

设计流量推求中特大值判断方法的改进

黄伟昊^{1,2}, 左利钦¹, 李寿千¹, 盖永伟¹

(1. 南京水利科学研究院, 江苏 南京 210029; 2. 河海大学 水利水电学院, 江苏 南京 210098)

摘要: 设计洪峰流量的推求过程中, 特大值判断的正确与否对洪水频率分析的精度有着较大的影响. 而在特大值判断的过程中, $Ex+k\sigma$ 常作为水文频率分析中特大值判断的准则, 其中 k 为经验常数, 其取值的不同常会给设计流量的计算带来较大的误差. 采用数值模拟方法, 生成符合 PⅢ型曲线分布的样本, 再通过适线拟合, 探讨了 k 值与样本总量、变差系数及偏态系数之间的相互关系, 并在此基础上建立了 k 值估计公式. 最后, 通过将该 k 值的估计公式应用于天然河道设计流量的推求过程中, 取得了良好的效果.

关 键 词: 洪水频率; 特大值; 设计洪峰流量; 重现期; 频率分析

中图分类号: TV122

文献标志码: A

文章编号: 1009-640X(2012)05-0008-05

频率分析是我国现行推求设计洪峰流量的主要方法^[1], 即先由洪水样本推求洪水总体分布函数(即频率曲线), 再由总体分布函数预估未来(即设计洪水). 由于我国河流的流量系列较短, 绝大多数测站系列只有 30~40 a 左右, 所以仅以实测系列进行洪水频率计算, 成果可能会产生相当大的误差. 在生产实践中, 通过调查历史洪水和对实测系列特大值进行处理是一种提高频率分析精度的行之有效的方法. 其中, 实测系列中特大值的处理对洪水频率的影响较大, 如果误将一般洪水作为特大值处理, 则计算成果偏小, 使工程的安全系数偏低, 但如果误将特大值不做处理, 则计算成果偏大, 将加大工程投资. 所以在设计洪水计算中, 特大值的判断具有非常重要的作用^[1-3]. 本文将主要探讨样本中特大值的判断方法.

对于特大值的判断, 国内外学者都曾提出一系列的方法, 如美国《洪水频率指南》中的门槛法、Barnett-Lewis 检验法、偏态检验法、峰度检验法、一次判断法以及工程上常用的 3σ 方法等^[4-11]. 美国《洪水频率指南》中门槛法广泛适用于美国当地河流条件下特大值的判断, 但由于受到应用条件和河川特殊水文条件的限制, 应用于我国河流时往往得不到满意结果^[5]. Barnett-Lewis 检验法, 偏态检验法、峰度检验法等因不能很好地描述特大值在水文样本中的特点, 检验效果不理想, 亦不适用^[2]. 一次判断法在我国具有较好的适用性, 但该方法对样本容量依赖性较大, 在我国河流一般都只具有 30~40 a 左右水文观测资料的情况下, 应用过程中不免会产生精度不够的问题^[6]. 工程上的 3σ 法采用 $Ex+k\sigma$ 为特大值的判断准则(Ex 为样本均值, σ 为样本标准差, k 为经验常数, 根据正态分布规律确定保证率, 将其取为 3^[3]), 显然, 在洪峰流量服从 PⅢ型分布的情况下, k 的取值与样本容量及样本本身的分布特征具有一定的联系, 将 k 值取为 3 是值得商榷的. 因此, 深入研究 k 值的取值标准, 对正确判断特大值及提高设计洪峰流量的计算精度具有重要的理论价值和实际意义.

本文针对 3σ 方法进行改进, 采用数值模拟的方法, 生成了符合 PⅢ型曲线分布的样本, 再通过适线拟合来探求 k 值的分布规律.

收稿日期: 2012-04-17

基金项目: 国家 973 计划资助项目(2012CB417002); “十二五”国家科技支撑计划(2012BAB04B03); 国家自然科学基金资助项目(51061130546, 51009096)

作者简介: 黄伟昊(1988-), 男, 江西奉新人, 硕士研究生, 主要从事水力学及河流动力学方面研究.

E-mail: hiro880816@163.com

1 试验方法简介

1.1 试验样本的生成

我国现行的水文规范中,大都建议采用PⅢ型曲线作为适线的线型来推求设计洪峰流量值^[1,3]. 试验中通过设定样本个数 n ,样本均值 Ex ,变差系数 C_v ,偏态系数与变差系数的比值 C_s/C_v 等参数,利用数值模拟的方法生成服从PⅢ型分布的数据样本供试验使用.

