

基于 Copula 函数和 SPEI 的广东北江 流域干旱频率分析*

刘占明¹, 陈子燊¹, 黄 强¹, 刘曾美²

(1. 中山大学水资源与环境系, 广东 广州 510275;

2. 华南理工大学水利水电系, 广东 广州 510640)

摘 要: 选取广东北江流域 18 测站近 50 年日均温、日降水数据, 计算出标准化降水蒸散指数 (SPEI), 通过游程理论确定干旱历时、烈度、烈度峰值等干旱变量; 选用 11 种概率分布函数对干旱烈度和烈度峰值进行拟合, 采用线性矩法估计参数, 通过 Kolmogorov-Smirnov 方法进行拟合优度检验, 确定出最佳的概率分布函数, 并在此基础上对干旱变量 10 年一遇设计值进行空间分析。通过 Genest-Rivest 方法及尾部相关性分析, 本文选取具有上尾相关性的 GH Copula 作为干旱变量的联接函数, 并采用相关性指标法估计参数; 进而对流域干旱变量联合概率分布进行研究, 以期分析区域水量平衡及防灾减灾的干旱风险管理提供科学依据。

关键词: Copula 函数; SPEI; 干旱频率分析; 北江流域; 广东

中图分类号: P429 文献标志码: A 文章编号: 0529-6579 (2014) 05-0118-08

Drought Frequency Analysis of the Beijiang River Basin in Guangdong Based on Copula Function and SPEI

LIU Zhanming¹, CHEN Zishen¹, HUANG Qiang¹, LIU Zengmei²

(1. Department of Water Resources and Environment, Sun Yat-sen University, Guangzhou 510275, China;

2. Department of Water Conservancy and Hydropower Engineering, South China
University of Technology, Guangzhou 510640, China)

Abstract: Daily precipitation and mean temperature data of 18 meteorological stations over the Beijiang River Basin of Guangdong for the last fifty years were analyzed to classify anomalously dry conditions using the standardized precipitation and evapotranspiration index (SPEI). In this study, drought variables (drought duration, drought severity and drought severity peak) were identified using run-length theory, 11 probability distribution functions were adopted to analyze the probability behaviors of drought severity and drought severity peak at 18 meteorological stations. The L-moment technique is used to estimate the parameters of the probability functions, the Kolmogorov-Smirnov method (K-S) is accepted to evaluate the goodness-of-fit of the probability functions and evaluate the ten-year return periods values. Based on the Genest-Rivest method and the tail dependency of random variable, GH copula that has up tail dependency is used for drought variable connect function. The Kendall rank correlation coefficient method is used to estimate the parameters of GH copula function. Then we comprehensively analyze the spatial variability of joint probability distribution of two indices. The spatial variability of probability distribution of one drought variable and joint distribution of two drought variables can provide the scientific basis for a-

* 收稿日期: 2014-01-28

基金项目: 国家自然科学基金 (41371498) 和 2009 年广东省水利创新研究基金 (2009-41) 联合资助项目

作者简介: 刘占明 (1979 年生), 男; 研究方向: 随机水文学; 通讯作者: 陈子燊; E-mail: eesczs@mail.sysu.edu.cn

analysis of the local water volume balance and reduce drought disaster risk.

Key words: copula function; SPEI; drought frequency analysis; Beijiang river basin; Guangdong

干旱是最常见的自然灾害，被认为是全球最严重的自然灾害之一^[1]。在我国，干旱被列为气象灾害之首^[2]。虽然广东位于华南沿海，降水较多，但在季风、地质条件等多种因素的综合影响下，也饱受干旱困扰。根据统计^[3]，广东省约24%的耕地经常遭遇干旱，严重的年份耕地受旱面积超过100万hm²（约占耕地总面积的50%）。

北江起源于南岭山系，是珠江水系第二大支流，流域面积约4.7万km²，其中广东境内约4.3万km²。由于干旱事件具有多种属性，如Mishra和Singh^[4]采用历时、烈度、严重程度等描述干旱，并且这些特征属性间具有一定关联，适宜进行多变量分析。从过去的研究来看，涉及该区域干旱的研究已有较多文献^[5-7]，但这些研究多是基于某一评估指标（主要是标准化降水指数SPI）研究干旱某一变量的时空变化特征，较少涉及多变量的概率分析。有研究^[8]指出SPI没有考虑温度变化造成的水分支出，对干旱的评估结果还需进一步检验。北江流域属中亚热带向南亚热带过渡区域，温度变化造成的水分支出对于干旱的影响是不容忽视的。近年来，已有学者提出气温对于干旱的重要性并对蒸散发进行了研究与估算^[9]。Vicente-Serrano等^[10]提出了标准化降水蒸散指数SPEI（the standardized precipitation evapotranspiration index，简称SPEI）。SPEI综合了帕默尔指数（PDSI）对蒸散的响应及SPEI多时间尺度的优点，基于概率计算，具有空间可比性的优点，目前已成为研究干旱新的理想指标^[11-12]。刘占明等^[13]应用7种干旱指标对广东北江流域进行评估，并结合历史干旱资料对比分析，发现SPEI指标的评估结果最能反映该区域的实际情况。众所周知，在气象水文学领域，极端事件各属性之间普遍存在着相关性，而近10年来在气象水文学领域引入的Copula函数可以描述这种相关性，并且为多变量联合概率分布的研究提供了理论基础和技术手段^[14]。

