

珠江流域区域干旱风险评估*

黄 强¹, 陈子燊¹, 刘占明¹, 孔 兰²

(1. 中山大学水资源与环境系, 广东 广州 510275;

2. 中水珠江规划勘测设计有限公司, 广东 广州 510610)

摘要: 利用珠江流域42个气象站点1951-2011年的月降水与气温数据, 计算了3个月尺度的标准化降水蒸发指数, 采用旋转经验正交函数时空分解方法, 将珠江流域划分成了5个干旱变化特征均质性区域。并根据游程理论选取历时和强度2个特征变量, 基于多变量区域频率分析的方法对珠江流域的干旱风险进行了评估。广义正态分布和皮尔逊三型分布分别优选为不同分区的干旱历时边缘分布, 广义帕雷托分布优选为干旱强度边缘分布, 区域 copula 函数则分别为 Clayton 和 Arch13 copula。从区域的角度, 贺江、桂江、左江和右江流域地区遭遇的干旱风险较大, 应视为珠江流域的重点干旱风险区。而从行政管理角度, 广西为干旱风险管理的重点省份。

关键词: 标准化降水蒸发指数; 旋转经验正交函数; 干旱风险; copula 函数; 多变量区域频率分析; 珠江流域
中图分类号: P429 **文献标志码:** A **文章编号:** 0529-6579(2013)05-0140-09

Regional Drought Risk Assessment across the Pearl River Basin

HUANG Qiang¹, CHEN Zishen¹, LIU Zhanming¹, KONG Lan²

(1. Department of Water Resource and Environment of Geography and Planning School,
Sun Yat-sen University, Guangzhou 510275, China;

2. China Water Resources Pearl River Planning Surveying and Designing Co., Ltd,
Guangzhou, Guangzhou 510610, China)

Abstract: The 3-month standardized precipitation and evapotranspiration index was calculated based on the monthly precipitation and temperature data of 42 meteorological stations in the Pearl River basin from 1951 to 2011. The Pearl River basin was divided into 5 subregions characterized by the variation of drought based on the rotated empirical orthogonal function method. The duration and intensity of drought were selected to be the characteristic variables according to the run theory, and the drought risk assessment was made across the Pearl River basin by using a multivariate regional frequency analysis approach. The five subregions divided from the Pearl River basin are all homogeneous, and the goodness-of-fit tests indicate that generalized normal and Pearson type III distributions are best for the duration as a regional marginal distribution for different subregions, while generalized Parato distribution is best for the intensity. The Clayton copula is the best-fit regional copula for subregions one, three, and five, and the Arch13 copula is best for subregions two and four. Considering the drought return years as a risk, different districts across the Pearl River basin might suffer different drought risks. From the perspective of region, the districts of Hejiang, Guijiang, Zuojiang and Youjiang River basin will suffer a higher drought risk than others and should be caught enough attention. While from the perspective of administration, Guangxi will

* 收稿日期: 2013-03-14

基金项目: 国家自然科学基金(41371498), 广东省水利创新研究基金(2011370004209292), 水利部公益性行业科研专项基金资助项目(201001022)

作者简介: 黄强(1989生), 男; 通讯作者: 陈子燊; E-mail: eesczs@mail.sysu.edu.cn

be the most dangerous province for all kinds of drought risks.

Key words: standardized precipitation evapotranspiration index; rotated empirical orthogonal function; drought risks; multivariate regional frequency analysis; copula function; the Pearl River basin

随着全球变暖,气候变化导致的极端气候事件强度和频率增大使自然灾害频发已成为人类21世纪面临的严峻挑战之一^[1]。由一定时间内水分短缺而引起的干旱事件被认为是目前最为复杂的自然灾害之一,它可以发生在任何地方的任何季节,由于其出现时间难以预测,并且持续时间长,影响范围广,对生态系统、作物生长以及社会经济发展等造成了巨大的影响和破坏^[2]。干旱形成的物理机制十分复杂,并受多种因素影响,如何有效地进行干旱监测与评价已成为了热点关注问题。

标准化降水指数^[3](SPI)是目前干旱监测与评价最为常用的指标之一。通过标准化降水量来表征水分偏离正常的程度,具有计算简单并可根据不同时间尺度计算特点的SPI同时具有很强的空间可比性。然而SPI是只考虑了降水作用对水分平衡的影响而忽略了其它因素,实际上蒸散发在水分转换过程中的作用也十分重要,尤其是在全球变暖的背景下,气温升高导致的蒸散发作用增强已不容忽视^[4]。因此在SPI的基础上,Vicente-Serrano等^[5]提出了标准化降水蒸散发指数(SPEI),SPEI的计算原理与SPI类似,但SPEI融合了蒸散发作用,更符合自然界的水分平衡关系,SPEI已逐步应用于国外的干旱监测与评价中。而在国内,特别是南方地区,蒸散发的作用更是不能忽视,李伟光等^[6]对中国干旱趋势的研究表明SPEI与实际旱情更符合,更适合用于干旱的监测与评价。

干旱难以预测,但研究不同干旱事件出现的频率为干旱风险管理提供决策依据却是一件十分有意义的工作。目前国内外基于单变量的频率风险已有较多的研究,但由于干旱特征属性间存在明显的相关性,传统的单变量频率分析并不能真正地揭示干旱的频率特征,而相比于边缘分布必须服从某个特定分布的多变量极值分布,copula函数因其灵活性更适合用于多变量的频率分析中。近年来,已有不少国内外学者将copula函数应用到多变量的干旱频率风险分析中。由于干旱又具有区域性,并且单站点观测资料的短缺或过短往往会造成较大的重现期估算误差,因此从区域角度考虑的干旱频率分析相比单站点分析更具有可靠性。Eslamian等^[7]将Hosking等^[8]提出的区域洪水频率分析方法应用于区域干旱频率分析以克服单站点分析的不足,然而

