

文章编号:1004-4574(2013)01-0075-10

# 基于 Copula 的鄱阳湖流域水文干旱频率分析

陈永勤<sup>1</sup>, 孙鹏<sup>1,2</sup>, 张强<sup>1,2</sup>, 陈晓宏<sup>1,2</sup>

(1. 香港中文大学 地理与资源管理学系, 香港 沙田; 2. 中山大学 水资源与环境系, 广东 广州 510275)

**摘要:** 选用游程理论识别了水文干旱特征变量, 运用 Mann-Kendall (M-K) 方法分析了水文干旱特征的趋势变化, 并运用柯尔莫哥洛夫-斯米尔诺夫方法 (K-S 法) 选出了最适合的 8 个概率分布函数; 引入当前多变量分析中较常用的 Copula 函数, 分析了中国最大淡水湿地鄱阳湖流域主要支流“五河”的干旱历时和干旱烈度的联合概率特征, 并对引起该流域水文干旱特征频率变化的原因及影响作了有益的探讨。研究结果表明: (1) 对数正态分布是用于研究鄱阳湖流域水文干旱特征的最佳概率分布函数。 (2) 赣江流域和饶河流域发生的干旱次数最少, 干旱历时最长; 抚河流域发生干旱次数最多, 干旱历时最短。 (3) 抚河流域的李家渡干旱历时和干旱烈度发生的频率高于其他地区, 饶河流域的干旱历时和干旱烈度发生的频率在鄱阳湖流域是最低的。水利设施和森林覆盖率对干旱烈度降低起到了一定的作用, 而农业用地的变化对干旱烈度的加强起到了一定的作用。

**关键词:** 水文干旱; 频率分析; Copula 函数; 鄱阳湖流域

中图分类号: P426.616

文献标志码: A

## Copula-based analysis of hydrological drought frequency in Poyang Lake Basin

CHEN Yongqin<sup>1</sup>, SUN Peng<sup>1,2</sup>, ZHANG Qiang<sup>1,2</sup>, CHEN Xiaohong<sup>1,2</sup>

(1. Department of Geography and Resource Management, The Chinese University of Hong Kong, Hong Kong, China; 2. Department of Water Resources and Environment, Sun Yat-sen University, Guangzhou 510275, China)

**Abstract:** In this study, hydrological drought characteristics were identified using run-length theory and analyzed using Mann-Kendall method. Meanwhile, the Kolmogorov-Smirnov (K-S) method was employed to evaluate the goodness-of-fit of the eight probability functions. The multivariate analysis method, copula function, was introduced with aim to investigate joint probability behaviors of drought-duration and drought-severity of the major tributaries of the Poyang Lake Basin, the largest fresh-water wetland in China, and the cause and influence of probability change of hydrological characteristics was explored meaningfully. The results indicate that: (1) Lognormal distribution is the candidate distribution function with the highest goodness-of-fit in the study of hydrological drought over the Poyang Lake basin. (2) The number of drought is the least and the drought-duration is the longest in Ganjiang River Basin and Raohe River Basin, while the number of drought is the most and the drought-duration is the shortest in Fuhe River Basin. (3) The frequency of drought-duration and drought-severity in Fuhe River is higher than other River Basin, but the frequency of drought-duration and drought-severity in Raohe River is lower than

收稿日期: 2012-05-17; 修回日期: 2012-07-10

基金项目: 国家自然科学基金项目 (41071020; 50839005); 新世纪优秀人才支持计划; 香港中文大学地理模拟与地学计算重点项目 (1902042)

作者简介: 陈永勤 (1964-), 男, 教授, 博士, 主要从事全球气候变化和区域土地利用变更对水文的影响、珠江流域的低流量流域水文、珠江三角洲水文变化, 以及香港城市水资源管理研究。E-mail: ydavidchen@cuhk.edu.hk

通讯作者: 张强, 教授, 博士生导师。E-mail: zhangq68@mail.sysu.edu.cn

other River Basin. Hydraulic facilities and forestation are helpful to decrease the drought-severity, but the increasing of agriculture land can increase drought-severity.

**Key words:** hydrological drought; frequency analysis; Copula function; Poyang Lake Basin

全球气候变化加剧了区域水资源的循环,导致水资源在区域内的时空分布不均,进而引起水文极端事件的频繁发生,以旱涝灾害等为特征的气候水文极值事件正在严重影响人类社会生产活动<sup>[1-4]</sup>。干旱通常被认为是了解最少的自然灾害之一,但是干旱造成的经济损失和影响范围是很大的。2010 年中国西南五省干旱导致 6 420 多万人受灾,农作物绝收面积 110 多万  $\text{hm}^2$ ,直接经济损失达 246 亿多元;2011 年鄱阳湖流域主要江河水位持续偏低,赣江、修河和抚河先后出现历史最低水位。干旱是造成粮食损失的最主要自然灾害之一,粮食安全问题始终是关系国家安全、社会稳定的重大战略问题,作为全国九大商品粮基地之一的鄱阳湖平原,干旱减小其粮食产量将直接影响到国家的粮食安全问题。基于此,深入研究鄱阳湖流域的干旱特征变化对于科学指导鄱阳湖流域的防旱抗旱具有重要理论与现实意义。

鄱阳湖流域面积为 16.22 万  $\text{km}^2$ ,位于长江中下游南岸,赣江、抚河、信江、饶河、修河(简称“五河”)分别从南、东、西向北注入鄱阳湖,构成山江湖为一体的核心-边缘结构体系(图 1)。鄱阳湖流域地处亚热带湿润季风气候区,流域内大部分地区 4-6 月降雨总量占年降雨总量的 45%~50%,降水量季节分配不均匀。由于流域内 7-9 月份的蒸发量大于降雨量,伏旱、伏旱连秋旱易发生,其干旱直接影响二季晚稻生产<sup>[5]</sup>。许多学者对于鄱阳湖流域的干旱进行分析,比如李世勤等<sup>[6]</sup>对鄱阳湖 2006 年枯水特征及成因进行分析;郭华等<sup>[7]</sup>揭示了鄱阳湖流域水文变化特征的成因及干旱和洪涝发生的规律,长江对鄱阳湖流域的水文过程和旱涝的发生、发展的影响主要在 7-8 月的“长江与鄱阳湖耦合作用”时期和 9-10 月的“弱长江作用”期;闵骞<sup>[8]</sup>对于鄱阳湖区干旱进行分析,认为鄱阳湖区是江西 3 个气象干旱重旱区域之一。