本文选取广东北江流域分布较均匀、数据序列较长且没有发生站点变更的18个国家基本气象站（图1）近50a日均温、日降水数据，数据序列大多起始于1957-1962年，均终止于2007年，数据资料来自国家气象局气象信息中心，均经过了严格的质量控制及三性检查，具有良好的完整性。根据计算出的SPEI值，通过游程理论^[15]确定干旱变

量，基于概率函数对区域干旱单变量概率分布和两变量联合分布及其带来的干旱风险进行研究，以期分析区域水量平衡及防灾减害的风险管理提供科学依据。

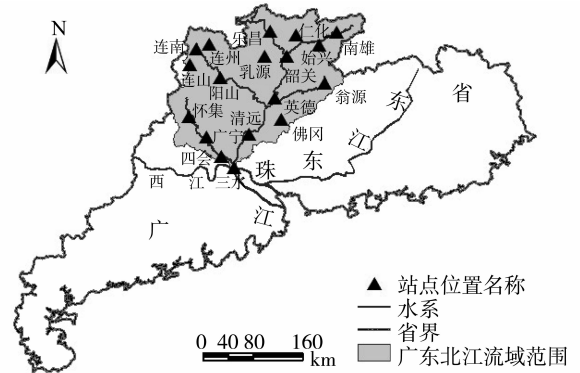


图1 广东北江流域范围及站点位置

Fig. 1 The position of Beijiang basin and stations distribution

1 研究方法

1.1 标准化蒸散指数（SPEI）

基于水量平衡原理提出的SPEI，首先利用Thornthwaite^[16]方法计算潜在月蒸散量，进而以潜在蒸散量与降水量差值的概率分布来表征一个区域净降水量偏离正常的程度。计算方法如下：

1) 计算地表月潜在蒸散量

$$E_p = 16K(10T/I)^a \quad (1)$$

式中， E_p 为潜在蒸散发量（mm）； T 为月平均气温（℃）； I 为年热指数，等于一年中各月指数 $i = (T/5)^{1.514}$ 的累加值； a 为经验指数，由与 I 的函数关系导出： $a = 6.75 \times 10^{-7}I^3 - 7.71 \times 10^{-5}I^2 + 1.79 \times 10^{-2}I + 0.49$ ；修正系数 $K = (N/12)(M/30)$ ，其中， M 为每月的天数， N 为最大日照时数， $N = (24/\pi)\omega$ ， ω 为日落时太阳时角，由纬度 φ 和太阳倾角 δ 决定： $\omega = \arcsin(-\tan\varphi \tan\delta)$ ， $\delta = 0.4093 \sin(2\pi J/365 - 1.405)$ ， J 为日序数。

2) 计算逐月降水与蒸散的差值

$$D_i = P_i - E_{p(i)} \quad (2)$$

式中， D_i 为第 i 个月的净降水量，mm。不同时间尺度的 D_i 为：

$$D_i^k = \sum_{i=0}^{k-1} (P_{i-k} - E_{p(i-k)}) \quad (3)$$

式中 k 为月时间尺度。

3) 计算 D_i 的累积概率

采用 3 参数对数逻辑斯特分布 (Log-Logistic) 拟合序列 D_i , 其分布函数为:

$$F(x) = 1 / (1 + (\alpha / (x - \gamma))^\beta) \quad (4)$$

式中 α 、 β 和 γ 分别为尺度、形状和位置参数, 由概率权重矩法估计:

$$\alpha = (w_0 - 2w_1)\beta / [\Gamma(1 + 1/\beta)\Gamma(1 - 1/\beta)],$$

$\beta = (2w_1 - w_0) / (6w_1 - 6w_0w_2), \gamma = w_0 - \Gamma(1 + 1/\beta)\Gamma(1 - 1/\beta), w_k$ 为 k 阶样本概率权重矩, $k = 0, 1, 2 \dots$ 。

4) 累积概率标准正态化

净降水量服从的 Log-Logistic 分布为偏态分布, 将偏态分布累积概率值转换为标准正态分布:

$$z = W - (c_0 + c_1W + c_2W^2) / (1 + d_1W + d_2W^2 + d_3W^3) \quad (5)$$

式中, z 为标准正态化后的 SPEI 值; $c_0 = 2.515517$; $c_1 = 0.802853$; $c_2 = 0.010328$; $d_1 = 1.432788$; $d_2 = 0.189269$; $d_3 = 0.001308$; 当净降水量累积概率 $F \leq 0.5$ 时, $W = (-2\ln(1 - F))^{1/2}$, 当 $F > 0.5$ 时, $W = (-2\ln(F))^{1/2}$, 相应的 z 值取相反数。

表 1 SPEI 干旱等级划分

Table 1 Drought categories defined for SPEI values

干旱等级	轻旱	中旱	重旱	特旱
SPEI 值	-1.0, -0.50	-1.5, -1.0	-2.0, -1.5	$-\infty, -2.0$
出现概率	15.87, 30.85	6.68, 15.87	2.28, 6.68	0, 2.28

