

基于混合分布非一致性年径流序列频率参数的计算

成静清,宋松柏

(西北农林科技大学 水利与建筑工程学院,陕西 杨凌 712100)

[摘要] 【目的】在2个分布组成的混合分布假设下,研究非一致性年径流序列的频率参数计算问题,为陕北及关中地区的水资源利用与管理提供依据。【方法】假设非一致性年径流序列变异点前后的序列分别服从2个对数正态分布或2个P-III分布,全序列服从由这2个分布组成的混合分布,采用水文变异点综合诊断方法,确定非一致性年径流序列的变异点,最后采用模拟退火算法对混合分布序列进行频率参数估计。【结果】将基于混合分布非一致性年径流序列频率计算的方法应用于陕北及关中地区的实测平均流量序列,理论频率与经验分布拟合较好。【结论】混合分布模型是进行非一致性年径流序列频率计算的一种有效途径。

[关键词] 水文计算;年径流序列;频率参数计算;混合分布;水文变异;模拟退火算法

[中图分类号] P333.9

[文献标识码] A

[文章编号] 1671-9387(2010)02-0229-06

Calculation of hydrological frequency parameters of inconsistent annual runoff series based on mixed distribution

CHENG Jing-qing, SONG Song-bai

(College of Water Resources and Architectural Engineering, Northwest A&F University, Yangling, Shaanxi 712100, China)

Abstract: 【Objective】This paper explored the way of frequency calculation of inconsistent annual runoff series from mixed distribution(such as mixed-two lognormal distribution and mixed-two P-III distribution), in order to provide the basis for water resources utilization and management in Shaanbei and Guanzhong regions. 【Method】Based on the assumption that the inconsistent annual runoff series are composed by a mixed-two lognormal distribution and mixed-two P-III, comprehensive change-point analysis method was adopted to determine the change-point of inconsistent annual runoff series, and then simulated annealing algorithm was used to estimate parameters of mixed distribution respectively. 【Result】The hydrological frequency parameters calculation method based on mixed distribution is applied in inconsistent annual runoff frequency analysis of Shaanbei and Guanzhong region, theory frequency and experience distribution fitting well. 【Conclusion】Mixed distribution model is an effective way for frequency calculation of inconsistent annual runoff series.

Key words: hydrologic calculation; annual runoff series; calculation of frequency parameter; mixed distribution; hydrological variation; simulated annealing algorithm

近年来,由于受到频繁的人类活动和气候变化的影响(如森林砍伐、农田灌溉、城市化建设、跨流域调水、水库蓄水工程、全球气候变暖和厄尔尼诺现象

等),局部小气候和流域下垫面条件发生了较大变化,使得流域径流形成的物理机制也相应地发生了变化,从而破坏了天然水文资料的一致性,使其不能

* [收稿日期] 2009-07-06

[基金项目] 国家自然科学基金项目(50579065, 50879070); 西北农林科技大学优秀博士论文基金项目

[作者简介] 成静清(1986—),女,甘肃秦安人,在读硕士,主要从事水文水资源研究。E-mail:chengjingqingnn@163.com

[通信作者] 宋松柏(1965—),男,陕西永寿人,教授,主要从事水文水资源研究。E-mail:ssb6533@yahoo.com.cn

满足传统水文频率分析方法对水文序列同分布的假定^[1]。Singh等^[2]最早提出2个正态混合分布模型,并采用实测年最大洪水序列进行验证,得到了较好的结果。但由于当时计算机技术的限制,参数估计成了最大的问题。Cohen^[3]提出了采用五阶矩法进行参数估计,但小样本资料的高阶矩误差很大;后来,Leytham^[4]以及张士峰^[5]、杨珂玲等^[6]分别提出了混合分布的极大似然算法和极大似然EM算法,但其计算过程非常复杂,而且也仅仅局限于2个正态混合分布,不能计算其他线型组成的混合分布。我国学者谢平等^[1]基于随机水文学原理,提出了变化环境下非一致性年径流序列的频率计算方法,取得了一些研究进展。但目前非一致性年径流序列的频率计算仍是水文学的难题之一,至今尚未形成被广泛接受的统一方法。为此,本研究根据水文变异点的综合诊断结果,假设非一致性年径流序列变异点前后序列分别服从2个对数正态混合分布或2个P-III混合分布,全序列服从于由这2个分布组成的混合分布,以陕北和关中地区年平均径流量序列为列,试图从混合分布的角度探索非一致性年径流序列的频率计算问题,以期为该地区水资源的利用与管理提供依据。

