

水系连通变异下荆南三口河水文干旱识别与特征分析

代 稳^{1,2}, 吕殿青¹, 李景保¹, 王金凤², 赵增友²

(1. 湖南师范大学资源与环境科学学院, 长沙 410081;

2. 六盘水师范学院旅游与历史文化学院, 贵州 六盘水 553004)

摘要: 为揭示水系连通变异下荆南三口河水文干旱演变特征, 运用荆南三口河系五站 1956-2016 年的月径流量数据, 采用游程理论识别该河系水文干旱特征变量, 并运用 Kolmogorow-Smirnov 优度检验法选出干旱历时、干旱强度和峰值的概率分布函数, 构建出水文干旱特征联合分布 Copula 函数, 对水系连通变异下该河系水文干旱特征进行深入研究。结果表明: ① 1989 年为荆南三口河系(1956-2016 年)水系连通变异分割点; ② 该河系连通性变异前后水文干旱特征均发生显著变化, 水文干旱事件发生的次数增多, 干旱历时增长, 干旱强度增大, 峰值增高; ③ 各站点的相同单变量重现期下二维联合重现期在水系连通变异前基本上均比水系连通变异后长, 二维同现重现期在水系连通变异前均比水系连通变异后短; ④ 水系连通变异后, 该河系水文干旱历时、干旱强度和峰值呈现增加趋势, 且在相同单变量重现期的情况下, 干旱历时更长, 干旱强度更大, 峰值更高; ⑤ 水系连通变异后水文干旱特征的变化幅度与变异前存在差异, 不同河系其水文干旱特征的变化幅度不同。

关键词: 水文干旱; 干旱特征; Archimedean Copulas 函数; 水系连通变异; 荆南三口河系

DOI: 10.11821/dlxb201903012

1 引言

在全球气候变化和人类活动的双重影响下, 降水特征及时空格局均发生改变, 水循环过程受到明显影响。大气环流异常、降水季节时空分布不均或分配比例不均衡、某些区域降水稀少以及人类活动等因素均会导致干旱的形成。环境变化容易引起区域性干旱现象, 尤其是极端干旱事件的发生, 人们越来越重视干旱特征的分析研究。根据美国气象学会研究报告, 将干旱分为 4 种类型, 即气象干旱、水文干旱、农业干旱和社会经济干旱^[1]。水文干旱本身受气象干旱的直接影响, 同时又直接影响着农业干旱和社会经济干旱, 属于自然干旱发展的次生阶段^[2-4]。水文干旱主要是相对于河川径流和地下水平衡等水文过程而言的^[5], 系指因气象干旱造成河川径流或地下水收支不平衡所引起的水分短缺现象。从供需水角度来看, 水文干旱是指江河、湖泊等水体的可供水量不能满足用水需求的现象。水文干旱的影响因素众多且复杂、关联性大, 是区域气象、水文、水资源等

收稿日期: 2017-12-27; 修订日期: 2018-11-12

资助项目: 国家自然科学基金项目(41571100); 湖南省重点学科建设项目(2011001) [Foundation: National Natural Science Foundation of China, No.41571100; Hunan Key Discipline Construction Project, No.2011001]

作者简介: 代稳(1982-), 男, 贵州六盘水人, 博士生, 副教授, 研究方向为水文生态与环境变化。

E-mail: daiwen127822@126.com

通讯作者: 吕殿青(1975-), 女, 山西晋中人, 博士, 教授, 博士生导师, 研究方向为土壤水文与生态环境。

E-mail: ldianqing@163.com

因素综合作用所致。可见,水文干旱在气象干旱、农业干旱及社会经济干旱方面起着重要的作用,故开展水文干旱研究不但可以丰富干旱理论知识体系,而且满足了人类农业生产实践、社会经济活动及生态文明建设对水资源的现实需求。

水文干旱事件的发生是随机事件,目前对其进行研究比较适合的数学方法就是频率分析。水文干旱事件的特征属性主要包括干旱历时、干旱强度(缺水量)、干旱峰值等特征,因而进行频率分析须运用多变量的方法,且应综合考虑多变量联合分布特征及各变量之间的相依性。由于 Copula 函数具有上述特点,近年来在多变量频率分析中得到广泛的应用^[6-8]。Archimedean Copulas 函数不仅可以描述多个变量之间的相互关系,而且还可以描述所有变量两两之间的相互关系,而水文干旱特征就是通过干旱历时、干旱强度及干旱峰值两两变量之间的相互关系来表现,因此运用 Archimedean Copulas 函数分析水文干旱特征更有重要意义。由水文干旱的定义可知,水文干旱与地表径流息息相关,为此,研究者认为以径流量为干旱指标的水文干旱最能全面反映区域性的真实干旱情况,直接影响社会经济发展。

1951-2014 年荆南三口河系平均断流天数呈逐期增加趋势,且变化趋势显著^[9]。三峡水库蓄水后年断流天数比蓄水前延长了至少 22 d,2006 年(枯水年)荆江三口 5 站有 3 站(沙道观、管家铺、康家岗)断流期超过了 200 d 以上,康家岗站甚至达到了 336 d,断流了 11 个月之久^[10]。荆南三口河系断流隔断了河湖水系连通功能,进而导致河道水文干旱。鉴于此,基于 Archimedean Copulas 函数对荆南三口河系干旱历时、干旱强度及干旱峰值任意两变量之间相关关系进行数理统计分析,并以水系连通变异拐点为界,对变异前后各时间段的水文干旱特征进行比较,综合分析水系连通变异下水文干旱特征,为该地区供水的不确定性、河道生态需水研究,以及优化三峡水库调度方案、兴建河湖水系连通工程提供理论依据。

2 研究区域概况

荆江是指中国长江枝城(湖北省)至城陵矶(湖南省)段的别称,河流全长 360 km,流域面积约为 8489 km²。荆江以藕池口为界分为上荆江和下荆江。下荆江河道蜿蜒曲折,有“九曲回肠”之称。荆江以北是古云梦大泽范围,以南是洞庭湖,地势低洼。长江水经松滋、虎渡河(太平)、藕池、调弦四口分流由南抵至澧水洪道、安乡河、虎渡河、管垴河、下柴市河及注滋口河等河流,然后分别注入目平湖、南洞庭湖和东洞庭湖(图 1),调弦口于 1958 年冬封堵,现称荆南三口河系。荆南三口河系是沟通长江与洞庭湖的水流通道,由于江湖关系的剧烈演变,三口河系已成为典型的季节性河流。该流域属于亚热带季风气候区,多年平均气温 16.8℃,多



图 1 荆南三口河系主要水文站点分布

Fig. 1 Distribution of major hydrologic stations in river system of three outlets in Jingjiang river

