

# 基于 Copula 函数的汉江流域水文干旱风险研究

李京芳<sup>1</sup>, 彭涛<sup>1,2,3</sup>, 董晓华<sup>1,2,3</sup>, 李峥嵘<sup>1</sup>,  
王高旭<sup>4</sup>, 常文娟<sup>1,2,3</sup>, 林青霞<sup>1,2,3</sup>, 王继保<sup>1</sup>

(1.三峡大学 水利与环境学院, 湖北 宜昌 443002;

2.水资源安全保障湖北省协同创新中心, 武汉 430072; 3.三峡库区生态环境教育部工程研究中心,  
湖北 宜昌 443002; 4.南京水利科学研究院, 水文水资源与水利工程科学国家重点实验室, 南京 210029)

**摘 要:**研究汉江流域水文干旱风险及驱动因素,为区域干旱预警和水资源管理提供参考。选用 1964—2016 年汉江流域白河、黄家港和沙洋 3 个水文站逐月实测径流资料,采用标准化径流指数 SRI 进行水文干旱分析,基于游程理论进行干旱特征变量识别,运用 Copula 函数计算干旱特征变量之间的联合累积概率,分析了联合重现期和同现重现期。结果表明:(1) 在 1964—2016 年,白河站共发生水文干旱事件 54 次,干旱发生频繁但旱情较轻;黄家港和沙洋站分别发生干旱事件 34,32 次,发生频次相对较少但旱情较重,旱情总体呈现从上游向下游加重的趋势;(2) 随着干旱特征变量值增大,联合累积概率值也增大,但增大趋势变缓;(3) 两变量重现期随着单变量取值增大而增大,但在相同增幅情况下,同现重现期的增幅要明显高于联合重现期;(4) 当白河站干旱历时和烈度达到最大时,水文干旱事件的联合重现期为 50 a 左右,同现重现期为 1 600 a 左右,黄家港与沙洋站呈现出与白河站大致相同的趋势;(5) 人类活动是 1991 年以来汉江流域径流减少的主要原因,对白河和沙洋站径流变化的贡献率分别为 59.6% 和 69.2%,是汉江流域水文干旱加重的主导因素。研究显示汉江流域下游旱情较上游重,且持续受人类活动影响,应增强变化环境下区域干旱风险应对能力。

**关键词:**水文干旱; 标准化径流指数; Copula 函数; 游程理论; 重现期; 汉江流域

**中图分类号:** P333.3

**文献标识码:** A

**文章编号:** 1005-3409(2022)03-0179-10

## Hydrological Drought Risk in the Hanjiang River Basin Based on Copula Function

LI Jingfang<sup>1</sup>, PENG Tao<sup>1,2,3</sup>, DONG Xiaohua<sup>1,2,3</sup>, LI Zhengrong<sup>1</sup>, WANG Gaoxu<sup>4</sup>,  
CHANG Wenjuan<sup>1,2,3</sup>, LIN Qingxia<sup>1,2,3</sup>, WANG Jibao<sup>1</sup>

(1.College of Hydraulic & Environmental Engineering, China Three Gorges University, Yichang,  
Hubei 443002, China; 2.Hubei Collaborative Innovation Center for Water Resources Security,  
Wuhan 430072, China; 3.Engineering Research Center of Eco-environment in Three Gorges

Reservoir Region, Ministry of Education, Yichang, Hubei 443002, China; 4.State Key Laboratory of  
Hydrology-Water Resources and Hydraulic Engineering, Nanjing Hydraulic Research Institute, Nanjing 210029, China)

**Abstract:** The study on the risk and driving factors of hydrological drought in the Hanjiang River Basin can provide reference for regional drought warning and water resources management. The monthly runoff data from 1964—2016 at Baihe, Huangjiagang and Shayang stations in the Hanjiang River Basin were selected, and the standardized runoff index (SRI) was used for hydrological drought analysis. Drought characteristic variables were identified based on the run theory. The joint cumulative probability between the drought characteristic variables was calculated by using Copula function, and the joint return period and co-occurrence return period were analyzed. The results showed that: (1) from 1964 to 2016, there were 54 drought events at Baihe station, indicating that the droughts were frequent but mild; there were 34 and 32 drought events at Huangjiagang and Shayang stations, respectively, indicating that the droughts were relatively less frequent but more severe; the drought situation in the Hanjiang River Basin showed an aggravating trend from upstream to downstream; (2) with the increase of the value of drought characteristic variables, the joint cumu-

收稿日期: 2021-04-18

修回日期: 2021-06-13

资助项目: 国家重点研发计划项目(2016YFC0401005, 2016YFA0601703); 国家自然科学基金项目(52009065); 宜昌市自然科学研究项目(A21-3-004)

第一作者: 李京芳(2000—), 女, 湖北襄阳人, 本科生, 从事水文与水资源方面的研究。E-mail: 3264203823@qq.com

通信作者: 彭涛(1973—), 男, 湖南保靖人, 副教授, 博士, 从事水文水资源与生态水文方面的研究。E-mail: pengtao306@163.com

lative probability value also increased, but the increasing trend was slow; (3) the bivariate return period increased with the increase of univariate return period, but the increase of co-occurrence return period was significantly higher than that of joint return period under the same increase condition; (4) at Baihe station, when the drought duration and severity reached the maximum, the joint return period of the drought event was approximately 50 years, and the co-occurrence return period was about 1600 years; the same phenomena were found at Huangjiagang and Shayang stations; (5) human activities have been the main cause for runoff reduction in the Hanjiang River Basin since 1991, contributing 59.6% and 69.2% to runoff change at Baihe and Shayang stations, respectively, indicating that they are the dominant factors for the aggravation of hydrological drought in this basin. The results show that the droughts in the lower reaches of the Hanjiang River Basin are heavier than those in the upper reaches and are continuously affected by human activities. Therefore, the ability to cope with regional drought risk should be enhanced under the changing environment.

