

Copula函数在渭河流域干旱分析中的应用研究

冯星¹, 孙东永¹, 胡维登², 郭建青¹

(1. 长安大学旱区地下水文与生态效应教育部重点实验室, 西安 710054;

2. 河海大学水文与水资源学院, 南京 210098)

摘要:采用Gumbel-Hougaard、Frank和Clayton Copula函数,以渭河流域干支流22个气象站点1960—2015年的日降水资料分别构造干旱历时和干旱烈度、干旱历时和烈度峰值以及干旱烈度和烈度峰值之间的二维关系,从而对渭河流域1960—2015年的干旱特性进行分析。结果表明,二维Archimedean Copula函数可很好地描述干旱多变量的联合概率分布,且拟合效果较好;总的来说渭河流域干旱趋势明显,干旱严重程度与干旱历时的变化趋势均不显著,发生较长时间持续干旱的频率高、重现期短,因此当地相关单位应加强干旱的预报和管理。

关键词:流域;联合分布;Copula函数;拟合优度;重现期

中图分类号:S812

文献标志码:A

doi:10.13522/j.cnki.ggps.2017.12.018

冯星,孙东永,胡维登,等. Copula函数在渭河流域干旱分析中的应用研究[J]. 灌溉排水学报, 2017, 36(12): 110-117.

0 引言

近年来,在全球气候逐渐变暖的趋势下,干旱已成为全球最为严重的自然灾害,并造成了巨大的社会经济损失。根据IPCC第五次评估报告显示,1880—2012年全球平均温度升高了 $0.85\text{ }^{\circ}\text{C}$ ^[1],我国气温变化速度为 $(0.09\pm 0.017)\text{ }^{\circ}\text{C}/10\text{ a}$ ^[2],区域干旱已成为这种背景下的典型自然现象,具有持续时间长、区域面积广等特点,给国民经济和人们的日常生活带来很严重的影响。国内学者利用7种单参数族的Copulas建立了干旱特征变量的联合分布并分析了渭河流域西安区域干旱特征^[3-4],运用可变模糊评价法研究了1960—2010年间渭河流域的干旱^[5],采用Mann-Kendall趋势检验法研究了渭河流域各个站点12个月份的标准降水指数(Standard Precipitation Index以下简称SPI)、干旱严重程度及变化趋势^[6]。同时,国外学者在对渭河流域的研究主要集中在利用单一气候因素进行研究,如利用Wavelet-neural network模型研究渭河流域逐月降水量和水资源状况^[7],利用的气候资料研究人类活动对渭河流域气候的影响^[8-9]。可见,已有研究成果所选取的地域范围和时间序列在一定程度上并不具有足够的代表性。为此,在国内外学者已有研究的基础上,利用渭河流域1960—2015年的降水资料,以SPI作为干旱指标,利用Gumbel-Hougaard、Clayton和Frank Copula函数构建干旱特征变量间的联合分布,并比较不同Copula函数之间的拟合效果并计算重现期,从而分析该地区的干旱发生规律,以期为渭河流域干旱的防治及水资源的管理提供一定的科学依据,并为新丝绸之路的建设提供一定支撑。

1 材料与方法

1.1 研究区域概况

渭河是黄河流域最大的一级支流,发源于甘肃省渭源县的乌鼠山,流经甘肃、宁夏、陕西省(区),最终于

收稿日期:2017-03-24

基金项目:国家自然科学基金项目(51409005);长安大学中央高校基本科研业务费专项资金资助项目(310829161008)

作者简介:冯星(1991-),男。硕士研究生,主要从事水文水资源及干旱方面的研究。E-mail: hnfxing@163.com

通信作者:郭建青(1958-),男。教授,主要从事农田土壤水方面的研究。E-mail: 914143583@qq.com

潼关汇入黄河。渭河流域面积 13.48 万 km², 水资源总量 110.56 亿 m³。渭河流域地貌复杂, 流域地形特点西高东低, 自西向东, 地势逐渐变缓。渭河流域属于典型的干旱半干旱地区, 年平均气温 6~14 ℃, 年平均降水量 450~700 mm, 年蒸发量 1 000~2 000 mm, 无霜期 120~220 d。降水量年际变化大, 最大月降水量发生在 7、8 月, 7—10 月降水总量占年降水总量 60% 以上。该流域从建国至 1995 年, 共发生受旱率大于 20% 的干旱 32 次, 发生频率 69.6%, 且连续干旱事件比较突出, 如 1960—1962 年、1971—1972 年、1978—1980 年和 1994—1997 年等^[10]。

