

文章编号:1673-8411 (2014) 02-0032-08

Copula 函数在广西洪涝灾害的降水概率预测中的应用

倪增华, 刘合香, 罗彦丽, 谭金凯

(1.广西师范学院 数学科学学院, 广西 南宁 530023)

摘要:为了研究洪涝的重要致灾源因子降水的概率,利用广西从1970年-2012年的降水数据,以年降水均值(X)和年降水极值均值(Y)为研究变量,通过 Copula 函数构建其联合分布。经过 OLS, AIC 拟合优度评价,采用 Copula 函数中拟合效果较好的 Gumbel-Hougaard Copula 函数建立边缘分布为 Pearson-III 型的两变量的联合分布。随后,进行相应的重现期计算,计算结果表明,在联合重现期下的两变量降水设计值比单变量设计值和同现重现期下的设计值都要高,故采用联合重现期下的联合设计值作为防洪标准会更加安全。最后,对比降水数据与灾情数据,研究降水重现期与洪涝灾情的关系。结果表明,降水的重现期越长,洪涝灾害也越严重。

关键词: Copula 函数;联合分布;重现期;广西洪涝;降水概率

中图分类号: S42

文献标识码: A

Copulas Application in Precipitation Probability Forecast of Flood Disasters in Guangxi

Ni Zeng-hua, Liu He-xiang, Luo Yan-li, Tan Jin-kai

(1. Mathematical Sciences college, Guangxi Teachers Education University, Nanning 530023, China)

Abstract: Based on the precipitation dates of Guangxi from 1970 to 2012, precipitation probability, which is the important source factor to cause flood, was studied. The average values of annual precipitation (X) and annual precipitation extremum (Y) were regarded as researching variables, and their joint distribution by Copula function was established. The result showed that the design values of two variables under the joint return period are greater than the design values of single variable and co-occurrence return period. It means that it is safer to adopt the design values of two variables under the joint return period. The longer return period of precipitation implies that flood damage is more serious.

Key Words: Copula function; joint distribution; return period; Guangxi flood; Precipitation probability

随着全球气候的逐渐变暖,温室效应的日益严重,洪涝灾害作为一种极端的气象灾害事件,其发生的频率也在逐年增加^[1-3]。同时,我国的洪涝灾害也存在着严峻的形式,这严重地威胁着人们的生命及财产安全。广西地属亚热带季风气候且有罕见的喀斯特地貌,受这种特殊的气候及地理环境的影响,广

西境内降水分布不均,极易发生重大洪涝灾害。如:2009年7月,广西省柳州市发生了自1996年以来的最大洪水。7月5日2时到14时,柳州全市受灾人口约6.78万人,农作物受灾面积28.227千公顷,全市洪灾直接经济损失约7.716亿元^[4]。2013年5月广西发生的洪涝灾害造成钦州、玉林、河池、桂林、

收稿日期:2014-01-28

基金项目:广西科学研究与技术开发项目(1355010-8)和广西自然科学基金(GXNSFAA019280)共同资助

作者简介:倪增华(1987-),女,汉族,山西大同人,硕士研究生,研究方向为概率统计及自然灾害风险分析。

通讯作者:刘合香(1962-),女,山东茌平人,教授,硕士生导师,研究方向为概率统计及自然灾害风险分析, E-mail: hx_post@163.com。

等 8 市 16 个县(区)49.1 万人受灾,6 人死亡,农作物受灾面积 13 千公顷,直接经济损失 1.5 亿元^[5]。2013 年 11 月,强台风“海燕”进入广西,带来的狂风暴雨致使广西北海、南宁、钦州、百色等地受灾。据广西民政厅统计,灾害累计造成 183.24 万人受灾,农作物受灾面积 313.86 千公顷,因灾死亡及失踪人口 8 人,直接经济损失 17.16 亿元,其中农业损失 15.33 亿元。

基于广西洪涝灾害的严重性,一些学者对其进行了预测与研究。如:刘合香等^[6]通过模糊评价,建立了灾变年的预测模型。莫建飞^[7-8]等基于 GIS 技术,研究建立了广西洪涝灾害风险及孕灾环境的敏感性评估体系。

