUDI K, RIVEST L P. A semi-parametric estimation procedure of dependence parameters in multivariate families of distributions [J]. Biometrika, 1995, 85(3): 543-552.
- [25] 朱颢东, 钟勇. 一种改进的模拟退火算法 [J]. 计算机技术与发展, 2009, 19(6): 32-35. (ZHU Haodong, ZHONG Yong. A kind of renewed simulated annealing algorithm [J]. Computer Technology and Development, 2009, 19(6): 32-35. (in Chinese))

(收稿日期: 2015-10-10 编辑: 郑孝宇)