此方法也仅局限于单变量,并不能满足干旱事件多个特征属性的特点,因而在此基础上的多变量区域频率分析方法对于干旱风险分析来说就显得尤为重要了。

1 研究区概况与基本数据

珠江是中国境内第三长河流,年径流量仅次于长江,流经云南、贵州、广西和广东4个省份及香港、澳门特别行政区。珠江全长2 320 km,流域面积45.2 km²(包括越南境内的1.1万 km²),主要干流有西江、北江和东江。珠江流域地处热带和亚热带季风气候区,年平均气温在14~22℃之间,多年平均降水量为1 525 mm。珠江流域年均降水量充沛,但时空分布不均匀的特点导致了干旱现象时常出现。虽然近年来珠江流域的总降水量呈现增加的趋势^[9],但伴随着气温升高^[10]导致的蒸散发作用不断增强,干旱的问题已经越来越突出。进入21世纪以来,珠江流域干旱现象不断出现,尤其是2003年以来几乎年年出现干旱,连续不断的干旱使珠江流域遭受了严重的经济社会损失,而不同区域的干旱状况又不尽相同,由此而产生的不同区域间水资源供需矛盾凸现在社会各界的关注之中。肖名忠等^[11]对珠江流域的总体干旱特征作了分析,发现西部地区有变旱的趋势而东部有变湿润的趋势,流域的整体干旱问题较突出。立足于此,本文将从多变量区域分析的角度探讨珠江流域的区域干旱特征以及不同区域未来遭遇的干旱风险几率,以为珠江流域的干旱风险和水资源供需管理提供可靠的决策依据。

本文所采用的数据为国家气象台提供的42个气象站点1951-2011年的月降水与气温数据,数据均已经过严格的三性审查,并具有良好的完整性。珠江流域地理位置、雨量站分布及主要河流示意图见图1。

2 研究方法

2.1 标准化降水蒸散发指数(SPEI)

假设降水量和气温的潜在蒸散发序列分别为 $P(t)$ 和 $PET(t)$, t 为时间(月),则降水量序列与潜在蒸散发量序列的差值即为净降水量序列 $X(t)$:

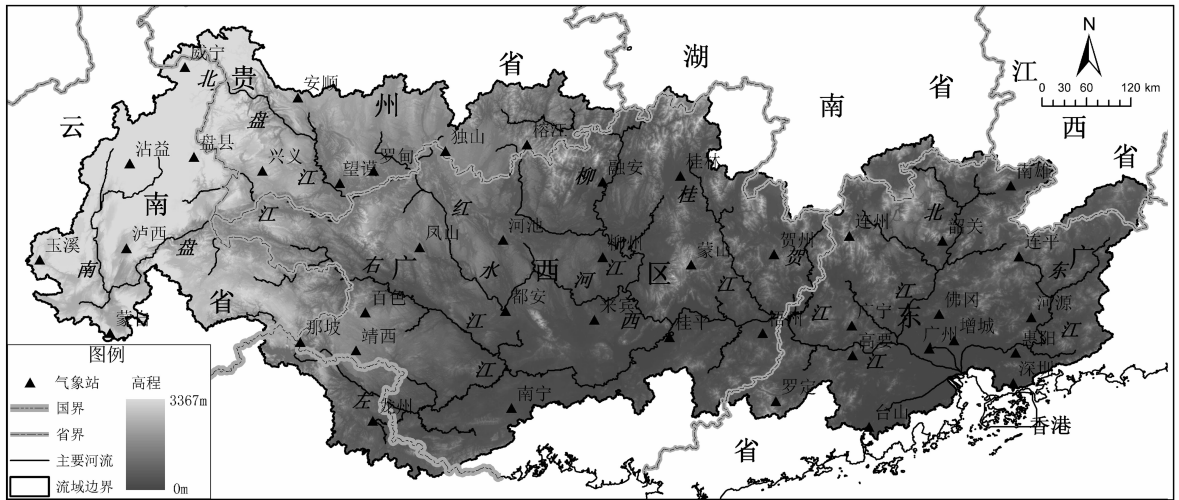


图 1 珠江流域雨量站分布及主要河流示意图

Fig. 1 The precipitation stations and main rivers in the Pearl River basin

$$X(t) = P(t) - PET(t) \quad (1)$$

潜在蒸散发量序列由 Thornthwaite 方法^[12]计算:

$$PET(t) = 16K [T(t)/H]^a \quad (2)$$

式中, $T(t)$ 为月平均气温/ $^{\circ}\text{C}$; H 为年热指数, 为一年中各个月热指数 $h = [T(t)/5]^{1.514}$ 的累加值; a 为经验指数, 由 H 的函数关系导出: $a = 6.75 \times 10^{-7}H^3 - 7.71 \times 10^{-5}H^2 + 1.79 \times 10^{-2}H + 0.49$; K 为修正系数, 取决于纬度。

由于降水与气温均具有明显的季节性, 净降水量也同样具有季节性, 并且为了避免因前后样本重叠计算带来的自相关性^[14], 可先提取出不同月份的净降水量时间序列 $X^m(t)$, 则 w 个月尺度的 m 月净降水量序列为 $X_w^m(t) = \sum_{i=t-w+1}^t X^m(i)$ 。研究表明^[5], 三参数 logistic 分布适合用于拟合净降水量序列, 计算的累积概率记为 $u_w^m = F_{X_w^m}(x_w^m)$, 将累积概率标准正态化即得到 w 个月尺度 m 月的标

准化降水蒸散发指数序列 $SPEI_w^m$ 。不同月份的 $SPEI_w^m$ 再按时间顺序排列后即得到整个时间序列的 w 个月尺度标准化降水蒸散发指数序列 $SPEI_w$, 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。本文采用基于 0.02、0.05、0.1、0.2 和 0.3 的出现概率为标准来划分干旱等级, 如表 1 所示。与传统标准相比, 此划分标准更适用于干旱的监测^[13,14], 美国干旱监测中心已采用此标准^[15]。不同时间尺度的 $SPEI$ 反应了过去不同时间长度的水分异常状态, $SPEI_1$ 和 $SPEI_3$ 分别反映了过去一个月和一个季度的水分异常状态, 而 $SPEI_6$ 和 $SPEI_{12}$ 则分别反映了过去半年和一年的水分异常状态。由于珠江流域处于热带和亚热带季风气候区, 水分转换速度较快, 因此本文选择 $SPEI_3$ 来反映珠江流域的干旱状况。

