

张媛, 李常斌, 王刘明, 等. 几种河川径流序列突变检验方法的对比[J]. 水利水电技术, 2020, 51(2): 38-47.  
ZHANG Yuan, LI Changbin, WANG Liuming, et al. Application and comparison of several test methods for change-points diagnosis in streamflow variations[J]. Water Resources and Hydropower Engineering, 2020, 51(2): 38-47.

# 几种河川径流序列突变检验方法的对比

张媛, 李常斌, 王刘明, 武磊, 魏健美, 谢旭红

(兰州大学 资源环境学院 西部环境教育部重点实验室, 甘肃 兰州 730000)

**摘要:** 水文序列变异的诊断方法众多, 各种方法所得突变结果不尽相同。为避免单种方法检测的不确定性, 通过研究比较6种常用突变检验方法, 以黄河上游三条代表性河流的河川径流序列变异为案例, 对上述方法的基本原理、假设条件和成果合理性进行实证性对比研究, 基于此提出突变检验的建议方案。曲线直观类方法适于突变时间范围的勾勒, 变异年份须借助统计方法检验; 参数统计法与非参数秩检验法各有优点, 为避免同类方法的重复, 建议各选其一用于突变检测和成果对比; 宜严格控制显著性水平检验, 当两个或两个以上的检测结果较一致才能议为可信的突变结果。实证研究表明, 黄河上游黑河和白河径流序列(1985—2015年)的突变均发生在1993年, 洮河径流序列(1956—2015年)的突变年份发生在1991年。研究属多种方法应用于水文序列突变检验的有效范例, 可为突变检验相关理论体系的完善和方法的创新提供参考。

**关键词:** 突变; 径流序列; 检验方法; 对比

doi: 10.13928/j.cnki.wrahe.2020.02.003

开放科学(资源服务)标识码(OSID):

中图分类号: TV11

文献标识码: A

文章编号: 1000-0860(2019)02-0038-10



## Application and comparison of several test methods for change-points diagnosis in streamflow variations

ZHANG Yuan, LI Changbin, WANG Liuming, WU Lei, WEI Jianmei, XIE Xuhong

(Key Laboratory of Western China's Systems with the Ministry of Education, College of Earth and Environmental Sciences, College of Earth and Environmental Sciences, Lanzhou University, Lanzhou 730000, Gansu, China)

**Abstract:** Various testing methods can be used for Change-point Diagnosis (CD) of long-term monitored hydrological series, benefiting diverse achievements on determination and explanation of the hydrologic variability. To avoid the result unreliability by single-method-detection, we select and review 6 commonly used testing methods, apply them for CD analysis of 3 main tributaries in the upper reaches of the Yellow River in China as representations for case studies. The principles, conditional assumptions and testing reliabilities of the 6 methods are comparatively verified. It is found that the curve methods are suitable for judging time range of series change, although parameter or non-parameter based statistical testing methods can help to determine change-point with more accuracy in time. The latter 2 groups of statistical testing methods function with their own characteristics. Selection of one in each category is suggested to reduce the repetition of similar methods. Also, the critical levels of the testing should be strictly considered. Consistent achievements got from at least 2 methods at the same critical level can lead to reliable and acceptable results. By data experiments and results comparisons in the 3 representative streamflow series, the year of 1993 is determined as the abrupt change year of the hydrologic series in both the Heihe River and the Baihe River (1985—2015), while the year of

收稿日期: 2018-12-27

基金项目: 国家重点研究发展计划项目(2017YFC0504801, 2017YFC0504306); 国家自然科学基金项目(41671017)

作者简介: 张媛(1995—), 女, 硕士研究生, 研究方向为生态水文。E-mail: zhangyuan13@lzu.edu.cn

通信作者: 李常斌(1976—), 男, 教授, 博士研究生导师, 博士, 研究方向为寒旱区流域科学与水资源。E-mail: lich@lzu.edu.cn

1991 is that of the changed streamflow in the Tao River ( 1956—2015) . The study can be considered as an example of CD analysis and a reviewing reference for theoretical enrichment and improvement in hydro-series testing methods.