1.2 研究方法

1.2.1 干旱的识别

利用干旱历时、干旱烈度和烈度峰值定义干旱事件。干旱历时(D)是指 SPI 连续小于 0 的月份数; 干旱烈度(S)为每次干旱事件 SPI 的累加和; 烈度峰值 M 指在一次干旱事件中最小的 SPI , 表征了一次干旱事件的峰值, 即干旱历时的严重程度^[11 12]。

1.2.2 二维干旱变量联合分布

Copula 函数是定义域为 $[0, 1]$ 均匀分布的多维联合分布函数。设 N 维随机变量 $(X_1, X_2, \dots, X_N)$ 的边缘分布函数分别为 $F_1, F_2, \dots, F_N$, 其中 N 为随机变量的个数, x_i 为随机变量 $(X_1, X_2, \dots, X_N)$ 的取值, 那么, 随机变量 $X_1, X_2, \dots, X_N$ 的联合分布函数^[13]满足:

$$F(x_1, x_2, \dots, x_n) = P\{X_1 \leq x_1, X_2 \leq x_2, \dots, X_n \leq x_n\} = C[F_1(x_1), F_2(x_2), \dots, F_n(x_n)], \quad (1)$$

式中: $x_1, x_2, \dots, x_n$ 为观测样本; $F(x)$ 为边缘分布函数。

1.2.3 干旱特征变量分布

已有研究表明, 干旱历时(D)、干旱烈度(S)以及烈度峰值(M)一般可用伽玛分布、威布尔分布和对数正态分布^[5, 13]描述, 其概率分布函数分别为:

$$F_D(d) = \int_0^d \frac{x^{\alpha-1}}{\alpha^k \Gamma(k)} e^{-\frac{x}{\alpha}} dx, \quad (2)$$

$$F_S(s) = 1 - \left(1 - \frac{k}{\alpha} s\right)^{\frac{1}{k}}, \quad (3)$$

$$F_M(m) = \frac{1}{m\alpha\sqrt{2\pi}} \int_0^m \frac{e^{-\frac{(\ln t - k)^2}{2\sigma^2}}}{t} dt, \quad (4)$$

式中: $F_D(d)$ 、 $F_S(s)$ 和 $F_M(m)$ 分别为干旱历时、干旱烈度和干旱烈度峰值的边缘分布函数; d, s, m 分别为干旱历时、干旱烈度和烈度峰值的特征变量; α 为形状参数; k 为尺度参数; σ, t 为位置参数; $\Gamma(k)$ 为卡方分布函数。

1.2.4 联合分布函数的建立

当选用干旱历时和干旱烈度(干旱历时和烈度峰值、干旱烈度和烈度峰值同理)这 2 个变量分析干旱特征时, 则需要度量二者之间的相关关系, 即构造二者之间的相关函数。兹选用常见的 Archimedean Copula 函数, 包括 Frank、Clayton 和 Gumbel-Hougaard Copula 函数, 他们能够有效、快速地分析二变量间的相关性^[13]。令 $u = F_D(d)$, $v = F_S(s)$, 则他们可以分别表示为^[5, 14]:

$$F_{D, S}(d, s) = C(u, v) = -\frac{1}{\theta} \ln \left[1 + \frac{(e^{-\theta u} - 1)(e^{-\theta v} - 1)}{e^{-\theta} - 1} \right], \quad (5)$$

$$F_{D, S}(d, s) = C(u, v) = (u^{-\theta} + v^{-\theta} - 1)^{-1/\theta}, \quad (6)$$

$$F_{D, S}(d, s) = C(u, v) = e^{-[(-\ln u)^\theta + (-\ln v)^\theta]^{1/\theta}}, \quad (7)$$

式中: θ 为参数, 与 Kendall 相关系数 τ 之间的关系^[5, 14], 详见表 1。

表1 θ 与 τ 的关系

连接函数	θ 与 τ 的关系	适用范围
Gumbel-Copula	$\tau = 1 - 1/\theta$	变量正相关
Clayton Copula	$\tau = \theta/(\theta + 2)$	变量正相关
Frank Copula	$\tau = 1 + \frac{4}{\theta} \left(\int_0^{\theta} \frac{t}{e^t - 1} dt - 1 \right)$	变量正/负相关

