

基于 GH Copula 的韩江水文干旱联合概率分布研究*

潘瑾林, 陈子燊

(中山大学水资源与环境系, 广东 广州 510275)

摘要: 利用韩江流域水口站、溪口站、潮安站3个站1956–2011年的月径流数据, 计算6个月尺度的径流干旱指数SDI作为水文干旱分析指标, 并根据游程理论提取干旱历时和干旱程度2个变量的要素值, 采用两变量联合概率分布方法对韩江流域的干旱特征进行分析。通过比较各分布的拟合指标优选P-III分布为干旱历时边缘分布, Weibull分布作为干旱程度边缘分布。由GH Copula函数构造联合分布推求干旱历时和干旱程度的联合重现期和同现重现期的设计值。考虑干旱历时和干旱程度的不同组合, 可以求得各干旱历时或干旱程度下的条件概率。计算结果表明, 梅江流域遭遇干旱的风险较汀江以及韩江流域下游更大。

关键词: 水文干旱; 联合分布; Copula函数; 韩江

中图分类号: P333 **文献标志码:** A **文章编号:** 0529–6579(2015)01–0110–06

Research on Joint Probability Distribution of Drought Duration and Intensity of Hanjiang Based on GH Copula Functions

PAN Cuili, CHEN Zishen

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

Abstract: Streamflow drought index (SDI) with 6-month was calculated using monthly runoffs as hydrologic drought analysis indicator at three hydrologic stations of Shuikou, Sikou and Chaoan during 1956–2011. And extraction of two variable element which is duration and degree of drought through run theory as well as analysis the drought characteristics of Hanjiang based on two variable joint probability distribution's method. The distribution of P-III was selected as the drought duration marginal distribution and the distribution of Weibull was selected as the drought degree marginal distribution by comparing each distribution fitting index. In order to obtain the design value of joint return period and co-occurrence with duration and degree of drought using joint distribution structured by GH Copula. For the sake of obtain conditional probability of drought duration or drought degree under the each one, to consider combination of different duration and degree of drought. Seen from the results, the greater risk of facing drought by Meijiang is more than the Hanjiang downstream.

Key words: hydrologic drought; joint distribution; Copula function; the Hanjiang river

在我国, 因地形与气候的原因, 干旱问题一向十分严重, 每年造成的经济损失都远远超过了其他气象灾害^[1]。所以, 对于干旱特征的研究是十分

有必要的^[2–4]。在变化环境下, 极端旱灾频繁出现, 对人们正常的生产生活造成了极大影响。因此研究不同干旱事件出现的频率以求为干旱风险管理

* 收稿日期: 2014–04–03

基金项目: 国家自然科学基金资助项目(41371498)

作者简介: 潘瑾林(1990年生), 男; 研究方向: 变化环境下的水文与水资源; 通讯作者: 陈子燊; E-mail: eesczs@mail.sysu.edu.cn

提供决策依据是一件十分有意义的工作。2006 年, Kim^[5] 等和 Shiau^[6] 分别用非参数方法和 Copula 方法建立了干旱历时和干旱程度的联合分布, 为干旱分析提供了一种新的途径^[7]。SPI (Standardized Precipitation Index) 标准化降水指数由 McKee 等^[8] 在评估美国克罗拉多州干旱状况时提出的。对水文干旱指标划分的研究表明, SPI 指数优于在我国广泛应用的 Z 指数^[9]。而 SDI (Streamflow Drought Index) 径流干旱指数, 是由 Nalbantis 等^[10] 于 2009 年提出的水文干旱指数, 它的计算方法与 SPI 指数相同。SPI 指数与 SDI 指数都适用于月尺度以上的相对当地气候状况的干旱检测与评估, 能较好地反映干旱的强度和持续时间^[11-12]。近年来, 已有不少学者使用多变量的联合概率分析对不同地区的干旱特征进行了研究, 并取得了一些成果^[13-17]。但针对韩江流域水文干旱风险评估的研究甚少, 本文结合游程理论计算 6 个月尺度的 SDI 指数, 运用 Copula 函数构造干旱历时和干旱程度的联合分布, 对韩江流域的干旱特征进行分析, 为该地区能有效的预防旱灾提供了有价值的依据。

1 研究区概况

据资料统计, 韩江流域干旱年平均 2~3 a 一遇。因此, 有必要对韩江流域地区进行干旱特征分析。实例采用 1956-2011 年潮安站、水口站、溪口站 3 个站的月径流数据计算, 得出的 6 个月尺度的 SDI 指数统计干旱历时和干旱程度。其中水口站位于梅江中游, 集水面积 6 480 km², 占梅江总集水面积的 46.52%; 溪口站位于汀江下游, 集水面积 9 228 km², 占汀江总集水面积的 78.19%; 潮安