**Keywords:** abrupt change; hydro-series; testing method; comparison

## 0 引 言

近几十年,全球范围内极端气候、水文事件频发,人类经济社会和生命财产安全所面临的风险不断升级,与气候变化、水文变异相关的研究一直是行政管理、科学研究和技术研发等领域攻关的重点<sup>[1-2]</sup>,环境变化对水文循环和水资源演变的影响备受关注,定量分离气候变化与人类活动对水文水资源过程的影响,是全球变化框架下水文、大气和地学等学科领域关注的焦点<sup>[3-5]</sup>。其中,水文气象序列的趋势诊断和变异识别,是有效分离气候变化和人类活动对环境生态过程影响的前提,也是当前上述学科领域研究的热点<sup>[6]</sup>。

突变理论(catastrophe theory)由法国数学家 René Thom 在 19 世纪 60 年代后期创立<sup>[7]</sup>,其精髓是关于奇点的理论,要点在于考察某个系统或过程从一种状态到另一种状态的飞跃。经过几十年的改进与完善,突变理论在数学、生物和地学等领域得到广泛应用。在气候突变(climatic jump, abrupt climatic change, jump transition)的实际检测<sup>[8-10]</sup>中,迄今没有严格的定义。多数学者通过考察统计特征值的变化来定义气候突变,符淙斌等<sup>[11]</sup>在 1992 年归纳了四种突变类型,即均值突变、方差突变、跷跷板突变和转折突变。均值突变指时间序列从一个平均值到另一个平均值的急剧变化,方差突变指方差急剧变化而均值变化不大。这两者是目前绝大多数气候突变和水文变异的研究内容,也是本文研究所涉及的突变类型。

国内外关于时间序列突变检测方法的研究众多<sup>[12-14]</sup>。基于 Kendall 秩统计, MANN<sup>[15]</sup>提出了序列趋势判断算法及公式,经 GOOSSENS 等<sup>[16]</sup>逐步完善后形成了使用广泛的 Mann-Kendall(M-K)趋势突变检验方法;与 M-K 非参数秩检验类似, PETTITT<sup>[17]</sup>提出基于 Mann-Whitney 的秩和检验方法; LEE 等<sup>[18]</sup>提出基于贝叶斯理论的里海哈林方法。同为检测时间序列可能的状态突变,部分均一性检验方法也逐渐应用于突变检测,如标准正态均一性检验(Standard Normal Homogeneity Test, SNHT)<sup>[19]</sup>、Buishand range 检验(Br 检验)<sup>[20]</sup>等。RODIONOV<sup>[21]</sup>提出了基于 T 检验的循序算法 STARS(Sequential T-test Analysis of Regime Shift),该方法对序列趋势不敏感,但可检测多

个突变点。国内学者提出的序列变异检验方法也较多,包括有序聚类分析法<sup>[22]</sup>、贝叶斯数学模型法<sup>[23]</sup>、遗传算法<sup>[24]</sup>等。另外,常见的用于序列变化初步预判的方法有双累积曲线(Double Mass Curve)<sup>[25]</sup>、累积距平线(Cumulative Deviations Curve)<sup>[26]</sup>、过程线<sup>[27]</sup>、Hurst 系数<sup>[28]</sup>等方法。上述方法在气温、降水、径流等时间序列变异分析中有广泛应用<sup>[29-32]</sup>。

各种突变检验所依据的数学原理不同,对序列长度及数值分布要求也相异,同一序列用不同方法进行突变检测可能得到不同的结果。LIU 等<sup>[33]</sup>采用 M-K 和 Pettitt 检测法,对太湖平原的温度、降水、相对湿度等气象数据的时间序列进行突变检测,两种方法得到的突变结果出现明显差异; ZHAO 等<sup>[34]</sup>选取了滑动 t 检验、Yamamoto 和 M-K 三种方法,对黄河源区内 23 个气象站的站点数据(包括有气温、降水、日照时间和蒸发皿蒸发)进行突变检测,由滑动 t 检验和 Yamamoto 检测出的突变年份基本一致,而 M-K 的检测结果与前两者差异较大;陈俊旭等<sup>[35]</sup>利用 M-K 检验法对红河流域的径流序列进行突变检测,并用滑动 t 检验法对比验证以判定径流序列的突变点。在时间序列突变检测的具体应用中,综合比较多种方法很有必要。

洮河、黑河和白河是黄河上游重要的一级支流,河流流经地区降水比较丰富,是黄河重要的水源补给区。目前为止,关于黄河上游河流的研究主要集中在干流径流的变化特征和影响因素<sup>[36-38]</sup>,而关于典型支流的研究较少,尤其是黑河和白河。为了补充黄河上游河流的相关研究,同时对常用的水文变异突变检验方法进行综合比较,本文以黄河上游洮河、黑河和白河三个流域径流序列为案例,以 1956—2015 年间不同时长序列为样本,对常见的三类 6 种径流序列突变检验方法从原理、假设检验条件、参数统计意义、检测长度优势等几个方面进行综合比较,分析探讨不同方法检验结果及其数理统计或水文物理成因,确定三河径流序列的突变时间,为该区域气候变化对水文水资源过程影响研究提供基础,同时为水文序列变异检验方法的理论认知和方法创新提供参考。

