

DOI: 10.19797/j.cnki.1000-0852.20190284

基于 Copula 函数的宜昌水文干旱特征分析

冯瑞瑞, 荣艳淑, 吴福婷

(河海大学水文水资源学院, 江苏 南京 210098)

摘要:基于宜昌站 1951~2014 年的实测月径流资料, 选用标准化径流指数(SSI), 运用游程理论识别干旱, 应用 Copula 函数构建干旱特征变量间的多维联合概率分布, 进而对宜昌站的干旱特征进行分析。结果表明: (1) 宜昌在 1950~1980 年代, 干旱次数呈现交替变化, 自 1990 年代以来, 特别是进入 21 世纪后, 宜昌干旱事件增多、持续时间增大、干旱烈度和峰值增高, 干旱情势有加重的趋势; (2) Copula 函数可很好地描述宜昌地区干旱特征变量间的联合概率分布, 多变量的联合重现期和同现重现期可分别作为实际单变量重现期区间估计的下限和上限, 用以评估宜昌地区不同干旱变量值所代表的干旱事件发生的频率; (3) 宜昌站近 60 年出现两次严重的干旱事件, 一次发生于 1978 年 9 月~1979 年 7 月, 该事件的干旱历时和干旱烈度均达到了历史极值, 这两个变量的联合重现期约为 32a, 同现重现期约为 110a; 该事件的干旱历时、干旱烈度和烈度峰值三个变量的联合重现期为 9a, 同现重现期约为 115a。另一次干旱事件发生于 2006 年 6 月~12 月, 其烈度峰值达到了历史极值, 其重现期接近 90a; 该次事件的干旱历时、干旱烈度和烈度峰值三者的联合重现期只有 13a 左右, 同现重现期则超过了 231a。

关键词:标准化径流指数 SSI; Copula 函数; 游程理论; 联合重现期; 同现重现期

中图分类号: P338+.6

文献标识码: A

文章编号: 1000-0852(2020)02-0023-08

长江上游流域地形复杂, 既受东南季风和西南季风影响, 又受青藏高原影响, 是气候变化的脆弱地区。每年夏半年, 特别是汛期, 旱涝、高温等气候灾害频发^[1]。近年来, 长江上游发生了多次严重的干旱事件, 如 2006 年川渝地区遭受百年一遇的大旱^[2], 2010 年西南地区出现特大干旱^[3], 2009~2014 年云南大旱^[4], 这些干旱事件对我国农业生产甚至是整个国民经济的发展造成了严重影响。宜昌水文站作为长江上游出口控制站, 无一例外地受到上述干旱过程的影响。在 2010 年西南地区大旱事件中, 宜昌出现历史上罕见的大面积冬春连旱^[5]。2009~2014 年云南连年大旱期间, 宜昌在 2013 年夏季也出现强烈的高温少雨, 干旱等级达到中旱程度^[6]。可以看出, 位于湿润多雨地区的宜昌近些年频发干旱, 这对该地的农业经济影响严重。

干旱事件具有多面性, 可用干旱历时、干旱烈度、烈度峰值、干旱间隔时间等特征变量来表征。单变量分

析不能客观全面地描述干旱事件, 多变量分析成为必然选择。传统的多变量分析主要针对各变量边际分布为正态分布的情形, 当边际分布不为正态时, 多维联合分布的解析表达及计算难度很大, 限制了其应用。而 Copula 函数适合于构建边缘分布为任意分布的联合分布, 能够有效的描述变量间的相关性, 相对传统的多变量分析方法有很大优势, 在水文、气象领域中得到广泛应用^[7]。Shiau 首次将 Archimedean Copula 函数族应用于干旱事件特征的研究中, 并建立了干旱历时和干旱程度的联合分布函数^[8]。随后, Shiau 和 Modarres 利用 Clayton Copula 函数分析了伊朗两个气象站 (Abadan 和 Anzali) 的干旱历时和干旱程度的联合分布特征, 结果表明, 如果湿润地区的降雨量波动较大, 湿润地区的干旱程度可能会更严重^[9]。目前, 一些学者已经利用 Copula 函数将干旱变量的联合分布维数由二维扩展到三维甚至四维, 其数学计算更为

收稿日期: 2019-08-25

基金项目: 国家重点研发计划项目(2016YFA0601504); 国家自然科学基金项目(51420105014); 国家自然科学基金青年科学基金项目(41605043)

作者简介: 冯瑞瑞(1995-), 女, 甘肃平凉人, 硕士研究生, 主要从事水文气象方面的研究。E-mail: 1340286744@qq.com

通讯作者: 荣艳淑(1961-), 女, 天津人, 教授, 主要从事水文气象和气候变化方面的研究。E-mail: ysron@hhu.edu.cn

复杂^[10]。李亦凡等^[11]曾研究宜昌水文站的干旱历时和烈度峰值的二维 Copula 函数的联合概率分布。如果采用更多维变量的联合分布开展宜昌地区的干旱频率分析,将对长江上游地区的干旱特征有更全面的认识。

本文采用多维 Copula 函数构建干旱历时、干旱烈度以及烈度峰值之间的联合概率分布,研究宜昌水文干旱特征,可为长江流域的水资源规划和利用、防汛抗旱和水资源合理配置提供科学依据与理论支撑。