由式(5)一式(7)可得干旱历时和干旱烈度间的联合分布概率值。利用均方根误差(RMSE)评定各Copula函数的拟合结果。二维Copula经验频率计算式^[15]为:

$$P_0(i) = (m_i - 0.44) / (n + 0.12), \quad (8)$$

式中: m_i 为联合观测值样本中满足 $D \leq d_i$ 且 $S \leq s_i$ 的联合观测值的个数; n 为样本容量, 本文为110。

1.2.5 干旱重现期

很多情况下, 重现期的分析只限单变量, 单变量的重现期分析往往会导致给定事件评估的不准确性, 从而使事件存在一定的风险。自然界的许多事件都是由2个或多个因素相互作用的结果, 干旱事件就可以由2个或多个变量定义。根据二变量重现期描述干旱事件的严重性, 干旱历时与干旱烈度联合分布的重现期包括联合重现期 T_α ($D \geq d$ 或 $S \geq s$) 和同现重现期 T_0 ($D \geq d$ 且 $S \geq s$) 二种情况, 即:

$$T_\alpha = \frac{N}{nP(D \geq d \cup S \geq s)} = \frac{N}{n[1 - C(u, v)]}, \quad (9)$$

$$T_0 = \frac{N}{nP(D \geq d \cap S \geq s)} = \frac{N}{n[1 - u - v + C(u, v)]}, \quad (10)$$

式中: T_α 为干旱事件的同现重现期 ($D \geq d$ 且 $S \geq s$); T_0 为干旱事件的联合重现期 ($D \geq d$ 或 $S \geq s$); n 为时段内干旱发生的次数; N 为系列长度。

1.3 数据来源

研究所用数据为渭河流域21个气象站1960—2015年的日降雨数据, 以上数据来自国家气象数据中心。该流域各主要站点的分布如图1所示。同时采用算术平均法对该流域的日降雨资料进行处理, 得到该流域整体平均日降雨量^[16]; 同时对渭河的5个主要一级支流所在区域的日降雨数据进行处理, 分别得到天水—林家村区域(以下简称天-林)、魏家堡—咸阳区域(简称魏-咸)、西峰镇—张家山区域(简称西-张)、临潼—镇安区域(简称临-镇)和吴旗—状头区域(简称吴-状)的日降雨数据。

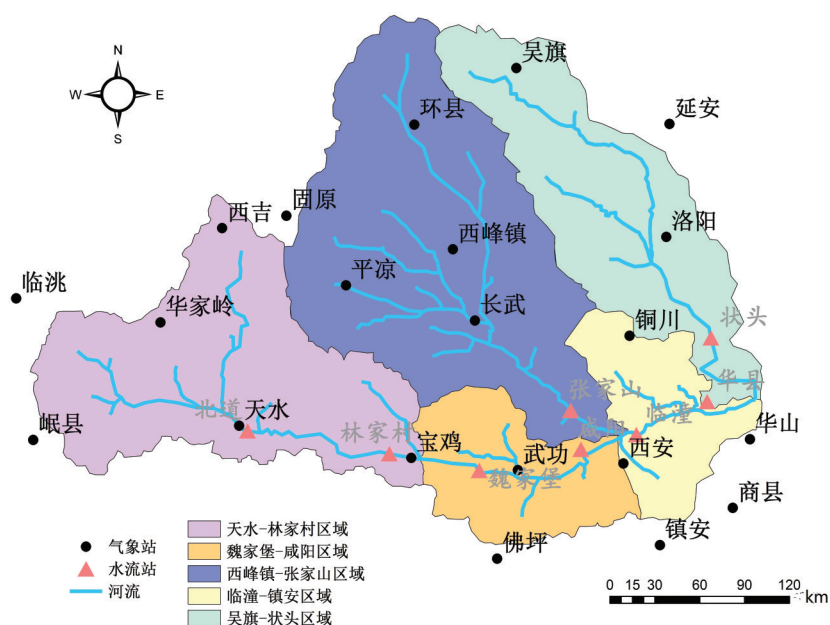


图1 河流域主要站点分布图

2 结果与分析

2.1 单变量的边缘分布

利用全区域5个主要一级支流的日降雨资料,对该流域的干旱进行分析,该流域的干旱统计结果如表2所示。

表2 渭河流域及各支流区域干旱统计结果

站名	频率	间隔/月	历时/月	烈度均值/mm	烈度峰值/mm	最大历时/月	最大烈度/mm	最大烈度峰值/mm
全流域	93	3.09	2.89	22.82	13.07	13	106.8	39.9
天-林	101	3.39	2.58	23.22	13.83	13	99.6	44.2
魏-咸	105	3.22	2.63	22.61	13.51	15	90.7	31.4
西-张	105	3.09	2.74	22.53	13.04	11	108.8	37.6
临-镇	110	2.77	2.81	22.61	12.64	10	69.1	28.7
吴-状	106	3.05	2.73	22.53	12.91	12	113	48.9

由表2可知,渭河流域1960—2015年共发生过100场左右的干旱,且干旱间隔短、历时长。兹采用威布尔分布、伽玛分布和对数正态分布来描述该流域不同区域的边缘分布,并利用矩法计算参数 α 、 κ ,结果见表3。

