

Comparative Study between POT and AMS Flood Frequency Analysis Models under Changing Environment*

Lijuan Zhang^{1,2}, Xiaohong Chen^{1,2#}, Changqing Ye^{1,2}, Jiaming Zhang^{1,2}

¹Department of Water Resources and Environment, Sun Yat-sen University, Guangzhou

²Key Laboratory of Water Cycle and Water Security in Southern China, Guangdong High Education Institute, Sun Yat-sen University, Guangzhou

Email: zhanglj8809@sina.com, #eescxh@mail.sysu.edu.cn

Received: Nov. 12th, 2012; revised: Dec. 2nd, 2012; accepted: Dec. 16th, 2012

Abstract: Taking the daily average discharge of Lishi (2) station in the Wujiang river basin for an example, two flood frequency analysis models, respectively based on peaks-over-threshold (POT) and annual maximum series (AMS), are compared. POT model has better flexibility describing floods and the flood generating process than AMS model; thus is suitable for flood frequency analysis under changing environment. Threshold selection approaches are applied to choose the threshold value, which is tested by the relationship of estimated results of parameters of the POT model and designed floods with changing thresholds afterwards. The POT samples are fitted by the generalized Pareto (GP) distribution with a Poisson model for arrival. Compare POT model based on the GP distribution and AMS model based on the P-III distribution and discuss whether the frequent occurrence of large return period flood is influenced by undue frequency analysis method (the large return period flood-prone by the undue influenced of the frequency analysis). The results show that, threshold selected by combined approaches is able to ensure the sample independence and stability of the POT model. When estimating the designed flood peak of large return period, result estimated by the AMS model based on P-III distribution is smaller than the POT model based on GP distribution, the 100-year flood is estimated that the results of differences greater than 6%, visible AMS model underestimate of the phenomenon of large return period designed flood peak, which is one of the reasons of the frequent occurrence of large return period floods in recent years.

Keywords: Peak-over-Threshold; Flood Frequency; Generalized Pareto; Threshold; P-III Distribution

变化环境下超定量与年最大值洪水序列频率分析模型对比研究*

张丽娟^{1,2}, 陈晓宏^{1,2#}, 叶长青^{1,2}, 张家鸣^{1,2}

¹中山大学水资源与环境研究中心, 广州

²华南地区水循环与水安全广东省普通高校重点实验室, 广州

Email: zhanglj8809@sina.com, #eescxh@mail.sysu.edu.cn

收稿日期: 2012年11月12日; 修回日期: 2012年12月2日; 录用日期: 2012年12月16日

摘要: POT模型比AMS模型能更完整灵活地描述洪水及其产生过程, 适用于变化情况下的洪水频率分析。本文以武江流域犁市(二)站为例进行超定量(POT)与年最大值(AMS)洪水频率对比分析。应用

*基金项目: 国家自然科学基金重大国际合作和重点项目(51210013, 50839005), 水利部公益性行业科研专项经费项目专题(200901043-3), 广东省科技厅项目(2010B050300010), 广东省水利科技创新项目(2009-39), 中山大学重大项目培育和新兴交叉学科项目(10lgzd11), 国家重点基础研究发展计划(973)项目(2010CB428405)。

#通讯作者。

作者简介: 张丽娟(1988-), 女, 福建诏安人, 硕士研究生, 主要从事水文水资源方面研究。

门限值选取标准确定门限值, 根据 POT 模型分布参数及设计洪水估计结果随门限值变化情况验证所选门限值的合理性; 以泊松分布为超定量发生次数分布, 用广义 Pareto(GP)分布拟合 POT 样本。对比 POT 模型和基于 P-III 分布的 AMS 模型, 探讨大重现期洪水频发是否受频率分析方法不当影响。结果表明: 根据门限值选取标准确定的门限值, 经验证能够保证 POT 模型的稳定性以及样本独立性; 估计大重现期设计洪峰时, P-III 分布的 AMS 模型的估计结果小于 GP 分布的 POT 模型, 100 年一遇洪水估计结果差异度大于 6%, 可见 AMS 模型存在低估大重现期设计洪峰的现象, 这是近年来计算出大重现期洪水频发的原因之一。