1.2 k 值的计算

针对某一试验样本,采用矩法估计样本的均值 Ex 和均方差 σ . 假设PⅢ型样本中最大项之外的值即为特大值的范围,则可由 $k = \frac{(\max\{x_i\} - Ex)}{\sigma}$ 计算出各样本中适用的 k 值的临界最小值,即特大值与普通值之间的临界点,其中 $\max\{x_i\}$ 表示样本序列中的最大项.

PⅢ型分布的累积频率计算式^[1]为:

$$P = P(x \geq x_p) = \frac{\beta^\alpha}{\Gamma(\alpha)} \int_{x_p}^{\infty} (x - a_0)^{\alpha-1} \exp(-\beta(x - a_0)) dx \quad (1)$$

从式(1)可见, k 的取值与样本总量 n ,变差系数 C_v 以及偏态系数 C_s 有着密切的联系,下面将以此为依据,采用适线拟合的方法,探求 k 值的分布规律与样本总量 n ,变差系数 C_v 以及偏态系数 C_s 之间的关系.

2 k 值分布规律的探求

2.1 k 值与 C_s 值的关系

为了探究 k 值分布与 C_s 值关系,分别以 $n=20, 40; C_v=0.5, 1.0, 1.5; C_s/C_v=1 \sim 5$ (间隔为1)为参数,构造出30组PⅢ型分布的样本,并根据上述 k 值计算方法求出各样本的 k 值. 图1给出了 n 及 C_v 不同组合条件下 k 值与 C_s 的相关关系,可以发现 k 值随着 C_s 的增大而逐渐增大. 依据最小二乘法原则,经过反复的适线拟合,结果表明 k 值与 C_s 之间呈现出良好的线性关系,且相关系数 R 都在0.99以上. 因此, k 值可表达为:

$$k = f(n, C_v) C_s + g(n, C_v) \quad (2)$$

式中: $f(n, C_v), g(n, C_v)$ 分别为关于 n 与 C_v 的函数.

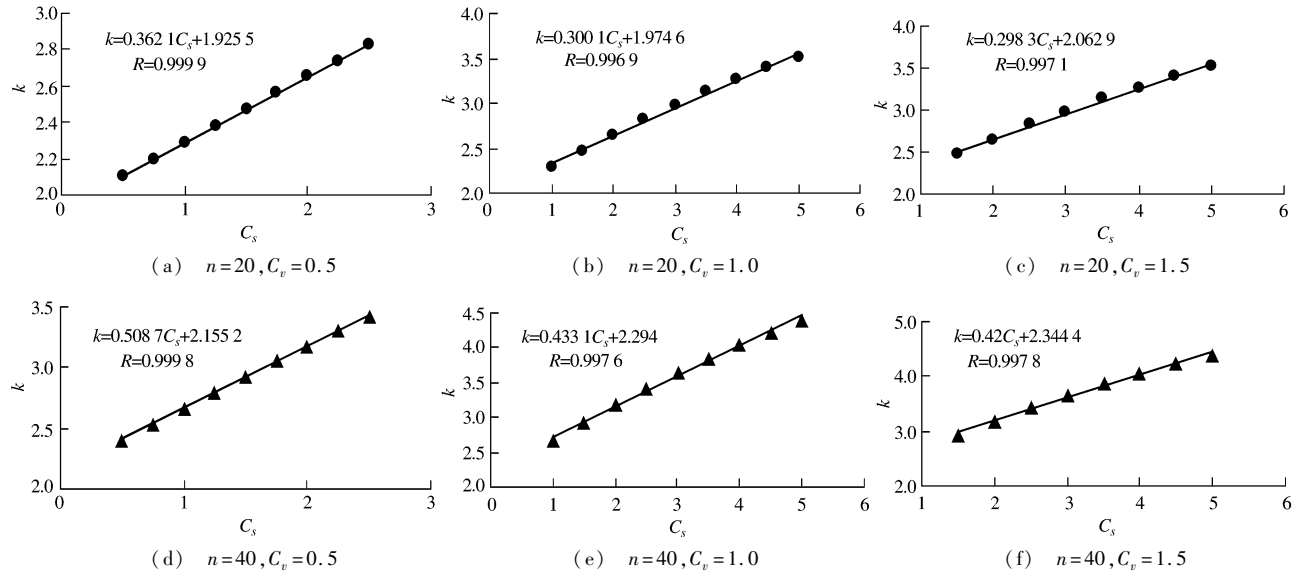


图1 k 随 C_s 变化的分布规律

Fig. 1 Relationships between k and C_s

2.2 k 值与 C_v 值的关系

为了进一步探求 k 值与 C_v 值的相互关系,分别以 $n=20, 25, 30, 35, 40, 50; C_v=0.5 \sim 1.5$ (间隔为 0.1); $C_s/C_v=1 \sim 5$ (间隔为 1) 为参数,构造出 330 组 PⅢ型分布的样本,并求出个各样本的 k 值。