表3 干旱特征变量及边缘分布

站名	干旱特征	边缘分布	α	κ	站名	干旱特征	边缘分布	α	κ
整体	D	威布尔	0.189 9	1.421 7	西-张	D	对数正态	0.777 6	0.667 5
	S	对数正态	0.550 2	0.740 4		S	对数正态	0.569 4	0.693 3
	M	对数正态	0.123 6	0.578 9		M	威布尔	0.422 6	2.224 8
天-林	D	伽玛	2.357 3	1.096 2	临-镇	D	威布尔	0.173 5	0.529 3
	S	对数正态	0.599 5	0.682 9		S	对数正态	0.557 7	0.631 1
	M	对数正态	0.240 4	0.555 8		M	对数正态	0.147 0	0.423 0
魏-咸	D	威布尔	0.225 6	1.393 2	吴-状	D	对数正态	0.769 5	0.664 5
	S	对数正态	0.554 9	0.734 9		S	对数正态	0.513 5	0.704 8
	M	威布尔	0.349 7	2.503 1		M	对数正态	0.108 6	0.570 5

2.2 相关性分析

采用游程理论提取干旱历时、干旱烈度和烈度峰值3个干旱特征变量,采用式(1)一式(3)计算干旱历时、干旱烈度和烈度峰值的边际分布函数,采用Kendall相关系数计算3个干旱变量的两两相关性,结果见表4。应用极大似然法求得各边际分布函数的参数,同时采用Kolmogorov-Smirnov进行检验,以全流域为例,干旱历时、干旱烈度和烈度峰值的统计量分别为0.095 5、0.163 3和0.081 0。统计序列 $n=55>40$,为大样本,所以,在显著性水平 $\alpha=0.01$ 条件下,临界值 $Z_{\alpha}=\frac{1.63}{\sqrt{55}}=0.220$,所以干旱历时、干旱烈度和烈度峰值的统计值均小于0.228,因此在显著性水平0.01条件下,可以认为干旱历时和干旱烈度分别服从伽玛分布和威布尔分布^[17],见图2和图3。

表4 干旱事件二变量Kendall相关系数和K-S检验结果

站名	Kendall相关系数			Kolmogorov-Smirnov 检验			临界值
	DS	DM	SM	D	S	M	
全流域	0.488 8	0.161 3	0.647 3	0.095 5	0.163 3	0.081 0	0.228
天-林	0.586 2	0.235 3	0.643 7	0.204 9	0.057 9	0.089 4	0.228
魏-咸	0.609 9	0.260 5	0.643 2	0.202 0	0.047 3	0.059 4	0.228
西-张	0.562 1	0.191 9	0.616 3	0.183 8	0.043 9	0.117 9	0.228
临-镇	0.607 7	0.156 4	0.551 1	0.209 0	0.044 1	0.066 1	0.228
吴-状	0.492 6	0.114 8	0.626 8	0.200 0	0.074 5	0.083 2	0.228

