

三峡水库汛期分期的变点分析方法研究

刘 攀, 郭生练, 王才君, 张洪刚

(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:介绍了变点分析理论,结合三峡水库汛期的分期,阐述了均值变点、概率变点的理论与分析方法。采用宜昌站 1882~2001 年实测日流量资料,用均值变点分析方法对汛期每日最大洪峰构成的时间序列进行分期;同时选择一定的阈值,在假定发生概率服从二项分布的条件下,应用概率变点分析方法进行分期,最后给出了三峡水库汛期的分期方式。经比较表明,变点分析理论应用于汛期分期中,能反映来水的基本规律,具有一定的应用价值;但从理论上以及防洪的角度来讲,概率变点分析方法较均值变点方法更适于水库汛期的分期计算。

关键词:三峡水库;分期;变点;均值变点;概率变点

中图分类号:P333.6

文献标识码:A

文章编号:1000-0852(2005)01-0018-06

1 引言

三峡水库是举世瞩目的水利工程,担负着长江中下游的防洪,同时其单机容量、总装机容量、年发电量均居世界第一,水库还具有巨大的航运效益。三峡水库属于季调节或不完全年调节,6~10 月径流量占全年的 72.3%^[1],但发电量只占全年的 50%左右。因此,在保证防洪安全的前提下,实行分期调度方式管理三峡水库的汛期运行,对挖掘水库汛期的发电潜力是非常必要的。而怎样对汛期进行划分,是分期设计洪水中一个很重要的问题。综合起来,汛期的划分方法有成因分析法^[2]、数理统计法^[3]、模糊分析方法^[4]以及分形的分析方法^[5]等。其中成因分析法应用较多,其建立在对研究流域的水文、气象的分析基础之上,但对于较大的流域,往往成灾天气有很多种组合方式,分期的工作量较大。

变点(change-point)分析是一种基于统计理论,用于检测时间序列突变,同时可以进行假设检验的划分时间序列的方法。在单个变点的研究应用中,丁晶等^[6]对单变点(跳跃分析)理论、方法进行了详细的阐述;覃爱基等^[7]将跳跃分析应用于宜昌站的年径流时间序列

分析中;Kiely 等^[8]通过非参数变点分析,得出了爱尔兰西海岸降水发生改变的结论,Bárdossy^[9]用同样的方法分析天气环流模式的年际变化;Perreault 等^[10]讨论了正态变点模型的贝叶斯估计方法,并利用贝叶斯因子,分析数据属于各种模型的概率;Rasmussen^[11]讨论了线性模型中的贝叶斯变点分析以及在水文学中的一些应用;熊立华等^[12]采用贝叶斯变点分析了宜昌站径流特征值的变化规律。在多变点理论的应用上,李丽娟等^[13]在潮白河年径流研究中,利用变点理论分析了演变的阶段性变化;朱平盛等^[14]在对山东水资源的分析中,利用变点分析方法得出了水资源变化存在三个阶段的结论。本研究试图利用变点理论,以宜昌站 1882~2001 年的汛期实测日流量资料为基础,研究三峡水库的汛期分期方式。

2 均值变点

2.1 理论及分析方法

均值变点的离散模型提法是^[15]:对于服从正态分布的时间序列 X_i

$$X_i = \mu_i + e_i, \quad i=1, 2, \dots, n \quad (1)$$

如果存在

$$\begin{aligned} \mu_1 = \mu_2 = \dots = \mu_{m_1-1} = b_1, \mu_{m_1} = \mu_{m_1+1} = \dots = \mu_{m_2-1} = b_2, \\ \dots, \mu_{m_q} = \mu_{m_q+1} = \dots = \mu_n = b_{q+1} \end{aligned} \quad (2)$$

式中, $1 < m_1 < m_2 < \dots < m_q \leq n$, 随机误差项 e_i 等方差且期

收稿日期:2003-12-03

基金项目:水利部重大科研项目《水库设计运用专题研究》和三峡开发总公司资助项目(CT-02-06-09)

望值为 0。如果 $b_j \neq b_{j+1}$, 则 m_j 就是一个变点。

从上述定义来看, 均值变点是分割时间序列、使得分割前后序列的均值发生明显变化的一些点, 因此可以应用到水库汛期的分期计算中。均值变点的分析方法有最小二乘法、局部比较法、极大似然法等。本文采用最小二乘法(也有文献称为有序聚类分析^[6]), 基本步骤如下^[16]:

(1) 给出变点个数 q 和初步估计的变点位置, 给定 $m_0=1$ 及 $m_{q+1}=n+1$ 。

(2) 固定 m_{j-1} 与 m_{j+1} , 在 $m_{j-1} < m_j < m_{j+1}$ 范围内变动 m_j , 极小化函数 W_j 为

$$W_j = \sum_{i=m_{j-1}}^{m_j-1} (x_i - y_j)^2 + \sum_{i=m_j}^{m_{j+1}-1} (x_i - y_{j+1})^2, \quad j=1, 2, \dots, q \quad (3)$$

其中, y_j 是均值 b_j 的初步估计值

$$y_j = \frac{x_{m_{j-1}} + x_{m_{j-2}} + \dots + x_{m_j-1}}{m_j - m_{j-1}} \quad (4)$$

将使得 W_j 最小的数值 m_j' 取代原来的 m_j 。

(3) 重复步骤(2), 直到新值 m_j' 与上次值 m_j 完全一样为止。最后, 得到的 m_j 就是序列 q 个变点的估计。

由上面的方法可以看出, 变点分析的最小二乘法有点类似于动态规划中的逐次优化方法(POA)。实践表明, 与逐次优化方法一样, 最小二乘法的最后估计结果与步骤(1)中初步估计的变点位置有关系。因此, 随机生成很多初始变点位置, 以使得 S^* 最小的变点作为最后的估计结果

$$S^* = \sum_{j=1}^{q+1} \sum_{i=m_{j-1}}^{m_j-1} (x_i - b_j)^2 \quad (5)$$

为了检验在 m_{j-1} 至 m_{j+1} 区间中是否存在变点 m_j , 取检验显著性水平 α , 计算统计量 C_α 值^[15]:

$$C_\alpha = \sigma^2 \{2\log\log N + \log\log\log N - \log\pi - 2\log[-0.5\log(1-\alpha)]\} \quad (6)$$

式中: N 是从 m_{j-1} 至 m_{j+1} 的长度; σ^2 为样本的方差, 可以用下面的公式进行估计

$$\sigma^2 = \frac{W_j}{N - 2\log\log N - \log\log\log N - 2.4} \quad (7)$$

计算统计量 T 为

$$T = \sum_{i=m_{j-1}}^{m_{j+1}-1} (x_i - \bar{X})^2 \quad (8)$$

式中, \bar{X} 为序列 m_{j-1} 至 m_{j+1} 的均值。若 $T - W_j > C_\alpha$, 则认为在显著性水平 α 上, 变点 m_j 存在。通常, 为了检验两序列的分布函数(或参数)不同, 可以采用秩和检验法或游程检验法^[6], 这些非参数方法的优点在于无需对模

型做正态假设, 因此具有更好的通用性。

最后, 为了确定变点的个数, 假定变点个数 $j=1, 2, \dots, n$, 分别计算 S_j^* , 若 S_1^* 到 S_k^* 的下降梯度较大, 而 S_{k+1}^* 至 S_n^* 的变化较为平缓, 则可估计变点个数为 k 个。

需要指出的是, 在这里模型假定均值发生变化, 而方差不变, 实际上还有可能是均值不变而方差发生变化, 甚至两者皆发生变化的情形^[10]。但是在汛期的分期中, 我们关心的是普遍较大的洪水时期而不是它们的离散程度, 因此可以用均值变化的模型来描述汛期的变化规律。

2.2 计算与分析

选用宜昌站 1882~2001 年的汛期日流量资料(6 月 1 日至 9 月 30 日)作为分析的对象。考虑到对水库构成威胁的是极值洪水, 首先构造日最大洪峰流量序列, 具体步骤为:

(1) 选出各年流量资料中的洪峰值(这里以两侧连续两个流量小于该流量的为洪峰)。

(2) 如果在这 120 年中, 某日出现洪峰多次, 则取它们的最大值作为新的序列值; 如果没有出现洪峰, 则取这 120 年中该日的最大值, 但要保证在新序列中, 该值与相邻值来自不同年份。