由于 SPEI 通过概率密度函数求解累积概率, 再将累积概率标准正态化而得, 消除了降水和气温的时空分布差异, 在不同区域和时段均能有效地反映旱涝状况。与 SPI 一样, SPEI 是基于概率计算得到的, 因此 SPI 的干旱等级划分标准 SPEI 同样适用, 根据中华人民共和国《气象干旱等级》^[16] 国家标准来划分干旱等级, 如表 1 所示。

SPEI 可根据不同尺度进行计算, 一般有 1、3、6、12 个月时间尺度。由于北江流域一年中降水主要集中在汛期 (4-9 月), 汛期又是温度较高的夏半年, 蒸发旺盛, 非汛期 (10 月-次年 3 月) 降水较少, 蒸发较弱, 时间尺度大致为 6 个月, 因此为较好的识别干旱情况, 本文选用 6 个月时间尺度的 SPEI。

1.2 干旱识别与干旱变量的定义

通常应用游程理论^[15] 识别一次干旱事件的发生, 一般而言, 一个数据序列中, 某一条件下相同

符号 (正或负) 连续出现的一个序列即为一个“游程”, 相同符号 (正或负) 出现的次数为该游程的长度。如图 2 所示, X_0 为截取水平, 当 SPEI 序列 $X_i (i = 1, 2, \dots, N)$ 在一个或多个时段内连续小于 X_0 时, 出现负的游程, 即干旱事件发生; 负游程的长度 D 为干旱历时 (月), 负游程对应的阴影部分面积 $S (-\sum_{i=1}^D \text{SPEI})$ 为干旱烈度, 负游程中的极值 P 为烈度峰值 (取相反数)。有研究表明^[17], 较长历时的轻旱事件也会导致严重的水资源供给及干旱相关的问题, 因此, 本文选取 -0.5 作为游程的截断水平。

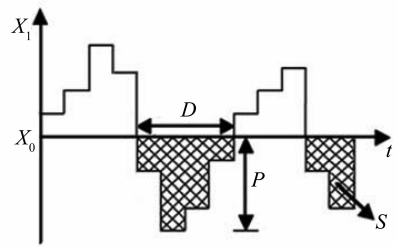


图 2 游程理论识别干旱变量示意图

Fig. 2 The sketch map of drought variables by the run theory

1.3 干旱变量边缘分布

一般来说, 对于干旱历时而言, 如果作为离散型分布, 可用几何分布拟合^[18], 如果作为连续型分布, 常用指数分布进行拟合^[17], 结合当前国内外的研究情况, 本文采用指数分布对干旱历时进行拟合。在干旱烈度和烈度峰值的拟合上, 本文选用气象水文学领域常用的指数分布 (两参数, 即 2P, 下同)、标准耿贝尔分布 (2P)、伽玛分布 (皮尔逊 III 型, 3P)、广义极值分布 (3P)、广义逻辑斯特分布 (3P)、对数逻辑斯特分布 (3P)、对数正态分布 (3P)、广义帕累托分布 (3P)、韦克比分布 (5P)、维布尔分布 (3P)、锐利分布 (2P) 共 11 种分布函数对 18 站进行拟合。统一采用线性矩法估计参数^[19], 通过 Kolmogorov-Smirnov (K-S) 法进行优度检验^[20], 并确定出最佳的分布函数, 进而运用 Copula 函数构建联合分布。

1.4 Copula 函数定义

以二维随机变量 X 和 Y 为例, 假设它们的 (边缘) 分布函数为 $F(x) = P[X \leq x]$ 和 $G(y) = P[Y \leq y]$, 那么 Copula 函数^[14] 可以构造其联合分布 $H(x, y) = P[X \leq x, Y \leq y]$ 。根据 Sklar 定理, 存在 Copula 函数 C 使得对于任何 $x, y \in \bar{R}$ 都有: $H(x, y) = C(F(x), G(y))$ 。

Copula 具有很多家族，本文采用的是结构简单、代表性广的 4 种 Archimedean Copula (Gumbel-Hougaard (GH) Copula、Clayton Copula、Ali-Mikhail-Haq (AMH) Copula 和 Frank Copula)。Archimedean Copula 函数族也是目前水文学领域应用最为广泛的一类 Copula 函数。

1.5 Copula 函数的选择与参数估计

本文根据 Genest 和 Rivest^[21]提出的理论估计值 - 经验估计值关系图法来评价和选择 Copula。采用 Kendall 秩相关系数 τ ^[14]度量连接函数的相关性，并利用相关系数 τ 计算出二维 Archimedean Copula 函数的参数值。

Shiau 和 Shen^[22]推导出了干旱变量联合重现期上 (T_0) 和同现重现期 (T_a) 的计算公式：

$$T_0(x, y) = E(L)/P[X > x \text{ or } Y > y] = E(L)/[1 - C(F_X(x), F_Y(y))] \quad (6)$$

$$T_a(x, y) = E(L)/P[X > x, Y > y] = E(L)/[1 - F_X(x) - F_Y(y) + C(F_X(x), F_Y(y))] \quad (7)$$

