

# 不同条件下水文要素重现期的计算方法

刘德地<sup>1,2</sup>, 杜佩玲<sup>2</sup>

(1. 河海大学水文水资源与水利工程科学国家重点实验室, 江苏 南京 210098;

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:** 重现期在工程规划、设计、运行和管理中已经得到了广泛应用, 然而, 由于气候变化和人类活动破坏了水文频率分析中的一致性基础, 致使基于一一致性的重现期计算方法面临挑战, 迫切需要研究新的重现期计算方法。以重现期两种不同的定义入手, 给出了在水文系列满足独立性假定后重现期在一致性与非一致性条件下各自计算公式, 并以广东省东江流域龙川站 1956~2009 年的年最大洪峰资料系列为例, 分析了不同条件下重现期及其变化的特点与原因。

**关键词:** 重现期; 一致性; 非一致性; 时变矩; 水文频率

中图分类号: P333.9 文献标识码: A 文章编号: 1000-0852(2014)05-0001-05

重现期已经被广泛应用于工程规划、设计、运行和管理中, 而在目前的水文频率分析计算中, 重现期的计算一直以一致性为基础<sup>[1]</sup>。近百年来, 气候变化和人类活动已经引起全球环境发生了十分剧烈的变化, 而这种剧烈变化导致的水文情势演变颠覆了目前工程水文频率分析计算的一致性前提。Milly 等<sup>[2]</sup>也在《Science》杂志上指出, 在气候变化和人类活动的影响下, 基于一一致性假设的水文概率分布估计理论和方法已经无法帮助人们正确揭示变化环境下水资源和洪水演变的长期规律, 若继续采用现有的工程水文分析方法制定流域开发利用工程方案、防洪和抗旱工程的运行调度方案等, 将面临由变化环境带来的风险<sup>[3]</sup>。因此, 如何建立变化环境引起的非一致性条件下重现期的计算方法对评估风险和工程风险管理具有十分重要的理论与实际意义。本文将从重现期的定义出发, 在总结一致性条件下重现期计算方法的基础上, 推导出非一致性条件下的重现期计算公式, 并指出非一致性条件下重现期计算目前面临的主要问题。

## 1 重现期的定义

重现期通常有两种定义。第一种定义为: 随机试验中, 发生在第一次遇到某一关注事件 ( $D \geq D_0$ ,  $D_0$  为一

个临界值或设计值) 之前平均随机试验次数<sup>[4]</sup>; 例如, 若  $D_0$  为某一设计洪峰值, 若在某工程运行之前已发生过大于  $D_0$  洪水事件, 且距运行时刻为有限的  $\tau$  ( $\tau=0, 1, \dots$ ) 个时段, 那么工程开始运行后, 第一次将会遇到大于这一设计洪峰所需要的平均时段数  $N$  (即为重现期)。第二种定义为: 某一关注事件 ( $D \geq D_0$ ) 相继发生之间的平均时段数  $W$ <sup>[5,6,7]</sup>。以上两种定义可用图 1 进一步说明。第二种定义中关注的是随机事件 ( $D \geq D_0$ ) 的平均重现间隔时间, 即该事件平均间隔多少时间出现一次, 也是通常所说的多少时间遇到一次<sup>[8]</sup>, 而第一种定义中强调工程第一次遭遇该随机事件 ( $D \geq D_0$ ) 需要的时段数。若在工程刚开始运行时刻发生了随机事件 ( $D \geq D_0$ ) 即  $\tau=0$  (见图 1), 此时随机变量  $N$  与随机变量  $W$  取值相同, 则第一种定义与第二种定义所表达的重现期大小相同。由于水文频率分析计算中, 采样方法通常采用某一个时段内最大值, 样本独立性较容易满足, 故本文主要研究在一致性与非一致性条件下的重现期计算问题。