这样构造日最大洪峰序列有两方面的原因: ①由于三峡水库的洪水历时一般较长, 仅取洪峰值可以更合理地代表洪水的时间特征, 避免整段地截取实测流量序列, 减小冗余信息; ②减小时间序列的自相关性, 使数据符合独立取样的原则。

以日最大洪峰流量序列为研究对象, 利用最小二乘法进行变点分析计算。根据规范, (分期) 不宜过多, 一般以前后两期不超过三期为宜^[17]。通过比较, 取 2 个变点比较合适, 各变点都通过了置信区间为 0.99 的检验, 计算结果如图 1 所示。由图 1 可以看出, 6 月 1 日至 28 日均值和峰值都较小, 可以认为是汛前期; 最大来水出现在 6 月 29 日至 8 月 15 日, 是主汛期; 最后从 8 月 16 日到汛末属于汛末期。

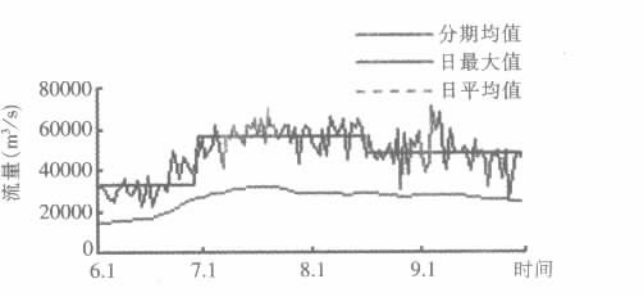


图1 日最大洪峰流量序列均值变点分析图

宜昌站有多场次的历史调查洪水纪录^[18],将历史洪水加入日最大洪峰流量序列进行计算,最后仍可得出2个变点比较合适的结论,结果如图2所示。可以看出,加入历史洪水后,分期方式基本不变,这说明该分期方式具有一定稳健性。同时利用历史调查洪水对分期结果进行检查与验证,发现大部分(6/7)发生在主汛期。

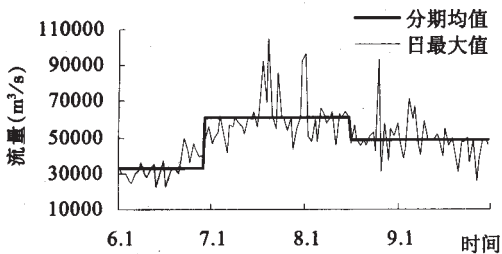


图2 日最大洪峰流量序列均值变点分析图(加入历史洪水)

在水库的防洪设计中,不仅需要分析洪水的洪峰,还经常需要分析3日洪量、7日洪量。为了避免人为的分割误差,取每日为中心的3日或7日来计算洪量值,依日洪峰流量同样的方法在各年中选取每日最大值构造时间序列,对序列进行分析,最后得出3日最大洪量、7日最大洪量变点分析结果分别如图3、图4所示。可以看出,7日最大洪量得出的结论与日最大洪峰序列分析结果基本一致,但与3日最大洪量有所差别,需要进一步进行探讨。