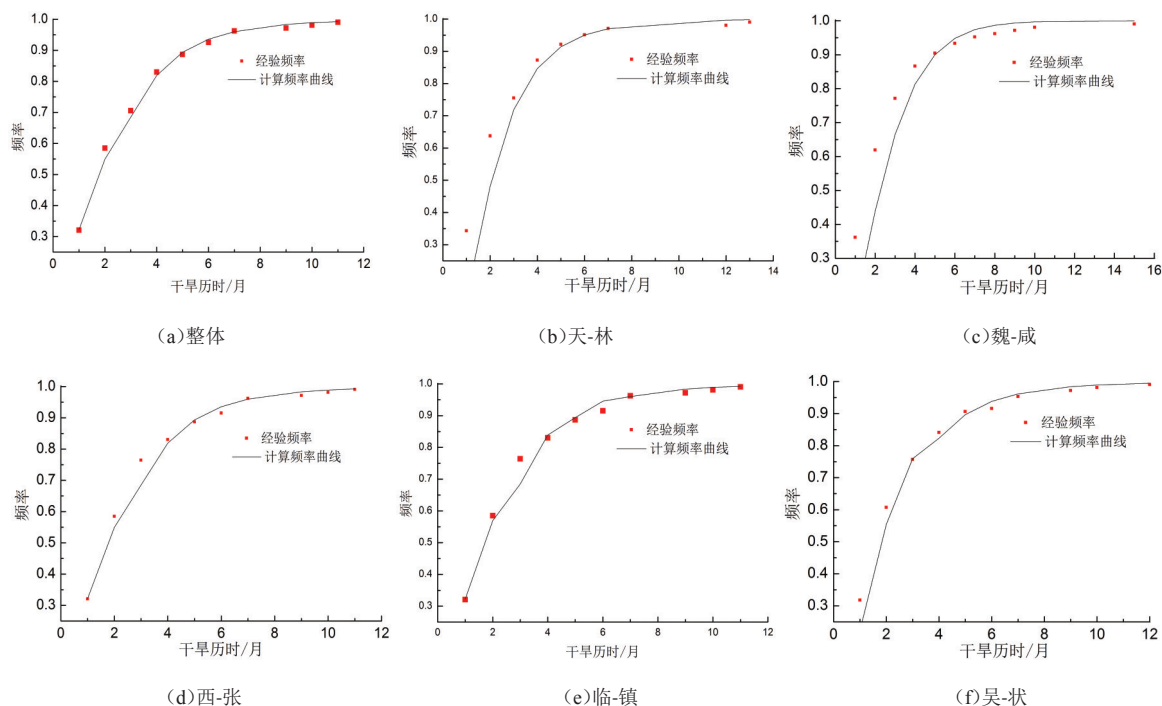


图2 干旱历时概率分布图

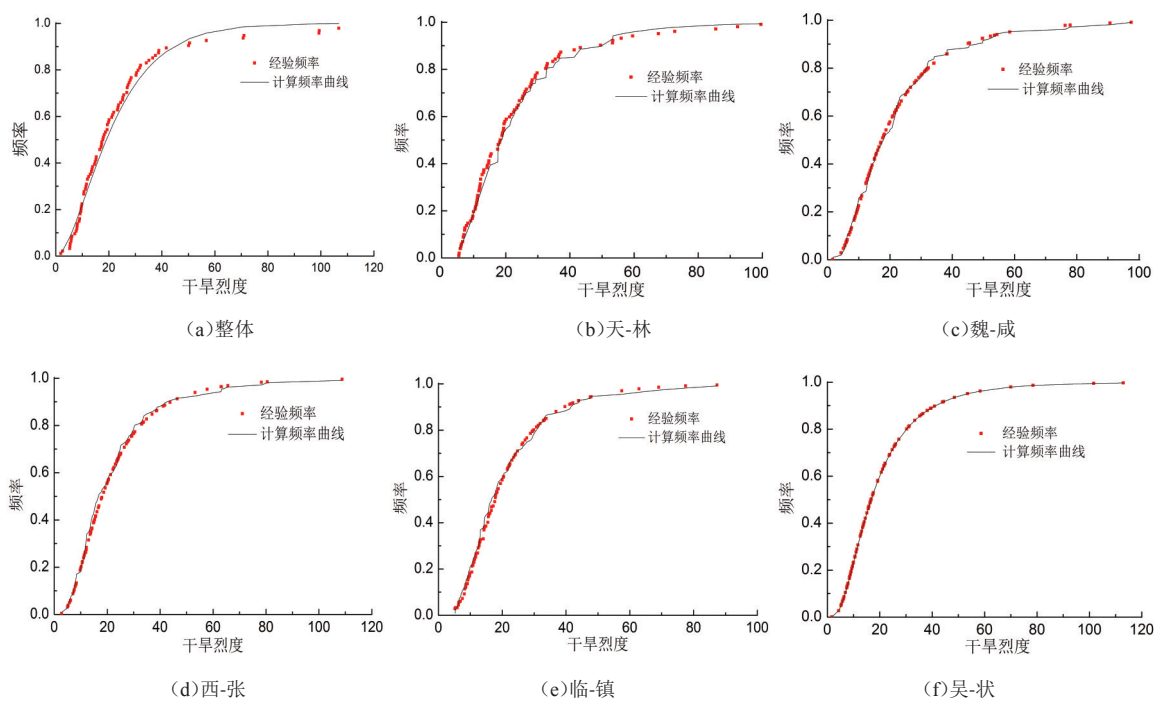


图3 干旱烈度概率分布图

由表4、图2和图3可知,伽玛分布函数拟合干旱历时的概率效果最好,虽然有所偏差,但由于 $k-s$ 检验的统计值均小于0.228,因此干旱历时的分布服从伽马函数,同理,干旱烈度服从威布尔分布。

2.3 干旱特征变量的二维联合分布的建立

采用Archimedean Copula簇中的Gumbel函数、Frank函数和Clayton Copula函数建立联合分布函数。应用极大似然法和相关指标法估Copula函数的参数,利用式(8)评价拟合优度,具体结果见表5。