降水的强度、范围、历时可作为判断发生洪涝的重要因素。因此,我们可以通过研究降水来预测洪涝的发生。由于 Copula 函数的形式多样灵活,并且可以通过变量的边际分布及变量间的相关性结构来构造多维联合分布,近十几年来它已被应用于水文及灾害研究当中。比如:Favre 等^[9]通过 Copula 函数分析了洪量与洪峰的联合概率密度函数从而推求了洪水发生的概率。方彬等^[10]选用 Gumbel Archimedean Copula 函数,研究了年最大洪水发生时间和量级这两个变量的联合分布并说明其实用价值。候芸芸等^[11-12]也基于 Copula 函数做出了水文方面的相关研究。此外,Copula 函数还应用于干旱及洪涝等气象灾害的研究。国内外的一些学者对此作了相关探索。杨志勇等^[13]运用 Copula 函数拟合了春与夏、夏与秋的降水距平百分率序列,并计算出连旱和连涝这两类事件发生的概率;陆桂华等^[14]采用 copula 函数,建立了区域干旱历时和干旱强度的联合分布,提出了区域干旱指数;王沁等^[15]针对降雨量及土壤饱和度,建立了 Clayton Copula 模型,分析了两者的联合分布。李剑锋,张强等^[16-17]通过 Copula 函数研究了新疆降水概率的分布特征,并探究了二维变量变异时对 Copula 联合分布的影响。张娜等^[18]利用 Gumbel-Hougaard copula 函数构建了年最大日雨量及年最大七日雨量的联合分布模型以期推求设计暴雨过程;陈子燊等^[19]选用 Copula 函数构建最大日降水量与历时 3 日降水量以及历时 7 日降水量的联合分布模型,设计了暴雨降水超过三日或七日的风险率;Zhang 等^[20-21]运用 Copula 函数获得了二元降雨频率分布方法,同时他们还基于 Gumbel-Hougaard copula 函数,对降水强度、深度以及历时进行了联合

分析并以此来分析降水频率。

以上研究证明了 Copula 函数在水文及洪涝灾害上的成功应用。但是,利用 Copula 函数来预测广西洪涝重现期的研究至今还未见报道。本研究试图来填补这一空白。

1 数据来源

本文数据来源于广西民政厅、广西农业厅和广西防汛抗旱指挥部从 1970 年到 2012 年之间的降水数据以及洪涝灾情数据。通过以这 43 年的年降水均值(即每年降水过程均值)以及年降水极值均值(即每年降水过程极值的均值)为两变量,计算它们的联合分布函数和其联合重现期。最后,与洪涝灾情作出比较分析。

2 方法

本文主要采用 Archimedean copula 函数来研究广西近 43 年的降水过程,从而预测洪涝灾害的发生。同时,我们对 copula 函数作出比较以期找到最优拟合函数以便做出更好的预测。

2.1 Copula 函数的定义

由(Nelsen,2006)^[22]可知若函数 $C: [0,1]^2 \rightarrow [0,1]$,满足:

(1) $\forall u, v \in [0,1]$, 有 $C(u,0)=C(0,v)=0, C(u,1)=u, C(1,v)=v$,

(2) $\forall [u_1, u_2] \times [v_1, v_2] \subseteq [0,1]^2$, 有 $C(u_2, v_2) - C(u_2, v_1) - C(u_1, v_2) + C(u_1, v_1) \geq 0$;

则称函数 C 为二维 Copula 函数。Copula 函数是描述多变量相关性的一类函数。

(sklar 定理)^[23]设 F 是一个二维分布函数,其边缘分布为 f_1, f_2 则存在一个二维 Copula 函数 C 使得对任意 $x, y \in \mathbb{R}$ 都有 $F(x, y) = C(f_1(x), f_2(y))$, 其中 $C: [0,1]^2 \rightarrow [0,1]$ 。

特别地,若 f_1, f_2 是连续函数,则 C 是唯一确定的。

对上述定理还可理解为:

$$C(u, v) = F(f_1^{(-1)}(u), f_2^{(-1)}(v))$$

其中, $u = f_1(x), v = f_2(y), f_1^{(-1)}(\cdot), f_2^{(-1)}(\cdot)$ 分别为 $f_1(\cdot), f_2(\cdot)$ 的伪逆函数。

2.2 Archimedean Copula 函数

Copula 函数大体上可分为椭圆型、Archimedean 型以及二次型。其中 Archimedean Copula 函数以其构造简单、易求解等特点被广泛应用于各个领域。

由 Genest 和 Mackay 给出的 Archimedean

Copula 函数定义,可知二维 Archimedean Copula 函数的表达式为:

$$C(u,v)=\varphi^{-1}(\varphi(u),\varphi(v))$$

其中 $\varphi(\cdot)$ 为 Archimedean Copula 函数 $C(\cdot, \cdot)$ 的生成元,且其满足条件:

(1) $\varphi(u)+\varphi(v)\leq\varphi(0)$ 且 $\varphi(1)=0$;

(2) $\forall t \in [0,1]$, 有 $\varphi' < 0, \varphi'' > 0$, 即 $\varphi(t)$ 是一个凸的减函数。

本文主要应用 Archimedean Copula 函数族中常用的三类,分别如下:

(1) Gumbel-Hougaard Copula 函数

$$C(u,v;\theta)=\exp\{-[(-\ln u)^\theta+(-\ln v)^\theta]^{\frac{1}{\theta}}\} \quad (1)$$