年平均降雨量 1241.2~1265.6 mm, 降雨量在年内、年际间分配不均匀, 汛期 4-9 月降雨量为 844.4 mm, 占全年降水量的 67.4% 以上, 多年平均蒸发量为 1174.5~1251.0 mm。本文研究范围为荆南三口河系, 包括松滋河东西支、虎渡河、藕池河东西支, 并采集新江口、沙道观、弥陀寺、管家铺、康家岗等 5 个站点 1956-2016 年实测的月流量作为分析的基础数据。其中 1956-2009 年月流量来源于长江水利委员会, 2010-2016 年数据来源于湖南省水利厅与湖南省水情综合日报表。

3 研究方法

3.1 水系连通性评价

水系连通性系指水系之间相互连通的状况, 主要由 2 个基本组成要素: ① 要有能满足一定需求情况下保持持续流动的水体; ② 要有能承载周而复始水流运动的过水通道。因此, 在选择水系连通性评价方法或评价指标上, 需要综合考虑上述两个重要基本要素, 即通过判断满足一定需求状况下水流是否连续、过水通道是否保持通畅来评价水系连通性状况的好坏^[11]。可见, 水系连通性体现在结构连通性和水力连通性两个不同的方面, 结构连通性是水系连通性的基础, 水力连通性是水系连通性的目标, 结构连通性制约着水力连通性, 改善水系连通性之前要充分考虑结构连通性是否达到一定的水平, 在一般情况下是通过水利工程合理配置来实现水力连通性。影响水系结构连通性的因素包括河道的自然因素 (流域面积、河道长度、过水能力等) 和社会因素 (河道级别、空间位置、功能定位等)。因此, 水系连通性评价需要考虑河道自然和社会两重属性^[12-15]。

鉴于此, 本文选用基于河流自然属性、社会属性的水系连通性评价法^[15], 通过过水流量、径流系数等构建水系连通性函数, 设河网中河段的长度为 l_i , 该河段的重要程度为 w_i , 过水能力为 c_i , 过水能力指数为 $f_i(c_i)$, 河网中河段的平均宽度为 b_i , 则河网的水系连通度计算公式如下:

$$F = \frac{1}{Q} \sum_{i=1}^e l_i w_i f_i(c_i) b_i \quad (1)$$

$$w_i = \frac{\sum_{j=1}^m a_j k_{ij} \sum_{l=1}^n a_l k_{il}}{\sum_{i=1}^e (\sum_{j=1}^m a_j k_{ij} \sum_{l=1}^n a_l k_{il})}, \quad \sum_{j=1}^m a_j = 1, \quad \sum_{l=1}^n a_l = 1 \quad (2)$$

$$f_i(c_i) = c_i / c_0 \approx S_i / S_0 \quad (3)$$

式中: F 为水系连通度; Q 为河网覆盖区域面积; e 为河网中河段数; a_j 、 a_l 分别为定性和定量因素的权重系数^[15]; m 为定量指标的个数; n 为定性指标的个数; 文中选取河道级别 (定量因素)、引排水功能定位 (定性因素)、河道空间位置 (定性因素) 3 个因素反映河段的重要程度, 其权重系数分别为 0.4、0.4、0.3; k_{ij} 为河网中河段定性因素的归一化值或标准化值; k_{il} 为河网中河段定量因素的标准化值; S_i 为河网中河段的平均断面面积; S_0 为标准河段平均断面面积。各年河段长度数据来源于湖南省水利厅洞庭湖工程管理处提供的地形图、水系图或遥感图 (1956-2016 年); 河网中各河段河流面积、流域面积及定性、定量指标来源于 2016 年《洞庭湖四口河系防洪、水资源与水环境研究报告》, 以及由湖南省水利水电勘测设计研究总院、中国水利水电科学研究院、长江水利委员会水文局、荆江水文水资源勘测局联合完成的研究报告, 即《河道演变对三口径流的影响与对策措施研究》。

3.2 水文干旱特征的识别

早在 1967 年 Yevjevich^[16]就提出了应用游程理论方法来研究干旱特征,该方法具有识别一次独立的干旱事件和判定出干旱发生时间、结束时间的特点。水文干旱发生的条件是流量小于某一阈值(本文中以各月径流量 25 分位数)时,其中干旱从开始到结束所持续的时间被定为水文干旱历时,在干旱时期内径流的缺水总量被定义为水文干旱强度,在干旱时期内河流的最小流量,反映最大缺水被定义为水文干旱峰值。为了消除在一个长历时的干旱过程中由于几个小的具有联系的干旱事件影响其一致性问题, Tallaksen 等^[17]提出了水文干旱事件合并,即基于干旱间隔时间和超出流量阈值的方法来合并不独立的水文干旱事件。设有两个水文干旱事件 $\{d_i, s_i, p_i\}$ 和 $\{d_{i+1}, s_{i+1}, p_{i+1}\}$, 若该干旱事件同时满足下列 2 个条件,则两个干旱事件不独立,应合并为一个独立干旱事件。

条件 1: $t_i \leq t_c$, t_i : 干旱间隔时间, t_c : 干旱间隔时间临界值;

条件 2: $\rho_i \leq \rho_c$, ρ_i 为间隔时间内超出径流量之和 r_i 与上一个干旱事件所缺径流量之比, ρ_c 为 ρ_i 临界值,这是判断干旱事件融合的先决条件。则有:

$$\begin{cases} d_p = d_i + d_{i+1} + t_i \\ s_p = s_i + s_{i+1} - s_i \\ p_p = \max(p_i, p_{i+1}) \end{cases} \quad (4)$$

式中: d_p 、 s_p 、 p_p 分别为合并为干旱事件后的干旱历时、强度和峰值; d_i 、 s_i 、 p_i 分别为某一个干旱事件的干旱历时、强度和峰值; d_{i+1} 、 s_{i+1} 、 p_{i+1} 分别为相邻干旱事件的干旱历时、强度和峰值,若合并后的干旱事件与下一个相邻干旱事件仍满足上述两个条件,则之前合并后的干旱事件继续与该相邻干旱事件合并,依次类推,直到不满足上述 2 个条件为止。基于已有研究结论^[17],并按照每年最后 2 个月与次年的 1 月、2 月相比较来判断水文干旱事件是否独立,设 $t_c = 4 \text{ m}$, $0 \leq \rho_c \leq 0.5$ 。

在一个长历时径流过程中,存在着大量历时短、强度小且对水文干旱特征意义不大的干旱事件,这些事件往往会使得干旱特征分析变得更加复杂,该干旱事件需要去除,去除干旱事件只需满足下列条件之一:

$$\begin{cases} r_d < r_c, r_d = d_i / \bar{d} \\ r_s < r_c, r_s = s_i / \bar{s} \end{cases} \quad (5)$$

式中: d_i 、 s_i 同上; \bar{d} 、 \bar{s} 分别为长系列干旱历时的均值和干旱强度的均值; r_c 为评判干旱历时短、强度小且对水文干旱特征意义不大的干旱事件的标准值,一般取 0.3^[17-18]。

