

DOI: 10.19797/j.cnki.1000-0852.20200179

# 嫩江下游多变量水文干旱特征研究

华悦<sup>1</sup>, 叶磊<sup>1</sup>, 张海荣<sup>2,3</sup>, 左海阳<sup>4</sup>, 周惠成<sup>1</sup>

(1. 大连理工大学 水利工程学院, 辽宁 大连 116000;

2. 中国长江电力股份有限公司, 湖北 宜昌 443133;

3. 智慧长江与水电科学湖北省重点实验室, 湖北 宜昌 443133;

4. 水利部松辽水利委员会, 吉林 长春 130021)

**摘要:**基于嫩江江桥站、大赉站 1953~2016 年逐月径流数据,采用 SRI 干旱指数研究嫩江下游水文干旱特征。通过游程理论提取干旱历时、烈度、峰值三个干旱特征变量,选取多种常见概率分布和 Copula 函数,通过拟合优度指标分析选择出最优的边缘分布与 Copula 函数,在此基础上分析三个干旱特征变量的联合、重现重现期。结果表明,江桥站、大赉站最严重的干旱均发生在 1971~1980 年;1990 年前江桥站水文干旱情况较大赉站严重,而 1990 年后,随着一系列引水工程的修建,大赉站水文干旱情况逐步加重并且严重程度超过江桥站;由重现期计算结果分析可知,位于下游的大赉站更易发生历时长、烈度大、峰值高的水文干旱事件。

**关键词:**水文干旱;干旱特征变量;游程理论;Copula 函数;重现期;重现期

**中图分类号:** P333

**文献标识码:** A

**文章编号:** 1000-0852(2021)04-0088-07

## 0 引言

干旱是一种复杂的自然现象,通常定义为由一段时间的降雨缺乏导致的水文失衡<sup>[1]</sup>。根据水分亏缺程度,通常将干旱分为:气象干旱、农业干旱、水文干旱和社会经济干旱四种类型<sup>[2]</sup>。水文干旱侧重于地表或地下水水量的短缺,通常指一段时期内,河川径流量、水位等持续低于某一特定的阈值<sup>[3]</sup>,水文干旱是联系气象干旱、农业干旱和社会经济干旱的纽带,是水文的极值现象。一旦发生水文干旱,表明研究区域降水异常偏少,已严重影响水循环过程,对区域生态环境和社会经济发展造成极大的影响<sup>[4]</sup>。

近年来,相关学者提出了一系列水文干旱指标用于定量分析水文干旱程度,例如 Palmer 水文干旱强度指数(PHDI)、标准化径流指数(SRI)、综合气象干旱指数(CI)<sup>[5-7]</sup>等。其中 SRI 指数由于计算简单、稳定性好和适用性强<sup>[8]</sup>等优势,被广泛应用于水文干旱研究。干旱事件通常包含多变量特征,如干旱历时、干旱烈度和干

旱烈度峰值等,单一特征无法准确描述干旱事件的复杂性,因此在干旱研究通常采用多变量描述干旱事件<sup>[9]</sup>。国内外研究表明,Copula 函数不受干旱变量边缘分布的影响,能够有效地描述干旱特征变量间的关系,是研究多变量干旱特征的有效方法<sup>[10-11]</sup>。本文利用嫩江下游江桥站、大赉站 1953~2016 年的逐月径流数据,计算 1 个月时间尺度的标准化径流指数 SRI,通过游程理论<sup>[12]</sup>提取干旱事件的历时、烈度及烈度峰值三个干旱特征变量,优选出三个干旱特征变量的分布函数,利用 Copula 函数构建多变量干旱特征的联合分布<sup>[13-14]</sup>,分析嫩江下游的水文干旱概率特征及重现期,以为嫩江下游防旱抗旱提供一定支撑。

## 1 流域概况及数据来源

嫩江流域位于我国东北地区中西部,干流流经黑龙江省与内蒙古自治区、吉林省交界,多年平均降水量 480~512mm,河流全长 1 370km,流域面积 29.7×10<sup>4</sup>km<sup>2</sup>,右岸支流多于左岸。自莫旗驻地至三岔河口为

收稿日期:2020-06-05

基金项目:国家重点研发计划资助项目(2017YFC0406001);国家自然科学基金资助项目(51709033,51909010)

作者简介:华悦(1996—),女,天津人,硕士研究生,主要研究方向为水文与水资源。E-mail: Hhuayue@mail.dlut.edu.cn

通信作者:叶磊(1989—),男,湖北武汉人,副教授,主要研究方向为水旱灾害防御。E-mail: yelei@dlut.edu.cn

嫩江下游,右岸分布着洮儿河、霍林河等多条支流,干流河谷宽阔。嫩江下游两岸为松嫩平原农业区,是黑龙江省重要的粮食产区,左岸分布着大片沼泽、连环湖和湿地。自1970年,嫩江流域开发利用强度增大,干流先后建成中部、北部、南部等引嫩水利工程,支流建成引洮入向、引霍入白等工程。中上游水库库容增大,下泄流量减少,导致下游河川径流量减少,严重影响下游粮食生产<sup>[15]</sup>。