式中， $E(L)$ 为干旱间隔期望值（即非干旱历时与干旱历时期望值之和）。变量 X 和 Y 的重现期（即边缘重现期）计算公式为：

$$T(x) = E(L)/[1 - F_X(x)];$$

$$T(y) = E(L)/[1 - F_Y(y)] \quad (8)$$

以上计算过程均采用 Matlab 软件编程实现，部分代码由 <http://code.google.com/p/copula/> 网站免费获得。

2 结果与分析

2.1 边缘分布函数结果分析

2.1.1 概率分布函数选择 研究结果表明（表 2 所示），干旱烈度的拟合中两参数的锐利分布、指数分布、标准耿贝尔分布拟合较差，分别有 83.3%、55.6%、16.7% 的站没有通过检验（0.05 置信水平，下同），其它分布除对数正态分布（3P）有 1 个站（仁化）没有通过检验外，其余都通过了检验，根据 K-S D 统计值越小拟合越优原则，可以看出维布尔分布（3P）、韦克比分布（5P）、伽玛分布（3P）、对数正态分布（3P）和广义帕累托分布（3P）在大部分站点拟合较好，其中维布尔分布（3P）在大多数站点拟合最优。烈度峰值的拟合中（由于篇幅所限，不再以表格形式列出），18 站在所有分布函数中都能通过 0.05 临界值检验，其中维布尔分布（3P）和韦克比分布（5P）在大部分站点拟合较好，而广义帕累托分布（3P）在大多数站点拟合最优。

表 2 干旱烈度 11 种概率分布的 K-S D 统计量¹⁾

Table 2 K-S' s statistics D for the 11 probability distribution functions describing drought severity

站名	指数分布 (2P)	标准耿贝尔分布 (2P)	伽玛分布 (3P)	广义极值分布 (3P)	广义逻辑分布 (3P)	对数逻辑分布 (3P)	对数正态分布 (3P)	广义帕累托分布 (3P)	韦克比分布 (5P)	维布尔分布 (3P)	锐利分布 (2P)	K - SD 临界值 (0.05)
乐昌	0.224	0.192	0.148	0.155	0.167	0.171	0.138	0.143	0.143	0.126*	0.271	0.201
仁化	0.320	0.213	0.162	0.198	0.205	0.211	0.173	0.159	0.159	0.139*	0.286	0.205
南雄	0.132	0.158	0.047*	0.088	0.098	0.101	0.072	0.065	0.053	0.050	0.241	0.183
连南	0.177	0.153	0.066*	0.107	0.112	0.115	0.090	0.091	0.091	0.072	0.232	0.189
连州	0.153	0.139	0.077	0.101	0.112	0.115	0.086	0.085	0.085	0.073*	0.191	0.179
连山	0.233	0.162	0.110	0.151	0.157	0.160	0.133	0.116	0.116	0.103*	0.212	0.177
阳山	0.208	0.172	0.047*	0.105	0.106	0.111	0.102	0.107	0.107	0.086	0.234	0.198
乳源	0.182	0.130	0.095	0.116	0.124	0.127	0.104	0.096	0.096	0.092*	0.195	0.203
韶关	0.227	0.182	0.151	0.137	0.148	0.152	0.133	0.146	0.146	0.131*	0.264	0.180
佛冈	0.177	0.167	0.057*	0.096	0.104	0.109	0.089	0.091	0.091	0.058	0.255	0.187
英德	0.194	0.159	0.076*	0.102	0.103	0.106	0.097	0.100	0.100	0.083	0.215	0.185
始兴	0.159	0.139	0.109	0.107	0.117	0.121	0.102	0.110	0.110	0.098*	0.219	0.196
翁源	0.174	0.147	0.134	0.148	0.162	0.164	0.144	0.106	0.106*	0.124	0.199	0.201
怀集	0.294	0.210	0.139	0.140	0.144	0.149	0.098*	0.109	0.109	0.140	0.295	0.161
广宁	0.177	0.134	0.082	0.094	0.094	0.097	0.089	0.086	0.086	0.080*	0.181	0.182
四会	0.220	0.181	0.113	0.149	0.158	0.162	0.129	0.117	0.117	0.092*	0.260	0.189
三水	0.180	0.173	0.120	0.112	0.123	0.126	0.114	0.122	0.122	0.106*	0.253	0.173
清远	0.190	0.172	0.097	0.099	0.100	0.104	0.073	0.076	0.034*	0.066	0.263	0.173

1) 加粗的为拟合较好的前 3 种分布函数，标 * 的为拟合最好的概率分布（也是本文采用的概率分布）。

2.1.2 干旱变量 10a 重现期设计值空间分布 表 3 为根据上述拟合最好的概率分布函数推断出的干旱烈度 (S)、烈度峰值 (P) 及干旱历时 (D , 指数分布) 5、10、20、50、100 a 一遇设计值 (只列出了韶关站数据); 这里主要分析干旱历时、烈