# 1 研究资料与方法

## 1.1 资料

选择黄河上游黑河、白河和洮河三条一级支流, 以下游控制断面实测年径流序列为研究对象, 经还原后用于序列突变分析。黑河、白河和洮河的下游水文测站分别为大水、唐克和红旗, 所控流域面积分别为 7 747 km<sup>2</sup>、5 488 km<sup>2</sup> 和 25 527 km<sup>2</sup>。前两个流域径流序列时间为 1981—2015 年, 长度为 35 年, 多年平均径流量分别为 10.01 亿 m<sup>3</sup> 和 19.56 亿 m<sup>3</sup>; 洮河径流时间序列为 1956—2015 年, 多年平均径流量分别

为 51.62 亿 m<sup>3</sup>。统计期间, 三条河流均经历了径流衰减( 见图 1)。

## 1.2 方法

本文选取目前常用的几类径流序列突变检验方法, 包括有累积距平曲线法、SNHT、Br、STARS、M-K 和 Pettitt 检验法。6 种方法的原理、假设和计算式<sup>[11, 17, 19-21, 39]</sup> 列于表 1, 以备对照查询。

累积距平法属于直观曲线判断法。以时间序列为横坐标, 绘制变量与平均值的累积偏差曲线, 曲线的升降对应距平的增减, 以此判断序列持续性演变, 曲线的极值点对应发生突变的时间<sup>[39]</sup>。