站位于韩江三角洲起始处, 集水面积 29 077 km², 占韩江总集水面积的 96.56%。综上所述, 水口站数据可反映梅江流域水文干旱情况, 溪口站数据可反映汀江流域水文干旱情况, 潮安站数据可反映韩江流域水文干旱情况, 此 3 个站数据均具有代表性, 其地理位置见图 1。

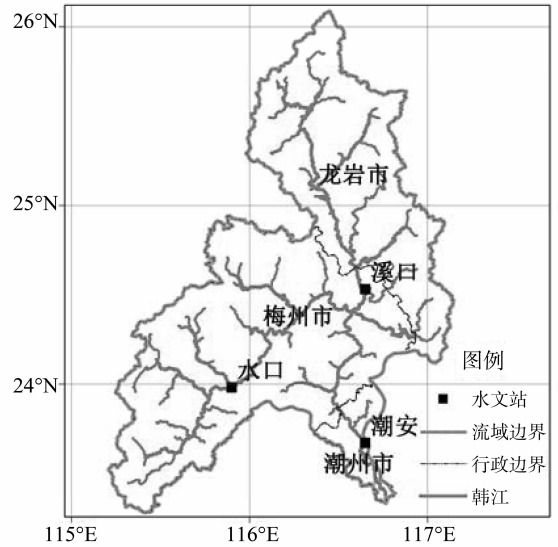


图 1 韩江流域水文站点示意图

Fig. 1 Location of the hydrological stations in the Hanjiang river basin

与 SPI 指数相同, SDI 指数先采用伽马分布描述不同时间尺度的

月径流量的偏态分布, 进而经标准正态化得到^[10]。因此 SPI 指数的干旱等级划分标准对于 SDI 指数同样适用 (表 1)。

表 1 SDI 指数的等级划分标准
Table 1 Standard defined for SDI values

干旱等级	重涝	中涝	轻涝	正常	轻旱	中旱	重旱
SDI 值	(2, ∞)	(1.5, 2)	(1, 1.5)	(-1, 1)	(-1.5, -1)	(-2, -1.5)	(-∞, -2)

干旱历时 D 用游程理论定义, 干旱程度 S 为 n 次干旱事件中 6 个月尺度的 SDI 指数的累积和, 即:

$$S = - \sum_{i=1}^n SDI_i \quad (1)$$

式中, 取 SDI 指数小于 -1 为游程的截断水平, S 为干旱程度。

由表 2 可以看出, 综合各个年代的干旱情况, 韩江流域 3 个站的干旱程度均呈现出由多变少再增

多的趋势。特别是 2000 年之后, 3 个站干旱程度均大增, 其中水口站几乎每年都发生旱情, 并不乏重旱。从地理位置上看, 位于凤凰山脉以北的梅江流域地区由于有山脉阻挡海洋湿润气团北上, 相对于汀江流域和韩江流域下游更易发生旱情。由于篇幅所限, 本文以韩江流域内旱情较严重的水口站干旱历时和干旱程度的联合分布作为论述重点。再以相同方法分析溪口站与潮安站的干旱情况。

表 2 韩江流域干旱历时 D 与干旱程度 S 统计
Table 2 Drought duration and drought degree of Hanjiang river

站点	20 世纪 60 年代		20 世纪 70 年代		20 世纪 80 年代		20 世纪 90 年代		2000 年以后	
	D /月	S	D /月	S	D /月	S	D /月	S	D /月	S
潮安站	24	36.86	11	14.46	3	3.20	15	23.54	39	63.49
溪口站	25	42.78	17	22.11	7	8.40	13	23.24	35	54.78
水口站	21	32.48	12	14.29	0	0	7	8.68	53	94.42

2 干旱历时和干旱程度联合概率分布

干旱是包括了干旱历时和干旱程度等多个相关变量的极端水文事件, 而 Copula 函数理论适合于构建边缘分布为任意分布的联合分布, 是一种描述多变量之间相关性的有效方法。所以要对于干旱的特征进行分析, 就必须反映出干旱多变量特征之间的关系。干旱特征变量之间往往存在一定的相关性, 而 Copula 函数理论是描述这种相关性的一种有效方法, 适合于构建边缘分布为任意分布的联合分布。