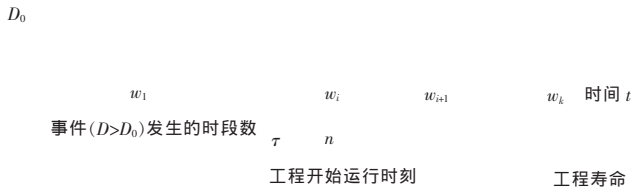
## 2 一致性条件下重现期的计算方法

根据重现期的第一种定义, 其重现期的计算可采用以下公式:

收稿日期: 2013-06-25

基金项目: 国家自然科学基金 (51190094, 51379148); 水文水资源与水利工程科学国家重点实验室开放研究基金 (2012490611)

作者简介: 刘德地 (1980-), 男, 湖南石门人, 副教授, 主要从事水文水资源研究。E-mail: dediliu@163.com

图1 重现期定义的说明图<sup>[9]</sup>Fig. 1 Definition of the variables involved in estimation of the return period<sup>[9]</sup>

$$T=E(N|N>\tau)=\sum_{n=1}^{\infty} nP(T=n|n>\tau) \quad (1)$$

其中,  $P(T=n|n>\tau)=P((D_1\leq D_0, D_2\leq D_0, \dots, D_{n-1}\leq D_0, D_n>D_0)|n>\tau)$ , 由于在水文频率分析计算中, 水文系列满足独立性(independent)要求, 所以公式(1)可变化为:

$$\begin{aligned} &P((D_1\leq D_0, D_2\leq D_0, \dots, D_{n-1}\leq D_0, D_n>D_0)|n>\tau) \\ &=P(D_1\leq D_0|n>\tau)P(D_2\leq D_0|n>\tau)\cdots P(D_{n-1}\leq D_0|n>\tau) \\ &P(D_n>D_0|n>\tau) \end{aligned} \quad (2)$$

在一致性条件(即同一事件在不同时段发生的概率均相同, 即水文系列的 identical 性要求)下, 则可得:

$$P(D_1\leq D_0)=P(D_2\leq D_0)=\cdots=P(D_{n-1}\leq D_0)=(1-p) \quad (3)$$

其中, 式(3)中  $p$  为随机事件  $D\geq D_0$  发生的概率,  $1-p$  为随机事件  $D<D_0$  发生的概率。

将公式(2)和(3)代入公式(1)中, 可得:

$$T=E(N|N>\tau)=\sum_{n=1}^{\tau} nP(T=n|n>\tau)+\sum_{n=\tau+1}^{\infty} n(1-p)^{n-1}p \quad (4)$$

由于在工程开始运行前, 已经有  $\tau$  时段没有发生  $D>D_0$  随机事件, 即当  $n<\tau$  时,  $P(D>D_0)=0$ , 因此可将公式(4)简化, 即第一种定义在一致性条件下, 其重现期的计算公式为<sup>[9]</sup>:

$$\begin{aligned} T=E(N|N>\tau) &= \left( (\tau+1)(1-p)^{\tau} + \frac{(1-p)^{\tau+1}}{p} \right) \\ &= \frac{(1-p)^{\tau}(\tau p+1)}{p} \end{aligned} \quad (5)$$

根据重现期的第二种定义, 其重现期的计算可采用以下公式(6), 且同样在满足独立性和一致性条件下, 可得<sup>[9]</sup>:

$$\begin{aligned} T=E[W] &= \sum_{w=1}^{\infty} wP(W=w) = \sum_{w=1}^{\infty} wP(D_1\leq D_0, D_2\leq D_0, \dots, \\ &D_{w-1}\leq D_0, D_w>D_0) = \sum_{w=1}^{\infty} w(1-p)^{w-1} p \xrightarrow{w\rightarrow\infty, 0<p<1} \frac{1}{p} \end{aligned} \quad (6)$$

公式(6)是目前在工程水文计算中应用最为广泛的重现期计算方法。若当公式(5)中  $\tau=0$  即工程开始运行的前一年份刚刚发生了  $D\geq D_0$  事件, 这时依据公式(5)和(6)计算的重现期则相等。但从前面推导过程可以看出, 用公式(5)或(6)来计算重现期必须同时满足独立性与一致性两个条件, 尽管独立性条件, 在水文频率分析计算中, 采用一定的取值方法如取年最大值法可以满足, 但由于气候变化和人类活动的影响, 改变了原有的水文系统结构, 使得水文系列的一致性遭到破坏, 因此, 还需探讨在非一致性条件下重现期的计算方法。