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	极旱
SPEI 值	-0.84 ~ -0.52	-1.28 ~ -0.84	-1.64 ~ -1.28	-2.05 ~ -1.64	< -2.05
出现概率	0.20 ~ 0.30	0.10 ~ 0.20	0.05 ~ 0.10	0.02 ~ 0.05	< 0.02

2.2 游程理论

干旱事件最重要的 3 个特征属性为历时、强度和严重度, 根据 Yevjevich 提出的游程理论^[16], 由 $SPEI$ 定义的干旱事件如图 2 所示, 以 $SPEI$ 值小于 -0.52 开始到大于 -0.52 结束为一个干旱事件, 其间经历的时间长度为干旱历时 D /月, 历时内

$SPEI$ 偏离 -0.52 的最大值为干旱强度 I , $SPEI$ 偏离 -0.52 的累加值即阴影部分面积为干旱严重度, 从上一个干旱事件开始到下一个干旱事件开始为干旱间隔时间 L 。虽然干旱事件有多个特征属性, 但选用的变量太多又会使事件本身过于复杂化, 增加分析的难度和结果的不确定性, 由于干旱严重度没

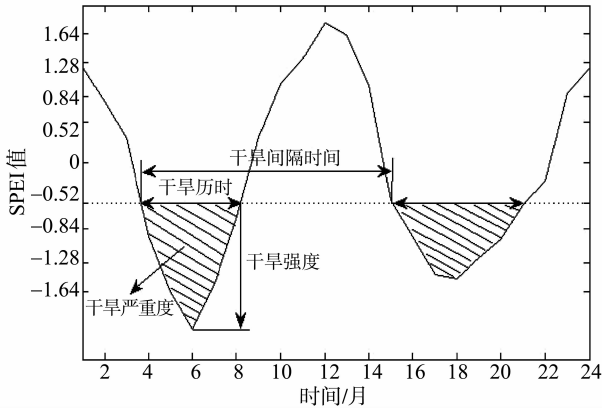


图 2 由 SPEI 定义的干旱事件游程图

Fig. 2 Depiction of drought events using SPEI

有严格意义的分等定级标准，因此本文选取干旱历时和干旱强度两个特征变量来进行珠江流域的干旱频率风险分析。

2.3 多变量线性协矩

在线性矩的基础上，Serfling 等^[17]提出了多变量线性协矩。以二维随机变量为例，假设 (X_1, X_2) 是一对具有相关性的随机变量， X_1 按与 X_2 从小到大排列后对应的顺序重新排列后记为 $X^{(12)}$ 。 X_1 对于 X_2 的 k ($k > 1$) 阶样本线性协矩为：

$$\lambda_{k[12]} = n^{-1} \sum_{i=1}^n w_{r;n}^k X_{r;n}^{(12)} \quad (3)$$

$$w_{r;n}^k = \sum_{j=0}^{\min\{r-2, k-1\}} (-1)^{k-1-j} \binom{k-1}{j} \binom{k-1+j}{l} \binom{n-1}{l}^{-1} \binom{r-1}{l} \quad (4)$$

$w_{r;n}^k$ 为 k 阶样本线性协矩对应的权重因子， $\binom{a_1}{a_2}$ 为排列组合。与线性矩系数类似， X_1 对于 X_2 的 k 阶样本线性协矩系数定义为： Lco -均值： $\lambda_{1[12]}$ ； Lco -变差系数： $\tau_{2[12]} = \lambda_{2[12]}/\lambda_{1[11]}$ ； Lco -偏态系数： $\tau_{3[12]} = \lambda_{3[12]}/\lambda_{2[11]}$ ； Lco -峰度系数： $\tau_{4[12]} = \lambda_{4[12]}/\lambda_{2[11]}$ ， $\lambda_{1[12]}$ 、 $\lambda_{2[12]}$ 分别为 X_1 的单变量 1 阶

和 2 阶样本线性矩。同理可得到 X_2 对于 X_1 的 k 阶样本线性协矩 $\lambda_{k[21]}$ 和线性协矩系数 $\lambda_{1[21]}$ 、 $\tau_{2[21]}$ 、 $\tau_{3[21]}$ 、 $\tau_{4[21]}$ 。

由变量相互间及自身的线性协矩系数构成的线性协矩系数矩阵为：

$$\Lambda_k = \begin{pmatrix} \tau_{k[11]} & \tau_{k[12]} \\ \tau_{k[21]} & \tau_{k[22]} \end{pmatrix} \quad (k \geq 2) \quad (5)$$

$\tau_{k[11]}$ 和 $\tau_{k[22]}$ 分别为 X_1 和 X_2 的单变量线性矩系数。

2.4 copula 函数

以二维随机变量为例，根据 Sklar 理论^[18]，若 $F_X(x)$ 和 $F_Y(y)$ 分别为随机变量 X 和 Y 的边缘分布函数， $F_{X,Y}(x,y)$ 为联合分布函数，存在一个 copula 函数 C 使得：

$$F_{X,Y}(x,y) = C(F_X(x), F_Y(y)) \quad (6)$$

反之，对于任何边缘分布函数 $F_X(x)$ 和 $F_Y(y)$ 及任何 copula 函数 C ，若式 (5) 成立，则 $F_{X,Y}(x,y)$ 为随机变量 (X, Y) 的联合分布函数。若 $F_X(x)$ 和 $F_Y(y)$ 为连续分布函数，则式 (5) 中的 copula 函数 C 是唯一的。

