

Hydrological Droughts Analysis Based on Copulas Function in the East River Basin, China*

Mingzhong Xiao^{1,2,3}, Qiang Zhang^{1,2,3}, Xiaohong Chen^{1,2,3}, Yongqin David Chen⁴

¹Department of Water Resources and Environment, Sun Yat-sen University, Guangzhou

²Key Laboratory of Water Cycle and Water Security in Southern China of Guangdong High Education Institute, Sun Yat-sen University, Guangzhou

³School of Geography and Planning, and Guangdong Key Laboratory for Urbanization and Geo-Simulation, Sun Yat-sen University, Guangzhou

⁴Department of Geography and Resource Management, The Chinese University of Hong Kong, Hong Kong
Email: xmingzh@mail2.sysu.edu.cn

Received: Feb. 21st, 2012; revised: Mar. 14th, 2012; accepted: Mar. 24th, 2012

Abstract: Variations of hydrological droughts largely decide the variability and availability of water resources of a river basin. The East River basin bears the heavy responsibility for water supply for the megacities within the Pearl River Delta region and those in the vicinity of the Pearl River Delta such as Shenzhen and Hong Kong. About 80% of the water consumption of Hong Kong has to be satisfied by the water supply from the East River. In this case, the sustainable water supply from the East River basin will be greatly significant for the regional social stability. In this study, statistical behaviors and risks of the hydrological droughts of the East River basin are evaluated using copula functions and the secondary return periods based on the daily streamflow data covering the period of 1975-2009. The research results indicate that the hydrological droughts of high drought severity and long duration are subjected to the decreasing risks from the upper to the lower East River basin. However, the droughts of higher severity or long duration are subjected to the lower risk in the upper East River basin when compared to those in the lower East River basin. Water resources management of the East River basin should be integrated by taking the East River basin as a whole. And the results of this study will provide theoretical and scientific grounds for the basin-scale water resources management.

Keywords: Hydrological Drought; The East River Basin; Extreme Event; Copula; Secondary Return Period

基于 Copula 函数的东江流域水文干旱特征分析*

肖名忠^{1,2,3}, 张强^{1,2,3}, 陈晓宏^{1,2,3}, 陈永勤⁴

¹中山大学水资源与环境系, 广州

²中山大学华南地区水循环与水安全广东省普通高校重点实验室, 广州

³中山大学广东省城市化与地理环境空间模拟重点实验室, 广州

⁴香港中文大学地理与资源管理系, 香港

Email: xmingzh@mail2.sysu.edu.cn

收稿日期: 2012年2月21日; 修回日期: 2012年3月14日; 录用日期: 2012年3月24日

摘要: 东江流域肩负着给珠三角及其周边城市与香港供水的重要任务, 水文干旱特征的研究对于东江流域供水的不确定性及其可持续性研究具有重要意义。基于此, 本文利用 Copula 函数及第二重现期等方法对东江流域 4 个水文站 1975~2009 年的日流量数据进行了分析。研究表明, 在东江流域, 同时发生较高干旱强度与较长历时的干旱事件的风险由上游向下游逐渐减小; 而发生较高干旱强度或较长干旱历时的干旱事件风险在上游最小, 随着干旱强度或历时增大到一定程度, 下游的风险相对降低。

*基金项目: 国家自然科学基金项目(项目号: 41071020; 50839005)与新世纪优秀人才支持计划共同资助成果。

作者简介: 肖名忠(1990-), 男(汉), 江西吉安人, 硕士生, 主要从事气象水文极值分析与研究工作。

在进行水资源管理时, 应将流域作为一个整体, 全面考虑水文干旱风险在东江流域上中下游的异同, 该文的研究对于东江流域水资源管理具有重要理论与现实意义。

关键词: 水文干旱; 东江流域; 极值事件; Copula; 第二重现期

1. 前言

干旱一般是由于长期降水缺少而导致的水资源短缺, 由于其对社会经济和环境所造成的灾害较大, 一直是气象水文学界致力于研究与解决的重要科学问题。干旱是灾害性最大同时也是被人们了解最少的自然灾害类型^[1], 目前对干旱还没有一个广泛接受的定义, 美国气象协会 2004 年将干旱分为 4 类: 气象干旱、农业干旱、水文干旱以及社会经济干旱^[2], 本文主要研究水文干旱。据估计, 全球每年由于干旱造成的经济损失高达 60~80 亿美元, 远高于其他气象灾害^[3]。近几十年来, 由于人口增长, 生活水平快速提高, 对水资源的需求成倍增长, 导致了日益严重的水资源紧缺^[4]。另外, 极端气候水文事件频发以及由水污染导致的水质性缺水则进一步加剧了水资源短缺形势^[5]。

干旱本质上是随机的, 研究干旱的一个比较合适的方法是进行频率分析, 干旱事件的特征属性往往不止一个, 有干旱历时和强度等, 因而需基于多变量的方法来分析。Copula 函数由于可以在不考虑边缘分布的情况下表征变量的相关性结构, 近年来在多变量分析中得到了广泛的应用^[6,7]。对于某一给定的重现期, 相同的 Copula 函数对于不同的变量取值会产生相同的结果, 这就对重现期分析产生了困扰, 为此 Salvadori 和 De Michele 提出了第二重现期的概念^[8], 表示发生重现期大于某一值事件的重现期。同时他们认为第二重现期为风险分析提供了一个更为精确的指标, 肖名忠等也基于这一概念对珠江流域干旱特征进行过分析^[9], 因而本文基于 Copula 函数, 对东江流域水文干旱第二重现期进行分析。