关键词: 超定量; 洪水频率; 广义 Pareto; 门限值; P-III 分布

1. 引言

洪水频率分析一般是对大洪水事件的频率分析, 为水利工程规划、设计和运行提供统计依据, 其应用已有近百年历史^[1,2]。用于频率分析的极值样本应为独立同分布的随机变量, 可通过年最大值(AMS)抽样和超定量(POT 或 PDS)抽样两种方法获得^[3]。其中基于 AMS 抽样的洪水频率分析较常用, 样本长度与实测资料年数相等。基于 POT 序列的洪水频率分析(POT 模型), 是以大于指定门限值的洪峰流量为样本进行分析^[2,4]。在利用实测资料描述洪水特征上, POT 抽样既反映洪水量级又反映洪水发生过程, 比 AMS 抽样具有更多物理相关性^[5]。

关于超定量发生次数和样本分布。超定量的年发生次数为随机数, 在洪水频率分析应用中多假设该序列服从泊松分布^[6-9]; 此外还有学者对比分析二项分布、负二项分布和泊松分布, 并给出利用分散指数检验超定量发生次数服从何种分布的方法^[10,11]。在拟合 POT 样本方面, 近十几年来多采用广义 Pareto(GP)分布^[12,13], 作为 POT 模型经典分布的指数分布为 GP 分布在形状参数为 0 时的特殊情况。

POT 样本选取的关键在于洪峰独立性判别和门限值的选取^[5]。POT 模型优点众多, 但却未得到广泛应用, 原因可能是 POT 样本选取尚无统一标准^[3]。目前样本独立性判别标准主要有美国水资源协会标准、Cunnane 标准和王善序提出的判别标准^[4]。门限值选取的主要方法包括年均超定量发生次数 n 法^[14,15]、超定量样本均值法、分散指数法和 Rosbjerg 提出的门限值选取方法^[5]。Lang 等^[5]概括了上述方法并提出门限值选择建议: 通过超定量样本均值法和分散指数法确定门限值区间, 并选择满足 $n > 2$ 或 3 的较大门限值,

该方法综合考虑了门限值选取需注意的问题。年均超定量发生次数有不同的建议值, Cunnane^[14]认为用指数分布时 n 应大于 1.65, 我国学者在进行 POT 模型分析的时候, 多通过试算将 n 控制在 2~3^[2,8,9,12]。董爱红^[13]分析了用 GP 分布拟合 POT 序列时, 设计值和分布参数随门限值变化的变化情况, 认为 n 可取 2~3 个, 但应根据实际情况保证样本独立性。

超定量门限值的选取受区域洪水特征和所用分布线型的影响, 而选取结果直接影响 POT 样本提取及频率分析精度。对于特定研究区域, 根据年均超定量发生次数 n 的经验值所提取的 POT 样本, 是否满足频率分析的基本假设, 需根据门限值选取标准分析确定。

20 世纪 90 年代以来, 中国华南地区区域性 20 年一遇洪水几乎年年发生, 50 年甚至 100 年一遇洪水也十分频繁。根据采用年最大值序列和 P-III 分布的洪峰频率分析, 珠江流域中下游“94.6”、“96.8”、“98.6”、“05.6”、“06.7”等洪水均为 20 年一遇以上, 其中“94.6”、“05.6”在梧州站流量为超 100 年一遇, “06.7”在北江上游为大于 600 年一遇。近些年小概率洪水事件似乎呈增加趋势, 这一部分情况是变化环境下的大洪水实际, 而也有一部分是因为洪水频率或重现期计算不合理造成的洪水频率表征性夸大, 如所采用的年最大值序列样本以及分布线型不当导致频率分析高估洪水的重现期等。

为此, 本文采用 POT 模型对武江流域犁市(二)(下简称犁市)站进行洪水频率分析。采用 Lang 等的建议综合考虑三种常用的超定量门限值选取标准确定门限值, 根据门限值变化对 GP 分布参数及特定重现期设计洪峰的影响, 验证所选门限值是否使 POT 模型具有稳定性。并对比分析基于 GP 分布的 POT 模型与基

于 P-III 分布的 AMS 模型的计算结果, 探讨近二十年大重现期洪水频发现象是否受频率分析方法选取不当的影响。

2. 研究区与数据来源

研究区为武江流域, 洪水超定量序列和年最大值序列基于流域下游重要控制站犁市水文站 1956~2009 年的日流量资料提取。

武江为北江水系的一级支流, 发源于湖南省临武县三峰岭, 于韶关市汇入北江。干流全长 260 km。武江流域位于东经 112°50'~113°35', 北纬 24°50'~25°31' 之间, 面积 7097 km²。

