

▪ 水土资源与环境 ▪

文章编号: 1672-3317(2023)07-0075-11

径流变异对黑河流域上游径流 统计特征与频率分析的影响

席海潮¹, 解阳阳^{1,2*}, 刘赛艳¹, 黄成剑¹, 沈腾¹, 张钦¹

(1.扬州大学 水利科学与工程学院, 江苏 扬州 225009;

2.扬州大学 现代农村水利研究院, 江苏 扬州 225009)

摘要:【目的】受环境变化的影响, 流域径流表现出显著的变异特征, 研究径流统计特征和频率分析对水资源规划和水利工程建设具有重要意义。【方法】以黑河流域上游年径流量和年最大洪峰流量为研究对象, 分别采用定宽窗口(A型窗口)和变宽窗口(B型窗口)2种分析窗口截取的径流序列(窗口序列)进行分析, 利用优化逐点法分析窗口序列的统计特征, 并推求径流设计值。应用线性趋势分析法、MMK检验法和启发式分割法对窗口序列进行趋势和突变分析。【结果】①年径流量估计参数 Ex 在A、B型窗口分析中呈显著增加趋势并存在突变, Cv 在A型窗口分析中呈显著增加趋势, 在B型窗口分析中存在突变。 Cs 在B型窗口分析中存在突变。年径流量不同频率设计值在A、B型窗口分析中呈显著增加趋势并存在突变。②年最大洪峰估计参数 Cv 在A型窗口分析中存在突变, Ex 在B型窗口分析中存在突变, Cs 在B型窗口分析中呈显著增加趋势并存在突变。年最大洪峰不同频率设计值在A型窗口分析中存在增加趋势但不显著并存在突变, 在B型窗口分析中存在显著增加趋势和突变。【结论】当径流过程发生变异时, 在径流序列足够长的情况下, 径流序列的长度越长, 越能削弱径流序列波动性对径流序列统计特征和频率分析的影响。对于波动剧烈的径流序列, 更应该使用长序列进行水文频率分析。

关键词: 时变特征; 频率分析; 趋势检验; 启发式分割法; 黑河流域

中图分类号: P333

文献标志码: A

doi: 10.13522/j.cnki.ggps.2022247

OSID:



席海潮, 解阳阳, 刘赛艳, 等. 径流变异对黑河流域上游径流统计特征与频率分析的影响[J]. 灌溉排水学报, 2023, 42(7): 75-85.

XI Haichao, XIE Yangyang, LIU Saiyan, et al. Runoff Variation and Its Effect on Statistical Characteristics and Frequency of Runoff in the Upper Reaches of Heihe River Basin[J]. Journal of Irrigation and Drainage, 2023, 42(7): 75-85.

0 引言

【研究意义】水文频率计算是各类水利工程规划和管理的主要依据^[1]。其是综合运用数理统计方法, 分析水文事件的统计规律, 通过参数估计方法推求水文分布函数的参数, 根据分布函数推求水文变量设计值的过程^[2]。受环境变化的影响, 流域径流序列表现出显著的变异特征, 改变了原始径流序列的统计参数。对依据水文序列平稳性假设的传统水资源规划和管理带来很多挑战^[3]。【研究进展】杜懿等^[4]对各时间序列进行变异诊断, 分别采用基于跳跃诊断的二次修正法、混合分布法和分解合成法等非一致性水文频率分析方法, 计算得到各水文站

不同重现期的设计年径流量。马钰其等^[5]采用 Hurst 系数法、Spearman 秩次相关检验和 Bayesian 变点分析等方法对径流序列进行变异诊断, 然后采用水文序列振动中心重构方法对变异序列进行一致性修正, 再对修正后的序列进行水文频率分析, 计算不同频率的设计年径流量。鲁帆等^[6]采用 GAMLSS 模型, 研究黄河干流年径流系列的非一致性水文频率计算方法, 计算出不同频率的设计年径流量。Liu 等^[7]采用去平稳性方法去除潜在驱动因素的非平稳影响, 将非平稳年径流序列转化为平稳重构序列。Li 等^[8]通过将非平稳序列转化为平稳的机制导向重构序列来解决非一致性水文序列的频率分析问题, 计算不同频率的设计值并将其与非一致性水文序列结果相比较。【切入点】径流统计特征值可以直观地反映流域径流量的变化情况, 统计特征值是否发生变化关系到水文变量设计值的计算精度, 并影响到流域水利工程的安危。以往文献多是基于还原或还原方法对发生变异的年径流量序列进行频率分析, 对变异条件下径流(年径流量和年最大洪峰流量)序列统

收稿日期: 2022-05-02 修回日期: 2023-03-15 网络出版日期: 2023-05-10
基金项目: 国家自然科学基金项目(52009116); 江苏省自然科学基金项目(BK20200959, BK20200958); 中国博士后科学基金项目(2018M642338); 扬州市软科学研究课题(2022187)
作者简介: 席海潮(1998-), 男, 江苏连云港人。硕士研究生, 研究方向为水文与水资源。E-mail: 1592943370@qq.com
通信作者: 解阳阳(1986-), 男, 山东巨野人。助理研究员, 博士, 主要从事水资源系统分析与优化研究。E-mail: xieyangyang@yzu.edu.cn
©《灌溉排水学报》编辑部, 开放获取 CC BY-NC-ND 协议

计特征值的时变性研究明显不足,也未能揭示径流序列统计特征值时变性对水文频率分析的影响。

【拟解决的关键问题】本研究旨在揭示径流发生变异后对径流统计特征和频率分析所产生的影响。以年径流量和年最大洪峰流量为研究对象,针对径流统计特征和频率分析,分别采用线性趋势分析法、改进的 Mann-Kendall 趋势检验法和启发式分割法进行趋势和突变分析,探索其是否存在显著的时变特征。径流统计特征和频率分析可为流域水资源开发利用和防洪提供依据。另外,年最大洪峰流量比年径流量变化更为剧烈,波动性可能会对一定长度下的径流序列的统计特征和频率分析带来影响。综上所述,本研究将分别从序列长度和序列波动性 2 个角度揭示径流变异对统计特征和频率分析的影响。研究结果可为黑河流域上游水资源开发利用提供有力支撑,也可为其他流域水资源规划与管理提供重要参考。

1 材料与方方法

1.1 研究区概况与数据

黑河是我国第二大内陆河,源于青海省祁连县,地跨青海、甘肃和内蒙古三省。黑河流域以出山口水文站莺落峡站以上的区域为黑河上游,河道长约 303 km,流域面积约为 10 万 km², 占总流域面积的 10% 左右,是黑河流域主要的产水区^[9]。

本研究以黑河流域莺落峡站为例,选用该站 1945—2020 年年径流量和 1948—2020 年年最大洪峰流量进行水文频率计算,分析其估计参数和设计值的时间变化趋势。数据来源于黄河水利委员会黑河流域管理局。

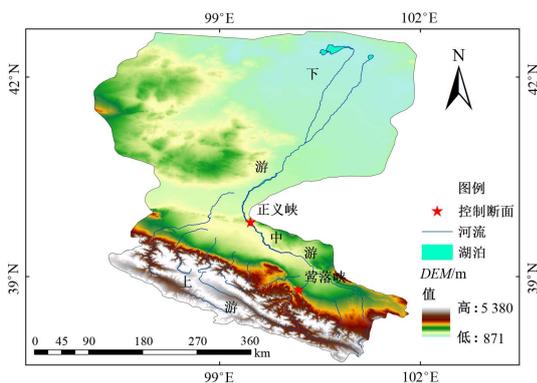


图 1 黑河流域高程及水系

Fig.1 Elevation and water system of Heihe River basin

1.2 研究方法

1.2.1 滑动窗口分析法^[10]

1) 定点变宽窗口 (A 型窗口) 分析

A 型窗口分析主要考察序列长度对径流序列的统计特征和频率分析的影响。对黑河上游 1945—2020 年年径流量和 1948—2020 年年最大洪峰流量分

别采用优化适线法^[11]估计其参数和设计值。在数理统计中,30 为大样本容量的经验下限值^[12]。以 30 a 为窗口初始宽度^[13],步长为 1 a,从径流序列起始年开始滑动,不断截取 A 型窗口序列,并对各窗口序列进行编号。编号规则:1 表示第 1 个 A 型窗口序列的编号(起止时间分别为 1945 年和 1974 年),2 表示第 2 个 A 型窗口序列的编号(起止时间分别为 1945 年和 1975 年),依此类推,可得到 47 组年径流量和 44 组洪峰流量的 A 型窗口序列。