1 非一致性年径流序列变异点的综合诊断

采用谢平等^[7]提出的水文时间序列变异点综合诊断方法,对年径流序列进行诊断。首先,采用过程线法、累积曲线斜率差异幅度分析法和Hurst系数法进行初步诊断^[8],以检验序列的随机性,即序列中是否存在确定性成分。接着,采用Lee-Heghinian法、有序聚类法^[9]、最优信息二分割法^[10]、R/S法^[11]、Brown-Forsythe法^[12]、滑动F法^[13]、滑动T法、滑动秩和法、滑动游程法和Mann-Kendall法等10种方法,分别对序列变异点进行详细诊断。然后,采用专家评分法进行综合诊断,每种方法评分总分为1(因为有时存在多个变异点),可根据变异点位置的可信度来调整分数的高低。若一种方法只检测出1个变异点,那么其分值应当为1(完全可信),或为0(不可信)。最后对各变异点综合权重进行加权平均和归一化处理,结合物理成因分析,综合权重最大的点为最可能变异点^[14]。

2 混合分布与参数估计

对于样本容量为n的非一致性水文时间序列

x,若其变异点为τ,则变异点之前的序列x_{n₁}(n₁=1,2,...,τ)服从分布f₁(x);变异点之后的序列x_{n₂}(n₂=τ+1,τ+2,...,n)服从分布f₂(x);整个序列服从混合分布f(x)^[15],即有:

$$f(x)=\alpha f_1(x)+(1-\alpha)f_2(x)。 \quad (1)$$

式中:f(x)为混合分布概率密度函数;f₁(x)、f₂(x)分别为变异点前后序列的概率密度函数,本研究采用2个对数正态混合分布或2个P-III混合分布;α为权重系数。式(1)中的参数采用模拟退火算法进行估计。

2.1 2个对数正态混合分布

2个对数正态混合分布情况下,式(1)中的f₁(x)、f₂(x)分别为:

$$f_1(x)=\frac{1}{x\sigma_{y1}\sqrt{2\pi}}\exp\left\{\frac{-[\log x-\mu_{y1}]^2}{2\sigma_{y1}^2}\right\}, \quad (2)$$

$$f_2(x)=\frac{1}{x\sigma_{y2}\sqrt{2\pi}}\exp\left\{\frac{-[\log x-\mu_{y2}]^2}{2\sigma_{y2}^2}\right\}。 \quad (3)$$

式中: μ_{y1} 和 μ_{y2} 分别为 x_i 系列取自然对数($y_i=\log x_i$)后形成序列的均值和标准差($i=1,2$)。因此,2个对数正态混合分布共有 α 、 μ_{y1} 、 σ_{y1} 、 μ_{y2} 和 σ_{y2} 等5个参数。

2.2 2个P-III混合分布

2个P-III混合分布情况下,式(1)中的f₁(x)、f₂(x)分别为:

$$f_1(x)=\frac{\beta_1^{a_1}}{\Gamma(\alpha_1)}(x-a_{01})^{a_1-1}e^{-\beta_1(x-a_{01})}, \quad (4)$$

$$f_2(x)=\frac{\beta_2^{a_2}}{\Gamma(\alpha_2)}(x-a_{02})^{a_2-1}e^{-\beta_2(x-a_{02})}。 \quad (5)$$

式中: α_i 、 β_i 和 a_{0i} 为 $f_i(x)$ 分布的形状、尺度和位置参数,可以表示为均值 \bar{x}_i 、变差系数 C_{vi} 和偏态系数 C_{si} ,即 $\bar{x}_i=(\alpha_i/\beta_i)+a_{0i}$, $C_{vi}=\sqrt{\alpha_i}/(\alpha_i+\beta_i a_{0i})$ 和, $C_{si}=2/\sqrt{\alpha_i}$, $i=1,2$ 。因此,2个P-III混合分布共有 α 、 \bar{x}_1 、 C_{v1} 、 C_{s1} 、 \bar{x}_2 、 C_{v2} 和 C_{s2} 等7个参数。