前人的研究主要集中于鄱阳湖流域的枯水流量的研究和鄱阳湖区的干旱特征研究<sup>[6,8]</sup>,对于流域内的水文干旱和频率分析研究很少。在影响干旱发生的众多因素中,日益加剧的人类活动对水文干旱的产生的影响越来越大。干旱是包括干旱历时和干旱程度等多个相关变量的极值水文事件,干旱历时和干旱烈度之间的关系在对干旱频率分析研究时必须加以考虑,Copula 函数理论是一种描述变量之间相关性的有效方法<sup>[9-10]</sup>。基于此,本文运用游程理论计算得到干旱历时和干旱烈度,从 8 种概率分布函数中选出鄱阳湖流域最适合的分布函数作为 Copula 函数的边缘分布函数,运用 Copula 函数计算流域的干旱历时和干旱烈度的联合分布,基于搜集的水库资料,从流域气候变化和人类活动两个方面对水文干旱的影响机制进行探讨和研究。该项研究对于提高鄱阳湖流域抗旱防旱具有一定科学与现实意义。

## 1 数据和方法

### 1.1 数据

本文数据主要是鄱阳湖流域的 5 条主要河流的 6 个水文站(表 1)的日径流量,数据来源于江西省水文局,部分缺失数据通过与相邻水文站水文序列建立回归关系进行插值( $R^2 > 0.8$ )。图 1 是鄱阳湖流域的大型水库(库容大于 1 亿  $\text{m}^3$ )、6 670  $\text{hm}^2$  以上的灌区、圩堤的位置示意图。

表 1 鄱阳湖地区的流量数据

Table 1 Detailed information of hydrological stations and stream flow in Poyang Lake region

河流	站名	经度 E	纬度 N	时间段	缺失资料时期
赣江	外洲	115°50'	28°38'	1955-2005 年	
信江	梅港	116°49'	28°26'	1953-2005 年	
抚河	李家渡	116°10'	28°13'	1955-2005 年	
饶河	虎山	117°16'	28°55'	1953-2005 年	1977-1978 年;1981 年,1-8 月;
	渡峰坑	117°12'	27°16'	1953-2005 年	1987 年,9-12 月;1988 年
修河	万家埠	115°39'	28°51'	1955-2005 年	

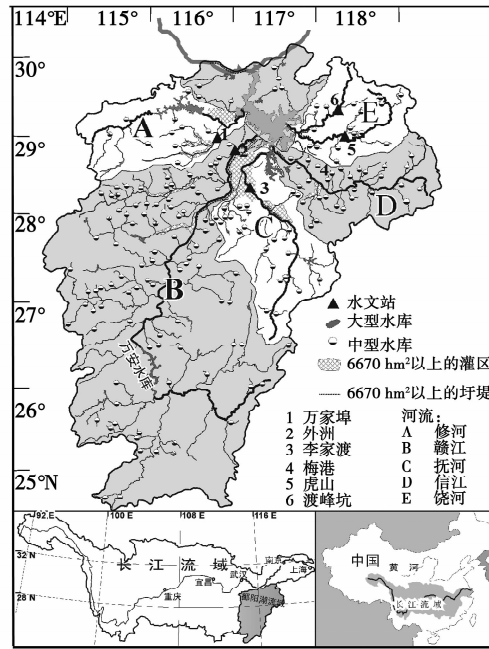


图 1 鄱阳湖流域水文站点、主要水库以及灌区地理位置示意图

Fig. 1 Location of the Poyang Lake Basin and its, hydrological stations, water reservoirs and irrigation areas

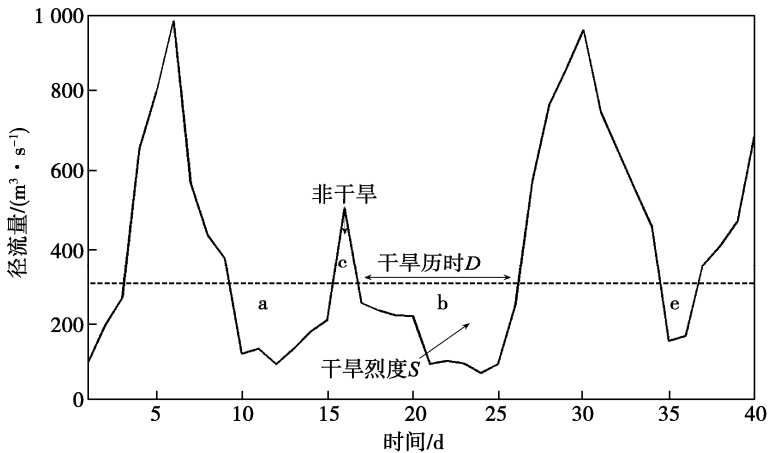


图 2 干旱时间的游程图

Fig. 2 Definition of drought events using run theory

### 1.2 水文干旱的识别

依据游程理论<sup>[11]</sup>将干旱分为干旱历时( $D$ )、干旱烈度( $S$ )和干旱强度 3 个特征,部分学者建议将游程理论阈值设定介于流量 70 分位数( $Q_{70}$ )和流量 95 分位数( $Q_{95}$ )之间<sup>[12-13]</sup>,为了全面分析鄱阳湖流域的干旱特征,本文选取  $Q_{70}$  为游程的截断水平,定义当日径流量小于  $Q_{70}$  时为初步发生了一次干旱事件,干旱事件的游程长度为干旱历时  $D$  (单位为 d),干旱程度  $S$  为每次干旱事件日径流量与阈值流量差值的累计和。游程理论在统计干旱历时和干旱强度时,将大量小干旱事件 e 统计进来(图 2),本文假定两个参数  $R_d = 7$  和  $R_s = 0.3$ ,序列干旱历时和干旱烈度的平均值  $E_d$  和  $E_s$ ,干旱的干旱历时和干旱烈度如果满足  $D < R_d \cdot E_d$  或者  $S < R_s \cdot E_s$ ,本文干旱特征统计将剔除这次干旱事件;不满足  $D < R_d \cdot E_d$  或者  $S < R_s \cdot E_s$  条件,则将算作一次干旱事件。对于一些非干旱事件 c(图 2),如果其非干旱历时  $D_c < 5$  d,并且非干旱烈度  $S_c < 0.1 \cdot E_s$ ,则将本次非干旱事件也定义为干旱事件,则最终将干旱事件 a + b + c 将作为一个干旱事件来计算。该游程理论对于水文干旱的划分减少小干旱事件对于频率分析的影响。