表5 各区域二维变量参数估计及评价指标

站名	函数	变量	参数	RMSE	站名	函数	变量	参数	RMSE
全流域	Frank	D和S	5.913 3	0.041 2	西-张	Frank	D和S	12.15	0.065 2
		D和M	3.607 3	0.065 8			D和M	8.45	0.068 9
		S和M	12.336 8	0.042 5			S和M	10.65	0.061 2
	Clayton	D和S	4.529 8	0.044 2		Clayton	D和S	3.57	0.067 5
		D和M	0.818 1	0.055 8			D和M	0.55	0.071 5
		S和M	5.541 4	0.050 1			S和M	4.12	0.066 6
	Gumbel	D和S	1.966 1	0.048 2		Gumbel	D和S	3.15	0.071 8
		D和M	1.501 1	0.060 2			D和M	2.01	0.072 6
		S和M	3.049 8	0.055 2			S和M	3.66	0.701 5
天-林	Frank	D和S	13.75	0.065 2	临-镇	Frank	D和S	10.15	0.060 4
		D和M	6.75	0.061 6			D和M	6.25	0.085 6
		S和M	12.48	0.046 8			S和M	8.65	0.051 2
	Clayton	D和S	3.13	0.075 2		Clayton	D和S	3.10	0.065 8
		D和M	0.71	0.058 8			D和M	0.37	0.065 2
		S和M	3.61	0.052 1			S和M	2.46	0.055 5
	Gumbel	D和S	2.56	0.075 5		Gumbel	D和S	2.55	0.070 5
		D和M	1.35	0.062 5			D和M	1.19	0.071 5
		S和M	2.81	0.053 9			S和M	2.23	0.061 5
魏-咸	Frank	D和S	10.15	0.075 2	吴-状	Frank	D和S	12.32	0.045 6
		D和M	6.78	0.065 2			D和M	6.78	0.075 6
		S和M	9.88	0.065 2			S和M	10.35	0.042 1
	Clayton	D和S	2.57	0.075 5		Clayton	D和S	1.94	0.052 9
		D和M	0.47	0.068 5			D和M	0.26	0.055 6
		S和M	3.21	0.066 8			S和M	3.39	0.052 9
	Gumbel	D和S	2.28	0.080 5		Gumbel	D和S	1.97	0.065 8
		D和M	1.24	0.070 5			D和M	1.13	0.061 5
		S和M	2.61	0.070 1			S和M	2.68	0.060 3

由表5可知, Frank Copula函数对干旱历时和干旱烈度以及干旱烈度和干旱烈度峰值之间的拟合效果较好; Clayton Copula函数对干旱历时和干旱烈度峰值之间的拟合效果较好。

2.4 联合重现期结果分析

首先, 分析干旱事件的单变量重现期, 表6给出了当重现期 T 等于1、2、5、10、20、50和100 a时, 根据式(1)一式(3), 求得边缘分布的逆函数, 从而求得对应的 D 、 S 和 M ; 其次, 分析干旱事件的联合重现期根据式(5)一式(7)求出相对应的联合分布的概率; 最后, 根据式(9)一式(10)求得干旱事件的同现重现期和联合重现期, 结果见表6。

由表6可知, 边缘分布的重现期 T 介于 T_0 和 T_α 之间(即 $T_\alpha < T < T_0$), 说明相反的二维变量中只要任一变量发生便发生干旱事件的概率最大, 单干旱变量发生的概率次之, 而二维变量同时发生才发生干旱事件的概率最小。以渭河全流域为例, 如当单干旱的重现期理论值为5 a时, 二维变量干旱历时与干旱烈度(D - S)的联合重现期及同现重现期分别为2.84 a和20.67 a, 重现期理论值介于二者之间; 同时当流域内 D 和 S 分别为12.93个月和117.056 mm时, 单边量的重现期为100 a, 而 D 和 S 的联合重现期 $T_\alpha(D \geq 12.93 \cup S \geq 117.06)$ 为50.36 a, 同现重现期 $T_0(D \geq 12.93 \cap S \geq 117.06)$ 为7 018.53 a, 也就是说干旱历时大于12.93个月和干旱烈度大于117.06 mm, 这2种情况同时出现的特大干旱事件的重现期为7 000 a左右。因此, 联合分布的2种重现期可以看作是边缘分布的2种极端情况。渭河流域及其他区域 D 和 S 的联合重现期和同现重现期分别为50.36、50.64、50.50、50.43、50.16和50.15 a; 7 018.53、4 809.00、5 654.48、14 166.54、15 987.46、16 798.13 a, 联合重现期基本保持一致, 说明渭河流域每50 a就会发生1次特大干旱事件。