本文研究区域为嫩江下游江桥及大赉站控制区域,区域内引嫩工程包括自白沙滩引嫩入吉林省白城市、引嫩入莫莫格湿地。选用的数据包括嫩江下游江桥站和大赉站两个水文站1953年1月~2016年12月共64a的逐月实测径流数据,由水利部松辽委水文局提供,资料较为完整并在诸多项目工程中得到应用,质量可靠。

## 2 研究方法

### 2.1 标准化径流指数 SRI

标准化径流指数(Standardized Runoff Index)的计算方法与标准化降水指数 SPT<sup>[16]</sup>类似,首先将实测流量数据转化为径流数据,数据长度大于30a。拟合优选出径流序列分布函数,求出相应的累积频率并将其标准正态化得到标准化径流指数 SRI<sup>[17]</sup>。以Γ分布为例,具体步骤如下:

若径流序列  $x$  满足Γ分布,则其概率密度函数  $f(x)$ 为:

$$f(x) = \frac{1}{\gamma^\beta \Gamma(\beta)} x^{\beta-1} e^{-\frac{x}{\gamma}} \quad (1)$$

式中: $\gamma, \beta$ 分别为形状参数和尺度参数, $\gamma, \beta > 0$ ,由线性矩法估计。

径流序列  $x$  的累积概率为:

$$F(x) = \int_0^x f(x) dx \quad (2)$$

将累积频率  $F(x)$ 标准正态化即可得到相应的 SRI 值:

当  $0 < F(x) \leq 0.5$  时,令  $k = \sqrt{\ln \left[ \frac{1}{F(x)^2} \right]}$ ,则

$$SRI = - \left( k - \frac{c_0 + c_1 k + c_2 k^2}{1 + d_1 k + d_2 k^2 + d_3 k^3} \right) \quad (3)$$

当  $0.5 < F(x) \leq 1$  时,令  $k = \sqrt{\ln \left[ \frac{1}{1 - F(x)^2} \right]}$ ,则

$$SRI = k - \frac{c_0 + c_1 k + c_2 k^2}{1 + d_1 k + d_2 k^2 + d_3 k^3} \quad (4)$$

式中: $c_0=2.515517; c_1=0.802853; c_2=0.802853; d_1=1.432788;$

$d_2=0.189269; d_3=0.001308$ 。

### 2.2 游程理论识别干旱特征

基于计算出的 SRI 序列,采用游程理论提取干旱事件的特征变量,由于干旱事件最大单月干旱程度会对区域造成严重影响,本研究在常用的历时(D)、烈度(S)上增加了烈度峰值(M)。

干旱识别<sup>[18]</sup>包含3个步骤:(1)设定3个干旱指标阈值  $R_0, R_1$  和  $R_2$ ,当某月 SRI 小于  $R_1$ ,则初步认为该月干旱;(2)剔除非干旱。若初步识别出的历时仅为1个月的干旱过程,其 SRI 大于  $R_2$ (见图1-a),则将该月视为非干旱月份剔除,若干旱过程历时超过1个月,或干旱过程历时为1个月但其 SRI 小于  $R_2$ (见图1-b),则视为一个干旱事件。(3)合并干旱。若两次相邻干旱过程间隔为1个月,且间隔月份 SRI 小于  $R_0$ (见图1-c, d),则将两次相邻干旱过程合并为1次干旱事件,干旱历时为该干旱事件从发生到结束的历时,干旱烈度为两次干旱烈度之和;否则为独立干旱事件(见图1-e)。

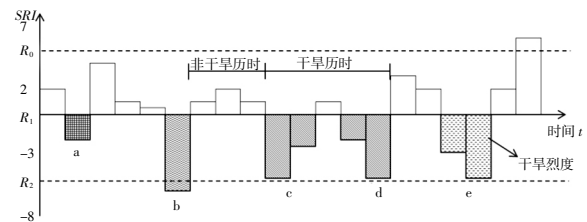


图1 游程理论

Fig.1 The theory of runs

### 2.3 基于 Copula 函数的干旱多变量联合分布模型

常用的 Copula 函数分为五种类别,其中Archimedean Copula 函数在水文方面的应用最为广泛<sup>[19]</sup>。本文选用 Archimedean Copula 中常用的 Gumbel、Clayton、Frank 及 Joe 四种潜在 Copula 函数拟合双、三变量干旱特征变量分布。根据均方根误差准则(RMSE)、赤池信息量准则(AIC)、贝叶斯信息准则(BIC)最小原则优选 Copula 函数。令  $u = F_D(d), v = F_S(s), w = F_M(m)$ ,二维 Archimedean Copula 函数形式为:

$$C(u, v) = \varphi^{-1}[\varphi(u) + \varphi(v)] \quad (5)$$

$$C(u, w) = \varphi^{-1}[\varphi(u) + \varphi(w)] \quad (6)$$

$$C(v, w) = \varphi^{-1}[\varphi(v) + \varphi(w)] \quad (7)$$

三变量 Archimedean Copula 函数形式为:

$$C(u, v, w) = \varphi^{-1}[\varphi(u) + \varphi(v) + \varphi(w)] \quad (8)$$

其中: $0 < u, v, w < 1, \varphi$  为函数的生成元。

根据重现期理论<sup>[20]</sup>,确定干旱事件单变量重现期:

$$T = \frac{E(L)}{1-F(x)} \quad (9)$$

式中: $F(x)$ 为干旱特征变量的分布函数; $E(L)$ 为干旱时间间隔,干旱历时与非干旱历时期望之和。

以干旱历时( $D$ )和干旱烈度( $S$ )为例,当给定 $D \geq d$ 、 $S \geq s$ 时,双变量联合超越概率为:

$$P(D \geq d \cap S \geq s) = 1 - u - v + C(u, v) \quad (10)$$

则干旱历时、烈度双变量联合重现期、同现重现期计算公式分别为:

$$T_{DS} = \frac{E(L)}{P(D \geq d \cup S \geq s)} = \frac{E(L)}{1 - C(u, v)} \quad (11)$$

$$T'_{DS} = \frac{E(L)}{P(D \geq d \cap S \geq s)} = \frac{E(L)}{1 - u - v + C(u, v)} \quad (12)$$

当给定 $D \geq d$ 、 $S \geq s$ 、 $Z \geq z$ 时,三变量联合超越概率为:

$$P(D \geq d \cap S \geq s \cap Z \geq z) = 1 - u - v - w + C(u, v, w) \quad (13)$$

则三变量联合重现期、同现重现期计算公式分别为:

$$T_{DSZ} = \frac{E(L)}{P(D \geq d \cup S \geq s \cup Z \geq z)} = \frac{E(L)}{1 - C(u, v, w)} \quad (14)$$

$$T'_{DSZ} = \frac{E(L)}{P(D \geq d \cap S \geq s \cap Z \geq z)} = \frac{E(L)}{1 - u - v - w + C(u, v, w)} \quad (15)$$

### 3 结果与分析

#### 3.1 基于 SRI 指数和游程理论的干旱特征识别

目前对于干旱阈值的划分并无统一标准,有学者认为 SRI 值小于 0 即发生水文干旱<sup>[21]</sup>,或参照气象干旱等级划分标准<sup>[22]</sup>认为 SRI 值小于 -0.5 开始发生水文干旱。由于本文 SRI 序列计算结果位于 (-0.3, 0) 区间内的点较少且分布较为离散,而单独出现的烈度较小的干旱不算做一场干旱事件,为准确识别出所有干旱事件(包括持续性烈度较小的干旱事件),参考标准化降水指数 SPI 的气象干旱等级标准,设定游程理论识别干旱指标阈值  $R_0=0$ 、 $R_1=-0.3$  和  $R_2=-0.5$ ,提取单次干旱事件的起止时间,各年代干旱特征变量统计结果见表 1。整体上看,同一区域平均干旱历时越长,相应平均干旱烈度越大。

据《中国近 500 年旱涝分布图集》记载(2000 年前)及中国气象局等报道(2000 年后),嫩江流域 1953~2016 年干旱情况较为严重的是 1971~1980 及 2001~2010 年,期间均出现连年干旱的情况。由 SRI 序列提取的各年代干旱事件,与嫩江流域实际干旱事件基本一致。对比两水文站各年代干旱情况,1990 年前江桥

站的干旱事件比大赉站严重,大部分时期的平均干旱历时、烈度、峰值大于大赉站。而 1990 年后,大赉站干旱情况加重,并逐渐超过江桥站,三个干旱特征变量平均值大于江桥站。

#### 3.2 边缘分布与 Copula 函数优选

##### 3.2.1 单变量边缘分布

选择 7 种常见分布函数拟合干旱特征变量的边缘分布:伽玛分布(GAM)、广义极值分布(GEV)、广义逻辑分布(GLO)、广义帕累托分布(GPA)、三参数对数正态分布(LN3)、皮尔逊 III 型分布(P-III)、威布尔分布(WEI),利用线性矩法估计参数。在通过显著性检验的前提下,通过概率点据相关系数法(PPCC)筛选出拟合优度最高的分布函数,两站干旱特征变量分布函数 PPCC 结果见表 2。