2.3 基于模拟退火算法的水文频率分布参数的估计

模拟退火算法^[16]是一种有效的全局优化算法,在组合优化问题的求解中,与以往的近似算法相比,其具有描述简单、使用灵活、运用广泛、运行效率高及受初始条件限制较少等特点,因此本研究选用模拟退火算法,进行水文频率分布参数的估计。

模拟退火算法的执行策略为:从一个任意解 X_0 开始探测整个解空间,通过扰动该解产生一个新解 X^N ,按照Metropolis准则判定是否接受新解,相应地下降控制温度。模拟退火算法主要步骤^[17]如下:

(1)采用矩法初估参数,给定一个初始最优点 X_0 ,以该点作为当前最优点 $X^0=X_0$,并计算其目标

函数值 $f(X^0)$ 。

(2) 设置初始温度 $T = T(0)$, 其中 $T(0)$ 足够大, 降温次数 $n=0$ 。

(3) 设置循环计数器的初值 $k=1$, 以及最大循环步数 LOOP_{\max} 。

(4) 对当前最优点 X^0 作随机变动, 产生一个新的最优点 X^N , 计算新的目标函数值 $f(X^N)$, 并计算目标函数值的增量 $\Delta f=f(X^N)-f(X^0)$ 。

(5) 如果 $\Delta f \leqslant 0$, 则接受该新产生的最优点 X^N 为当前最优点 $X^0=X^N$; 如果 $\Delta f > 0$, 计算 $p=\exp(-\Delta f/T)$; 如果 $p > \text{rand}(0,1)$, 则接受该新产生的最优点 X^N 为当前最优点 $X^0=X^N$; 否则 X^0 不改变。

(6) 如果 $k < \text{LOOP}_{\max}$, 则 $k=k+1$, 转向步骤(4)。

(7) 如果不满足收敛准则, 则根据温度更新函数更新温度, $T=T(n)$, 降温次数 $n=n+1$, 转向步骤(3); 如果满足收敛准则, 则输出当前最优点, 计算结束。收敛准则为没有新解产生或者控制参数小到一定程度。

3 实例分析

收集陕北地区 11 个水文站(神木(1956—2003

表 1 陕北及关中地区 14 个水文站年径流序列水文变异初步诊断结果

Table 1 Results of preliminary hydrological variation analysis of annual runoff series in 14 stations of Shaanbei and Guanzhong regions of Shaanxi Province

站名 Station	过程线法 Process line method	累积曲线斜率差异幅度分析法 Difference of cumulative slope method		Hurst 系数法 Hurst coefficient method			总分 Total	
		最大差异幅度/% Maximum difference	评分值 Mark	Hurst 系数 Hurst coefficient	变异程度 Variation degree	评分值 Mark		
神木 Shenmu	1	70	1	0.744 2	中变异 Medium variation	1	3	
绥德 Suide	0	52	1	0.589 6	无变异 No variation	0	1	
吴旗 Wuqi	0	48	0	0.579 9	无变异 No variation	0	0	
刘家河 Liujiahe	0	37	0	0.548 6	无变异 No variation	0	0	
交口河 Jiaokouhe	0	39	0	0.672 3	无变异 No variations	0	0	
志丹 Zhidan	0	52	1	0.625 0	无变异 No variation	0	1	
张村驿 Zhangcunyi	0	49	0	0.630 8	无变异 No variation	0	0	
枣园 Zaoyuan	1	41	0	0.755 5	中变异 Medium variation	1	2	
黄陵 Huangling	1	160	1	0.600 2	无变异 No variation	0	2	
安塞 Ansai	0	26	0	0.706 5	无变异 No variation	0	0	
杏河 Xinghe	0	42	0	0.721 0	无变异 No variation	0	0	
林家村 Linjiacun	1	74	1	0.773 5	中变异 Medium variation	1	3	
张家山 Zhangjiashan	1	61	1	0.694 3	中变异 Medium variation	1	3	
状头 Zhuangtou	1	81	1	0.691 8	中变异 Medium variation	1	3	