1 研究区域与方法

1.1 研究区域与数据

宜昌水文站地处长江流域气候变化的敏感区,位于长江上游与中游的交界处,控制流域面积占全流域面积的 55%,其重要性可见一斑。

本文采用的数据为长江流域宜昌水文站的逐月径流资料,起止时间为 1951~2014 年。该数据来源于长江流域水文年鉴和长江水文局,均为实测数据。

1.2 干旱指标

本文选择标准化径流指数 SSI (Standardized Streamflow Index) 作为干旱指标,它可计算不同时间尺度的水文干旱情况且可反映由季节变化引起的滞后事件。SSI 的计算过程与标准化降水指数(SPI)的计算过程一致,不同的是 SPI 采用观测的降水量数据计算,而 SSI 采用径流数据计算。SSI 在水文干旱研究方面有较为广泛的应用,详细计算方法可参照 Nalbantis 等^[12]的研究。参照《气象干旱等级》(GB/T20481-2006)中 SPI 干旱等级划分标准^[13],水文干旱(SSI)的等级划分标准如表 1 所示。

表1 标准化径流干旱指数 SSI 干旱等级划分
Table1 The drought classification of the standardized runoff drought index SSI

| 干旱类型 | SSI 值 |
|------|------------------------|
| 无旱 | $SSI \geq -0.5$ |
| 轻旱 | $-1.0 \leq SSI < -0.5$ |
| 中旱 | $-1.5 \leq SSI < -1.0$ |
| 重旱 | $-2.0 \leq SSI < -1.5$ |
| 特旱 | $SSI < -2.0$ |

1.3 干旱事件的识别

干旱事件通常采用干旱历时 D (Duration)、干旱烈度 S (Severity) 和烈度峰值 P_k (Peak intensity) 等特征变量来量化描述。采用游程理论^[14]识别干旱事件,通过给定截断水平即阈值来分离干旱指标序列,从中提取出

干旱事件的历时(D)、烈度(S)、烈度峰值(P_k)。

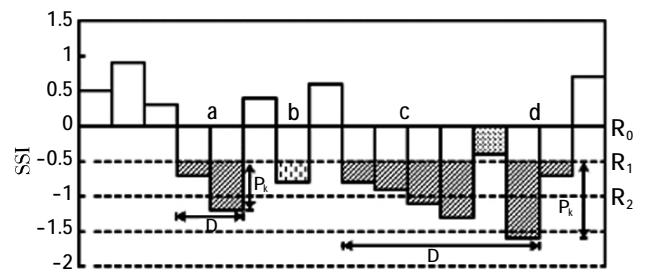


图1 干旱事件识别过程示意图
Fig.1 The drought event identification process

根据已有的研究^[14],设定 3 个阈值 $R_0=0$ 、 $R_1=-0.5$ 、 $R_2=-1.0$,干旱事件的识别过程如下:(1)初步识别。当 $SSI < R_1$ 时,则初判此月为干旱。(2)剔除非干旱。当某月 $R_2 < SSI < R_1$,且只有一个月达到此标准时,则认为此月非干旱,将其剔除。这相当于对历时只有一个月的干旱,考虑其影响较小,不作为一次干旱事件(如图 1 中的 b 事件)。(3)合并干旱。当两次相邻干旱过程仅间隔 1 个月,且该时段的干旱指标值 $SSI < R_0$,则合并这两次相邻干旱事件为 1 次干旱过程,干旱历时为两次干旱历时之和加 1,干旱烈度为两次干旱烈度之和(如图 1 中的 c 和 d 过程);否则为两次独立干旱过程。因此,图 1 中共识别出两场干旱事件(a 和 c+d)。

每场干旱事件的历时 D 是干旱事件的持续时间;干旱烈度 S 是干旱过程累积缺水程度的表达,用干旱历时内干旱指标 SSI 与阈值(R_1)之差的累积值来计算^[14],即图 1 所示的干旱事件的斜线阴影面积;烈度峰值 P_k 是指每个干旱事件中的烈度极值,取干旱历时内干旱指标 SSI 与阈值(R_1)之差的极端最小值。

1.4 单变量的概率分布模型

选取了 8 种概率分布模型,包括指数分布(EXP)、伽马分布(GAM)、对数正态分布(LNO)、广义逻辑分布(GLO)、广义极值分布(GEV)、广义帕累托分布(GPA)、威尔布分布(Weibull)、皮尔逊 III 型分布(PIII),分别对干旱历时、干旱烈度和烈度峰值进行概率分布拟合,选取最优拟合作为单变量的分布函数。

采用极大似然法估计参数,采用 Kolmogorov-Smirnov(K-S)检验法进行假设检验,采用均方根误差(Root Mean Square Error, RMSE)度量理论累积概率与经验累积概率之间的拟合优度。

1.5 多变量的 Copula 联合分布模型

Copula 多维联合分布方法通过 Copula 函数将多

个随机变量的边际分布连接起来,可以考虑变量之间的非线性关系。在处理方法上,将变量的相关结构和边缘分布分开处理,从而可简化多维联合分布的计算。

Copula 函数是定义域为[0,1]上的均匀分布的多维联合分布函数。其中三变量联合分布函数可表述如下:设 X、Y、Z 为连续的随机变量,其边缘分布函数分别为 $F_1(x)$ 、 $F_2(y)$ 、 $F_3(z)$,联合分布函数为 $F(x,y,z)$,若 $F_1(x)$ 、 $F_2(y)$ 、 $F_3(z)$ 连续,则存在唯一的 Copula 函数 $C_\theta(u,v,w)$ 使得:

$$F(x,y,z)=C_\theta(u,v,w) \quad (1)$$

式中: $u=F_1(x)$ 、 $v=F_2(y)$ 、 $w=F_3(z)$; $C_\theta(u,v,w)$ 为 Copula 函数; θ 为待定参数。

在水文领域应用最为广泛的两类重要的 Copula 函数是阿基米德(Archimedean)Copula 和椭圆 Copula。其中常用的 Archimedean Copula 包括:Gumbel Copula、Frank Copula 和 Clayton Copula 函数;常用的椭圆 Copula 函数包括高斯 Copula 和 T-Copula。本文基于以上 5 种 Copula 函数进行多变量联合概率分布的拟合,由于 Copula 函数表达式繁琐复杂,本文不再列出,详见文献[14]。