东江流域是珠江流域第三大支流, 水资源高度利用, 如用于供水、发电、灌溉等各个方面。东江流域担负着香港、广州、深圳、东莞、惠州和河源近 4000 万居民的生产、生活、生态用水, 其中香港 80% 的用水来自于东江。因此, 东江流域水资源的可利用性及变率对珠三角地区的社会和经济可持续发展具有举

足轻重的作用。目前对东江流域的研究多关注于降水的变化趋势分析、径流序列的周期性分析、径流变化及影响因素分析以及气候变化对径流的影响等^[10-13], 而对东江流域水文干旱特征的相关研究还没有。同时当有一个区域发生历时或强强度的干旱或者这两个事件都发生时, 将会对整个流域的水资源管理造成影响, 因而进行水资源管理时, 应将流域作为一个整体, 从而对流域中至少有一个站点发生历时或强强度的干旱等极值事件进行频率分析就显得很重要。为此本文对东江流域内各站点干旱历时和强度的水文年内最大值进行了分析, 并通过极值 Copula 函数分析了它们的相关结构。

2. 研究区域

东江流域为珠江流域第三大支流, 全长 562 km, 流域面积 27,040 km², 占珠江流域总面积的 5.96%。东江流域属亚热带季风湿润气候区, 具有明显的干湿季节, 流域内多年平均雨量为 1500~2400 mm 之间, 平均值为 1750 mm。本文研究了分布于东江流域上游、中游和下游的龙川、岭下、河源和博罗 4 个代表性水文站, 见图 1。周煜等曾对本文采用的 4 个水文站流量数据进行研究, 发现东江流域建成的大型水库如新丰江水库(建于 1958~1962 年)和枫树坝水库(建于 1970~1974 年)极大地增加了水文过程的复杂性^[14], 为去除水库建成前后流量数据的不一致性, 本文选择这 4 个站点 1975~2009 年的日流量数据进行分析。

3. 方法

3.1. 干旱特征定义

干旱一般由干旱历时和强度来表示, 这可以由 Yevjevich 提出的游程理论方法来定义^[15], 当流量小于某一阈值时, 则认为发生了干旱事件, 其中干旱历时(D)定义为干旱从开始到结束持续的时间, 干旱强度(S)定义为在干旱时期内流量总的缺乏值。由于径流在一年的枯季中存在正常的枯水流量, 当阈值是用来表示

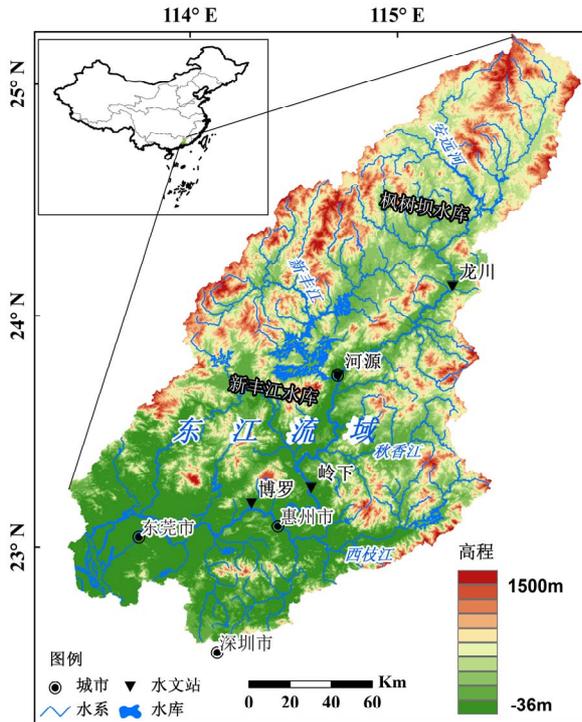


Figure 1. Study region and hydrological stations
图 1. 研究区域和水文站位置

枯水流量正常和非正常的边界时, 阈值一般根据流量数据的特征来选。对于常年有水的河流来说, 将流量数据按从小到大顺序排列, 上分位数为 75%~95% 的流量数据(即流量在 75%~95% 的时间内超过该值)常被选为阈值^[16], 本文选用的是上分位数为 75% 的流量值作为阈值。

这个游程理论方法最早是用于月或更长时间尺度流量数据的, 但也有研究者将其用于日流量序列^[17,18]。然而这时有一个很重要的问题要考虑, 在一个很长的干旱过程中, 经常可以观察到在某一个小的时段内, 流量超过了阈值, 将一个大的干旱事件分成几个小的具有联系的干旱事件, 对于一个一致性的干旱事件定义, 需将这些不独立的干旱事件合并, 为此 Tallaksen 等提出了一个基于干旱间隔时间和超出流量阈值的方法来合并不独立的干旱事件^[18]。对于两个干旱事件(D_1, S_1)和(D_2, S_2), 如果它们满足以下条件就被假设是不独立的, 即:

- 1) 干旱间隔时间 T_i 小于等于某一临界值 T_c ;
- 2) 超出的流量 E_i 与上一场干旱事件缺乏的流量的比值小于某一临界值 p_c 。

则这两个干旱事件需合并为一个单一的干旱事

件, 方法如下:

$$D_{pool} = D_i + D_{i+1} + T_i \quad (1)$$

$$S_{pool} = S_i + S_{i+1} - E_i \quad (2)$$

Tallaksen 等建议 $T_c = 5$ 天, $p_c = 0.1$ ^[18]。

另外, 在对干旱特征进行统计分析时, 大量小干旱事件对我们进行极值分析没什么作用, 反而会使统计分析复杂, 需去除。为此本文采用了一个由 Madsen 和 Rosbjerg 提出的方法^[19], 定义干旱历时和干旱强度与其均值 $E\{D\}$ 和 $E\{S\}$ 比例的阈值 r_d 和 r_s , 如果干旱的历时小于 $r_d E\{D\}$ 或者强度小于 $r_s E\{S\}$, 则这个干旱事件就被认为是小干旱事件而去除, 从而将重点放在强度较大与历时较长的水文干旱事件的研究, Tallaksen 等建议 $r_d = r_s = 0.3$ ^[18]。