3.1.2 详细诊断 对于初步诊断的 6 个存在水文变异的序列, 分别采用 Lee-Heghinian 法、有序聚类法、最优信息二分割法、R/S 法、Brown-Forsythe

法、滑动 F 法、滑动 T 法、滑动秩和法、滑动游程法和 Mann-Kendall 法等 10 种方法, 进行序列变异点的详细诊断。为了确保每种方法之间的公平性, 根

3.1 非一致性年径流序列变异点的综合诊断

3.1.1 初步诊断 采用过程线法、累积曲线斜率差异幅度分析法和 Hurst 系数法对陕北地区 11 个水文站和关中地区 3 个水文站进行初步诊断, 表 1 用“评分值”对各个方法的诊断结果进行描述, 若有变异存在则评分为 1, 若无变异存在则评分为 0, 最后将得分累加, 若总分 ≥ 2 , 则判断该序列为非随机序列, 其变异点需要进一步确定。过程线法, 对于明显有波谷位于均值线上方的, 评分为 1; 累积曲线斜率差异幅度分析法, 对于最大差异幅度 $> 50\%$ 的, 评分为 1; Hurst 系数法, 将计算所得的 Hurst 系数对应于变异程度分级表, 有变异则评分为 1; 其余均评分为 0。结果(表 1)表明, 神木站、枣园站、黄陵站、林家村站、张家山站和状头站存在水文变异。

据各站序列长度的不同,将可信度较差的变异点评为0,没有检测出变异点的方法不参与评分。诊断结果及权重分配见表2。

表2 基于不同方法的6个水文站水文变异点的详细诊断

Table 2 Detailed hydrological change-point analysis of 6 stations based on different methods

检验方法 Test method	神木站 Shenmu		枣园站 Zaoyuan		黄陵站 Huangling		林家村站 Linjiacun		张家山站 Zhangjia-shan		庄头站 Zhuangtou	
	变异年份 Year	评分 Mark	变异年份 Year	评分 Mark	变异年份 Year	评分 Mark	变异年份 Year	评分 Mark	变异年份 Year	评分 Mark	变异年份 Year	评分 Mark
Lee-Heggian 法 Lee-Heggian method	1979	1	1996	1	2002	0	1993	0	1996	0	1994	0
有序聚类法 Orderly clustering method	1979	1	1996	1	2002	0	1993	0	1996	0	1994	0
最优信息二分割法 Two segmentation method of optimal information	1978	1	1993	1	2002	0	1964	1	1997	0	1995	0
R/S 法 R/S method	1993	1	1986	1	1976	1	1985	1	1954	1	1987	1
Brown-Forsythe 法 Brown-Forsythe method	1979	1	1996	1	1969	0	1985	1	1985	1	1985	1
滑动 F 法 Sliding F	1998	0	2000	0	1969	0	1993	0	1996	0	—	—
滑动 T 法 Sliding T	1979	1	1996	1	2001	0	1985	1	1985	1	1985	1
滑动秩和法 Sliding rank method	1979	1	1993	1	1985	1	1985	1	1985	1	1985	1
滑动游程法 Sliding run method	1979	1	—	—	—	—	1986	1	1972	1	1956	1
Mann-Kendall 法 Mann-Kendall method	1996	0	1997	1	1975	1	1991	0	1997	0	—	—
可能变异点 Possible change-point	1979		1996		1985		1985		1985		1985	
综合权重 Synthesis weights	0.75		0.50		0.33		0.67		0.60		0.60	

注:表中“—”表示无变异点。

Note: “—” means no change-point.