度和烈度峰值 10 年一遇设计值的空间分布情况 (图 3 所示, 采用样条函数法^[23]插值, 该方法的优点是能够准确的通过样点拟合出连续光滑的表面)。

表 3 韶关站各重现期对应的干旱变量设计值及联合分布的重现期

Table 3 Design values of drought variables and joint distributions return periods under different return periods at Shaoguan

设计 重现期/a	设计值			$D-S$		$D-P$		$S-P$	
	D	S	P	T_0	T_a	T_0	T_a	T_0	T_a
5	5.591	6.076	1.637	4.606	5.467	3.940	6.839	4.304	5.965
10	7.998	9.296	1.872	9.163	11.005	7.746	14.103	8.520	12.103
20	10.406	12.732	2.020	18.280	22.077	15.367	28.633	16.957	24.374
50	13.589	17.538	2.134	45.633	55.291	38.234	72.228	42.272	61.185
100	15.997	21.342	2.184	91.222	110.648	76.347	144.887	84.466	122.536

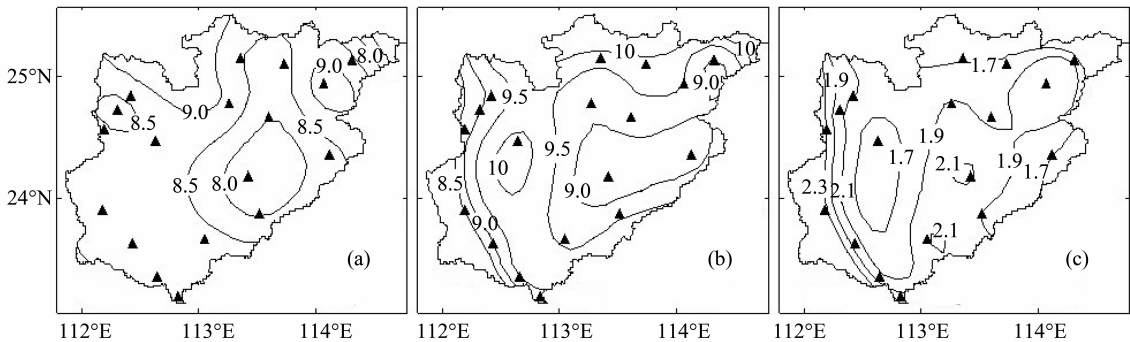


图 3 干旱历时 (a)、烈度 (b) 及烈度峰值 (c) 10 年一遇设计值空间分布

Fig. 3 Spatial distribution of drought variables under ten-year return period values

流域干旱历时 10 a 重现期设计值 (图 3a) 最大值为始兴 9.3 月, 最小值为英德 7.7 月, 其余各站均介于 8-9 月之间, 流域 18 站平均为 8.5 月; 总体来看流域内部区域差异并不明显, 但平均 8.5 月的干旱历时说明流域面临干旱历时较长的风险较大。

干旱烈度 10 a 重现期设计值 (图 3b) 最大值 (10.13) 位于阳山, 其余各站均介于 8.5~10.0 之间, 平均值为 9.19; 总体来看, 流域中部偏西及北部边缘 (阳山、乐昌、仁化等地区) 为高值区域, 东部的英德、翁源地区为低值区域。

烈度峰值 10 a 重现期设计值 (图 3c) 最小值为 1.62 (阳山站), 连山、英德、始兴、怀集、广宁、三水、清远 7 站 (占流域 18 站 38.89%) 设计值在 2.0 以上, 18 站平均值为 1.96; 从中可以看出流域 18 站 10 年一遇设计值均达到重旱以上级别, 平均值接近特旱级别, 38.89% 的站达到特旱 (等级划分标准见文献 [13, 16]) 级别; 空间分

布趋势表现为西南部边缘及东部为高值区域, 中部偏西及北部边缘为低值区域。

2.2 二维联合 Copula 函数结果分析

2.2.1 Copula 函数的选择与参数估计结果分析 计算发现 18 站干旱历时、干旱烈度、烈度峰值两两之间的 Kendall 秩相关系数 τ 分别介于 0.789~0.903、0.519~0.706、0.673~0.848 之间, 说明干旱变量之间具有较高的相关性。由于 AMH Copula 函数不适用于高的正或负相关性, 只有 Kendall 系数 $-0.1817 < \tau < 1/3$ 时才适用, 而本研究中的随机变量 Kendall 系数均超过 1/3, 故不适用于 AMH Copula 函数。

由 Genest-Rivest 检验法^[21]计算的 $K_c(t) - K_e(t)$ 关系图 (图 4 只列出了韶关站 $K_c(t) - K_e(t)$ 关系图) 发现, 18 站干旱历时-烈度、历时-烈度峰值均表现为 GH Copula 函数图上的点最接近 45° 对角线, 即 GH Copula 拟合最优; 18 站烈度-烈度峰值 $K_c(t) - K_e(t)$ 关系图中, GH Copula、