### 1.3 Mann - Kendall 方法

本文采用非参数 Mann - Kendall (以下简称 M - K 法) 趋势检验法来研究不同站点的干旱历时和干旱

烈度的趋势变化情况。时间序列的自相关性对 M - K 检验结果的影响在国内外许多文献进行大量的研究<sup>[14-16]</sup>, Storch<sup>[17]</sup> 建议在进行 M - K 检验之前对时间序列进行“预白化”(prewhiten)处理。对 6 个水文站点的干旱历时和干旱烈度序列进行自相关检验(图略),外洲站的干旱历时和干旱烈度的滞时为 1 自相关性显著,其余站点自相关性不显著,序列在进行 M - K 分析之前均需要对外洲站干旱历时和干旱烈度进行预白化处理。

#### 1.4 Copula 函数的定义、选择及参数估计

Copula 函数是边缘分布为  $[0, 1]$  区间均匀分布的联合分布函数, Sklar's 定理的原理是: 设  $X, Y$  为连续的随机变量, 其边缘分布函数分别为  $F_X$  和  $F_Y$ ,  $F(x, y)$  为变量  $X$  和  $Y$  的联合分布函数, 那么存在唯一的 Copula 函数  $C$ , 使得

$$F(x, y) = C_\theta(F_X(x), F_Y(y)), \forall x, y, \quad (1)$$

式中:  $(F_X(x), F_Y(y))$  为 Copula 函数;  $\theta$  为待定参数。

从公式(1)可以看出, Copula 函数能独立于随机变量的边缘分布, 将二元联合分布划分为变量的边缘分布和变量间的相关性结构来分别进行处理, 其中用 Copula 函数来描述变量间的相关性结构。Copula 函数的优点在于任意形式的边缘分布均可通过 Copula 函数构造成联合分布, 从而不必要要求具有相同的边缘分布。由于边缘分布包含变量的所有信息, 因此在转换过程中信息失真不会产生。Kendall 秩相关系数  $\tau$  在度量  $X, Y$  相应的 Copula 函数变量在水文上被广泛应用, Kendall 相关系数  $\tau$  与 Copula 函数  $C(x, y)$  存在以下关系<sup>[18]</sup>:

$$\tau = 4 \iint_{\mathcal{D}} C(x, y) dC(x, y) - 1. \quad (2)$$

水文频率计算中的两个基本问题是分布线型选择和参数估计。本文选用韦克比分布、威布尔分布、伽玛分布、对数正态分布、对数逻辑分布、广义帕累托分布、广义极值分布、指数分布等 8 种分布线型用以拟合 6 个水文站的干旱历时和干旱强度序列, 并用 K - S 的值检验分布拟合优度<sup>[19]</sup>。K - S 的值越低, 其理论分布与样本序列的经验分布拟合越好, 无显著差异。8 种分布函数的参数估计均用线性矩来估计<sup>[20]</sup>。干旱历时和干旱烈度的频率曲线选用 K - S 拟合最好的函数作为边缘分布函数。联合分布  $F_{X, Y}$  的参数估计分为两步: 第一步、采用线性矩法估计边缘分布  $F_X$  和  $F_Y$  的参数估计; 第二步、采用相关性指标法估计 Copula 函数  $C_\theta(u, v)$  的参数  $\theta$  的估计<sup>[21-22]</sup>。本文仅列出了在水文及相关领域文献里经常出现的 3 种阿基米德型 Copula<sup>[20, 23]</sup>, 并且利用  $\theta$  与  $\tau$  存在确定的解析关系<sup>[9]</sup>, 计算出 Copula 函数的参数  $\theta$ 。运用 Genest 和 Rivest<sup>[24]</sup> 的方法分别计算理论估计值  $K_c(t)$  和经验估计值  $K_e(t)$  (或称参数估计值和非参数估计值), 然后点绘  $K_c(t) - K_e(t)$  关系图, 如果图上的点都落在  $45^\circ$  都对角线上, 那么表明  $K_c(t)$  和  $K_e(t)$  完全相等。同时结合适线法中离差平方和最小准则(OLS)选择一种 Copula 函数, 具体是:

$$OLS = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{k=1}^n (K_c - K_e)^2}. \quad (3)$$

式中:  $K_c$  表示联合观测值样本  $(x, y)$  的 Copula 值,  $K_e$  为相应的经验值。对于某一特定 Copula, 目标函数 OLS 越小, 表明该 Copula 与其经验点据的误差越小, Copula 函数拟合的越好。

在水文事件中对于两变量的 Copula 联合分布, 对于水文干旱我们关注干旱历时  $X$  或干旱烈度  $Y$  超过某一特定值, 即联合重现期  $T_0$ ; 水文事件中  $X$  和  $Y$  都超过某一特定值, 即同现重现期  $T_a$ 。上述重现期可以通过下面的公式计算:

$$T_0(x, y) = \frac{1}{P[X > x \text{ or } Y > y]} = \frac{1}{1 - C(F_X(x), F_Y(y))}; \quad (4)$$

$$T_a(x, y) = \frac{1}{\{P(X > x, Y > y)\}} = \frac{1}{1 - F_X(x) - F_Y(y) + C(F_X(x), F_Y(y))}. \quad (5)$$

变量  $X$  和  $Y$  的单变量重现期(或称边缘重现期):

$$T(x) = \frac{1}{1 - F_X(x)} T(y) = \frac{1}{1 - F_Y(y)}. \quad (6)$$

变量  $X$  和  $Y$  分别取  $T$  年一遇设计值时, 根据两变量联合分布的  $T_0$  和  $T_a$  的定义, 联合重现期  $T_0$  对应的事件为  $x_T$  或  $y_T$  中有一个被超过, 同现重现期  $T_a$  对应的事件为  $x_T$  和  $y_T$  均被超过。由此可见, 联合重现期  $T_0$  小于或等于边缘重现期, 同现重现期  $T_a$  大于或等于边缘重现期, 即:

$$T_0(x, y) \leq \min(T(x), T(y)) \leq \max(T(x), T(y)) \leq T_a(x, y). \quad (7)$$

