基于广义第二类 beta 分布的洪水频率分析

陈 璐',何典灿',周建中',卢韦伟',郭生练²

(1.华中科技大学水电与数字化工程学院,湖北 武汉 430074;2.武汉大学水资源与水电工程科学国家重点实验室,湖北 武汉 430072)

摘 要:精确计算设计洪水值对水利水电工程规划设计至关重要,其关键问题之一是选择合适的分布 函数。目前多数研究仅选取单一的频率分布线型进行洪水频率分析,其设计洪水结果具有较大的不确 定性。研究引入一种新的广义分布函数,即第二类 beta 分布(Generalized beta distribution of the second kind,GB2),进行洪水频率分析。该四参数分布具有较好的灵活性,基本可拟合任何偏度和峰度的 曲线。采用最大熵原理推求分布函数的参数。研究利用科罗拉多河流域数据检验广义第二类 beta 分布 函数的拟合效果,并将所提分布与水文中的其它传统分布进行比较分析。结果表明:四参数的广义第二 类 beta 分布非常适于水文频率分析,其拟合效果基本优于水文中的其它传统分布。 关键词:熵理论;最大熵原理;广义第二类 beta 分布;洪水频率分析 中图分类号;TV122 文献标识码; A 文章编号;1000-0852(2016)06-0001-06

合理计算设计洪水是水利水电工程规划的首要问 题,其关键之一在于选择合适的频率分布线型[]。目 前,广泛采用的分布函数包括:指数分布(Exponential, EXP)、Weibull 分布、Gamma 分布、Gumbel 分布、 广义 极值分布 (GEV)、皮尔逊 III 型分布 (P-III)、对数皮尔 逊 III 型分布(LP-III)及对数正态分布(LN)等。我国 《水利水电工程设计洪水计算规范》规定 P-III 型分布 为设计洪水计算的标准分布函数;美国 Bulletin17B 建 议采用 LP-III 分布: 欧洲广泛采用广义极值分布 (GEV)^[2-4]。针对特定地区,通常存在多个分布函数可实 现洪水频率分析,多数研究仅选取单一分布线型拟合, 这使设计洪水计算值具有较大的不确定性。为解决该 问题、近年来越来越多的学者将广义分布函数应用于 水文频率分析中。Perreault 等(1999)将 Halphen 系列 分布(分布簇)引入水文领域,用于极端水文气象事件 的频率分析^[5]; Papalexiou 和 Koutsoyiannis 等(2012)采 用广义 Gamma 分布和广义第二类 beta 分布 (General ized beta distribution of the second kind,GB2)进行全 球降雨频率分析,并指出 GB2 分布能够同时描述 J 型 和钟型数据,因而非常适于全球的降雨频率分析6%。

相比于 GEV、P-III、LP-III 或 LN-III 等 3 参数分 布,具有 4 参数的广义第二类 beta 分布本身已包含了 指数分布、Weibull 分布及 Gamma 分布,具有足够的灵 活性模拟复杂多变的数据集。广义第二类 beta 分布优 点为:(1)它对正偏态和负偏态均可建模,而其余分布 如正态分布仅能模拟正偏态;(2)GB2 分布可联合估 计位置和形状参数,而指数、对数、正态等分布往往只 关注位置参数;(3)GB2 分布可更好地捕捉线型的左 右侧长尾。鉴于上述优势,研究采用广义第二类 beta 分布进行洪水频率分析。

选定分布函数后,需精确估计分布函数参数以保 证频率分析结果的可靠性。除水文中广泛采用的矩法、 极大似然估计法、线性矩法、概率加权矩法、最小二乘 法等参数估计方法外,近年来,最大熵理论也越来越多 地被应用于水文分析计算中。Singh等(1998)采用最 大熵原理实现了众多分布的参数估计^[7]。Singh 和 Guo 等(1995)的研究显示,同极大似然估计及线性矩法比 较,最大熵原理在某些情况下的表现更优^[8]。因此本研 究引入最大熵原理估计模型参数。