表1 不同年代干旱特征变量统计

Table1 The statistics of drought characteristic variables in different years

水文站	年代	干旱事件数/次	平均干旱历时/月	平均干旱烈度	平均烈度峰值
江桥	1953~1960	5	4.00	2.562	1.043
	1961~1970	8	4.25	2.904	0.957
	1971~1980	5	17.20	18.183	1.891
	1981~1990	11	2.36	2.038	1.079
	1991~2000	13	3.50	3.617	1.340
	2001~2010	9	8.11	9.105	1.700
	2011~2016	5	1.80	1.346	0.852
大赉	1953~1960	6	2.50	1.339	0.749
	1961~1970	11	3.64	3.149	1.138
	1971~1980	7	11.86	11.521	1.512
	1981~1990	7	3.14	1.828	0.904
	1991~2000	12	4.50	3.887	1.182
	2001~2010	9	8.00	10.856	1.742
	2011~2016	6	2.33	1.958	1.114

表2 江桥站、大赉站干旱特征变量拟合分布PPCC

Table2 The PPCC of fitting distribution of drought characteristic variables at Jiangqiao and Dalai stations

测站	特征值	GAM	GEV	GLO	GPA	LN3	P-III	WEI
江桥站	干旱历时	0.966	<b>0.994</b>	0.984	0.981	0.993	0.982	0.976
	干旱烈度	0.977	<b>0.995</b>	0.992	0.992	0.995	0.990	0.988
	干旱峰值	0.981	0.977	0.973	<b>0.993</b>	0.979	0.982	0.987
大赉站	干旱历时	0.983	0.969	0.974	0.984	0.977	0.985	<b>0.986</b>
	干旱烈度	<b>0.977</b>	0.919	0.949	0.964	0.942	0.974	0.976
	干旱峰值	0.981	0.977	0.971	<b>0.991</b>	0.978	0.981	0.986

注:加粗字体表示各站各特征变量 PPCC 最大值。

3.2.2 特征变量相关性分析及 Copula 函数优选

采用 Kendall 秩相关系数和 Spearman 相关系数分析干旱特征变量间的相关性(见表 3),均通过了置信度为  $\alpha=0.01$  的相关性检验。

根据单变量边缘分布求累积频率,利用式(5)~(8)拟合四种 Copula 函数,并根据 RMSE、AIC、BIC 最小原则优选 Copula 函数(见表 4)。

对比江桥站、大赆水文站双、三变量组合下最优 Copula 函数对应的理论频率与计算的的经验频率<sup>[23]</sup>(见图 2),两个站点大致分布在 45°线附近,拟合效果较好。

3.2.3 干旱重现期结果

分别选取各干旱特征变量重现期 2、5、10、20、50 和 100a,求出给定重现期对应单变量值,利用 Copula 函数计算双、三变量联合、同现重现期(见表 5)。

通常两变量相关性越强,联合重现期越小,同现重现期越大;相关性越弱,联合重现期越大,同现重现期越小。以江桥站为例,历时和烈度相关性最强,当给定单变量重现期为 50a,双变量联合重现期约 26.46a,为最大值;同现重现期约 137.58a,为最小值。历时和峰值相关性最弱,双变量联合重现期约 20.27a,为最小值;同现重现期约 231.28a,为最大值,结果符合一般规律。

由表 5 可知,给定单变量重现期的条件下,多变量联合重现期比单变量重现期小,且单变量重现期越大,联合重现期比单变量重现期小的程度越大。

对比两水文站所在区域的干旱重现期,给定相同单变量重现期,大赆站各干旱特征变量数值小于江桥站。给定单变量重现期 100a 时,江桥站所在区域同现重现期约 985a,大赆站所在区域同现重现期约 893a,表明大赆站所在区域更容易发生长历时、强烈度、高烈度峰值的干旱事件。

以江桥站为例绘制干旱特征变量双变量联合累积频率(见图 3),当一特征变量固定时,二者的联合累积频率随另一特征变量增大而增大,并无限趋近于一特定值,当两个特征变量均增大时,二者的联合累积频率增大并最终趋近于 1。对于三变量联合累积频率(见图 4),当其中两个特征变量固定时,三者的联合累积频率随另一特征变量增大而增大,并无限趋近于一特定值,当三个特征变量均增大时,三者的联合累积频率增大并最终趋近于 1。

4 讨论

(1)嫩江干流 1990~2000 年修建的引嫩入白、

2000~2010 年引嫩入莫莫格湿地等工程,导致嫩江白沙滩至大赆站区间水量减少。嫩江右岸最大的支流洮

表3 干旱特征变量相关性

Table3 The correlation of drought characteristic variables

水文站	相关性系数	历时-烈度	历时-峰值	烈度-峰值
江桥站	Kendall	0.827	0.559	0.710
	Spearman	0.946	0.733	0.880
大赆站	Kendall	0.833	0.605	0.747
	Spearman	0.939	0.771	0.914