参照前述方法,330 组样本根据不同 n 值和 C_v 值的组合,可拟合出 66 个 k 值与 C_s 的线性关系,即可获得 66 组不同 n 值和 C_v 值的组合条件下 $f(n, C_v), g(n, C_v)$ 的取值。

点绘不同 n 值条件下 $f(n, C_v)$ 及 $g(n, C_v)$ 与 C_v 的相关关系,可以发现 $f(n, C_v)$ 随着 C_v 的增大逐渐减小,而 $g(n, C_v)$ 随着 C_v 的增大逐渐增大。依据最小二乘法原则,经反复适线拟合,结果表明 $f(n, C_v)$ 值与 C_v 之间呈现良好的对数关系,而 $g(n, C_v)$ 值与 C_v 之间呈现良好的线性关系,且相关性均在 0.96 以上。因此, $f(n, C_v)$ 及 $g(n, C_v)$ 可表达为:

$$f(C_v, n) = f_1(n) \ln C_v + f_2(n) \quad (3)$$

$$g(C_v, n) = g_1(n) C_v + g_2(n) \quad (4)$$

式中: $f_1(n), f_2(n), g_1(n), g_2(n)$ 均为 n 函数。

2.3 k 值与 n 值的关系

不同 n 值条件下,根据拟合的 $f(n, C_v)$ 值及 $g(n, C_v)$ 值与 C_v 之间的相关关系,据此可以得出 6 组不同 n 值条件下, $f_1(n), f_2(n), g_1(n)$ 及 $g_2(n)$ 的取值。依据最小二乘法原则,对其进行适线拟合,结果表明, $f_1(n), f_2(n), g_1(n)$ 及 $g_2(n)$ 均与 n 之间呈良好的线性关系,且相关系数 R 均在 0.97 以上。因此, $f_1(n), f_2(n), g_1(n)$ 及 $g_2(n)$ 可表达为:

$$f_1(n) = -0.0009n - 0.0495 \quad (5)$$

$$f_2(n) = 0.0057n + 0.2044 \quad (6)$$

$$g_1(n) = 0.0019n + 0.1075 \quad (7)$$

$$g_2(n) = 0.009n + 1.7014 \quad (8)$$

综上分析,将式(5)~(8)代入式(3)和(4),再将式(3)和(4)代入式(2),即可得到 k 值的估计公式:

$$k = [(-0.0009n - 0.0495) \ln C_v + 0.0057n + 0.2044] C_s + (0.0019n + 0.1075) C_v + 0.009n + 1.7014 \quad (9)$$

实际使用 k 值估算公式时,可首先通过矩法估计出原样本的均值 Ex , 均方差 σ , 变差系数 C_v , 考虑到偏态系数 C_s 在使用矩法估计时误差较大,可采用权函数法进行估计^[1,3]。然后将 n, C_v 及 C_s 代入式(9)即可得 k 值。最后依据 $Ex + k\sigma$ 为准则即可判断样本中的特大值。

3 实例检测

以我国某河流水文站为例,采用 3σ 法与本文改进的方法分别进行特大值判断,进而推求设计洪水,以此来检验本方法的合理性。图 2 给出了该水文站 1964—2010 年共 47 年最大洪峰流量值分布,另外通过调查得知 1911 年、1934 年曾发生过 2 次超大洪水,洪峰流量值分别为 33 000 和 30 000 m^3/s 。