表6 渭河流域干旱边缘分布的重现期及其对应的联合分布重现期

站名	T/a	$D/\text{个月}$	S/mm	M/mm	D和S		D和M		S和M	
					T_α	T_0	T_α	T_0	T_α	T_0
平均	1	2.31	17.508	11.404	0.80	1.34	0.70	1.74	0.86	1.20
	2	3.62	28.742	16.803	1.33	4.07	1.19	6.40	1.44	3.26
	5	5.45	44.985	23.846	2.84	20.67	2.68	37.90	3.01	14.69
	10	6.92	58.756	29.417	5.35	75.80	5.17	148.82	5.54	51.08
	20	8.55	74.241	35.282	10.36	290.72	10.17	589.54	10.56	188.79
	50	10.91	100.144	43.608	25.36	1 766.84	25.17	3 665.29	25.57	1 124.14
	100	12.93	117.056	50.380	50.36	7 018.53	50.17	14 988.60	50.58	4 416.28
天-林	1	2.21	18.07	12.357	0.84	1	0.72	1.61	0.86	1.19
	2	3.423	28.71	17.121	1.4	3.5	1.21	5.67	1.45	3.24
	5	4.83	43.53	22.935	2.95	16.6	2.71	31.73	3.02	14.58
	10	5.81	55.80	27.315	5.46	58.93	5.21	126.36	5.54	50.88
	20	6.76	69.25	31.720	10.47	221.37	10.15	492.63	10.52	203.53
	50	7.98	88.96	37.910	25.49	1 332.3	25.23	3 097.86	25.57	1 112.23
	100	8.88	105.50	42.591	50.64	4809	49.74	12 022.6	50.07	33 663.37
魏-咸	1	2.11	17.877	12.315	0.84	1.24	0.72	1.62	0.85	1.21
	2	3.28	29.073	17.323	1.40	3.48	1.21	5.66	1.43	3.31
	5	3.99	35.966	20.112	1.93	6.72	1.72	12.12	1.97	6.32
	10	6.25	58.941	28.445	5.48	57.41	5.2	124.92	5.53	52.46
	20	7.71	74.215	33.433	10.49	214.65	20.21	491.13	10.54	194.4
	50	9.91	97.035	40.352	25.50	1 285.02	25.21	3 040.31	25.55	1 156.68
	100	11.62	116.495	45.871	50.50	5 064.48	50.21	12 119.83	50.55	4 548.70
西-张	1	2.23	18.116	11.767	0.82	1.28	0.70	1.72	0.84	1.23
	2	3.46	28.715	16.684	1.37	3.72	1.19	6.23	1.41	3.45
	5	4.21	35.127	19.438	1.89	7.32	1.69	13.54	1.94	6.64
	10	6.59	56.095	27.718	5.42	64.87	5.18	142.86	5.49	56.44
	20	8.12	69.776	32.706	10.43	299.74	10.18	564.50	10.50	210.63
	50	10.36	89.931	39.645	25.43	1 478.26	25.18	3 519.67	25.51	1 259.72
	100	12.22	106.946	45.215	50.43	5 831.88	50.18	14 166.54	50.51	4 941.84
临-镇	1	2.57	18.497	12.038	0.83	1.26	0.69	1.85	0.80	1.32
	2	3.88	27.737	15.605	1.39	3.80	1.17	6.84	1.35	3.89
	5	5.42	40.285	20.104	2.93	16.89	2.66	40.70	2.88	19.13
	10	6.51	50.451	24.052	5.45	60.14	5.16	160.04	5.39	69.48
	20	7.41	61.405	26.725	10.46	225.54	10.17	595.17	10.39	263.93
	50	8.91	77.156	31.176	25.47	1 353.86	25.16	3 929.12	25.40	1 596.24
	100	9.91	90.214	34.631	50.47	5 345.87	50.16	15 987.46	50.40	6 288.47
吴-状	1	2.23	17.276	11.497	0.79	1.36	0.68	1.86	0.84	1.23
	2	3.45	27.456	16.574	1.32	4.13	1.17	7.02	1.42	3.40
	5	5.14	41.875	23.131	2.84	20.25	2.66	42.23	2.98	15.65
	10	6.51	53.972	28.261	5.35	77.24	5.15	167.09	5.50	55.02
	20	8.02	67.292	33.635	10.35	295.86	10.15	664.36	10.51	204.81
	50	10.21	86.991	42.200	25.35	1 750.59	25.15	4 137.59	25.52	1 223.37
	100	12.05	103.612	47.305	50.35	7 112.92	50.15	16 798.13	50.49	5 137.99

3 结 论

1)对数正态分布对渭河流域干旱特征变量的拟合效果最佳, Frank 和 Gumbel-Hougaard 分布函数均能较好地拟合干旱特征变量的分布, 其中 Frank 分布函数效果相对较好;