3. 研究方法

3.1. 洪水超定量频率分布

广义 Pareto 分布公式为^[16]:

$$F(x) = \begin{cases} 1 - \left[1 - \frac{k}{\alpha}(x - \xi)\right]^{1/k}, & (k \neq 0) \\ 1 - \exp\left(-\frac{1}{\alpha}(x - \xi)\right), & (k = 0) \end{cases} \quad (1)$$

$$x(F) = \begin{cases} \xi + \alpha \left[1 - (1 - F)^k\right]^{1/k}, & (k \neq 0) \\ \xi - \alpha \ln(1 - F), & (k = 0) \end{cases} \quad (2)$$

式中, F 为不超过概率, $x(F)$ 为对应 F 的设计值; α 为分布的尺度参数, k 为形状参数, ξ 为位置参数。

假设超定量发生次数服从泊松分布, 则洪峰流量 x 的重现期 $T(x)$ 为^[17]:

$$T(x) = \frac{1}{n(1 - F(x))} \quad (3)$$

式中, n 为年平均超定量发生次数。

洪水超定量频率分析分布参数的常用估计方法有矩法(MOM)、线性矩法(L-M)、极大似然法(MLE)等。本文参数估计采用美国联邦应急管理署(FEMA)推荐使用的极大似然法(MLE), 该方法有较好的不偏性, 且提供了更加一致的参数估计方法。

3.2. 超定量样本提取

为使 POT 模型分析取得良好效果, POT 样本提取的关键在于: 洪峰样本独立性判别和超定量序列门

限值的确定^[5]。

3.2.1. 洪峰独立性判别标准

超定量洪水频率分析的前提是洪峰样本具有独立性。本文采用美国水资源协会(USWRC)提出的独立洪峰判别标准。

同时选取两个连续洪峰的条件为^[5]:

$$\theta > 5 + \ln(A) \text{ 且 } X_{\min} < 0.75 \min[Q_1, Q_2] \quad (4)$$

式中, θ 为两个峰间的间隔时间(天); A 为流域面积, Mile²; Q_i 为洪水第 i 场洪水的最大日流量。

不满足上述条件的连续洪峰中, 只取其中最大一次洪峰。

3.2.2. 门限值确定

超定量序列门限值 S 是确定超定量序列样本的重要参数。门限值 S 选择的关键是使提取的 POT 样本服从某些标准^[9]。Lang 等^[5]建议根据超定量系列发生次数分布、超定量洪水频率分布以及独立同分布假设共同确定门限值。

1) 超定量样本均值法: Davison 等认为门限值应在以下范围内选取: 超定量样本超过门限值部分的均值 $(\bar{X}_S - S)$ 与门限值 S 呈线性函数关系, 其中 \bar{X}_S 是超定量样本均值。该方法通过门限值的确定提高 POT 模型的 GP 分布参数稳定性^[5]。

2) 分散指数法: Ashkar 等^[10]认为门限值的选择应将样本分散指数 I 限定在使超定量发生次数服从泊松分布的置信区间内。

$$I = \text{Var}(m) / \text{mean}(m) \quad (5)$$

式中, m 为年超定量发生次数序列, I 为超定量序列发生次数的分散指数。

3) 年均超定量发生次数 n 法: $n > 1.65$ 时采用指数分布进行 POT 洪水频率分析效果优于 AMS 模型^[14], n 过大可导致样本独立性下降。

本文在满足条件(1)和(2)的门限值范围内, 选择满足 $n > 2$ 的较大门限值。

4. 结果分析

4.1. 超定量门限值确定

4.1.1. 门限值确定

犁市站控制面积约 7097 km², 根据独立性准则式

(4)算得该站满足独立性的洪峰峰间间隔约为 14 天。根据该站 1956~2009 年实测日流量资料提取独立洪峰序列, 用于 POT 样本提取。

根据所选独立洪峰, 取年均超定量发生次数 n 的范围为[1, 10], 通过试算分别提取 n 为不同值时的 POT 序列, 绘制年均超定量发生次数 n 、超定量样本超过部分均值 $(\bar{X}_S - S)$ 、超定量发生次数的分散指数与门限值 S 的关系曲线, 分析确定 POT 序列门限值。判定超定量发生次数服从泊松分布的分散指数置信区间取[5%, 95%]。