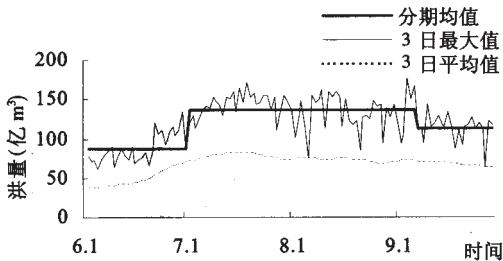


图3 3日最大洪量序列均值变点分析图

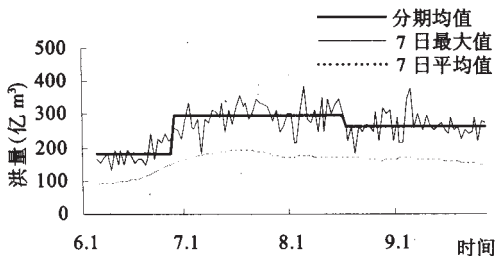


图4 7日最大洪量序列均值变点分析图
在均值变点模型中,有两个基本假设:①数据相互

独立;②数据服从正态分布。在这里研究的时间序列不是平稳的,还原以后才可以采用平稳时间序列的方法来检验数据的独立性与正态性。这里依据假设,在每个分期中减去相应的均值,这样就得到一个新的序列。首先,采用偏度和峰度检验^[19],即样本个数 $n=100$ 时(近似),正态分布的偏度系数 C_s 、峰度系数 C_k 的拒绝域分别为: $|C_s|>0.47, C_k<2.35$ 或 $C_k>3.78(\alpha=0.05)$ 。这样检验新序列中流量(洪量)是否服从正态分布;然后,采用相关系数来进行独立性检验^[12],即在检验水平 $\alpha=0.05$ 时,自相关系数 ρ 应满足 $\rho<1.96/\sqrt{n}$,才能认为样本独立。最后,得到检验结果如表1所示。由此可知,在检验水平 $\alpha=0.05$ 时,日最大洪峰(加入历史洪水)和3日洪量序列不能通过正态检验,而其余的序列基本可以用正态分布来描述。独立性检验表明,3日洪量序列不能认为是独立的。由此可以说明,在分析日最大洪峰序列以及7日洪量序列中,假定序列服从正态分布以及样本独立是合理的,因此分期得出来的结果比较可靠,作为最终的均值变点分期结果。值得指出的是,对于洪峰的描述,我国一般采用P-Ⅲ型分布,因此采用正态分布为基础的均值变点分析只能是一个近似分析。

表1 均值变点序列还原检验结果表

序列	偏度系数	峰度系数	自相关系数
日最大洪峰流量	-0.011	3.747	0.094
日最大洪峰流量 (加历史洪水)	1.601	7.304	0.132
3日洪量	-0.512	3.562	0.253
7日洪量	0.054	3.377	0.092

3 概率变点

3.1 理论及分析方法

上述均值变点考虑了在某一分期下极值来水的变化情况。但是这种极值,每日仅一个数据,获得的信息较少;同时需要假定模型服从正态分布。对于特定的水库,只有来水超过某一临界值才会对其构成威胁,也就是说,洪水相对于水库只有两种状态:不超过临界值则认为无危险,超过临界值则认为发生危险。概率变点是通过统计历史事件的发生次数,判别发生概率是否产生了变化,因此对水库的分期更有指导意义。

设定时地观察事件是否发生,开始时概率稳定在 p_1 ,到某个未知时刻 m 突变到 p_2 ,则称 m 为概率变点。概率变点的常用分析方法有极大似然估计法和累次计

数法等。对于单个变点的估计可以采用累次计数法^[16]:

以 u_k 和 v_k 分别统计前 k 次试验中,事件累计出现和不出现的次数,则

$$u_k = x_1 + x_2 + \cdots + x_k, \quad u_k + v_k = k \quad (9)$$

引进统计量

$$T_k = k \left(\frac{u_k}{k} - \frac{u_N}{N} \right), \quad k=1, 2, \cdots, N \quad (10)$$

式中: N 为全部试验的次数; u_N 为在这 N 次试验中事件发生的次数。分别计算统计量 $|T_k|$, 选择使统计量最大的 k 值, 则 $m^* = k+1$ 就是变点 m 的估计。

用上面的方法求出来的变点估计, 同样有必要进行假设检验。设 n_1, n_2 分别代表出现和不出现的次数, 则统计量 $n_1^{-1} n_2^{-1} N |T_{m^*}|$ 的条件分布服从样本大小分别为 n_1 和 n_2 的斯米尔诺夫分布相同, 有检验方法如下^[15]:

(1) 当 n_1 和 n_2 小于 40 时, 对于给定的置信度水平 α , 从斯米尔诺夫表中可以查到对应于 n_1 和 n_2 的临界值 C_α , 当

$$n_1^{-1} n_2^{-1} N |T_{m^*}| > C_\alpha \quad (11)$$

成立时, 则认为变点存在。

(2) 当 n_1 和 n_2 大于 40 时, 如果

$$\sqrt{n_1^{-1} n_2^{-1} N} |T_{m^*}| > C_\alpha \quad (12)$$

成立, 则认为变点存在, 否则变点不存在。常用的两个值为: $C_{0.05} = 1.358, C_{0.01} = 1.628$ 。同样, 这里也可以用秩和检验法或游程检验法来进行假设检验。