**Keywords:** hydrological drought; standardized runoff index; Copula function; run theory; return period; Hanjiang River Basin

干旱是对全球影响范围最广、程度最大的自然灾害之一。近年来,世界范围内特大干旱发生的频率和强度呈现显著增加趋势,严重威胁农业生产和生态环境,阻碍经济社会可持续发展<sup>[1-2]</sup>。我国是一个干旱频繁发生的国家,干旱造成的经济损失约占所有自然灾害的30%以上。干旱研究一直受到国内外学者的高度关注,但是由于干旱的复杂性,人们对干旱形成机理及演变规律的认识仍面临巨大挑战,因此,深入度量干旱发生的风险概率,对于干旱监测与预警、抗旱减灾措施的制定以及水资源可持续管理具有重要意义<sup>[3]</sup>。

通常干旱可以分为气象干旱、农业干旱、水文干旱和社会经济干旱4种类型<sup>[4]</sup>,其中水文干旱被认为是最彻底的干旱。为了定量分析水文干旱事件,许多学者提出各种干旱指标来表征水文干旱严重程度。如以地表径流量为指标的径流干旱指数(SDI)<sup>[5]</sup>、标准化径流指数(SRI)<sup>[6]</sup>、标准化流量指数(SSSI)<sup>[7]</sup>、径流量Z指数<sup>[8]</sup>、径流距平百分率<sup>[9]</sup>和径流量累积频率<sup>[9]</sup>等,以及考虑多因素指标的标准水资源指数(SWRI)<sup>[10]</sup>、标准干旱严重指数(SWDSI)<sup>[11]</sup>、综合水文干旱指数<sup>[12]</sup>等。由于Copula函数描述变量间相依性结构的灵活性,已在多变量联合分布及联合重现期研究中得到广泛应用。如Shiau<sup>[13]</sup>首次利用Copula函数拟合台湾巫山头地区干旱历时和干旱烈度联合分布,结果表明拟合结果较好;杨星星等<sup>[14]</sup>通过Copula函数分析对比了广西干旱强度和干旱历时的多种特征,进而评估探讨了广西农业旱灾风险;肖名忠等<sup>[15]</sup>利用多变量Copula函数,并根据两变量联合重现期、同现重现期和第二重现期研究了珠江流域的干旱特征;涂新军等<sup>[16]</sup>采用Copula函数构建水文干旱特征两变量联合分布,分析干旱联合重现期及设计组合值。可见,Copula函数在水文干旱多变量联合分布及联合风险分析中具有明显优势。

汉江流域位于我国南北气候变化的过渡地带,是我国旱涝灾害频繁发生的地区之一。目前,一些学者研究了汉江流域的干旱变化特征,如陶新娥等<sup>[17]</sup>利用SPEI和SPI指数剖析了汉江流域干旱时空变化特征;陈燕飞等<sup>[18]</sup>采用SPI指数从干旱站次比、干旱频率和干旱强度等方面对汉江流域干旱时空分布特征进行了分析,但上述研究侧重汉江流域的气象干旱特征分析,很少有针对河川径流量短缺而引起的水文干旱事件及其风险评估的研究。

鉴于此,本文利用1964—2016年汉江流域白河、黄家港和沙洋3个控制水文站逐月实测径流资料,选用SRI作为水文干旱指数,基于Copula函数分析汉江流域水文干旱特征的多变量联合累积概率,分析联合重现期及同现重现期,有助于深入揭示汉江流域水文干旱事件发生的概率风险,可为汉江流域的干旱风险评估和经济社会可持续发展提供决策参考。

## 1 资料与方法

### 1.1 研究区域与数据来源

汉江流域面积约为15.9万km<sup>2</sup>,地处106°15′—114°20′E,30°10′—34°20′N。汉江干流全长1577 km,是长江最长的支流。流域多年平均气温为12~16℃,年降水量800~1300 mm,降水自东南、西南向西北递减,年径流深为300~900 mm<sup>[19]</sup>。汉江流域地势西高东低,北高南低。流域上游崎岖不平,北靠秦岭,南靠大巴山;中游地形比较平坦,北以伏牛山为界,南邻武当山,中部为南阳盆地;下游为地势平坦的江汉平原。流域径流量年内分配不均,多集中于5—10月,年际变化较大,因此多发旱涝灾害。本文所用的径流资料来自长江水利委员会水文局,降水数据来源于中国气象科学数据共享服务网(<https://www.nmic.cn/>),所有数据均经过严格质量审查。汉江流

域及水文站点分布如图 1 所示。

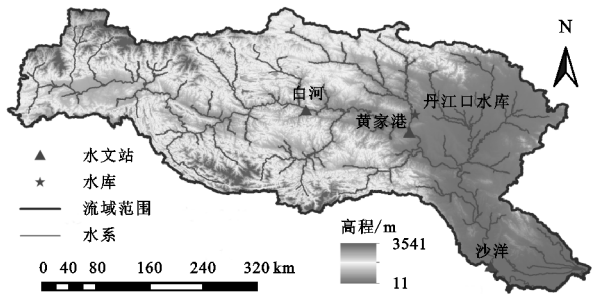


图 1 汉江流域及水文站点位置

1.2 研究方法

1.2.1 标准化径流指数 (SRI) Shukla 和 Wood<sup>[6]</sup> 于 2008 年提出了标准化径流指数 (SRI),其计算方法与 SPI 类似,即通过等概率变换将某一时期内累积径流量的分布正态标准化<sup>[20]</sup>。本文选取常用的伽马分布、对数正态分布、威布尔分布、指数分布、极值 I 型分布、两参数对数 Logistic 分布和广义极值分布,对月尺度径流资料进行分布拟合,采用极大似然法进行参数估计,拟合效果通过 Kolmogorov-Smirnov (K-S)检验法进行检验。通过优选出的最佳分布函数计算时段内径流量的累积概率  $F(x)$ ,并将其正态标准化即得相应的 SRI 值,具体计算公式如下<sup>[21]</sup>:

$$SRI=S(t-\frac{c_0+c_1t+c_2t^2}{1+d_1t+d_2t^2+d_3t^3})$$
 (1)

$$t=\sqrt{\ln[\frac{1}{F(x)^2}]}$$
 (2)

当  $0.5 < F(x) < 1$  时,  $F(x) = 1.0 - F(x)$ ,  $S = 1$ ;  $0 < F(x) \leq 0.5$  时,  $S = -1$ 。其中  $c_0 = 2.515517$ ,  $c_1 = 0.802853$ ,  $c_2 = 0.010328$ ,  $d_1 = 1.432788$ ,  $d_2 = 0.189269$ ,  $d_3 = 0.001308$ 。Edwards 和 McKee<sup>[22]</sup> 提出了 SRI 指数对应的干旱等级划分标准,见表 1。

表 1 基于 SRI 指数的干旱等级划分

干旱等级	SRI 值	类型
1	$[-0.5, +\infty)$	无旱
2	$(-1.0, -0.5)$	轻旱
3	$(-1.5, -1.0]$	中旱
4	$(-2.0, -1.5]$	重旱
5	$(-\infty, -2.0]$	特旱

1.2.2 水文干旱识别 通常采用游程理论识别水文干旱事件<sup>[23]</sup>,一次水文干旱事件包括干旱历时  $D$ 、干旱烈度  $S$  和烈度峰值  $P$  等干旱特征变量。其中干旱历时指一次干旱事件从发生到结束经过的总时长;干旱烈度为干旱历时的时段内 SRI 与干旱发生阈值  $R_0$  ( $-0.5$ )之差的累计和,为分析简便,常取绝对值表示;干旱烈度峰值为干旱历时时段内 SRI 与干旱发生阈值之差绝对值的极大值。基于游程理论的水文

干旱识别过程可分为以下步骤:

(1) 根据干旱发生阈值  $R_0$ 初步确定干旱发生事件,当 SRI 值小于  $R_0$ 时,则可初步判断该月为一次干旱事件;