由图 1(a)可知, 当门限值在区间[255, 1079] m^3/s 时, POT 样本超过部分均值 $(\bar{X}_S - S)$ 与 S 呈稳定的线性关系, 图 1(b)显示 $S > 324 m^3/s$ 时年超定量发生次数序列的分散指数位于[5%, 95%]的置信区间内, 即该序列服从泊松分布。为加强样本独立性, 在 324~1079 m^3/s 范围内选择满足 $n > 2$ 的最大门限值, 根据图 1(a)中年均超定量发生次数 n 与 S 的关系曲线, 取 $S = 1079$

$m^3/s, n = 2.4$ 。提取得 130 个洪峰构成 POT 样本。

4.1.2. 超定量门限值选择对分布参数和设计洪水估计的影响

为探索门限值选择对超定量洪水频率分析的影响, 本文计算了不同年均超定量发生次数条件下 GP 分布的形状参数 k 和尺度参数 α , 以及指定重现期的设计洪峰, 如图 2。

由图 2(a)和(b)表明, 当 $n < 2.4$ 时, 参数 k 和 α 的估计结果波动较大, 在 $n \geq 2.4$ 之后较平稳, 其中[2.4, 3.8]区间内 k 和 α 随 n 的变化很小, 略有下降。图 2(c)指定重现期设计洪峰计算结果显示, 当重现期较小时, 如 5、10、20 年重现期下, 设计洪峰计算结果很稳定, 基本不随 n 的变化而变化; 随着重现期的增大, 在 $n < 2.4$ 时设计洪峰的波动逐渐加剧, $n > 3.8$ 时洪峰虽略有波动但总体较平稳; 当 n 在区间[2.4, 3.8]时, 各重现期的设计值估算结果最稳定。

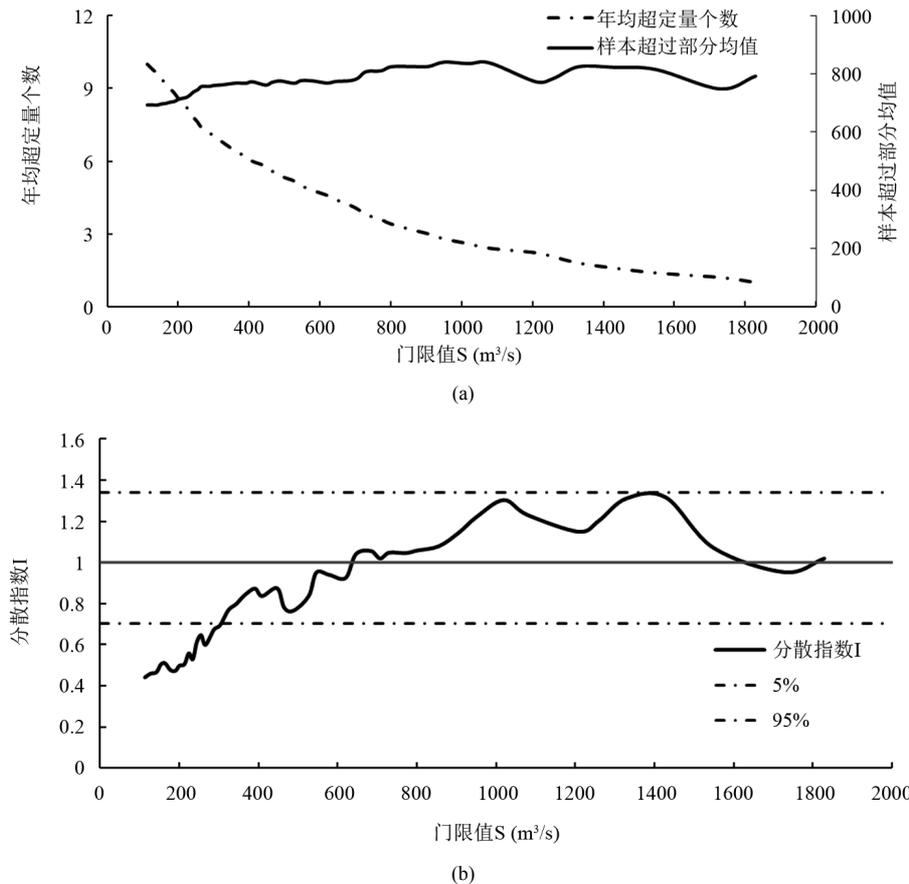


Figure 1. Threshold selection of Lishi station: (a) Mean exceedance above threshold and mean annual occurrence of over-threshold events; (b) Dispersion index