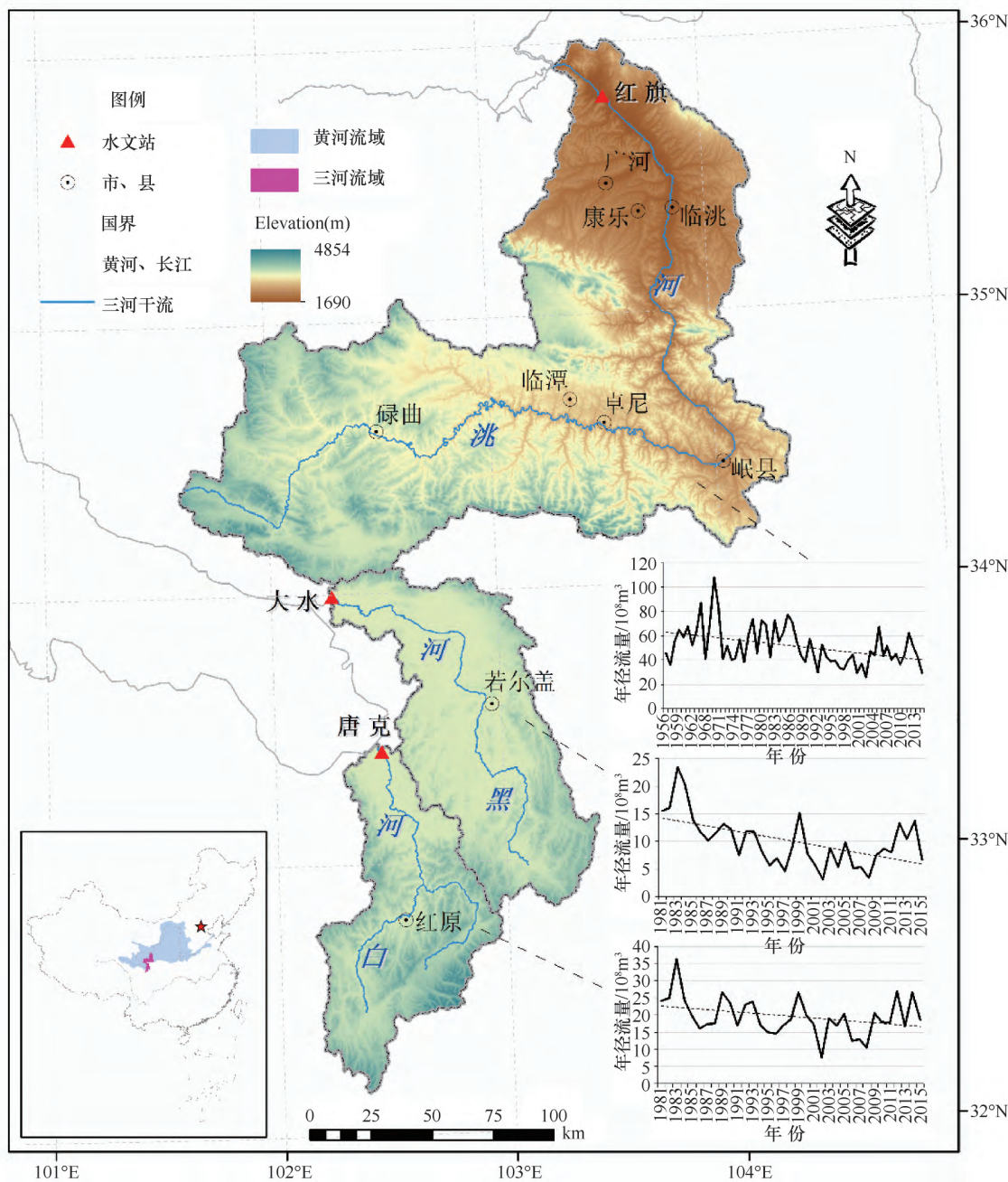


图 1 代表性流域及其河川径流序列变化

表 1 6 种常见的水文序列突变检验方法总结

| 检验方法    | 基本原理     | 先验假设          | 零假设 $H_0$          | 对立假设 $H_1$                | 主要原理公式  | 突变点判断依据                                      |
|---------|----------|---------------|--------------------|---------------------------|---|--|
| 累积距平曲线  | 与均值的累积偏差 | 无             | 无                  | 无                         | $\hat{x}_t = \sum_{i=1}^t (x_i - \bar{x})$  | 曲线的极值点<br>$\max_{1 \leq t \leq n} \hat{x}_t$ |
| SNHT    | 最大似然法    | 正态随机变量        | 新序列 $Z_i$ 服从标准正态分布 | 序列 $Z_i$ 可分为两个均值不同的正态分布序列 | $z_i = (x_i - \bar{x}) / \sigma_x$<br>$T_b = \max_{1 \leq k < n} T_k = \max_{1 \leq k < n} [kz_1^2 + (n-k)z_2^2]$   | $T_b$ 大于置信度临界值                               |
| Br      | 累积距平的极差值 | 正态随机变量        | 原序列 $X_i$ 均值一致     | 原序列 $X_i$ 可分为两个均值不同的序列    | $\bar{x}_k = \sum_{i=1}^k (x_i - \bar{x})$<br>$R_b = \frac{\max_{1 \leq k \leq n} \hat{x}_k - \min_{1 \leq k \leq n} \hat{x}_k}{\sigma_x}$  | $R_b / \sqrt{n}$ 大于置信度临界值                    |
| STARS   | 双侧 T 检验  | 正态随机变量, 无自相关性 | 相邻子序列均值相等          | 相邻子序列均值不相等                | $diff = \bar{x}_{new} - \bar{x}_{cur} = T \sqrt{2\sigma_1^2/l}$<br>$RSI = \sum_{i=c}^{c+m} \frac{x_i}{l\sigma_1}$<br>$T = T(\alpha = p/2, n = 2l - 2)$<br>$r_i = \begin{cases} +1, & \text{当 } x_i > x_j, j = 1, 2, \dots, i. \\ 0, & \text{当 } x_i \leq x_j, \end{cases} s_k = \sum_{i=1}^k r_i$ | 均值偏差超过 $diff$ 显著值范围且 $RSI$ 为正值               |
| M-K     | 构造秩序列    | 随机变量、无自相关性    | 序列为随机独立, 没有变化      | 序列存在趋势变化                  | $UF_k = \frac{[s_k - E(s_k)]}{\sqrt{\text{var}(s_k)}}$ , $\begin{cases} E(s_k) = \frac{k(k-1)}{4} \\ \text{var}(s_k) = \frac{k(k-1)(2k+5)}{72} \end{cases}$<br>将序列 $x$ 逆序, 重复过程令 $UB_k = -UF_k$   | 当 $UF_k = UB_k$ 且两曲线的交点位于置信区间内               |
| PETTITT | 构造符号秩序列  | 随机变量、无自相关性    | 序列同分布              | 存在变点, 将序列分为两个不同的分布序列      | $r_i = \text{sgn}(x_i - x_j), j = 1, 2, \dots, i.$<br>$s_k = \sum_{i=1}^k r_i, X_b = \max_{1 \leq k < n}  2s_k - k(n+1) $<br>$p = 2e^{-6b^2/(n^3+n^2)}$   | $X_b$ 大于置信度临界值                               |

SNHT、Br 和 STARS 等方法属于参数统计类方法。SNHT 的要求是序列服从正态分布, 将被检测序列标准正态化为新序列后进行统计, 统计量  $T_b$  高于给定置信度水平的时间对应突变<sup>[19]</sup>(见表 1); Br 方法在累积距平基础上加入统计性检验, 用蒙特卡罗算法确定统计量  $R_b$  与置信度的关系, 用以确定突变点的显著性<sup>[26]</sup>(见表 1)。STARS 方法又称 RODIONOV 检验, 该法基于 T 检验, 要求序列自相关性弱, 比较相邻序列平均数差异是否显著, 计算突变指数  $RSI$ ,  $RSI$  为正值说明突变通过显著性检验<sup>[21]</sup>。