### 3 非一致性条件下重现期的计算方法

根据重现期的第一种定义, 若随机试验中存在非一致性, 公式(3)已不再成立。根据公式(1)和(2), 则非一致性条件下重现期计算方法推导如下:

$$\begin{aligned} T=E(N|N>\tau) &= \sum_{n=1}^{\infty} nP(T=n|n>\tau) \\ &= \sum_{n=1}^{\tau} nP(T=n|n>\tau) + \sum_{n=\tau+1}^{\infty} nP(T=n) \xrightarrow{\text{独立性条件下}} \\ &= \sum_{n=\tau+1}^{\infty} nP(D_1\leq D_0)P(D_2\leq D_0)\cdots P(D_{n-1}\leq D_0)P(D_n>D_0) \\ &= \sum_{n=\tau+1}^{\infty} n \prod_{y=1}^{n-1} P(D_y\leq D_0)P(D_n>D_0) \\ &\left( \text{若 } P(D_y\leq D_0) = \int_0^{D_0} f_y(x)dx = F_y(D_0), P(D_n>D_0) = 1-F_n(D_0) \right) \\ &= \sum_{n=\tau+1}^{\infty} n \prod_{y=1}^{n-1} F_y(D_0)(1-F_n(D_0)) \\ &= (\tau+1)F_1(D_0)F_2(D_0)\cdots F_{\tau}(D_0)(1-F_{\tau+1}(D_0)) \\ &+ (\tau+2)F_1(D_0)F_2(D_0)\cdots F_{\tau}(D_0)F_{\tau+1}(D_0)(1-F_{\tau+2}(D_0)) + \cdots \\ &= \prod_{y=1}^{\tau-1} F_y(D_0) [(\tau+1)(1-F_{\tau+1}(D_0)) + (\tau+2)F_{\tau+1}(D_0) \\ &(1-F_{\tau+2}(D_0)) + (\tau+3)F_{\tau+1}(D_0)F_{\tau+2}(D_0)(1-F_{\tau+3}(D_0)) + \cdots] \\ &= \prod_{y=1}^{\tau-1} F_y(D_0) \left[ \tau+1 + \sum_{i=1}^{\infty} \sum_{y=\tau+1}^{\tau+i} F_y(D_0) \right] \end{aligned}$$

故有:

$$T=E(N|N>\tau) = \prod_{y=1}^{\tau} F_y(D_0) \left[ \tau+1 + \sum_{i=1}^{\infty} \sum_{y=\tau+1}^{\tau+i} F_y(D_0) \right] \quad (7)$$

同理, 根据重现期的第二种定义, 非一致性条件下重现期计算公式(其推导过程见文献[10])为:

$$T=1+\sum_{i=1}^{\infty} \prod_{y=1}^i F_y(D_0) \quad (8)$$

当  $\tau=0$  时,公式(7)与公式(8)计算结果相等。若满足一致性条件即  $\prod_{y=1}^i F_y(D_0)=(1-p)^i$ ,则公式(8)与公式(6)相等、公式(7)与公式(5)相等。

在公式(7)和(8)中,由于随机事件  $D \geq D_0$  或  $D < D_0$  发生的概率  $1-F_y(D_0)$  或  $F_y(D_0)$  是随  $y$  不同而变化的,而目前考虑这种概率分布函数的非一致性变化主要通过其概率密度函数中的参数如位置参数、尺度参数或形状参数与相关变量如时间等建立回归方程或相关方程等,然而,尽管概率分布函数形式相同,但在水文频率分析计算中,所选择的概率密度函数如 P- 分布、广义极值分布(GEV)等,很难得到其概率分布函数  $1-F_y(D_0)$  或  $F_y(D_0)$  解析解的形式,所以在求解公式(7)和(8)时主要是利用数值计算的方法进行计算。