3.2. Copula 函数

设 F 和 G 分别表示变量 x 和 y 的边缘分布, H 为边缘分布 F 和 G 的联合分布, 从而存在一个 Copula 函数, 对于所有的实数 x 和 y 有^[20]:

$$H(x, y) = C(F(x), G(y)) \quad (3)$$

Sklar 定理提出 Copula 函数与两变量分布函数的关联^[21], 表明在无需考虑边缘分布情况下, 描述多变量相关结构的方法可通过其 Copula 函数。Copula 具有很多函数族, 本文主要介绍 Archimedean, Plackett 和极值 Copula 函数。

3.2.1. 两变量 Archimedean Copula 函数

两变量 Archimedean Copulas 由一个生成元 $\phi(\cdot)$ 表示^[20]:

$$C(u, v) = \phi^{-1}(\phi(u) + \phi(v)), 0 \leq u, v \leq 1 \quad (4)$$

式中: $\phi: I \rightarrow [0, \infty]$, $\phi(\cdot)$ 为凸函数, 在区间内连续且严格递减, 同时满足 $\phi(1) = 0$ 。Gumbel-Hougaard Copula, Clayton Copula 和 Frank Copula(见表 1), 由于结构简单, 得到了广泛应用。这些 Copula 函数的参数可以根据与 Kendall 相关系数 τ 的关系进行估计^[22]。

3.2.2. 两变量 Plackett Copula 函数

两变量 Plackett 分布函数是基于固定的交叉积比率提出来的^[23], 对于某一给定的 (u, v) , 在两变量情况时, 交叉积比率 ψ_{uv} 可定义如下:

Table 1. Three types of popular Archimedean Copulas
表 1. 三种常用的 Archimedean Copula 函数

Copula 函数类型	生成元 ϕ	参数 θ 与 Kendall 相关系数 τ 的关系
Gumbel-Hougaard Copulas	$(-\ln t)^\theta$	$\tau = 1 - \frac{1}{\theta}, \theta \in [1, \infty)$
Clayton Copulas	$\frac{1}{\theta}(t^{-\theta} - 1)$	$\tau = \frac{\theta}{2 + \theta}, \theta \in (0, \infty)$
Frank Copulas	$-\ln \frac{e^{-\theta u} - 1}{e^{-\theta} - 1}$	$\tau = 1 - \frac{4}{\theta} \left[-\frac{1}{\theta} \int_0^1 \frac{t}{\exp(t) - 1} dt - 1 \right], \theta \in R$

$$\psi_{UV} = \frac{P[U \leq u, V \leq v]P[U > u, V > v]}{P[U > u, V \leq v]P[U \leq u, V > v]} \quad (5)$$

式中: 分母表示的是当 U 和 V 同时大于或同时小于 u 和 v 概率的乘积(正相关的概率), 分子表示的 U 和 V 具有相反趋势的概率乘积(负相关的概率)。因此当 $\psi_{UV} > 1$ (接近 $+\infty$ 表示绝对正相关) U 和 V 是正相关, 当 $\psi_{UV} < 1$ (接近 0 时表示绝对负相关) 是表示负相关, 而当 $\psi_{UV} = 1$ 时表示相互独立。对于同一 Plackett 分布, 交叉比率是一个固定值, 考虑 Copula 函数 C_{UV} , 公式 (5) 可以改成^[24]:

$$\psi_{UV} = \frac{C_{UV}(u, v)[1 - u - v + C_{UV}(u, v)]}{[u - C_{UV}(u, v)][v - C_{UV}(u, v)]} \quad (6)$$

对于公式(6)的两个可能解中, 只有根为负号的解满足 Copula 函数的定义^[24], 如公式(7):

Plackett Copula 的参数 ψ_{UV} 与 Spearman 相关系数 ρ_s 具有如下关系^[25] ($\rho_s \neq 1$):

$$\rho_s(\psi_{UV}) = \frac{\psi_{UV} + 1}{\psi_{UV} - 1} - \frac{2\psi_{UV} \log(\psi_{UV})}{(\psi_{UV} - 1)^2} \quad (8)$$

因此, Plackett Copula 函数的参数可以通过公式(8)来估计。

3.2.3. 极值 Copula 函数

设 $(X_1, Y_1), (X_2, Y_2), \dots, (X_n, Y_n)$ 是独立且满足同一 Copula 函数 C 的随机变量组, 相应的随机变量最大值序列 M_n 定义如下:

$$M_n = (M_{n,x}, M_{n,y}) = \left(\max_{1 \leq i \leq n} \{X_i\}, \max_{1 \leq i \leq n} \{Y_i\} \right) \quad (9)$$

$$C_{UV}(u, v) = \frac{[1 + (\psi_{UV} - 1)(u + v)] - \sqrt{[1 + (\psi_{UV} - 1)(u + v)]^2 - 4uv\psi_{UV}(\psi_{UV} - 1)}}{2(\psi_{UV} - 1)} \quad (7)$$