2) 变点定宽窗口 (B 型窗口) 分析

B 型窗口分析重点探究序列波动性对径流序列的统计特征和频率分析的影响。对黑河上游 1945—2020 年年径流量和 1948—2020 年年最大洪峰流量分别采用优化适线法估计其参数和设计值。保持 30 a 为窗口宽度,步长为 1 a,从径流序列起始年开始滑动,不断截取 B 型窗口序列,并对各窗口序列进行编号。编号规则:1 表示第 1 个 B 型窗口序列的编号(起止时间分别为 1945 年和 1974 年),2 表示第 2 个 B 型窗口序列的编号(起止时间分别为 1946 年和 1975 年),依此类推,可得到 47 组年径流量和 44 组洪峰流量的 B 型窗口序列。

1.2.2 改进的 Mann-Kendall 趋势检验法

显著的序列自相关性会影响序列的方差,继而干扰时间序列的趋势检验结果。由于原始的 Mann-Kendall 检验法没有考虑序列自相关性的影响^[14],故本研究选用改进的 Mann-Kendall 趋势检验法(简称“MMK 检验法”)进行趋势检验。研究表明 MMK 检验法在序列存在显著自相关性的情况下是稳健的^[15]。

在 MMK 检验法中,引入修正系数对原始方差进行修改

$$v(S) = \frac{\sigma^2}{n_b^*} = \text{var}(S) \frac{n}{n_b^*}, \quad (1)$$

式中: S 为检验统计量^[16]; $\frac{n}{n_b^*}$ 为修正系数。

$$\frac{n}{n_b^*} = 1 + \frac{2}{n(n-1)(n-2)} \sum_{i=1}^{n-1} (n-i)(n-i-1)(n-i-2)\rho_S(i), \quad (2)$$

式中: $\rho_S(i)$ 为秩序列的第 i 阶自相关系数。

Kendall 在 1955 年^[17]给出计算 $\rho_S(i)$ 的方程:

$$\rho_S(i) = 6\arcsin(\rho(i)/2) / \pi, \quad (3)$$

式中: $\rho(i)$ 为原始序列第 i 阶自相关系数。

在式 (3) 中, $\rho(i)$ 为总体自相关系数,可用样本自相关系数 r_i 来估计。样本自相关系数 r_i 的计算公式为:

$$r_i = \frac{\sum_{t=1}^{n-i} (x_{t+1} - \bar{x})(x_t - \bar{x})}{\sum_{t=1}^n (x_t - \bar{x})^2}, i = 0, 1, 2, \dots, m, m \ll n. \quad (4)$$

样本自相关系数 r_i 对总体自相关系数 $\rho(i)$ 的估计精度随着 i 的增大而降低^[18]。此外，一阶自相关系数 (r_1) 对趋势检验的影响最为突出^[19]。因此，本研究在用 MMK 检验法对径流序列进行趋势检验时，仅考虑 r_1 的影响。

得到自相关系数 r_1 后，计算其显著性容许限 (取显著性水平 $\alpha=5\%$)：

$$r_i(\alpha=5\%) = \frac{-1 \pm 1.96\sqrt{n-i-1}}{n-i}, \quad (5)$$

式中：取“+”时为容许上限，取“-”时为容许下限。

如果 r_1 位于容许上下限之外，则认为序列的一阶自相关性显著；否则，序列的一阶自相关性不显著， $r_1=0$ 。

标准化检验统计量：

$$Z=S/(\nu(S))^{0.5}, \quad (6)$$

当 $|Z|>Z_{1-\alpha/2}$ 时，表明序列存在显著的趋势；否则，不存在显著的趋势。

1.2.3 启发式分割法

启发式分割法是一种检验非平稳时间序列的有效方法，在医学、水利等相关邻域已有一定的应用^[20]。因此，本研究选用启发式分割法进行序列均值突变检验。假设时间序列 $X(t)$ 的长度为 N ，从左到右滑动分割点，计算各分割点左右两侧的均值 $\mu_1(i)$ 、 $\mu_2(i)$ 和标准差 $S_1(i)$ 、 $S_2(i)$ ，分割点的合并偏差表示为：

$$S_D(i) = \left(\frac{(N_1 - 1)S_1(i)^2 + (N_2 - 1)S_2(i)^2}{N_1 + N_2 - 2} \right)^{\frac{1}{2}} \left(\frac{1}{N_1} + \frac{1}{N_2} \right)^{\frac{1}{2}}, \quad (7)$$

式中： N_1 、 N_2 为分割点左右两部分子序列的长度。

采用 t 检验的统计量 T 来量化分割点左右两侧

均值的差异：

$$T = \left| \frac{\mu_1(i) - \mu_2(i)}{S_D} \right|, \quad (8)$$

在式 (8) 中， T 越大，表示分割点左右两侧的均值差异越大。确定各分割点中 T 的最大值 T_{\max} ，计算 T_{\max} 对应的概率 $P(T_{\max})$ ，即事件 $T \leq T_{\max}$ 的概率：

$$P(T_{\max}) = P(T \leq T_{\max}), \quad (9)$$

在一般情况下， T_{\max} 可以近似表示为：

$$P(T_{\max}) \approx (1 - I_{\nu/(v+T_{\max}^2)})(\delta_v, \delta)^{\eta}, \quad (10)$$

在式 (10) 中，由蒙特卡洛模拟可以得到 $\eta=4.19\ln N-11.54$ ， $\delta=0.4$ ， $V=N-2$ ， $I_x(a,b)$ 为不完全 β 函数。

在实际检验中，预设一个临界值 P_0 和序列的最小分割长度 l_0 ，若 $P(T_{\max}) \geq P_0$ 且分割的子序列长度大于 l_0 ，则在该点处继续分割序列，否则停止分割系列。通过上述操作， $P(T_{\max}) \geq P_0$ 对应的分割点即为序列均值的突变点。本研究选取 $P_0=0.95$ ， $l_0=11$ ^[21]。

2 结果与分析

2.1 黑河流域上游年径流量时变特征分析

1) 均值突变检验

采用启发式分割法对不同年径流窗口序列均值突变进行检验，结果如图 2 所示 (图中红色实线表示统计显著性概率 0.95 临界值)。A 型窗口分析中 Ex 在 15 和 34 发生突变。 Cs 在 16 和 36 发生突变。B 型窗口分析中 Ex 在 32 发生突变， Cv 在 16 发生突变。

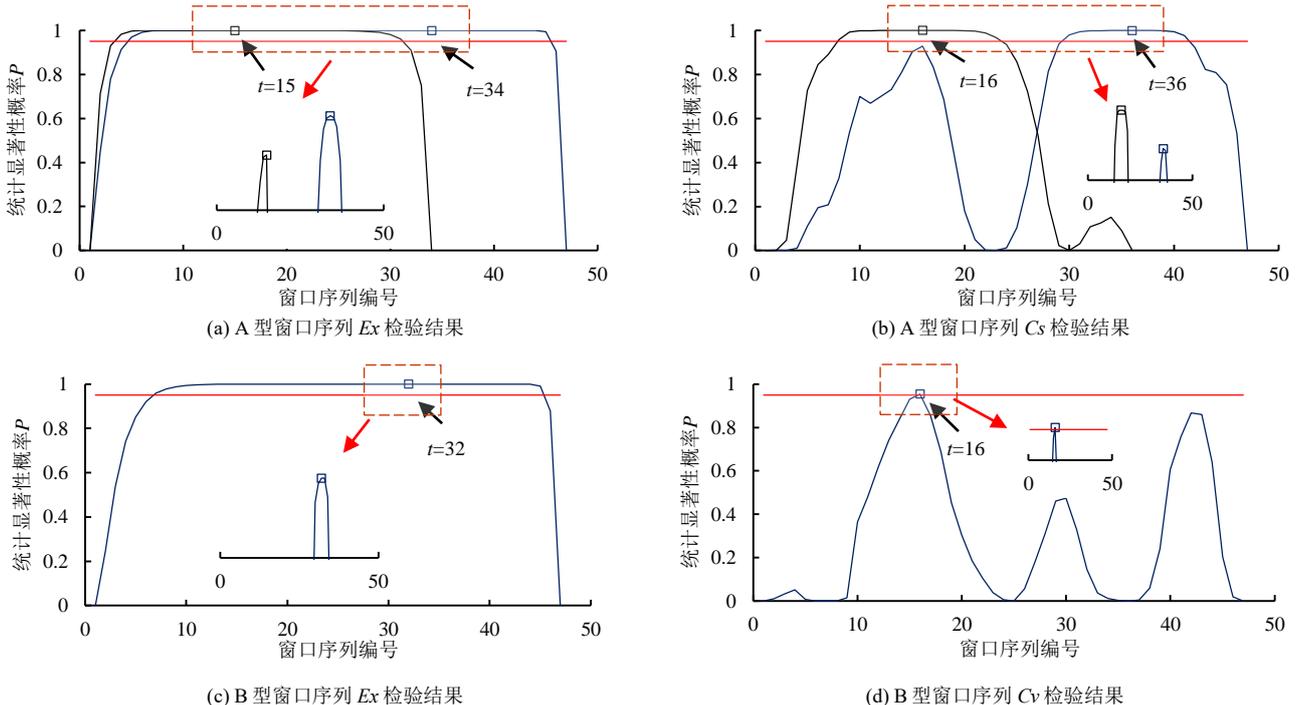


图 2 滑动窗口分析法下启发式分割突变检验结果

Fig.2 Results of heuristic split mutation test under sliding window analysis method