由于随着  $i$  取值增加,公式(7)中的  $\sum_{y=\tau+1}^{\tau+i} F_y(D_0)$  或

公式(8)中的  $\prod_{y=1}^i F_y(D_0)$  是单调递减的,根据正项级数收敛条件可知,公式(7)和(8)满足收敛条件,说明重现期有界。

若已知临界条件  $D_0$  和各时段上概率分布函数  $F_y$ ,则可求得非一致性条件下,随机事件  $D \geq D_0$  或  $D < D_0$  的重现期;同理,若确定了重现期  $T$  和各时段上概率分布函数  $F_y$ ,也可唯一确定临界条件  $D_0$ 。

#### 4 实例研究

为了分析一致性和非一致性条件下重现期的计算问题,本文选择广东省东江流域境内龙川站 1954~2009 年的年最大洪峰流量资料进行分析。

##### 4.1 龙川站洪峰流量趋势性分析

龙川站年最大洪峰从 1954 到 2009 年具有下降趋势(如图 2 所示),进一步利用 Mann-Kendall 法对龙川站的年最大洪峰进行趋势分析。在分析 Mann-kendall 统计量曲线图时,若  $UF_k$  或者  $UB_k$  的值大于 0,则表明序列呈上升趋势,小于 0 则表明呈下降趋势;当它们超过临界直线时,表明上升或下降趋势显著,超过临界线的范围确定为出现突变的时间区域;如果  $UF_k$  和  $UB_k$  两条曲线出现交点,且交点在临界线之间,那么交点对应的时刻便是突变开始的时间。因此,从龙川站年最大洪峰流量的 Mann-kendall 统计量曲

线图(图 3)可以看出:龙川站年最大洪峰流量具有显著( $\alpha=0.05$  显著性水平)的下降趋势,且在 1975 年发生突变,因此用该系列进行洪水频率分析与计算时,要重点考虑非一致性的影响。

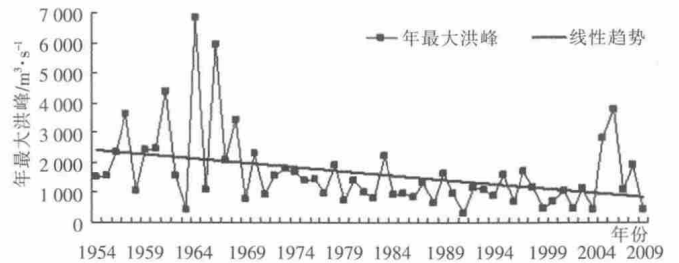


图 2 1954-2009 年龙川站年最大洪峰流量变化  
Fig. 2 Variation of annual maximum daily flow at the Longchuan station from 1954 to 2009

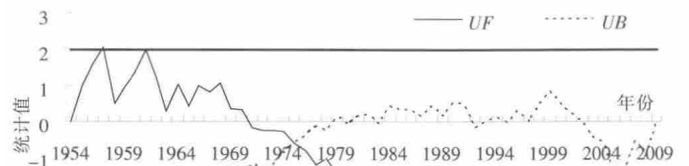


图 3 龙川站年最大洪峰流量的 Mann-kendall 统计量曲线  
(直线为  $\alpha=0.05$  显著性水平临界值)  
Fig. 3 The annual maximum daily flow change point based on Mann-Kendall at the Longchuan station

#### 4.2 龙川站非一致性条件下洪水频率和重现期的计算

##### 4.2.1 龙川站非一致性条件下洪水频率计算

非一致性条件下洪水频率分析与计算的方法主要有还原/还现途径和基于非一致性极值系列直接进行水文频率分析两大类方法<sup>[10]</sup>。由于还原/还现途径参数确定较为复杂,如变异点前后系列与某一参数的关系分析法等,且国内基于非一致性极值系列直接进行水文频率分析法较少,本文采用非一致性极值系列直接进行水文频率分析法中的基于时变矩水文频率分析法进行重现期的计算。