其中生成元为 $\varphi(t)=(-\ln t)^\theta, \theta \in (0,1]$ 。

(2) Clayton Copula 函数

$$C(u,v;\theta)=(u^{-\theta}+v^{-\theta}-1)^{-\frac{1}{\theta}} \quad (2)$$

其中生成元为 $\varphi(t)=1/\theta(t^{-\theta}-1), \theta \in (0,\infty)$ 。

(3) Frank Copula 函数

$$C(u,v;\theta)=-\frac{1}{\theta}\ln\left[1+\frac{(e^{-\theta u}-1)(e^{-\theta v}-1)}{e^{-\theta}-1}\right] \quad (3)$$

其中生成元 $\varphi(t;\theta)=-\ln\frac{e^{-\theta t}-1}{e^{-\theta}-1}, \theta \in (-\infty,0) \cup$

$(0,+\infty)$ 。

2.3 变量间的相关性度量

Copula 函数是描述变量间相关性的函数,因此在使用 Copula 函数建立模型时需对变量间的相关性进行度量。度量变量间的相关性有多种方法如: Kendall 秩相关系数 τ , Spearman 秩相关系数 ρ , Gini 关联系数 γ 等。本文采用 Kendall 秩相关系数 τ 。

设 $(x_i, y_j), i, j=1, 2, \dots, n$, 为随机变量 (X, Y) 的 n 个样本观测值, 则 Kendall 秩相关系数 τ 为:

$$\tau=\frac{2}{n(n-1)}\sum_{1\leq i<j\leq n}\text{sign}(x_i-x_j)(y_i-y_j) \quad \text{sign}(x) \text{ 为符号函数} \quad (4)$$

若随机变量 X, Y 的边缘分布为 F_1, F_2 , 与其相对应的 Copula 函数为 $C(u, v), u, v \in [0, 1]$, 那么有: $\tau=4\int_0^1\int_0^1 C(u, v)dC(u, v)-1$ 。

2.4 Copula 函数的参数估计

估计 Copula 函数的方法有多种, 如极大似然法、边际函数推断法 (IFM) 以及 Archimedean Copula 函数常用的相关性指标法^[24]。经反复计算, 本文研究实例的两变量间的相关性良好, 故采用相

关性指标法。

相关性指标法:

通过 Copula 函数的参数 θ 与 Kendall 秩相关系数 τ 之间的关系可求得 Copula 函数的参数。具体关系式如下:

$$\text{Gumbel-Hougaard Copula 函数: } \tau=1-\frac{1}{\theta} \quad (5)$$

$$\text{Clayton Copula 函数: } \tau=\frac{\theta}{2+\theta} \quad (6)$$

$$\text{Frank Copula 函数: } \tau=1+\frac{4}{\theta}\left[\frac{1}{\theta}\int_0^\theta\frac{x}{e^x-1}dx-1\right] \quad (7)$$

2.5 两变量的边缘分布及其参数估计

本文的两变量边缘分布采用 Pearson-III 型分布:

$$f(x)=P(X<x)=\int_{-\infty}^x\frac{\beta^\alpha}{\Gamma(\alpha)}(x-\gamma)^{\alpha-1}e^{-\beta(x-\gamma)}dx \quad (8)$$

其中, α, β, γ 分别是 Pearson-III 型分布的形态参数, 尺度参数和位置参数。且 α, β, γ 可根据均值 \bar{x} , 离差系数 c_v 和偏态系数 c_s 估计出。它们之间的关系为:

$$\begin{cases} \alpha=\frac{4}{c_s} \\ \beta=\frac{2}{\bar{x}c_v c_s} \\ \gamma=\bar{x}\left(1-\frac{2c_v}{c_s}\right) \end{cases} \quad (9)$$

2.6 恰当的 Copula 函数形式的选用

要了解 Copula 函数是否能够描述两变量之间的关系以及哪种形式的 Copula 函数描述的最好, 我们需要对其进行拟合优度检验。为了可以直观地看到 Copula 函数的拟合程度可以通过做经验频率和理论频率曲线。

样本点的经验联合分布为:

$$F(x_i, y_i)=P(x\leq x_i, y\leq y_i)=\frac{\sum_{l=1}^i\sum_{k=1}^i N_{lk}-0.44}{N+0.12} \quad (10)$$

其中, $(x_i, y_i), i=1, 2, \dots, N$ 为观测样本, N_{lk} 为将样本点重新排列后 $x_{1i}\leq x_{1j}, x_{2j}\leq x_{2i}$ 的数目。

拟合优度评价指标和方法:

(1) 离差平方和准则 (OLS)

$$\text{OLS}=\sqrt{\frac{1}{n}\sum_{i=1}^n(F(x_i, y_i)-C(u_i, v_i))^2} \quad (11)$$