3.3 Archimedean Copulas 函数

Copula 函数^[19]是指在 $[0, 1]$ 区间服从于均匀分布的联合分布函数。假定 F 为一个 n 维的分布函数,有 n 个观测样本 x_1, x_2, \dots, x_n , 设各变量的边缘分布函数为 $F(x)$, 对于任意的 $x \in R^n$, 其 n 维 Copula 分布函数 C 满足:

$$F(x_1, x_2, \dots, x_n) = P\{X_1 \leq x_1, X_2 \leq x_2, \dots, X_n \leq x_n\} = C[F_1(x_1), F_2(x_2), \dots, F_n(x_n)]$$

Copula 函数主要有 3 种类型: Elliptic、Archimedean 和 Quadratic。Archimedean Copulas 函数有二维 Archimedean Copulas 函数和三维 Archimedean Copulas 函数,后者约有 10 种函数,其常用的有 Clayton、Gumbel-Hougaard (Gumbel)、Frank 和 Ali-Mikhail-Haq(AMH) Copula, 其联合分布函数如下:

(1) Clayton Copula:

$$C(u_1, u_2, u_3) = (u_1^{-\theta} + u_2^{-\theta} + u_3^{-\theta} - 2)^{-1/\theta}, \theta \in (0, \infty) \quad (6)$$

(2) Gumbel-Hougaard Copula:

$$C(u_1, u_2, u_3) = \exp\{[(-\ln u_1)^\theta + (-\ln u_2)^\theta + (-\ln u_3)^\theta]^{1/\theta}\}, \theta \in [1, \infty) \quad (7)$$

(3) Frank Copula:

$$C(u_1, u_2, u_3) = -\frac{1}{\theta} \ln \left\{ 1 + \frac{[\exp(-\theta u_1) - 1][\exp(-\theta u_2) - 1][\exp(-\theta u_3) - 1]}{[\exp(-\theta) - 1]^2} \right\}, \theta \in R \quad (8)$$

(4) Ali-Mikhail-Haq Copula:

$$C(u_1, u_2, u_3) = u_1 u_2 u_3 / [1 - \theta(1 - u_1)(1 - u_2)(1 - u_3)], \theta \in [-1, 1) \quad (9)$$

式中: $C(u_1, u_2, u_3)$ 为三维 Archimedean Copulas 函数; u_1 、 u_2 、 u_3 为 3 种边缘分布函数; θ 为 Copula 函数的参数。对于三维 Archimedean Copulas 函数, θ 参数的估计方法可以选用极大似然法和适线法。

3.4 干旱特征变量联合分布函数的构建及拟合优度检验

假定 X_1 、 X_2 、 X_3 分别为干旱事件中具有一定相关性的变量序列, u 、 v 、 w 分别为干旱历时、强度及峰值的边缘分布函数, 其事件 (x_1, x_2, x_3) 的联合概率分布函数的通用表达式为:

$$F(x_1, x_2, x_3) = C[Fx_1(x_1), Fx_2(x_2), Fx_3(x_3)] = C(u, v, w) \quad (10)$$

就干旱特征分析而言, 水文干旱特征的三维联合分布函数为:

$$F'(d, s, p) = P(D \geq d, S \geq s, P \geq p) = 1 - u - v - w + C(u, v) + C(u, w) + C(v, w) - C(u, v, w) \quad (11)$$

若给定条件 $P \leq p$ 时, D 、 S 条件概率分布函数可为:

$$F_{d,s|p}(d, s, p) = P(D \geq d, S \geq s | D \leq d) = C(u, v, w) / w \quad (12)$$

若给定条件 $S \leq s, P \leq p$ 时, D 、 S 条件概率分布函数可为:

$$F_{d,s,p}(d, s, p) = P(D \geq d | S \leq s, D \leq d) = C(u, v, w) / C(v, w) \quad (13)$$

同理, 也可以得到其他条件下的条件概率分布函数, 上述各式的变量参数意义同前。

拟合优度检验是评价联合分布函数选择其分布线型的一个重要标准。综合研究成果, 选择均方根误差 (RMSE)、赤池信息准则 (AIC) 和偏差 (BIAS) 来评价 Copula 函数拟合优度的有效性, RMSE、AIC 和 BIAS 值越小, 则 Copula 函数的拟合程度越优, 反之, 拟合程度越劣。

3.5 干旱事件重现期的确定

依前述假定, u 、 v 、 w 分别为水文干旱历时 d 、水文干旱强度 s 及水文干旱峰值 p 的边缘分布函数, 结合重现期原理可知, 干旱历时 d 、强度 s 及峰值 p 不小于某特定值的重现期计算公式为:

$$\begin{cases} T_D = N/[n(1 - u)] \\ T_S = N/[n(1 - v)] \\ T_P = N/[n(1 - w)] \end{cases} \quad (14)$$

式中: T_D 、 T_S 、 T_P 分别为干旱历时、强度和峰值的重现期; N 为干旱事件的系列长度; n 为 N 时段内干旱事件发生的次数。

就联合分布函数来说, 干旱事件重现期包括二维干旱变量组合重现期和三维干旱变量组合重现期, 每种组合重现期又由联合、同现 2 种重现期组成, 以干旱历时 d 、干旱强度 s 二维变量联合分布为例, DS 联合重现期 T_o 和同现重现期 T_a 的计算公式为:

$$\begin{cases} T_o = \frac{N}{nP(D \geq d \cup S \geq s)} = \frac{N}{n[1 - C(u, v)]} \\ T_a = \frac{N}{nP(D \geq d \cap S \geq s)} = \frac{N}{n[1 - u - v + C(u, v)]} \end{cases} \quad (15)$$

干旱历时、干旱强度和峰值三维干旱变量联合重现期 T_o 与同现重现期 T_a 的计算公式为:

$$\begin{cases} T_o = \frac{N}{nP(D \geq d \cup S \geq s \cup P \geq p)} = \frac{N}{n[1 - C(u, v, w)]} \\ T_a = \frac{N}{nP(D \geq d \cap S \geq s \cap P \geq p)} = \frac{N}{n[1 - u - v - w + C(u, v) + C(u, w) + C(v, w) - C(u, v, w)]} \end{cases} \quad (16)$$

4 结果分析

4.1 水系连通变异分割点的确定

长江荆南三口河系主要由松滋河西支、松滋河中支、松滋河东支、虎渡河、藕池河西支、藕池河中支、藕池河东支、华容河、沱江等大小河流组成。为判断水系连通度在历年变化过程中的突变年份,首先根据该水系结构特征和各河道的自然属性,划分河道等级;再根据各河道的社会属性,计算得到各河道的重要程度,并获得1956-2016年荆南三口水系连通度。从图2可知,径流变化过程与水系连通度变化过程有较好的关系,只是水系连通度变化是一个缓慢的过程。该河系水系连通度在0.0182~0.0145之间波动,总的变化趋势是先缓慢增大后缓慢减小,其中1989年为水系连通度的最小值,表明荆南三口水系连通度在1989年前后发生了突变。运用M-K检验法对1956-2016年水系连通度计算值进行统计分析,根据UF、UB值在1989年相等且达到0.05的显著性水平,说明1989年是该河系连通度变异的分割点(突变年份)。为便于通过对比分析水文干旱历时、干旱强度、峰值的变化,来识别水文干旱和分析其演变特征。将荆南三口河系1956-2016年水系连通度变化过程分割为两个子系列:1956-1989年(水系连通度变异前)和1990-2016年(水系连通度变异后)。