综上所述,研究将广义第二类 beta 分布(GB2)作

收稿日期:2016-03-05

基金项目:国家自然科学基金项目(51679094,51239004);湖北省自然科学基金项目(BZY15026)

作者简介:陈璐 (1985-),女,山东济南人,副教授,主要从事水文分析与计算方面的研究。E-mail:chen_lu@hust.edu.cn

为水文频率分布线型,引入最大熵原理估计 GB2 分布 参数,借助科罗拉多河流域数据检验广义第二类 beta 分布的拟合效果,并将所提分布与 LP-III 分布、正态 分布、指数分布(EXP)、Gamma 分布、Gumbel 分布、广 义正态分布 (Generalized normal,GN)、P-III 分布、广 义 Pareto 分布(Generalized Pareto,GP)及 Weibull 分 布等传统分布进行比较分析。

1 广义第二类 beta 分布

广义第二类 beta 分布的概率密度函数为:

$$f(x) = \frac{r_3}{bB(r_1, r_2)} \left(\frac{x}{b}\right)^{r_1 r_3 - 1} \left(1 + \left(\frac{x}{b}\right)^{r_3}\right)^{-(r_2 + r_1)} \tag{1}$$

式中:B()为贝塔函数; r_1 、 r_2 、 r_3 为形状参数,且 r_1 >0, r_2 >0, r_3 >0;参数 r_1 和 r_2 共同决定分布的偏态特性, r_1 控制左 尾形状; r_2 控制右尾形状; r_3 决定全局形状,影响概率 密度函数的峰值;b为位置参数,b>0,其值依赖于实测 值。由于广义第二类 beta 分布有四个参数(r_1, r_2, r_3, b), 故其具有足够的灵活性拟合任何偏度和峰度的曲线, 基本可涵盖任何单峰数据。图 1(a)给出了不同参数 情况下 GB2 分布的概率密度函数,图中参数顺序为 (r_1, r_2, r_3, b)。图 1(b)给出了 GB2 分布与其它分布的关 系,其中 BR12 表示 Burr XII 分布;BR3 为 Burr III 分 布;B2 为第二类 beta 分布;GG 为广义 Gamma 分布; Fisk 表示对数 logistic 分布;L 为 Lomax 分布;IL 为逆 Lomax 分布;GA 为 Gamma 分布;GN 为广义正态分 布;W 为韦伯分布;EXP 表示指数分布。图 1(b)表明 当分布函数参数取特定值时,广义第二类 beta 分布可 转变为一些特殊分布函数。





2 最大熵理论

对于某一随机变量 X,其信息熵由下式定义:

$$H(x) = -\int_{0}^{\infty} f(x) \log f(x) dx$$
 (2)

式中:f(x)为概率密度函数。

研究将年最大洪峰流量作为随机变量 $X, X \in [0, +\infty)$ 的概率密度函数 f(x)可通过最大化熵值得到。最大熵 原理指出,在给定数据集和约束条件情况下,使熵最大 的f(x)即为最合适的概率密度函数^[9]。因此,最大熵理 论表达式为:

$$\max H(x)$$

$$\int_{0}^{\infty} f(x)dx = 1; \quad \int_{0}^{\infty} g_i(x)f(x)dx = C_i \quad (3)$$

式中: $g_i(x)$ 为 X 的函数; C_i 为 $g_i(x)$ 的期望。

依据拉格朗日乘子法,f(x)可表示为: $f(x) = \exp(-\lambda_0 - \lambda_1 g_1(x) - \lambda_2 g_2(x) \cdots \lambda_m g_m(x))$ (4) 式中:*m* 为约束个数; $\lambda_0, \cdots, \lambda_m$ 为拉格朗日乘子。

3 洪水频率分析

3.1 基于最大熵理论的 GB2 分布参数估计方法

3.1.1 GB2 分布的约束条件

广义第二类 beta 函数分布的约束条件为¹⁰:

$$f(x)dx=1$$
 (5a)

$$\int_{0}^{\infty} f(x) \ln x dx = -E(\ln x)$$
(5b)

$$\int_{0}^{} f(x) \ln(1 + (\frac{x}{b})^{q}) dx = -E(\ln(1 + (\frac{x}{b})^{q}))$$
 (5c)