M-K 和 PETTITT 检验属于非参数检验类方法。前者最初用于检测序列的趋势变化<sup>[15]</sup>, 后发展成为广泛使用的趋势和突变双重检测方法<sup>[16,40]</sup>。M-K 法在秩序列基础上定义顺序统计量曲线  $UF_k$  和逆序统计量曲线  $UB_k$ , 曲线  $UF_k$  超过临界线部分对应显著上升或者下降, 出现在临界线之间的两条曲线的交点对应突变时间(见表 1)。PETTITT 检验在秩序列基础上定义统计量  $X_b$ , 最大值所对应时间为可能的突变时

间, 并且提供突变结果显著性计算公式<sup>[17]</sup>(见表 1), WIJNGAARD 等<sup>[41]</sup>给出了显著性水平与序列长度对应的统计量值。

上述方法中, 曲线直观判断法原理浅显易懂、操作简单, 但无法提供突变的显著性检验, 可用于序列初步诊断, 以确定突变发生的大致时间; 参数检验或非参数秩检验等数理方法可进行更为精确的突变诊断。

## 2 研究分析

对黑河、白河和洮河的径流序列先以累积距平法进行初步判断(见图 2)。三站径流都有先增后减的变化趋势, 黑白两河的突变时间大致在 1990—1995 年之间, 洮河径流序列的突变时间大致在 1985—1991 年之间。采用 SNHT、Br、STARS、M-K 和 PETTITT 检验法对三站径流序列的突变时间进行精确诊断。三个代表性流域序列长度有所不同, 大水站和唐克站的序列长度一致(1985—2015), 可用于不同检测方法

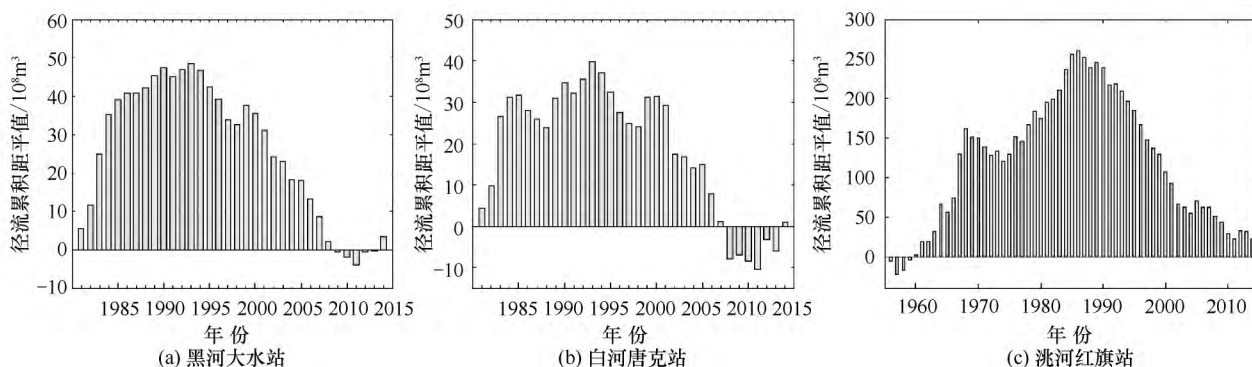


图2 黑河、白河和洮河径流序列的累积距平曲线

效果的平行对比; 红旗站序列较长(1956—2015年), 划分为不同长度序列(60 a、50 a、40 a、35 a、30 a), 用于检测方法序列长度敏感性分析。为避免置信区间不同产生分析误差, 所有突变检测分析显著性水平同设为  $\alpha=0.05$ 。

在5种精确诊断突变的方法中, SNHT、Br和STARS方法属于统计检验, 要求序列为正态分布。STARS方法基于T检验, 与非参秩检验方法如M-K和PETTITT一样, 要求时间序列独立同分布, 没有自相关性。经检验, 黑、白河两河及洮河的天然径流序列都满足正态分布。白河和洮河径流的自相关性不显著, 黑河径流的一阶自相关性强。采用白化处理(pre-whiten)方法<sup>[42]</sup>, 对黑河径流序列去除自相关, 再进行相应检验。

采用STARS方法时, 因序列突变点与变化周期未知, RODIONOV<sup>[21]</sup>建议在使用RSD(STARS方法自带的宏运算程序)时对参数进行调试以得到最合理突变结果。经调试, 确定三河径流突变检测的参数设置为: 显著性水平  $\alpha=0.05$ , 步长  $l=10$ , Huber指数=1。