表 2 干旱历时和干旱烈度 11 种概率分布的 K-S D 统计量

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

分布函数	水文站												K-S'D 平均值
	外洲		李家渡		梅港		虎山		渡峰坑		万家埠		
	D	S	D	S	D	S	D	S	D	S	D	S	
韦克比分布(5P)	0.104	0.118	<b>0.044</b>	<b>0.045</b>	<b>0.064</b>	<b>0.057</b>	0.072	0.120	0.089	0.109	<b>0.081</b>	<b>0.064</b>	0.081
威布尔分布(3P)	<b>0.103</b>	<b>0.045</b>	0.097	0.080	0.070	0.069	<b>0.058</b>	<b>0.089</b>	<b>0.086</b>	<b>0.072</b>	<b>0.062</b>	0.083	0.076
伽玛分布(3P)	0.143	0.105	<b>0.070</b>	0.108	0.074	0.063	0.086	0.130	0.103	0.093	0.093	0.106	0.098
对数正态分布(3P)	<b>0.090</b>	<b>0.056</b>	0.093	<b>0.041</b>	<b>0.055</b>	<b>0.041</b>	<b>0.068</b>	<b>0.072</b>	<b>0.072</b>	<b>0.072</b>	<b>0.049</b>	<b>0.059</b>	<b>0.064</b>
对数逻辑分布(3P)	<b>0.086</b>	<b>0.071</b>	0.096	<b>0.037</b>	<b>0.059</b>	<b>0.040</b>	<b>0.064</b>	<b>0.071</b>	<b>0.065</b>	<b>0.064</b>	0.123	<b>0.051</b>	<b>0.069</b>
广义帕累托分布(3P)	0.104	0.118	<b>0.042</b>	<b>0.045</b>	<b>0.064</b>	0.057	0.072	0.120	0.089	0.109	0.081	0.064	0.080
广义极值分布(3P)	0.143	0.113	0.077	0.066	0.087	0.081	0.092	0.139	0.108	0.113	0.117	0.083	0.102
指数分布(2P)	0.150	0.203	0.133	0.157	0.108	0.177	0.078	0.226	0.124	0.201	0.196	0.247	0.167
K-S D 的临界值	0.143		0.108		0.120		0.143		0.143		0.132		

注:黑体数值所对应的主要 3 种概率分布函数是最适合干旱历时和干旱烈度的分布函数。

## 2 结果分析

### 2.1 概率分布函数选择

运用线性矩法估计 8 个分布函数的参数,并用 K-S 法进行拟合优度检验(表 3)。表 3 表明 8 种分布函数中指数分布拟合比较差,75% 的指数分布和 16.6% 的广义极值分布的 K-S 统计值超过临界值,并不适合拟合鄱阳湖流域的干旱特征。其他分布函数均适合拟合鄱阳湖流域的干旱特征,在这些函数中,对 8 个分布函数的 K-S 的统计值 D 取平均值,表 2 显示对数正态分布的 K-S 的统计值 D 是最小的,其次是对数逻辑分布、威布尔分布、广义帕累托分布和韦克比分布。P-III 型分布在我国水文统计中应用最为广泛,韦克比分布函数是适用于研究鄱阳湖流域极值流量和珠江流域的水位极值分析<sup>[4,25]</sup>,大部分学者均用指数分布来拟合干旱历时的变量<sup>[10,26]</sup>,但该研究显示韦克比分布、P-III 型分布和指数分布的拟合效果较对数正态分布较差,这反应不同流域、不同研究对象的最佳概率分布函数是不一样的<sup>[26]</sup>,因此在做频率分析之前,对概率分布函数的选择是十分有必要的。本文选用拟合最好的对数正态分布函数研究鄱阳湖流域干旱特征变化。

### 2.2 干旱基本统计特性

表 3 干旱历时 D 和干旱烈度 S 的统计结果

Table 3 Statistics of drought-duration D and drought-severity S

站名	干旱次数	D 均值/d	S 均值/ (m <sup>3</sup> · s <sup>-1</sup> · d <sup>-1</sup> )	S 均值占日平 均流量比重/%	D 最大值	S 最大值/ (m <sup>3</sup> · s <sup>-1</sup> · d <sup>-1</sup> )	D 和 S 相关系数	D 的 MK 值	S 的 MK 值
外洲	91	52	277	13.8	216	359	0.947	0.54	-1.13
李家渡	160	29	52	13.1	242	75	0.947	-1.22	0.93
梅港	128	36	61	11.1	212	88	0.965	0.73	-0.97
虎山	90	52	18	8.0	233	28	0.963	-0.14	-0.56
渡峰坑	90	52	10	6.9	220	13	0.954	-1.45	-1.82
万家埠	107	43	13	12.5	304	20	0.950	-0.08	-0.16

表 3 可知 6 个水文站点的干旱历时和干旱烈度的相关性很高均达到 95%。赣江流域的外洲、饶河流域的虎山和渡峰坑干旱发生次数小于抚河流域的李家渡和信江流域的梅港,但外洲、虎山和渡峰坑的干旱历时

远大于李家渡和梅港,修河流域的干旱次数和干旱历时介于两者之间。饶河流域平均干旱烈度占日平均流量的比重低于其他流域,赣江流域干旱烈度占日平均流量的比重最高。最大干旱历时出现在修河流域,达到了 304 d。外洲和梅港的干旱历时有增加的趋势,但是增加并不显著,其他站点的干旱历时呈减小趋势,其中渡峰坑减小趋势最大;除李家渡站外,其余站点的干旱烈度均减小,渡峰坑的干旱烈度减小趋势超过 90% 的置信度检验水平。所以虎山、渡峰坑和万家埠的干旱历时和干旱烈度均减小;外洲和梅港在干旱历时增加的情况下,干旱烈度减小;李家渡在干旱历时减小的情况下,干旱烈度却增加。

表 4 各站点不同重现下对应干旱历时(d)和干旱烈度(m<sup>3</sup>/s)

Table 4 Drought-duration and drought-severity in six stations under different return preiods

站点 重现期/a	外洲		李家渡		梅港		虎山		渡峰坑		万家埠	
	D	S	D	S	D	S	D	S	D	S	D	S
2	32	5 915	17	828	22	1 036	33	411	33	233	23	234
3	48	10 556	25	1264	33	1 695	50	720	49	405	35	395
5	72	19 527	37	1 955	49	2 859	75	1 305	74	728	57	683
7	92	27 833	47	2507	62	3 869	94	1 840	93	1 021	76	935
10	116	39 235	59	3 191	77	5 191	118	2 567	117	1 417	101	1 267
20	172	70 994	88	4 842	115	8 645	173	4 562	173	2 499	164	2 141
30	211	97 002	109	6 035	141	11 318	211	6 178	213	3 369	212	2 822
50	270	139 720	140	7 809	180	15 517	267	8 804	272	4 778	287	3 899
70	314	175 020	164	9 159	210	18 860	309	10 958	316	5 929	346	4761
90	349	206 110	184	10 285	234	21 732	343	12 844	352	6 935	397	5 503
100	366	220 130	193	10 777	245	23 009	358	13 693	368	7 387	419	5 834