由式(4)可知,基于最大熵理论的概率密度函数可

表示为:

$$f(x) = \exp(-\lambda_0 - \lambda_1 \ln x - \lambda'_2 \ln(1 + (\frac{x}{b})^q))$$
 (6a)

令
$$p=b^{-q}$$
,则式(6a)变为:
 $f(x)=\exp(-\lambda_0-\lambda_1\ln x-\lambda_2'\ln(1+px^q))$ (6b)

Papalexiou 等(2012)令
$$\lambda'_2 = \frac{\lambda_2}{p}$$
,为与其一致,基于

熵的概率密度函数可定义为6:

8

$$f(x) = \exp(-\lambda_0 - \lambda_1 \ln x - \frac{\lambda_2}{p} \ln(1 + px^q))$$
(7)

将式(7)代入到式(5a)中得到:

$$\int_{0}^{\infty} f(x) dx = \int_{0}^{\infty} \exp(-\lambda_{0} - \lambda_{1} \ln x - \frac{\lambda_{2}}{p} \ln(1 + px^{q})) dx = 1 \quad (8)$$
则:

$$\exp(\lambda_0) = \int_0^\infty \exp(-\lambda_1 \ln x - \lambda_2 \ln(1 + px^q)/p) dx$$
$$= \int_0^\infty \exp(-\lambda_1 \ln x) \exp(-\frac{\lambda_2}{p} \ln(1 + px^q)) dx \qquad (9)$$
$$= \int_0^\infty x^{-\lambda_1} (1 + px^q)^{-\frac{\lambda_2}{p}} dx$$
$$\Leftrightarrow t = px^q, \quad \mathfrak{M} \quad x = (\frac{t}{p})^{\frac{1}{q}}, \quad dx = \frac{1}{p} (\frac{t}{p})^{\frac{1}{q}-1} dt_0 \quad \mathfrak{K} \qquad \mathfrak{K},$$

令
$$t=px^q$$
,则 $x=(\frac{\iota}{p})^q$, $dx=\frac{1}{pq}(\frac{\iota}{p})^q$ dt_{\circ} 因此,

式(9)化简如下:

$$\exp(\lambda_{0}) = \int_{0}^{\infty} x^{-\lambda_{1}} (1+px^{q})^{-\frac{\lambda_{2}}{p}} dx$$
$$= \int_{0}^{\infty} \left(\frac{t}{p}\right)^{-\frac{\lambda_{1}}{q}} (1+t)^{-\frac{\lambda_{2}}{p}} \frac{1}{pq} \left(\frac{t}{p}\right)^{\frac{1}{q}-1} dt \qquad (10)$$
$$= \int_{0}^{\infty} \frac{1}{q} p^{\frac{\lambda_{1}-1}{q}} t^{\frac{-\lambda_{1}}{q}} (1+t)^{-\frac{\lambda_{2}}{p}} t^{\frac{1}{q}-1} dt$$

令
$$y = \frac{t}{1+t}$$
,则 $t = \frac{y}{1-y}$, $dt = \frac{1}{(1-y)^2} dy_{\circ}$ 因为 $y(0) = 0$
且 $y(\infty) = 1, y \in [0, 1]$,则:

$$\exp(\lambda_0) = \int_0^1 \frac{1}{q} p^{\frac{\lambda_1 - 1}{q}} (\frac{y}{1 - y})^{\frac{-\lambda_1}{q}} (1 + \frac{y}{1 - y})^{-\frac{\lambda_2}{p}} (\frac{y}{1 - y})^{\frac{1}{q} - 1} \frac{1}{(1 - y)^2} \frac{dy}{dy}$$