Copula 函数的参数 θ 采用 i-tau(inverse Kendall's tau)进行估计,K-S 检验方法进行假设检验。采用均方根误差准则(RMSE)、赤池信息量准则(AIC)与偏差(Bias)对拟合情况进行研究。该方法判断依据是 RMSE、AIC、Bias 数值越小,则拟合度越高,函数越优。其具体计算公式见参考文献[7]。

1.6 多变量联合分布的重现期计算

某一变量达到或超过某一特定值时的时间间隔称为重现期,用频率的倒数来表示。干旱重现期在干旱风险管理与水资源规划管理中起非常重要的作用。就多变量的重现期来说,存在联合重现期(T^a)和同现重现期(T^0)两种重现期,联合重现期(T^a)表示多个变量中至少有一个变量达到或超过某一特定值频率时对应的重现期;同现重现期(T^0)表示多个变量同时达到或超过某一特定值频率时的重现期。由于单变量重现期是一个常用的公式,故本文只给出了两变量和三变量联合重现期和同现重现期公式。

两变量:

$$T^a = \frac{N}{n(1-C_{12}(F_1(x_1), F_2(x_2)))} \quad (2)$$

$$T^0 = \frac{N}{n(1-F_1(x_1)-F_2(x_2)+C_{12}(F_1(x_1), F_2(x_2)))} \quad (3)$$

三变量:

$$T^a = \frac{N}{n(1-C_{123}(F_1(x_1), F_2(x_2), F_3(x_3)))} \quad (4)$$

$$T^0 = \frac{N}{n \left[1 - (F_1(x_1) - F_2(x_2) - F_3(x_3)) + C_{12}(F_1(x_1), F_2(x_2)) + C_{13}(F_1(x_1), F_3(x_3)) + C_{23}(F_2(x_2), F_3(x_3)) - C_{123}(F_1(x_1), F_2(x_2), F_3(x_3)) \right]} \quad (5)$$

式中: T^a 为联合重现期; T^0 为同现重现期;此处的 F_1 、 F_2 、 F_3 分别为需要进行联合分布的干旱历时、干旱烈度和干旱峰值的累积概率分布函数; C_{12} 、 C_{13} 、 C_{23} 、 C_{123} 均为常量; N 为观测样本长度; n 为观测时段内超越某一给定样本出现的次数。

2 宜昌站水文干旱特征分析

2.1 宜昌水文干旱事件识别

基于宜昌站 1951~2014 年月径流资料,计算了水文干旱指标 SSI。图 2 为 1、3 和 12 个月时间尺度的 SSI 值,分别用 SSI-1、SSI-3、SSI-12 表示。

由图 2 可以看出,SSI-1 是月尺度数据,震荡最为剧烈,SSI-3 和 SSI-12 分别是季节和年尺度,表现得相对平缓。月尺度的水文干旱可对土壤湿度及农业产生直接影响,季节尺度的水文干旱可能影响到河川径流及农业灌溉用水调度,而年尺度的水文干旱更多的是影响地下水及水库、湖泊蓄水。考虑不同尺度 SSI 的影响,本文选用 SSI-1 来挑选干旱过程,并运用游程理论识别宜昌站干旱事件,统计结果如表 2 所示。

由表 2 可知,宜昌站 1951~2014 年间共发生 64 次干旱过程(21 世纪 10 年代的截止时间为 2014 年,时间不完整,未做特征参数统计),平均干旱历时 3.28 个月,平均干旱烈度为 2.38,平均烈度峰值为 1.52。在宜昌干旱历史上,极端最长干旱历时为 11 个月,极端最大干旱烈度为 12.76,极端最大烈度峰值为 3.14。

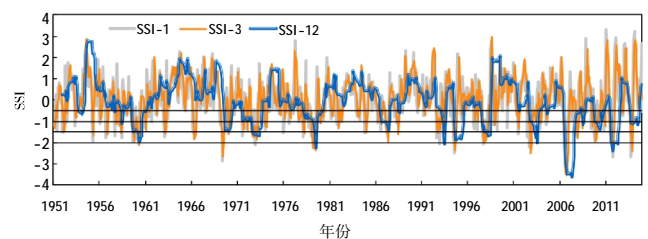


图 2 宜昌多尺度 SSI 时间序列(水平细实线分别表示 -0.5、-1.0、-1.5 和 -2.0 的四个等级)

Fig.2 The multiscale SSI time series in Yichang

从表 2 中还可以看到宜昌站的干旱过程有交替变化的特征。在 1950、1970 和 2000 年代期间均发生了 13 次干旱过程,其中,2000 年代的平均干旱历时最长、平均烈度最强、平均烈度峰值和极端烈度峰值均为最大,但干旱过程之间的间隔最小。在 1960、1980 和 1990 年代期间,干旱次数略偏少。但是,1990 年代平均干旱历时和平均烈度峰值均大于 1990 年代以前的任何一个年代的均值,平均烈度仅低于 1970 年代平均烈度的均值。因此,宜昌干旱频率在交替变化过程中,呈现逐渐增强的特征。

2.2 基于 Copula 函数的宜昌干旱特征频率分析

开展多变量的 Copula 函数频率分析,其前提要完成单变量频率分析,挑选出单变量频率的最优概率分布函数,再进行多变量的联合概率分布。

2.2.1 干旱特征变量的概率分布拟合

选用八种概率分布函数分别对干旱历时、干旱烈度和烈度峰值进行概率分布拟合。采用极大似然法估计参数,应用 K-S 检验法评价拟合度,取显著性 99% 置信水平进行检验。表 3 是三个干旱特征变量的最优概率分布拟合结果。在显著性 99% 置信水平下,统计序列 $n=64 > 40$,为大样本,K-S 检验临界值 $D_{\alpha}=0.20$ 。由表 3 知,干旱历时、干旱烈度和烈度峰值的 $D_{\text{检验}}$ 值均小于 0.20,概率 P 值均远大于 0.01,故均通过 K-S 检