### 2.1 不同方法用于同长序列

对黑河和白河径流序列突变进行精确诊断, SNHT、Br、STARS、M-K和PETTITT等方法的检验如图3所示, 结果如表2所列。白河径流的STARS检测结果未通过显著性检验( $\alpha=0.05$ ), 降低显著性水平为0.1时, 在步长  $l=10$ 、Huber指数=1的情况下, 出现了与黑河大水电站一致的突变年份(见图3、表2)。JAAGUS等<sup>[43]</sup>指出, STARS方法在时间步长

设置方面易产生人为误差, 时间序列末尾5年内检测出的突变点应舍弃。鉴于此, 黑、白两河径流突变检测结果中出现的“2012年”宜忽略。

由图3和表2可知, 黑河和白河径流序列突变检测应用同种方法的检测结果基本一致。两河地处高寒湿润区, 气候、地理等环境条件相似, 突变年份大体一致, 说明两个流域河川径流发生变化的外部因素差异较小。几种方法检验结果有所不同, 径流突变年份可分为两类。一类是在80年代中期, 即1985年前后(SNHT和M-K方法), 另一类是在90年代之后, 即1993年附近(Br、STARS和PETTITT方法)。SNHT、Br和M-K方法在两河突变检测中均通过显著性检验, 其中除了Br方法在两河检测的结果一致, SNHT与M-K法检测出的白河径流突变发生时间均早黑河一年, 显现出南早北迟的特点。不同方法检验结果相异, 与所应用的方法原理、假设条件和序列自身的分布特点等有关。

### 2.2 不同序列长度的突变检测

序列长度对突变检测方法的应用及结果可能存在影响。根据累积距平法初步判断红旗站径流的突变时间大致在1985—1991年之间, 基于短序列的起始年份以及突变可能发生的时间范围, 在洮河60 a观测基础上划分不同长度序列(60 a、50 a、40 a、35 a、30 a)。在数据实验中共检测了8个序列(包括序列1956—2015年、1956—2005年、1956—1995年、1981—2015年、1956—1985年、1986—2015年、1961—1990年、1971—2000年)。以  $\alpha=0.05$  为显著

表2 不同方法用于两河等长径流序列突变检验

| 流域 | 站名 | 时间序列      | 突变检测方法 |      |              |      |         |
|----|----|-----------|--------|------|--------------|------|---------|
|    |    |           | SNHT   | Br   | STARS        | M-K  | PETTITT |
| 黑河 | 大水 | 1981—2015 | 1985   | 1993 | 1994, 2012   | 1986 | 1993    |
| 白河 | 唐克 | 1981—2015 | 1984   | 1993 | (1994, 2012) | 1985 | (1993)  |