选用 OLS 方法拟合时, 选取计算所得 OLS 值最

小的 Copula 函数作为构造联合分布的函数。

(2)AIC 信息准则

$$AIC=n\ln MSE+2m \tag{12}$$

$$MSE=\frac{1}{n}\sum_{i=1}^n(F(x_i,y_i)-C(u_i,v_i))^2 \tag{13}$$

其中,m 为此模型中参数的个数。在采用 AIC 信息准则法评价时,AIC 值越小越好。

2.7 重现期

对于本文研究的降水事件,我们以所研究变量的重现期来衡量某类降水发生的频率。其中,单变量重现期为:

$$T(x)=\frac{1}{1-F(x)},T(y)=\frac{1}{1-F(y)} \tag{14}$$

两变量联合重现期是指变量 X 或 Y 超过某个特定值的重现期,它的计算公式为:

$$T_o(x,y)=\frac{1}{P(X>x\text{or}Y>y)}=\frac{1}{1-P(X\leq x,Y\leq y)}=\frac{1}{1-F(x,y)}=\frac{1}{1-C(u,v)} \tag{15}$$

两变量同现重现期是指变量 X 和 Y 都超过某个特定值的重现期,它的计算公式为:

$$T_a(x,y)=\frac{1}{P(X>x,Y>y)}=\frac{1}{1-F(x)-F(y)+F(x,y)}=\frac{1}{1-u-v+C(u,v)} \tag{16}$$

3 实例分析

本文以广西 43 年降水数据为例,计算其年降水均值 X 和年降水极值均值 Y 的联合分布重现期。

3.1 相关性参数度量

由(4)式算得年降水均值和年降水极值均值间的 Kendall 秩相关系数 $\tau=0.677$,具有显著相关性。故可运用相关性指标法(5)–(7)式计算,得 Gumbel–Hougaard Copula 函数 $\theta=3.0959$ 、Clayton Copula 函数 $\theta=4.191950$ 、Frank Copula 函数 $\theta=10.5513$ 。

3.2 Copula 函数的拟合优度评价

根据式(8)–(10)可得两变量的联合经验频率和基于不同 Copula 函数下的理论频率。将二者的值绘在图 1 中。从图 1 可见,由三类 Archimedean Copula 函数计算得出的理论频率与经验频率的散点都分布在 45°线附近,且最贴近的为 Gumble–Hougaard Copula 函数。这是比较直观的选取函数的方法。

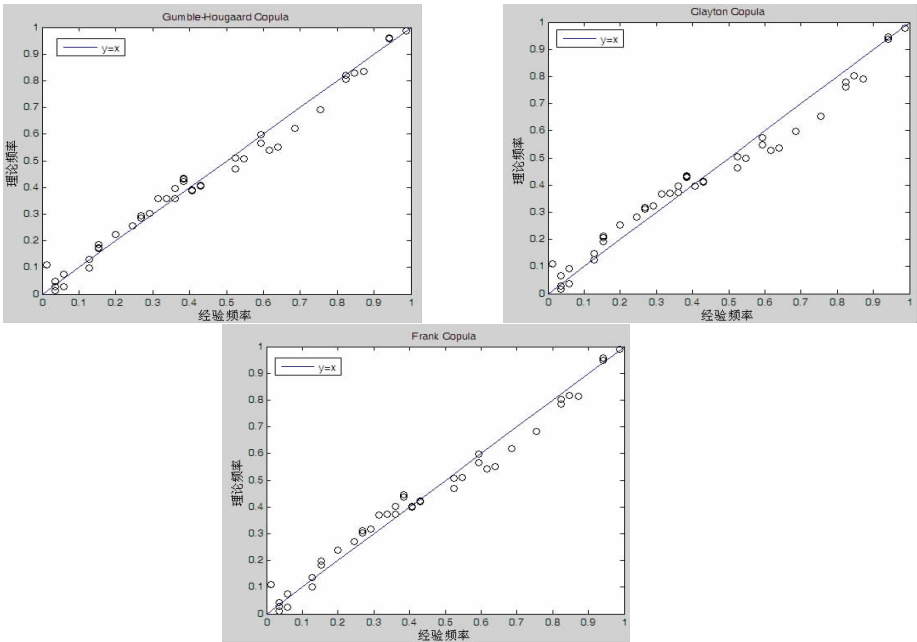


图 1 理论联合分布与经验联合分布的拟合图

为了选取拟合度最好的 Copula 函数,本文运用 OLS 和 AIC 进行拟合。由表 1 给出的数据可以看出两种指标中都是 Gumbel–Hougaard Copula 的值

最小(OLS:0.7000;AIC:–28.6740),故选取此函数为最优 Copula 函数。

表 1 拟合优度评价

函数	OLS	AIC
Gumbel-Hougaard Copula	0.7000	-28.6740
Clayton Copula	0.7937	-17.8675
Frank Copula	0.7551	-22.1711

3.3 降水的重现期

由上述结论可得降水的联合分布函数为：

$$F(X,Y)=c(u,v)$$
$$=\exp\left\{-\left[(-\ln u)^{3.0959}+(-\ln v)^{3.0959}\right]^{\frac{1}{3.0959}}\right\}$$