我国水文规范中推荐使用 Pearson- 分布<sup>[11]</sup>是包含均值、变差系数和偏态系数在内的三参数概率分布函数。在基于时变矩的水文频率分析法中,常将系列的趋势性成分嵌入到概率分布的一阶或二阶矩中(时变矩)<sup>[12]</sup>,即考虑统计参数均值和方差的趋势性,并且一般假设均值与方差存在线性趋势(用式(9)来表示)。

$$\begin{aligned} \mu(t) &= \mu_0 + \mu_1 t \\ \sigma(t) &= \sigma_0 + \sigma_1 t \end{aligned} \quad (9)$$

而由于水文系列的均值、方差与 Pearson- 概率密度函数(见式(10))中的位置参数、形状参数和尺度参数之间的关系可表示为:

$$f(x) = \frac{\beta^\alpha}{\Gamma(\alpha)} (x-a_0)^{\alpha-1} e^{-\beta(x-a_0)},$$

$$\mu(t) = \frac{\alpha}{\beta} + a_0, \sigma(t)^2 = \frac{\alpha}{\beta^2}, C_s = 2/\alpha^{1/2} \quad (10)$$

若  $C_s$  假定为常数,不随时间变化<sup>[12]</sup>。则联合(9)式和(10)式可得:

$$\beta = \frac{2}{C_s(\sigma_0 + \sigma_1 t)}, \alpha = \frac{4}{C_s^2}, a_0 = (\mu_0 + \mu_1 t) - \frac{2(\sigma_0 + \sigma_1 t)}{C_s} \quad (11)$$

此时, Pearson- 概率密度函数参数有  $\mu_0, \mu_1, \sigma_0, \sigma_1$  和  $C_s$  等 5 个参数。

尽管在一致性条件下水文频率分析计算中有诸多参数估计方法如适线法、权函数法、线性矩法等,但在非一致性条件下,这些方法的条件已难以满足,此时参数估计多采用最大似然估计。在假定序列满足独立性的前提条件下,一个含有  $n$  个样本的水文系列的最大似然函数可表达为:

$$L = \sum_{i=1}^N \ln[f(x_i, t; \theta)] \quad (12)$$

式中:  $\theta$  是参数向量。基于最大熵原理的 AIC 准则,可检验出不同模型间差异显著性,且能综合权衡模型适用性和参数个数之间的关系,因此评估模型优劣的准则<sup>[13]</sup>即表示为:

$$AIC = -2\ln L + 2s \quad (13)$$

式中:  $L$  为似然函数的最大值,  $s$  为模型参数个数。AIC 准则一方面考虑了似然函数的最大化,即模型对时间序列的拟合效果,另一方面也同时考虑了对模型的参数个数进行惩罚,要求尽量简化参数。因此, AIC 值越小,说明模型效果越好;因此可直接将公式(13)用做参数估计时的目标函数。另外, SCE (the shuffled complex evolution) 优化算法在全局优化中具有收敛快、效果好等优点,已经在水文模型参数率定中得到了广泛应用<sup>[14]</sup>,因此本文将此优化算法用来求解参数估计的目标函数,即根据龙川站 1956~2009 年年最大洪峰系列和 Pearson- 概率密度函数,率定基于时变矩的水文频率分析中的各个参数。为了对比分析在考虑非一致性和一致性两种条件下洪水重现期的差别,在不考虑系列非一致性条件下,且将 Pearson- 概率密度函数中的均值、方差和  $C_s$  值均设定为常数,仍采用 AIC 准则和 SCE

算法率定分布函数中的参数,其结果见表 1 所示。

表1 Pearson- 分布参数估计值  
Table1 Estimated parameter values for the Pearson- distribution

假定条件	参数值	AIC
一致性	$\mu=1749.09; \sigma=1727.28; C_s=2.381$	462.09
非一致性	$\mu(t)=1964.47-9.52(t-1955);$ $\sigma(t)=1422.50-4.579(t-1955); C_s=1.910$	456.50