累次计数法只能分析单个变点, 为了实现汛期时间序列的多变点分析, 同样可以仿照均值变点的办法, 先给定变点个数以及变点的初始估计, 固定两端的点, 用累次计数法估计中间的变点, 直到估计的变点位置不再发生变化为止。同样, 最后得出的计算结果与初始点的选取有关。

设总共有 n 年实测资料, 每个时段事件发生次数为 $x_i (i=1, 2, \cdots, l)$ 次, 则 x_i 服从二项分布。由此得出变点 $m_j (j=1, 2, \cdots, q)$ 的似然函数

$$L = \prod_{i=1}^{m_1-1} C_n^{x_i} p_1^{x_i} (1-p_1)^{n-x_i} \prod_{i=m_1}^{m_2-1} C_n^{x_i} p_2^{x_i} (1-p_2)^{n-x_i} \cdots \prod_{i=m_q}^{m_{q+1}-1} C_n^{x_i} p_{q+1}^{x_i} (1-p_{q+1})^{n-x_i} \quad (13)$$

式中, p_i 表示在分期 i 事件发生的概率, 可以用下式估计

$$p_i = \frac{1}{n(m_i - m_{i-1})} \sum_{j=m_{i-1}}^{m_i-1} x_j \quad (14)$$

利用不同初始值求出来的估计变点, 取似然函数值最大的作为最终的分期方式。在实际计算中, 为了避免直接计算式(13)引起的数值溢出, 注意到组合项都相同, 同时实际操作中只需要比较大小, 因此可仅比较下式的大小

$$L' = \sum_{i=1}^{q+1} \sum_{j=m_{i-1}}^{m_i-1} x_j \log p_i + \sum_{i=1}^{q+1} \sum_{j=m_{i-1}}^{m_i-1} (n-x_j) \log (1-p_i) \quad (15)$$

综上所述, 利用概率变点分析汛期的分期, 可以先确定一个阈值, 即认为其是洪灾风险发生与否的临界点; 然后, 初步估计分期的个数, 通过给定不同的初始估计值, 利用累次计数法进行计算, 取使式(15)最大的作为最后的估计。对计算出来的分期进行假设检验; 改变分期个数, 分别计算最优的变点估计, 最后, 取使式(15)的值变化开始较缓慢的变点个数为最后的分期个数。

3.2 计算与分析

在概率变点中, 关键的是选择阈值的大小。取得过大, 则掩盖了较小洪水的影响, 同时可能因为超过阈值的数据较少, 不能充分利用历史信息, 得出来的结论不一定可靠合理; 取得过小, 则即使是对水库防洪安全不构成威胁的小洪水, 也会和大洪水一样以同样的权重对分期造成影响, 不能反映需要重点防洪的时间分布特征。根据三峡防洪调度规则, 发生 1% 洪水时, 枝城控制流量为 $56\,700\text{m}^3/\text{s}$ ^[1]。宜昌-枝城区间来水不大, 仅占枝城流量的 3%~4%^[20], 这样枝城流量 $56\,700\text{m}^3/\text{s}$ 相当于宜昌流量 $55\,000\text{m}^3/\text{s}$, 故选择阈值流量为 $55\,000\text{m}^3/\text{s}$ 。对 120 年宜昌站汛期实测日流量资料进行概率变点分析, 以洪峰超过阈值流量计发生一次, 得出概率变点分析结果(取 2 个变点)如图 5 所示。为了比较, 图中同时绘出了由均值变点得出的分期方法。对主汛期(汛前期、汛末期的发生概率都为 0)的发生概率是否服从二项分布进行 χ^2 检验, 得到 $\chi^2_{0.95}(2) = 5.991 > 0.812$, 因此可以认为洪灾发生分布为二项分布; 同样得到自相关系数为 0.001, 因此可以认为数据是独立的。由此可以得出以下结论:

(1) 从洪水发生的概率来看, 整个 6 月份基本不发生, 7 月中下旬频繁发生, 形成一个峰状; 同样在 8 月中上旬与 9 月的上旬也形成了峰状。整个汛期的概率分布并不是一个单峰, 说明三峡的洪水成因较复杂, 不