4.2 水系连通变异前后的水文干旱识别及其演变特征

基于前述的发生水文干旱的基本条件即流量小于某一阈值(各月径流量25分位

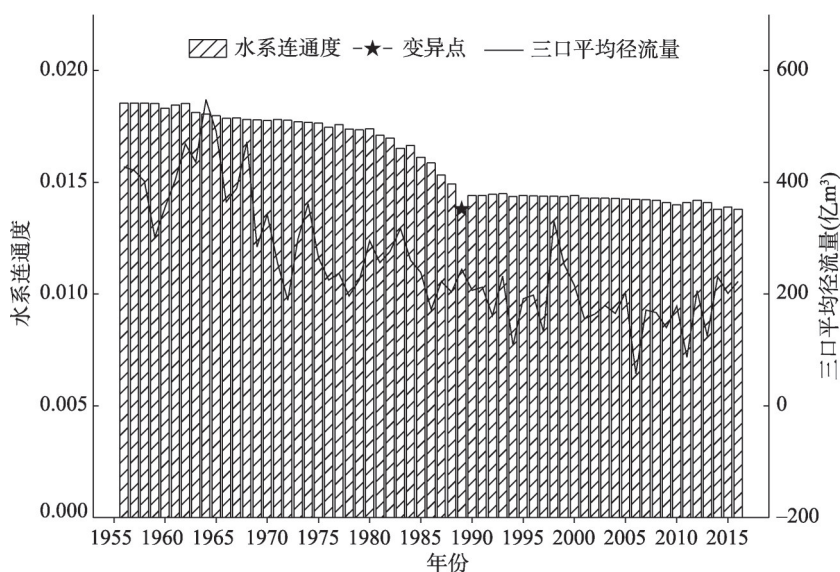


图2 1956-2016年荆南三口河系连通度与年平均径流量变化趋势

Fig. 2 Trend of river connectivity and annual mean runoff of three outlets in Jingjiang river from 1956 to 2016

数), 分别统计水系连通变异时间节点前后荆南三口河系水文干旱发生的次数, 经分析表明, 水系连通变异前(1956-1989年)该河系水文干旱现象年均发生次数在0.71~1.21次之间波动, 其中年均发生次数最多的是藕池河康家岗站, 其次为管家铺, 最少的是松滋河新江口站。水系连通发生变异后(1990-2016年)水文干旱现象年均发生次数增加到1.22~2.7次, 其中次数最多为弥陀寺站, 其次是管家铺, 最少为康家岗站。由此表明, 水系连通变异后该河系水文干旱次数呈显著增加状态。这是由于水系连通变异后三口河系径流量减少, 河网水力连通状况变差, 水流畅通能力减弱, 月流量低于25分位数的间断次数增加所致。与此同时, 水系连通变异后三口河系水文干旱连续发生次数增多, 其主要原因是河道断流时间延长。例如, 虎渡河弥陀寺站持续断流天数由1956-1989年的118 d增至1990-2016年的185 d, 同期水文干旱发生次数由26次上升至54次, 上升率为水系连通变异前的2.07倍。由此认为, 优化荆南三口水系结构, 实施河湖水系连通工程, 提高水流连通能力, 从根本上降低水文干旱事件发生的次数, 维护河流生态系统健康显得日愈紧迫和重要。

运用公式(4)和(5)计算得到荆南三口河系水文干旱特征变量(表1), 通过分析水文干旱历时、干旱强度、峰值等特征变量可知, 水系连通变异后该河系水文干旱历时最大值均呈增长趋势即松滋河新江口由7个月增至9个月(1997年8月至次年4月共9个月径流量小于所对应月份25分位数的径流量), 沙道观由9个月增至13个月; 虎渡河弥

表1 荆南三口河系水文干旱特征变量计算结果

Tab. 1 Statistics of the hydrologic drought characteristic variables in river system of three outlets in Jingjiang river

水文站点	统计特征	1956-1989年			1990-2016年		
		干旱历时 (月)	干旱强度 (亿m ³)	峰值 (亿m ³ /月)	干旱历时 (月)	干旱强度 (亿m ³)	峰值 (亿m ³ /月)
新江口	最大值	7	186.06	164.30	9	1344.00	407.76
	最小值	1	0.04	0.04	1	0.22	0.18
	平均值	2	53.06	44.31	2	157.59	85.72
	中位数	1	15.76	14.66	2	47.95	40.84
沙道观	最大值	9	105.86	79.79	13	563.02	171.98
	最小值	1	0.39	0.10	1	0.10	0.10
	平均值	3	20.72	18.08	4	78.30	43.93
	中位数	3	0.99	0.79	4	15.07	14.53
弥陀寺	最大值	9	136.55	80.42	11	792.79	259.73
	最小值	1	0.30	0.30	1	0.30	0.25
	平均值	3	26.87	18.08	4	107.62	55.40
	中位数	3	1.24	0.35	3	29.64	29.64
康家岗	最大值	13	24.22	12.55	19	107.91	55.41
	最小值	1	0.07	0.07	1	0.21	0.21
	平均值	6	3.02	1.97	7	21.17	11.25
	中位数	6	0.46	0.07	7	3.02	1.66
管家铺	最大值	8	281.18	211.00	13	978.05	343.88
	最小值	1	0.32	0.32	1	0.05	0.05
	平均值	3	38.11	28.88	4	144.02	75.94
	中位数	3	1.30	0.32	3	17.50	17.50