(2) 若某次干旱事件历时为一个月且 SRI 值未达到中度干旱阈值  $R_1$  ( $-1$ ),则可以剔除本次干旱事件;

(3) 若相邻两次干旱事件间隔 1 个月且间隔月的 SRI 值小于湿润状态阈值  $R_2$  ( $0$ ),则将这两次干旱合并为一次干旱事件。并且此次干旱历时为两次干旱事件历时之和加 1,干旱烈度为两次干旱事件烈度之和,否则为 2 次干旱事件。

1.2.3 构建干旱特征变量边缘分布 选择伽马分布、对数正态分布、威布尔分布、指数分布、极值 I 型分布、两参数对数 Logistic 分布和广义极值分布函数拟合干旱历时  $D$ 、干旱烈度  $S$ 、烈度峰值  $P$  的边缘分布,并利用 K-S 检验法确定最优的边缘分布函数,其中,7 种分布函数的参数均采用极大似然法进行估计。同时比较理论频率与经验频率的拟合情况,经验频率采用 Gringgorten 公式进行计算<sup>[24]</sup>:

$$P(X \leq x_i) = \frac{m - 0.44}{n + 0.12}$$
 (3)

式中: $P$  表示经验频率; $m$  为  $x_i$ 在样本按升序排列后占有的项数; $n$  表示样本容量。

利用 Copula 构建两变量分布模型时,除确定单变量边缘分布函数,还要判断单变量之间是否存在相关关系,即进行两干旱特征变量之间的相依性度量<sup>[25]</sup>。本文相依性度量采用 3 种检验方法,即 Kendall 秩相关系数法、Pearson 古典相关系数法和 Spearman 秩相关系数法。

1.2.4 基于 Copula 的两变量联合分布函数 Copula 采用一种简洁的方式来实现多变量数据相互依附结构的建立<sup>[26]</sup>,它使单变量边缘分布相互关联<sup>[27]</sup>,形成在 0 到 1 之间等可能取值的多维联合分布函数。假设任意取连续的两变量  $X, Y$ ,且  $F_X(x), F_Y(y)$ 分别为变量对应的边缘分布函数,则有且仅有一个对应的 Copula 函数  $C$ ,使得二维联合分布函数  $F_{XY}(x, y)$ 满足:

$$F_{XY}(x, y) = C(F_X(x), F_Y(y))$$
 (4)

本文选用 Clayton, Frank, Gumbel-Hougaard (Gumbel)共 3 种常见的 Archimedean Copula 函数,分别拟合干旱历时、烈度、峰值之间的二维联合分布,采用极大似然法来估计 Copula 函数的参数  $\theta$ 。同时依据赤池信息量准则法 (AIC)、均方根误差法 (RMSE)以及贝叶斯信息量准则法 (BIC)进行拟合优度评价。联合分布的经验频率可采用下式计算<sup>[24]</sup>:

$$P(X\leqslant x_i,Y\leqslant y_i)=\frac{m-0.44}{n+0.12}\tag{5}$$

式中： $m$  表示联合样本序列中符合条件  $X \leqslant x_i, Y \leqslant y_i$  的数据值的个数。

1.2.5 重现期计算 在水文干旱事件中,单变量重现期( $T$ )是指干旱特征变量  $X$  超过某一特定值出现一次的平均间隔时间<sup>[28]</sup>;二维分布的联合重现期( $T_a$ )是指对于干旱特征变量  $X$  或  $Y$ ,只要其中一个量超过某一特定值,即认为干旱重现一次;同现重现期( $T_o$ )是指两者必须同时超过某一特定值才认为干旱重现一次<sup>[29]</sup>。重现期计算公式为:

$$T=\frac{N}{n[(1-F_X(x))]\tag{6}}$$

$$\begin{aligned}T_a&=\frac{N}{nP(X\geqslant x\cup Y\geqslant y)}\\&=\frac{N}{n\{1-C[F_X(x),F_Y(y)]\}}\tag{7}\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}T_o&=\frac{N}{nP(X\geqslant x\cap Y\geqslant y)}\\&=\frac{N}{n\{1-F_X(x)-F_Y(y)+C[F_X(x),F_Y(y)]\}}\tag{8}\end{aligned}$$

式中: $N$  为研究时段长度; $n$  为  $N$  时段内发生干旱事件的次数。

## 2 结果与分析

### 2.1 水文干旱事件识别

采用游程理论对汉江流域 3 个水文站一个月时间尺度的 SRI 序列进行水文干旱事件识别,得到各个站点的干旱历时  $D$ 、干旱烈度  $S$  和烈度峰值  $P$ ,并计算相应的统计特征值,结果见表 2。

表 2 水文干旱统计特征

水文 站点	统计 特征	水文干旱特征值			
		$D$ /月	$S$	$P$	干旱次数
白河	最大值	13.00	13.62	2.52	54
	均值	3.56	2.29	0.97	
	中位值	3.00	1.58	0.97	
	最小值	1.00	0.16	0.16	
黄家港	最大值	17.00	12.05	1.86	34
	均值	5.18	3.23	0.90	
	中位值	3.50	1.63	0.93	
	最小值	1.00	0.16	0.11	
沙洋	最大值	18.00	14.56	2.26	32
	均值	5.63	3.83	0.92	
	中位值	3.00	2.13	0.83	
	最小值	1.00	0.20	0.19	

由表 2 可知,在 1964—2016 年,汉江上游白河站

共发生 54 次干旱事件,其中干旱历时最大为 13 个月,起始时间为 2001 年 4 月—2002 年 4 月,均值为 3.56 个月,干旱烈度均值为 2.29,烈度峰值均值为 0.97,这说明白河站干旱发生频繁但程度较轻,多为轻旱。中游黄家港站干旱发生频次为 34 次,其中干旱历时最大值为 17 个月(2015 年 8 月—2016 年 12 月),均值为 5.18 个月,平均干旱烈度和烈度峰值分别为 3.23、0.90,黄家港站干旱发生次数少于白河站,但干旱历时和干旱烈度平均值均大于白河站,这表明黄家港站干旱发生频次相对较少但旱情较白河站重。下游沙洋站共发生 32 次干旱事件,其中干旱历时持续时间最长达 18 个月(1978 年 1 月—1979 年 6 月),均值为 5.63 个月;干旱烈度均值为 3.83,最大为 14.56;烈度峰值均值为 0.92,最大为 2.26,由此可以看出沙洋站在 3 个站中干旱发生次数最少,但旱情较重。总的来看,汉江流域历史旱情呈现由上游向下游逐渐加重的趋势,干旱事件表现为长历时与高烈度,这可能是受跨流域调水、河道外取水等人类活动因素影响,导致汉江中下游径流呈现减少趋势。