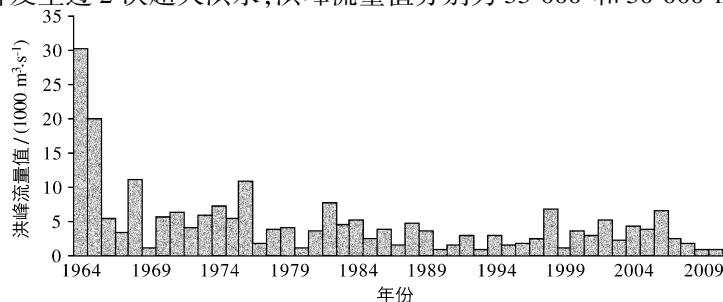


图 2 1964—2010 年年洪峰流量分布

Fig. 2 Distribution of peak flow from 1964 to 2010

3.1 3σ 方法

由 3σ 方法得到特大值的 $Ex+3\sigma$ 临界点为 $20\,000\text{ m}^3/\text{s}$,据此,1964 年洪峰流量 $30\,300\text{ m}^3/\text{s}$ 及 1965 年洪峰流量 $20\,100\text{ m}^3/\text{s}$ 被确认为特大值.根据水文规范中对含特大值的水文序列的处理方法,适线出洪峰流量的频率分布曲线,进而推测出各重现期的洪峰流量值(见表 1).

表 1 3σ 方法频率分析结果

Tab. 1 The frequency analysis results by 3σ method

重现期/a	流量/ $(\text{m}^3 \cdot \text{s}^{-1})$	重现期/a	流量/ $(\text{m}^3 \cdot \text{s}^{-1})$	重现期/a	流量/ $(\text{m}^3 \cdot \text{s}^{-1})$	重现期/a	流量/ $(\text{m}^3 \cdot \text{s}^{-1})$
500	35 600	200	29 900	50	21 400	20	15 800
300	33 100	100	25 600	30	18 400	10	11 700

3.2 本文改进方法

在估计 k 值前,首先通过矩法估计出原样本的均值 Ex ,均方差 σ ,变差系数 C_v ,考虑到偏态系数 C_s 在使用矩法估计时误差较大,可采用权函数法进行估计^[1,3].

将以上由样本估计得到的各参数代入式(9),确定出 k 值为 4.06,进而可得特大值临界点 $Ex+k\sigma$ 为 $25\,544\text{ m}^3/\text{s}$,据此,仅 1964 年的洪峰流量 $30\,300\text{ m}^3/\text{s}$ 被确认为洪峰特大值.与上述采用相同适线方法,得到洪峰流量的频率分布曲线,进而推测出各重现期洪峰流量值,当重现期分别为 500,300,200,100,50,30,20,10 a 时,对应的流量值分别为 37 000,34 400,31 100,26 600,22 200,19 100,16 500 和 $12\,200\text{ m}^3/\text{s}$.

3.3 结果比较

两种特大值判断方法的区别在于对 1965 年洪峰流量是否为特大值的判定上,此差别直接导致了两种频率分析结果存在 4% 左右的差异.从以上的计算结果中可以看出,1965 年的洪峰流量($20\,100\text{ m}^3/\text{s}$)介于两种方法计算的频率分析结果中的 50 年一遇的洪峰流量与 30 年一遇的洪峰流量之间,但是洪峰流量特大值应比 50 年一遇的洪峰流量值更大.故据此可得,1965 年洪峰流量不应为特大值.因而,可断定 3σ 方法的判断结果存在失误,本文中 k 值估计方法在特大值的判断过程中较 3σ 方法取得了更为理想的结果.

4 结 语

本文通过对特大值判断方法的改进,使用 $Ex+k\sigma$ 为特大值判断准则,采用数值模拟的方法,生成了符合 PⅢ型曲线分布的样本,通过适线拟合,探讨了 k 值与样本总量、变差系数及偏态系数之间的相关关系,并得到以下主要结论:

(1)采用 $Ex+k\sigma$ 准则进行判断特大值时, k 的取值应当充分考虑到其与样本总量 n ,变差系数 C_v 及偏态系数 C_s 的相互关系,不合理的 k 值取值将造成特大值的误判,进而影响频率分析的精度.

(2)基于 PⅢ型曲线,采用数值试验的方法,分析了 k 值与样本总量 n ,变差系数 C_v 及偏态系数 C_s 的相关关系,并给出 k 值的估计公式.将本文的方法应用于某天然河流的水文资料特大值判断中,取得了良好的结果,表明本文提出的方法在此实例检测中合理有效.

(3)本文方法在此实例检测中取得了良好的结果,但鉴于只是在有限的实例中进行了验证,方法的普遍性还有待于将来在实际应用过程中的进一步检验.