Archimedean copula 函数是所有 copula 函数中较为常用的一族，其基本形式为：

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

$\varphi(t)$ 为 Archimedean copula 函数生成元，必须满足 (1) $\varphi(t)$ ；(2) $\varphi(0) = \infty$ ；(3) $\varphi'(t) < 0$ ；(4) $\varphi''(t) > 0, t \in (0,1]$ 。 $\varphi'(t)$ 和 $\varphi''(t)$ 分别为一阶和二阶导数， $\varphi^{-1}(t)$ 为反函数， u 和 v 分别为随机变量的累积概率。Nelson^[19]介绍了 22 种单参数 Archimedean copula 函数，而在干旱频率分析中满足相关性的有 14 种，14 种单参数 Archimedean copula 函数及生成元 $\varphi(t)$ 如表 2 所示。参数估计采用计算简便的相关系数法^[19]，即利用样本相关系数与 Archimedean copula 函数生成元间的关系来估计参数。

表 2 14 种单参数 Archimedean copula 函数及生成元
Table 2 Fourteen Archimedean copula functions and their generators

Copula 类型	生成元 $\varphi(t)$	Copula 类型	生成元 $\varphi(t)$	Copula 类型	生成元 $\varphi(t)$
Arch1	$(t^{-\theta} - 1)/\theta, (\theta \geq 0)$	Arch12	$(1/t - 1)^\theta, (\theta \geq 1)$	Arch18	$\theta/e^{t-2}, (\theta \geq 2)$
Arch2	$(1 - t)^\theta, (\theta \geq 1)$	Arch13	$(1 - \ln t)^\theta - 1, (\theta > 0)$	Arch19	$e^{\frac{\theta}{t}} - e^\theta, (\theta \geq 0)$
Arch4	$(-\ln t)^\theta, (\theta \geq 1)$	Arch14	$(t^{-\frac{2}{\theta}} - 1)^\theta, (\theta \geq 1)$	Arch20	$e^{t^\theta} - e, (\theta \geq 0)$
Arch5	$-\ln \frac{e^{-\theta t} - 1}{e^{-\theta} - 1}, (\theta \neq 0)$	Arch15	$(1 - t^\frac{2}{\theta})^\theta, (\theta \geq 1)$	Arch21	$1 - [1 - (1 - t)^\theta]^\frac{1}{\theta}, (\theta \geq 1)$
Arch6	$-\ln[1 - (1 - t)^\theta], (\theta \geq 1)$	Arch17	$-\ln \frac{(1+t)^{-\theta} - 1}{2^{-\theta} - 1}, (\theta \neq 0)$		

2.5 多变量区域频率分析

2.5.1 不一致性和均质性检验 在 Hosking 等^[8]提出的单变量不一致性和均质性检验的基础上, Chebana 等^[20]提出了基于线性协矩的多变量样本不一致性和区域均质性检验方法。假定待检验区域内的观测站点个数为 N , 令 $U_i = (\Lambda_2^i, \Lambda_3^i, \Lambda_4^i)^T$ 为第 i 个站点的样本线性协矩系数矩阵。两个变量样本的不一致性检验统计量 $D_{\parallel \cdot \parallel}$ 和区域均质性检验统计量 $H_{\parallel \cdot \parallel}$ 的计算公式分别为:

$$D_{\parallel \cdot \parallel i} = \| (U_i - \bar{U})^T S^{-1} (U_i - \bar{U}) / 12 \| \quad (8)$$

$$H_{\parallel \cdot \parallel} = (V_{\parallel \cdot \parallel} - u_{V_{sim}}) / \sigma_{V_{sim}} \quad (9)$$

$$V_{\parallel \cdot \parallel} = \left\{ \sum_{i=1}^N [n_i |\Lambda_2^i - \Lambda_2^R|^2] / \sum_{i=1}^N n_i \right\}^{0.5} \quad (10)$$

其中, \bar{U} 和 S 分别为 3 个样本线性协矩系数矩阵的均值和协方差矩阵, T 为矩阵转置符号, $\| \cdot \|$ 为矩阵范数公式, 这里采用无穷范数公式; $V_{\parallel \cdot \parallel}$ 为 Lco -变差系数矩阵区域加权偏差统计量, 采用 Arch4 即 Gumbel-Hougaard copula 函数进行蒙特卡罗随机模拟, 产生与观测样本相同样本量的 1000 个模拟样本, $u_{V_{sim}}$ 和 $\sigma_{V_{sim}}$ 分别为由模拟产生的样本计算的 $V_{\parallel \cdot \parallel}$ 统计量平均值和标准差; Λ_2^R 为区域加权平均 Lco -变差系数矩阵。

不一致性统计量 $D_{\parallel \cdot \parallel}$ 的临界值为 2.6^[20], 即统计量 $D_{\parallel \cdot \parallel}$ 大于临界值的站点样本可视为与区域内其它站点不一致, 应予以剔除。若均质性统计量 $H_{\parallel \cdot \parallel} < 1$, 则认为待检验区域为均质区域; 若 $1 \leq H_{\parallel \cdot \parallel} < 2$, 则待检验区域介于均质与非均质区域; 若 $H_{\parallel \cdot \parallel} \geq 2$, 则待检验区域为非均质区域。

2.5.2 区域边缘分布与 copula 函数选择 均质区域里所有站点的随机变量都具有相同的概率分布^[8], 类似地, 均质区域里所有站点具有相关性的随机变量间也应具有相同的 copula 函数。采用相关均方根误差法 (RMSE) 和 χ^2 检验对 6 种常用的概率分布 (指数分布 EXP、广义正态分布 GNO、广义极值分布 GEV、广义逻辑斯特分布 GLO、广义帕雷托分布 GPA 和皮尔逊三型分布 PE3) 进行拟合优度检验, 分别优选出干旱历时与干旱强度的区域边缘分布函数。区域 copula 函数则根据 AIC 准则确定, AIC 值越小, copula 的拟合效果越好, 区域加权平均 AIC 值最小的 copula 函数优选为区域 copula 函数。