### 2.2 单变量边缘分布

2.2.1 干旱特征变量的边缘分布模型确定 采用伽马分布、对数正态分布、威布尔分布、指数分布、极值 I 型分布、两参数对数 Logistic 分布和广义极值分布函数分别拟合汉江流域 3 个站点的水文干旱特征变量的边缘分布,分布函数的参数采用极大似然法进行估计,利用 K-S 检验确定最优的边缘分布函数,得到各站干旱特征变量的边缘分布(表 3)。

由表 3 可知,汉江流域 3 个水文站的干旱历时、烈度和峰值的理论分布拟合效果较好,均通过了假设检验,同时在  $\alpha=0.05$  显著水平下,K-S 检验统计量值都未超过临界值。其中两参数对数正态分布拟合白河站干旱历时和干旱烈度的理论分布效果最好,威布尔分布拟合白河站的烈度峰值最优;黄家港站干旱历时单变量边缘分布最接近两参数对数 Logistic 分布,干旱烈度最接近两参数对数正态分布,烈度峰值则最接近极值 I 型分布;沙洋站干旱历时的最优边缘分布为两参数对数 Logistic 分布,干旱烈度的最优边缘分布为两参数对数正态分布,烈度峰值的边缘分布类型则为伽马分布。利用式(3)求出干旱特征变量的经验分布函数,并将经验分布函数与理论分布函数相比较。图 2 为白河站的边缘分布函数拟合效果。由图 2 可知,图中的散点基本均匀的分布在  $45^\circ$  对角线的两侧,这说明干旱特征变量边缘分布的经验频率与理论频率整体一致,优选出的边缘分布函数对各个干旱特征变量有较好的拟合效果。

表 3 水文干旱特征变量边缘分布 K-S 检验

水文站	干旱特征 变量	边缘分布 函数	K-S 检验结果		
			统计量 $D_i$	$p$ 值	$D_{\text{临界值}} (\alpha=0.05)$
白河	$D$	两参数对数正态分布	0.1692	0.0806	0.1814
	$S$	两参数对数正态分布	0.0690	0.9437	
	$P$	威布尔分布	0.0897	0.7435	
黄家港	$D$	两参数对数 Logistic 分布	0.1524	0.3707	0.2275
	$S$	两参数对数正态分布	0.0761	0.9806	
	$P$	极值 I 型分布	0.0958	0.8847	
沙洋	$D$	两参数对数 Logistic 分布	0.1637	0.3220	0.2343
	$S$	两参数对数正态分布	0.0860	0.9557	
	$P$	伽马分布	0.0668	0.9970	

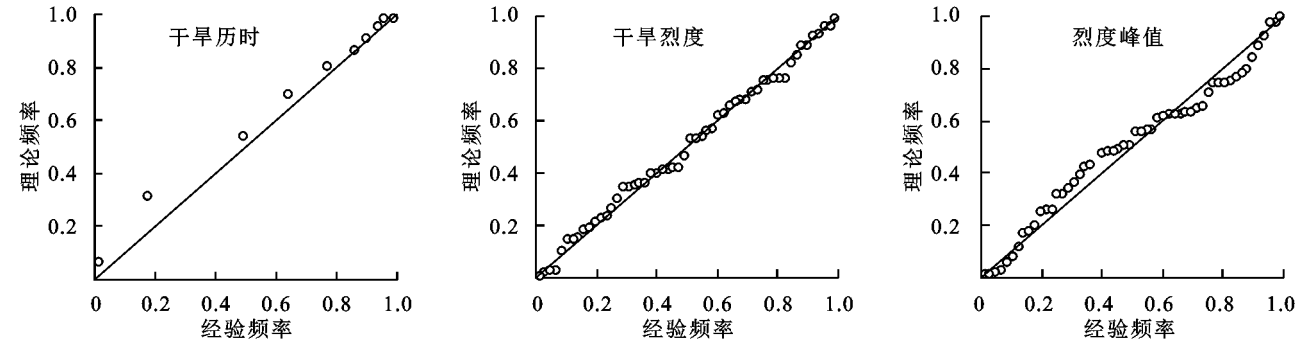


图 2 白河站的边缘分布拟合效果

2.2.2 干旱特征变量间的相依性度量 对汉江流域 3 个站干旱特征变量间的相依性进行检验,结果见表 4。由表 4 可知,3 个站的干旱特征变量之间均具有较高的相关系数,其中整体来看,干旱烈度和烈度峰值关系最密切,Pearson 古典相关系数和 Spearman 秩相关系数值均超过 0.80 且变幅较小,Kendall 秩相关系数 0.64~0.75,都通过了  $\alpha=0.01$  下的显著性水平;干旱历时和干旱烈度之间的相关性次之,Pearson 古典相关系数和 Spearman 秩相关系数几乎都大于 0.72,Kendall 秩相关系数变化相对较大,从 0.58 到 0.73;干旱历时和烈度峰值的 Pearson 古典相关系数和 Spearman 秩相关系数均为 0.33~0.64,Kendall 秩相关系数为 0.25~0.49,虽没有干旱烈度和烈度峰值以及干旱历时和干旱烈度相关性大,但仍具有一定的相关性。因此,可以应用 Copula 函数构建汉江流域水文干旱特征变量之间的二维联合分布。

2.3 干旱特征变量二维联合分布

选用 Clayton, Frank, Gumbel-Hougaard (Gumbel) 3 种常见的 Archimedean Copula 函数,采用极大似然法估计干旱特征变量的 Copula 联合分布函数参数,利用 AIC, RMSE 和 BIC 准则进行拟合优度评价,结果见表 5。

由表 5 来看,当拟合白河站干旱历时与烈度、历时与烈度峰值之间二维联合分布函数时, Frank Cop-

ula 函数各指标值均最小,说明 Frank Copula 函数拟合优度最佳,而 Gumbel Copula 函数对干旱烈度与峰值的联合分布拟合效果最好;对于黄家港站的干旱历时与烈度以及烈度与烈度峰值的联合分布, Frank Copula 拟合优度高于其余 Copula 函数,而 Clayton Copula 对于干旱历时与烈度峰值的联合分布拟合优度高于其余 Copula 函数; Clayton Copula 函数对沙洋站干旱烈度与烈度峰值的联合分布拟合最优,而 Frank Copula 函数为干旱历时与干旱烈度以及干旱历时与烈度峰值的最优 Copula 函数。

表 4 3 个站点干旱特征变量间的相关系数

水文站	干旱特征 变量	Pearson 相关系数	Kendall 相关系数	Spearman 相关系数
白河	$D\&S$	0.7254**	0.5753**	0.7258**
	$D\&P$	0.3274*	0.2499*	0.3336*
	$S\&P$	0.8239**	0.6389**	0.8037**
黄家港	$D\&S$	0.8837**	0.7256**	0.8648**
	$D\&P$	0.5585**	0.4521**	0.5618**
	$S\&P$	0.8249**	0.6791**	0.8457**
沙洋	$D\&S$	0.8765**	0.7146**	0.8514**
	$D\&P$	0.6405**	0.4937**	0.6340**
	$S\&P$	0.8951**	0.7460**	0.8996**