注: 表中突变年份带“( )”的表示未通过  $\alpha=0.05$  的显著性检验, 其余突变结果均通过该显著性水平检验

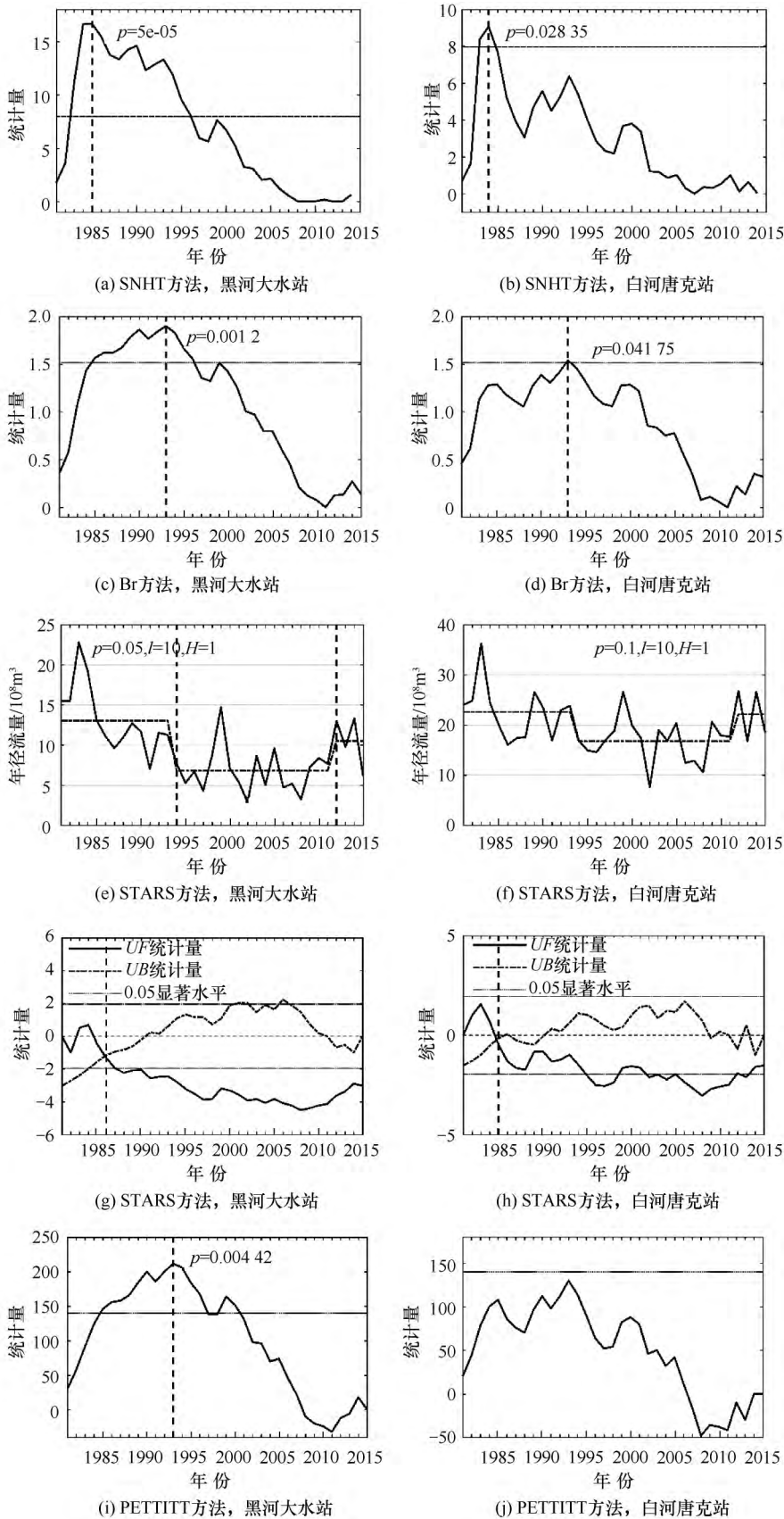


图3 5种方法分别用于黑白两河径流的突变检验  
(分图中点线为  $\alpha=0.05$  显著性水平检验, 虚线为突变点所在年份)

性检验标准, 就 5 种检测方法应用于不同长度序列进行对比, 将至少有两种方法通过显著性检验的序列突变检验结果如表 3 所列。

由表 3 可知, 检测方法对序列长度的敏感性各有不同。在突变点的确定上, 5 种方法的检测结果略有差异, 但大都集中在 1980 s 中后期和 1990 s 早期, M-K 和 PETTITT 方法的检测结果因序列长度不同而变化, 这两种方法对序列长度相对敏感; 其余方法如 SNHT、Br 和 STARS 的检测结果相对稳定。在不同长度序列的显著性检验上, 所构建的 5 个序列中, 只有 60a 长度序列 (1956—2015 年) 在 5 种方法检测中都通过给定的显著性检验, 其他序列至少有两种方法的突变检验未能通过, 尽管可能的突变点包含在其中。SNHT 与 Br 法在某些序列长度上未经过显著性检验, M-K 与 PETTITT 方法在序列长度发生变化时突变点有所“漂移”。

### 3 讨论

根据已有的文献整理, SNHT 方法易于检测序列前后端断点, Br 和 PETTITT 法对序列中部的断点敏感<sup>[13, 41, 44]</sup>。非参数统计检验法因为对原数据的秩和序列进行检测, 可以减少异常值的影响<sup>[45]</sup>。以下结合已有研究和本文的数据实验, 从方法原理、假设检验条件、参数统计意义、序列长度优势等方面对几种突变检测方法的特点进行综合阐述与分析比较。

#### 3.1 方法原理的限制

SNHT 方法检测序列的“绝对同质性”, 假设变换得到的新序列为标准正态分布, 变点意味着序列可以分为两个均值不同的正态分布子序列(见表 1)。受对立假设限制, SNHT 方法只能检测

表3 多种方法用于洮河不同长度径流序列突变检验

| 红旗站径流序列   | 检测序列长度/a | 突变检测方法  |         |            |                  |         |
|-----------|----------|---------|---------|------------|------------------|---------|
|           |          | SNHT    | Br      | STARS      | M-K              | PETTITT |
| 1956—2015 | 60       | 1985    | 1985    | 1991       | 1990, 1992       | 1990    |
| 1956—2005 | 50       | ( 1985) | 1985    | 1993       | 1990, 1992       | ( 1986) |
| 1956—1995 | 40       | ( 1985) | ( 1985) | 1993       | 1957, 1990       | ( 1985) |
| 1981—2015 | 35       | 1985    | ( 1990) | 1993       | 1987             | ( 1992) |
| 1971—2000 | 30       | ( 1985) | ( 1985) | 1991, 1993 | 1991, 1993, 1994 | ( 1990) |