$$= \int_{0}^{1} \frac{1}{q} p^{\frac{\lambda_{1}-1}{q}} \left(\frac{y}{1-y}\right)^{\frac{-\lambda_{1}+1}{q}-1} \left(1+\frac{y}{1-y}\right)^{-\frac{\lambda_{2}}{p}} \frac{1}{(1-y)^{2}} dy$$
$$= \int_{0}^{1} \frac{1}{q} p^{\frac{\lambda_{1}-1}{q}} \left(\frac{y}{1-y}\right)^{\frac{-\lambda_{1}+1}{q}} \left(\frac{y}{1-y}\right)^{-\frac{\lambda_{2}}{p}+2} dy \qquad (11)$$

$$= \int_{0}^{1} \frac{1}{q} p^{\frac{\lambda_{1}-1}{q}} y^{\frac{1-\lambda_{1}}{q}-1} (1-y)^{-\frac{1-\lambda_{1}}{q}+\frac{\lambda_{2}-1}{p}} dy$$

$$= \frac{1}{q} p^{\frac{\lambda_{1}-1}{q}} B(\frac{1-\lambda_{1}}{q}, -\frac{1-\lambda_{1}}{q}+\frac{\lambda_{2}}{p})$$

$$= \frac{1}{q} p^{\frac{\lambda_{1}-1}{q}} B(\frac{1-\lambda_{1}}{q}, -\frac{1-\lambda_{1}}{q}+\frac{\lambda_{2}}{p})$$

$$= \frac{1}{q} p^{\frac{\lambda_{1}-1}{q}} B(\frac{1-\lambda_{1}}{q}, -\frac{1-\lambda_{1}}{q}+\frac{\lambda_{2}}{p})$$

$$= \frac{1}{q} p^{\frac{\lambda_{1}-1}{q}} \ln p + \ln \Gamma(\frac{1-\lambda_{1}}{q})$$

$$+ \ln \Gamma(-\frac{1-\lambda_{1}}{q}+\frac{\lambda_{2}}{p}) - \ln \Gamma(\frac{\lambda_{2}}{p})$$

$$= \frac{1}{q} (1-2)$$

$$= \frac{1}{q} p^{\frac{\lambda_{1}-1}{q}} \ln (1+px^{q}) dx$$

$$= \frac{1}{q} p^{\frac{\lambda_{1}-1}{q}} e^{\frac{\lambda_{1}-1}{q}} \ln (1+px^{q}) dx$$

$$= \frac{1}{q} p^{\frac{\lambda_{1}-1}{q}} e^{\frac{\lambda_{1}-1}{q}} e^{\frac{\lambda_{1}-1}$$

3.1.2 拉格朗日乘子与约束关系
令
$$a' = \frac{1-\lambda_1}{q}, b' = -\frac{1-\lambda_1}{q} + \frac{\lambda_2}{p},$$
对式(12)中的 λ_1 、
 λ_2 分别求导得:

$$\lambda_2$$
分别求导得

$$\frac{\partial \lambda_{0}}{\partial \lambda_{1}} = \frac{\ln p}{q} + \frac{\partial \ln \Gamma(a')}{\partial a'} \frac{\partial a'}{\partial \lambda_{1}} + \frac{\partial \ln \Gamma(b')}{\partial b'} \frac{\partial b'}{\partial \lambda_{1}}$$
$$- \frac{\partial \ln \Gamma(a'+b')}{\partial (a'+b')} \frac{\partial (a'+b')}{\partial \lambda_{1}} = \frac{\ln p}{q} - \frac{1}{q} \varphi(a') + \frac{1}{q} \varphi(b')$$
(14a)

$$\frac{\partial \lambda_0}{\partial \lambda_2} = \frac{\partial \ln I'(b')}{\partial b'} \frac{\partial b'}{\partial \lambda_2} - \frac{\partial \ln I'(a'+b')}{\partial (a'+b')} \frac{\partial (a'+b')}{\partial \lambda_2}$$
$$= \frac{1}{p} \varphi(b') - \frac{1}{p} \varphi(a'+b')$$
(14b)

式中: $\varphi(.)$ 为 digamma 函数。 对式(13)中的 λ_1 、 λ_2 分别求导得:

œ

$$\frac{\partial \lambda_0}{\partial \lambda_1} = \frac{\int\limits_0^{\infty} \ln x \exp(-\lambda_1 \ln x - \frac{\lambda_2}{p} \ln(1 + px^q)) dx}{\int\limits_0^{\infty} \exp(-\lambda_1 \ln x - \frac{\lambda_2}{p} \ln(1 + px^q)) dx} = -E(\ln x)$$
(15a)

$$\frac{\partial \lambda_0}{\partial \lambda_2} = \frac{\int\limits_0^\infty x^q \exp(-\lambda_1 \ln x - \frac{\lambda_2}{p} \ln(1 + px^q)) dx}{\int\limits_0^\infty \exp(-\lambda_1 \ln x - \frac{\lambda_2}{p} \ln(1 + px^q)) dx}$$
$$= -E(\frac{\ln(1 + px^q)}{p})$$
(15b)

基于式(14)和式(15),拉格朗日乘子与约束条件 的关系满足:

$$\frac{\ln p}{q} - \frac{1}{q}\varphi(a') + \frac{1}{q}\varphi(b') = -E(\ln x)$$
(16a)

$$\frac{1}{p}\varphi(b') - \frac{1}{p}\varphi(a'+b') = -E(\frac{\ln(1+px^q)}{p})$$
(16b)

由于式(16)无法计算所有 4 个参数,故对式(14) 求二阶倒数,得到下式:

$$\frac{\partial^2 \lambda_0}{\partial^2 \lambda_1} = \frac{1}{q^2} \varphi'(a') + \frac{1}{q^2} \varphi'(b') = \operatorname{var}(\ln x)$$
(17a)

$$\frac{\partial^2 \lambda_0}{\partial^2 \lambda_1} = \varphi'(r_2) - \varphi'(r_1 + r_2) = \operatorname{var}(\ln(1 + \frac{x}{b})^q)) \quad (17b)$$

3.1.3 拉格朗日乘子与参数间关系

将式(11)带入到式(7)中可得:

$$f(x) = \frac{1}{\frac{1}{q}p^{\frac{\lambda_1 - 1}{q}} B(\frac{1 - \lambda_1}{q}, -\frac{1 - \lambda_1}{q} + \frac{\lambda_2}{p})} x^{-\lambda_1} (1 + px^q)^{-\frac{\lambda_2}{p}}$$
(18)

比较式(1)与式(18),得拉格朗日乘子与参数间关系为:

$$\lambda_{1}=1-r_{1}q$$

$$\lambda_{2}=p\left(r_{2}+\frac{1-\lambda_{1}}{q}\right)$$

$$p=\left(\frac{1}{b}\right)^{r_{3}}$$
(19)

3.1.4 参数与约束间关系

上述推导分别构建了拉格朗日乘子与最大熵理论 约束及广义第二类 beta 分布函数参数间关系,将式 (19)代入式(16)、(17)中,可得参数与约束间满足式 (20),通过求解该关系式可实现广义第二类 beta 分布 函数的参数估计:

 $q = r_3$

$$-\ln\beta - \frac{1}{r_{3}}\varphi(r_{1}) + \frac{1}{r_{3}}\varphi(r_{2}) = -E(\ln x)$$

$$\beta^{r_{3}}\varphi(r_{2}) - \beta^{r_{3}}\varphi(r_{1}+r_{2}) = -E(\beta^{r_{3}}\ln(1+(\frac{x}{\beta})^{r_{3}})) \qquad (20)$$

$$\frac{1}{r_{3}}\varphi'(r_{1}) + \frac{1}{r_{3}}\varphi'(r_{2}) = \operatorname{var}(\ln x)$$

$$\varphi'(r_{2}) - \varphi'(r_{1}+r_{2}) = \operatorname{var}(\ln(1+(\frac{x}{\beta})^{r_{3}}))$$