陀寺由9个月增至11个月;藕池河康家岗由13个月增至19个月,管家铺由8个月增至13个月。该河系水文干旱历时平均值较水系连通变异前增加了1个月,其中沙道观、弥陀寺、管家铺水文干旱历时平均值由3个月增长至4个月,康家岗由6个月增长至7个月。从水文干旱强度来看,水系连通变异后水文干旱强度的最大值、平均值、中位数均比变异前有所增加,新江口、沙道观、弥陀寺、康家岗、管家铺5站水文干旱强度的最大值分别增加了1157.94亿 m^3 、457.16亿 m^3 、656.24亿 m^3 、83.69亿 m^3 、696.87亿 m^3 ;平均值依次增加了104.53亿 m^3 、57.58亿 m^3 、80.75亿 m^3 、18.15亿 m^3 、105.91亿 m^3 ;中位值分别增加了32.19亿 m^3 、14.08亿 m^3 、28.40亿 m^3 、2.56亿 m^3 、16.20亿 m^3 。以水文干旱峰值而言,水系连通变异后水文干旱峰值的变化趋势与水文干旱强度类似,即最大值、平均值、中位数均比水系连通变异前有所增加。再通过分析干旱历时、干旱强度和峰值的平均值和中位数平均值可以发现,干旱历时的平均值增加1个月,说明水文干旱时间较水系连通变异前长;干旱强度和峰值平均值的增加则说明了干旱时期内河道的缺水总量和最大缺水水量增加;总体而言,水文干旱强度和峰值的中位数、平均值有所增加,例如松滋口西支新江口变异前干旱强度中位数为15.76亿 m^3 、平均值为53.06亿 m^3 ,变异后中位数、平均值分别增至47.95亿 m^3 、157.59亿 m^3 ,变异后的中位数与变异前的平均数只相差5.11亿 m^3 ,意味着水系连通变异后水文干旱强度较大。在水系连通变异后新江口有一半水文干旱事件中的水文干旱强度均不小于47.95亿 m^3 ,说明干旱时期内松滋河西支河道的缺水总量大于47.95亿 m^3 ,其主要原因是2003年三峡水库运行后分长江水量有所减少。因此,水文干旱事件有所增多,缺水量有所增大。

上述分析表明,水系连通性变异后荆南三口河系水文干旱事件发生的次数增多,干旱历时增长,干旱强度增大,峰值增高。这意味着河网水力连通性^[20]变异对触发该河系水文干旱事件产生了不同程度的影响。

4.3 基于边缘分布函数、Copula函数和联合分布函数的水文干旱特征检验

在4.2节分析荆南三口河系水系连通变异前后水文干旱次数及水文干旱特征演变规律基础上,采用线性矩法对分布函数分别进行广义极值分布、指数分布、皮尔逊III(P-III)型、对数正态分布进行估计,并对其拟合结果进行Kolmogorow-Smirnov优度检验。其结果表明,指数分布函数、P-III型分布函数的拟合效果比广义极值分布、对数正态分布要好;指数分布函数的K-S统计值D小于P-III型分布函数的K-S统计值D,故本文选取指数分布函数进行拟合。设定指数分布函数的一般式为 $y=y_0+A\times\exp(R_0\times x)$,各干旱特征变量的参数采用极大似然法进行估计,并对其拟合结果进行K-S优度检验。从表2中可看出,该河系指数曲线拟合的相关系数均大于0.98,表明在99%的置信区间内指数分布函数对干旱历时、干旱强度以及峰值的拟合良好($p>0.01$)。由此可以认为,荆南三口河系干旱特征变量边缘分布函数均可用指数分布函数来拟合。

对于三维Archimedean Copulas函数而言,采用适线法对其参数估计的效果比极大似然法更加优越^[21]。根据适线法计算得到Copula函数的参数 θ 值以及拟合优度RMSE、AIC、Bias的评价指标值(表3)可知,Copula函数拟合程度最优的为Clayton Copula。于是本文选用Clayton Copula函数对该河系基于水文干旱历时、干旱强度和峰值的特征变量进行联合分布计算。

4.4 基于Copula水文干旱历时、干旱强度和峰值联合频率的演变特征

在预定的2 a、5 a和10 a一遇的单变量重现期的前提下,根据联合重现期和同现重现期的计算公式(15)、(16),可以计算出水系连通变异下该河系水文干旱历时与干旱强度(ds)、干旱历时与峰值(dp)、干旱强度与峰值(sp)二维以及干旱历时、干旱强度

表2 荆南三口河系水文干旱特征变量参数估计值及 K-S 检验 p 值

Tab. 2 Estimated values of hydrologic drought characteristics parametres and their K-S test p -value in river system of three outlets in Jingjiang river

水文站点	参数	y_0	A	R_0	R^2	p 值
新江口	干旱历时	0.9967	-2.81	-1.04	0.9995	0.029
	干旱强度	0.9988	-0.68	-0.002	0.9947	0.012
	峰值	1.0097	-0.69	-0.003	0.9955	0.011
沙道观	干旱历时	0.992	-2.49	-0.91	0.9964	0.033
	干旱强度	1.011	-0.79	-0.003	0.9973	0.025
	峰值	1.7861	-1.49	-0.001	0.9899	0.054
弥陀寺	干旱历时	0.9894	-2.6	-0.97	0.9996	0.032
	干旱强度	0.9881	0.77	-0.003	0.9891	0.015
	峰值	1.0494	-0.83	-0.003	0.9922	0.033
康家岗	干旱历时	1.009	-3.18	-1.15	0.9997	0.026
	干旱强度	1.0209	-1.2	-0.005	0.9823	0.193
	峰值	1.0386	-1.35	-0.06	0.9837	0.087
管家铺	干旱历时	1.008	-2.59	-0.94	0.9983	0.029
	干旱强度	1.0105	-0.88	-0.002	0.9964	0.080
	峰值	1.1264	-0.96	-0.002	0.9880	0.011

表3 Copula 函数参数及拟合优度评价指标值

Tab. 3 Copula function parameters and values of goodness of fit evaluation index

水文站点	函数类型	参数 θ	RMSE	AIC	Bias
新江口	ClaytonCopula	4.7530	0.1495	-103.6713	62.8178
	Gumbel-HougaardCopula	0.1840	0.1504	-103.3249	63.2674
	FrankCopula	8.3250	0.1562	-101.1413	65.7073
	Ali-Mikhail-HaqCopula	361.9520	0.1576	-100.6264	66.2962
沙道观	ClaytonCopula	3.000	0.0425	-176.2557	17.8781
	Gumbel-HougaardCopula	0.1610	0.0439	-174.3854	18.4670
	FrankCopula	5.4890	0.0434	-175.0464	18.2567
	Ali-Mikhail-HaqCopula	999.9990	0.0948	-129.9588	39.8787
弥陀寺	ClaytonCopula	2.245	0.0159	-232.9932	6.6885
	Gumbel-HougaardCopula	0.1850	0.0161	-232.2718	6.7726
	FrankCopula	3.7490	0.0172	-228.4579	7.2354
	Ali-Mikhail-HaqCopula	53.2650	0.1301	-111.6923	54.7280
康家岗	ClaytonCopula	1.9013	0.0249	-207.1084	10.4745
	Gumbel-HougaardCopula	0.2020	0.0308	-194.8370	12.9564
	FrankCopula	3.7050	0.0324	-191.9145	13.6294
	Ali-Mikhail-HaqCopula	999.9990	0.0434	-175.0464	18.2567
管家铺	ClaytonCopula	1.3080	0.0180	-225.8344	7.5719
	Gumbel-HougaardCopula	0.1620	0.0196	-220.9201	8.2450
	FrankCopula	1.9320	0.0185	-224.2532	7.7822
	Ali-Mikhail-HaqCopula	419.3740	0.1351	-109.5160	56.8313