验。因此,在显著性水平 99% 条件下,可以认为干旱历时服从对数正态分布,干旱烈度服从指数分布,烈度峰值服从威尔布分布。

2.2.2 干旱特征变量间的相关性分析

Copula 作为一种联合分布函数,要求变量之间具有较好的相关性,对于不存在相关性的变量,难以用 Copula 函数拟合。因此,在计算联合分布前,首先需要度量变量间的相关性,然后再对多变量进行联合概率分布拟合。选用 Pearson 相关系数、Kendall 和 Spearman 秩相关系数分别对干旱历时、干旱烈度和烈度峰值两两变量之间的相关性进行度量(见表 4),其中 r_{α} 表示相关系数的临界值,取显著性 99% 置信水平。

由表 4 知,三种相关性度量方法均表明宜昌三个干旱特征变量之间存在强正相关性,即使干旱历时与干旱烈度的相关程度略小,它们的相关系数也通过了显著性 99% 信度水平的检验。因此,可以采用 Copula 函数构建多维干旱特征变量的联合分布模型。

表4 干旱特征变量间相关程度检验
Table4 Testing of correlation coefficients between the drought characteristic variables

| 分类 | D-S | D- P_k | S- P_k | $r_{\alpha}(99\%)$ |
|----------|------|----------|----------|--------------------|
| Pearson | 0.89 | 0.62 | 0.78 | 0.32 |
| Kendall | 0.67 | 0.42 | 0.70 | |
| Spearman | 0.82 | 0.56 | 0.87 | |

表2 宜昌站干旱事件统计情况(烈度和烈度峰值均处理为绝对值)
Table2 Statistics of drought events at the Yichang station

| 时间 | 干旱次数 | 平均历时/月 | 平均烈度 | 平均烈度峰值 | 平均间隔时间/月 | 最长历时/月 | 最大烈度 | 最高烈度峰值 | |
|-------|-------|--------|------|--------|----------|--------|-------|--------|------|
| 20 世纪 | 50 年代 | 13 | 3.08 | 2.16 | 1.51 | 8.92 | 9 | 8.00 | 2.13 |
| | 60 年代 | 7 | 3.50 | 2.24 | 1.46 | 13.25 | 7 | 4.92 | 2.87 |
| | 70 年代 | 13 | 3.85 | 2.52 | 1.35 | 8.46 | 11 | 12.76 | 2.22 |
| | 80 年代 | 7 | 3.14 | 1.74 | 1.29 | 13.43 | 6 | 4.47 | 1.77 |
| | 90 年代 | 9 | 3.88 | 2.36 | 1.69 | 14.8 | 9 | 6.75 | 2.05 |
| 21 世纪 | 00 年代 | 13 | 4.13 | 3.87 | 1.82 | 8.08 | 7 | 10.48 | 3.14 |
| | 10 年代 | 2 | — | — | — | — | — | — | — |
| 合计 | 64 | — | — | — | — | — | — | — | |
| 平均 | — | 3.28 | 2.38 | 1.52 | 10.92 | — | — | — | |
| 极值 | — | — | — | — | — | 11 | 12.76 | 3.14 | |

表3 干旱特征变量最优概率分布的参数估计及 K-S 检验

Table3 The parameter estimation and K-S test of the optimal probability distribution of the drought characteristic variables

| 特征变量 | 分布函数 | 参数 | | | K-S 检验结果 | | |
|---------------|---------|------|------|------|----------|-----------------|--------------|
| | | 形状参数 | 尺度参数 | 位置参数 | P | $D_{\text{检验}}$ | D_{α} |
| 干旱历时(D) | LNO | 0.98 | — | 0.64 | 0.18 | 0.13 | 0.20 |
| 干旱烈度(S) | EXP | 0.42 | — | — | 0.23 | 0.13 | |
| 烈度峰值(P_k) | Weibull | 3.04 | 1.70 | — | 0.60 | 0.09 | |

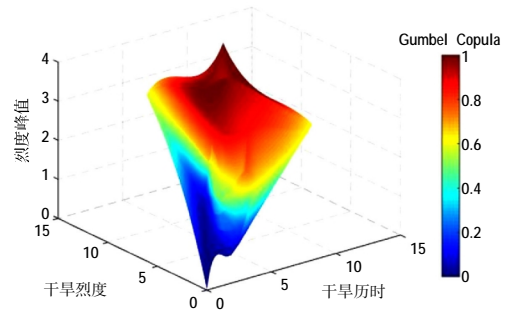
2.2.3 多变量联合概率分布拟合

本文用 5 种 Copula 函数分别拟合两特征变量与三特征变量间的联合分布,表 5 直接给出了三对(D-S、D-P_k、S-P_k)两特征变量的最优 Copula 函数,对三特征变量(D-S-P)进行了五种 Copula 函数拟合的对比分析,其中 Gaussian Copula 和 Student Copula 对应的参数相同,均为 θ_{DS} 、 θ_{DPk} 和 θ_{SPk} ,粗体表示检验结果最优。