2)渭河流域单变量的重现期介于对应的二维联合重现期和二维同现重现期之间, 渭河流域所发生的干旱大多数重现期较长, 且所发生的干旱特点是历时长、烈度大、峰值高;

基于二维 Copula 函数建立的联合分布模型可以同时描述干旱历时、干旱烈度和烈度峰值之间的关系,

为干旱事件的研究提供了方法依据。通过实例分析,Copulas函数可以较好的构建二维或者多维干旱特征变量的重现期联合分布模型,在对于旱的分析中具有一定的价值。

参考文献:

- [1] 钟晨晨,崔宁博,谭畅,等.近53a长江流域气温的时空变化特征分析[J].灌溉排水学报,2016,35(12):88-96.
- [2] 牛建龙,柳维扬,王家强,等.塔里木河干流流域气候变化特征及其突变分析[J].灌溉排水学报,2017,36(2):106-112.
- [3] 马明卫,宋松柏,于艺,等.渭河流域干旱特征联合概率分布研究[J].水力发电学报,2012,31(6):28-34.
- [4] 张雨,宋松柏. Copulas函数在多变量干旱联合分布中的应用[J].灌溉排水学报,2010,29(3):64-68.
- [5] 黄生志,黄强,王义民,等.基于SPI的渭河流域干旱特征演变研究[J].自然灾害学报,2015,24(1):15-22.
- [6] 雷江群,黄强,王义民,等.基于可变模糊评价法的渭河流域综合干旱分区研究[J].水利学报,2014,45(5):574-584.
- [7] WEI Shouke, YANG Hong, SONG Jinxi, et al. A wavelet-neural network hybrid modelling approach for estimating and predicting river monthly flows[J]. Hydrological Sciences Journal/journal Des Sciences Hydrologiques, 2013, 58(2):374-389.
- [8] WEI Shouke, YANG Hong, SONG Jinxi, et al. System dynamics simulation model for assessing socio-economic impacts of different levels of environmental flow allocation in the Weihe River Basin, China[J]. European Journal of Operational Research, 2015, 221(1):248-262.
- [9] CHANG Jianxia, WANG Yimin, ISTANBULLUOGLU E, et al. Impact of climate change and human activities on runoff in the Weihe River Basin, China[J]. Quaternary International, 2015, 380/381:169-179.
- [10] YUE Sheng, OUARDA T B M J, BOBÉE B, et al. The Gumbel mixed model for flood frequency analysis[J]. Journal of Hydrology, 1999, 228(3/4):88-100.
- [11] YEVJEVICH V. An objective approach to definitions and investigations of continent a hydrologic droughts[M]. Hydrology Paper No. 23, Colorado State, USA : Colorado State University Fort Collins, 1967.
- [12] 闫宝伟,郭生练,陈璐,等. Copula函数在水文计算中的适用性分析[J]. 数学的实践与认识, 2012, 42(3):85-93.
- [13] 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):312-320.
- [14] 景楠,梁川,龙贻东. 基于 Copula函数的川中丘陵区干旱风险分析[J]. 灌溉排水学报, 2016, 35(6):98-102.
- [15] NELSON R B. An introductions of Copulas[M]. New York: Springer, 2006.
- [16] YUE Sheng, RASMUSSEN P. Bivariate frequency analysis: discussion of some useful concepts in hydrological application[J]. Hydrological Processes, 2002, 16(14):2 881-2 898.
- [17] 魏永霞. 工程水文学[M]. 北京:中国水利水电出版社, 2005.

Application of the Copula Function in Frequency Analysis of Drought in Weihe River Basin

FENG Xing, SUN Dongyong, HU Weideng, GUO Jianqing

(1. Key Laboratory of Subsurface Hydrology and Ecological Effect in Arid Region of Ministry of Education, Chang'an University, Xi'an 710054, China; 2. College of Hydrology and Water Resource, Hohai University, Nanjing 210098, China)

Abstract: In order to reveal the change of drought, by constructing multivariate joint distribution for drought and analysis. There drought variables, i.e., drought duration, drought severity and drought peak, were selected from long sequence of (1950—2010) daily rainfall data for 22 meteorological stations in the Weihe river basin in China. Fitting degrees were evaluated to select Gumbel-Hougaard Copula、Frank Copula and Clayton Copula and two-dimension joint distributions of drought variables were analyzed based on them include of drought duration, drought severity and drought peak in Weihe river basin. The Archimedean Copulas of two dimensions can describe the joint probability of drought and multi variables well, and the fitting effect is very good; the drought trend change significantly,the frequency is high of the drought lasted a long time in Weihe river basin, so local relevant units should strengthen drought forecast as well as management.

Key words: river basin; joint distribution; Copulas function; goodness of fit; return period

责任编辑:刘春成