3.1.3 综合诊断 变异点的综合诊断包括变异点综合权重计算和物理成因分析2部分。综合权重计算按照以下方法进行^[14]:假设序列在详细诊断过程中找到 t 个可能变异点 $\{\tau_1, \tau_2, \dots, \tau_t\}$, 可能变异点 τ_i 在某种检验方法 $M_i (i=1, 2, \dots, m)$ 中所获得的评分为 S_i , 计算 τ_i 的评分之和 (Q_i): $Q_i = \sum_{i=1}^m S_i$, 则第 i 个变异点的综合权重 (σ_i) 为: $\sigma_i = Q_i / \sum_{i=1}^n Q_i$ 。当 $\sigma_i \neq \sigma_j$ 时, 选择综合权重较大者为最可能变异点进行成因分析; 当 $\sigma_i = \sigma_j$ 时, 则选择效率系数较大者为最可能变异点进行成因分析, 效率系数 R^2 可表示为:

$$R^2 = 1 - \frac{\sum_{i=1}^n (Q_{obs,i} - Q_{sim,i})^2}{\sum_{i=1}^n (Q_{obs,i} - \bar{Q}_{obs})^2} \quad (6)$$

式中: $Q_{obs,i} (i=1, 2, \dots, n)$ 为实测水文序列; Q_{obs} 为实测水文序列的均值; 对于变异点 τ_i , $Q_{sim,i}$ 可表示为 $Q_{sim,i} = \frac{1}{\tau_i} \sum_{i=1}^{\tau_i} Q_{obs,i}$; $Q_{sim,i} = \frac{1}{n - \tau_i} \sum_{i=\tau_i+1}^n Q_{obs,i}$ 。

由此可得上述各水文站变异点的综合权重(表2)。黄陵站3个可能变异点(1976, 1985和1975

年)的综合权重均为0.33(表2), 但其变异点为1985年时效率系数高于其他2点, 故选1985年为可能变异点。从20世纪70年代末开始, 陕北及关中地区一批中、小型水库相继建成蓄水, 并修建了与之配套的引水灌溉工程, 灌区大规模发展; 随着工农业生产水平的提高、人口的增长及人民生活水平的提高, 水资源开发利用程度也越来越高, 水环境和生态环境急剧恶化。因此, 经过物理成因分析, 本研究认为6个水文站的变异点即为表2中的可能变异点。

3.2 参数估计

采用模拟退火算法对2个对数正态混合分布和2个P-III混合分布的参数进行估计, 结果见表3和表4。

根据已求得的混合分布参数进行频率计算, 并采用离(残)差绝对值和最小准则(ABS)、离(残)差平方和最小准则(OLS)及相对离(残)差平方和最小准则(WLS)^[18-19], 对2种分布的拟合优度进行比较, 结果见表5。由表5可知, 黄陵站和张家山站ABS和WLS准则的判断结果与OLS准则的判断

结果不一致,最优分布按照 ABS 和 WLS 准则的判断结果进行选择;其余各站 3 种准则的判断结果表现一致。由此可知,枣园站和状头站的最优分布为 2 个对数正态混合分布,神木站、黄陵站、林家村站

和张家山站的最优分布为 2 个 P-III 混合分布,各水文站基于混合分布的理论频率曲线与经验点距均有较高的拟合度。

表 3 2 个对数正态混合分布的参数估计

Table 3 Parameters estimation of mixed-two lognormal distribution

站名 Station	α	μ_{y1}	σ_{y1}	μ_{y2}	σ_{y2}
神木 Shenmu	0.460	2.911	0.423	2.300	0.423
枣园 Zaoyuan	0.091	-0.323	1.353	-0.407	0.157
黄陵 Huangling	0.214	1.276	0.076	0.985	0.794
林家村 Linjiacun	0.701	4.301	0.460	2.167	0.460
张家山 Zhangjiashan	0.405	3.947	0.536	3.422	0.223
状头 Zhuangtou	0.600	3.281	0.315	3.058	0.473

表 4 2 个 P-III 混合分布的参数估计

Table 4 Parameters estimation of mixed-two P-III distribution

站名 Station	α	\bar{x}_1	C_{o1}	C_{s1}	\bar{x}_2	C_{o2}	C_{s2}
神木 Shenmu	0.145	11.570	2.674	0.933	15.597	0.161	0.517
枣园 Zaoyuan	0.521	0.680	0.773	1.420	0.837	0.031	0.420
黄陵 Huangling	0.540	3.825	0.951	2.327	3.382	0.364	2.230
林家村 Linjiacun	0.715	77.271	0.368	0.466	42.768	1.090	0.660
张家山 Zhangjiashan	0.932	53.843	0.462	1.403	43.417	0.103	0.610
状头 Zhuangtou	0.719	27.787	0.420	1.136	22.300	0.261	0.385