2) 变化趋势分析

采用线性趋势分析法和 MMK 检验法对不同年径流窗口序列进行趋势分析, 结果如图 3 所示。

①整体趋势分析

如图 3 (a)、图 3 (c)、图 3 (e) 所示 (注: (✓) 表示 Z 值超过 $\alpha=0.05$ 的显著性水平, (×) 表示未超过), A 型窗口分析中, Ex 的趋势变化率为 0.03 ($P<0.01$), 呈显著的增加趋势 ($Z=5.83$)。 Cv 的趋势变化率为 0.000 3 ($P<0.01$), 呈显著的增加趋势 ($Z=2.67$)。 Cs 的趋势变化率为-0.001 4 ($P>0.01$), 减小趋势不显著 ($Z=0.81$)。 B 型窗口分析中, Ex 的趋势变化率为 0.07 ($P<0.01$), 呈显著的增加趋势 ($Z=5.86$)。 Cv 的趋势变化率为 0.000 06 ($P>0.01$), 增加趋势不显著 ($Z=0.81$)。 Cs 的趋势变化率为-0.000 5 ($P>0.01$), 减小趋势不显著 ($Z=0.16$)。

②局部趋势分析

如图 3 (b)、图 3 (d)、图 3 (f) 所示, A 型窗

口分析中, 将 Ex 分为三段, 1~15 的趋势变化率为 0.03 ($P<0.01$), 呈显著的增加趋势 ($Z=3.07$); 15~34 的趋势变化率为 0.01 ($P<0.01$), 呈显著的增加趋势 ($Z=3.39$); 34~47 的趋势变化率为 0.06 ($P<0.01$), 呈显著的增加趋势 ($Z=3.99$)。将 Cs 分为三段, 1~16 的趋势变化率为 0.000 2 ($P>0.01$), 增加趋势不显著 ($Z=0.74$); 16~36 的趋势变化率为-0.01 ($P<0.01$), 减小趋势不显著 ($Z=1.56$); 36~47 的趋势变化率为-0.01 ($P>0.01$), 减小趋势不显著 ($Z=1.52$)。 B 型窗口分析中, 将 Ex 分为两段, 1~32 的趋势变化率为 0.04 ($P<0.01$), 呈显著的增加趋势 ($Z=4.67$); 32~47 的趋势变化率为 0.12 ($P<0.01$), 呈显著的增加趋势 ($Z=4.03$)。将 Cv 分为两段, 1~16 的趋势变化率为-0.000 4 ($P>0.01$), 呈显著的减小趋势 ($Z=3.05$); 16~47 的趋势变化率为-0.000 3 ($P>0.01$), 减小趋势不显著 ($Z=1.35$)。

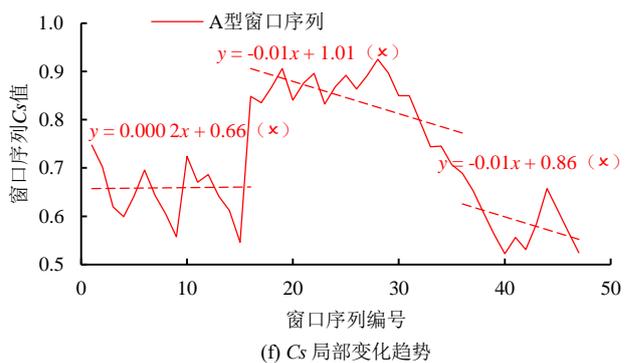
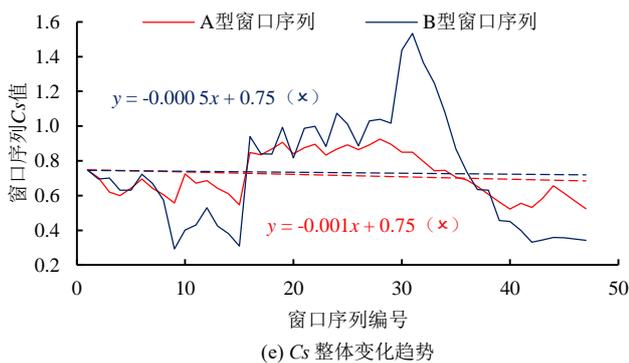
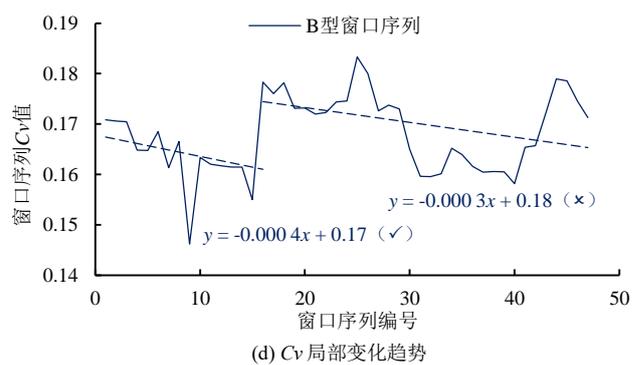
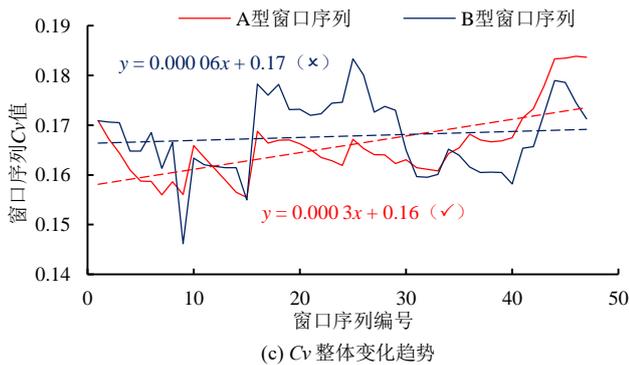
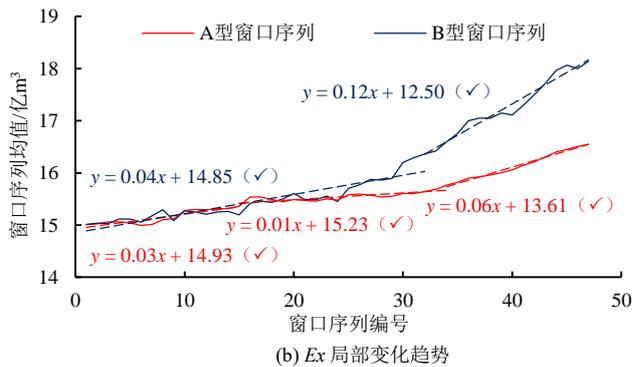
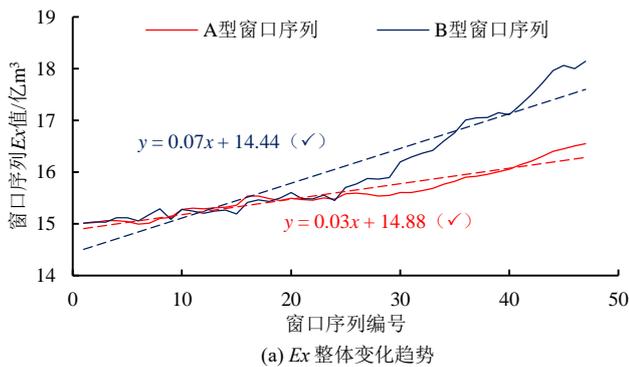


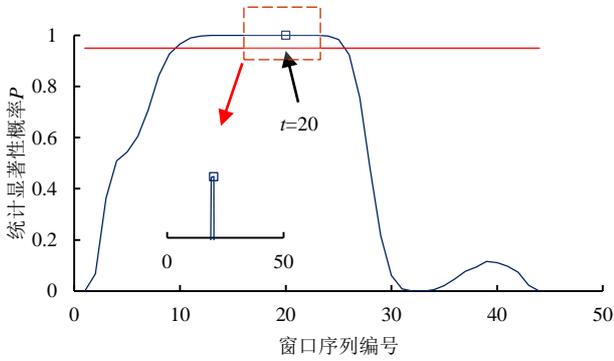
图 3 滑动窗口分析法下年径流量估计参数变化趋势

Fig.3 Trends in annual runoff estimation parameters under the sliding window analysis method