3.2 洪水频率分析

首先应用广义第二类 beta 分布拟合洪水序列,基 于最大熵原理推求参数值;其次,采用水文领域中常用 的分布函数拟合洪水序列,这些分布包括 LP-III 分 布、正态分布、指数分布(EXP)、Gamma 分布、Gumbel 分布、广义正态分布(GN)、P-III 分布、广义 Pareto 分 布 (GP) 及 Weibull 分布等;最后基于 K-S(Kolmogorov-Smirnov,K-S)检验法、均方根误差以及 AIC 准则(Akaike information criterion,AIC)对各分部的拟 合结果进行比较分析。

- 4 实例研究
- 4.1 研究区域

科罗拉多河是美国西南部、墨西哥西北部主要河 流,发源于洛矶山脉,横跨科罗拉多高原。流域内 Steamboat Springs位于科罗拉多大峡谷西北部的二级 支流扬帕河上;Near Colorado-Utah位于科罗拉多河 干流上游末端;此外科罗拉多河流域内胡佛大坝以规模 宏伟闻名世界,在防洪、灌溉、发电、供水等方面的综合效 益巨大,是该流域水资源综合利用开发的关键性工程。考 虑到科罗拉多河流域径流实测数据稳定准确,且资料丰 富、序列长等特点,选取上述三站点进行实例研究。

4.2 GB2 分布的拟合结果

利用科罗拉多河 Steamboat Springs、Near Colorado-Utah 及 Hoover Dam 测站年最大洪峰流量序列 检验广义第二类 beta 分布的拟合效果。图 2 给出了



图 2 GB2 分布拟合洪水序列边缘分布图及概率密度曲线 Fig.2 The marginal distributions and histograms of AM flood peak series fitted by the GB2 distribution for the gauging station of the Colorado River

GB2 分布拟合的各站年最大洪峰序列边缘分布及其 概率密度曲线,三站点的拟合参数如表1所示,图表数 据显示 GB2 分布拟合效果良好。

表1 GB2分布三站点拟合参数表 Table1 The parameters of the GB2 distribution for the gauging station of the Colorado River

站点名称	r_1	r_2	r_3	β
Steamboat Springs	1.201	5.490	3.590	5.810
Near Colorado–Utah	3.941	83.08	0.939	69.052
Hoover Dam	10.588	434.72	1.309	43.619

4.3 与其它分布的比较分析

采用 LP-III 分布、正态分布、指数分布(EXP)、 Gamma 分布、Gumbel 分布、广义正态分布(GN)、P-III 分布、广义 Pareto 分布(GP)及 Weibull 分布等拟合胡 佛大坝(Hoover Dam)水文站的年最大洪峰序列,并运 用 K-S 检验法、均方根误差 *RMSE* 和 *AIC*(Akaike information criterion, AIC) 信息准则对各分布函数进行 拟合优度检验与评价。表 2 给出了各分布 K-S 检验统 计量 P 值、*RMSE* 和 *AIC* 值。取 K-S 检验显著性水平 为 α =0.05, P 值大于 0.05 时通过检验, *RMSE* 和 *AIC* 值越小说明拟合效果越好。结果表明,所有分布均通过 了 K-S 检验。比较各分部的 *RMSE* 和 *AIC* 值可知, GB2 分布的拟合效果最优。

	表2	胡佛大坝站各分布排	以合结果比较	
Table2	RMSE, AIC an	nd P-value of differen	t distributions for	r Hoover dam

分布类型 -		Hoover Dam	
	P-value	RMSE	AIC
GB2	1	0.017	-293.36
LP-III	0.978	0.028	-214.625
Normal	0.436	0.066	-77.29
EXP	0.919	0.040	-158.43
Gamma	0.692	0.048	-130.48
Gumbel	0.978	0.027	-222.46
GN	0.978	0.033	-188.85
P–III	1	0.022	-254.93
GP	1	0.018	-285.10
Weibull	0.998	0.025	-232.80