再设 $C_{(n)}$ 表示 M_n 的 Copula 函数, 则 Copula 函数 $C_{(n)}$ 是极值 Copula 函数如果它满足以下条件, 对于 $x, y \in I$ 且 $t > 0$, 有^[26]:

$$C_{(n)}(x^t, y^t) = [C(x, y)]^t \quad (10)$$

另外极值 Copula 函数还可以用 Pickands 的相关性函数 A 表示^[27], 对于两变量的 Copula 函数, 如果存在 $A: I \rightarrow [1/2, 1]$, 同时对于所有的 $t \in I$, 有 $(t, 1-t) \leq A(t) \leq 1$ 那么它就属于极值 Copula 函数, 定义如下:

$$C(u, v) = \exp \left\{ (\log u + \log v) A \left(\frac{\log u}{\log u + \log v} \right) \right\}, \quad 0 < u, v < 1 \quad (11)$$

一个简单且常用的两变量极值 Copula 是 Gumbel-Hougaard Copula 函数, 见表 1。值得注意的是 Gumbel-Hougaard Copula 是唯一一个同时满足极值 Copula 和 Archimedean Copula 函数族条件的 Copula 函数。

3.3. 频率分析

3.3.1. 两变量重现期

设 S 表示干旱强度, D 干旱历时, 干旱历时长或(且)干旱强度强的干旱事件将会对人类社会造成重大影响, 因而本文考虑这两种联合极值事件:

$$\{S > s\} \vee \{D > d\} \text{ 和 } \{S > s\} \wedge \{D > d\}$$

其中 \wedge 表示“且”, \vee 表示“或”。从而这两种极值事件的重现期计算如下:

$$T_{\{S>s \vee D>d\}} = \frac{\mu_t}{P(S > s \vee D > d)} = \frac{\mu_t}{1 - F(s, d)} \quad (12)$$

$$T_{\{S>s \wedge D>d\}} = \frac{\mu_t}{P(S > s \wedge D > d)} \tag{13}$$

$$= \frac{\mu_t}{1 - F(s) - F(d) + F(s, d)}$$

式中: $F(s) = P(S \leq s)$, $F(d) = P(D \leq d)$, $F(s, d)$ 表示的是 S 和 D 的联合分布, μ_t 表示的是事件发生的平均时间间隔, 例如研究的时间序列是年最大流量, 则 μ_t 等于 1 年。基于游程理论及两状态马尔科夫过程, μ_t 计算如下^[28]:

$$\mu_t = \frac{1}{P_{DW}} + \frac{1}{P_{WD}} \tag{14}$$

式中: $P_{WD} = p(Q_t < Q_0 | Q_{t-1} \geq Q_0)$, $P_{DW} = p(Q_t \geq Q_0 | Q_{t-1} < Q_0)$, Q_t 是时间 t 时的流量, Q_0 是阈值。为去除前文 3.1 节介绍的相互独立的干旱以及小干旱事件的干扰, 这里采用经过 10 天滑动平均过的流量序列^[18]。

3.3.2. 第二重现期

对于某一给定的重现期, 相同的 Copula 函数对于不同的变量取值会产生相同的结果, 这就对重现期分析产生了困扰, 为此 *Salvadori* 和 *De Michele* 提出了第二重现期的概念^[8], 表示发生重现期大于某一值事件的重现期。他们认为第二重现期为风险分析提供了一个更为精确的指标。因而, 本文对东江流域干旱的风险分析也基于第二重现期来计算。

对于干旱事件 $\{S > s\} \vee \{D > d\}$, 干旱事件发生概率不超过 q (不及制概率) 的概率可以用 Kendall 测度函数 Kc 表示, 即:

$$\tilde{K}c(q) = P(C(u, v) \leq q) \tag{15}$$

同样对于干旱事件 $\{S > s\} \wedge \{D > d\}$, 干旱事件发生概率不超过 q (不及制概率) 的概率可以表示如下:

$$\hat{K}c(q) = P(u + v - C(u, v) \leq q) \tag{16}$$

从而对于干旱事件 $\{S > s\} \vee \{D > d\}$ 和 $\{S > s\} \wedge \{D > d\}$ 的第二重现期分别计算为

$$\tilde{T}_{\text{second}} = \frac{\mu_t}{1 - \tilde{K}c(q)} \text{ 和 } \hat{T}_{\text{second}} = \frac{\mu_t}{1 - \hat{K}c(q)}$$

如果 $\hat{K}c$ 和 $\tilde{K}c$ 没有解析式, 则 Monte Carlo 模拟的方法可以用来进行计算。

4. 结果

通过 3.1 节中介绍的干旱定义方法计算了东江流域四个水文站的干旱历时和强度, 对于它们的分布函数分别用水文领域中常用的广义帕累托(Gpa)、对数正态(Logn, 两参数)、伽马(Gam)和指数分布(Exp)来拟合, 参数采用最大似然估计, 并用 Kolmogorov-Smirnov 检验进行拟合优度检验, Kolmogorov-Smirnov 检验的 p 值见表 2。从表 2 中可看出在 95% 的置信区间内, 对数正态分布对所有站点的干旱历时和强度拟合良好。

4 个水文站干旱历时和强度的相关性结构用 Copula 函数表示, 同时用基于 Kendall 变换的 Cramér-von Mises 统计值统计的 Copula 函数检验方法对各水文站进行 Copula 函数拟合优度检验^[29], 结果见表 2。从表 2 中可看出, 在 95% 的置信区间内, 对各水文站拟合最优的是 Plackett Copula 函数。对于各水文站, 拟合干旱历时和强度最优的分布函数的参数以及 Copula 函数参数见表 3, 同时对于各水文站干旱事件发生的平均时间间隔及出现的次数也见表 3。