2.1 边缘分布选取

在进行联合概率分布研究前, 我们首先分别对干旱历时和干旱程度的样本进行分析, 发现两个样本的偏度系数都大于 0, 属于正偏分布。选取 Weibull 分布、GEV 分布、P-III 分布作为备选边缘分布。经过计算, 发现 PWM 法的估计值拟合效果最好, 所以参数估计使用较稳定的 PWM 参数估计。其中经验频率采用 Gringorten 公式计算^[18], 公式为: $P_i = \frac{(i - 0.44)}{(n + 0.12)}$ 。

水口站的干旱历时和干旱程度的边缘分布如图 2 所示。拟合结果采用概率点距相关系数法 (PPCC)、均方根误差法 (RMSE) 和柯尔莫哥洛夫检验法 (Dn) 3 种拟合优度检验方法对频率曲线进行检验, 以期选取最合适的分布模型作为边缘概率分布构造联合分布。根据表 3 中对比各种线型得到的拟合优度, 可看出对于干旱历时, P-III 分布的拟合指标更优, 对于干旱程度, Weibull 分布的拟合指标更优, 因此将这 2 种分布各作为干旱历时和干旱程度下一步进行联合概率分析的边缘概率分布。

2.2 联合条件概率分布和重现期计算

根据经验可知, 干旱历时与干旱程度之间必定具有正相关性, 干旱历时越长, 干旱程度应越严重, 即存在上尾相关性, 同时更需注意的也是其上

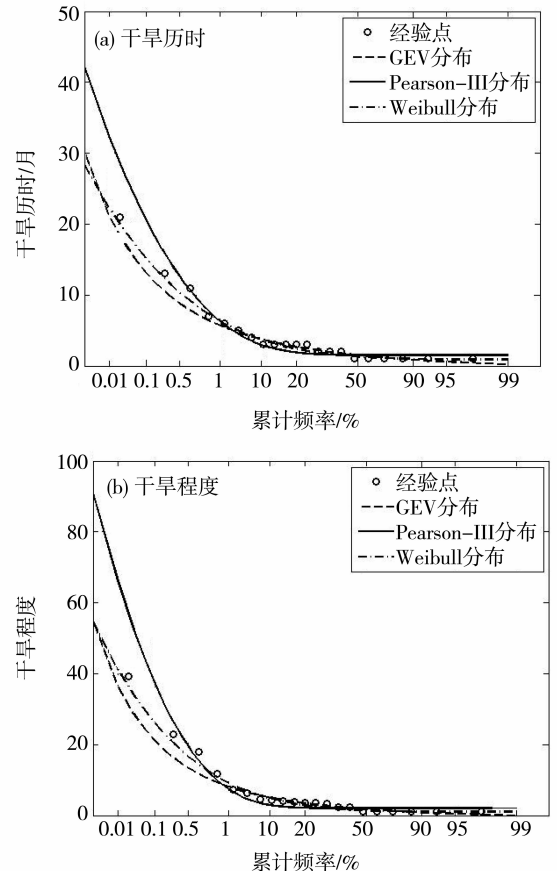


图 2 水口站干旱历时 (a) 和干旱程度 (b) 频率曲线
Fig. 2 Drought duration (a) and drought degree (b) frequency curve of Shuikou stand

尾相关性也就是干旱历时长且干旱程度严重的极端旱灾。因此选取具有上尾相关性的 GH (Gumbel-Hougaard) Copula 函数作为两变量的联接函数。其表达式为:

$$F(d, s) = C_{\theta}(F_D(d), F_S(s)) = \exp\{-[-(-\ln F_D(d))^{\theta}] + [-(-\ln F_S(s))^{\theta}]^{\frac{1}{\theta}}\}$$

(2) 对于干旱事件, 更需注意它的联合超过概率, 即 $P(D > d \cap S > s)$ 的概率:

$$P(D > d \cap S > s) = 1 - F_D(d) - F_S(s) + F(d, s) \quad (3)$$

表 3 边缘分布参数和拟合指标

Table 3 Marginal distribution parameters and fitting indices

样本	线型	PPCC	RMSE	Dn	形状参数	尺度参数	位置参数
干旱历时	GEV	0.985 9	0.266 1	0.136 4	0.43	1.95	2.19
	P-III	0.994 4	0.146 9	0.181 8	0.47	0.12	0.96
	Weibull	0.993 8	0.151 0	0.136 4	0.70	3.09	0.82
干旱程度	GEV	0.976 9	0.341 5	0.136 4	0.51	2.96	2.74
	P-III	0.990 7	0.201 2	0.227 3	0.35	0.06	1.13
	Weibull	0.988 8	0.177 4	0.136 4	0.61	4.40	0.90