从表 1 中可以看出:在非一致条件下所率定的参数,由于时间均大于 1955 年,所以参数  $\mu, \sigma$  和  $C_s$  小于一致性条件下的参数值;同时其 AIC 值也比一致性条件下的要小,主要是由于龙川站年最大洪峰系列具有显著的下降趋势,均值  $\mu(t)$  和标准差  $\sigma(t)$  是时间的函数,随时间动态逐年下降,其更能反映龙川站洪峰系列变化特点。

根据非一致性条件下所率定的均值  $\mu(t)$  和标准差  $\sigma(t)$  与时间之间的函数关系,可求得不同时间当  $P=1\%$  分位数的洪峰流量,由于参数是随时间动态变化,因此  $P=1\%$  分位数的洪峰流量也随时间变化;而由于一致性条件下率定所得的参数为定值,  $P=1\%$  分位数的洪峰流量也为一定值;如图 4 所示。

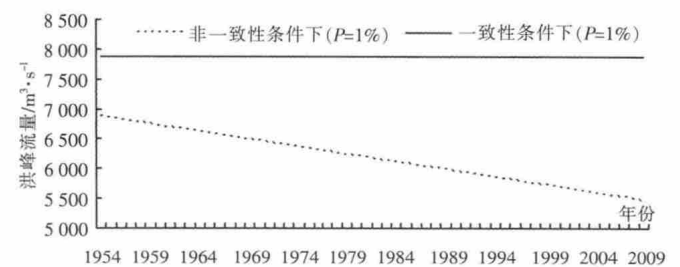


图4 龙川站年最大洪峰流量  $P=1\%$  分位线图

Fig. 3 The annual maximum daily flow ( $P=1\%$ ) at the Longchuan station

从图中可以看出,在一致性条件下,当  $P=1\%$  即百年一遇时,龙川站年最大洪峰为  $7875\text{m}^3/\text{s}$ ;而当采用非一致性条件下的时变矩水文频率分析法时,  $P=1\%$  分位数是随时间下降的,且其值小于一致性条件下年最大洪峰流量  $7875\text{m}^3/\text{s}$ ,其原因将原有洪峰系列中的均值和方差下降趋势加入到了 Pearson- 概率密度函数中的尺度和位置参数中。

#### 4.2.2 龙川站非一致性条件下洪水频率重现期计算

根据论文第 3 节中非一致性条件下洪水频率重现期计算方法即公式(8)求得随机事件  $D \geq D_0$  (其中  $D_0$  为  $7875\text{m}^3/\text{s}$ ) 的重现期为 168 年;而在一致性条件下

随机事件  $D \geq D_0$  ( $D_0=7\ 875\text{m}^3/\text{s}$ ) 的重现期为 100 年,因此非一致性条件下的重现期高于后者,说明龙川站的洪峰系列呈现逐渐下降的趋势,使得原有同等防洪能力重现期增大。

1956~2009 年龙川站最大洪峰流量为 1964 年 6 月 16 日的  $6\ 860\text{m}^3/\text{s}$ ,若分析随机事件  $D' \geq D'_0$  ( $D'_0=6\ 860\text{m}^3/\text{s}$ ) 的重现期可进一步有利于对论文第 2、3 节中重现期计算公式的说明。在一致性条件及论文 4.2.1 节中得到参数条件下,事件  $D' \geq D'_0$  发生的概率为 2.11%,可用公式(6)计算得到的重现期为 47.39a。而在非一致性条件下,同一事件利用公式(8)可得重现期为 136.52a;若在 2013 年(即离 1964 年发生时间  $\tau=50\text{a}$ )考虑发生下一个洪峰大于  $6\ 860\text{m}^3/\text{s}$  的重现期:①在一致性条件下,利用公式(5)可得重现期为 33.53a;②在非一致性条件下,利用公式(7)可得重现期为 130.62a。可以看出,考虑一致性与非一致性,其重现期计算结果相差较大,而重现期的两种不同定义之间差别不大,且第一种定义的重现期要小于第二种定义的重现期,就工程应用而言,利用第一种定义计算重现期时由于需要首先确定某一事件  $D'_0$  本身的大小和距今最近一次发生的时间,常选用已发生的事件,因此,有利于增加人们对设计标准的直接感知,特别在非一致性条件下,有利于工程设计标准的应用与推广。