表4 Copula 函数拟合优度检验

Table4 The fitting goodness test of Copula function

水文站	干旱特征	Copula 函数	MSE	RMSE	AIC	BIC
江桥站	历时-烈度	Gumbel	0.00025	0.016	-453.28	-451.27
		Clayton	0.00085	0.029	-386.90	-384.89
		<b>Frank</b>	<b>0.00022</b>	<b>0.015</b>	<b>-460.15</b>	<b>-458.14</b>
		Joe	0.00079	0.028	-390.99	-388.98
	历时-峰值	Gumbel	0.00126	0.036	-365.15	-363.14
		Clayton	0.00159	0.040	-352.40	-350.39
		<b>Frank</b>	<b>0.00094</b>	<b>0.031</b>	<b>-381.43</b>	<b>-379.42</b>
		Joe	0.00132	0.036	-362.75	-360.74
	烈度-峰值	Gumbel	0.00238	0.049	-330.28	-328.28
		Clayton	0.00263	0.051	-324.64	-322.63
		<b>Frank</b>	<b>0.00218</b>	<b>0.047</b>	<b>-335.09</b>	<b>-333.08</b>
		Joe	0.00371	0.061	-305.82	-303.81
历时-烈度-峰值	Gumbel	0.00265	0.051	-324.31	-322.30	
	Clayton	0.00369	0.061	-306.13	-304.12	
	<b>Frank</b>	<b>0.00160</b>	<b>0.040</b>	<b>-352.20</b>	<b>-350.20</b>	
	Joe	0.02985	0.173	-191.13	-189.12	
大赆站	历时-烈度	<b>Gumbel</b>	<b>0.00100</b>	<b>0.032</b>	<b>-377.74</b>	<b>-375.73</b>
		Clayton	0.00302	0.055	-317.06	-315.05
		Frank	0.00108	0.033	-373.77	-371.76
		Joe	0.00105	0.032	-375.13	-373.13
	历时-峰值	<b>Gumbel</b>	<b>0.00305</b>	<b>0.055</b>	<b>-316.53</b>	<b>-314.52</b>
		Clayton	0.00467	0.057	-293.13	-291.12
		Frank	0.00324	0.033	-313.20	-311.20
		Joe	0.00309	0.056	-315.89	-313.8
	烈度-峰值	<b>Gumbel</b>	<b>0.00242</b>	<b>0.049</b>	<b>-329.24</b>	<b>-327.23</b>
		Clayton	0.00412	0.064	-300.07	-298.06
		Frank	0.00349	0.059	-309.21	-307.21
		Joe	0.00271	0.052	-323.00	-320.99
历时-烈度-峰值	Gumbel	0.00310	0.056	-315.74	-313.73	
	Clayton	0.00835	0.091	-261.20	-259.19	
	<b>Frank</b>	<b>0.00297</b>	<b>0.054</b>	<b>-318.12</b>	<b>-316.11</b>	
	Joe	0.01180	0.109	-242.19	-240.18	

注:加粗字体表示最优函数。

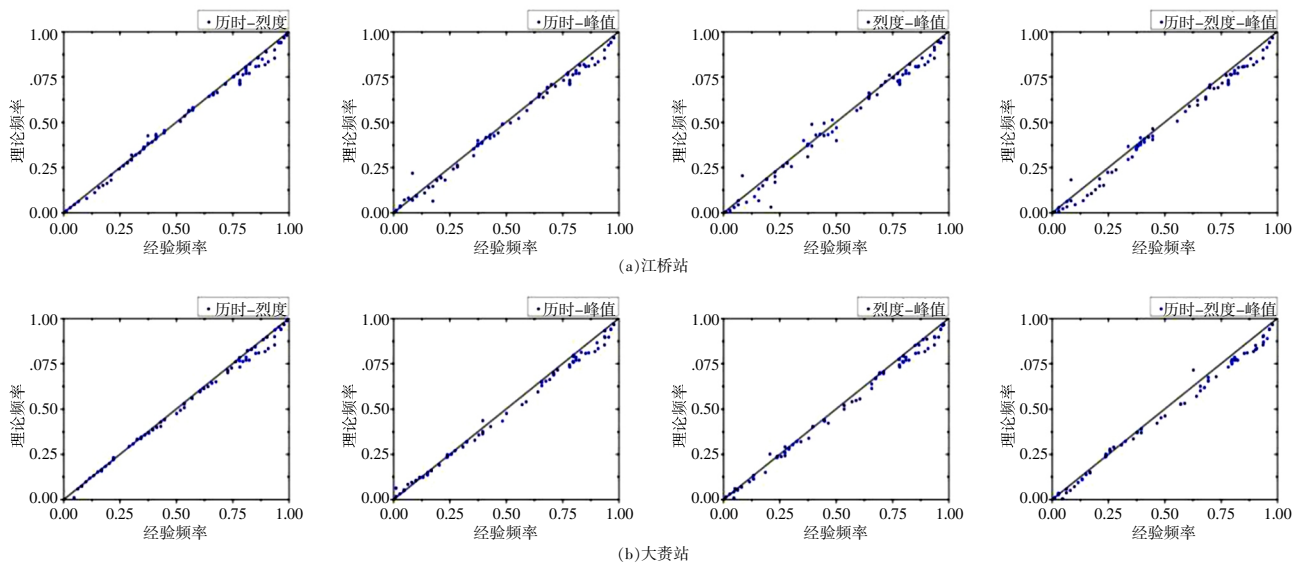


图2 江桥站和大赉站双、三变量联合分布经验频率、理论频率对比

Fig.2 The comparison between the empirical frequency and theoretical frequency of two-variable and three-variable joint distribution at Jiangqiao and Dalai stations