由概率论可推导出以下条件概率。当给定 $D > d$ 时, $S > s$ 的条件概率分布为:

$$P(S > s | D > d) = \frac{P(S > s \cap D > d)}{P(D > d)} = \frac{1 - F_s(s) - F_D(d) + F(d, s)}{1 - F_D(d)} \quad (4)$$

当给定 $D < d$ 时, $S > s$ 的条件概率分布为:

$$P(S > s | D < d) = \frac{P(S > s \cap D < d)}{P(D < d)} = \frac{F_D(d) - F(d, s)}{F_D(d)} \quad (5)$$

不同于单变量重现期, 联合分布的重现期包括联合重现期 T_o ($D > d$ 或 $S > s$) 和同现重现期 T_a ($D > d$ 且 $S > s$) 两种情况, 公式如下: ($E(L)$ 为干旱间隔的期望值, 等于干旱历时和非干旱历时期望值之和):

$$T_o(d, s) = \frac{E(L)}{P(D > d \cup S > s)} = \frac{E(L)}{1 - F(d, s)} \quad (6)$$

$$T_a(d, s) = \frac{E(L)}{P(D > d \cap S > s)} = \frac{E(L)}{1 - F_D(d) - F_S(s) + F(d, s)} \quad (7)$$

2.3 计算结果与分析

根据公式 (6) 和 (7) 可以得到联合重现期 T_o 和同现重现期 T_a 两种极端重现期 (如表 4), 其中 T_o 为下限, T_a 为上限, 从表 4 中可以看出, 边缘分布的重现期介于 T_o 和 T_a 之间。因此, 可以使用联合分布的重现期作为实际重现期的区间估计。例如, 水口站边缘分布重现期为 100 a 时, 其实际重现期所处区间为 62.50 ~ 247.24 a。根据单变量推算的干旱历时与干旱程度的设计值小于联合重现期设计值, 重现期 5-100 年的干旱历时设计值的相对差值, 水口站介于 3% ~ 6% 之间, 溪口站介于 2%

~4% 之间, 潮安站介于 1% ~ 2% 之间; 干旱程度设计值的相对差值, 水口站介于 3% ~ 7% 之间, 溪口站介于 2% ~ 4% 之间, 潮安站介于 1% ~ 2% 之间。综上所述, 单变量设计值无论是干旱历时或干旱程度都小于联合重现期设计值, 差值随重现期减小而增加。

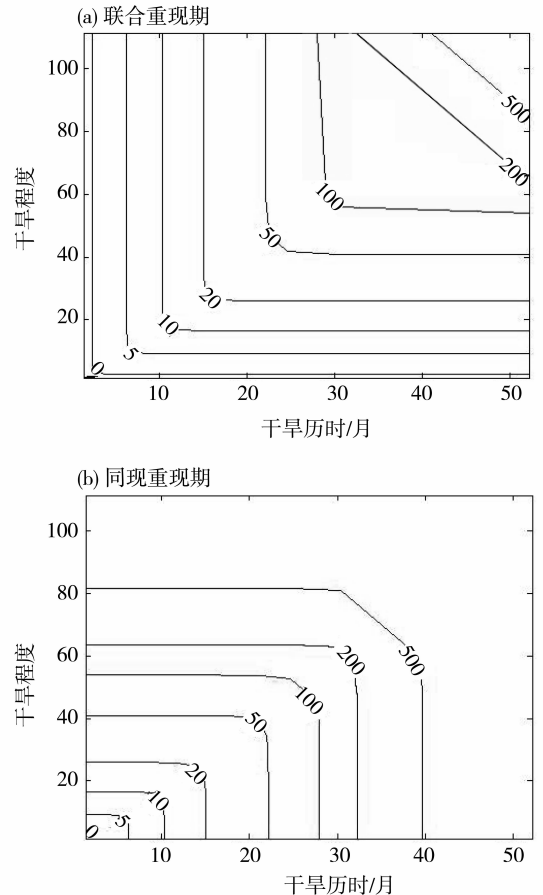


图 3 联合重现期等值线图 (a) 和同现重现期等值线图 (b)

Fig. 3 United recurrence interval of contour map (a) and co-occurrence recurrence interval contour map (b)

表 4 联合分布重现期设计值及边缘分布重现期设计值

Table 4 The design value of joint distribution recurrence interval and marginal distribution recurrence interval