$$AIC = n \lg \left[\sum_{i=1}^n (C - C_n)^2 / (n - 1) \right] \quad (11)$$

式中, C 为由备选 copula 函数计算的累积概率, C_n

为经验累积概率, n 为样本量。

2.5.3 联合重现期 某一干旱事件的联合累积概率通过构建 copula 函数即可求得, 而对于给定的累积概率 p , 必定存在多个干旱事件与之对应, 然而, 由于干旱事件具有多个特征属性, 比较这些事件的量级大小就显得十分抽象, 若通过求累积概率小于或等于 p 的概率将多维的信息转化为单维则可以使问题具体化。计算重现期是风险评估的有效手段, 文献[21]利用 Kendall 分布函数^[19]定义了多变量重现期:

$$T = \frac{E(L)}{1 - P[C(u, v) \leq p]} = \frac{E(L)}{1 - K_C(p)} \quad (12)$$

式中, $E(L)$ 为平均干旱间隔时间, K_C 为 Kendall 分布函数。

$$K_C(p) = p - \varphi(p) / \varphi'(p) \quad (13)$$

3 结果与分析

3.1 区域划分、不一致性检验及均质性检验

利用由月降水量与气温计算的珠江流域 42 个气象站点 1951-2011 年 3 个月尺度 SPEI, 作旋转经验正交函数^[22] (REOF) 时空分解以划分出若干个均质相似的干旱变化特征区域。珠江流域 REOF 时空分解的前 5 个主要空间模态的方差贡献占整个空间场方差比例为 70.2%, 基本上代表了整个空间场的特征。5 个空间模态载荷值在空间上的分布如图 3 所示, 高载荷值代表了该空间模态干旱变化特征的中心, 5 个空间模态的高载荷值区 (> 0.2) 即代表了不同的干旱变化特征区域, 因此可将这 5 个高载荷值区作为珠江流域干旱变化的 5 个特征区域。

分区一主要为北江中上游、贺江、桂江流域和柳江中下游至贺江的西江干流地区, 共包含了 10 个站点; 分区二为东江流域、北江和西江下游以及珠江三角洲地区, 包含了 11 个站点; 分区三主要为柳江、红水河及北盘江上游等地区, 包含了 9 个站点; 分区四位于左江和右江流域, 包含了 6 个站点; 分区五则为珠江流域西部山区, 也包含了 6 个站点。5 个分区中各站点的不一致性统计量 $D_{\parallel \cdot \parallel}$ 均未超过临界值, 因此所有站点的样本均可用于各分区的区域干旱频率计算; 5 个分区的均质性检验统计量 $H_{\parallel \cdot \parallel}$ 分别为 -1.24、-1.32、0.40、-0.82 和 -0.97, 均未低于均质性区域的临界值, 因此可以认为, 划分的 5 个区域都是干旱变化特征的均质性区域。

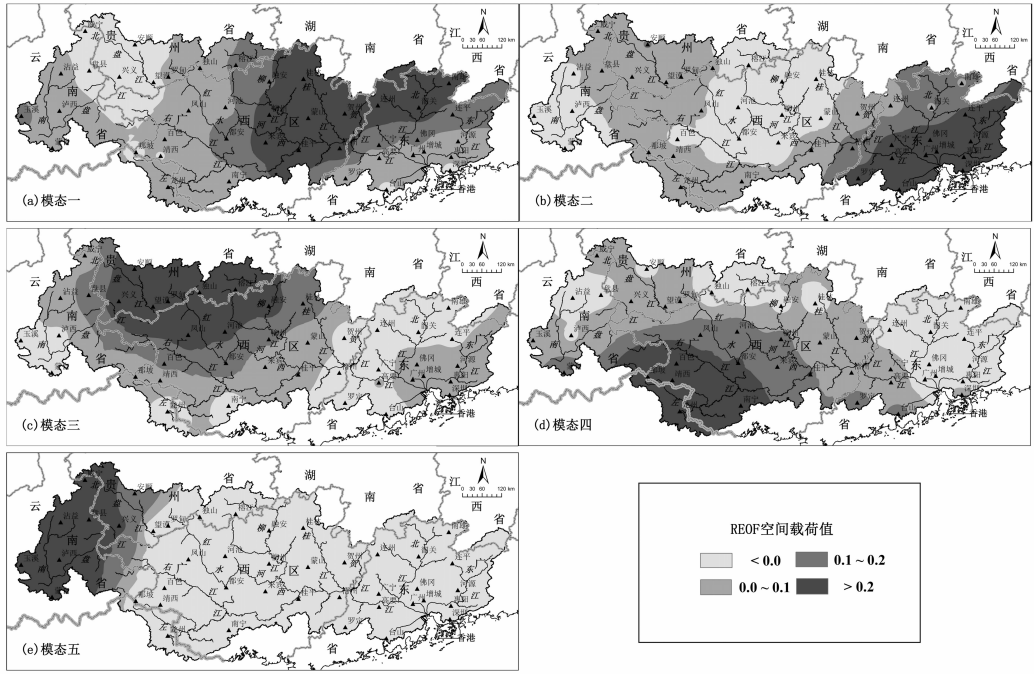


图 3 REOF 前五个主要空间模式载荷值的空间分布

Fig. 3 Spatial distribution of load value from the first five principal space mode by REOF

3.2 区域边缘分布与 copula 函数

均质区域内的各个站点具有相同的边缘分布和 copula 函数，但不同均质区域的边缘分布和 copula 函数是不一样的或具有不同的参数。由 SPEI 定义的干旱事件（图 2）以 SPEI 值小于 -0.52 为开始，以 SPEI 值大于 -0.52 为结束，但由于 SPEI 以月为单位计算的特点，并非所有干旱事件的起始点或结束点都为整数月，因此若按整数月提取干旱历时则会出现样本中有多个相同历时的状况，因而造成分布拟合的较大误差。基于此，本文首先对 SPEI 序列以 1/30 月即 1 日为间隔进行 3 次样条插值，再按游程理论提取干旱历时的样本。由两种方法提取的干旱历时样本的拟合对比（图 4a）中可以发现，后一种方法提取的样本拟合误差显然更小。