Clayton Copula 函数图上的点均分布在 45° 对角线附近，其中 8 站表现为 GH Copula 函数图上的点最接近 45° 对角线，10 站表现为 Clayton Copula 函数图上的点最接近 45° 对角线。在干旱风险分析中，人们更关心的是随机变量的尾部相关性，也就是当一个随机变量取较大的值或者较小的值时，它对另一个随机变量的取值是否有影响。根据干旱的理论知识可知，干旱历时的长短是干旱烈度及烈度峰值的重要原因，由于干旱具有连续性的累积效应，一般

来说干旱历时越长，烈度越大，旱情越严重，对应的烈度峰值也会越大；结合干旱的风险评估，人们更关注于干旱历时、烈度、烈度峰值之间的上尾相关性，因此在烈度 - 烈度峰值 GH Copula 与 Clayton Copula 的对比中本文选取具有上尾相关性的 GH Copula 作为联接函数。然后采用相关性指标法估计联接函数的参数 θ ，即运用 Kendall 秩相关系数 τ 与 GH Copula 参数 θ 之间的关系 ($\tau = 1 - 1/\theta$) 计算。

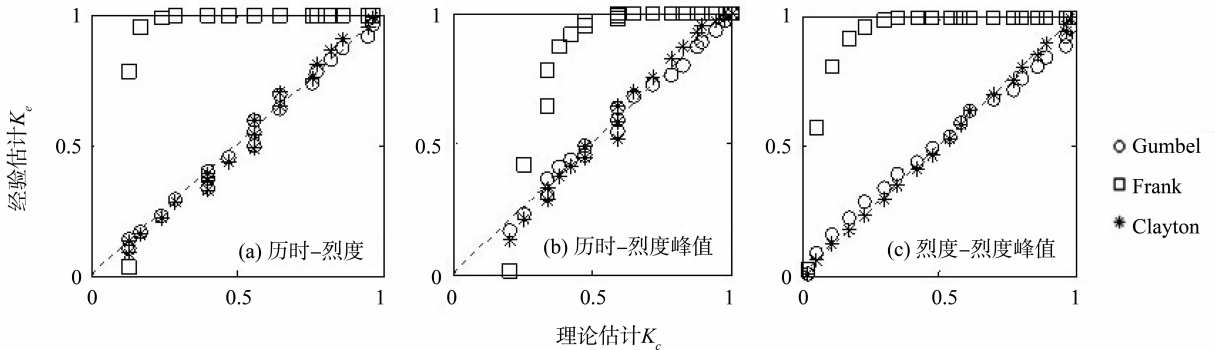


图 4 韶关站 Genest-Rivest 方法检验结果

Fig. 4 Test result of Genest-Rivest method in Shaoguan

2.2.2 Copula 两变量重现期和风险分析 表 3 列出了韶关站 5、10、20、50、100 年重现期对应的干旱变量二维联合分布 ($D-S$ 、 $D-P$ 、 $S-P$) 的联合重现期 (T_0) 和同现重现期 (T_a)，本文主要分析流域 50 和 100 a 的情况 (图 5，采用样条函数插值法^[23])。

从图 5 可以看出，流域 $D-S$ 50、100 a T_0 (图 5a1、a2) 及 T_a (图 5 b1、b2)、 $D-P$ 50、100 a T_0 (图 5c1、c2)、 $S-P$ 50、100 a T_0 (图 5e1、e2) 具有比较相似的空间分布趋势，均主要表现为西部 (连南、连山、怀集、广宁一带)、南部 (三水、清远地区) 及北部的始兴地区为相对低值区域，中北部的阳山、乐昌、仁化及东部的翁源地区为相对高值区域。 $D-P$ 50、100 a T_a (图 5d1、d2)、 $S-P$ 50、100 a T_a (图 5f1、f2) 具有比较相似的空间分布趋势，虽然低值区域仍然为西部、南部及北部的始兴地区，但其高值区域范围明显扩大，北部 (乐昌、南雄地区)、东部 (翁源、佛冈地区) 及中部的乳源、韶关、英德地区均为高值区域。可以看出，流域西部 (连南、连山、

怀集、广宁一带)、南部 (三水、清远地区) 及北部的始兴地区出现其中之一 (即干旱历时长或烈度大或烈度峰值大) 或其中两者同时出现的概率均较大，从而具有较大的干旱风险；相对而言，流域中北部 (阳山、韶关、乐昌等地) 及东部的翁源等地干旱风险较小。

从流域 18 站平均值来看， $D-S$ 50、100 a T_0 平均值分别为 42.3、84.5 a， T_a 平均值分别为 52.1 和 104.0 a； $D-P$ 50、100 a T_0 平均值分别为 35.3 和 70.4 a， T_a 平均值分别为 69.2 和 138.9 a； $S-P$ 50、100 a T_0 平均值分别为 39.0、78.4 a， T_a 平均值分别为 57.7、115.9 a。从最大值最小值来看， $D-S$ 、 $D-P$ 及 $S-P$ 50、100 a T_0 最小值均位于怀集，最大值均位于阳山； $D-S$ 、 $D-P$ 及 $S-P$ 50、100 a T_a 最小值均位于怀集，最大值均位于翁源。从中可以看出，整个流域出现干旱历时长或烈度峰值大的概率较大，出现于干旱烈度大或烈度峰值大的概率也较大，其中怀集出现以上各种干旱情况的概率最大。