参 考 文 献:

- [1] 詹道江,叶守泽. 工程水文学[M]. 北京:中国水利水电出版社,2000. (ZHAN Dao-jiang, YE Shou-ze. Engineering hydrology[M]. Beijing: China Water Power Press, 2000. (in Chinese))
- [2] 郭海晋. 洪水特大值检测方法应用的初步研究[J]. 水利水电快报,2000,20(2): 5-9. (GUO Hai-jin. Preliminary study in the application of extraordinary floods[J]. Express Water Resources & Hydropower Information, 2000, 20(2): 5-9. (in Chinese))

- [3] SL 44—2006, 水利水电工程设计洪水计算规范[S]. (SL 44—2006, Regulation for calculating design flood of water resources and hydropower projects[S]. (in Chinese))
- [4] 丁晶. 洪水特大值的检测[J]. 成都科技大学学报, 1986(1): 95-103. (DING Jing. Identification of extraordinary floods[J]. Journal of Chengdu University of Science and Technology, 1986(1): 95-103. (in Chinese))
- [5] 徐长江. 中英美三国设计洪水方法比较研究[J]. 人民长江, 2005, 36(1): 24-26. (XU Chang-jiang. Research to the comparison of flood design in the three countries: China, UK and USA[J]. Yangtze River, 2005, 36(1): 24-26. (in Chinese))
- [6] 郭海晋. 用一次判断法检测洪水特大值若干问题研究[J]. 水利水电快报, 1999, 20(2): 15-18. (GUO Hai-jin. Research to the problems in one time judgment of extraordinary floods[J]. Express Water Resources & Hydropower Information, 1999, 20(2): 15-18. (in Chinese))
- [7] 胡四一. 试论洪水频率分析中特异值检测方法[J]. 水文, 1986(2): 1-5. (HU Si-yi. Trials in the judgment of extraordinary value in the flood frequency analysis[J]. Journal of China Hydrology, 1986(2): 1-5. (in Chinese))
- [8] 丛树铮, 胡四一. 洪水频率分析的现状与展望[J]. 水文, 1987(6): 52-58. (CONG Shu-zheng, HU Si-yi. Current situation and future forecast of flood frequency analysis[J]. Journal of China Hydrology, 1987(6): 52-58. (in Chinese))
- [9] 谢悦波, 刘晓风, 王平, 等. 加入古洪水资料后的设计洪水成果合理性分析[J]. 河海大学学报, 2000, 28(4): 8-12. (XIE Yue-bo, LIU Xiao-feng, WANG Ping, et al. Analysis of rationality of design flood with paleofloods[J]. Journal of Hohai University, 2000, 28(4): 8-12. (in Chinese))
- [10] 金光炎. 频率分析中特大洪水处理的新思考[J]. 水文, 2006, 26(3): 27-32. (JIN Guang-yan. New thinking: how to process extraordinary flood data in frequency analysis[J]. Journal of China Hydrology, 2006, 26(3): 27-32. (in Chinese))
- [11] 易元俊, 史辅成. 判别洪水系列中特大值的经验方法[J]. 人民黄河, 1987(2): 25-27. (YI Yuan-jun, SHI Fu-cheng. An experimental method of judging the extraordinary value in flood data series[J]. Yellow River, 1987(2): 25-27. (in Chinese))

An improvement in judging the extraordinary value of flood frequency (design flood discharge) analysis

HUANG Wei-hao^{1,2}, ZUO Li-qin¹, LI Shou-qian¹, GE Yong-wei¹

(1. Nanjing Hydraulic Research Institute, Nanjing 210029, China; 2. College of Water Conservancy and Hydropower Engineering, Hohai University, Nanjing 210098, China)

Abstract: In the process of determining the design quantity of flow, the correctness of judging the extraordinary value has a significant influence on the accuracy of hydrologic frequency analysis. In the process of the hydrologic frequency analysis, the result of $Ex+k\sigma$ is often taken as a standard in judging the extraordinary value. As there is no unified rule, the value of k is usually determined as an experiential value which brings errors to the design quantity of flow. In this paper, based on the distribution of P III curve, samples are created by a numerical simulation method to study the relationship between the k value and the samples' amount, variation coefficient and skewness coefficient. A formula to calculate the value of k is also derived and performed well in the hydrologic frequency analysis of a natural river, which reveals the superiority of the improved method in this paper in judging the extraordinary value mentioned.

Key words: flood frequency; extraordinary value; design flood discharge(peak flow); return period; frequency analysis