与峰值三维的联合重现期和同现重现期（表4）。由表4可知，新江口、沙道观、弥陀寺、康家岗、管家铺相同单变量重现期的二维联合重现期和同现重现期基本一致，即便是不同单变量重现期的二维联合重现期和同现重现期变化趋势也基本一致，例如当2 a一遇水文干旱发生时，新江口干旱历时与干旱强度（ds）、干旱历时与峰值（dp）、干旱强度与峰值（sp）联合重现期为1.34 a、同现重现期为3.95 a；新江口当5 a一遇水文干旱发生时，其干旱历时与干旱强度的联合重现期为2.89 a，那么干旱历时与峰值、干旱强度与峰值的联合重现期也约为2.89 a。也就是说，各河流的水文干旱历时与干旱强度（ds）、干旱历时与峰值（dp）、干旱强度与峰值（sp）之间的相关性相差不大，同时，水

表4 水系连通变异后各站点相同单变量重现期下二维和三维的联合重现期和同现重现期
Tab. 4 Two- and three-dimensional joint return period and co-occurrences return period under the same univariate recurrence period for each hydrologic station after river system connectivity variation

水文站点	时间系列	单变量重现期(a)	联合重现期 T_o (a)				同现重现期 T_c (a)			
			ds	dp	sp	dsp	ds	dp	sp	dsp
新江口	1956-1989	2	1.34	1.34	1.34	1.10	3.95	3.95	3.96	6.04
		5	2.89	2.89	2.88	2.17	18.80	18.80	18.77	47.06
		10	5.40	5.40	5.40	3.86	66.81	66.81	66.99	275.14
	1990-2016	2	1.19	1.19	1.19	0.91	6.27	6.27	6.26	13.55
		5	2.71	2.71	2.70	1.94	33.15	33.15	33.07	134.92
		10	5.21	5.21	5.21	3.61	124.06	124.06	124.11	898.99
沙道观	1956-1989	2	1.45	1.45	1.45	1.26	3.20	3.20	3.20	4.28
		5	3.01	3.01	3.02	2.34	14.49	14.49	14.54	30.24
		10	5.54	5.54	5.55	4.05	50.80	50.80	50.82	169.15
	1990-2016	2	1.23	3.61	3.58	1.50	5.35	5.17	5.16	8.53
		5	2.74	2.74	2.75	1.99	27.71	27.71	27.80	99.84
		10	5.25	5.25	5.25	3.67	103.55	103.56	103.78	658.33
弥陀寺	1956-1989	2	1.35	1.35	1.35	1.12	3.85	3.85	3.86	5.96
		5	2.88	2.88	2.88	2.16	19.05	19.05	19.07	50.67
		10	5.39	5.39	5.39	3.85	69.51	69.51	69.42	313.55
	1990-2016	2	1.17	1.17	1.17	0.89	6.80	6.80	6.80	16.44
		5	2.68	2.68	2.68	1.90	37.46	37.46	37.40	180.87
		10	5.19	5.19	5.18	3.58	142.94	142.94	142.73	1264.12
康家岗	1956-1989	2	1.50	1.50	1.50	1.32	2.99	2.99	2.99	3.87
		5	3.05	3.05	3.05	2.39	13.86	13.86	13.89	28.71
		10	5.57	5.57	5.57	4.08	49.08	49.09	49.11	164.94
	1990-2016	2	1.30	1.30	1.30	1.06	4.36	4.36	4.36	7.46
		5	2.82	2.82	2.81	2.08	22.49	22.48	22.40	69.71
		10	5.24	5.24	5.26	3.67	101.39	101.40	101.95	696.56
管家铺	1956-1989	2	1.29	1.29	1.29	1.05	4.45	4.45	4.44	7.91
		5	2.80	2.80	2.80	2.06	23.63	23.63	23.53	79.52
		10	5.30	5.30	5.30	3.73	88.50	88.50	88.49	531.82
	1990-2016	2	1.15	1.15	1.15	0.86	7.80	7.80	7.81	22.25
		5	2.65	2.65	2.65	1.87	44.70	44.71	44.55	270.38
		10	5.15	5.15	5.15	3.53	172.38	172.38	172.56	1960.93

文干旱特征变量参数两两组合的二维联合重现期和同现重现期相似,这说明在该河系任一河流发生水文干旱事件的概率相同,其干旱历时、干旱强度和峰值具有一致性。

三口河系的相同单变量重现期下二维联合重现期在水系连通变异前基本上均比水系连通变异后长,二维同现重现期在水系连通变异前均比水系连通变异后短,这说明水系连通变异前(1956-1989年),水文干旱历时、干旱强度、峰值三个水文干旱特征变量发生任何一种的概率要比变异后(1990-2016年)小,而水文干旱历时、干旱强度、峰值3个水文干旱特征变量两两同时发生的概率要比变异后(1990-2016年)大,即水系连通变异前,新江口、沙道观、弥陀寺、康家岗、管家铺干旱历时与干旱强度(ds)、干旱历时与峰值(dp)、干旱强度与峰值(sp)只发生水文干旱特征变量一种的概率低于变异后,而同时发生的概率高于变异后,例如1956-1989年新江口2 a一遇的干旱历时或干旱强度发生的联合重现期为1.34 a,1990-2016年为1.19 a,而1956-1989年新江口2 a一遇的干旱历时和干旱强度同时发生的同现重现期为3.95 a,1990-2016年却为6.27 a。这意味着水系连通变异后,即水力连通能力减弱后,长江荆南三口河系一旦发生水文干旱事件,则更容易发生水文干旱特征变量中的一种。

从各河流的三维联合重现期和同现重现期可知,水系连通变异后,水文干旱历时、干旱强度和峰值发生任何一种的概率高于发生任意两者的概率,也高于二维联合重现概率和二维同现重新概率,更高于3种同时发生的同现概率,也就是说,水系连通变异造成发生水文干旱的概率增加,即联合重现期降低,例如新江口单变量重现期为2 a,水系连通变异后三维联合重现期仅0.91 a,而同现重现期为13.55 a。由此认为,水力连通性变弱会使干旱历时、干旱强度和峰值发生任何一种的概率增高。荆江三口地区为大陆性亚热带季风湿润气候,水资源丰富,一般不会出现干旱现象,但是由于人类活动,特别是水利工程对长江流域径流量变化的影响较大^[22],使得该河系出现水文干旱的可能性增大。