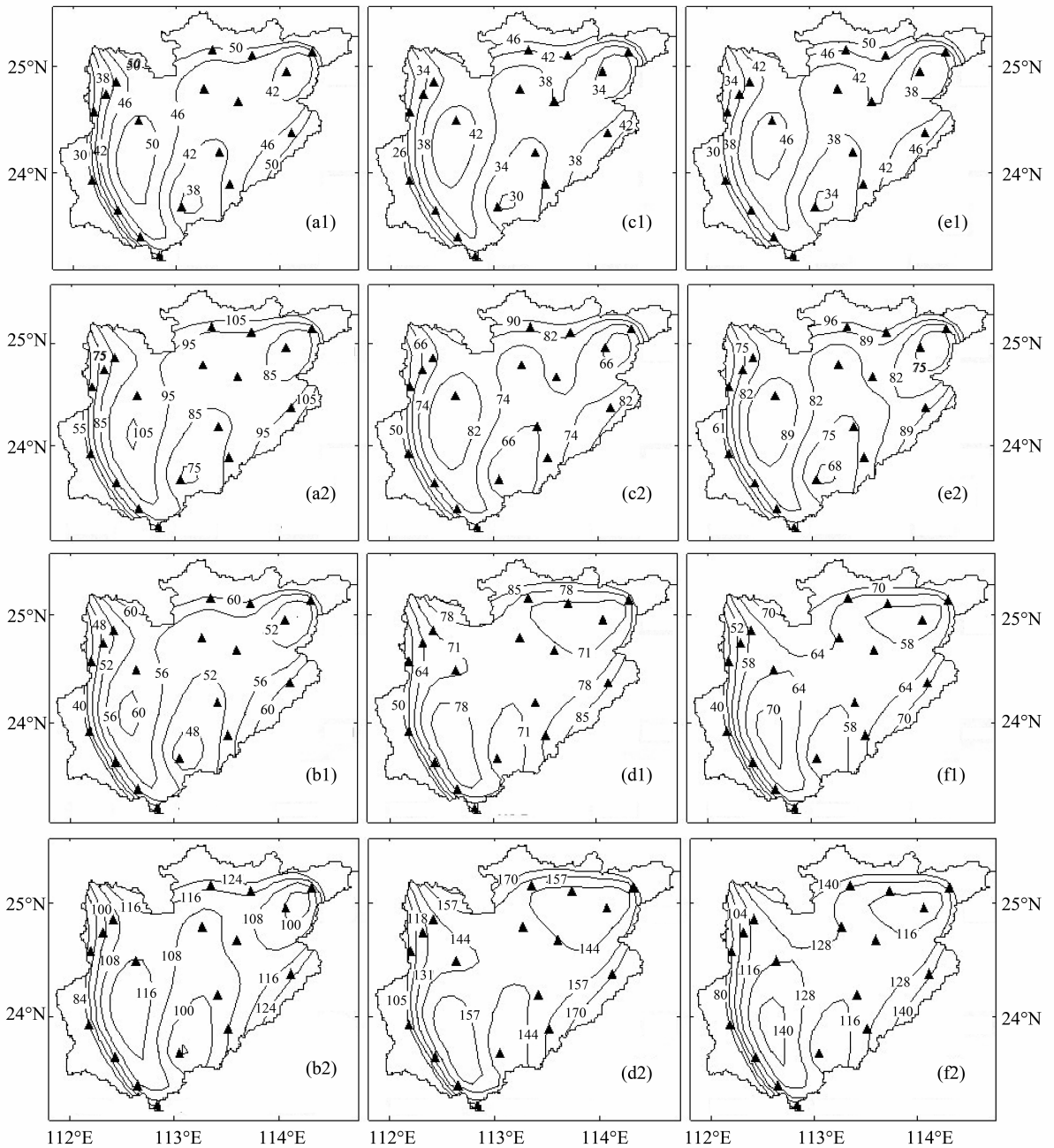


图 5 广东北江流域干旱变量联合分布重现期空间分布

Fig. 5 Joint distributions of drought variables return periods in Guangdong Beijiang river basin

(a1 - a2、b1 - b2 分别为 $D-S$ 50、100 年 T_0 和 T_a 空间分布, c1 - c2、d1 - d2 分别为 $D-P$ 50、100 a T_0 和 T_a 空间分布; e1 - e2、f1 - f2 分别为 $S-P$ 50、100 年 T_0 和 T_a 空间分布)

3 结论

本文基于 SPEI 指标对广东北江流域 18 站近 50 a 干旱单变量概率分布和两变量 Copula 联合分布进行研究, 主要得到以下结论:

1) 干旱烈度的拟合中两参数的锐利分布、指数分布拟合较差, 韦克比分布 (5P)、伽玛分布 (皮尔逊 III, 3P)、对数正态分布 (3P) 和广义帕

累托分布 (3P) 在大部分站点拟合较好, 维布尔分布 (3P) 在大部分站点拟合最优; 烈度峰值的拟合中, 维布尔分布 (3P) 和韦克比分布 (5P) 在大部分站点拟合较好, 广义帕累托分布 (3P) 在大部分站点拟合最优。