表 4 是运用对数正态分布计算的不同重现期下干旱历时和干旱烈度的变化情况。由表 4 知:重现期小于 30 a 对应的干旱历时,渡峰坑、虎山和外洲的干旱历时大于其他 3 个站点,虎山和渡峰坑不同重现期对应的干旱历时相差很小,外洲在重现期小于 30 a 的干旱历时略小于虎山和渡峰坑干旱历时,大于 30 a 重现期对应的干旱历时介于虎山和渡峰坑之间。万家埠重现期大于 30 a 对应的干旱历时是鄱阳湖流域最大的,李家渡和梅港重现期对应的干旱历时小于其他 4 个站点,其中李家渡干旱历时是鄱阳湖流域最小的。

### 2.3 二维联合 Copula 函数结果分析

#### 2.3.1 Copula 函数、边缘分布和联合分布的确定

由 Genest - Rivest 检验法和适线法中离差平方和最小准则,分别对构建各所选 Copula 函数的理论估计值  $K_i$  和经验估计值  $K_e$ ,并点绘  $K_i - K_e$  关系图,并计算适线法中离差平方和,如图 3、表 5 所示。由  $K_i - K_e$  关系图可知,GH Copula 函数图上的点较之 Frank Copula,Clayton Copula 更接近于 45° 对角线,表 5 也显示 GH Copula 的 OLS 值最小, Frank Copula 的 OLS 最大,因此 GH Copula 其拟合效果最好, Frank Copula 是拟合最差的,因此本文选取 GH Copula 函数来拟合鄱阳湖流域干旱历时和干旱烈度的联合分布。根据 3.1 概率分布函数选择的结果,采用对数正态分布作为 Copula 函数的边缘分布函数。Copula 函数参数估计采用非参数估计法,即利用变量间的 Kendall 秩相关系数  $\tau$  与参数  $\theta$  间的解析关系确定。根据式(2) - (5)分别计算干旱历时和干旱烈度的联合重现期、同现重现期(表 5)。

表 5 基于离差平方和最小准则的 Copula 选择

Table 5 Selection of Copula function based on least deviation square sum

OLS 值	外洲	李家渡	梅港	虎山	渡峰坑	万家埠
Gumbel - Hougaard	0.03	0.03	0.03	0.18	0.17	0.10
Frank	0.43	0.35	0.45	0.41	0.41	0.34
Clayton	0.06	0.07	0.04	0.18	0.17	0.10

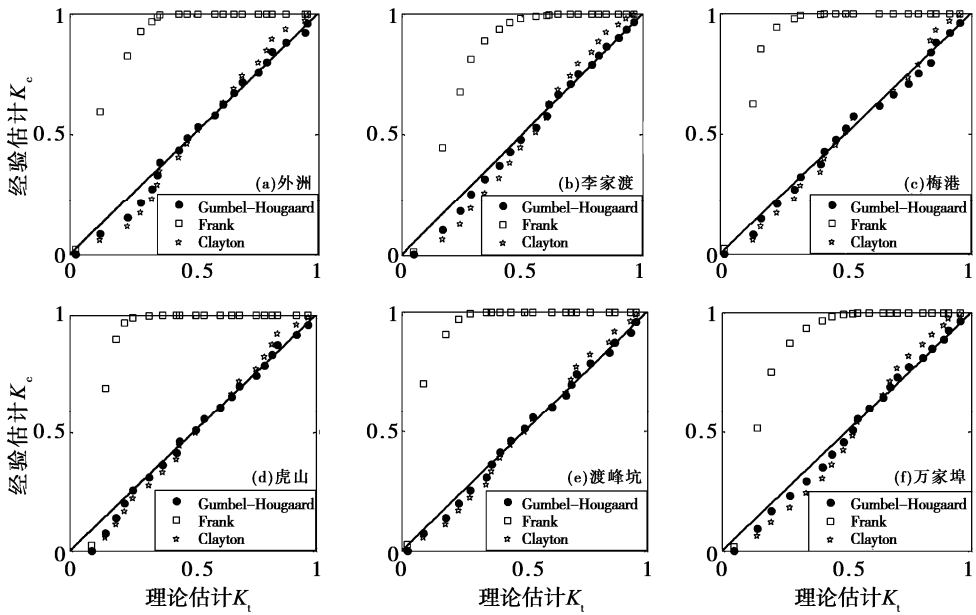


图 3 Genest - Rivest 方法检验结果

Fig. 3 Test results of Genest - Rivest method

### 2.3.2 Copula 干旱历时和干旱烈度的频率分析

表 6 是不同重现期对应的各站点干旱历时和干旱烈度的联合重现期以及同现重现期,由表 6 知:饶河流域的虎山和渡峰坑的联合重现期变化基本一致,在大于重现期 20 a 的同现重现期稍微有差别,但是最大差别不明显。在不同重现期下,渡峰坑对应的联合重现期大于其他站点对应的联合重现期,其次是虎山、外洲、梅港和万家埠,李家渡对应的联合重现期是各站点中最小的,即抚河流域的李家渡干旱历时和干旱烈度发生的频率高于其他地区,饶河流域的干旱历时和干旱烈度发生的频率在鄱阳湖流域是最低的。在不同重现期下,各站点对应的干旱历时和干旱烈度的同现重现期变化与对应联合重现期变化基本相反,具体是李家渡对应同现重现期最大,其次是万家埠、赣江、梅港,饶河流域的虎山和渡峰坑对应同现重现期最小,即饶河流域干旱历时和干旱烈度遭遇的频率高于鄱阳湖流域的其他区域,李家渡的干旱历时和干旱烈度遭遇的频率小于鄱阳湖流域其他区域。各流域大于 10 a 重现期对应的干旱历时和干旱烈度遭遇的频率迅速减小。

表 6 干旱历时和干旱烈度的联合重现期和同现期

Table 6 Joint return period and concurrent return period of drought - duration and drought - severity