由此可作出其联合分布的三维图,如图 2 所示。由图像的渐变过程可以看出,颜色越浅联合分布的函数值越接近 1。

图 3a 和图 3b 分别为基于 Gumbel-Hougaard Copula 函数下且标有广西 1970 到 2012 年的年降水均值 X 与年降水极值均值 Y 的散点的两变量联合重现期等值图和同现重现期等值图。观察降水数据

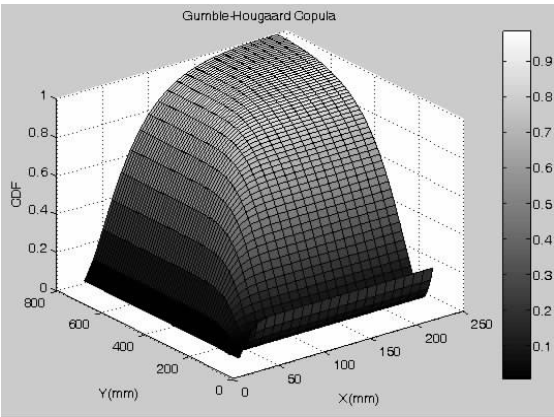


图 2 X 与 Y 的联合分布三维图

并对比图 3a 或图 3b 即可估计出任意两变量组合的联合重现期或同现重现期的取值范围,其中散点恰在等值线上的年份可直接得到其重现期。比如,在图 3b 中 1974 年的降水重现期为 5 年,2004 年的降水重现期为 10 年,1998 年的降水重现期为 50 年。同时,也可根据重现期估计出两变量的设计值。

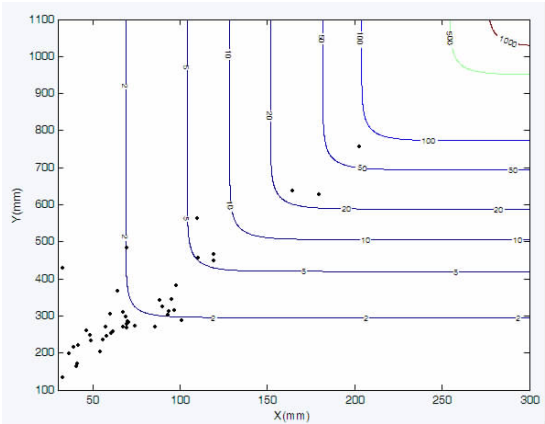


图 3a X 与 Y 两变量联合重现期等值线

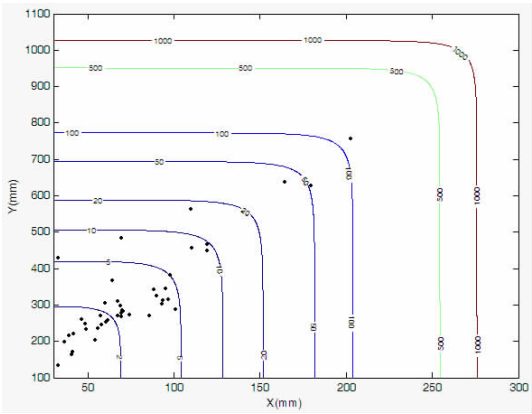


图3b X 与 Y 两变量同现重现期等值线

在假设 X 与 Y 同频率的情况下,可由重现期计算公式(14)–(16)得到在一定重现期下的单变量设计值以及其联合分布下的两变量设计值。计算结果见表 2。以 1974 年,2004 年和 1998 年为例,分别绘出在同一年份中的实际年降水均值(极值均值)、单变量年降水均值(极值均值)设计值、联合重现期下的联合年降水均值(极值均值)设计值以及同现重现期下的联合年降水均值(极值均值)设计值见图 4。分析表 2,并对照观察图 4a、图 4b 不难看到,由单变量计算得到的降水设计值要大于同现重现期下的联

合计算得到的降水设计值,且小于联合重现期下的联合计算得到的降水设计值。由于以上三年的降水重现期是根据同现重现期等值线图估计得到的,故而相应的同现重现期设计值一定不小于其实际值。但是,对于图 4a 和图 4b 中的联合重现期设计值均大于同现重现期设计值这一结果来说,联合重现期设计值要比同现重现期设计值要好,这也意味着经过联合重现期下的联合计算得到的降水设计值会更加安全。

表 2 X 与 Y 在不同重现期下的设计值 (单位:mm)

重现期 (a)	单变量设计值		联合设计值 (T ₀)		联合设计值 (T _a)	
	X	Y	X	Y	X	Y
1000	275.91	1026.8	282.79	1051.1	267.81	998.23
500	254.46	951.12	261.38	975.55	245.11	918.17
100	203.90	772.74	210.98	797.74	194.80	740.63
50	181.68	694.34	188.87	719.71	172.44	661.71
20	151.71	588.5	158.92	613.98	142.55	556.12
10	128.36	505.99	135.62	531.66	119.33	474.07
5	104.06	420.07	111.27	445.59	95.53	389.90
2	68.91	295.59	75.54	319.12	62.35	272.31