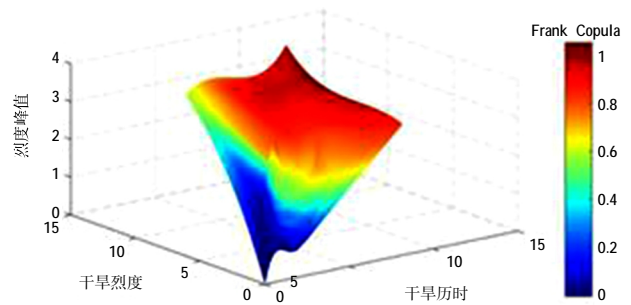
由表 5 可知,D-S 的最优联合分布为 Gumbel Copula,D-P_k 与 S-P_k 的最优联合分布均为 Gaussian Copula。针对 D-S-P_k 联合分布的拟合结果可知,在显著性水平 95%下,通过 K-S 检验的有 Gumbel Copula、Frank Copula 和 Gaussian Copula。根据 RMSE、AIC、Bias 最小准则判断最优 Copula 分布, Frank Copula 的 RMSE 最小;Gumbel Copula 的 AIC、Bias 最小,但 Gumbel Copula 的 RMSE 与 Frank Copula 的 RMSE 相差不大。故暂定 Gumbel Copula 与 Frank Copula 为 D-S-P_k 的最优联合分布。

图 3 是 Gumbel Copula 与 Frank Copula 的三维联合累积概率分布图。可以看到,Gumbel Copula 与 Frank Copula 的累积分布值都随各变量的增大而增大,符合累积概率分布的客观事实,即干旱历时、干旱烈度、烈度峰值越靠近最大值时,Copula 值也趋近于“1”。但是,图 3b 中 Copula 值趋近于“1”的值靠近干旱历时一侧,属于 Copula 累积分布值异常偏高,这是

由于联合变量的非同步性以及 Frank Copula 拟合的误差导致。因此,选用 Gumbel Copula 为 D-S-P_k 的最优联合分布,并作为计算重现期的依据。



(a) Gumbel Copula 的三维联合累积概率分布



(b) Frank Copula 的三维联合累积概率分布

图 3 Copula 三维联合累积概率分布
Fig.3 The Copula 3-D joint cumulative probability distribution

表5 Copula参数估计及拟合优度检验
Table5 Copula parameter estimation and goodness of fit test

| Copula | 参数值 | K-S 检验($\alpha=0.05$) | | RMSE | AIC | Bias | |
|--------------------|----------|-------------------------|-------|-------|-------|----------|--------|
| | | D 检验 | p | | | | |
| D-S | Gumbel | 3.027 | 0.112 | 0.151 | 0.042 | -361.812 | 2.581 |
| D-P _k | Gaussian | 0.613 | 0.195 | 0.093 | 0.082 | -315.081 | 19.423 |
| S-P _k | Gaussian | 0.894 | 0.056 | 0.187 | 0.029 | -384.137 | 1.539 |
| | Clayton | 3.353 | 0.184 | 0.051 | 0.077 | -326.621 | 18.280 |
| | Gumbel | 2.677 | 0.093 | 0.130 | 0.064 | -351.211 | 2.951 |
| | Frank | 8.588 | 0.106 | 0.111 | 0.063 | -348.914 | 3.010 |
| | | 0.654 | | | | | |
| D-S-P _k | Gaussian | 0.788 | 0.137 | 0.142 | 0.072 | -335.202 | 5.941 |
| | | 0.935 | | | | | |
| | | 0.654 | | | | | |
| | Student | 0.788 | 0.196 | 0.083 | 0.073 | -333.913 | 6.641 |
| | | 0.935 | | | | | |

2.3 多变量分布函数与单变量分布函数的对比分析

表6给出了相同重现期条件下,单变量的概率分布拟合以及双变量和三变量 Copula 联合分布拟合时,对应的干旱特征值的比较。相同重现期下,多维联合分布函数估计出来的干旱特征值普遍高于单变量函数估计的值,且这种差异随着重现期水平增大,差异更加显著。比如,在重现期为 2a 时,用单变量分布函数估算出,干旱历时为 2.6 个月,两变量联合分布估计的历时为 3.4 个月,三变量联合分布估计出来是 3.7 个月;当重现期水平达到 100 年一遇时,单变量估计的干旱历时为 13 个月,两变量联合分布估计出来历时达 13.1 个月,三变量联合分布估计得出的干旱历时长达 27.2 个月,干旱烈度与烈度峰值也具有相一致的结论。

表7给出了基于最优 Copula 构建的二个和三个干旱特征变量的联合重现期和同现重现期。单变量的重现期理论值(T)大于二、三维变量联合重现期(T^a)而

小于对应的同现重现期(T^0),即多变量的联合重现期和同现重现期可以作为实际干旱单变量重现期区间估计的下限和上限,用以评估宜昌地区不同干旱变量值所代表的干旱事件发生的频率。当单变量重现期理论值(T)较小时,根据联合重现期值估计实际的单变量重现期范围比较准确。

从表7还可以看出,三维变量的联合重现期(T^a)小于二维变量的联合重现期(T^a),而同现重现期(T^0)大于相应的二维变量的同现重现期(T^0),例如,当重现期水平为 2a 时,其相对应的三变量(D-S- P_k)的联合重现期为 1.46a,而与之对应的三对两变量(D-S、D- P_k 、S- P_k)的联合重现期依次为 1.63、1.49、1.64,均大于 1.46;而三变量(D-S- P_k)的同现重现期为 3.39a,与之对应的三对两变量(D-S、D- P_k 、S- P_k)的同现重现期依次为 2.58、3.02、2.56,均小于 3.39。还可以得出,在单变量重现期增幅相同的情况下,二、三维变量同现重现期(T^0)的增幅明显高于相应的联合重现期(T^a),说