站点	外洲		李家渡		梅港		虎山		渡峰坑		万家埠	
	联合重 现期 $T_0$	同现重 现期 $T_a$	联合重 现期 $T_0$	同现重 现期 $T_a$	联合重 现期 $T_0$	同现重 现期 $T_a$	联合重 现期 $T_0$	同现重 现期 $T_a$	联合重 现期 $T_0$	同现重 现期 $T_a$	联合重 现期 $T_0$	同现重 现期 $T_a$
2	1.8	2.3	1.7	2.4	1.8	2.2	1.8	2.2	1.8	2.2	1.8	2.3
3	2.6	3.6	2.4	4.1	2.6	3.6	2.7	3.5	2.7	3.4	2.5	3.8
5	4.0	6.6	3.7	7.9	4.1	6.4	4.2	6.2	4.2	6.1	3.8	7.1
7	5.4	9.8	4.9	12.1	5.5	9.5	5.7	9.0	5.8	8.9	5.2	10.8
10	7.5	14.9	6.8	19.1	7.7	14.3	8.0	13.5	8.0	13.3	7.1	16.6
20	14.2	33.6	12.7	46.5	14.6	31.9	15.1	29.4	15.3	29.0	13.5	38.8
30	20.8	54.0	18.6	78.1	21.3	51.0	22.1	46.5	22.3	45.8	19.6	63.6
50	33.5	98.3	30.0	150.3	34.3	92.0	35.8	82.8	36.1	81.3	31.7	118.7
70	46.1	145.8	41.2	231.4	47.2	135.8	49.2	121.0	49.6	118.6	43.5	179.1
90	58.4	195.8	52.4	319.3	59.8	181.5	62.5	160.7	63.0	157.4	55.2	243.4
100	64.6	221.5	57.9	365.4	66.1	205.0	69.1	181.0	69.7	177.2	61.0	276.8

## 3 讨论

赣江流域干旱发生的次数少,但平均干旱历最大,干旱历时有增加的趋势;虎山虽然干旱发生的次数少,

平均干旱历时最大,但是其干旱历时有减小的趋势;抚河流域干旱发生次数多,但是干旱平均历时最小,干旱历时有减小趋势;信江和修河的干旱发生次数和平均干旱历时介于赣江和饶河之间,信江干旱历时有增加的趋势,修河干旱历时却有减小趋势。除李家渡外,其余站点的干旱烈度均呈减小趋势。从不同重现期对应的干旱历时可以看出,赣江和饶河重现期下对应的干旱历时大于鄱阳湖流域其他区域,而李家渡重现期对应干旱历时小于鄱阳湖流域其他区域。干旱历时和干旱烈度的联合重现期 and 同现重现期的结果说明赣江流域干旱历时和干旱烈度发生的频率大于其他区域,而抚河流域的干旱历时和干旱烈度遭遇的频率高于其他地区。

从人类活动方面:到目前为止,鄱阳湖流域共建有大中型水库 208 座(总库容 204.2 亿  $m^3$ ),10 个大中型引水灌溉渠系,其中大于 6 670  $hm^2$  以上的灌区有 7 个<sup>[5]</sup>,具体是赣江流域拥有大中型水库 107 座、抚河流域 18 座、信江流域 35 座、饶河流域 17 座、修水流域 13 座(万家埠所属潦水流域 7 座)。在干旱季节水库对径流量的变化有一定的调节作用,并在一定程度上缓解干旱。抚河流域单位流域面积的水库数量是鄱阳湖流域内最少,同时,低丘岗地和平原占抚河流域土地资源面积的 55.4%,由于流域耕地以低丘岗地和平原为主,抚河流域的耕地比重很大,农业灌溉用水引用大量符合上中游来水,尤其是干旱季节引用水量很多,造成下游地区来水量减少<sup>[27]</sup>。森林可以调节年际间枯水的流量,并且显著的增加干旱季节的流量<sup>[28]</sup>。饶河流域的农业用地所占比重最少,第一产业仅占 12.11%,饶河流域的森林覆盖率达到 67.8%,是鄱阳湖流域森林覆盖率最高的地区,土地类型主要以林地为主。修水流域的森林覆盖率也达到 64.4%,其次是赣江流域的 63.6%、信江流域的 54.3% 以及抚河流域的 53.0%,抚河流域森林覆盖率是流域最低的<sup>[29]</sup>,这也是导致抚河流域干旱烈度增加的原因。

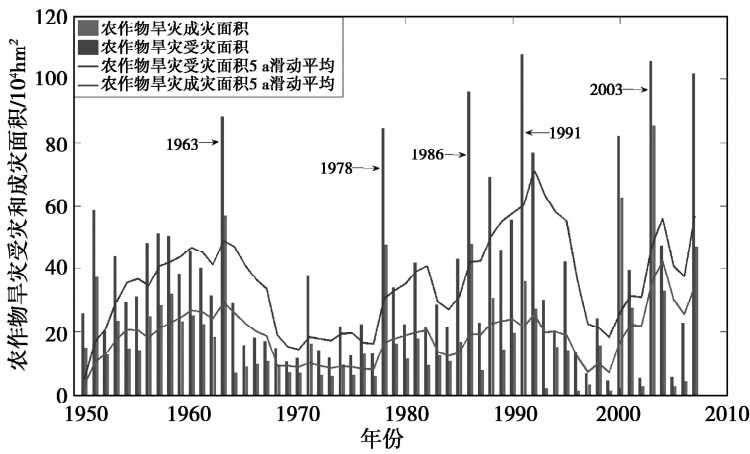


图 4 1949 - 2005 年鄱阳湖流域农作物旱灾受灾面积和成灾面积

Fig. 4 Affected area and disaster-formative area of crops in Poyang Lake Basin from 1949 to 2005

从气候方面:1990 年以来鄱阳湖流域年降雨量呈增加趋势,其中饶河、信江和赣江下游是鄱阳湖流域气候变化最为显著的地区。鄱阳湖流域大部分地区冬季降雨量呈增加趋势,春季和秋季的降雨量呈减小趋势,夏季信江、饶河和修水暴雨日数从 20 世纪 80 年代开始增加趋势比较明显<sup>[27,30-32]</sup>。鄱阳湖流域降雨量增加,尤其是暴雨、特大暴雨频次增加明显,暴雨降雨量增加对年降雨量的增加贡献最大,而小雨、中雨日数呈明显减小,降水集中度增大,汛期降水量年际变化大,强降水事件增多。流域内旱涝事件呈多发趋势<sup>[27,33]</sup>。鄱阳湖流域气温升高趋势显著,尤其在冬季、春季变暖趋势显著,春季的蒸发量在 1990 年以后呈增加趋势<sup>[32]</sup>。抚河流域在 2 月、4 - 6 月的径流量和饶河流域在 3 - 4 月、9 - 10 月的径流量呈减小趋势,其他流域只在 5 月径流量减小、而且抚河流域和饶河流域其他月份径流量的增加趋势没有和其他流域增加趋势明显,其中修河流域有 8 个月份增加显著。鄱阳湖流域大部分地区冬季降雨量呈增加趋势,春季和秋季的降雨量呈减小趋势,降雨量增加是导致干旱烈度减小的主要因素,但是降雨量的年内分配不均导致径流量的变化是各流域干旱烈度变化趋势不同的主要原因。但是大型蓄水工程的建设以及森林覆盖率的提高也对干旱烈度减少起到一定的作用。抚河流域的大中型水库数量和森林覆盖率低于其他流域,而且抚河流域的年径流量增加趋势没有“五河”其他流域明显<sup>[34]</sup>,加上抚河流域农业的大量用水,造成抚河流域干旱烈度呈增加趋势和抚河流域的干旱历时和干旱烈度联合发生的频率高于“五河”其他流域。饶河上游的婺源、德兴一带是江西省三大暴雨中心之一<sup>[5]</sup>,同时森林覆盖率高于其他流域,尽管部分月份径流量呈减小趋势,但是该地区水资