注: \* 表示通过  $\alpha=0.05$  的显著性水平, \*\* 表示通过  $\alpha=0.01$  的显著性水平。

表 5 Copula 函数拟合优度评价

水文站	Copula 函数名	变量名	参数	AIC	BIC	RMSE
白河	Clayton	D&S	0.82	-250.02	-248.03	0.096
		D&P	0.25	-271.33	-269.34	0.079
		S&P	2.86	-369.64	-367.65	0.032
	Frank	D&S	6.17	-293.59	-291.60	0.064
		D&P	2.02	-290.86	-288.87	0.066
		S&P	9.02	-379.99	-378.00	0.029
	Gumbel	D&S	2.05	-288.77	-286.78	0.067
		D&P	1.21	-282.77	-280.78	0.071
		S&P	2.22	-391.64	-389.65	0.026
	Clayton	D&S	1.44	-169.47	-167.95	0.079
		D&P	1.62	-186.64	-185.11	0.061
		S&P	2.42	-212.66	-211.14	0.042
黄家港	Frank	D&S	11.04	-202.03	-200.51	0.049
		D&P	4.43	-182.08	-180.56	0.066
		S&P	8.97	-218.88	-217.36	0.038
	Gumbel	D&S	3.03	-193.42	-191.90	0.056
		D&P	1.45	-164.96	-163.43	0.085
		S&P	2.13	-197.63	-196.11	0.052
	Clayton	D&S	1.83	-150.93	-149.46	0.090
		D&P	1.03	-158.25	-156.78	0.080
		S&P	4.50	-223.13	-221.66	0.029
	Frank	D&S	10.04	-171.03	-169.57	0.066
		D&P	5.15	-172.05	-170.58	0.065
		S&P	12.71	-219.89	-218.42	0.031
沙洋	Gumbel	D&S	3.17	-166.58	-165.12	0.071
		D&P	1.79	-164.24	-162.77	0.065
		S&P	3.25	-207.53	-206.07	0.037

注：下划线数字所对应的 Copula 函数表示最优的二维联合分布函数。

以白河站为例,将拟合最优的 Copula 函数的理论频率与相应的经验频率相比较(图 3)。由图 3 可知,2 种 Copula 函数对白河站干旱特征变量二维联合分布拟合精度较高,散点基本都位于 45° 对角线附近,因此可以采用优选出的 Copula 函数作为干旱特征变量的联合分布函数。

2.4 干旱特征变量二维联合概率分布

以白河站为例,选用 Frank Copula 函数来描述干旱历时与干旱烈度、干旱历时与烈度峰值间的二维

联合分布,选择 Gumbel Copula 函数来描述干旱烈度与烈度峰值的二维联合分布,并绘制联合累积概率分布图及相应等值线图(图 4)。

由图 4 可知,干旱历时和烈度越大,联合累积概率分布值越大。当干旱烈度  $S \leq 4$ ,干旱历时  $D \leq 5$  个月时,联合概率分布等值线分布密集。同时两者的联合累积概率值随着干旱历时或烈度的增加呈现迅速增加趋势;当干旱烈度  $S > 4$  时,干旱历时越大,两者的联合累积概率值虽增大但增大趋势明显趋缓;当干旱历时  $D > 5$  个月,干旱烈度继续增加时,干旱历时与烈度联合累积概率虽增加但增加趋势也逐渐变缓。总的来说,白河站发生的干旱事件主要为 3 种情况:历时短烈度高、历时长烈度低和历时与烈度值同高同低。类似地,干旱历时与烈度峰值越大或烈度峰值与烈度越大,其间的联合累积概率分布值同样越大,且也具有增大趋势逐渐变缓的特点。

2.5 干旱特征变量二维重现期

以白河站为例,分析干旱特征变量之间的二维联合重现期和同现重现期(图 5)。由图 5 可知,随着干旱历时和烈度的不断增大,联合重现期和同现重现期均呈现增大趋势,且同现重现期增幅更大。当干旱事件的干旱历时和干旱烈度都达到极大值时,此干旱事件的重现期也最大,其中联合重现期为 50 a 左右,同现重现期为 1 600 a 年左右。这说明白河站发生干旱历时长且干旱烈度大的事件概率较低,而发生干旱历时短和干旱烈度低的事件概率高。类似地,黄家港和沙洋站呈现与白河站大致相同的变化特征。

在给定某一重现期的前提下,可以根据干旱历时、烈度和烈度峰值边缘分布函数的逆函数,反推相应边缘分布的干旱特征变量,并通过式(7)和式(8)求解二维联合重现期和同现重现期,结果见表 6。由表 6 来看,单变量重现期总是大于联合重现期而小于同现重现期,因此可以将两种重现期看作单变量重现期的两个边界值,进而确定单变量重现期的大致范围。故可通过联合重现期与同现重现期来判断单变量重现期的可靠性。