表6 相同重现期下单、双和三个变量的联合分布拟合中干旱特征值对比

Table6 Comparison of drought characteristic values under the same return period between one-dimensional distribution, double- and three-dimensional joint distribution fitting

| 重现期 (T)/a | 单变量特征值 | | | 二变量特征值 | | | | | | 三变量特征值 | | |
|--------------|-----------|---------|---------------|--------|----------|----------|------------|------|----------|----------|------------|-----|
| | 干旱历时(D)/月 | 干旱烈度(S) | 烈度峰值(P_k) | D-S | D- P_k | S- P_k | D-S- P_k | D-S | D- P_k | S- P_k | D-S- P_k | |
| 2 | 2.6 | 1.5 | 1.4 | 3.4 | 1.9 | 3.3 | 1.7 | 1.8 | 1.8 | 3.7 | 2.1 | 1.9 |
| 5 | 4.6 | 3.3 | 1.9 | 5.3 | 4.6 | 5.2 | 2.4 | 3.9 | 2.5 | 7.2 | 6.3 | 2.1 |
| 10 | 6.2 | 5.2 | 2.2 | 6.8 | 6.4 | 7.2 | 2.6 | 5.7 | 2.9 | 13.2 | 12.8 | 2.4 |
| 20 | 7.6 | 7.9 | 2.5 | 8.3 | 8.5 | 8.4 | 3.1 | 8.0 | 3.1 | 14.5 | 13.1 | 2.7 |
| 50 | 10.6 | 13.8 | 2.9 | 10.8 | 13.8 | 11.5 | 3.3 | 14.0 | 3.2 | 20.3 | 21.5 | 3.2 |
| 100 | 13.0 | 20.8 | 3.2 | 13.1 | 21.1 | 14.8 | 3.7 | 21.3 | 3.6 | 27.2 | 25.1 | 3.8 |

表7 二变量和三变量联合重现期和同现重现期比较(单位:a)

Table7 Comparisons of joint return periods and coincident return periods between double- and three-dimensional Copula joint distribution

| 单变量重现期 (T) | 联合重现期(T^a) | | | | 同现重现期(T^0) | | | |
|---------------|----------------|----------|----------|------------|----------------|----------|----------|------------|
| | D-S | D- P_k | S- P_k | D-S- P_k | D-S | D- P_k | S- P_k | D-S- P_k |
| 2 | 1.63 | 1.49 | 1.64 | 1.46 | 2.58 | 3.02 | 2.56 | 3.39 |
| 5 | 3.29 | 2.98 | 3.11 | 2.55 | 10.39 | 15.55 | 12.68 | 31.21 |
| 10 | 6.69 | 5.36 | 5.73 | 4.59 | 19.76 | 73.96 | 39.02 | 132.59 |
| 20 | 12.56 | 10.31 | 11.37 | 8.66 | 49.11 | 336.59 | 82.91 | 652.74 |
| 50 | 29.11 | 26.58 | 27.61 | 20.72 | 176.99 | 419.45 | 264.80 | 15 797.79 |
| 100 | 61.46 | 51.61 | 54.32 | 41.56 | 268.16 | 1 605.65 | 629.33 | 263 157.89 |

明干旱事件中各特征参数同时达到某一重现期水平的难度增大。

2.4 宜昌典型干旱过程的重现期分析

由表 2 可知,宜昌站最长干旱历时是 11 个月,极端最大烈度是 12.76,极端最大峰值是 3.14。它们分别属于两个干旱过程,一是 1978 年 9 月~1979 年 7 月(后面记为 1978~1979 事件),它具有两个极值,分别是最长干旱历时和极端最大烈度。二是 2006 年 6 月~12 月(后面记为 2006 事件),它具有极端最大峰值。针对宜昌地区这两次严重干旱过程,从单变量到三变量,分别计算了重现期、联合重现期和同现重现期(见表 8),以此来观察这两次干旱过程的严重程度。

从表 8 中可以看到,1978~1979 事件中,烈度峰值为 2.22,虽不是极端最大值,仍是重旱水平。2006 事件持续了 7 个月,干旱烈度虽然小于前一事件,但烈度峰值却明显大于前一事件,位列宜昌地区的极端最大值,这表明 2006 事件是一短历时的强干旱过程。

从单变量的重现期看,1978~1979 事件 D、S 的重现期基本是接近或大于 50 年一遇的事件, P_k 的重现期仅为 10 年一遇;2006 事件 D、S 的重现期明显偏小,但 P_k 的重现期达到了 90.8 年一遇的程度。

从联合重现期来看,1978~1979 事件中 D-S 达到了 32 年一遇的水平,D- P_k 、S- P_k 达到了 9 年一遇的水平;而 2006 事件中 D-S、D- P_k 基本是 13 年一遇的水

平。从 D-S- P_k 联合重现期分析,前一事件接近 9 年一遇,后一事件约为 13 年一遇。

比较同现重现期可以看到,1978~1979 事件中三对两变量的同现重现期均接近百年一遇,而三变量同现重现期接近 115 年一遇;对于 2006 事件,三对两变量的同现重现期差异较大,由于 P_k 达到了历史极值,因此,与 P_k 构成的双变量和三变量同现重现期均超过百年一遇,甚至超过 200 年一遇的程度。

这两个干旱过程在过去的文献中也有记录。1978 年是长江全流域的大旱年,2006 年为长江上游流域的大旱年^[9],特别是四川东部、重庆、贵州北部、湖南西部和湖北西部的夏季干旱已经达到了该地区有气象记录以来的最严重程度^[9]。1978 年干旱完全是由于降水稀少,气象干旱严重,导致出现严重的水文干旱;而 2006 年除了降水偏少以外,还可能与三峡水库运行有关联。有研究表明^[15],20 世纪 90 年代以后三峡库区降水量没有发生显著突变,蓄水前后库区降水量也无明显差别,然而,三峡库区气候有趋旱趋势,特别是 2006 年出现干旱烈度极值现象与三峡水库的调节作用有一定关联^[16]。