图 1. 梨市站洪水超定量门限值选择: (a) 超定量样本均值法和年均发生次数法; (b) 分散指数法

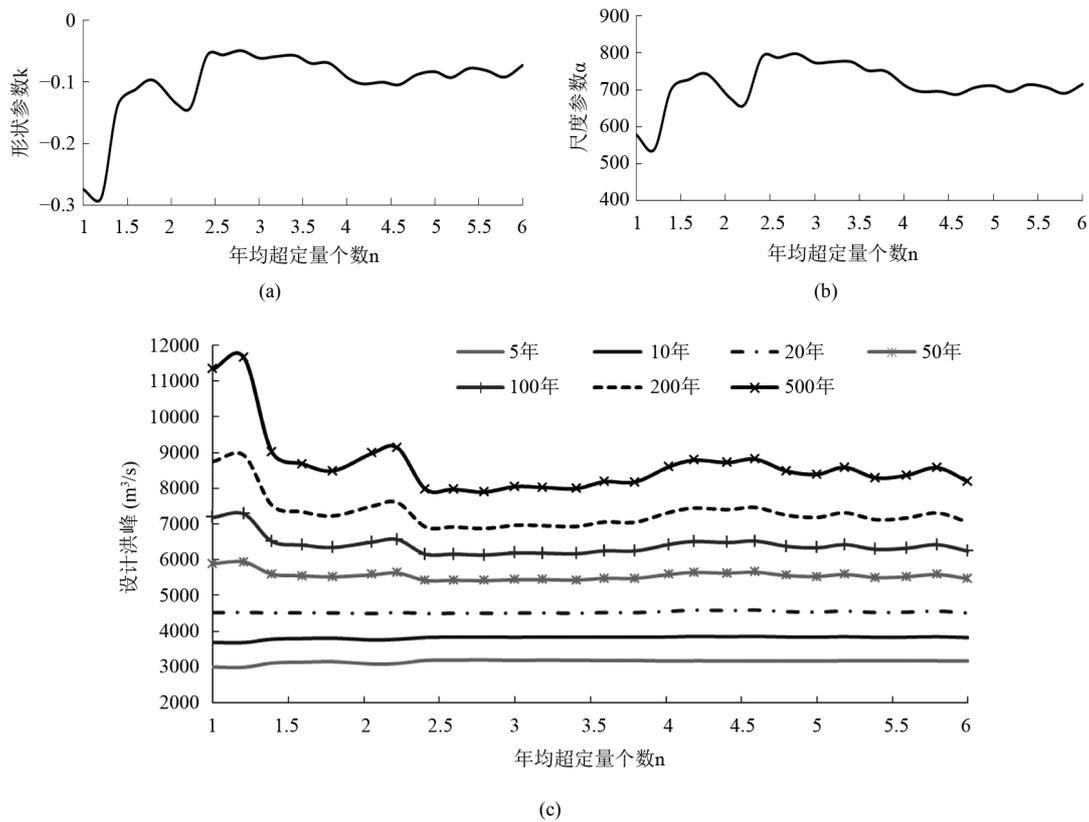


Figure 2. Relationship of parameters of GP distribution and designed floods with mean annual occurrence of over-threshold events: (a) Change of parameter k ; (b) Change of parameter α ; (c) Change of designed floods

图 2. GP 分布参数及设计洪峰与年均超定量发生次数的关系: (a) 参数 k 变化; (b) 参数 α 变化; (c) 设计洪峰变化

综合上述分布参数及设计值变化情况, 可认为当 n 在区间[2.4, 3.8]内时, 超定量洪水频率分析结果较稳定, 即根据与该区间的 n 对应的门限值[730, 1079] m^3/s 提取的洪水超定量样本, 用于频率分析有较高的稳定性。

本文结合三个门限值选取标准确定的门限值对应的年均超定量发生次数为 2.4, 为 POT 模型较稳定的区间[2.4, 3.8]的最小值, 这样提取的门限值既满足 POT 模型的稳定性, 又能保证样本的较高独立性。

4.2. POT 与 AMS 频率分析差异对比

为比较洪水超定量频率分析与年最大值序列频率分析, 采用 GP 分布拟合 POT 序列, 用 P-III 分布拟合 AMS 序列, 两种分布的参数均用极大似然法估计, 对比拟合效果。

4.2.1. 线型差异对比

POT 序列 GP 分布的极大似然法参数估计结果为 $k = -0.0572$, $\alpha = 788$, $\zeta = 1080$, 对 POT 样本的拟合