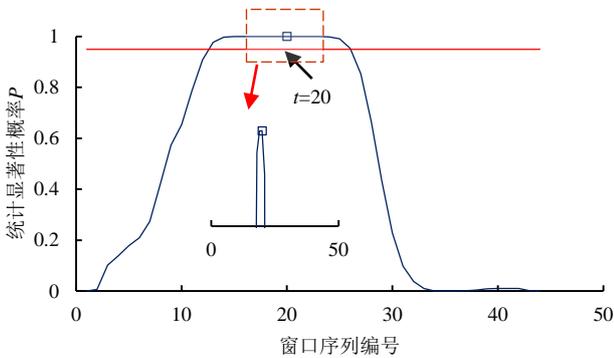
2.2 黑河流域上游年最大洪峰流量时变特征分析

1) 均值突变检验

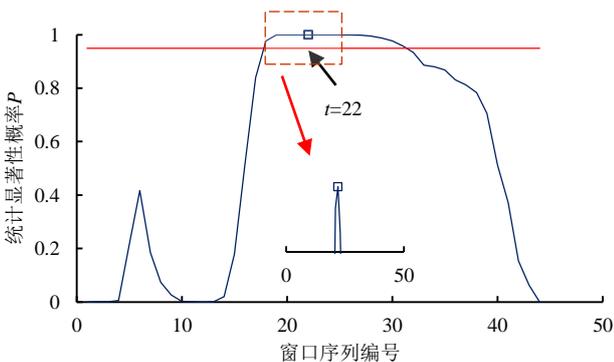
采用启发式分割法对不同年最大洪峰流量窗口序列均值突变进行检验，结果如图 4 所示。A 型窗口分析中 C_v 和 C_s 在 20 发生突变。B 型窗口分析中 Ex 在 22 发生突变， C_v 和 C_s 在 19 发生突变。



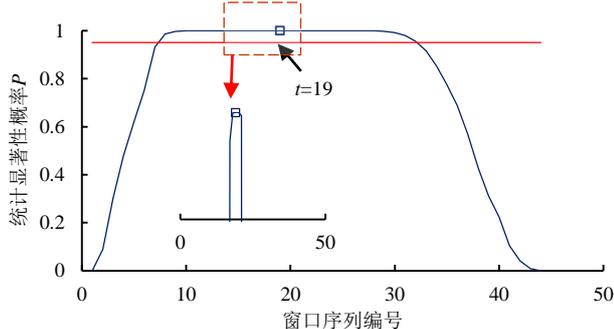
(a) A 型窗口序列 C_v 检验结果



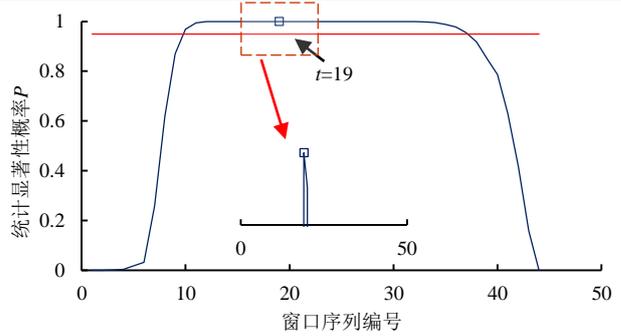
(b) A 型窗口序列 C_s 检验结果



(c) B 型窗口序列 Ex 检验结果



(d) B 型窗口序列 C_v 检验结果



(e) B 型窗口序列 C_s 检验结果

图 4 滑动窗口分析法下启发式分割突变检验结果

Fig.4 Results of heuristic split mutation test under sliding window analysis method

2) 变化趋势分析

采用线性趋势分析法和 MMK 检验法对不同年最大洪峰流量窗口序列进行趋势分析，结果如图 5 所示。

①整体趋势分析

如图 5 (a)、图 5 (c)、图 5 (e) 所示，A 型窗口分析中 Ex 的趋势变化率为 0.03 ($P>0.01$)，增加趋势不显著 ($Z=0.06$)。 C_v 的趋势变化率为 0.000 9 ($P<0.01$)，增加趋势不显著 ($Z=1.29$)。 C_s 趋势变化率为 0.004 ($P<0.01$)，增加趋势不显著 ($Z=0.93$)。 B 型窗口分析中 Ex 的趋势变化率为 0.52 ($P<0.01$)，增加趋势不显著 ($Z=1.85$)。 C_v 的趋势变化率为 0.004 ($P<0.01$)，增加趋势不显著 ($Z=1.91$)。 C_s 的趋势变化率为 0.03 ($P<0.01$)，呈显著的增加趋势 ($Z=3.76$)。

②局部趋势分析

如图 5 (b)、图 5 (d)、图 5 (f) 所示。A 型窗口分析中，将 C_v 分为两段，1~20 的趋势变化率为 0.000 5 ($P>0.01$)，增加趋势不显著 ($Z=0.37$)；20~44 的趋势变化率为-0.003 ($P<0.01$)，呈显著的减小趋势 ($Z=3.87$)。将 C_s 分为两段，1~20 的趋势变化率为-0.003 ($P>0.01$)，呈显著的减小趋势 ($Z=2.72$)；20~44 的趋势变化率为-0.01 ($P<0.01$)，呈显著的减小趋势 ($Z=3.84$)。 B 型窗口分析中，将 Ex 分为两段，1~22 的趋势变化率为-1.630 8 ($P<0.01$)，呈显著的减小趋势 ($Z=2.49$)；22~44 的趋势变化率为 0.097 4 ($P>0.01$)，增加趋势不显著 ($Z=0.56$)。将 C_v 分为两段，1~19 的趋势变化率为 0.000 4 ($P>0.01$)，增加趋势不显著 ($Z=0.74$)；19~44 的趋势变化率为-0.000 7 ($P>0.01$)，呈显著的减小趋势 ($Z=4.39$)。将 C_s 分为两段，1~19 的趋势变化率为-0.02 ($P>0.01$)，减小趋势不显著 ($Z=0.71$)；19~44 的趋势变化率为 0.01 ($P<0.01$)，呈显著的增加趋势 ($Z=3.81$)。