不同的单变量重现期与水文干旱历时、干旱强度和峰值之间存在着密切的关系。通过分析水系连通变异下该河系不同的单变量重现期2 a、5 a和10 a所对应的干旱历时、干旱强度和峰值如表5所示。单变量重现期越长,其水文干旱特征指数越大,干旱历时增长,干旱强度增大,峰值增高,无论是水系连通变异前还是变异后,均呈现此变化规律。由此表明,干旱历时、干旱强度和峰值的大小均受单变量重现期的控制。水系连通变异后,新江口、沙道观、弥陀寺、康家岗、管家铺5站点的干旱历时、干旱强度和峰值都比1956-1989年呈现不同程度的增加,即在相同单变量重现期的情况下,干旱历时时长更长,干旱强度更大,峰值更高。以单变量重现期2 a为例,新江口1990-2016年干旱历时3.53个月,比1956-1989年的2.85个月约增加20 d,干旱强度比1956-1989年增加了343.27亿 m^3 ,峰值比1956-1989年 $620.57 \times 10^8 \text{ m}^3/\text{月}$ 。随着单变量重现期的增加,水系连通变异后水文干旱特征的变化幅度与变异前存在一定的差异,例如,新江口单变量重现期(2 a)的水系连通变异前后干旱历时增加值比单变量重现期(10 a)多了至少3 d,单变量重现期为2 a的水系连通变异前后干旱强度增加值比单变量重现期为10 a的多16.98亿 m^3 ,峰值少157.03亿 $\text{m}^3/\text{月}$ 。

5 结论与讨论

(1) 荆南三口河系水文干旱历时、干旱强度以及峰值的概率分布均可以用指数分布

表5 水系连通变异下各站点不同重现期所对应的水文干旱特征变量参数
Tab. 5 Hydrologic drought variables at different recurrence periods at each hydrologic station after river system connectivity variation

水文站点	时间系列	单变量重现期(a)	干旱历时(月)	干旱强度(亿 m ³)	峰值(亿 m ³ /月)
新江口	1956-1989	2	2.85	767.10	1477.01
		5	3.77	1231.42	2305.05
		10	4.49	1588.46	2866.35
	1990-2016	2	3.53	1110.37	2097.58
		5	4.48	1580.86	2855.34
		10	5.27	1948.71	3329.89
沙道观	1956-1989	2	2.40	323.71	327.17
		5	3.45	611.25	502.63
		10	4.30	814.45	568.70
	1990-2016	2	3.32	574.88	786.62
		5	4.43	843.37	575.49
		10	5.41	1020.72	606.96
弥陀寺	1956-1989	2	2.47	396.34	343.94
		5	3.49	728.17	574.85
		10	4.34	1008.45	709.86
	1990-2016	2	3.33	675.29	542.87
		5	4.45	1045.17	723.30
		10	5.54	1422.62	814.51
康家岗	1956-1989	2	1.77	207.29	18.60
		5	2.54	376.33	31.83
		10	3.10	493.31	40.45
	1990-2016	2	2.27	317.03	27.27
		5	3.02	476.29	39.23
		10	3.54	580.39	46.41

函数进行拟合，其干旱历时、干旱强度和峰值 Copula 函数选用拟合程度最优的 Clayton Copula 函数。基于水系连通度的突变年份（1989 年），将该河系连通度变化过程（1956-2016 年）分割为两个子系列：1956-1989 年为水系连通变异前、1990-2016 年为水系连通变异后。

（2）水系连通变异后荆南三口河水文干旱连续发生次数增多，水文干旱特征出现不同程度的变化，干旱历时的最大值、平均值均呈增长趋势，干旱强度和峰值的最大值、平均值和中位数也呈上升趋势，干旱历时增长，干旱强度增大，峰值增高。

（3）各河流相同单变量重现期的二维联合重现期和同现重现期基本一致，不同单变量重现期的二维联合重现期和同现重现期变化也基本一致，各站点的相同单变量重现期下二维联合重现期在水系连通变异前基本上均比水系连通变异后长，二维同现重现期在水系连通变异前均比水系连通变异后短。水系连通变异前，新江口、沙道观、弥陀寺、康家岗、管家铺水文干旱历时与干旱强度、干旱历时与峰值、干旱强度与峰值只发生水文干旱特征一种的概率低于变异后，而同时发生的概率高于变异后。

（4）水系连通变异后，新江口、沙道观、弥陀寺、康家岗、管家铺 5 站点的水文干

旱历时、干旱强度和峰值都比1956-1989年呈不同程度的增加,在相同单变量重现期的情况下,干旱历时长更长,干旱强度更大,峰值更高。

(5) 水系连通变异后水文干旱特征的变化幅度与变异前存在差异,新江口单变量重现期(2 a)的水系连通变异前后水文干旱历时增加值比单变量重现期(10 a)多了3 d,单变量重现期(2 a)的水系连通变异前后干旱历时增加值比单变量重现期(10 a)多16.98亿 m^3 ,峰值少157.03亿 $\text{m}^3/\text{月}$ 。

(6) 水系连通变异前后水文干旱特征的变化主要体现在水力连通程度的差异,因此在不影响现有三口水系及江湖关系格局的前提下,可以采取如下措施减少水文干旱事件发生的频次:① 结合疏浚河道、全面封堵交叉串河、“堵”支并流、“塞”支强干等工程措施优化水系结构;② 水闸改建、开闸引水、开挖新河调水等工程措施,提高各河流的蓄水能力;③ 结合疏挖枯水深槽,因势利导兴修藕池河中西支平原水库、虎渡河下游平原水库,与此同时,优化三峡水库调度方案,加大水库汛末蓄水期的下泄水量,从整体上增加三口河道的径流量,缩短河流断时间。通过这些措施沟通河流、湖泊、湿地等水体及其交换关系,形成引排顺畅、蓄泄协调、丰枯调剂、多源互补、可调可控的河湖水系格局,最大限度地增强水力连通程度,进而减少水文干旱事件的发生频次、历时和强度。

参考文献(References)