效果见图 3(a); P-III 分布对 AMS 样本拟合效果见图 3(b)。对比表明, GP 分布对 POT 样本的拟合效果优于 P-III 分布对 AMS 样本的拟合效果; GP 分布对 POT 样本的低水部分拟合很好, 在高水部分也与经验点据差异较小; P-III 分布对 AMS 的拟合在低水部分效果一般, 高水部分曲线在点据中间, 但是与点据的距离大于 GP 分布对 POT 的拟合。可能是由于 AMS 序列选择了枯水年的最大洪峰, 忽略了可能比枯水年入选洪峰大的丰水年非最大洪峰, 样本长度较短导致根据样本计算的洪水经验频率与实际概率偏差较大, 影响了线型拟合效果, 出现特大值“挂灯笼”的情况。POT 模型通过选择大于门限值的全部洪峰, 而改善了这一问题。两分布均低估洪峰流量最大的点, 应该是该洪峰的重现期远超出实测序列长度, 其经验频率与实际概率差异较大导致的。

线型的拟合优度检验主要包括基于假设检验和一定准则的拟合优选^[18], 本文分别采用基于假设检验的 Kolmogorov-Smirnov(K-S)检验, 和基于准则的离

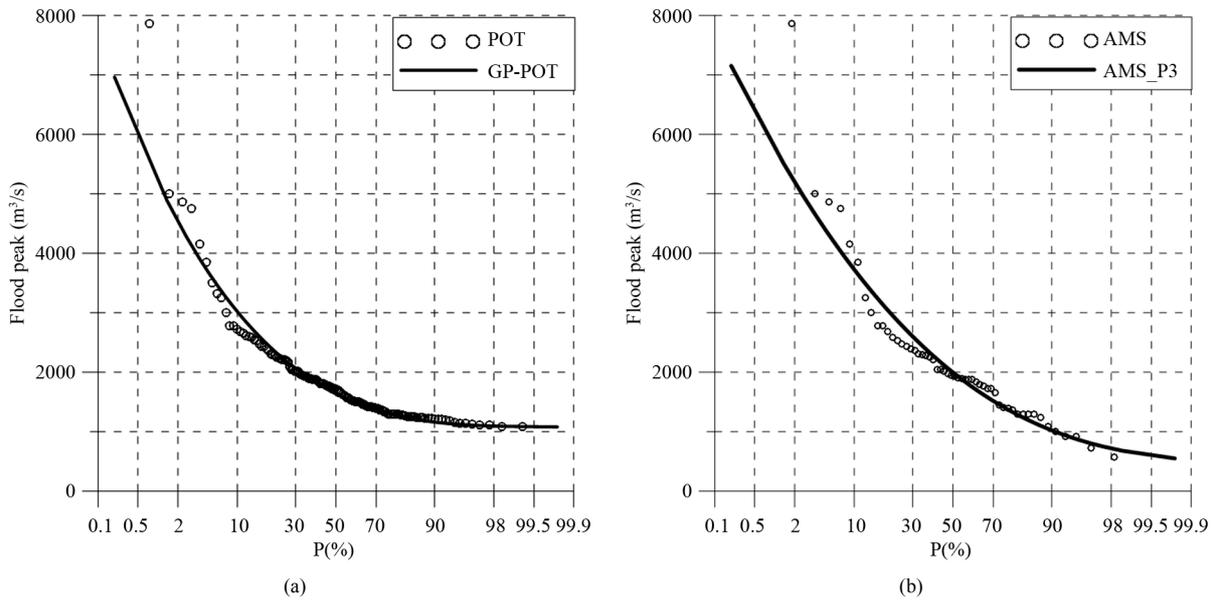


Figure 3. POT and AMS frequency curves: (a) POT model; (b) AMS model
图 3. POT 序列和 AMS 序列线性拟合对比: (a) POT 模型; (b) AMS 模型

(残)差平方和最小准则(OLS)和 PPCC 法判断拟合效果, 结果见表 1。K-S 和 OLS 检验结果显示两序列拟合效果差异较大, 3 项指标均表明, GP 分布对 POT 样本的拟合效果优于 P-III 分布对 AMS 样本的拟合。

4.2.2. 重现期差异对比

采用基于 GP 分布的 POT 模型和基于 P-III 分布的 AMS 模型计算不同重现期的设计洪峰, 并分析两模型计算结果的差异度, 结果见表 2。

$$\text{差异度} = |X_{\text{POT}} - X_{\text{AMS}}| / X_{\text{AMS}} \quad (6)$$

式中, X_{POT} 和 X_{AMS} 分别为 POT 模型和 AMS 模型计算的洪峰设计值。

对比可知, POT 模型的设计洪峰计算结果大于 AMS 模型计算结果, 且其差异度随重现期的增大存在增大趋势。重现期为 100 年时, 差异度为 6.1%; 重现期大于 500 年时, 差异度大于 10%。