## 5 结论

由于气候变化和人类活动影响的加强,传统水文频率分析计算中的一致性遭到破坏,使得以一致性为基础的重现期计算公式不再适用,而非一致性的水文频率分析计算中对重现期的计算还未引起足够的重视。本文在介绍了重现期两种不同定义的前提下,总结和推导了一致性和非一致性条件下重现期的计算方法,并以广东省龙川站 1956~2009 年的年最大洪峰系列资料为例,对比分析了各个不同条件下的重现期计算问题。

(1) 由于龙川站年最大洪峰系列样本存在显著性的下降趋势,若假定序列仍满足一致性,计算所得到不同定义下的重现期均大于考虑了下降趋势性的非一致性条件下重现期。

(2) 重现期存在两种不同的定义,第一种定义下的重现期由于是考虑了已经过去  $\tau$  时段内尚未发生某一特定的随机事件,所以计算剩下时段内发生该事件的可能性增加,重现期则减小;而由于实例中所采用的龙

川站洪峰系列具有下降趋势,非一致性条件下重现期远大于一致性条件下的重现期。

(3) 尽管基于时变矩的水文频率分析法考虑了洪峰系列的非一致性,且以时间为变量,但由于洪峰系列不可能无穷的保持某一固定下降趋势,所以不能求算以后相当时段内洪峰事件发生的频率,所以非一致性重现期计算公式(7)和(8)中  $i$  的取值不能趋近于无穷大(论文 4.2.2 中计算结果取  $\mu(t)>0$  时最大即  $t=2\ 154\text{a}$ )。这也是目前基于时变矩的非一致性水文频率分析法中面临的主要问题,即用时间作为变量去拟合均值和方差变化趋势时,将时间变量在外延时将会发生与实际不符合的情况如,下降趋势可导致参数为负值,而上升趋势则可使得参数趋于无穷,因此,用此法计算非一致性条件下重现期时,计算结果会有所偏差,还需研究出更合理的非一致性水文频率分析方法,这也是目前水文频率分析与计算领域中面临的主要挑战。

参考文献:

- [1] Cooley D. Extremes in a Changing Climate [M]. Springer, 2013:97-114.
- [2] Milly P C D, Betancourt J, Falkenmark M, et al. Stationarity is dead: whither water management [J]. Science, 2008,319:573-574.
- [3] 张建云,王国庆. 气候变化对水文水资源影响研究[M]. 北京: 科学出版社, 2007. (ZHANG Jianyun, WANG Guoqing. Study on the Impacts of Climate Change on Hydrology and Water Resources [M]. Beijing: Science Press, 2007. (in Chinese))
- [4] Bras R L. Hydrology: An Introduction to Hydrology Science [M]. Addison-Wesley, Reading, Mass,1990.
- [5] Lloyd E H. Return period in the presence of persistence [J]. Journal of Hydrology, 1970,10(3):291-298.
- [6] Kite G W. Frequency and Risk Analyses in Hydrology [M]. Water Resour. Publications, Littleton, Colo.,1977.
- [7] Loaiciga H A, Mariño M A. Recurrence interval of geo-physical events [J]. Journal of Water Resources, 1991,117(3),367-382.
- [8] 雒文生,宋星原. 工程水文学(第二版)[M]. 北京:中国水利水电出版社,2010. (LUO Wensheng, SONG Xingyuan. Engineering Hydrology (the second version) [M]. Beijing: China WaterPower Press,2010. (in Chinese))
- [9] Fernández B, Salas J D. Return period and risk of hydrologic events: mathematical formulation [J]. Journal of Hydrologic Engineering, 1999,4(4):297-307.
- [10] 梁忠民,胡义明,王军. 非一致性水文频率分析的研究进展[J]. 水科学进展, 2011,22(6):864-871. (LIANG Zhongmin, HU Yiming, WANG Jun. Advances in hydrological frequency analysis of non-stationary time series [J]. Advances in Water Science, 2011,22(6): 864-871. (in Chinese))