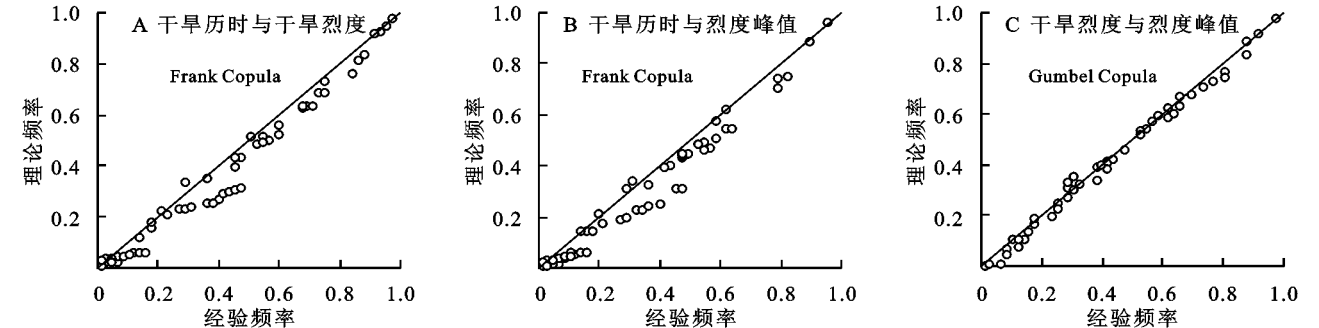


图 3 白河站干旱特征变量二维联合分布拟合结果

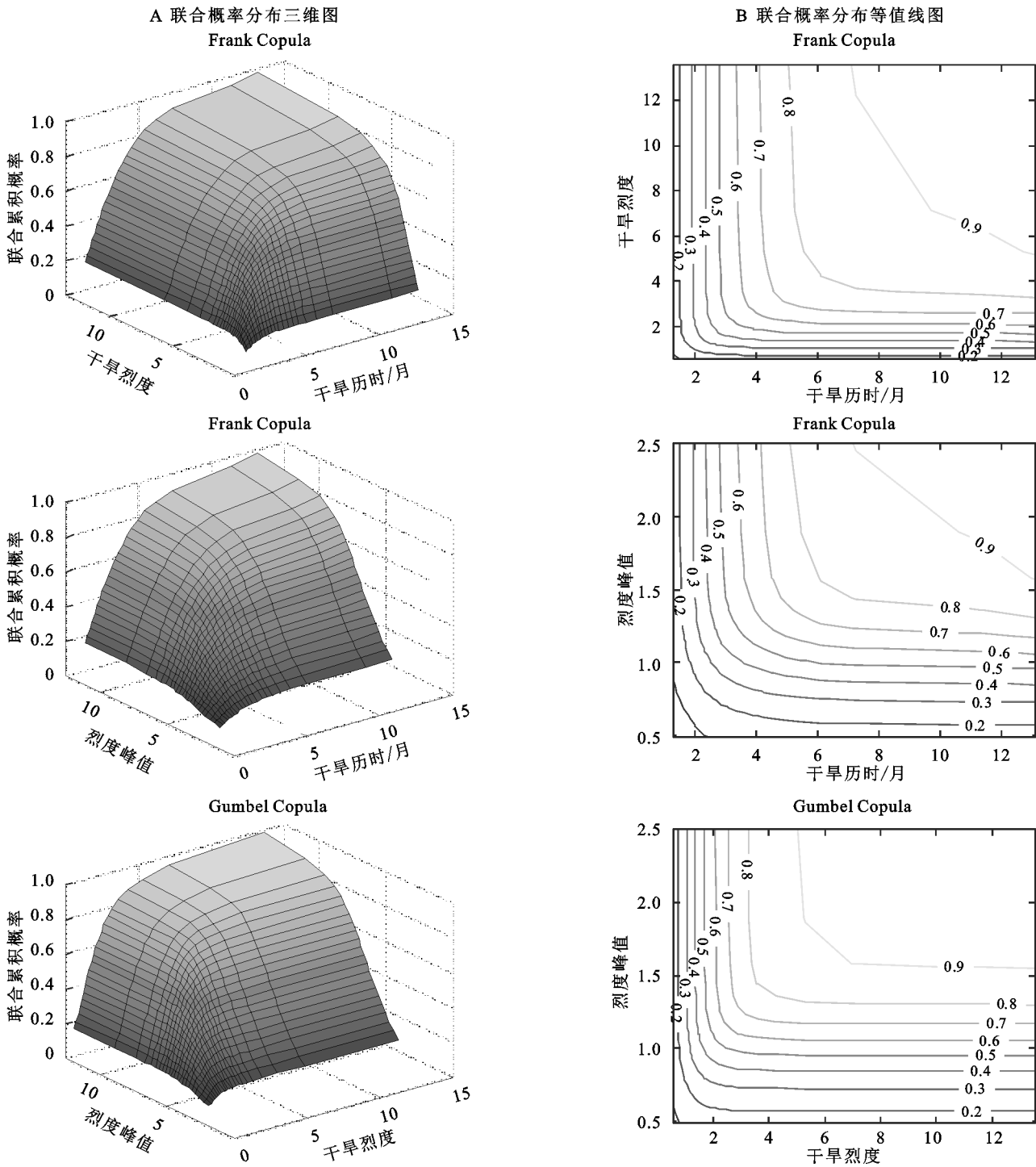


图 4 白河站干旱特征变量联合概率分布

同时,3 个站点相同单变量重现期下,两变量联合重现期均远小于相应的同现重现期。两变量重现期随着单变量取值增大而增大,但在相同增幅情况下,同现重现期的增幅要明显高于联合重现期。

还有,相同单变量重现期下,两变量二维重现期大小总体可以反映干旱特征变量间的相依性程度<sup>[30]</sup>。如白河站的两变量联合分布中,干旱烈度与烈度峰值的联合重现期最大,相应的同现重现期则最小,表明二者之间的相依性最高,即某个水文干旱特

征变量发生时,则另一个水文干旱特征变量同时发生的概率风险就越高。

### 3 讨论

以白河和沙洋站为例,绘制 2 个站降水—径流双累积曲线(图 6)。自然条件下,降水—径流双累积曲线应是一条直线<sup>[31]</sup>。如果流域自然环境受到人类活动干扰,则降水—径流双累积曲线的斜率会发生转折。因此,可根据双累积曲线的转折点确定径流序列