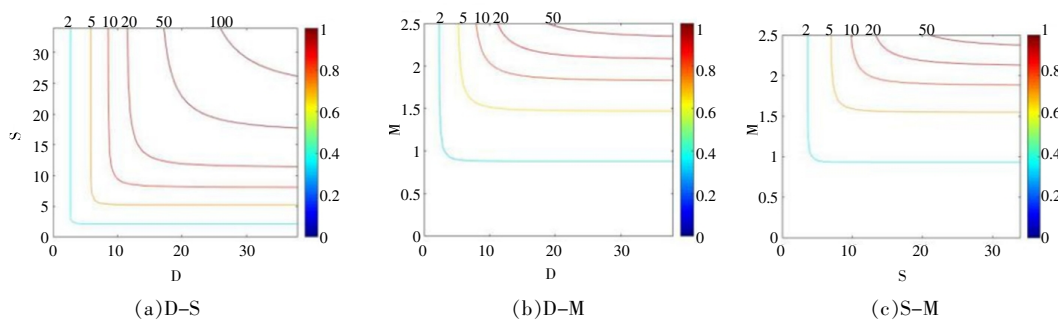


图3 江桥站干旱特征变量双变量联合分布

Fig.3 Two-variable joint distribution of drought characteristic variables at Jiangqiao station

表5 江桥站、大赉站联合、同现重现期

Table5 The joint recurrence period and co-occurrence period of Jiangqiao and Dalai stations

水文站	重现期 /a	历时 /月	烈度	峰值	联合重现期/a				同现联合重现期/a			
					历时-烈度	历时-峰值	烈度-峰值	历时-烈度-峰值	历时-烈度	历时-峰值	烈度-峰值	历时-烈度-峰值
江桥站	2	2.34	2.20	1.04	1.87	1.70	1.80	1.66	2.14	2.42	2.24	2.50
	5	6.34	7.07	1.74	4.19	3.53	3.97	3.34	5.80	7.84	6.74	9.27
	10	9.50	10.60	1.99	7.60	6.30	6.98	5.57	14.06	22.70	17.45	23.68
	20	13.08	16.42	2.27	12.95	10.50	11.58	8.83	35.48	60.98	45.03	73.80
	50	23.45	24.47	2.34	26.46	20.27	21.19	16.13	137.68	231.28	150.30	252.54
	100	31.62	35.59	2.35	48.53	40.79	43.23	30.61	455.70	909.15	606.78	985.65
大赉站	2	2.12	1.94	1.03	1.85	1.71	1.76	1.76	2.16	2.40	2.31	2.64
	5	7.93	6.25	1.57	4.21	3.63	3.84	3.75	6.14	7.83	7.03	10.40
	10	10.19	13.53	2.16	7.47	6.38	7.14	6.26	14.95	21.82	16.04	31.36
	20	14.67	18.96	2.28	12.75	10.44	10.36	9.73	38.70	56.63	44.44	75.85
	50	21.51	25.22	2.34	22.10	20.29	17.71	15.96	115.07	215.78	159.11	253.47
	100	24.27	28.12	2.35	43.63	41.44	39.68	30.56	424.99	872.76	520.06	893.36

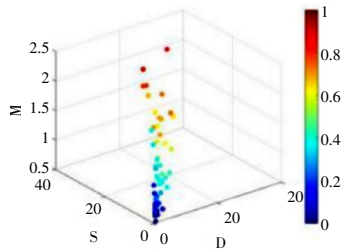


图4 江桥站干旱特征变量三变量联合分布

Fig.4 Three-variable joint distribution of drought characteristic variables at Jiangqiao station

儿河 1985~1990 年修建了察尔森水库、2000 年前后引洮入向等工程,使洮儿河汇入嫩江的水量变少,导致江桥和大赉干旱情况发生转变。近年来,随着洮儿河流域河湖连通等工程的修建,大赉站所在区域水文干旱情况可能会不断加重。

(2)游程理论阈值的不确定性会影响干旱事件识别,有研究<sup>[18]</sup>设定不同阈值来研究干旱特征,结果表明选取阈值过大会发生过度识别问题;选取阈值过小会忽略单月烈度小但持续时间长的干旱事件,但即使选用不同的阈值,联合重现期仍具有良好的稳定性。本研究选取单一阈值识别干旱事件,识别结果较全面,但可能单场干旱事件历时和烈度较实际值偏大,致使同现重现期计算结果偏大,但不会对干旱趋势及时空分布产生较大影响。