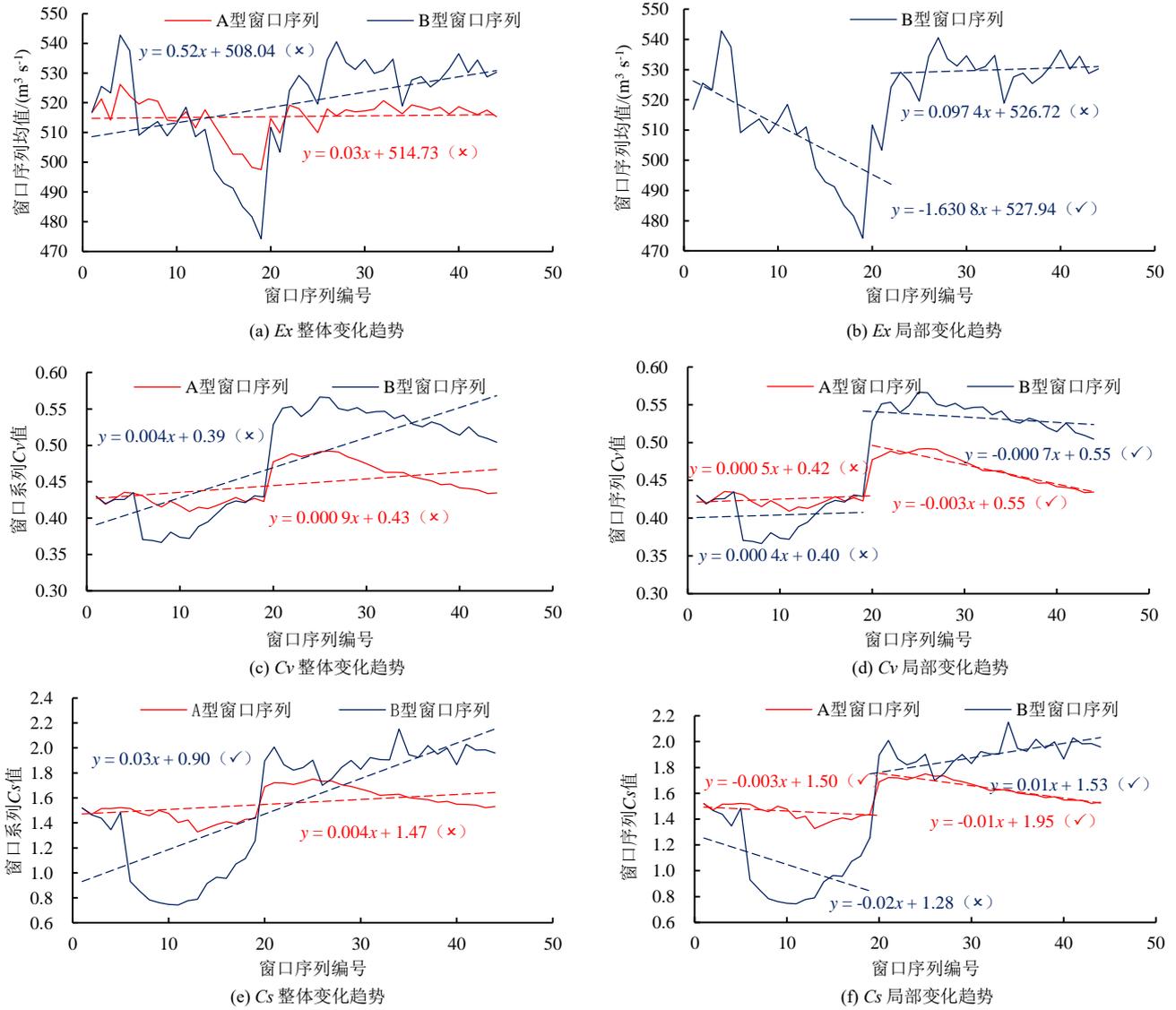


图5 滑动窗口分析法下年最大洪峰流量估计参数变化趋势

Fig.5 Trends in estimated parameters of annual maximum flood flow under the sliding window analysis method

2.3 黑河流域上游年径流量频率分析

1) 均值突变检验

采用启发式分割法对不同年径流设计值窗口序列均值突变进行检验,结果如表1所示。A型窗口分析中75%频率设计值在11和32发生突变。50%频率设计值在10和35发生突变。25%频率设计值在14和35发生突变。B型窗口分析中75%频率设计值在31发生突变。50%和25%频率设计值在34发生突变。

表1 滑动窗口分析法下年径流量设计值启发式分割突变检验结果

Table 1 Results of heuristic split mutation test for annual runoff design values under sliding window analysis method

A型窗口序列设计频率	突变点	B型窗口序列设计频率	突变点
P=75%	11	P=75%	31
	32		
P=50%	10	P=50%	34
	35		
P=25%	14	P=25%	34
	35		

2) 变化趋势分析

采用线性趋势分析法和MMK检验法对不同年径流设计值窗口序列进行趋势分析,结果如图6所示。

①整体趋势分析

如图6(a)和图6(c)所示,A型窗口分析中,75%频率设计值的趋势变化率为0.02 ($P<0.01$),呈显著的增加趋势($Z=5.90$)。50%频率设计值的趋势变化率为0.03 ($P<0.01$),呈显著的增加趋势($Z=5.81$)。25%频率设计值的趋势变化率为0.04 ($P<0.01$),呈显著的增加趋势($Z=5.38$)。B型窗口分析中,75%频率设计值的趋势变化率为0.06 ($P<0.01$),呈显著的增加趋势($Z=5.64$)。50%频率设计值的趋势变化率为0.07 ($P<0.01$),呈显著的增加趋势($Z=5.47$)。25%频率设计值的趋势变化率为0.08 ($P<0.01$),呈显著的增加趋势($Z=5.63$)。

②局部趋势分析

如图6(b)和图6(d)所示,A型窗口分析中,

75%频率设计值 1~11 的趋势变化率为 0.03 ($P<0.01$), 呈显著的增加趋势 ($Z=3.73$); 11~32 的趋势变化率为 0.01 ($P<0.01$), 呈显著的增加趋势 ($Z=3.52$); 32~47 的趋势变化率为 0.04 ($P<0.01$), 呈显著的增加趋势 ($Z=4.06$)。50%频率设计值 1~10 的趋势变化率为 0.02 ($P<0.01$), 呈显著的增加趋势 ($Z=3.12$); 10~35 的趋势变化率为 0.01 ($P<0.01$), 呈显著的增加趋势 ($Z=3.96$); 35~47 的趋势变化率为 0.07 ($P<0.01$), 呈显著的增加趋势 ($Z=3.94$)。25%频率设计值 1~14 的趋势变化率为 0.03 ($P<0.01$), 呈显著的增加趋势 ($Z=2.13$); 14~35 的趋势变化率为 0.01 ($P<0.01$), 呈显著的增加趋势 ($Z=2.46$);

35~47 的趋势变化率为 0.08 ($P<0.01$), 呈显著的增加趋势 ($Z=3.91$)。B 型窗口分析中, 75%频率设计值 1~31 的趋势变化率为 0.03 ($P<0.01$), 呈显著的增加趋势 ($Z=4.28$); 31~47 的趋势变化率为 0.10 ($P<0.01$), 呈显著的增加趋势 ($Z=4.17$)。50%频率设计值 1~34 的趋势变化率为 0.03 ($P<0.01$), 呈显著的增加趋势 ($Z=4.28$); 34~47 的趋势变化率为 0.14 ($P<0.01$), 呈显著的增加趋势 ($Z=3.83$)。25%频率设计值 1~34 的趋势变化率为 0.04 ($P<0.01$), 呈显著的增加趋势 ($Z=4.61$); 34~47 的趋势变化率为 0.16 ($P<0.01$), 呈显著的增加趋势 ($Z=3.60$)。

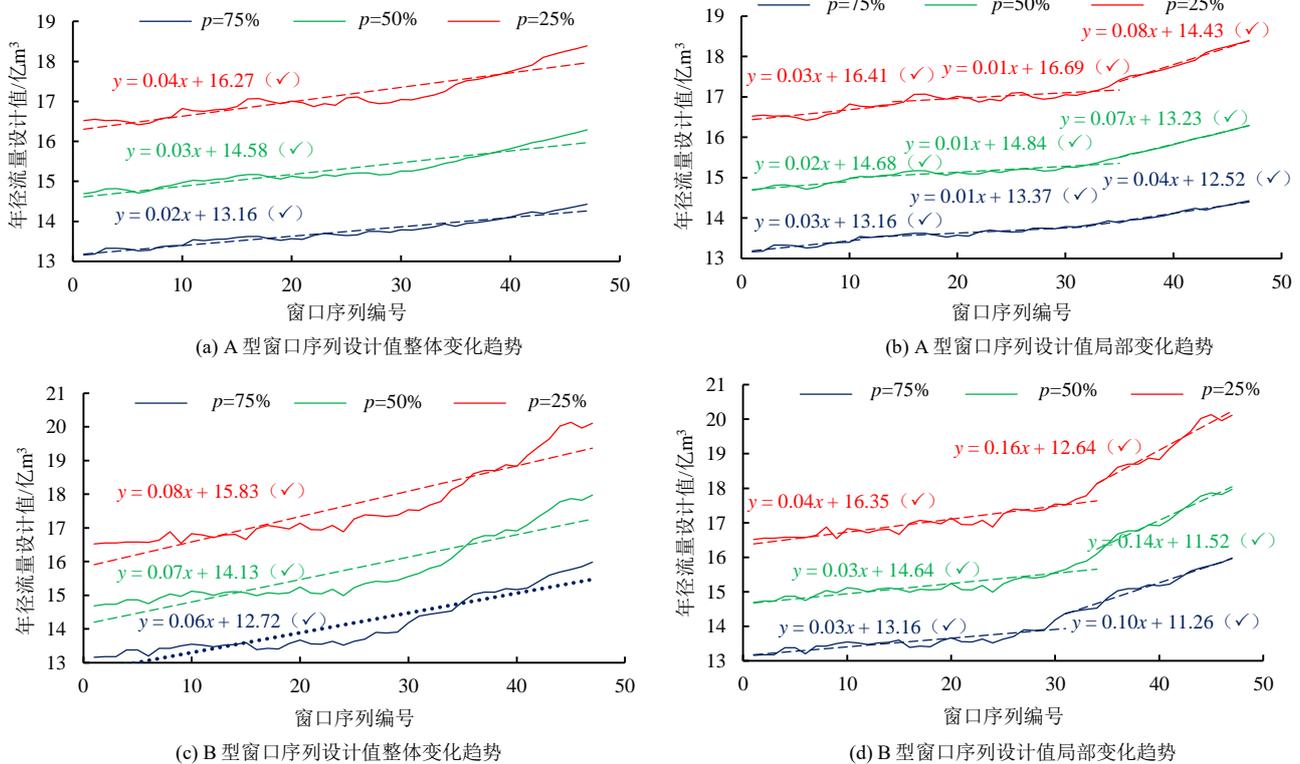


图 6 年径流量设计值变化趋势

Fig.6 Trends in annual runoff design values

2.4 黑河流域上游年最大洪峰流量频率分析

1) 均值突变检验

采用启发式分割法对不同年最大洪峰流量设计值窗口序列均值突变进行检验, 结果如表 2 所示。年最大洪峰流量不同频率设计值都在 20 发生突变。

表 2 滑动窗口分析法下年最大洪峰流量设计值

启发式分割突变检验结果

Table 2 Results of heuristic split mutation test for annual maximum flood flow design values under sliding window analysis method