3 结论

本文以 SSI 作为水文干旱指标,采用干旱历时、干旱烈度、烈度峰值定义干旱事件,利用 Copula 函数构造多个干旱特征变量的联合分布,计算了宜昌地区多个干旱特征变量的联合重现期和同现重现期。结果表明:

(1)宜昌自 1950 年以来,干旱事件发生频率随年代有交替变化的现象,自 1990 年代以来,特别进入 21 世纪以后,宜昌干旱多发,且持续时间增长、干旱烈度增大、峰值增高,干旱情势有加重的趋势。

(2)Copula 函数可很好的描述宜昌地区干旱特征变量间的联合概率分布,其中 Gumbel Copula 函数对干旱历时、干旱烈度和烈度峰值三变量与干旱历时和干旱烈度两变量的联合分布拟合效果最好;Gaussian Copula 是干旱历时和烈度峰值、干旱烈度与烈度峰值这两对两变量的最优拟合函数。

(3)从重现期角度看,相同重现期下,多维联合分布函数估计出来的干旱特征值普遍高于单变量函数估计的值,且这种差异随着重现期水平增大,差异更加显著。多变量的联合重现期和同现重现期可分别作为实际单变量重现期区间估计的下限和上限,用于干

表8 宜昌两个典型干旱过程的重现期、联合重现期和同现重现期的比较
Table8 Comparisons of the return period, joint return period and coincident return period of typical drought events in Yichang

| 分类 | 参数 | 1978年9月~1979年7月 | 2006年6~12月 |
|------------------|------------|-----------------|------------|
| 干旱特征值 | D/月 | 11.00 | 7.00 |
| | S | 12.76 | 10.48 |
| | P_k | 2.22 | 3.14 |
| 单变量重现期/a | D/月 | 55.87 | 13.24 |
| | S | 44.11 | 31.76 |
| | P_k | 10.21 | 90.80 |
| 联合重现期(T^0)/a | D-S | 31.78 | 13.13 |
| | D- P_k | 9.49 | 12.99 |
| | S- P_k | 9.01 | 26.57 |
| 同现重现期(T^0)/a | D-S- P_k | 8.47 | 12.97 |
| | D-S | 109.86 | 32.41 |
| | D- P_k | 95.71 | 104.38 |
| | S- P_k | 104.08 | 205.89 |
| | D-S- P_k | 114.94 | 231.28 |

旱预测和旱情分析。

(4)宜昌站近 60 年出现两次严重的干旱事件,一次发生于 1978 年 9 月~1979 年 7 月,该事件的干旱历时和干旱烈度均达到了历史极值,这两个变量的联合重现期约为 32a,同现重现期约为 110a。该事件的干旱历时、干旱烈度和烈度峰值三个变量的联合重现期为 9a,同现重现期约为 115a。另一次干旱事件发生于 2006 年 6 月~12 月,其烈度峰值达到了历史极值,其重现期接近 90a。该次事件的干旱历时、干旱烈度和烈度峰值三者的联合重现期只有 13a 左右,而同现重现期超过了 231a。

参考文献:

- [1] 陈晨,李波,雷东洋,等. 长江流域旱涝年划分及降水特征分析[J]. 北京水务, 2015,(3):20-25. (CHEN Chen, LI Bo, LEI Dongyang, et al. Identification and precipitation characteristics of droughts and floods years over Yangtze river basin [J]. Beijing Water, 2015,(3):20-25. (in Chinese))
- [2] 彭京备,张庆云. 2006 年川渝地区高温干旱特征及其成因分析[J]. 气候与环境研究, 2007,12(3):464-474. (PENG Jingbei, ZHANG Qingyun. On the characteristics and possible causes of a severe drought and heat wave in the Sichuan-Chongqing region in 2006 [J]. Climate and Environment Research, 2007,12(3):464-474. (in Chinese))
- [3] 李永华,徐海明,刘德. 2006 年夏季西南地区东部特大干旱及其大气环流异常[J]. 气象学报, 2009,67(1):122-132. (LI Yonghua, XU Haiming, LIU De. Features of the extremely severe drought in the east of southwest China and anomalies of atmospheric circulation in summer 2006 [J]. Acta Meteorologica Sinica, 2009,67(1):122-132. (in Chinese))
- [4] 荣艳淑,巩琳,卢寿德. 云南 2009-2014 年持续性气象水文干旱特征及成因分析[J]. 水资源保护, 2018,34(3):22-29. (RONG Yanshu, GONG Lin, LU Shoude. Analysis on characteristics and causes of persistent meteorological and hydrological drought in Yunnan from 2009 to 2014 [J]. Water Resources Protection, 2018,34(3):22-29. (in Chinese))
- [5] 孙又欣,何少斌. 湖北省抗御 2010 年大旱纪实 [J]. 中国防汛抗旱, 2011,21(4):12-14. (SUN Youxin, HE Shaobin. Record on the great drought of Hubei province in 2010 [J]. Flood Control and Drought Relief in China, 2011,21(4):12-14. (in Chinese))
- [6] 陈红兵. 宜昌市夏季干旱分析[J]. 农业与技术, 2014,34(10):204-205. (CHEN Hongbing. Analysis of summer drought in Yichang [J]. Agriculture & Technology, 2014,34(10):204-205. (in Chinese))
- [7] 刘章君,郭生练,钟逸轩,等. 基于 Copula 函数的入库洪水与坝址洪水关系研究[J]. 水文, 2016,36(5):1-7. (LIU Zhangjun, GUO Shenglian, ZHONG Yixuan, et al. Study on relationship between reservoir inflow flood and dam-site flood based on Copula function [J]. Journal of China Hydrology, 2016,36(5):1-7. (in Chinese))
- [8] Shiau J T. Fitting drought duration and severity with two-dimensional copulas [J]. Water Resources Management, 2006,20(5):795-815.
- [9] Shiau J T, Modarres R. Copula-based drought severity-duration-frequency analysis in Iran [J]. Meteorological Applications, 2009,16(4):481-489.
- [10] Xu K, Yang D, Xu X, et al. Copula based drought frequency analysis considering the spatio-temporal variability in southwest China [J]. Journal of Hydrology, 2015,527:630-640.
- [11] 李亦凡,李订芳. 二维非对称 copula 函数在干旱特性联合概率中的应用[J]. 水资源与水工程学报, 2016,27(5):236-240. (LI Yifan, LI Dingfang. Application of two dimensional asymmetric copula function in combined probability of drought characteristics [J]. Journal of Water Resources and Water Engineering, 2016,27(5):236-240. (in Chinese))
- [12] Nalbantis I, Tsakiris G. Assessment of hydrological drought revisited [J]. Water Resources Management, 2009,23(5):881-897.
- [13] GB/T20481-2006, 气象干旱等级[S]. (GB/T20481-2006, Classification of Meteorological Drought [S]. (in Chinese))
- [14] 林娟,欧阳昊,陈晓宏,等. 基于 Copula 函数的组合变量联合概率分布研究及应用[J]. 水文, 2017,37(1):1-7. (LIN Xian, OUYANG Hao, CHEN Xiaohong, et al. Studying probability distribution of flood elements combination based on Copula [J]. Journal of China Hydrology, 2017,37(1):1-7. (in Chinese))
- [15] 马德栗,刘敏,鞠英芹. 长江流域及三峡库区近 542 年旱涝演变特征[J]. 气象科技, 2016,44(4):622-630. (MA Deli, LIU Min, JU Yingqin. Evolution characteristics of droughts and floods in Yangtze River and three gorges reservoir area in recent 542 years [J]. Meteorological Science and Technology, 2016,44(4):622-630. (in Chinese))
- [16] Li Shuai, Xiong Lihua, Dong Leihua, et al. Effects of the three gorges reservoir on the hydrological droughts at the downstream Yichang station during 2003-2011 [J]. Hydrological Processes, 2013,27(26):3981-3993.