(3)本研究重现期结果仅基于收集到的完整性较好的 64a 数据得出,计算结果具有一定的不确定性,若有时间序列更长的径流数据,则可得到更为准确且更具代表性的结果。

## 5 结论

本文基于游程理论识别嫩江下游水文干旱事件,通过 Copula 函数构建嫩江下游水文干旱特征变量的多变量联合分布,计算联合、同现重现期,得到的结论如下:

(1)由江桥、大赉两个水文站干旱事件的统计结果,干旱事件历时越长,其相应的干旱烈度越大。

(2)1953~2016 年期间江桥站、大赉站最严重的干旱均发生在 1971~1980 年,1990 年前江桥站干旱情况比大赉站严重,平均干旱历时、烈度、峰值均大于大赉站。1990 年后,大赉站干旱情况加重并逐渐超过江桥站,三个干旱特征变量的平均值大于江桥站,即人类活动影响前后两个水文站水文干旱情况发生转变。

(3)整体上来看,给定相同单变量重现期条件下,大赉站同现重现期小于江桥站,即大赉站所在区域发生长历时、高强度、高烈度水文干旱事件的概率高于江桥站所在区域,应特别注意该区域的干旱情况,及时部署防旱抗旱工作。

## 参考文献:

- [1] 史可. 东北三省干旱时空变化及气候驱动成因分析[D]. 大连:大连理工大学, 2019. (SHI Ke. Spatial and Temporal Variation of Drought and Causes of Climate Driving in Three Northeast Provinces [D]. Dalian: Dalian University of Technology, 2019. (in Chinese))
- [2] 胡彩虹, 赵留香, 王艺璇, 等. 气象、农业和水文干旱之间关联性分析[J]. 气象与环境科学, 2016,39(4):1-6. (HU Caihong, ZHAO Liuxiang, WANG Yixuan, et al. Analysis of the relationship between the meteorological, agriculture and hydrological drought [J]. Meteorological and Environmental Sciences, 2016,39(4):1-6. (in Chinese))
- [3] 张俊, 陈桂亚, 杨文发. 国内外干旱研究进展综述[J]. 人民长江, 2011, 42(10):65-69. (ZHANG Jun, CHEN Guiya, YANG Wenfa. Summary of advancement of drought study at home and abroad [J]. Yangtze River, 2011,42(10):65-69. (in Chinese))
- [4] Yuan Xing, Zhang Miao, Wang Linying. Understanding and seasonal forecasting of hydrological drought in the Anthropocene [J]. Hydrology and Earth System Sciences, 2017,21(17):5477-5492.
- [5] Palmer W C. Meteorological drought [R]. US Weather Bureau, 1965.
- [6] Fischer T, Gemmer M, Su B, et al. Hydrological long term dry and wet periods in the Xijiang River basin, South China [J]. Hydrology and Earth System Sciences, 2013,17(1):135-148.
- [7] GB/T20481-2006, 气象干旱等级[S]. GB/T20481-2006, Classification of Meteorological Drought [S]. (in Chinese))
- [8] 张向明, 粟晓玲, 张更喜. 基于 SRI 与 Copula 函数的黑河流域水文干旱等级划分及特征分析[J]. 灌溉排水学报, 2019,38(5):107-113. (ZHANG Xiangming, SU Xiaoling, ZHANG Gengxi. Classifying drought in Heihe basin using SRI index and Copula function [J]. Journal of Irrigation and Drainage, 2019,38(5):107-113. (in Chinese))
- [9] Xu Kai, Yang Dawen, Xu Xiangyu, et al. Copula based drought frequency analysis considering the spatio-temporal variability in Southwest China [J]. Journal of Hydrology, 2015,527:630-640.
- [10] Reddy M J, Singh V P. Multivariate modeling of droughts using copulas and meta-heuristic methods [J]. Stochastic Environmental Research and Risk Assessment, 2014,28(3):475-489.
- [11] 李明, 张永清, 张莲芝. 基于 Copula 函数的长春市 106 年来的干旱特征分析[J]. 干旱区资源与环境, 2017(6):147-153. (LI Ming, ZHANG Yongqing, ZHANG Lianzhi. Analysis on drought characteristics of Changchun city in 106 years based on Copula function [J]. Journal of Arid Land Resources and Environment, 2017(6):147-153. (in Chinese))
- [12] Yevjevich V. An objective approach to definitions and investiga-