A 型窗口序列设计频率	突变点	B 型窗口序列设计频率	突变点
$P=1.0\%$	20	$P=1.0\%$	20
$P=0.2\%$	20	$P=0.2\%$	20
$P=0.1\%$	20	$P=0.1\%$	20

2) 变化趋势分析

采用线性趋势分析法和 MMK 检验法对不同窗口序列进行趋势分析, 结果如图 7 所示。

①整体趋势分析

如图 7 (a) 和图 7 (c) 所示, A 型窗口分析中 1%频率设计值的趋势变化率为 2.13 ($P<0.01$), 增加趋势不显著 ($Z=0.54$)。0.2%频率设计值的趋势变化率为 3.25 ($P<0.01$), 增加趋势不显著 ($Z=0.57$)。0.1%频率的设计值增加速率为 3.76 ($P<0.01$), 增加趋势不显著 ($Z=0.58$)。B 型窗口分析中 1%频率设计值的趋势变化率为 12.43 ($P<0.01$), 呈显著的增加趋势 ($Z=2.49$)。0.2%频率设计值的趋势变化率为 19.33 ($P<0.01$), 呈显著的增加趋势 ($Z=2.66$)。0.1%频率的设计值的趋势变化率为 22.40 ($P<0.01$),

呈显著的增加趋势 ($Z=2.75$)。

②局部变化趋势

如图 7 (b) 和图 7 (d) 所示, A 型窗口分析中, 1%频率设计值 1~20 的趋势变化率为-2.22 ($P>0.01$), 呈显著的减小趋势 ($Z=3.83$); 20~44 的趋势变化率为-5.51 ($P<0.01$), 呈显著的减小趋势 ($Z=4.07$)。0.2%频率设计值 1~20 的趋势变化率为-2.87 ($P>0.01$), 呈显著的减小趋势 ($Z=3.75$); 20~44 的趋势变化率为-8.57 ($P<0.01$), 呈显著的减小趋势 ($Z=4.02$)。0.1%频率设计值 1~20 的趋势变化率为-3.15 ($P>0.01$), 呈显著的减小趋势 ($Z=3.61$);

20~44 的趋势变化率为-9.90 ($P<0.01$), 呈显著的减小趋势 ($Z=4.05$)。B 型窗口分析中, 1%频率设计值 1~20 的趋势变化率为-3.29 ($P>0.01$), 减小趋势不显著 ($Z=0.68$); 20~44 的趋势变化率为-1.21 ($P>0.01$), 减小趋势不显著 ($Z=1.72$)。0.2%频率设计值 1~20 的趋势变化率为-3.68 ($P>0.01$), 减小趋势不显著 ($Z=0.56$); 20~44 的趋势变化率为-1.47 ($P>0.01$), 减小趋势不显著 ($Z=1.22$)。0.1%频率设计值 1~20 的趋势变化率为-4.31 ($P>0.01$), 减小趋势不显著 ($Z=0.56$); 20~44 的趋势变化率为-1.40 ($P>0.01$), 减小趋势不显著 ($Z=1.00$)。

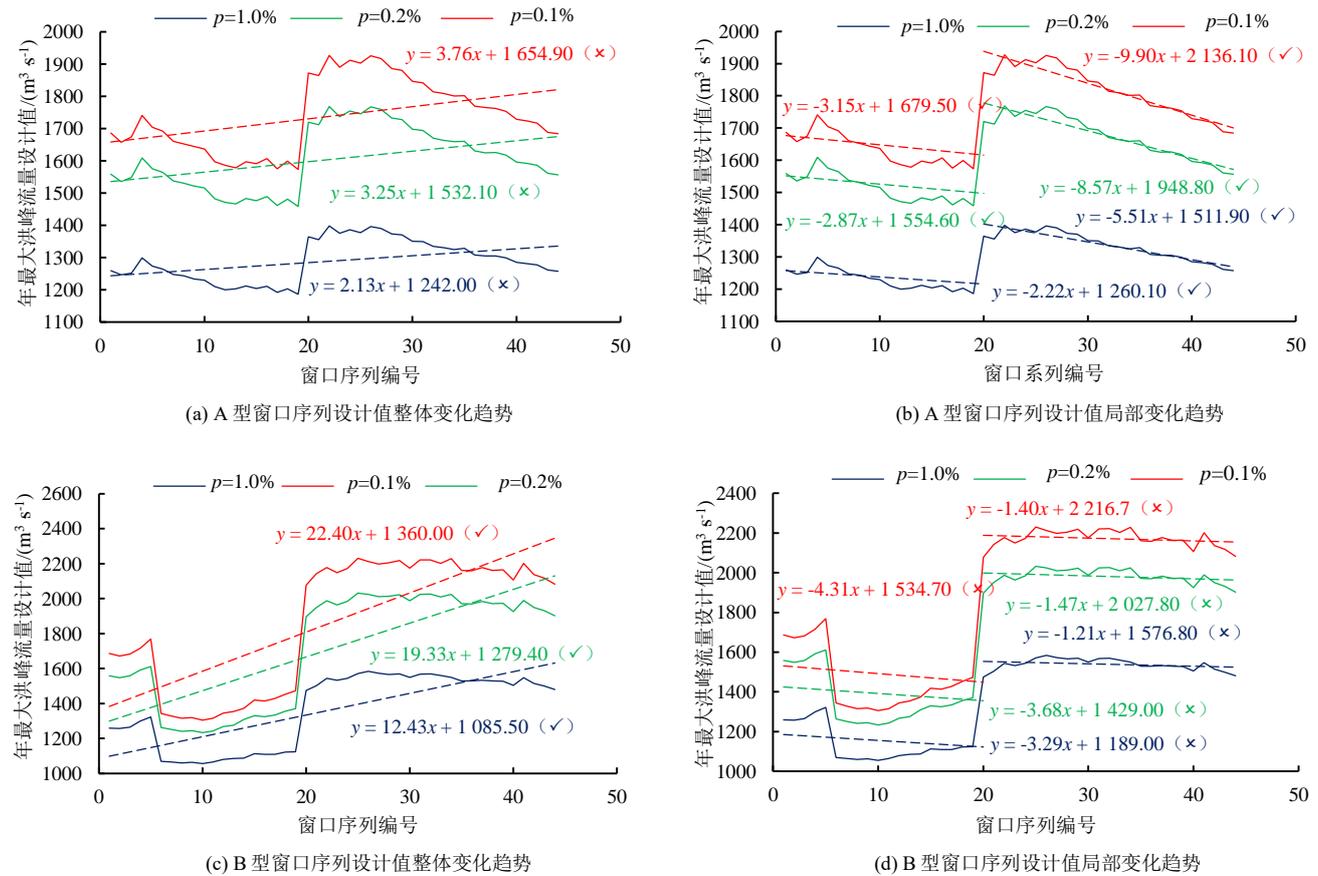


图 7 年最大洪峰流量设计值变化趋势

Fig.7 Trend of design value of annual maximum flood flow

2.5 滑动窗口分析法对比分析

对 2 种窗口分析法的 P-□型曲线拟合度进行比较, 结果如表 3 和图 8 所示。

表 3 滑动窗口分析法均值标准差对比分析结果

Table 3 Sliding window analysis method mean standard deviation comparison analysis results

滑动窗口分析法	年径流量		年最大洪峰流量	
	拟合度均值	拟合度标准差	拟合度均值	拟合度标准差
A 型窗口分析	0.980 0	0.005 0	0.990 0	0.005 4
B 型窗口分析	0.970 0	0.010 0	0.980 0	0.005 5

由表 3 可知, A 型窗口分析中年径流量拟合度均值和标准差分别为 0.980 0 和 0.005 0, 年最大洪峰流量均值和标准差分别为 0.990 0 和 0.005 4。B 型窗口分析中年径流量拟合度均值和标准差分别为 0.970 0 和 0.010 0, 年最大洪峰流量均值和标准差分别为 0.980 0 和 0.005 5。由图 8 可以看出, A 型窗口分析的拟合度要比 B 型窗口分析的拟合度要更稳定, 波动程度更小。因此, 相比 B 型窗口分析, A 型窗口分析有利于进行水文频率计算, 可以得到更可靠的径流设计值。