源量相当丰富,因此,饶河流域的虎山和渡峰坑的干旱历时和干旱烈度联合发生的频率低于“五河”其他流域。赣江流域面积  $8.1 \times 10^4 \text{ km}^2$  是“五河”中最大的,赣江流域的 107 座水库(库容 75.13 亿  $\text{m}^3$ ) 在五河中数量和库容量居“五河”之首,赣江流域的流量和降雨的自相关系数小于 0.8<sup>[35]</sup>,因此造成赣江流域干旱历时和干旱烈度联合发生频率也相对低。

尽管饶河流域干旱历时和干旱烈度发生频率低,但是饶河流域干旱历时和干旱烈度同现重现期是“五河”中最小,即相同重现期下的干旱历时和干旱烈度同时发生的频率大于其他地区。抚河流域干旱历时和干旱烈度遭遇的频率是“五河”中最低的,即相同重现期下的干旱历时和干旱烈度同时发生的频率小于其他地区。尽管大部分站点的干旱历时和干旱烈度呈减小趋势,但是图 4 显示鄱阳湖流域在 2000 年以后的旱灾受灾面积和旱灾成灾面积呈增加趋势,比如 2011 年的大旱是自 1959 至 1961 年的旱灾后 50 a 来最严重的一次,造成江西省巨大经济损失,因此鄱阳湖流域的干旱问题仍然要十分关注。

## 4 结论

(1) 运用 8 种频率分布函数对鄱阳湖流域五条主要河流的 6 个水文站干旱历时和干旱烈度进行系统分析,柯尔莫哥洛夫检验结果表明对数正态分布函数拟合优度最优,对数正态分布、韦克比分布和威布尔分布也拟合的较好。

(2) 赣江流域和饶河流域发生的干旱次数最少,干旱历时最大;抚河流域发生干旱次数最多,干旱历时最小。赣江流域和信江流域干旱历时呈增加趋势,其他流域干旱历时呈减小趋势;抚河流域的干旱烈度呈增加趋势,其他流域的干旱烈度是减小趋势。饶河流域重现期对应的干旱历时是鄱阳湖流域最大的,抚河流域重现期对应的干旱历时是最小。

(3) 抚河流域的李家渡干旱历时和干旱烈度发生的频率高于其他地区,饶河流域的干旱历时和干旱烈度发生的频率在鄱阳湖流域是最低的。而饶河流域干旱历时和干旱烈度遭遇的频率高于鄱阳湖流域的其他区域,抚河流域的干旱历时和干旱烈度遭遇的频率小于鄱阳湖流域其他区域。降雨量增加是导致干旱烈度减小的主要因素,然而降雨量的年内分配不均导致径流量的变化是各流域干旱烈度变化趋势不同的主要原因。水利设施和森林覆盖率对干旱烈度降低起到一定的作用,而农业用地的变化对干旱烈度增加其一定的作用。

## 参考文献:

- [1] Milly P C D, Wetherald P T. Increasing risk of great floods in a changing climate [J]. *Nature*, 2002, 415(6871): 514–517.
- [2] Palmer T N, Räisänen J. Quantifying the risk of extreme seasonal precipitation events in a changing climate [J]. *Nature*, 2002, 415: 512–514.
- [3] 叶许春,张奇,刘健,等. 鄱阳湖流域天然径流变化特征与水旱灾害[J]. *自然灾害学报*, 2012, 21(1): 140–147.  
YE Xuchun, ZHANG Qi, LIU Jian, et al. Natural runoff change characteristics and flood/drought disasters in Poyang Lake catchment basin [J]. *Journal of Natural Disasters*, 2012, 21(1): 140–147. (in Chinese)
- [4] 孙鹏,张强,陈晓宏. 鄱阳湖流域枯水径流演变特征、成因与影响[J]. *地理研究*, 2011, 30(9): 1702–1712.  
SUN Peng, ZHANG Qiang, CHEN Xiaohong. Changing properties of low streamflow: possible causes and implications [J]. *Geographical Research*, 2011, 30(9): 1702–1712. (in Chinese)
- [5] 谢军,黄智权,杨巧言. 江西省自然地理志[M]. 北京:方志出版社, 2003: 213–219.  
XIE Jun, HUANG Zhiqun, YANG Qiaoyan. *Jiangxi Physical Geography Annals* [M]. Beijing: Fangzhi Press, 2003: 213–219. (in Chinese)
- [6] 李世勤,闵骞,谭国良,等. 鄱阳湖 2006 年枯水特征及其成因研究[J]. *水文*, 2008, 28(6): 73–76.  
LI Shiqin, MIN Qian, TAN Guoliang, et al. Cause analysis of low water characteristics of Poyang Lake in 2006 [J]. *Journal of China Hydrology*, 2008, 28(6): 73–76. (in Chinese)
- [7] 郭华,胡奇,张奇,等. 鄱阳湖流域水文变化特征成因及早涝规律[J]. *地理学报*, 2012, 67(5): 699–709.  
GUO Hua, HU Qi, ZHANG Qi, et al. Annual variations in climatic and hydrological processes and related flood and drought occurrences in the Poyang Lake Basin [J]. *Acta Geographica Sinica*, 2012, 67(5): 699–709. (in Chinese)
- [8] 闵骞. 鄱阳湖区干旱与变化[J]. *江西水利科技*, 2006, 32(3): 125–128.  
MIN Qian. Drought and variation of Poyang Lake area [J]. *Jiangxi Hydraulic Science and Technology*, 2006, 32(3): 125–128. (in Chinese)
- [9] 孙鹏,张强,陈晓宏. 基于 Copula 的鄱阳湖流域极值流量遭遇频率及灾害风险分析[J]. *湖泊科学*, 2011, 23(2): 183–190.  
SUN Peng, ZHANG Qiang, CHEN Xiaohong. Copula-based evaluation of high-and low-flow frequency of the Poyang Lake and risk assessment [J]. *Journal of Lake Sciences*, 2011, 23(2): 183–190. (in Chinese)