采用 POT 模型和 AMS 模型分别估计 1956~2009 年实测资料中的最大三次洪峰的重现期, 结果见表 3。对 2006 年的洪水, 基于 P-III 分布 AMS 模型计算的重现期高达 1182 年, 而基于 GP 分布的 POT 模型计算结果仅为 454 年。

可见基于 P-III 分布的 AMS 模型对大重现期设计洪水估计偏小, 可能是导致近年来计算出大重现期洪水事件频发的原因之一, 即由于频率分析计算结果高

估了所出现的洪峰的重现期。

5. 结论

1) 与 AMS 模型相比, 采用 POT 模型进行频率分析, 能充分利用实测洪水信息, 通过增大样本容量以降低抽样误差。拟合优度检验结果表明, 犁市站 GP 分布对 POT 样本的拟合效果优于 P-III 分布对 AMS 样本的拟合。

2) 超定量模型门限值的选择并不唯一, 但需确保所提取的 POT 样本满足 POT 模型对样本的要求。对 GP 分布参数和特定重现期设计洪峰计算结果随年均超过个数 n 的变化情况的分析表明, 当犁市站的超定量年发生次数 n 取 [2.4, 3.8] 时, 对应门限值为 [730, 1079] m^3/s , 所提取的 POT 样本能使该站的 POT 模型具有较高稳定性, 设计洪峰不随门限值选取的细微变化而变化。故可在 [730, 1079] m^3/s 范围内选取门限值。为保证样本独立性, 建议在能够满足 POT 模型计算结果稳定的门限值区间内, 选择最大门限值。

3) 在满足超定量发生次数服从泊松分布, 且超定

Table 1. Tests of goodness of fit for POT and AMS models
表 1. POT 模型和 AMS 模型拟合优度检验

样本	K-S	PPCC	OLS
POT	0.0744	0.9691	7205982
AMS	0.1090	0.9479	9607297

Table 2. Comparison of designed floods estimated by POT and AMS models
表 2. POT 和 AMS 模型设计洪峰估计结果对比

重现期	$X_{POT}(m^3/s)$	$X_{AMS}(m^3/s)$	差异度	重现期	$X_{POT}(m^3/s)$	$X_{AMS}(m^3/s)$	差异度
5	3185	3039	4.8%	100	6155	5801	6.1%
10	3828	3729	2.7%	200	6918	6390	8.3%
20	4497	4379	2.7%	500	7974	7155	11.5%
30	4900	4746	3.2%	1000	8810	7724	14.1%
50	5422	5200	4.3%	2000	9680	8287	16.8%
70	5774	5493	5.1%	5000	10,885	9024	20.6%
90	6042	5711	5.8%	10,000	11,839	9576	23.6%

Table 3. Return periods of the largest three floods from 1956 to 2009
表 3. 1956~2009 前三场最大洪水的重现期估计

年	洪峰流量(m^3/s)	重现期_AMS(年)	重现期_POT(年)
2006	7860	1182	454
1994	5000	40	33
2008	4860	34	29

量样本的超过部分均值与门限值呈线性关系的范围内选择使年均超定量发生次数大于 2 的最大门限值, 为 $1079 m^3/s$, 对应年均超过个数为 2.4。该方法选取的门限值在 $[730, 1079] m^3/s$ 范围内, 能使 POT 模型计算结果较稳定; 且通过取区间内的最大门限值, 保证了样本独立性。

4) 在估计大重现期设计洪峰时, 基于 P-III 分布的 AMS 模型的估计结果小于基于 GP 分布的 POT 模型, 100 年一遇洪水估计结果差异度大于 6%, 重现期大于 500 年时, 差异度大于 10%。可见基于 P-III 分布的 AMS 模型存在低估大重现期设计洪峰的较大可能性, 这是近年来计算出的大重现期洪水频发的原因之一。在估计大重现期尤其是大于 500 年重现期的设计洪水时, 可考虑采用 POT 模型和 AMS 模型相结合进行洪水频率分析, 提高对大重现期设计洪水的准确描述, 从而提高洪水频率分析的准确性, 为水利工程建设及防洪决策提供更好的支持。

参考文献 (References)

- [1] 王善序. 洪水超定量系列频率分析[J]. 人民长江, 1999, 30(8): 23-25.
Wang Shanxu. The flood frequency analysis based on POT flood series. Yangtze River, 1999, 30(8): 23-25. (in Chinese)
- [2] 方彬, 郭生练, 柴晓玲, 等. FPOT 方法在洪水频率分析中的应用研究[J]. 水力发电, 2005, 31(2): 9-12.