由上述分布函数,计算得胡佛大坝设计洪水值如 表 3 所示。结果表明,在重现期 T较小时($T \le 50$),各 分布差别不大,但当重现期较大时,各分布计算结果差 异明显。如 T=1000时,GB2 分布、LP–III 分布和 GP 分 布计算的设计洪水值分别为 76 702^{m3}/s、69 568^{m3}/s 和 64 809^{m3}/s。工程设计中,更关注大洪水的设计洪水计 算值,低估设计值将大大增加大坝及下游的洪水风险。

by different distributions for Hoover dam (10 ³ m ³ /s)					
分布类型			重现期/a		
	1000	500	100	50	10
GB2	76.702	67.914	51.198	34.138	30.125
LP-III	69.568	64.494	52.713	35.639	31.858
Normal	45.800	44.451	40.938	34.288	31.488
EXP	68.561	63.583	52.024	35.486	30.508
Gamma	50.485	48.424	43.314	34.613	31.32
Gumbel	58.926	55.332	46.973	34.799	30.912
GN	50.513	49.271	45.325	35.732	31.485
P–III	60.025	56.451	47.985	35.145	30.926
GP	64.809	59.87	49.084	34.893	30.695
Weibull	57.809	54.766	47.324	35.27	31.072

表3 胡佛大坝设计洪水比较 (10³m³/s) Table3 Comparison of T-year design floods calculated

5 结论

本研究采用广义第二类 beta 分布(GB2)进行洪水 频率分析,并基于最大熵原理估计 GB2 分布参数,最 后将所提分布与水文领域中的常用分布进行比较分 析,结果表明:由于四参数的广义第二类 beta 分布包 含了指数分布、Weibull 分布及 Gamma 分布,具有足够 的灵活性模拟复杂多变的数据集,因此非常适于水文 频率分析,其拟合效果基本优于水文中的其它常用分 布;最大熵原理能够有效地估计分布函数的参数。 参考文献:

- Beven, K.J., Hornberger, et al. Assessing the effect of spatial pattern of precipitation in modeling stream flow hydrographs [J]. Journal of the American Water Resources Association, 1982,18(5):823–829.
- [2] Shao, Q., Wong, et al. Models for extremes using the extended three-parameter Burr XII system with application to flood frequency analysis[J]. Hydrological Sciences Journal, 2004,49(4):685–702.
- [3] Chen, L., Guo, et al. A new seasonal design flood method based on bivariate joint distribution of flood magnitude and date of occurrence[J]. Hydrological Sciences Journal, 2010,55(8):1264–1280.
- [4] Chen, L.,Singh, et al. Flood coincidence risk analysis using multivariate Copula functions [J]. Journal of Hydrologic Engineering, 2012,17 (6): 742–755.
- [5] Perreault, L., Bobée, et al. Halphen distribution system I: mathematical and statistical properties [J]. Journal of Hydrologic Engineering, 1999,4(3),189–199.
- [6] Papalexiou, S.M., Koutsoyiannis, et al. Entropy based derivation of probability distributions: A case study to daily rainfall[J]. Advances in Water Resources, 2012, 45:51–57.
- [7] Singh, V. P. Entropy Based Parameter Estimation in Hydrology[M]. Kluwer Academic Publishers, Dordrecht, 1998.
- [8] Singh, V.P., Guo, et al. Parameter estimation for 3-parameter generalized pareto distribution by the principle of maximum entropy (POME)[J]. Hydrological Sciences Journal, 1995,40(2):165-181.
- [9] Singh, V.P. Hydrologic synthesis using entropy theory: review[J].

Journal of Hydrologic Engineering, 2011,16(5):421-433.

[10] Singh, V.P. Entropy-Based Parameter Estimation Hydrology [M]. Springer, Dordrecht, The Netherlands. 1998. Mathematical Statistics, 1942,13(2):215-232.

[12] Hao, Z., Singh V.P. Entropy-based parameter estimation for extended Burr XII distribution [J]. Stochastic Environmental Research and Risk Assessment, 2008,23:1113–1122.