(下转第 74 页)

## Analysis of Precipitation Change Trend in Binjiang River Basin

DING Hualong<sup>1,2</sup>, XIAO Weiguo<sup>3</sup>, CHEN Xiaohong<sup>1,2</sup>, ZHANG Yun<sup>1,2</sup>, CHEN Lingling<sup>1,2</sup>

(1. Center for Water Resources and Environment, Sun Yat-sen University, Guangzhou 510275, China; 2. Key Laboratory of Water Cycle and Water Security in Southern China of Guangdong High Education Institute, Sun Yat-sen University, Guangzhou 510275, China; 3. Pearl River Water Conservancy Commission Integrated Technology Center, Guangzhou 510610, China)

**Abstract:** The precipitation is the key process in water cycle. It directly affects temporal and spatial distribution of runoff process and amount of available water resources. To investigate space-time evolution of precipitation in typical small watersheds of southern China under climate change, this paper analyzed the annual precipitation, flood season and non-flood season precipitation, annual maximum daily precipitation and annual maximum monthly precipitation by using the nonparametric statistics including Mann Kendall trend test method and Mann-Whitney-Pettitt verification method based on the 47-year observed daily precipitation from 10 stations in the Binjiang River Basin, a tributary of the Beijiang River in the Pearl River Basin. The result shows that the multi-year average precipitation of the northern part in the basin is less than that in the south, which has close relation to regional airflow direction and valley terrain. At the same time, general decline of annual precipitation, including southern basin has a significant decline and the northern part shows no significant decline, which is mainly the precipitation in the flood season (April-September) reduced, while the precipitation in non-flood season (October-March in the next year) changed little. Both annual maximum daily precipitation and annual maximum monthly precipitation have a trend of decrease. The annual precipitation and flood season precipitation in the southern part of the basin had a significant variation in 1983, while in the north, the annual maximum daily precipitation and annual maximum monthly precipitation have respectively significant variation in 1987 and 1985.

**Key words:** precipitation; Mann-Kendall; Mann-Whitney-Pettitt; temporal-spatial evolution; variation; Binjiang River Basin

(上接第 5 页)

- [11] 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))
- [12] Strupczewski WG, Singh V P, Feluch W. Non-stationary approach to at-site flood frequency modelling I [J]. Maximum Likelihood

Estimation, 2001, 248: 123-142.

- [13] Akaike H. A new look at the statistical model identification [J]. IEEE Trans Automat Control, 1974. 19(6), 716-723.
- [14] Duan Q Y, Sorooshian S, Gupta V. Effective and efficient global optimization for conceptual rainfall-runoff models [J]. Water Resources Research, 1992, 28(4): 1015-1031.

## Methods to Calculate Return Period of Hydrological Elements under Different Conditions

LIU Dedi<sup>1,2</sup>, DU Peiling<sup>2</sup>

(1. State Key Laboratory of Hydrology-Water Resources and Hydraulic Engineering, Hohai University, Nanjiang 210098, China; 2. State Key Laboratory of Water Resources and Hydropower Engineering Science, Wuhan University, Wuhan 430072, China)

**Abstract:** Return period is widely used for civil engineering planning, design and management. However, the climate change and human activities have broken the stationary condition of the hydrological series, which is the base for the hydrological frequency analysis. Therefore, it is necessary to develop a new method to calculate the return period of the hydrological elements concerned by people. Based on the two different concepts of return period, the four equations of calculating the return period under the stationary and non-stationary conditions have been summarized and developed while the assumption of the independence of the hydrological series can be satisfied. The equations of calculating the return period under the different conditions were applied in flood frequency at the Longchuan Station located on the Dongjiang River of Guangdong Province in China. The annual maximum peak discharge time series that are available from 1956 to 2009 have been taken in the return period calculation. The results of the return periods have also been discussed.

**Key words:** return period; stationary; non-stationary; time-varying moments; hydrologic frequency