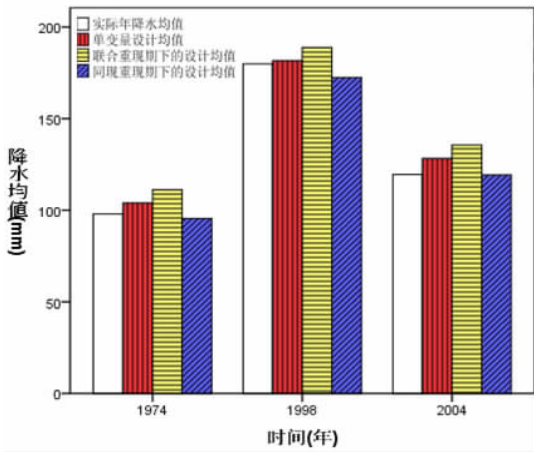


图 4a 不同重现期算法下的降水均值比较

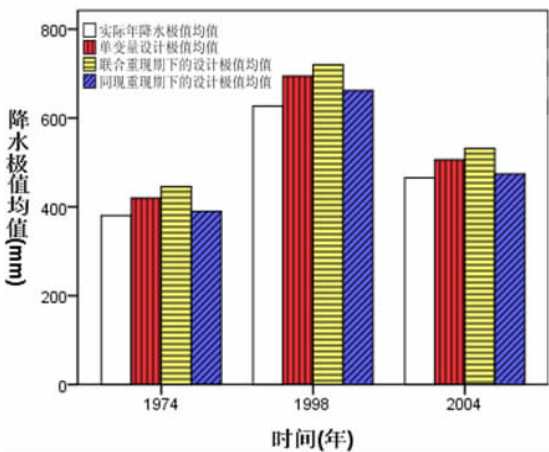


图 4b 不同重现期下的降水极值均值比较

3.4 降水强度与洪涝灾情的比较分析

经计算比较,可列出广西 43 年降水落在不同联合重现期范围的年份如表 3 所示。因降水重现期描述的是降水频率,降水重现期越长表明降水频率越小。可以这样认为,对于某年降水情况来说,它的重

现期越长意味着这类降水事件发生的概率越小,(见图 5)而这类事件的发生一般是由降水量太少或太多而引起的。对照表 3 及图 6a,可以发现对于广西 43 年降水来说,重现期长的降水事件往往是由降水量多引起的。

表 3 不同重现期范围的降水年度

联合重现期范围 (年)	0 ~ 2	2 ~ 5	5 ~ 10	10 ~ 20	20 ~ 50	50 ~ 100
年份 (年)	1972	1988	1974	1970	—	1994
	1973	1989	1979	1971	1998	2005
	1975	1990	1991	1995		
	1976	1992	1993	2004		
	1977	1996	1999			
	1978	1997	2000			
	1980	2002	2001			
	1981	2006	2003			
	1982	2007				
	1983	2008				
	1984	2009				
	1985	2010				
	1986	2011				
	1987	2012				

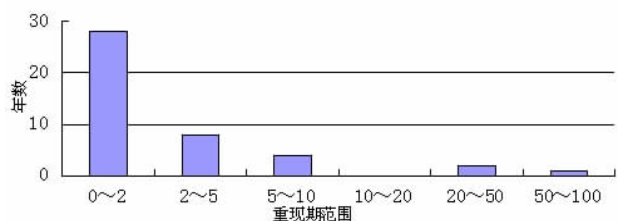


图5 不同重现期范围对应的年数

由于短时间内的强降水以及持续降水是导致洪涝灾害的重要致灾源因子，我们可以认为降水的重现期越长则降水量越多，从而可能造成的洪涝灾害越大。结合表3、图6a及图6b可知这种解释是合理的。比如：重现期落在0~2年的2011年广西洪涝灾