- Fang Bin, Guo Shenglian, Chai Xiaoling, et al. Flood frequency analysis based on FPOT method. Water Power, 2005, 31(2): 9-12. (in Chinese)
- [3] BEGUERIA, S. Uncertainties in partial duration series modelling of extremes related to the choice of the threshold value. Journal of Hydrology, 2005, 303(1-4): 215-230.
- [4] 戴昌军, 梁忠民, 栾承梅, 等. 洪水频率分析中 PDS 模型研究进展[J]. 水科学进展, 2006, 17(1): 136-140.
Dai Changjun, Liang Zhongmin, Luan Chengmei, et al. Advance in flood frequency analysis for partial duration series. Advances in Water Science, 2006, 17(1): 136-140. (in Chinese)
- [5] LANG, M., OUARDAB, T. B. M. J. and BOBEE B. Towards operational guidelines for over-threshold modeling. Journal of Hydrology, 1999, 255: 103-117.
- [6] CUNNANE, C. A note on the Poisson assumption in partial duration series models. Water Resource Research, 1979, 15(2): 489-494.
- [7] ROSBJERG, D., MADSEN, H. and RASMUSSEN, P. F. Prediction in partial duration series with generalized Pareto distributed exceedances. Water Resource Research, 1992, 28: 3001-3010.
- [8] 王剑峰, 宋松柏. 广义 Pareto 分布在超定量洪水序列频率分析中的应用[J]. 西北农林科技大学学报(自然科学版), 2010, 38(2): 191-196.
Wang Jianfeng, Song Songbai. Application of generalized Pareto distribution in POT flood series frequency analysis. Journal of Northwest A&F University (Nature Science Edition), 2010, 38(2): 191-196. (in Chinese)
- [9] 周川, 陈元芳, 魏琳, 等. 适线法在洪水超定量系列频率分析中的应用研究[J]. 水电能源科学, 2011, 29(3): 48-50.
Zhou Chuan, Chen Yuanfang, Wei Lin, et al. Application of fitting-curve method to frequency analysis of POT flood series. Water Resources and Power, 2011, 29(3): 48-50. (in Chinese)
- [10] ASHKAR, F., ROUSSELLE, J. Partial duration series modeling under the assumption of a Poissonian flood count. Journal of Hydrology, 1987, 90: 135-144.
- [11] ONOZ, B., BAYAZIT, M. Effect of the occurrence process of the peaks over threshold on the flood estimates. Journal of Hydrology, 2001, 244: 86-96.
- [12] 王剑峰. 洪水超定量序列频率分析计算[D]. 西北农林科技大学, 2010: 5.
Wang Jianfeng. Frequency analysis and calculation for the peak over threshold flood series. Northwest A&F University, 2010: 5. (in Chinese)
- [13] 董爱红. 广义 Pareto 分布及其在水文频率分析中的应用[D]. 河海大学, 2005: 3.
Dong Aihong. Study on generalized Pareto distribution and its application on frequency analysis of hydrology. Hohai University, 2005: 3. (in Chinese)
- [14] CUNNANE, C. A particular comparison of annual maxima and partial duration series methods of flood frequency prediction. Journal of Hydrology, 1973, 18(2): 257-271.
- [15] MADSEN, H., ROSBJERG, D. Generalized least squares and

- empirical Bayes estimation in regional partial duration series index-flood modeling. *Water Resource Research*, 1997, 33(4): 771-781.
- [16] HOSKING, J. R. M., WALLIS, J. R.. Regional frequency analysis: An approach based on L-moments. London: Cambridge University Press, 1997: 194.
- [17] ROSBJERG, D. Estimation in partial duration series with independent and dependent peak values. *Journal of Hydrology*, 1985, 76(1): 183-195.
- [18] 王文圣, 张翔, 金菊良, 等. 水文学不确定性分析方法[M]. 北京: 科学出版社, 2011: 20-23.
Wang Wensheng, Zhang Xiang, Jin Juliang, et al. Methods of uncertainty analysis for hydrology. Beijing: Science Press, 2011: 20-23.