- [10] Shiau J T. Fitting drought and severity with two dimensional copulas [J]. *Water Resources Management*, 2006, 20(5): 795 – 815.
- [11] Emir Z, Atila S. A method of streamflow drought analysis [J]. *Water Resources Research*, 1987, 23(1): 156 – 168.
- [12] LENA M T, HENRIK M, BENTE C. On the definition and modelling of streamflow drought duration and deficit volume [J]. *Hydrological Sciences – Journal – des Sciences Hydrologiques*, 1997, 42(1): 15 – 33.
- [13] Fleig A K, Tallaksen L M, Hisdal H, et al. A global evaluation of streamflow drought characteristics [J]. *Hydrology and Earth System Sciences*, 2006, 10: 535 – 552.
- [14] Storch V H. Misuses of statistical analysis in climate research [C]// Storch H V, Navarra A (Eds.). *Analysis of Climate Variability: Application of Statistical Techniques*. Berlin: Springer – Verlag, 1995: 11 – 26.
- [15] Sanjiv K, Venkatesh M. Streamflow trends in Indiana: effects of long term persistence, precipitation and subsurface drains [J]. *Journal of Hydrology*, 2009, 374: 171 – 183.
- [16] Storch V H, Navarra A. *Analysis of Climate Variability – applications of statistical techniques* [M]. New York: Springer – Verlag, 1995: 334.
- [17] Kulkarni A, Storch V H. Monte Carlo experiments on the effect of serial correlation on the Mann – Kendall test of trend [J]. *Meteorologische Zeitschrift*, 1995, 4(2): 82 – 85.
- [18] Nelson R B. *An introduction to Copulas* [M]. Springer, New York, 1999.
- [19] Ana J, Daniel P, Rubrn Z. A multivariate Kolmogorov – Smirnov test of goodness of fit [J]. *Statistics and Probability Letters*, 1997, 35: 251 – 259.
- [20] Hosking J R M. L – moments: analysis and estimation of distributions using linear combinations of order statistics [J]. *Journal of the Royal Statistical Society (Series B)*, 1990, 52: 105 – 124.
- [21] Salvadori G, Michlele C D. Frequency analysis via Copulas: theoretical aspects and applications to hydrological events [J]. *Water Resource Research*, 2004, 40(12): 1 – 17.
- [22] Zhang L, Singh V P. Bivariate flood frequency analysis using the copula method [J]. *Journal of Hydrologic Engineering ASCE*, 2006, 11: 150 – 164.
- [23] Kao S C, Rao S G. A copula – based joint deficit index for droughts [J]. *Journal of Hydrology*, 2010, 380: 121 – 134.
- [24] Genest C, Rivest L. Statistical inference procedures for bivariate Archimedean copulas [J]. *Journal of American Statistical Association*, 1993, 88: 1034 – 1043.
- [25] ZHANG Qiang, XU Chongyu, CHEN Yongqin, et al. Extreme value analysis of annual maximum water levels in the Pearl River Delta, China [J]. *Front. Earth Sci. China*, 2009, 3(2): 154 – 163.
- [26] Zhang L, Singh V P. Bivariate rainfall frequency distributions using Archimedean copulas [J]. *Journal of Hydrology*, 2007, 332: 93 – 109.
- [27] 叶许春, 张奇, 刘健, 等. 气候变化和人类活动对鄱阳湖流域径流变化的影响研究 [J]. *冰川冻土*, 2009, 31(5): 835 – 842.  
YE Xuchun, ZHANG Qi, LIU Jian, et al. Impacts of climate change and human activities on runoff of Poyang Lake Catchment [J]. *Journal of Glaciology and Geocryology*, 2009, 31(5): 835 – 842. (in Chinese)
- [28] 许炯心. 长江上游干支流的水沙变化及其与森林破坏的关系 [J]. *水力学报*, 2000(1): 72 – 80.  
XU Jiongxin. Runoff and sediment variations in the upper reaches of Changjiang River and its tributaries due to deforestation [J]. *Journal of Hydraulic Engineering*, 2000(1): 72 – 80. (in Chinese)
- [29] 江西省山江湖办鄱湖流域 [EB/OL]. (2008 – 11 – 12) [2010 – 02 – 15]. <http://ziliaoku.jxmw.com/huanpoyanghu/pohuliyuy>.
- [30] 郭华, 姜彤, 王国杰, 等. 1961 – 2003 年间鄱阳湖流域气候变化趋势及突变分析 [J]. *湖泊科学*, 2006, 18(5): 443 – 451.  
GUO Hua, JIANG Tong, WANG Guojie, et al. Observed trends and jumps of change over Poyang Lake Basin, China; 1961 – 2003 [J]. *Journal of Lake Sciences*, 2006, 18(5): 443 – 451. (in Chinese)
- [31] 王怀清, 赵冠男, 彭静, 等. 近 50 年鄱阳湖五大流域降水变化特征研究 [J]. *长江流域资源与环境*, 2009, 18(7): 615 – 619.  
WANG Huaqing, ZHAO Guannan, PENG Jing, et al. Precipitation characteristics over five major river systems of Poyang Drainage areas in recent 50 years [J]. *Resource and Environment in the Yangtze Basin*, 2009, 18(7): 615 – 619. (in Chinese)
- [32] ZHANG Q, LIU Y, YANG G S, et al. Precipitation and hydrological variations and related associations with large – scale circulation in the Poyang Lake basin, China [J]. *Hydrological Processes*, 2011, 25(5): 740 – 751.
- [33] 殷剑敏, 王怀清, 占明锦, 等. 过去 50 年鄱阳湖流域气候变化规律分析 [C]// 中国科学技术协会. 首届中国湖泊论坛论文集. 南京: 东南大学出版社, 2011: 31 – 39.  
YIN Jianmin, WANG Huaqing, ZHAN Mingjin, et al. The analysis of climate change in the Poyang Lake Basin over the past 50 years [C]// China association for science and technology. The proceedings of the first China Lake Forum. Nanjiang: Southeast University Press, 2011: 31 – 39. (in Chinese)
- [34] 孙鹏, 张强, 陈晓宏, 等. 鄱阳湖流域水沙时空演变特征及其机理 [J]. *地理学报*, 2010, 65(7): 828 – 840.  
SUN Peng, ZHANG Qiang, CHEN Xiaohong, et al. Spatio – temporal patterns of sediment and runoff changes in the Poyang Lake basin and underlying causes [J]. *Acta Geographica Sinica*, 2010, 65(7): 828 – 840. (in Chinese)
- [35] Zhao G, Georg H, Nicola F, et al. Streamflow trends and climate variability impacts in Poyang Lake Basin, China [J]. *Water Resource Manage*, 2010, 24(4): 689 – 706.