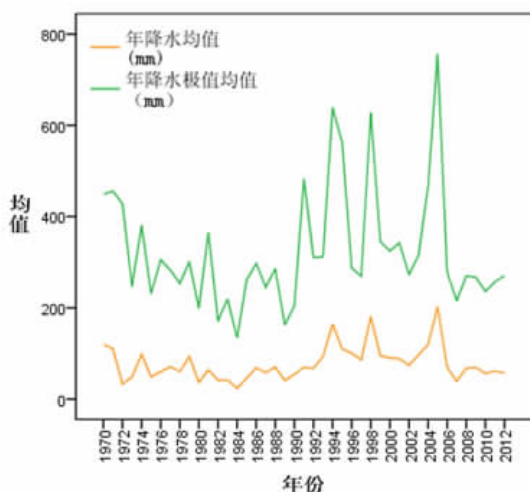


图6a 广西43年降水数据图

害中,受灾人口为479万人,死亡及失踪人口为11人,农作物受灾面积为10.32万公顷,直接经济损失为366.93千万元;重现期落在5~10年的2004年广西洪涝灾害中,受灾人口为998万人,死亡及失踪人口为41人,农作物受灾面积为44.75万公顷,直接经济损失为237.76千万元;重现期落在50~100年的2005年广西洪涝灾害中,受灾人口为857万人,死亡及失踪人口为65人,农作物受灾面积为45.914万公顷,直接经济损失为806.5千万元。从图6a及图6b可以观察到随着2011、2004、2005这三年的降水重现期的逐渐增长,其洪灾受灾人口数以及直接经济损失也越大。

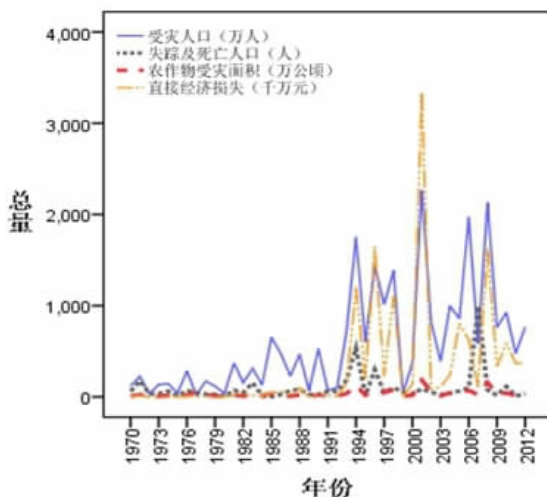


图6b 广西43年洪涝灾情数据图

4. 结论

(1)本文通过对Copula函数的研究,利用广西43年的降水数据,筛选出较为适合的Gumbel-Hougaard Copula函数,构建出年降水均值及年降水极值均值这两变量的联合分布函数。

(2)通过构建的两变量的联合分布函数,计算变量的联合重现期。经过计算比较可知,在联合重现期下的联合计算得到的降水设计值大于由单变量计算而得的降水设计值以及同现重现期下的降水设计值,这说明采用联合重现期下的联合降水设计值作为防洪标准会更为安全。

(3)对比广西43年的洪涝受灾情况可以发现,随着降水的重现期的增长,洪涝灾害也会变得更加严重。这里只是指出降水的强度与洪涝灾害间关系的一个大体的趋势,对于它们之间是否有更为具体

的联系以及它们之间是否具有较为契合的重现期关系将会是我们进一步要研究的问题。

参考文献:

- [1] 谭方颖, 王建林, 宋迎波. 华北平原气候变暖对气象灾害发生趋势的影响 [J]. 自然灾害学报, 2010, 19 (15): 125-131.
- [2] IPCC. Climate change 2007: Synthesis report [M]. Cambridge: Cambridge University Press, 2007.
- [3] 龚道溢. 气候变暖与我国夏季洪涝灾害风险 [J]. 自然灾害学报, 1999, 8 (3): 30-37.
- [4] 庞革平, 谢建伟. 广西柳州市发生严重洪涝灾害. 人民网, 2009-07-06.
- [5] 游岳, 侯崇智. 广西洪涝灾害致49万多人受灾6人死亡. 人民网. 2013-05-02.
- [6] 刘合香, 徐庆娟. 区域洪涝灾害风险的模糊综合评价与预测 [J]. 灾害学, 2007, 22 (4): 38-42.
- [7] 莫建飞, 陆甲, 李艳兰, 等. 基于GIS的广西农业暴雨洪