表 5 不同混合分布的拟合优度比较

Table 5 Goodness-of-fit contrast on different mixed distributions

站名 Station	2 个对数正态混合分布 Mixed-two lognormal distribution			2 个 P-III 混合分布 Mixed-two P-III distribution			最优分布 The optimal distribution
	ABS	OLS	WLS	ABS	OLS	WLS	
神木 Shenmu	0.313	0.004	0.352	0.271	0.003	0.152	2 个 P-III 混合分布 Mixed-two P-III
枣园 Zaoyuan	0.008	6×10^{-6}	0.054	0.013	1.7×10^{-5}	0.130	2 个对数正态混合分布 Mixed-two lognormal
黄陵 Huangling	0.090	4.6×10^{-6}	0.240	0.073	3×10^{-4}	0.126	2 个 P-III 混合分布 Mixed-two P-III
林家村 Linjiacun	3.242	0.233	1.506	1.604	0.074	0.587	2 个 P-III 混合分布 Mixed-two P-III
张家山 Zhangjiashan	1.064	0.026	0.067	1.040	0.031	0.060	2 个 P-III 混合分布 Mixed-two P-III
状头 Zhuangtou	0.679	0.020	0.398	0.696	0.022	0.411	2 个对数正态混合分布 Mixed-two lognormal

4 结论

假设非一致性年径流序列变异点前后的序列分别服从 2 个对数正态混合分布或 2 个 P-III 混合分布,全序列服从由这 2 个分布组成的混合分布,可得如下结论。

1) 采用变异点综合诊断方法和物理成因分析,可以较准确地找出非一致性年径流序列的变异点。

2) 采用模拟退火算法估计混合分布参数,可以克服人工适线误差较大的缺点,最终得到精确可靠的参数。

3) 基于混合分布的非一致性年径流频率分析计算过程,包括统计分析和成因分析 2 部分,这说明其

在统计和成因上均具备适用性,因此可以根据不同情况,选取不同的子分布以满足拟合优度的要求,从而保障其方法上的灵活性。从拟合优度来看,混合分布模型是一种有效地描述非一致性年径流序列频率分布的模型。

[参考文献]

- [1] 谢平,陈广才,夏军.变化环境下非一致性年径流序列的水文频率计算原理 [J].武汉大学学报:工学版,2005,38(6):6-15.
Xie P, Chen G C, Xia J. Hydrological frequency calculation principle of inconsistent annual runoff series under changing environments [J]. Journal of Wuhan University: Engineering Edition, 2005, 38(6): 6-15. (in Chinese)