Salvadori 和 *De Michele* 认为第二重现期为风险分析提供了一个更精确的指标^[8], 因而本文也对其进行了分析。对于 4 个水文站, 干旱事件 $\{S > s\} \wedge \{D > d\}$ 和 $\{S > s\} \vee \{D > d\}$ 的重现期 $T_{\{S>s \wedge D>d\}}$ 和 $T_{\{S>s \vee D>d\}}$

Table 2. The p -value of Kolmogorov-Smirnov tests for univariate duration, severity distribution fit and goodness-of-fit tests for Copula
表 2. 对干旱历时和强度的分布函数拟合的 Kolmogorov-Smirnov 检验以及 Copula 函数拟合优度检验的 p 值

站点	干旱历时				干旱强度				Copula			
	Gpa	Logn	Gam	Exp	Gpa	Logn	Gam	Exp	Clayton	Frank	Gumbel	Plackett
龙川	0.00	0.05	0.00	0.00	0.00	0.10	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.31
河源	0.00	0.11	0.00	0.00	0.00	0.05	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.10
岭下	0.14	0.90	0.13	0.17	0.05	0.41	0.05	0.00	0.00	0.00	0.00	0.74
博罗	0.08	0.70	0.14	0.14	0.04	0.17	0.07	0.00	0.01	0.00	0.00	0.57

Table 3. The characteristics for each hydrological station
表 3. 各水文站的特征参数

站点	干旱事件/次	μ_d /年	干旱历时分布函数	干旱强度分布函数	Copula
龙川	142	0.27	对数正态分布 ($\mu = 2.50, \sigma = 0.92$)	对数正态分布 ($\mu = 6.02, \sigma = 1.11$)	Plackett ($\theta = 56.6$)
河源	103	0.34	对数正态分布 ($\mu = 2.56, \sigma = 1.08$)	对数正态分布 ($\mu = 6.75, \sigma = 1.25$)	Plackett ($\theta = 62.9$)
岭下	80	0.32	对数正态分布 ($\mu = 3.10, \sigma = 0.96$)	对数正态分布 ($\mu = 7.32, \sigma = 1.19$)	Plackett ($\theta = 67.3$)
博罗	78	0.34	对数正态分布 ($\mu = 3.14, \sigma = 0.93$)	对数正态分布 ($\mu = 7.45, \sigma = 1.16$)	Plackett ($\theta = 93.7$)

的第二重现期图见图 2。图 2(a)是重现期 $T_{\{S>s \wedge D>d\}}$ 的第二重现期, 从图 2(a)中可看出, 重现期 $T_{\{S>s \wedge D>d\}}$ 的第二重现期小于重现期 $T_{\{S>s \wedge D>d\}}$, 同时在相同的重现期 $T_{\{S>s \wedge D>d\}}$ 下, 从图中可看出博罗站的第二重现期最大, 龙川站的最小, 岭下和河源站的第二重现期分布基本上一样, 这说明发生干旱事件 $\{S > s\} \wedge \{D > d\}$ 的风险龙川站最高, 博罗站最小, 也就是说东江流域发生干旱事件 $\{S > s\} \wedge \{D > d\}$ 的风险由上游向下游逐渐降低。

图 2(b)是重现期 $T_{\{S>s \vee D>d\}}$ 的第二重现期, 从图 2(b)中可看出, 重现期 $T_{\{S>s \vee D>d\}}$ 的第二重现期大于重现期 $T_{\{S>s \vee D>d\}}$ 。同时在相同的重现期 $T_{\{S>s \vee D>d\}}$ 下, 由图中可看出龙川站的第二重现期最大, 同时当重现期 $T_{\{S>s \vee D>d\}}$ 大于 50 年一遇时, 博罗站的第二重现期逐渐增大, 这说明发生干旱事件 $\{S > s\} \vee \{D > d\}$ 的风

险龙川站最低, 当重现期 $T_{\{S>s \vee D>d\}}$ 大于 50 年一遇时, 发生干旱事件 $\{S > s\} \vee \{D > d\}$ 的风险在博罗站相对来说逐渐降低, 也就是说发生干旱事件 $\{S > s\} \vee \{D > d\}$ 的风险在东江流域上游最低, 而当严重的干旱事件 $\{S > s\} \vee \{D > d\}$ 发生时, 东江流域下游的风险相对降低。

当东江流域有一个区域发生长历时或强强度的干旱或者这两个事件同时发生时, 将会对整个流域的水资源管理造成影响, 因而水资源管理应将流域看成一个整体, 从而对这些极值事件进行频率分析就具有重要意义。为此本文对四个水文站的水文年内最大干旱历时和干旱强度的最大值序列进行了分析, 由于东江流域存在明显的持续 6 个月的枯雨季, 其中 4~9 月为雨季, 因而本文定义 4 月 1 号~翌年 3 月 31 号为东江流域的水文年。根据上文 3.1 节中干旱特征的