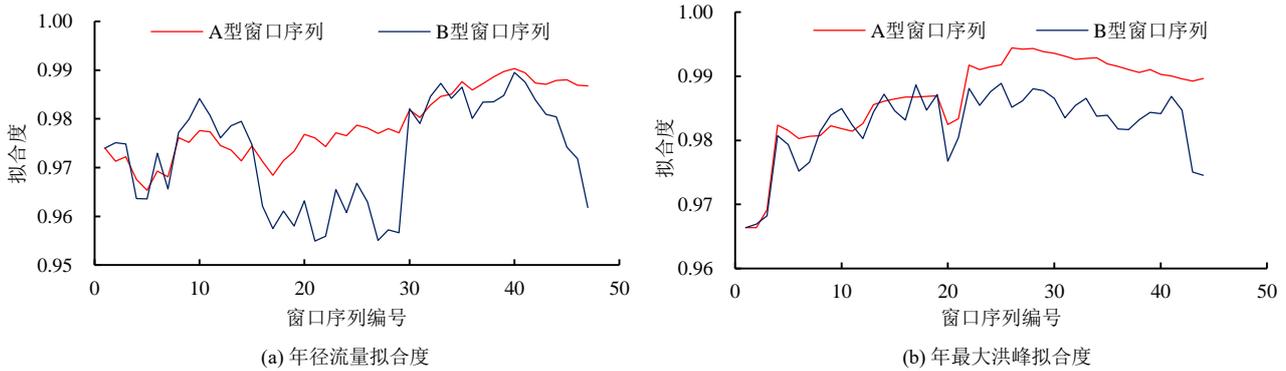


图8 滑动窗口分析法拟合度对比示意图

Fig.8 Comparison of the fit of the sliding window analysis

3 讨论

径流统计特征和频率分析可以直观地反映出流域径流的变化趋势，是流域水利工程规划建设的重要指标^[22]。受环境变化的影响，黑河流域上游径流表现出明显的变异特征^[23]，在变异条件下，统计特征值和设计值必然会受到不同程度的影响。本研究分别采用线性趋势分析法、MMK 检验法和启发式分割法对黑河流域上游径流统计特征值进行趋势和突变检验，用 A 型窗口分析和 B 型窗口分析 2 种不同的角度去探索黑河流域径流统计特征和频率分析的变化趋势，有助于研究区水资源的合理配置和规划管理。

在 A 型窗口分析中，年径流量窗口序列随着序列长度的不断增长，估计参数 Ex 呈现出显著的增加趋势，表示黑河流域上游年径流量发生了显著的变化趋势，这与李培都等^[24]和郭巧玲等^[23]的研究结果相互验证。估计参数 Cv 也呈显著的增加趋势，其呈现出由高到低，再由低到高似抛物线型的变化趋势。估计参数 Cs 存在减小趋势但不明显，由于径流影响因素较多，所以呈现出较为平稳的变化趋势，这些变化趋势与金光炎^[25]的研究结果相一致。估计参数 Ex 决定了水文频率曲线的上下位置， Cv 决定了水文频率曲线的形状， Cv 值越大，曲线越陡峭^[18]。根据年径流量估计参数 Ex 和 Cv 的显著的增加趋势，可以得出不同频率的年径流量设计值也相应地存在显著的增加趋势。年最大洪峰流量窗口序列随着序列长度的不断增长，估计参数 Ex 、 Cv 和 Cs 都没有显著的变化趋势，导致不同频率的年最大洪峰流量设计值也不存在显著的变化趋势。

在 B 型窗口分析中，窗口序列保持着最小样本长度 30 a 序列长度进行分析，年径流量估计参数 Ex 呈现出显著的增加趋势， Cv 和 Cs 呈现出参差不齐的变化趋势，存在一定的波动情况。由于估计参数 Ex 的显著增长趋势，提高了水文频率曲线的位置，

也可以得出不同频率的年径流量设计值呈现出显著的增加趋势。年最大洪峰流量的估计参数 Cs 呈现出显著的增加趋势， Ex 和 Cv 不存在显著的变化趋势，但年最大洪峰流量估计参数波动性要比年径流量估计参数更加剧烈，经分析可得年最大洪峰流量估计参数的波动性受极值影响，导致 B 型窗口分析比 A 型窗口分析波动更大。年最大洪峰流量不同频率的设计值呈现出显著的增加趋势，分析原因可得，估计参数 Cs 决定了水文频率曲线的形状。当 Cs 越大时，曲线左部越陡，右部越平。年最大洪峰流量设计值的频率都选在曲线最左部分（1%，0.1%，0.2%），受估计参数 Cs 显著的增长趋势影响，年最大洪峰流量不同频率的设计值也都呈现出显著的增长趋势。

对 A 型和 B 型 2 种窗口分析方法的 P-III 型曲线的拟合程度进行比较，A 型窗口分析的径流设计值拟合度要优于 B 型窗口分析的径流设计值拟合度，这与尚晓三等^[26]和熊立华等^[27]的研究结果一致。在径流过程发生变异的条件下，径流统计特征值和设计值受到径流变异的影响，部分径流统计特征值和设计值呈现出显著的增加趋势且波动性剧烈，由结果分析可得，序列长度的增加可以有效地削弱径流序列波动性的影响，增加设计值的可靠性。随着未来窗口序列的不断加入，黑河流域上游径流量可能会受到气候变化和人类活动等诸多因素的影响，从而导致径流量产生新的变化趋势和突变现象。影响因素的变化会引起径流量怎样的变化，又在径流量变化中起到多大的作用，均需要在后续研究中进一步探索。

4 结论

1) 黑河流域年径流量的 Ex 在 A、B 型窗口分析中呈显著增加趋势并存在突变， Cv 在 A 型窗口分析中呈显著增加趋势，在 B 型窗口分析中存在突变。 Cs 在 B 型窗口分析中存在突变。年径流量不同频率

设计值在 A、B 型窗口分析中呈显著增加趋势并存在突变。

2) 黑河流域年最大洪峰的 C_v 在 A 型窗口分析中存在突变, E_x 在 B 型窗口分析中存在突变, C_s 在 B 型窗口分析中呈显著增加趋势并存在突变。年最大洪峰不同频率设计值在 A 型窗口分析中存在增加趋势不显著, 但存在突变。在 B 型窗口分析中存在显著增加趋势和突变。

3) 当径流过程发生变异时, 在径流序列足够长的情况下, 对于波动剧烈的径流序列, 更应该使用长序列进行水文频率分析。径流序列的长度越长, 越能削弱径流序列波动性对径流序列统计特征和频率分析的影响, 提高设计值的可靠性。

(作者声明本文无实际或潜在的利益冲突)

参考文献:

- [1] 李熈楷. 基于粒子群算法求解P-III型曲线参数及其应用[J]. 水电能源科学, 2018, 36(3): 18-20, 29.
LI Linkai. A method to solve the P-III curve parameters base on particle swarm optimization and its application[J]. Water Resources and Power, 2018, 36(3): 18-20, 29.
- [2] 宋松柏. 水文频率计算研究面临的挑战与建议[J]. 水利与建筑工程学报, 2019, 17(2): 12-18.
SONG Songbai. Research challenges and suggestions of hydrological frequency calculation[J]. Journal of Water Resources and Architectural Engineering, 2019, 17(2): 12-18.
- [3] BENISTON Martin. Climatic change: implications for the hydrological cycle and for water management[M]. Kluwer: Kluwer Academic Publishers, 2002.
- [4] 杜懿, 孟越, 陈昱桢, 等. 黄河流域重要断面设计年径流量计算研究[J]. 人民黄河, 2022, 44(7): 18-23.
DU Yi, MENG Yue, CHEN Yuzhen, et al. Study on the design annual runoff of important sections in the Yellow River Basin[J]. Yellow River: 2022, 44(7): 18-23.
- [5] 马钰其, 陈元芳, 张学成. 沁河年径流量非一致性水文频率分析[J]. 人民黄河, 2021, 43(7): 24-27, 50.
MA Yuqi, CHEN Yuanfang, ZHANG Xuecheng. Frequency analysis of annual runoff for Qinhe River under non-stationary environment[J]. Yellow River, 2021, 43(7): 24-27, 50.
- [6] 鲁帆, 肖伟华, 戴雁宇, 等. 黄河干流年径流量非一致性频率计算[J]. 水力发电学报, 2020, 39(12): 76-84.
LU Fan, XIAO Weihua, DAI Yanyu, et al. Study on non-stationary frequency calculations for the annual runoff of Yellow River mainstream[J]. Journal of Hydroelectric Engineering, 2020, 39(12): 76-84.
- [7] QIANG Liu, SHI Li, GENFU Zhou, et al. Attribution of nonstationary changes in the annual runoff of the Weihe River using the de-nonstationarity method[J]. Hydrology Research, 2022, 53(3): 407-418.
- [8] SHI Li, YI Qin. Frequency analysis of the nonstationary annual runoff series using the mechanism-based reconstruction method[J]. Water, 2022, 14(1): 76-76.
- [9] 解阳阳, 黄成剑, 刘赛艳, 等. 年径流丰枯分类方法的效果研究[J]. 中国农村水利水电, 2022(2): 95-103.
XIE Yangyang, HUANG Chengjian, LIU Saiyan, et al. Research on the effects of annual runoff wet-dry classification methods[J]. China Rural Water and Hydropower, 2022(2): 95-103.
- [10] 田腾, 石茂林, 宋学官, 等. 基于滑动窗口的时间序列异常检测方法[J]. 仪表技术与传感器, 2021(7): 112-116.
TIAN Teng, SHI Maolin, SONG Xueguan, et al. Anomaly detecting method for time series based on sliding windows[J]. Instrument Technique and Sensor, 2021(7): 112-116.
- [11] 王文川, 雷冠军, 刘宽. 模糊加权优化适线法的改进及统计特征分析[J]. 水文, 2017, 37(5): 1-7.
WANG Wenchuan, LEI Guanjun, LIU Kuan. Improvement and statistical performance of fuzzy weighted optimum curve-fitting method[J]. Journal of China Hydrology, 2017, 37(5): 1-7.
- [12] LI Hongyan, SUN Jiaqi, ZHANG Hongbo, et al. What large sample size is sufficient for hydrologic frequency analysis? —A rational argument for a 30-year hydrologic sample size in water resources management[J]. Water, 2018, 10(4): 430.
- [13] 戈立婷. 水文频率计算的最小样本长度确定方法研究[D]. 西北农林科技大学, 2022.
GE Liting. Study on the determination method of minimum sample length for hydrological frequency calculation[D]. Northwest A&F University, 2022.
- [14] MANN Henry B. Nonparametric tests against trend[J]. Econometrical: Journal of the Econometric Society, 1945(13): 245-259.
- [15] HAMED K H, RAMACHANDRA RAO A. A modified Mann-Kendall trend test for autocorrelated data[J]. Journal of Hydrology, 1998, 204(1): 182-196.
- [16] 高宇, 袁喆, 袁勇, 等. 近 50 年黑河流域降水变化特征分析[J]. 南水北调与水利科技, 2013, 11(5): 16-21.
GAO Yu, YUAN Zhe, YUAN Yong, et al. Analysis of precipitation variation in the Heihe River in recent 50 years[J]. South-to-North Water Transfers and Water Science & Technology, 2013, 11(5): 16-21.
- [17] KENDALL Maurice George. Rank correlation methods[M]. London: Griffin, 1955.
- [18] 黄振平, 陈元芳. 水文统计学[M]. 北京: 中国水利水电出版社, 2011: 306-310.
HUANG Zhenping, CHEN Yuanfang. Hydrologic statistics[M]. Beijing: China Water & Power Press, 2011: 306-310.
- [19] STORCH Hans Von, NAVARRA Antonio. Analysis of climate variability. applications of statistical techniques[J]. Journal of Atmospheric and Solar-Terrestrial Physics, 1999, 59(2): 263-264.
- [20] 黄生志, 黄强, 王义民, 等. 基于启发式分割和近似熵法的径流序列变异诊断[J]. 中山大学学报(自然科学版), 2014, 53(4): 154-160.
HUANG Shengzhi, HUANG Qiang, WANG Yimin, et al. The study on the runoff change based on the heuristic segmentation algorithm and approximate entropy[J]. Acta Scientiarum Naturalium Universitatis Sunyatseni, 2014, 53(4): 154-160.
- [21] 李文龙, 李鸿雁, 郭希海, 等. 太阳黑子活动周期规律分析及趋势预测[J]. 水利水电技术, 2019, 50(5): 53-62.
LI Wenlong, LI Hongyan, GUO Xihai, et al. Analysis and trend prediction of sunspot activity cycle[J]. Water Resources and Hydropower Engineering, 2019, 50(5): 53-62.
- [22] 詹道江, 徐向阳, 陈元芳. 工程水文学[M]. 4 版. 北京: 中国水利水电出版社, 2010: 168-169.
ZHAN Daojiang, XU Xiangyang, CHEN Yuanfang. Engineering hydrology[M]. Version 4. Beijing: China Water & Power Press, 2010: 168-169.
- [23] 郭巧玲, 杨云松, 鲁学纲. 黑河流域 1957—2008 年径流变化特性分析[J]. 水资源与水工程学报, 2011, 22(3): 77-81.
GUO Qiaoling, YANG Yunsong, LU Xuegang. Analysis of variation character of annual runoff in Heihe River Basin from 1957 to 2008[J]. Journal of Water Resources and Water Engineering, 2011, 22(3): 77-81.
- [24] 李培都, 司建华, 冯起, 等. 近 70 a 黑河径流量周期特征变化规律[J]. 兰州大学学报(自然科学版), 2018, 54(1): 32-38.

- LI Peidu, SI Jianhua, FENG Qi, et al. Variation regularity of periodic characteristics of runoff in Heihe River in the last 70 years[J]. Journal of Lanzhou University (Natural Sciences), 2018, 54(1): 32-38.
- [25] 金光炎. 水文频率计算成果的合理性分析[J]. 水文, 2009, 29(2): 10-14.
- JIN Guangyan. Rationality analysis of the results from hydrologic frequency computation[J]. Journal of China Hydrology, 2009, 29(2): 10-14.
- [26] 尚晓三, 王振龙, 王栋. 基于贝叶斯理论的水文频率参数估计不确定性分析: 以 P-III型分布为例[J]. 应用基础与工程科学学报, 2011, 19(4): 554-564.
- SHANG Xiaosan, WANG Zhenlong, WANG Dong. Uncertainty analysis of parameters estimation in hydrologic frequency analysis based on bayesian method: A case study of P-III distribution[J]. Journal of Basic Science and Engineering, 2011, 19(4): 554-564.
- [27] 熊立华, 郭生练, 刘攀. 皮尔逊III型设计洪水的可靠性研究[J]. 水电能源科学, 2002(4): 48-50.
- XIONG Lihua, GUO Shenglian, LIU Pan. Reliability study on design floods derived from the pearson distribution[J]. Water Resources and Power, 2002(4): 48-50.

Runoff Variation and Its Effect on Statistical Characteristics and Frequency of Runoff in the Upper Reaches of Heihe River Basin

XI Haichao¹, XIE Yangyang^{1,2*}, LIU Saiyan¹, HUANG Chengjian¹, SHEN Teng¹, ZHANG Qin¹

(1. College of Hydraulic Science and Engineering, Yangzhou University, Yangzhou 225009, China;

2. Modern Rural Water Conservancy Research Institute, Yangzhou University, Yangzhou 225009, China)

Abstract: 【Objective】 Statistical characteristics and frequency of runoff is crucial for water resources planning and water resource project construction, especially when runoff in watersheds shows significant variation due to environmental changes. Taking upper reach of the Heihe River basin as an example, this paper examines the impact of runoff variation on statistical characteristics and frequency of the runoff analysis. 【Method】 Annual runoff and annual maximum flooding flow measured from the reach were used in our study. Two types of analysis windows, the fixed-point variable-width window (Type A window) and the variable-point fixed-width window (Type B window), were used to extract the runoff sequences (window sequences) for analysis. The P-III type curves were utilized to analyze the statistical characteristics of the window series, from which we calculated the runoff design values. The trends and discontinuity in the window series were identified using the linear trend analysis, MMK trend test, and heuristic segmentation method. 【Result】 ① The estimated annual runoff parameters (Ex) showed a significant increasing trend and abrupt changes in both Type A and Type B window analyses. The coefficient of variation (Cv) showed a significant increasing trend in Type A window analysis and abrupt changes in Type B window analysis. The coefficient of skewness (Cs) showed abrupt changes in Type B window analysis. Design values for different frequencies of the annual runoff showed a significant increasing trend and abrupt changes in both types of windows. ② The estimated parameters in the annual maximum showed abrupt changes in Type A window analysis, while the Ex showed abrupt changes in Type B window analysis. Cs showed a significant increasing trend and abrupt changes in Type B window analysis. Design values for different frequencies of the annual maximum flooding did not identify any significant increasing trend in Type A window analysis but showed sudden changes. In Type B window analysis, there was a significant increasing trend and abrupt changes. 【Conclusion】 Analyzing runoff processes should use long sequences to capture the whole spectrum of the runoff pattern. Using long runoff series can mitigate the influence of extreme runoffs on statistical characteristics and frequency of runoff analysis.

Key words: time-varying characteristics; frequency analysis; trend test; heuristic segmentation method; Heihe River Basin

责任编辑: 赵宇龙