- tions to continental hydrologic droughts [J]. *Hydrology*, 1967,23:7–25.
- [13] 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[J]. *自然灾害学报*, 2013,22(1):75–84. (CHEN Yongqin, SUN Peng, ZHANG Qiang, et al. Copula-based analysis of hydrological drought frequency in Poyang Lake Basin [J]. *Journal of Natural Disasters*, 2013,22(1):75–84. (in Chinese))
- [14] Hering Christian, Hofert Marius. Goodness-of-fit Tests for Archimedean Copulas in High Dimensions [J]. *Innovations In Quantitative Risk Management*, 2015,99:357–373.
- [15] 孙嘉琪, 王小军, 李鸿雁. 嫩江流域中下游径流量变化的时空特征[J]. *水电能源科学*, 2018,36(10):17–21. (SUN Jiaqi, WANG Xiaojun, LI Hongyan. Spatial and temporal characteristics of runoff in the middle and lower reaches of the Nenjiang river basin [J]. *Water Resources and Power*, 2018,36(10):17–21. (in Chinese))
- [16] Mckee T B, Doesken N J, Kleist J. The relationship of drought frequency and duration to time scales [J]. *Eighth Conference on Applied Climatology*, 1993:179–183.
- [17] 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. (SHAO Jin, LI Yi, SONG Songbai. New computing method for standardized runoff index and its application [J]. *Journal of Natural Disasters*, 2014,23(6):79–87. (in Chinese))
- [18] 周念清, 李天水, 刘铁刚. 基于游程理论和 Copula 函数研究岷江流域干旱特征[J]. *南水北调与水利科技*, 2019,17(1):1–7. (ZHOU Nianqing, LI Tianshui, LIU Tiegang. Research on drought in Min-jiang River Basin based on the theory of runs and Copula function [J]. *South-to-North Water Transfers and Water Science & Technology*, 2019,17(1):1–7. (in Chinese))
- [19] 宋松柏, 聂荣. 基于非对称阿基米德 Copula 的多变量水文干旱联合概率研究[J]. *水力发电学报*, 2011,30(4):20–29. (SONG Songbai, NIE Rong. Asymmetric Archimedean Copulas for multivariate hydrological drought frequency analysis [J]. *Journal of Hydroelectric Engineering*, 2011,30(4):20–29. (in Chinese))
- [20] Shiao J T, Shen H W. Recurrence analysis of hydrologic droughts of differing severity [J]. *Journal of Water Resources Planning & Management*, 2001,127(1):30–40.
- [21] Wu, Jiefeng, Chen Xingwei, Yao Huaxia, et al. Non-linear relationship of hydrological drought responding to meteorological drought and impact of a large reservoir [J]. *Journal of Hydrology*, 2017,551:495–507.
- [22] 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. (WANG Xiaofeng, ZHANG Yuan, FENG Xiaoming, et al. Analysis and application of drought characteristics based on run theory and Copula function [J]. *Transactions of the Chinese Society of Agricultural Engineering*, 2017,33(10):206–214. (in Chinese))
- [23] 粟晓玲, 梁箴. 关中地区气象水文综合干旱指数及干旱时空特征[J]. *水资源保护*, 2019,35(4):17–23. (SU Xiaoling, LIANG Zheng. Meteorology-hydrology drought index and spatial and temporal characteristics of drought in Guanzhong area [J]. *Water Resources Protection*, 2019,35(4):17–23. (in Chinese))

## Research on Multi-Variable Hydrological Drought Characteristics of the Lower Nenjiang River Basin

HUA Yue<sup>1</sup>, YE Lei<sup>1</sup>, ZHANG Hairong<sup>2,3</sup>, ZUO Haiyang<sup>4</sup>, ZHOU Huicheng<sup>1</sup>

(1. School of Hydraulic Engineering, Dalian University of Technology, Dalian 116000, China;

2. China Yangtze Power Co., Ltd., Yichang 443133, China;

3. Hubei Key Laboratory of Intelligent Yangtze and Hydroelectric Science, Yichang 443133, China;

4. Songliao Water Resources Commission, MWR, Changchun 130021, China)

**Abstract:** This paper applied the SRI index to study the hydrological drought characteristics of the lower Nenjing River Basin based on the monthly runoff data at Jiangqiao and Dalai stations from 1953 to 2016. Three drought characteristics (duration, intensity and intensity peak) were extracted based on the run theory. And the optimal marginal distribution and Copula function were selected from a variety of common probability distributions and Copula functions through the fitting optimization index. On this basis, the joint and co-occurrence return periods of the three drought characteristic variables were analyzed. The results show that the most severe drought at both station occurred during 1971–1980. Before 1990, the hydrological drought situation at Jiangqiao station was more serious than that at Dalai station. However, with the construction of a series of water diversion projects, the hydrological drought situation at Dalai station has gradually worsened and its severity has exceeded than that at Jiangqiao station since 1990. The Dalai station is more prone to hydrological drought events with a long duration, high intensity and high peak.

**Key words:** hydrological drought; drought characteristic variables; theory of runs; Copula function; return period; co-occurrence return period