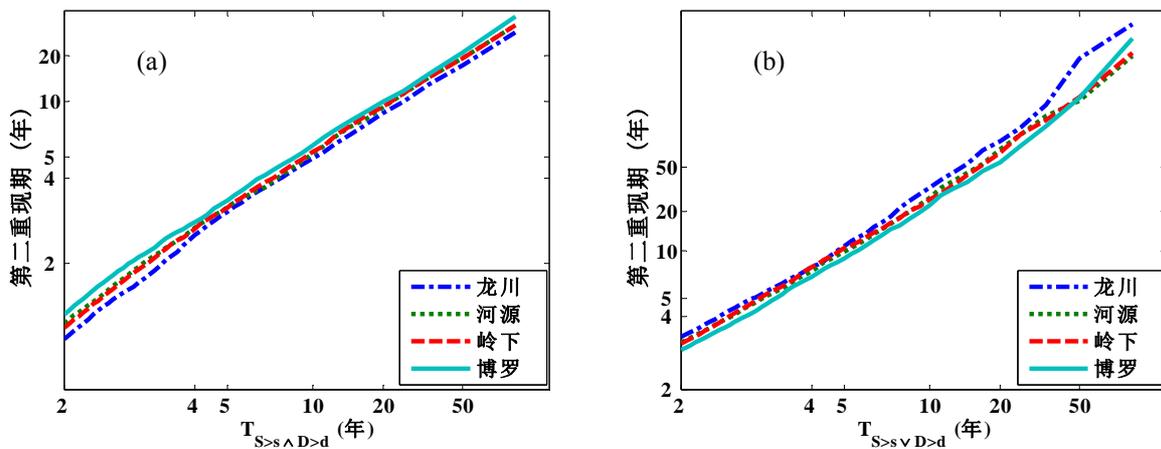


Figure 2. The secondary return periods of the return period $T_{\{S>s \wedge D>d\}}$ and $T_{\{S>s \vee D>d\}}$ respectively for drought event $\{S > s\} \wedge \{D > d\}$ and $\{S > s\} \vee \{D > d\}$, (a) The secondary return periods of the return period $T_{\{S>s \wedge D>d\}}$; (b) The secondary return periods of the return period $T_{\{S>s \vee D>d\}}$

图 2. 对于干旱事件 $\{S > s\} \wedge \{D > d\}$ 和 $\{S > s\} \vee \{D > d\}$ 的重现期 $T_{\{S>s \wedge D>d\}}$ 和 $T_{\{S>s \vee D>d\}}$ 的第二重现期, (a)重现期 $T_{\{S>s \wedge D>d\}}$ 的第二重现期; (b)重现期 $T_{\{S>s \vee D>d\}}$ 的第二重现期

定义方法,可以得到4个水文站水文年内最大干旱历时和干旱强度,然后可分别得到这4个水文站的干旱历时和强度的最大值序列,该序列分别用广义极值分布函数进行拟合,参数采用最大似然估计,Kolmogorov-Smirnov 检验的 p 值分别是 0.93 和 0.71,在 95%的置信区间内显著,其中图形见图 3。从图 3(b)中可看出拟合的广义极值分布函数在线型的尾部,也就是对应于极值事件的部分,函数曲线斜率有逐渐增大的趋势,从而可能算得的 20 年一遇以上的事件结果会比实际值偏大,这与样本序列不够长有关。

同时分析 4 个水文站水文年内最大干旱历时和强度的最大值的相关性结构也很有意义,他们的相关性结构可以用 Extreme Value Copula 中的 Gumbel-Hougaard Copula ($\theta = 6.94$)函数来表示, Gumbel-

Hougaard Copula 函数的拟合优度检验^[30](用 R 软件中的“Copula”软件包可以实现)的 p 值是 0.12,在 95%的置信区间内显著,图形见图 4。

在预定义的单变量重现期下,计算了单变量分布时的干旱历时和干旱强度值,并同时计算了干旱历时和强度在相同单变量重现期下的两变量重现期,见表 4。结果显示,至少有一个水文站发生干旱历时 37、86、136 和 206 天的重现期分别是 2 年、5 年、10 年和 20 年一遇;至少有一个水文站发生干旱强度 1966、7195、16,020 和 33,988 $m^3/s \cdot d$ 的重现期分别是 2 年、5 年、10 年和 20 年一遇;具有相同单变量重现期为 2 年、5 年、10 年和 20 年一遇的这两个干旱事件同时发生时的重现期分别为 2.15 年、5.51 年、11.10 年和 22.27 年一遇;而具有相同单变量重现期为 2 年、5 年、

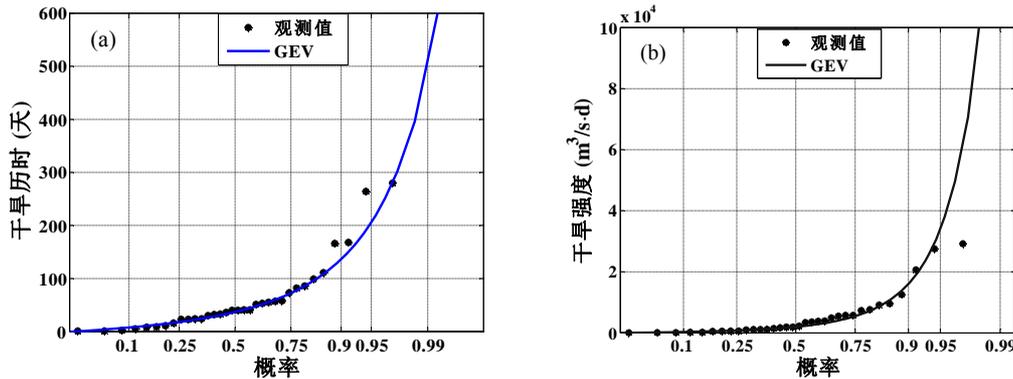


Figure 3. Fitting the max hydrological annual drought duration and severity of the four hydrological stations, (a) The observed max hydrological annual drought duration of the four hydrological stations with fitted generalized extreme value distribution ($k = 0.48, \sigma = 27.07, \mu = 26.09$); and (b) The observed max hydrological annual drought severity of the four hydrological stations with fitted generalized extreme value distribution ($k = 1, \sigma = 1674, \mu = 1221$)