对各分区所有站点干旱历时和干旱强度样本分别作 6 个备选分布拟合的相关均方差（RMSE）检验以优选出各个分区的区域边缘分布。各分区 6 个备选分布的区域加权平均 RMSE 值如表 3 所示，GNO 分布对分区一和分区三历时样本拟合的 RMSE 值最小，优选为这两个区域的干旱历时边缘分布，PE3 分布则对分区二、分区四和分区五历时样本的拟合效果最优，确定为这三个分区的干旱历时边缘分布；对于干旱强度，五个备选分布中，GPA 分布对各个分区样本拟合的 RMSE 值都是最小的，拟合效果最优，因而优选为各个分区的干旱强度边缘分布。站干旱历时和干旱强度样本的拟合效果如图

4 所示（兴义站）。各分区 14 种备选 copula 函数的区域加权平均 AIC 值如表 4 所示，Arch1 copula 即 Clayton copula 优选为分区一、分区三和分区五的区域 copula 函数，Arch13 copula 则优选为分区二和分区四的区域 copula 函数。

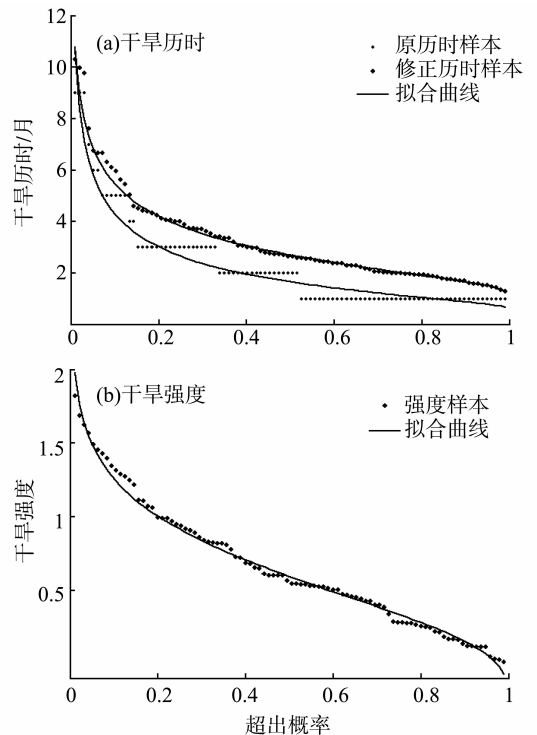


图 4 干旱历时与强度样本拟合效果

Fig. 4 Goodness of fit for drought duration and intensity

表 3 各分区干旱历时与强度 6 种备选分布的拟合优度

Table 3 The goodness-of-fit of the six alternative distributions for drought duration and intensity for all subregions

备选边缘分布	分区一		分区二		分区三		分区四		分区五	
	RMSE	RMSE	RMSE	RMSE	RMSE	RMSE	RMSE	RMSE	RMSE	RMSE
	干旱历时	干旱强度	干旱历时	干旱强度	干旱历时	干旱强度	干旱历时	干旱强度	干旱历时	干旱强度
EXP	0.267	0.149	0.305	0.135	0.378	0.157	0.333	0.161	0.490	0.128
GNO	0.271	0.058	0.293	0.057	0.322	0.071	0.310	0.059	0.435	0.053
GEV	0.289	0.056	0.319	0.055	0.339	0.069	0.322	0.055	0.441	0.052
GLO	0.329	0.078	0.357	0.076	0.375	0.094	0.354	0.081	0.464	0.073
GPA	0.275	0.045	0.308	0.042	0.326	0.038	0.313	0.034	0.466	0.039
PE3	0.260	0.053	0.300	0.054	0.321	0.061	0.313	0.053	0.474	0.050

表 4 各分区 14 种备选 Archimedean copula 函数的拟合优度

Table 4 The goodness of fit of fourteen Archimedean copula functions for all subregions

分区	备选 Archimedean copula (AIC 值)													
	1	2	4	5	6	12	13	14	15	17	18	19	20	21
一	-688.8	-523.0	-610.7	-637.8	-565.7	-664.9	-681.4	-643.7	-582.8	-660.1	-485.8	-650.2	-669.0	-516.5
二	-633.9	-511.3	-602.4	-623.4	-557.5	-643.5	-646.5	-632.0	-573.5	-636.5	-472.4	-586.2	-607.5	-487.9
三	-708.9	-542.2	-622.8	-656.0	-577.9	-676.4	-698.0	-652.7	-598.9	-680.0	-501.8	-656.0	-689.5	-538.0
四	-688.3	-526.9	-614.9	-650.0	-569.3	-669.8	-689.7	-649.7	-585.7	-672.2	-487.8	-628.8	-659.3	-512.1
五	-702.5	-528.3	-613.0	-645.4	-567.1	-672.4	-691.7	-647.2	-586.0	-670.8	-490.2	-666.2	-682.6	-521.7

虽然均质区域内所有站点都具有相同的边缘分布和 copula 函数, 但各个站点的尺度参数 (取为样本均值) 均不相同, 根据标度洪水法^[8], 区域边缘分布和 copula 函数的参数均由各站点的无因次样本估计。各分区内站点干旱历时和强度样本除以各自尺度参数即得到各自的无因次样本, 区域边缘分布参数由各站点无因次样本的加权平均线性矩估计, 而区域 copula 函数参数则由无因次样本的加权平均相关系数估计。

3.3 重现期分析与风险评估

利用由无因次样本估计得到的区域边缘分布和 copula 函数参数, 根据式 (12) 和 (13), 分别计算 5 个分区中各个站点干旱历时与强度的联合重现期。由于区域内各站点干旱历时和强度的尺度参数均不相同, 因此在计算区域中某站点干旱重现期时, 必须先按该站点尺度参数无因次化后再计算重现期。5 个分区的干旱历时和强度均值分别为 3.56 和 0.69、3.58 和 0.66、3.42 和 0.65、3.59 和 0.69、3.58 和 0.64, 2 个月、4 个月、6 个月和 8 个月历时分别对应的是短历时、中等历时、较长历时和长历时, 0.32、0.76、1.12 和 1.53 强度分别对应的是中旱、重旱、特旱和极旱 4 个干旱级别, 可将珠江流域的干旱风险划分为 4 个等级, 分别为 2 个月历时与中旱、4 个月历时与重旱、6 个月历时与特旱、8 个月历时与极旱。