(下转第 71 页)

- [9] 刘洋,李伟,田长涛. ADCP 河流流量测量应用实例分析[J]. 科技创新与运用, 2018,(13):170-171. (LIU Yang, LI Wei, TIAN Changtao. Application experience analysis of ADCP current measurement [J]. Technology Innovation and Application, 2018,(13):170-171. (in Chinese))
- [10] 李德标,刘勇亮. H-ADCP 在平原水网区河道站流量测验中的应用试验 [J]. 江苏水利, 2015,(4):38-44. (LI Debiao, LIU Yongliang. Application of H-ADCP in river flow monitoring of river station in plain river network area [J]. Jiangsu Water Resources, 2015,(4): 38-44. (in Chinese))
- [11] SL247-2012,水文资料整编规范[S]. (SL247-2012, Code for Hydrologic Data Processing [S]. (in Chinese))

Application of New Instruments for Hydrological Flow Monitoring and Improvement Methods: a Case Study in Fujiang Province

MA Fuming

(Fujian Province Water Survey and Design Co., Ltd, Fuzhou 350000, China)

Abstract: The application of new technical instruments for discharge monitoring has entered a period of rapid development. Many instruments were installed, but few used, or very few used practically. The fundamental reason is that there is a big misunderstanding in the application of the technology, that is, mistaking the velocity measuring instruments for discharge measuring instruments, and lacking full comparing test and analysis before installation. This paper analyzed the application of some widely used instruments based on the basic principle of discharge measurement, and then discussed existing problems in the usage of those instruments. Some improvement methods and measures were proposed, which could provide effective references for the application of new technical equipment for discharge monitoring in the current hydrological sector.

Key words: discharge monitoring; ADCP; point-velocity method; representative vertical-velocity method; calibration of comparing test

(上接第 30 页)

Analysis of Hydrological Drought Characteristics in Yichang Based on Copula Function

FENG Ruirui, RONG Yanshu, WU Futing

(College of Hydrology and Water Resources, Hohai University, Nanjing 210098, China)

Abstract: Based on the measured monthly runoff data at the Yichang Station during 1951-2014, this paper adopted the standardized runoff index (SSI) and run-length theory to identify drought, and made use of the Copula function to construct a multi-dimensional joint probability distribution between drought characteristic variables. The analysis results show that: (1) Yichang experienced alternating changes in the number of droughts from the 1950s to the 1980s. Since the 1990s, especially after entering the 21st century, the increase in the duration of drought events in Yichang has increased the severity of droughts and peaks. There is a tendency of aggravation; (2) Copula function could well describe the joint probability distribution between drought characteristic variables in Yichang region, and the multivariate joint return period and coincident return period can be used as actual univariate recurrence interval estimates. The lower and upper limits were used to evaluate the frequency of drought events represented by different values of drought variables in Yichang; (3) Two severe drought events occurred at the Yichang Station in the past 60 years, one occurred from September 1978 to July 1979. In March, the drought duration and drought intensity of the event reached historical extreme. The joint return period of these two variables is about 32 years and the coincident return period is about 110 years. The drought return period is 9 years, and the coincident return period is about 115 years. Another drought event occurred from June to December 2006, and its peak intensity reached historical extreme. Its return period is close to 90 years; joint return period of the drought and peak intensity of the event is only about 13 years, and the coincident return period exceeds 231 years. **Key words:** standardized streamflow index SSI; Copula function; run-length theory; joint return period; coincident return period