2) 干旱历时十年一遇设计值区域差异不明显,

平均值为 8.5 月, 说明整个流域面临干旱历时较长的风险较大。流域 18 站烈度峰值十年一遇设计值均达到重旱以上级别, 平均值接近特旱级别, 近 40% 的站达到特旱级别; 由于烈度峰值是干旱程度的极端表现, 以上结论说明流域在极端干旱上形势严峻。

3) 从流域 50、100 年重现期对应的干旱变量二维联合分布的联合重现期 and 同现重现期来看, 流域西部(连南、连山、怀集、广宁一带)、南部(三水、清远地区)及北部的始兴地区出现其中之一(即干旱历时长或烈度大或烈度峰值大)或其中两者同时出现的概率均较大, 从而具有较大的干旱风险; 相对而言, 流域中北部(阳山、韶关、乐昌等地)及东部的翁源等地干旱风险较小。

参考文献:

- [1] WIHITE DA. Drought as a Natural Hazard: Concepts and Definitions[M]//WIHITE D A, Ed. Drought: A Global Assessment. Routledge, 2000: 3 - 18.
- [2] 国家科学技术委员会. 中国科学技术蓝皮书第 5 号《气候》[M]. 北京: 科学文献出版社, 1990.
- [3] 中国气象灾害大典·广东卷[M]. 北京: 气象出版社, 2006: 6, 204 - 206.
- [4] MISHRA ASHOK K, SINGH VIJAY P. A review of drought concepts[J]. Journal of Hydrology, 2010, 391: 202 - 216.
- [5] 黄晚华, 杨晓光, 李茂松, 等. 基于标准化降水指数的中国南方季节性干旱近 58a 演变特征[J]. 农业工程学报, 2010, 26(7): 50 - 59.
- [6] 陈子燊, 黄强, 刘曾美. 1962 - 2007 年广东干湿时空变化特征分析[J]. 水科学进展, 2013, 24(4): 469 - 476.
- [7] 江涛, 杨奇, 张强, 等. 广东省干旱灾害空间分布特征[J]. 湖泊科学, 2012, 24(1): 156 - 160.
- [8] McKEE TB, DOESKEN NJ, KLEIST J. The relationship of drought frequency and duration to time scales[C]//The 8th Conference on Applied Climatology, Anaheim, CA, 1993: 179 - 184.
- [9] HU Q, WILLSON G D. Effect of temperature anomalies on the Palmer drought severity index in the central United States[J]. International Journal of Climatology, 2000, 20, 1899 - 1911.
- [10] VICENTE-SERRANO SM, BEGUERÍA S, LÓPEZ-MORENO JI. A multiscalar drought index sensitive to global warming: The standardized precipitation evapotranspiration index[J]. Journal of Climate, 2010, 23(7): 1696 - 1718.
- [11] CAI W, COWAN T. Evidence of impacts from rising temperature on inflows to the Murray-darling basin[J]. Geophysical Research Letters, 2008, 35: L07701. [doi: 10.1029/2008GL033390].
- [12] LORENZO-LACRUZ J, VICENTE-SERRANO SM, LÓPEZ-MORENO J I, et al. The impact of droughts and water management on various hydrological systems in the headwaters of Tagus River (central Spain) [J]. Journal of Hydrology, 2010, 386: 13 - 26.
- [13] 刘占明, 陈子燊, 黄强, 等. 7 种干旱评估指标在广东北江流域应用中的对比分析[J]. 资源科学, 2013, 35(5): 1007 - 1015.
- [14] NELSEN RB. An Introduction to Copulas [M]. New York: Springer, 2006.
- [15] EMIR Z, ATILA S. A method of streamflow drought analysis [J]. Water Resources Research, 1987, 23(1): 156 - 168.
- [16] 气象干旱等级 [S]. GB/T20481 - 2006.
- [17] SHIAU JT. Fitting drought duration and severity with two-dimensional Copulas[J]. Water Resources Management, 2006, 20: 795 - 815.
- [18] MATHIER L, PERREAULT L, BOBE B. The use of geometric and gamma-related distributions for frequency analysis of water deficit[J]. Stochastic Hydrology and Hydraulics, 1992, 6(4): 239 - 254.
- [19] HOSKING JRM. L-Moments: Analysis and estimation of distributions using linear combinations of order statistics [J]. Journal of the Royal Statistical Society, 1990, 52(1): 105 - 124.
- [20] FRANK J, MASSE J. The Kolmogorov-Smirnov test for goodness of fit[J]. Journal of the American Statistical Association, 1951, 46(253): 68 - 78.
- [21] GENEST C, RIVEST L. Statistical inference procedures for bivariate Archimedean copulas[J]. Journal of American Statistical Association, 1993, 88: 1034 - 1043.
- [22] SHIAU JT, SHEN HW. Recurrence analysis of hydrologic droughts of differing severity[J]. Journal of Water Resources Planning and Management, 2001, 127(1): 30 - 40.
- [23] FRANRE R. Smooth interpolation of scattered path by local thin plate [J]. Comp Maths with Appls Great Britain, 1982, 8(4): 237 - 281.