- [2] Singh K P, Sinclair R A. Two-distribution method for flood frequency analysis [J]. Journal of Hydraulics Division, 1972, 98(1):29-44.
- [3] Cohen A C. Estimation in mixtures of two normal distribution [J]. Techno Metrics, 1967, 9(1):15-28.
- [4] Leytham K M. Maximum likelihood estimates for the parameters of mixed distributions [J]. Water Resources Research, 1984, 20(7):896-902.
- [5] 张士峰. 混合正态分布参数极大似然估计的EM算法 [J]. 飞行器测控学报, 2004, 23(4):47-52.
Zhang S F. EM algorithm and application in parameter estimation for Gaussian mixture [J]. Journal of Spacecraft TT&C Technology, 2004, 23(4):47-52. (in Chinese)
- [6] 杨珂玲, 韩慧芳. 两混合正态分布的参数估计方法 [J]. 黄冈师范学院学报, 2006, 26(3):16-20.
Yang K L, Han H F. A method on estimation of the parameters in the mixture of two normal distributions [J]. Journal of Huanggang Normal University, 2006, 26(3):16-20. (in Chinese)
- [7] 谢平, 陈广才, 李德, 等. 水文变异综合诊断方法及其应用研究 [J]. 水电能源科学, 2005, 23(2):11-14.
Xie P, Chen G C, Li D, et al. Comprehensive diagnosis method of hydrologic time series change-point analysis [J]. Hydroelectric Energy, 2005, 23(2):11-14. (in Chinese)
- [8] 夏军, 穆宏强, 邱训平, 等. 水文序列的时间变异性分析 [J]. 长江职工大学学报, 2001, 18(3):1-4.
Xia J, Mu H Q, Qiu X P, et al. Analysis of time variability for hydrological series [J]. Journal of Changjiang Vocational University, 2001, 18(3):1-4. (in Chinese)
- [9] 王文圣, 丁晶, 金菊良, 等. 随机水文学 [M]. 北京: 中国水利水电出版社, 2008.
Wang W S, Ding J, Jin J L, et al. Stochastic hydrology [M]. Beijing: China Waterpower Press, 2008. (in Chinese)
- [10] 肖宜, 夏军, 申明亮, 等. 差异信息理论在水文时间序列变异点诊断中的应用 [J]. 中国农村水利水电, 2001(11):28-30.
Xiao Y, Xia J, Shen M L, et al. Differences of information theory in the change-point diagnosis of hydrological time series [J]. China Rural Water and Hydropower, 2001(11):28-30. (in Chinese)
- [11] 王孝礼, 胡宝清, 夏军. 水文时序趋势与变异点的R/S分析法 [J]. 武汉大学学报: 工学版, 2002, 35(2):10-12.
Wang X L, Hu B Q, Xia J. R/S analysis method of trend and aberrance point on hydrological time series [J]. Journal of Wuhan University: Engineering Edition, 2002, 35(2):10-12.
- [12] 张一驰, 周成虎, 李宝林, 等. 基于Brown-Forsythe检验的水文序列变异点识别 [J]. 地理研究, 2005, 24(5):741-748.
Zhang Y C, Zhou C H, Li B L, et al. Brown-Forsythe based method for detecting change points in hydrological time series [J]. Geographical Research, 2005, 24(5):741-748. (in Chinese)
- [13] 陈广才, 谢平. 水文变异的滑动F识别与检验方法 [J]. 水文, 2006, 26(2):57-60.
Chen G C, Xie P. Slide F test of change-point analysis [J]. Journal of China Hydrology, 2006, 26(2):57-60. (in Chinese)
- [14] 谢平, 陈广才, 雷红富, 等. 变化环境下地表水资源评价方法 [M]. 北京: 科学出版社, 2009.
Xie P, Chen G C, Lei H F, et al. Water resource evaluation method under changing environments [M]. Beijing: Science Press, 2009. (in Chinese)
- [15] Alila Y, Mtiraoui A. Implications of heterogeneous flood-frequency distributions on traditional stream-discharge prediction techniques [J]. Hydrological Processes, 2002, 16:1065-1084.
- [16] 谢云. 模拟退火算法的原理及实现 [J]. 高等学校计算数学学报, 1999(3):212-218.
Xie Y. Principle and realization of the simulated annealing algorithm [J]. Numerical Mathematics a Journal of Chinese Universities, 1999(3):212-218. (in Chinese)
- [17] 韩小雷. 粒子群-模拟退火融合算法及其在函数优化中的应用 [D]. 武汉: 武汉理工大学, 2008.
Han X L. The particle Swarm-Simulated annealing fusion algorithm and its application in function optimization [D]. Wuhan: Wuhan University of Technology, 2008. (in Chinese)
- [18] 水利部长江水利委员会水文局, 水利部南京水文水资源研究所. 水利水电工程设计洪水计算手册 [M]. 北京: 水利水电出版社, 1995.
Bureau of Hydrology of Changjiang Water Resources Commission of China, Nanjing Institute of Hydrology and Water Resources the Ministry of Water Resources. Design flood calculating for water resources and hydropower projects [M]. Beijing: China Waterpower Press, 1995. (in Chinese)
- [19] 宋松柏, 康艳. 3种智能优化算法在设计洪水频率曲线适线法中的应用 [J]. 西北农林科技大学学报: 自然科学版, 2008, 36(2):205-209.
Song S B, Kang Y. Design flood frequency curve optimization fitting method based on 3 intelligent optimization algorithms [J]. Journal of Northwest A&F University: Natural Science Edition, 2008, 36(2):205-209. (in Chinese)