- [1] Heim J, Richard R. A review of twentieth-century drought indices used in the United States. *Bulletin of the American Meteorological Society*, 2002, 83(8): 1149-1165.
- [2] Van Loon A F, Laaha G. Hydrological drought severity explained by climate and catchment characteristics. *Journal of Hydrology*, 2015, 526(7): 3-14.
- [3] Wu J, Chen X, Yao H, et al. Non-linear relationship of hydrological drought responding to meteorological drought and impact of a large reservoir. *Journal of Hydrology*, 2017, 551(8): 495-507.
- [4] Dong Qianjin, Xie Ping. Research progress on hydrological drought. *Hydrology*, 2014, 34(4): 1-7. [董前进, 谢平. 水文干旱研究进展. *水文*, 2014, 34(4): 1-7.]
- [5] Li Yungang, He Jiaonan, Li Xue. Hydrological and meteorological droughts in the Red River Basin of Yunnan Province based on SPEI and SDI indices. *Progress in Geography*, 2016, 35(6): 758-767. [李运刚, 何娇楠, 李雪. 基于SPEI和SDI指数的云南红河流域气象水文干旱演变分析. *地理科学进展*, 2016, 35(6): 758-767.]
- [6] Lu Guihua, Yan Guixia, Wu Zhiyong, et al. A method of regional drought analysis based on Copula function. *Journal of Water Science*, 2010, 21(2): 188-193. [陆桂华, 闫桂霞, 吴志勇, 等. 基于Copula函数的区域干旱分析方法. *水科学进展*, 2010, 21(2): 188-193.]
- [7] Liu C L, Zhang Q, Singh V P, et al. Copula-based evaluations of drought variations in Guangdong, South China. *Natural Hazards*, 2011, 59(3): 1533-1546.
- [8] Xiao Mingzhong, Zhang Qiang, Chen Xiaohong. Study on drought characteristics in the Pearl River Basin based on multivariate probability analysis. *Acta Geographica Sinica*, 2012, 67(1): 83-92. [肖名忠, 张强, 陈晓宏. 基于多变量概率分析的珠江流域干旱特征研究. *地理学报*, 2012, 67(1): 83-92.]
- [9] Li Jingbao, He Xia, Yang Bo, et al. Temporal evolution of dried up days and the influencing mechanisms at Three Outlets along Jingjiang in the middle reach of Yangtze River. *Chinese Journal of Natural Resources*, 2016, 31(10): 1713-1725. [李景保, 何霞, 杨波, 等. 长江中游荆南三口断流时间演变特征及其影响机制. *自然资源学报*, 2016, 31(10): 1713-1725.]
- [10] Li Jingbao, Chang Jiang, Lv Dianqing, et al. Hydrological effects between Jingjiang River and Dongting Lake during initial operation of Three Gorges Reservoir. *Acta Geographica Sinica*, 2009, 64(11): 1342-1352. [李景保, 常疆, 吕殿青, 等. 三峡水库调度运行初期荆江与洞庭湖区的水文效应. *地理学报*, 2009, 64(11): 1342-1352.]
- [11] Freeman M C, Pringle C M, Jackson C R. Hydrologic connectivity and the contribution of stream headwaters to ecological integrity at regional scales. *Journal of the American Water Resources Association*, 2007, 43(1): 5-14.

- [12] Meng Huifang, Xu Youpeng, Xu Guanglai, et al. Research on river connectivity of plain river network area. *Resources and Environment in the Yangtze River Basin*, 2014, 23(5): 626-631. [孟慧芳, 许有鹏, 徐光来, 等. 平原河网区河流连通性评价研究. *长江流域资源与环境*, 2014, 23(5): 626-631.]
- [13] Xu Guanglai, Xu Youpeng, Wang Liuyan. Computation of river network connectivity based on water flow resistance and graph theory. *Journal of Water Science*, 2012, 23(6): 776-781. [徐光来, 许有鹏, 王柳艳. 基于水流阻力与图论的河网连通性评价. *水科学进展*, 2012, 23(6): 776-781.]
- [14] Xia Jihong, Chen Yongming, Zhou Ziye, et al. Research on mechanism and calculation method of river system connectivity. *Progress in Water Science*, 2017, 28(5): 780-787. [夏继红, 陈永明, 周子晔, 等. 河流水系连通性机制及计算方法综述. *水科学进展*, 2017, 28(5): 780-787.]
- [15] Ru Biao, Chen Xing, Zhang Qicheng, et al. Evaluation of connectivity of drainage system in plain river network area. *Hydropower Energy Science*, 2013, 31(5): 9-12. [茹彪, 陈星, 张其成, 等. 平原河网区水系结构连通性评价. *水电能源科学*, 2013, 31(5): 9-12.]
- [16] Yevjevich V. Objective approach to definitions and investigations of continental hydrologic droughts [D]. Fort Collins: Colorado State University, 1967.
- [17] Tallaksen L M, Madsen H, Clausen B. On the definition and modelling of streamflow drought duration and deficit volume. *Hydrological Sciences Journal*, 1997, 42(1): 15-33.
- [18] Chen Yongqin, Sun Peng, Zhang Qiang, et al. Analysis of hydrological drought frequency in Poyang Lake Basin based on Copula. *Journal of Natural Disaster*, 2013, 22(1): 75-84. [陈永勤, 孙鹏, 张强, 等. 基于 Copula 的鄱阳湖流域水文干旱频率分析. *自然灾害学报*, 2013, 22(1): 75-84.]
- [19] Nelsen B. An Introduction to Copulas. New York: Springer, 1998.
- [20] Wang Zhonggen, Li Zongli, Liu Changming, et al. A theoretical discussion on the connectivity of rivers and lakes. *Chinese Journal of Natural Resources*, 2011, 26(3): 523-529. [王中根, 李宗礼, 刘昌明, 等. 河湖水系连通的理论探. *自然资源学报*, 2011, 26(3): 523-529.]
- [21] Zhang Yu, Song Songbo. Research on three-dimensional joint distribution of drought characteristic variables based on Archimedean Copula. *China Rural Water and Hydropower*, 2011(1): 65-68. [张雨, 宋松柏. 基于 Archimedean Copula 的三维干旱特征变量联合分布研究. *中国农村水利水电*, 2011(1): 65-68.]
- [22] Dai Wen, Lv Dianqing, Li Jingbao, et al. The effect of climate change and human activities on runoff in the middle reaches of the Yangtze River. *Journal of Glaciology and Geocryology*, 2016, 38(2): 488-497. [代稳, 吕殿青, 李景保, 等. 气候变化和人类活动对长江中游径流量变化影响分析. *冰川冻土*, 2016, 38(2): 488-497.]

Identification of hydrologic drought characteristics under water system connectivity variation in river system of three outlets of Jingjiang river

DAI Wen^{1,2}, LU Dianqing¹, LI Jingbao¹, WANG Jinfeng², ZHAO Zengyou²

(1. College of Resources and Environment Science, Hunan Normal University, Changsha 410081, China;

2. School of Tourism and History and Culture, Liupanshui Normal University,
Liupanshui 553004, Guizhou, China)

Abstract: Based on the monthly runoff data of five stations in three outlets of Jingjiang river from 1956 to 2016, hydrologic drought characteristic variables were identified by run length theory. The probability distribution functions of drought duration, drought intensity and peak value were selected by Kolmogorow- Smirnov's goodness test. A Copulas function was constructed to deeply study the river hydrologic drought characteristics after the river connectivity variation in this region. The results showed that: (1) The year 1989 was the break point of the river system connectivity in three outlets of Jingjiang river (1956-2016). (2) The hydrologic drought characteristics changed significantly before and after river system connectivity break point. The frequency, duration, intensity and peak value of hydrologic drought increased. (3) The two-dimensional joint recurrence periods under the same single variable recurrence period in the pre-variation era in each site were much longer than those in the post-variation era but the two-dimensional co-occurrences return periods of pre-variation were shorter than those of post-variation. (4) The hydrologic drought duration, drought intensity and peak value in river system of the three outlets in Jingjiang river showed an increasing trend after river system connectivity variation. Under the same single variable recurrence period, the drought duration was longer, the drought intensity was greater and the peak value was higher. (5) The magnitude of hydrologic drought characteristics was different before and after variation of river system connectivity, and the variation ranges of hydrologic drought characteristics were different in different river systems.

Keywords: hydrologic drought; drought characteristics; Archimedean Copulas function; river system connectivity variation; three outlets of Jingjiang river