图 3. 拟合的 4 个水文站水文年内最大干旱历时和干旱强度的最大值序列, (a)观测到的 4 个水文站最大的水文年最大干旱历时序列与拟合的广义极值分布($k = 0.48, \sigma = 27.07, \mu = 26.09$); (b)观测到的 4 个水文站最大的水文年最大干旱历时序列与拟合的广义极值分布($k = 1, \sigma = 1674, \mu = 1221$)

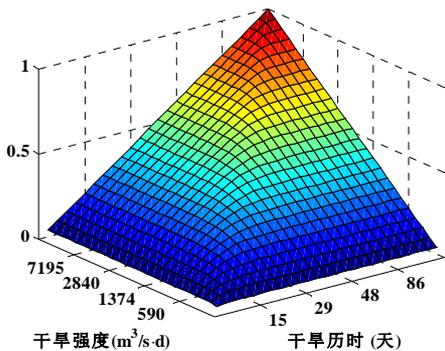


Figure 4. The joint behave of the max hydrological annual drought duration and severity of the four hydrological stations modeled by the Gumbel-Hougaard Copula with parameter $\theta = 6.94$

图 4. 用 Gumbel-Hougaard Copula ($\theta = 6.94$)表示的 4 个水文站水文年内干旱历时和强度最大值序列的相关性结构

Table 4. The results of at the predefined univariate return period, the value of drought duration, severity and the return period of bivariate extreme event with the same univariate return period
表 4. 在预定义的单变量重现期下, 计算的单变量分布时的干旱历时和强度值, 以及这两个变量在相同单变量重现期下的两变量重现期

单变量 重现期/年	干旱 历时/天	干旱强度/ ($m^3/s \cdot d$)	“且”/年	“或”/年
2	37	1966	2.15	1.87
5	86	7195	5.51	4.58
10	136	16,020	11.10	9.10
20	206	33,988	22.27	18.15

注: “且”表示这两个变量在相同单变量重现期下同时发生的重现期, “或”表示这两个变量在相同单变量重现期下有一个发生时的重现期。

10 年和 20 年一遇的这两个事件中有一个发生时的重现期分别为 1.87 年、4.58 年、9.10 年和 15.58 年一遇。

5. 结论

干旱通常由干旱历时和强度表示, 对于这两个变量的相关性结构可用 Copula 函数表示。Copula 函数拟合优度检验结果表明, Plackett Copula 能够很好地表示东江流域四个水文站干旱历时和强度的相关性结构, 在 95% 的置信区间内显著。

Salvadori 和 De Michele 提出了第二重现期的概念, 用来表示发生重现期大于某一值事件的重现期。他们认为第二重现期对于风险分析来说提供了一个更为精确的指标, 因而本文也以此对东江流域水文干旱特征进行了风险分析。分析发现, 长历时且强强度的干旱事件的第二重现期小于相应的两变量重现期, 长历时或强强度的干旱事件的第二重现期大于相应的两变量重现期; 在东江流域, 发生长历时且强强度的干旱事件的风险由上游向下游逐渐减小, 而发生长历时或强强度干旱事件的风险则在上游最小, 同时当长历时或强强度干旱事件增强到一定程度时, 东江流域下游的风险相对降低。

当东江流域有一个区域发生长历时或强强度的干旱或者这两个事件都有发生时, 将会对整个流域的水资源管理造成影响, 因而水资源管理应将流域看成一个整体, 从而对这些极值事件进行频率分析就具有重要意义。为此本文对四个水文站的水文年内最大干旱历时和干旱强度的最大值序列进行分析, 结果发现 20 年一遇时至少有一个水文站发生干旱历时 206 天; 至少有一个水文站发生干旱强度 $33,988 \text{ m}^3/\text{s}\cdot\text{d}$; 当这两个干旱事件同时发生时的重现期为 22.27 年一遇; 而这两个事件中有一个发生时的重现期为 15.58 年一遇。值得注意的是, 在此本文运用极值 Copula 函数进行分析时假定上下游间的干旱事件是相互独立的, 这个假定不是很合理的, 然而从拟合优度检验结果来看, 边缘分布及 Copula 函数都在 95% 的置信区间内显著, 因而本文认为结果还是可信的。

参考文献 (References)

[1] KAO, S. C., GOVINDARAJU, R. S. A copula-based joint deficit index for droughts. *Journal of Hydrology*, 2010, 380(2): 121-134.