发生突变的年份,进而区分降水和人类活动对径流变化的贡献率。

由图 6 可知,2 个站的降水—径流双累积曲线均

从 20 世纪 90 年代初期开始发生向下偏移,其中白河站偏移幅度较大,说明相同降水量条件下径流量明显减少。

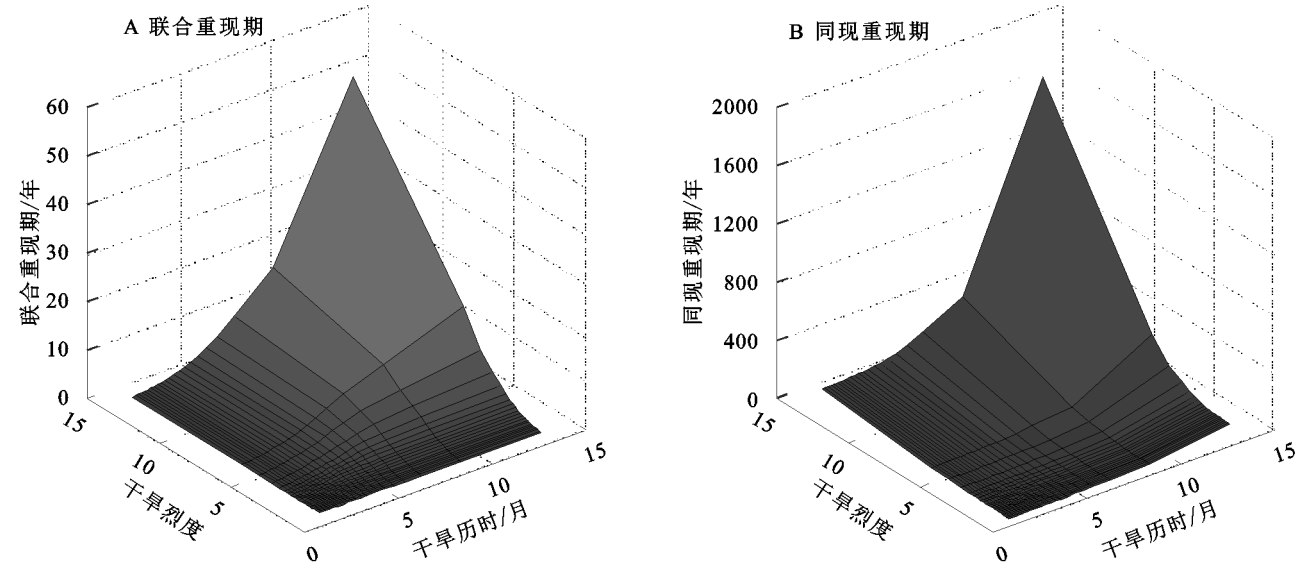


图 5 白河站的干旱历时与干旱烈度的重现期

表 6 3 个站点相同单变量重现期下联合重现期和同现重现期

水文 站点	重现期/a	D/月	S	P	联合重现期 $T_u/a$			同现重现期 $T_o/a$		
					D & S	D & P	S & P	D & S	D & P	S & P
白河	5	5.02	3.35	1.36	3.48	3.00	3.80	8.89	15.03	7.30
	10	6.78	4.93	1.60	6.18	5.53	7.46	26.10	51.94	15.16
	20	8.68	6.78	1.80	11.32	10.54	14.77	85.80	193.82	30.98
	30	9.88	8.01	1.91	16.39	15.56	22.10	176.97	414.13	46.67
	50	11.48	9.73	2.04	26.47	25.60	36.79	450.20	1 066.57	78.02
黄家港	5	5.35	3.33	1.20	4.18	3.43	4.04	6.22	9.19	6.55
	10	7.70	6.06	1.40	7.42	5.97	7.14	15.35	30.68	16.71
	20	10.58	9.69	1.55	13.08	11.00	12.64	42.44	109.90	47.85
	30	12.61	12.29	1.61	18.38	15.99	17.85	81.63	241.82	93.89
	50	15.65	16.16	1.68	28.67	25.99	28.06	195.08	655.89	229.12
沙洋	5	5.28	3.38	1.06	3.98	3.72	4.16	6.71	7.62	6.27
	10	8.02	6.38	1.41	6.79	6.54	7.37	18.94	21.20	15.54
	20	11.51	10.45	1.73	12.00	11.79	13.00	59.96	65.97	43.30
	30	14.04	13.41	1.91	17.08	16.89	18.30	122.93	134.07	83.18
	50	17.94	17.86	2.12	27.17	27.00	28.61	312.52	337.64	198.33

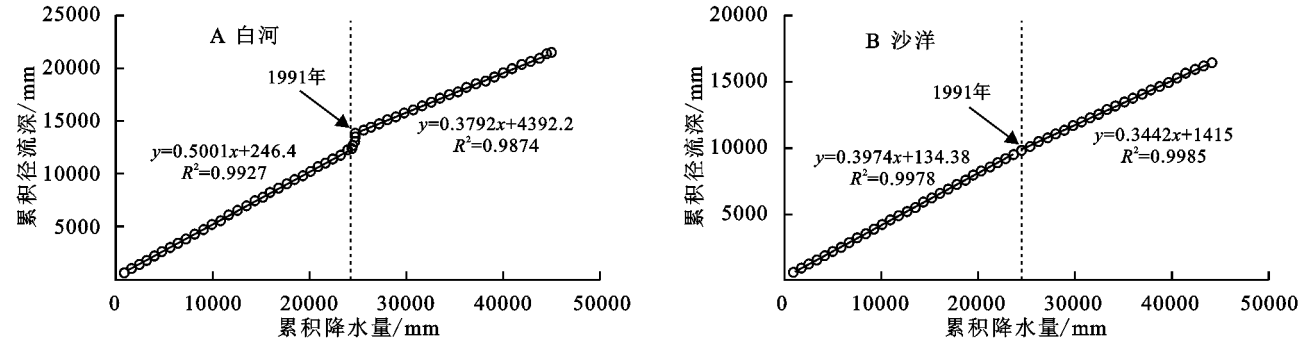


图 6 白河和沙洋站降水—径流双累积曲线

以突变点 1991 年为界,将研究序列分为基准期(1964—1991 年)和变化期(1992—2016 年),建立基

准期累积降水量和累积径流深的拟合曲线,得到线性回归方程(图 6),将变化期的累积降水量带入回归

方程中,得到模拟累积径流深,由此反推逐年模拟径流深,变化期实测年平均径流深与模拟年平均径流深之差即为人类活动导致的径流深变化量。降水变化和人类活动对白河和沙洋站径流变化的影响量及贡献率的计算结果见表 7。结果显示,人类活动

是导致汉江流域变化期径流减少的主要原因,由人类活动引起白河和沙洋站径流深的变化量分别为-65.2 mm和-53.6 mm,对 2 个站径流变化的贡献率分别为 59.6%和 69.2%,是汉江流域水文干旱加剧的主要因素。

表 7 降水和人类活动对白河和沙洋站径流变化的影响

站点	时段	降水量/mm	径流深/mm		降水变化		人类活动	
			实测值	模拟值	影响量/mm	贡献率/%	影响量/mm	贡献率/%
白河	1964—1991	860.3	452.1	408.0	-44.1	40.4	-65.2	59.6
	1992—2016	815.4	342.8					
沙洋	1964—1991	842.7	344.0	320.1	-23.9	30.8	-53.6	69.2
	1992—2016	802.2	266.5					

4 结 论

选用 1964—2016 年汉江流域白河、黄家港和沙洋站 3 个水文站的逐月径流资料,采用标准化径流指数 SRI 进行水文干旱分析,基于游程理论进行干旱特征变量识别,利用 Copula 函数拟合干旱特征变量之间的联合分布,计算干旱特征变量之间的联合累积概率,分析联合重现期和同现重现期趋势,得到如下主要结论:

(1) 在 1964—2016 年,白河站共发生干旱事件 54 次,干旱虽发生频繁但程度较轻,多为轻旱;黄家港站干旱频次为 34 次,干旱发生不如白河站频繁但旱情较重;沙洋站共发生干旱事件 32 次,干旱发生次数虽然最少,但旱情偏重,旱情总体呈现由上游向下游加重的趋势。

(2) 两参数对数正态分布拟合白河站干旱历时和干旱烈度、黄家港和沙洋站干旱烈度的理论分布效果最好;黄家港和沙洋站干旱历时单变量边缘分布最接近两参数对数 Logistic 分布;黄家港和沙洋站烈度峰值的最优边缘分布分别为极值 I 型分布和伽马分布,威布尔分布拟合白河站烈度峰值最优。

(3) 对于 3 个站点水文干旱特征变量之间的二维联合分布, Frank Copula 函数拟合优度最高, Clayton Copula 函数次之, Gumbel Copula 函数最差。

(4) 两变量重现期随着单变量取值增大而增大,但在相同增幅情况下,同现重现期的增幅要明显高于联合重现期。白河站在干旱历时和烈度达到极大值时,干旱事件的联合重现期为 50 a 左右,同现重现期为 1 600 a 左右,黄家港与沙洋站呈现出与白河站大致相同的趋势。两个特征变量间的联合重现期均远小于相应的同现重现期,且联合重现期越大,则同现重现期越小。

(5) 采用双累积曲线法对汉江流域径流变化进行归因分析,发现人类活动是导致汉江流域近年来径流减少的主要原因,人类活动对白河和沙洋站径流变化的贡献率为 59.6%和 69.2%,是流域水文干旱加剧的主导因素。

参考文献:

[1] 闫昕畅,张强,闫晓敏,等.全球干旱区分布特征及成因机制研究进展[J].地球科学进展,2019,34(8):826-841.