[11] Burr, I.W. Cumulative frequency functions[J]. The Annals of

Application of Generalized Beta Distribution of Second Kind for Flood Frequency Analysis

CHEN Lu¹, HE Diancan¹, ZHOU Jianzhong¹, LU Weiwei¹, GUO Shenglian²

(1. College of Hydropower & Information Engineering, Huazhong University of Science & Technology, Wuhan 430074, China;

2. State Key Laboratory of Water Resources and Hydropower Engineering Science, Wuhan University, Wuhan 430072, China)

Abstract: T-year flood estimation at a given location in mountainous areas is a crucial task for design of hydraulic and civil infrastructure facilities. One of the key steps in flood frequency analysis (FFA) is the selection of a suitable distribution. More than one distribution is often found to be adequate for FFA, and choosing the best one is often less than objective. In order to overcome this difficulty, generalized beta distribution of the second kind (GB2 distribution) was introduced in this study. And the prin ciple of maximum entropy method (POME) was employed to derive this distribution with its parameters to be estimated. The Colorado River was selected as a case study. The maximum stream flow data from the sites, Steamboat Springs, Near Colorado–Utah and Hoover Dam, were considered to test the performances of GB2 distribution. Finally, the fitting results of GB2 distribution is an appealing option for FFA, since it has four parameters and include some well–known distributions. Compared with the widely used distribution in hydrology, the performances of Gb2 distribution is comparable.

Key words: entropy theory; principle of maximum entropy (POME); GB2 distribution; flood frequency analysis

(上接第27页)

Resources & Water Engineering, 2012,23(5):6-10. (in Chinese))

- [7] 陈宝群,李晓宁,李艳花. 微型水面蒸发器原理与实验设计[J]. 气象 水文海洋仪器, 2010,(1):1-5. (CHEN Baoqun, LI Xiaoning, LI Yanhua. Principle and experimental design of micro water surface evaporator [J]. Meteorological, Hydrological and Marine Instruments, 2010,(1):1-5. (in Chinese))
- [8] 谢万银,陈英,徐彬. 甘肃民勤小型与 E-601 型蒸发皿蒸发量折算系数分析 [J]. 干旱气象, 2014,(3):481-486. (XIE Wanyin, CHEN)

Yin, XU Bin. Analysis on small type and E-601 type evaporation conversion coefficient in Minqin of Gansu province [J]. Journal of Arid Meteorology, 2014,(3):481-486. (in Chinese))

[9] 夏依木拉提·艾依达尔艾力,黄梅. 天山西部地区 E-601 型蒸发器 与 20cm 口径蒸发皿观测资料对比分析[J]. 水文, 2011,31(4):76-80. (Xaymurat Aydaraili, HUANG Mei. Comparative analysis of observed data between E-601 evaporator and 20cm pan in Tianshan River basin [J]. Journal of China Hydrology, 2011,31(4):76-80. (in Chinese))

Experimental Study on High Salinity Water Surface Evaporation in Arid Areas

LI Yang^{1,2}, JIA Ruiliang^{1,2}, ZHOU Jinlong^{1,2,3}, LI Qiao^{1,2}, GAO Yexin³

(1. College of Water Conservancy and Civil Engineering, Xinjiang Agricultural University, Urumqi 830052, China;

2. Xinjiang Hydrology and Water Resources Engineering Research Center, Urumqi 830052, China;

3. Institute of Hydrogeology and Environmental Geology, Chinese Academy of Geological Sciences, Shijiazhuang 050061, China)

Abstract: The general law of the high salinity water surface evaporation was obtained by water surface evaporation experiments of different salinity E_{420} evaporator at the Changji Groundwater Balance Test Station, Xinjiang. By comparatively analyzing the data, we found that under the same external environment condition, there is a negative correlation between high salinity water surface evaporation and salinity, that is to say, the higher the salinity, the more weaker water surface evaporation, on the Contrary the more stronger water surface evaporation. This is mainly due to the attraction effect of salt molecules to water molecules in the salt water. According to the experimental data, functional relationship between the water evaporation and the salinity was fitted out, and the conversion coefficient of high salinity water surface evaporation was calculated.

Key words: arid area; high salinity water; water surface evaporation; fitting curve; conversion coefficient of high salinity water surface evaporation