仅仅受一种天气形势的影响与支配。

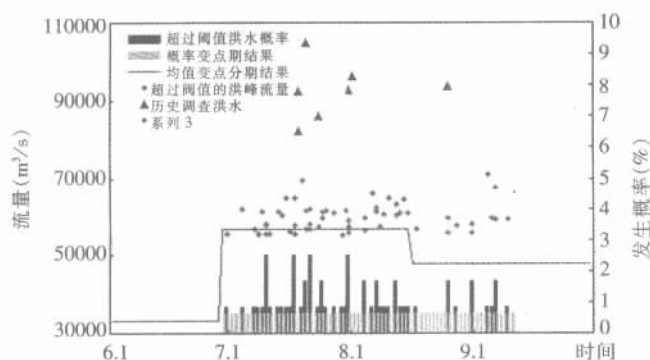


图5 概率变点分析结果图

(2)通过概率变点分析,利用洪水发生概率对汛期进行了分割:从6月初到6月28日发生概率为零;再到9月10日发生的概率达到最大,为0.63%,因而认为是主汛期;而后至汛末发生概率又为零。从点绘的超过阈值流量的散点图来看,无论是分布个数与洪峰大小,这种分期方式是比较合理的,且历史调查洪水全部发生在主汛期内。

(3)概率变点分析与均值变点分析得出的汛前期分割点一致,但主汛期和汛末期的分割点不同。但可以认为概率变点分析结果要优于均值变点分析结果,原因是:①均值变点分析的时间是日最大洪峰流量(洪量)序列,假定模型服从正态分布,事实上这不严格成立;而概率变点分析的是洪峰超过阈值的概率(次数),假定模型服从二项分布是基本可行的。②分期的主要目的是为了更有效地抵御极值洪水,即分期必须和水库的防洪任务、能力相联系;概率变点在区分了洪水极值事件类型的基础上,强调发生极值的概率。③从历史调查洪水的分布可以看出,概率变点方法分期方式中,主汛期包容了所有的历史调查洪水;而均值变点分期方式中,主汛期未能包括8月25日的一个特大洪水。同时在这120年中的最大值 $71\,100\text{m}^3/\text{s}$ 出现在9月4日。实践证明,采用概率变点较均值变点更为稳健,可确保水库的防洪安全。

4 结语

本文应用变点理论,分别采用均值变点方法、概率变点方法对三峡水库汛期的分期进行了计算与探讨。得出以下几点结论:

(1)采用均值变点分析方法时,不同的取样方法可能得到不同的结果,在这种情况下,需要进行正态性检

验和独立性检验,排除一些不合理的分析序列。

(2)在概率变点方法与均值变点方法的分期应用中,概率变点方法对极值分布的描述更合理,在区分了洪水类型后更能有效地防御极值洪水;计算结果也表明,概率变点方法得出的主汛期包括了所有的历史调查洪水以及1882~2001年的洪水最大值。因此,在汛期分期计算中,采用概率变点方法要优于均值变点方法。

(3)最后将三峡水库的汛期分为3个分期:从6月初到6月28日为汛前期;6月29日到9月10日为主汛期;9月11日以后为汛末期。在此基础上进行分期汛限水位设计,对于水库的汛限水位分期控制具有一定的参考价值。

在汛期的分期中,变点分析方法具有较严密的理论基础,但它需要严格的数学假定,如对极值的概率描述等,这与实测数据可能会有所差别;而且变点个数、阈值的选取存在一些主观性。对于汛期分期变点分析的实用性,仍需进一步研究及大量资料的检验。

参考文献:

- [1] 长江水利委员会. 三峡工程综合利用与水库调度研究[M]. 武汉: 湖北科学技术出版社, 1997.
- [2] 史良如, 陈继东. 利用水文气象和统计规律对海河流域中南部水库汛期控制运用的研究[J]. 水文, 1996, 16(6): 52-56.
- [3] 麻荣永. 百色水库洪水规律分析及其分期设计洪水推求[J]. 红水河, 1992, 11(2): 14-17.
- [4] 侯玉, 吴伯贤, 郑国权. 分形理论用于洪水分期的初步探讨[J]. 水科学进展, 1999, 10(2): 140-143.
- [5] 陈守煜. 从研究汛期描述水文系统模糊集分析的方法论[J]. 水科学进展, 1995, 6(2): 133-138.
- [6] 丁晶, 邓育仁. 随机水文学[M]. 四川: 成都科技大学出版社, 1988.
- [7] 覃爱基, 陈雪英, 郑艳霞. 宜昌径流时间序列的统计分析[J]. 水文, 1993, 13(5): 15-21.
- [8] Kiely G, Albertson J D, Parlange M B. Recent trends in diurnal variation of precipitation at Valentia on the west coast of Ireland [J]. Journal of Hydrology, 1998, 207:270-279.
- [9] Bárdossy A. Statistical persistence in hydroclimatological time series [Z]. Statistical and Bayesian methods in hydrological sciences, 1998, 219-231.
- [10] Perreault L, Bernier J, Bobée B, Parent E. Bayesian change-point analysis in hydrometeorological time series [J]. Journal of Hydrology, 2000, 235:221-263.
- [11] Rasmussen P. Bayesian estimation of change points using the general linear model[J]. Water Resources Research, 2001, 37(11): 2723-2731.
- [12] Xiong L H, Guo S L. Trend test and change-point detection for

the annual discharge series of the Yangtze River at the Yichang hydrological station[J]. Hydrological Sciences Journal, 2004, 49(1): 99-112.

[13] 李丽娟, 郑红星. 华北典型河流年径流演变规律及其驱动力分析[J]. 地理学报, 2000, 55(3):309-317.

[14] 朱平盛, 胡桂芳, 张苏平. 山东水资源分析及趋势预测[J]. 气象, 1998, 24(3):3-8.

[15] 项静恬, 史久恩. 非线性系统中数据处理的统计方法[M]. 北京: 科学出版社, 1997.

[16] 陈希孺. 变点统计分析简介[J]. 数理统计与管理, 1991, (1-4).

[17] SL 104-95, 水利工程水利计算规范[S].

[18] 水利部长江水利委员会. 长江三峡工程水库水文题刻文物图集[M]. 北京: 科技出版社, 1996.

[19] 陆璇. 应用统计[M]. 北京: 清华大学出版社, 1999.

[20] 长江水利委员会. 三峡工程水文研究[M]. 武汉: 湖北科学技术出版社, 1997.

作者简介: 刘攀(1978-), 男, 湖南湘潭人, 博士研究生, 研究方向为水文及水资源开发利用。

Flood Season Staged for Three Gorges Reservoir Based on the Change-Point Approach

LIU Pan, GUO Sheng-lian, WANG Cai-jun, ZHANG Hong-gang

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

Abstract: The flood season is usually divided into several stages in reservoir operation for the sake of more benefits. This paper presents a method of flood season staged for the Three Gorges Reservoir based on the change-point theory. Two methods of analyzing change-point, which assume the data set follows the normal distribution and binomial distribution respectively, are applied in daily discharge data of the Yichang Gauging Station from 1882 to 2001. The results indicate that the flood season staged for Three Gorges Reservoir is divided into three periods. By analysis, the change-point method based on binomial model is more suitable in flood season staged since it has theoretic basis and is practicable.

Key words: Three Gorges Reservoir; flood season staged; change-point; average value change-point; probability change-point

(上接第 52 页)

作者简介: 张延(1976-), 男, 安徽芜湖人, 助理工程师, 学士, 安徽大学

硕士研究生, 从事水环境分析与评价工作; 刘光学(1964-), 男, 天津人, 工程师, 从事水环境分析与评价工作。

Experimental Research on Determination of Lead in Water and Wasted Water by Hydride Generation-Atomic Fluorescence Method

ZHANG Yan^{1,2}, LIU Guang-xue³

(1.Anhui University, Hefei 230039, China; 2.Anhui Water Environmental Monitoring Center, Hefei 230022, China; 3.Tianjin Water Environmental Monitoring Center, Tianjin 300060, China)

Abstract: A method is reported for determination of lead in water and wasted water by hydride generation-atomic fluorescence method. The best condition for the determination and the interference from coexistent elements such as Fe³⁺, Mn²⁺, Ni²⁺, Hg²⁺, Zn²⁺, Cr⁶⁺, Cu²⁺ and Cd²⁺ in water are studied. In the given conditions, the detecting limit is 0.76μg/L, the recovery rate of the known sample is 95.1%~108% and the relative standard deviation is less than 5%. The result is satisfying.

Key words: determination of lead; hydride generation-atomic fluorescence method; water and wasted water; experimental research