[2] Liu Y J, Chen J. Future global socioeconomic risk to droughts based on estimates of hazard, exposure, and vulnerability in a changing climate[J]. the Science of the Total Environment, 2021,751(9):142159-142171.

[3] 袁星,马凤,李华,等.全球变化背景下多尺度干旱过程及预测研究进展[J].大气科学学报,2020,43(1):225-237.

[4] Wilhite D A, Glantz M H. Understanding the drought phenomenon: The role of definitions[J]. Water International, 1985,10(3):111-120.

[5] Nalbantis I, Tsakiris G. Assessment of hydrological drought revisited [J]. Water Resource Management, 2009,23(5):881-897.

[6] Shukla S, Wood A W. Use of a standardized runoff index for characterizing hydrologic drought[J]. Geophysical Research Letters, 2008,35(2):41-46.

[7] Vicente-Serrano S M, López-Moreno J I, Beguería S, et al. Accurate computation of a streamflow drought index [J]. Journal of Hydrologic Engineering, 2012,17(2):318-332.

[8] 王劲松,冯建英.甘肃省河西地区径流量干旱指数探讨[J].气象,2000,26(6):3-7.

[9] 周玉良,袁潇晨,金菊良,等.基于 Copula 的区域水文干旱频率分析[J].地理科学,2011,31(11):1383-1388.

[10] 翟家齐,蒋桂芹,裴源生,等.基于标准水资源指数的流域水文干旱评估:以海河北系为例[J].水利学报,2016,

- 46(6):687-698.
- [11] Feng P, Han S, Li S F. Method of distinguishing hydrologic drought for water supply system[J]. Transactions of Tianjin University, 2005,11(5):371-375.
- [12] 周玉良,周平,金菊良,等.基于供水水源的干旱指数及在昆明干旱频率分析中应用[J].水利学报,2014,45(9):1038-1047.
- [13] Shiau J T. Fitting drought duration and severity with two dimensional copulas[J]. Water Resources Management, 2006,20(5):795-815.
- [14] 杨星星,杨云川,邓思敏,等.基于 SPEI 的广西干旱综合特征及农业旱灾风险研究[J].水土保持研究,2020,27(4):113-121.
- [15] 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[J].地理学报,2012,67(1):83-92.
- [16] 涂新军,陈晓宏,赵勇,等.变化环境下东江流域水文干旱特征及缺水响应[J].水科学进展,2016,27(6):810-821.
- [17] 陶新娥,陈华,许崇育.基于 SPI/SPEI 指数的汉江流域 1961—2014 年干旱变化特征分析[J].水资源研究,2015,4(5):404-415.
- [18] 陈燕飞,熊刚,刘伟.基于标准化降水指数的汉江流域干旱时空分布特征[J].中国农村水利水电,2016,58(4):82-88.
- [19] 田晶,郭生练,刘德地,等.气候与土地利用变化对汉江流域径流的影响[J].地理学报,2020,75(11):2307-2318.
- [20] 李敏,李建柱,冯平,等.变化环境下时变标准化径流指数的构建与应用[J].水利学报,2018,49(11):1386-1395.
- [21] 邵进,李毅,宋松柏.标准化径流指数计算的新方法及其应用[J].自然灾害学报,2014,23(6):79-87.
- [22] Edwards D C, McKee T B. Characteristics of 20 th century drought in the United States at multiple time scales[R]. Fort Collins: Department of Atmospheric Science, Colorado State University, 1997,18-21.
- [23] Yevjevich V. Objective approach to definitions and investigations of continental hydrologic droughts [D]. Fort Collins: Colorado State University, 1967.
- [24] Zhang L, Singh V P. Bivariate rainfall frequency distributions using Archimedean copulas[J]. Journal of Hydrology, 2007,332(26):93-109.
- [25] 王晓峰,张园,冯晓明,等.基于游程理论和 Copula 函数的干旱特征分析及应用[J].农业工程学报,2017,33(10):206-214.
- [26] 龙瑞昊,畅建霞,张鸿雪,等.基于 Copula 的澜沧江流域气象干旱风险分析[J].北京师范大学学报:自然科学版,2020,56(2):265-274.
- [27] 姚曼飞,党素珍,孟美丽,等.基于 Copula 函数的泾河流域水沙丰枯遭遇频率分析[J].水土保持研究,2019,26(1):192-202.
- [28] 李计,李毅,宋松柏,等.基于 Copulas 函数的二维干旱变量联合分布[J].水文,2012,32(1):43-49.
- [29] 代萌,黄生志,黄强,等.干旱多属性风险动态评估与驱动力分析[J].水力发电学报,2019,38(8):15-26.
- [30] 马建琴,和鹏飞,彭高辉,等.基于三维 Copula 函数的沙颍河流域水文干旱频率分析[J].灌溉排水学报,2017,36(9):102-107.
- [31] 穆兴民,张秀勤,高鹏,等.双累积曲线方法理论及在水文气象领域应用中应注意的问题[J].水文,2010,30(4):47-51.

(上接第 178 页)

- [30] 倪健. KIRA 指标的拓展及其在中国植被与气候关系研究中的应用[J].应用生态学报,1997,8(2):161-170.
- [31] 赵志平,吴晓蕾,李果,等.2009—2011 年我国西南地区旱灾程度及其对植被净初级生产力的影响[J].生态学报,2015,35(2):350-360.
- [32] 冯新灵,冯自立,罗隆诚,等.青藏高原冷暖气候变化趋势的 R/S 分析及 Hurst 指数试验研究[J].干旱区地理,2008,31(2):175-181.
- [33] 李登科,王钊.基于 MOD17A3 的中国陆地植被 NPP 变化特征分析[J].生态环境学报,2018,27(3):397-405.
- [34] 董丹,倪健.利用 CASA 模型模拟西南喀斯特植被净第一性生产力[J].生态学报,2011,31(7):1855-1866.
- [35] 黄晓云,林德根,王静爱,等.气候变化背景下中国南方喀斯特地区 NPP 时空变化[J].林业科学,2013,49(5):10-16.
- [36] 盛叶子,曾蒙秀,林德根,等.2000—2014 年人类活动对贵州省植被净初级生产力的影响[J].中国岩溶,2020,39(1):62-70.
- [37] 金芳芳.西南山区生态特征的变化及其与人类活动的关系[D].河南开封:河南大学,2018.