- [2] American Meteorological Society. Statement on meteorological drought. *Bulletin of the American Meteorological Society*, 2004, 85: 771-773.
- [3] WILHITE, D. A. Drought as a natural hazard: Concepts and definitions. *Drought, A Global Assessment*, 2000, 1: 3-18.
- [4] MISHRA, A. K., SINGH, V. P. A review of drought concepts. *Journal of Hydrology*, 2010, 391(2): 202-216.
- [5] VÖRÖSMARTY, C. J., GREEN, P., SALISBURY, J. and LAMMERS, R. B. Global water resources: Vulnerability from climate change and population growth. *Science*, 2000, 289(5477): 284.
- [6] LIU, C. L., ZHANG, Q., SINGH, V. P. and CUI, Y. Copula-based evaluations of drought variations in Guangdong, South China. *Natural Hazards*, 2011, 59(3): 1533-1546.
- [7] 张强, 李剑锋, 陈晓宏, 等. 基于 Copula 函数的新疆极端降水概率时空变化特征[J]. *地理学报*, 2011, 66(1): 3-12. ZHANG Qiang, LI Jianfeng, CHEN Xiaohong, et al. Spatial variability of probability distribution of extreme precipitation in Xinjiang. *Acta Geographica Sinica*, 2011, 66(1): 3-12. (in Chinese)
- [8] SALVADORI, G., DE MICHELE, C. Frequency analysis via copulas: Theoretical aspects and applications to hydrological events. *Water Resources Research*, 2004, 40(12), Article ID W12511.
- [9] 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. XIAO Mingzhong, ZHANG Qiang and CHEN Xiaohong. Spatial-temporal patterns of drought risk across the Pearl River Basin. *Acta Geographica Sinica*, 2012, 67(1): 83-92. (in Chinese)
- [10] 董满宇, 江源, 李俞萍, 等. 近 46 年来东江流域降水变化趋势分析[J]. *水文*, 2010, 30(5): 85-90. DONG Manyu, JIANG Yuan, LI Yuping, et al. Analysis of precipitation change trend over last 46 years in Dongjiang River Basin. *Journal of China Hydrology*, 2010, 30(5): 85-90. (in Chinese)
- [11] 王兆礼, 陈晓宏, 杨涛. 东江流域博罗站天然年径流量序列多时间尺度分析[J]. *中国农村水利水电*, 2010, 2: 21-24. WANG Zhaoli, CHEN Xiaohong and YANG Tao. Multiple time scale analysis of natural annual runoff series at the Boluo Station in the Dongjiang River Basin. *China Rural Water and Hydropower*, 2010, 2: 21-24. (in Chinese)
- [12] 王兆礼, 陈晓宏, 杨涛. 近 50a 东江流域径流变化及影响因素分析[J]. *自然资源学报*, 2010, 25(8): 1365-1374. WANG Zhaoli, CHEN Xiaohong and YANG Tao. Runoff variation and its impacting factors in the Dongjiang River Basin during 1956-2005. *Journal of Natural Resources*, 2010, 25(8): 1365-1374. (in Chinese)
- [13] 林凯荣, 何艳虎, 雷旭, 等. 东江流域 1959~2009 年气候变化及其对径流的影响[J]. *生态环境学报*, 2011, 20(12): 1783-1787. LIN Kairong, HE Yanhu, LEI Xu, et al. Climate change and its impact on runoff during 1956-2009 in Dongjiang Basin. *Ecology and Environmental Sciences*, 2011, 20(12): 1783-1787. (in Chinese)
- [14] ZHOU, Y., ZHANG, Q., LI, K. and CHEN, X. Hydrological effects of water reservoirs on hydrological processes in the East River (China) basin: Complexity evaluations based on the multiscale entropy analysis. *Hydrological Processes*, 2011, in press.
- [15] YEVJEVICH, V. Objective approach to definitions and investigations of continental hydrologic droughts. *Hydrology Paper 23*, Fort Collins: Colorado State University, 1967.
- [16] FLEIG, A. K., TALLAKSEN, L. M., HISDAL, H. and DEMUTH, S. A global evaluation of streamflow drought characteristics. *Hydrology and Earth System Sciences*, 2006, 10(4): 535-552.
- [17] ZELENHASI, E., SALVAI, A. A method of streamflow drought analysis. *Water Resources Research*, 1987, 23(1): 156-168.
- [18] TALLAKSEN, L. M., MADSEN, H. and CLAUSEN, B. On the definition and modelling of streamflow drought duration and deficit volume. *Hydrological Sciences Journal*, 1997, 42(1): 15-33.

- [19] MADSEN, H, ROSBJERG, D. On the modelling of extreme droughts. IAHS Publications: Series of Proceedings and Reports, Intern Association Hydrological Sciences, 1995, 231: 377-386.
- [20] NELSEN, R. B. An introduction to copulas. New York: Springer Verlag, 2006: 7-269.
- [21] SKLAR, A. Fonctions de répartition à n dimensions et leurs marges. Paris: Publications de l'Institut de Statistique de l'Université de Paris, 1959: 229-231.
- [22] GENEST, C., RIVEST, L. P. Statistical inference procedures for bivariate Archimedean copulas. Journal of the American Statistical Association, 1993, 88(423): 1034-1043.
- [23] PLACKSETT, R. L. A class of bivariate distributions. Journal of the American Statistical Association, 1965, 60(310): 516-522.
- [24] KAO, S. C., GOVINDARAJU, R. Trivariate statistical analysis of extreme rainfall events via the Plackett family of copulas. Water Resources Research, 2008, 44, Article ID: W02415.
- [25] SALVADORI, G. Extremes in nature: An approach using copulas. New York: Springer Verlag, 2007: 113-284.
- [26] SALVADORI, G., DE MICHELE, C. Estimating strategies for multiparameter multivariate extreme value copulas. Hydrology and Earth System Sciences, 2011, 15(1): 141-150.
- [27] PICKANDS, J. Multivariate extreme value distributions, bull. International Statistical Institute, 1981, 49: 859-878.
- [28] SHIAU, J. T., SHEN, H. W. Recurrence analysis of hydrologic droughts of differing severity. Journal of Water Resources Planning and Management, 2001, 127(1): 30.
- [29] GENEST, C., RÉMILLARD, B. and BEAUDOIN, D. Goodness-of-fit tests for copulas: A review and a power study. Insurance: Mathematics and Economics, 2009, 44(2): 199-213.
- [30] GENEST, C., KOJADINOVIC, I., NEŠLEHOVÁ, J. and YAN, J. A goodness-of-fit test for bivariate extreme-value copulas. Bernoulli, 2011, 17(1): 253-275.