珠江流域 4 个等级的“且”和“或”干旱风险分别如图 5 所示。重现期越小表明遭遇干旱风险的几率越大, 根据图 5, 从区域的角度上看, 贺江和桂江流域地区为珠江流域干旱风险的中心, 遭遇 4 个级别干旱风险的几率均较大, 应视为重点干旱风险区; 左江和右江流域地区遭遇 2 个月历时与中旱、4 个月历时与重旱、6 个月历时与特旱的联合风险几率也均较大, 也应视为重点的干旱风险区; 而珠江三角洲地区和西部山区的干旱风险也不应忽视, 尤其是 8 个月历时与极旱的风险。从行政管理的角度上看, 珠江流域在广西部分的范围最大, 同时广西的部分又是干旱风险最大的省份, 而广东和云南遭遇 6 个月历时与特旱的风险也应当受到重视。

4 结 论

1) 珠江流域 REOF 时空分解的前 5 个主要空间模态方差贡献占整个空间场的方差比例达到了 70.2%, 基本上代表了整个空间场的特征。根据这 5 个空间模态高载荷值的空间分布特征将珠江流域划分成了 5 个干旱变化特征区域。根据不一致性和均质性检验结果, 5 个分区均为干旱变化特征的均质性区域, 所有站点的干旱历时与强度样本均具有良好的一致性。

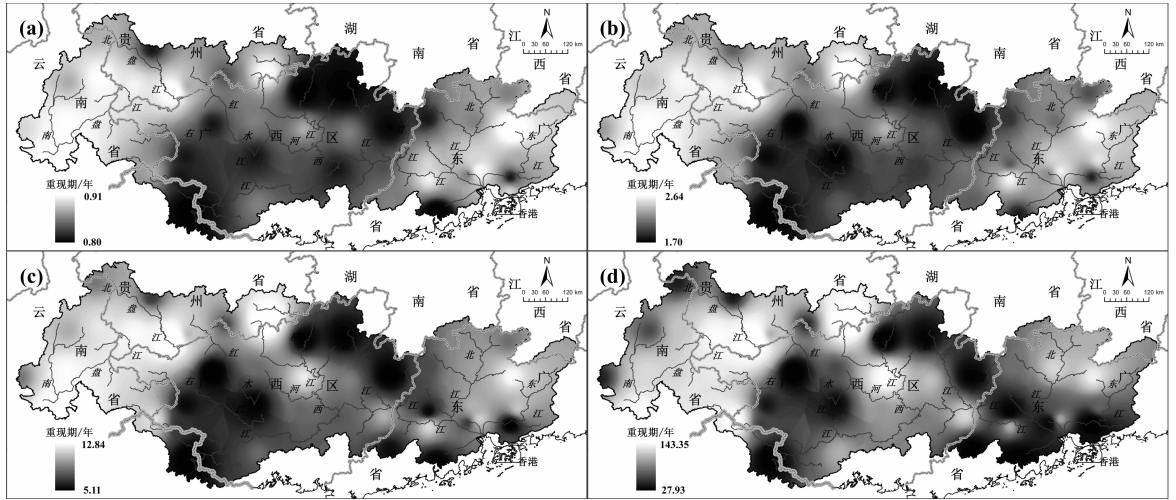


图 5 珠江流域联合干旱风险

(a) 2 个月历时与中旱; (b) 4 个月历时与重旱; (c) 6 个月历时与特旱; (d) 8 个月历时与极旱

Fig. 5 Joint drought risk across the Pearl River basin for (a) $D \leq 2 \cup I \leq 0.32$; (b) $D \leq 4 \cup I \leq 0.76$;

(c) $D \leq 6 \cup I \leq 1.12$; (d) $D \leq 8 \cup I \leq 1.53$

2) 以日为单位插值后提取的干旱历时样本拟合误差要比按月提取的样本小得多, 更适合用于珠江流域的多变量干旱频率计算。根据各分区的拟合优度检验, GNO 和 PE3 分布分别优选为不同分区的干旱历时边缘分布, GPA 分布优选为干旱强度边缘分布, 区域 copula 函数则分别为 Clayton 和 Arch13 copula。

3) 从区域的角度, 贺江和桂江流域地区遭遇 4 个级别干旱风险的几率均较大, 左江和右江流域遭遇 2 个月历时与中旱、4 个月历时与重旱、6 个月历时与特旱的联合风险几率也均较大, 都应视为珠江流域的重点干旱风险区; 同时珠江三角洲地区和西部山区的干旱风险也不应忽视, 尤其是 8 个月历时与极旱的风险。从行政的角度, 广西是干旱风险管理的重点省份, 而广东和云南遭遇 6 个月历时与特旱的风险也应当受到重视。

参考文献:

[1] IPCC. Climate change 2007: the physical science basis [M]. Cambridge: Cambridge University Press, 2007.
 [2] LLOYD-HUGHES B, SAUNDERS M A. A drought climatology for Europe [J]. International Journal of Climatology, 2002, 22 : 1571 - 1592.
 [3] MCKEE T B, DOESKEN N J, KLEIST J. The relationship of drought frequency and duration to time scales [C]//Proceedings of the 8th Conference on Applied Climatology, California, 1993 : 179 - 184.
 [4] NICHILLS N. The changing nature of Australian droughts