站点	重现期/a			边缘分布设计值	
	T	T_o	T_a	干旱历时	干旱程度
水口站	100	62.50	247.24	28.06	55.30
	50	41.67	123.74	22.41	42.48
	20	14.35	49.50	15.59	27.69
	10	8.20	24.75	10.97	18.27
	5	3.62	12.38	6.92	10.53
溪口站	100	55.00	217.79	21.59	43.12
	50	36.67	108.90	17.60	33.72
	20	13.33	43.56	12.66	22.62
	10	7.49	21.78	9.20	15.35
	5	3.56	10.89	6.05	9.18
潮安站	100	60.48	239.29	18.59	35.92
	50	39.65	119.64	16.19	30.22
	20	14.29	47.86	12.91	22.78
	10	7.65	23.93	10.33	17.24
	5	3.60	11.96	7.62	11.80

条件概率 $P(S > s | D > d)$ 指的是, 当发生超过某一设计标准的干旱时间 d 时, 出现超过某一设计标准的干旱程度 s 的概率; 而条件概率 $P(S > s | D < d)$ 的含义则为发生不超过某一设计标准的干旱历时 d 时, 出现大于某一设计标准的干旱程度 s 的概率。表 5 显示, 在条件概率和特定的干旱历时设计重现期条件下, 随干旱程度设计重现期的减小, 二者的遭遇概率随之增大。条件概率 $P(S > s | D > d)$ 表明, 同重现期的干旱历时与干旱程度的遭遇概率, 水口站不小于 51%, 溪口站不小于 50%, 潮安站也不小于 50%。条件概率 $P(S > s | D < d)$ 则表明, 当设计干旱历时小于某一定值时, 相对于条件概率 $P(S > s | D > d)$, 干旱历时和干旱程度的遭遇概率明显减小, 同重现期的干旱历时和干旱程度的遭遇概率, 水口站小于 7%, 溪口站小于 8%, 潮安站也小于 8%。计算结果如表 5 所示。

表 5 不同干旱历时与干旱程度重现期的遭遇概率

Table 5 Encounter probability of different recurrence period of drought duration and drought degree

站点	干旱程度重现期 a	干旱历时重现期/a					干旱历时重现期/a				
		100	50	20	10	5	100	50	20	10	5
		$P(S > s D > d)$					$P(S > s D < d)$				
水口站	100	0.51	0.17	0.04	0.00	0.00	0.02	0.01	0.00	0.00	0.00
	50	0.67	0.55	0.18	0.05	0.00	0.03	0.02	0.02	0.00	0.00
	20	0.84	0.68	0.52	0.19	0.05	0.07	0.06	0.05	0.02	0.00
	10	0.92	0.83	0.67	0.55	0.18	0.12	0.10	0.07	0.06	0.02
	5	0.96	0.92	0.80	0.68	0.53	0.23	0.15	0.12	0.09	0.07
溪口站	100	0.50	0.16	0.04	0.00	0.00	0.02	0.01	0.00	0.00	0.00
	50	0.67	0.54	0.17	0.04	0.00	0.03	0.02	0.02	0.00	0.00
	20	0.84	0.68	0.53	0.18	0.04	0.07	0.06	0.05	0.02	0.00
	10	0.92	0.83	0.67	0.52	0.17	0.12	0.11	0.07	0.06	0.03
	5	0.96	0.92	0.80	0.68	0.55	0.24	0.15	0.12	0.10	0.08
潮安站	100	0.50	0.16	0.03	0.00	0.00	0.02	0.01	0.00	0.00	0.00
	50	0.67	0.54	0.16	0.04	0.00	0.03	0.02	0.02	0.00	0.00
	20	0.84	0.68	0.53	0.17	0.04	0.07	0.06	0.05	0.02	0.00
	10	0.92	0.83	0.67	0.51	0.17	0.12	0.11	0.08	0.07	0.03
	5	0.96	0.92	0.80	0.68	0.58	0.24	0.16	0.12	0.10	0.08

3 结 论

根据 1956 - 2011 年韩江流域水口站、溪口站、潮安站 3 个站的月径流数据提取的 6 个月尺度的 SDI 作为干旱指标, 运用游程理论计算相应的干旱历时和干旱程度, 然后通过 Copula 函数构造了两者的联合分布, 对其干旱特征进行了分析, 得出如

下结论:

1) 在比较之后选择了干旱历时和干旱程度的边缘分布分别为 P-III 分布和 Weibull 分布。

2) 从表 4 中可以看出, 边缘分布的重现期介于 T_o 和 T_a 之间。因此, 可以根据联合分布的重现期做实际重现期的区间估计。根据单变量推算的干旱历时与干旱程度的设计值小于联合重现期设计

值, 两者差值随重现期减小而增加。

3) 在条件概率和特定的干旱历时设计重现期条件下, 随干旱程度设计重现期的减小, 二者的遭遇概率随之增大。条件概率 $P(S > s | D > d)$ 表明, 同重现期的干旱历时与干旱程度的遭遇概率, 水口站不小于 51%, 溪口站不小于 50%, 潮安站也不小于 50%。条件概率 $P(S > s | D < d)$ 则表明, 当设计干旱历时小于某一定值时, 相对于条件概率 $P(S > s | D > d)$, 干旱历时和干旱程度的遭遇概率明显减小, 同重现期的干旱历时和干旱程度的遭遇概率, 水口站小于 7%, 溪口站小于 8%, 潮安站也小于 8%。

4) 从 SDI 值和干旱的重现期设计值来看, 水口站发生干旱事件的风险最大, 其次为溪口站, 最后为潮安站。所以, 计算结果表明, 梅江流域遭遇干旱的风险较汀江以及韩江流域下游更大。

参考文献:

- [1] 袁文平, 周广胜. 干旱指标的理论分析与研究展望[J]. 地球科学进展, 2004, 19(6): 982 - 991.
- [2] 方红远, 甘升伟, 余莹莹. 我国区域干旱特征及干旱灾害应对措施分析[J]. 水利水电科技进展, 2005, 25(5): 16 - 19.
- [3] 程亮, 金菊良, 郦建强, 等. 干旱频率分析研究进展[J]. 水科学进展, 2013(02): 296 - 302.
- [4] 杨帅英, 郝芳华, 宁大同. 干旱灾害风险评估的研究进展[J]. 安全与环境学报, 2004, 4(2): 79 - 82.
- [5] KIM T, VALDS J B, YOO C. Nonparametric approach for bivariate drought characterization using Palmer drought index [J]. Journal of Hydrologic Engineering, 2006, 11(2): 134 - 143.
- [6] KIM T, VALDS J B, YOO C. Nonparametric approach for estimating return periods of droughts in arid regions[J]. Journal of Hydrologic Engineering, 2003, 8(5): 237 - 246.
- [7] 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.
- [8] MCKEE T B, DOESKEN N J, KLEIST J. Drought monitoring with multiple timescales [C]// 9th Conference on Applied Climatology, USA, 1995: 233 - 236.
- [9] 陈子燊, 刘占明, 黄强. 西江水文干旱历时与强度的遭遇概率分析[J]. 湖泊科学, 2013, 25(4): 576 - 582.
- [10] NALBANTIS I, TSAKIRIS G. Assessment of hydrological drought revisited [J]. Water Resources Management, 2009, 23(5): 881 - 897.
- [11] 袁文平, 周广胜. 标准化降水指标与 Z 指标在我国应用的对比分析[J]. 植物生态学报, 2004, 28(4): 523 - 529.
- [12] SHIAU J T. Fitting drought and severity with two-dimensional copulas [J]. Water Resources Management, 2006, 20(5): 795 - 815.
- [13] 陈永勤, 孙鹏, 张强, 等. 基于 Copula 的鄱阳湖流域水文干旱频率分析[J]. 自然灾害学报, 2013(01): 75 - 84.
- [14] JARANIL LA-SANCHEZ P A, WANG L, KOIKE T. Modeling the hydrologic responses of the Pampanga River basin, Philippines: A quantitative approach for identifying droughts [J]. Water Resources Research, 2011, 45: W03514.
- [15] 韩海涛, 胡文超, 陈学君, 等. 三种气象干旱指标的应用比较研究[J]. 干旱地区农业研究, 2009, 27(1): 237 - 241.
- [16] 周玉良, 袁潇晨, 金菊良, 等. 基于 Copula 的区域水文干旱频率分析[J]. 地理科学, 2011, 31(11): 1383 - 1388.
- [17] SONG S, SINGH V P. Meta-elliptical copulas for drought frequency analysis of periodic hydrologic data [J]. Stochastic Environmental Research and Risk Assessment, 2010, 24(3): 425 - 444.
- [18] 郭生练, 叶守泽. 论水文计算中的经验频率公式[J]. 武汉水利电力学院学报, 1992, 25(2): 38 - 45.