- 涝灾害风险评估 [J]. 灾害学, 2012, 27 (1): 38-43.
- [8] 莫建飞, 陆甲, 李艳兰, 等. 基于 GIS 的广西洪涝灾害孕灾环境敏感性评估 [J]. 灾害学, 2010, 25 (4): 33-37.
- [9] Favre A C, Adlouni S E, Perrault L, et al. Multivariate hydrological frequency analysis using copulas [J]. Water Resource Research, 2004, 40 (1): 1-12.
- [10] 方彬, 郭生练, 肖义, 等. 年最大洪水两变量联合分布研究 [J]. 水科学进展, 2008, 19 (4): 505-511.
- [11] 候芸芸, 宋松柏. 基于 Copula 函数的洪峰洪量联合分布研究 [J]. 人民黄河, 2010, 32 (11): 39-41.
- [12] 候芸芸, 宋松柏, 赵丽娜, 等. 基于 Copula 函数的 3 变量洪水频率研究 [J]. 西北农林科技大学学报, 2010, 38 (2): 220-228.
- [13] 杨志勇, 袁喆, 方宏阳, 等. 基于 Copula 函数的滦河流域旱涝组合事件概率特征分析 [J]. 水利学报, 2013, 44 (5): 556-569.
- [14] 陆桂华, 闫桂霞, 吴志勇, 等. 基于 Copula 函数的区域干旱分析方法 [J]. 水科学进展, 2010, 21 (2): 188-193.
- [15] 王沁, 黄雁勇, 汤家法, 等. 基于 Copula 模型的降雨量与土壤饱和度的模拟研究 [J]. 灾害学, 2010, 25 (3): 20-23.
- [16] 李剑锋, 张强, 陈晓宏, 等. 新疆极端降水概率分布特征的时空演变规律 [J]. 灾害学, 2011, 26 (2): 11-17.
- [17] 李剑锋, 张强, 陈晓宏. Archimedean Copulas 在降水变异概率分布特征研究中的应用 [J]. 灾害学, 2011, 26 (3): 1-7.
- [18] 张娜, 熟生练, 肖义, 等. 基于联合分布的设计暴雨方法 [J]. 水力发电, 2008, 34 (1): 19-21.
- [19] 陈子桑, 刘曾美. 不同历时设计暴雨组合的风险率分析 [J]. 水文, 2011, 31 (4): 12-17.
- [20] Zhang L, Singh V P. Bivariate rainfall frequency distributions using Archimedean copulas [J]. Journal of Hydrology, 2007, 332: 93-109.
- [21] Zhang L, Singh VP. Gumbel-Hougaard copula for trivariate rainfall frequency analysis [J]. Journal of Hydrologic Engineering, 2007, 12 (4): 409-419.
- [22] Nelsen R B. An Introduction to Copulas [M]. New York: Springer, 2006.
- [23] Sklar A. Fonctions de répartition à n dimensions et leurs marges [J]. Pub. Inst. Statist. Univ. Paris. 1959, 8: 229-231.
- [24] 杜江, 陈希镇, 于波. Archimedean Copula 函数的参数估计 [J]. 科学技术与工程, 2009, 9 (3): 637-640.

.....

(上接第 13 页)

已南下影响广西,“山神”主体影响广西时冷空气已减弱变性,广西降水是单一的暖云降水,“山神”停编后冷空气补充南下,与其残余环流相互影响造成桂东暴雨天气;“海燕”影响广西时刚好冷空气南下,两者相互作用,对降雨明显起到增幅作用,造成全广西暴雨天气。

(3) 台风进入广西时的散度场、涡度场显示,“海燕”抽吸作用比“山神”强劲得多;水汽辐合程度两个台风相当,但辐合高度“海燕”比“山神”高。

(4) 水平风垂直切变“海燕”大部小于 $12\text{m}\cdot\text{s}^{-1}$, 利于气柱内热量和水汽的集聚以加强暖核,使雨区集中,降雨强度增大;“山神”垂直切变远大于 $12\text{m}\cdot\text{s}^{-1}$, 雨区比较分散,不利于降雨增强。

参考文献:

- [1] 高安宁, 张瑞波. 2011 年秋季强台风“纳沙”导致广西灾害成因分析 [J]. 灾害学, 2013, 28 (1): 54-58.
- [2] 何立富, 许爱华, 陈涛. “泰利”台风低压大暴雨过程冷空气与地形的作用 [J]. 气象科技, 2009, 37 (4): 385-391.
- [3] 卢山, 邓文剑. 源自东风波台风“灿都”发展过程的结构

- 特征分析 [J]. 热带气象学报, 2013, 29 (1): 93-98.
- [4] 翁小芳, 冯文, 李凡. 0801 号台风“浣熊”的路径和强度特征分析 [J]. 气象研究与应用, 2008, 29 (4): 4-6.
- [5] 甘静, 邢维东, 郭兴业, 等. 0814 号强台风“黑格比”路径及降水分析 [J]. 气象研究与应用, 2009, 30 (4): 25-28.
- [6] 陈丽英, 赵蕾, 李春奎, 等. 台风“麦莎”移动路径及其内部热力结构的诊断分析 [J]. 气象研究与应用, 2011, 32 (3): 8-11.
- [7] 何小娟, 甘静, 潘静, 等. 201002 号台风“康森”移动路径特点的分析 [J]. 气象研究与应用, 2010, 31 (4): 12-15, 22.
- [8] 李永平, 詹宗明. 用涡度场捕捉台风“鲇鱼”的动态 [J]. 气象研究与应用, 2012, 33 (2): 9-10.
- [9] 赵付竹, 郑艳, 李勋. 强台风“纳沙”的路径和降水诊断分析 [J]. 气象研究与应用, 2013, 34 (1): 17-20.
- [10] 蒋静, 黄滢, 凌宗良, 等. 1223 号台风“山神”转向成因分析 [J]. 气象研究与应用, 2013, 34 (4): 9-13, 30.
- [11] ZEHR R M. Tropical Cyclogenesis in the Western North Pacific [r]. Washington: NOAA Technical Report NESDIS 61, 1992: 181.