[J]. Climatic Change, 2004, 63 (3) : 323 - 326.
 [5] VICENTE-SERRANO S M, BEGUERIA S, LÓPEZ-MORENO J I. A Multi-scalar drought index sensitive to global warming: the Standardized Precipitation Evapotranspiration Index-SPEI [J]. Journal of Climate, 2010, 23 (7) : 1696 - 1718.
 [6] 李伟光, 易雪, 侯美亭, 等. 基于标准化降水蒸散发指数的中国干旱趋势研究 [J]. 中国生态农业学报, 2012, 20 (5) : 643 - 649.
 [7] ESLAMIAN S, HASSANZADEH H, ABEDI-KOUPAI J, et al. Application of L-moments for regional frequency analysis of monthly drought indexes [J]. Journal of Hydrologic Engineering, 2012, 17 (1) : 32 - 42.
 [8] HOSKING J R M, WALLIS J R. Regional frequency analysis: An approach based on L-moments [M]. Cambridge: Cambridge University Press, 1997.
 [9] 王兆礼, 陈晓宏, 张灵, 等. 近 40 年来珠江流域降水量的时空演变特征 [J]. 水文, 2006, 26(6) : 71 - 75.
 [10] 王兆礼, 陈晓宏, 黄国如. 近 40 年来珠江流域平均气温时空演变特征 [J]. 热带地理, 2007, 27 (4) : 289 - 294.
 [11] 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.
 [12] THORNTHWAITE C W. An approach toward a rational classification of climate [J]. Geographical Review, 1948, 38 (1) : 55 - 94.
 [13] KAO S C, GOVINDARAJU R S. A copula-based joint deficit index for droughts [J]. Journal of Hydrology, 2010, 380 : 121 - 134. (下转第 152 页)

从结点捕捉的有效性看, 本文算法将原结点捕捉和附加结点都捕捉到容限距离内参考边上正确的位置; 而 ArcGIS 软件计算的捕捉点偏离参考边上对应的结点, 或者没有捕捉到容限距离内的参考边。从结点之间的线段来看, 本文算法将各条线段准确捕捉到容限距离内与参考边重合的位置; 而 ArcGIS 软件捕捉处理后的线段并不与参考边完全重合。从图形的拓扑正确性看, 本文算法处理结果中不存在自相交错误; 而 ArcGIS 软件处理结果不能排除自相交错误。这三个方面体现了本文算法的有效性和可靠性。

4 结 论

根据以上研究和实验, 可以得到以下结论:

1) 通过调整捕捉点到容限距离内的参考边的结点, 本文算法实现了输入边结点与参考边结点的严密配准。

2) 本文算法在边线上插入附加结点, 实现了边线层次的配准和捕捉处理。通过对附加结点的捕捉和移动, 使一些直线段转换为折线段, 从而捕捉到与容限距离内的参考边完全重合的位置。

3) 结点捕捉改变了结点的相对位置, 从而引起线自相交错误。本文算法引入的结点顺序调整处理步骤有效地消除了结点次序反转现象, 解决了捕捉后的边线的自相交问题。

4) 本文方法实现了线层次的图形捕捉处理, 相对于以 ArcGIS 为代表的结点捕捉算法而言能更

有效地进行图形数据融合。

参考文献:

- [1] SAALFELD A. Conflation: automated map compilation [J]. *International Journal of Geographical Information Systems*, 1988, 2(3), pp. 217 - 228.
- [2] SERVIGNE S, UBEDA T. A Methodology of Spatial Consistency Improvement of Geographic Databases [J]. *GeoInformatica*, 2000, 4(1): 7 - 34.
- [3] SAMAL A, SETH S, CUETO K. A feature-based approach to conflation of geospatial sources [J]. *International Journal of Geographical Information Science*, 2004, 18(5), pp. 459 - 489.
- [4] 鲁伟, 谢顺平, 邓敏, 周立国. 多源空间数据间不一致性研究现状及其进展 [J]. *测绘科学*, 2009, 34(4): 57 - 60.
- [5] 韩凌云, 杨英力. 地形图与海图拼接的矛盾问题及其处理 [J]. *海洋测绘*, 2003, 23(4): 33 - 35.
- [6] 吕蓬, 张立朝, 王耿峰. 空间数据融合在海图中的应用 [J]. *测绘通报*, 2007, (11): 43 - 45, 56.
- [7] 吴磊, 黄先锋, 舒宁. GIS 大数据量编辑处理中快速捕捉的优化策略 [J]. *武汉理工大学学报: 交通科学与工程版*, 2005, 29(2): 315 - 318.
- [8] 刘文宝, 夏宗国, 崔先国. GIS 结点捕捉的广义算法及误差传播模型 [J]. *测绘学报*, 2001, 30(2): 140 - 147.
- [9] 邓敏, 刘文宝, 冯学智. GIS 中地理边线不一致性的处理 [J]. *遥感学报*, 2005, 9(4): 343 - 348.
- [10] ANGREW C T. Using SPI to identify drought [J]. *Drought Network News*, 2000, 12: 6 - 12.
- [11] SANTOS J F, PULIDO-CALVO I, PORTELA M M. Spatial and temporal variability of droughts in Portugal [J]. *Water Resource Research*, 2010, 46, W03503, doi:10.1029/2009WR008071.
- [12] YEVEVICH V M. An objective approach to definitions and investigations of continental hydrologic drought [R]. Colorado: Hydrology Papers 23, 1967.
- [13] SERFLING R, XIAO P. A contribution to multivariate L-moments: L-comoment matrices [J]. *Journal of Multivariate Analysis*, 2007, 98(9): 1765 - 1781.
- [14] SKLAR K. Fonctions de repartition à n Dimensions et Leura Marges [J]. *Publ Inst Stat Univ Paris*, 1959, 8: 229 - 231.
- [15] NELSEN R B. An introduction to copulas [M]. 2nd ed. New York: Springer, 2006.
- [16] CHEBANA F, OUARDA T B M J. Multivariate L-moment homogeneity test [J]. *Water Resource Research*, 2007, 43, W08406, doi:10.29/2006WR005639.
- [17] SALVADORI G, DE MICHELE C. Multivariate multiparameter extreme value models and return period: A copula approach [J]. *Water Resource Research*, 2010, 46, W10501, doi:10.1029/2009WR009040.
- [18] 魏凤英. 现代气候统计诊断预测技术 [M]. 北京: 气象出版社, 1999.

(上接第 147 页)