注: 表中突变年份带“( )”的表示未通过 $\alpha=0.05$ 的显著性检验, 其余突变结果均通过该显著性水平检验

出最有可能的单个变点, 且在划分两个正态分布的子序列时容易出现序列首尾突变<sup>[41]</sup>。洮河径流子序列的测试实验中多次出现这种情形, 且没有通过显著性检验, 未列入表3中。

Br法的假设条件与SNHT方法类似, 零假设为序列正态分布的均值不变, 对立假设为均值发生突变。基于累积距平计算序列累积偏差和极差, 对序列中部断点更为敏感<sup>[13]</sup>。Br方法也只能检测出一个最有可能的突变点。

STARS方法基于T检验的双侧检测水平, 对序列的均值进行循序计算, 只要相邻子序列的均值差异通过显著性检验, 就可以认为前一序列的末值时间点为突变点。该方法对时间序列的趋势变化不敏感, 可检出多个突变点, 操作简单, 结果清晰, 在检测长序列、多序列突变时效率较高。由于参数较多, 该方法存在一定程度的人设干扰。

M-K检验法与PETTITT法同为构造符号秩序列, 不同之处在于PETTITT考虑了序列中相等值的影响。M-K检验法构造的秩序列是某一时刻数值大于之前时刻数值个数的累计数, 而PETTITT法构造的秩序列则是某一时刻数值大于或小于之前时刻数值个数的累计数(见表1)。构造符号秩序列可以有效避免异常值的影响, 但当序列中存在较多相等值时, M-K检验法的计算结果会受到影响, 这是两种方法检测结果出现差异(见表2、表3)的原因之一。另外, M-K方法基于某一时段内的曲线交点获得突变点, 不能判定突变点的统计显著性。PETTITT法基于单因素方差检验, 比较突变点作为分界点的数据分布形式是否一致, 可以量化突变点在统计意义上的显著性水平。

### 3.2 序列长度影响

SNHT、Br和STARS检测方法强调均值的绝对变化, 在洮河不同长度径流序列的突变检测中, 上述三种方法的检测结果相对稳定; 而M-K和PETTITT方法的检测结果对序列长度更为敏感。M-K方法的突变点是趋势统计量 $UF_k$ 与逆序统计量 $UB_k$ 的曲线交点, 序列长度发生变化时, 趋势曲线 $UF_k$ 不受影响,

但交点位置随着逆序曲线的起始值的变化而改变, 或是位于置信区间外, 或是出现多个交点(图4(a)与图4(b)对比), 或是突变点发生“漂移”(如图4(a)与图4(c)对比), 甚至出现曲线重合的情况(图4(d))。对于有多个交点的情况或交点位于置信区间之外的, 须结合其他检测方法以及实际情况进行综合判断<sup>[11]</sup>。

序列长度会影响数据分布形式, 导致PETTITT法在计算秩和统计量最大值时产生不一致, 突变点因此出现漂移(见表3), 该法也不适合检测序列首尾突变<sup>[44]</sup>。同为检测突变前后序列分布特征, SNHT法受序列长度的影响低于PETTITT法。从数据处理来看, SNHT法检测突变前后序列的正态分布, 对原始值的依赖性比较强; PETTITT法的符号秩序列在排除异常值影响的同时, 对原始序列的“值域”进行了选择性忽略。结合序列的实际情况来看(见图1), 洮河红旗站的全序列并无异常值, 在1960年代径流高值多、极差大, 90年代后极差减小, 径流趋向稳定。这种背景下, 考虑实际值的参数统计法比计算符号秩的非参数统计检验法更为稳定, 检验结果不受序列长度的影响。PETTITT法和M-K法对符号秩进行计算, 对序列长度的敏感性自然增强。这与张应华<sup>[45]</sup>的研究结论相符。

### 3.3 先验假设与数据预处理

在5种统计检验法中, 参数统计法如SNHT、Br和STARS等方法要求时间序列服从独立正态分布或近似正态分布, 对非正态分布的序列需通过函数变换(如对数变换、倒数变换、平方根等方法)进行预处理<sup>[46]</sup>。STARS方法和非参数秩检验中的M-K检验、PETTITT法均要求序列独立同分布且不存在自相关性。采用上述方法时, 须先判别原始序列的自相关性, 必要的时候需要去除自相关性。目前常用的方法有白化处理<sup>[42]</sup>、去趋势白化处理<sup>[47]</sup>和基于普通最小二乘法的方法<sup>[48]</sup>等。

### 3.4 综合判断

累积距平法可以对序列的趋势和突变进行初步诊断, 确定突变的大致范围; 突变的精确诊断方法分参

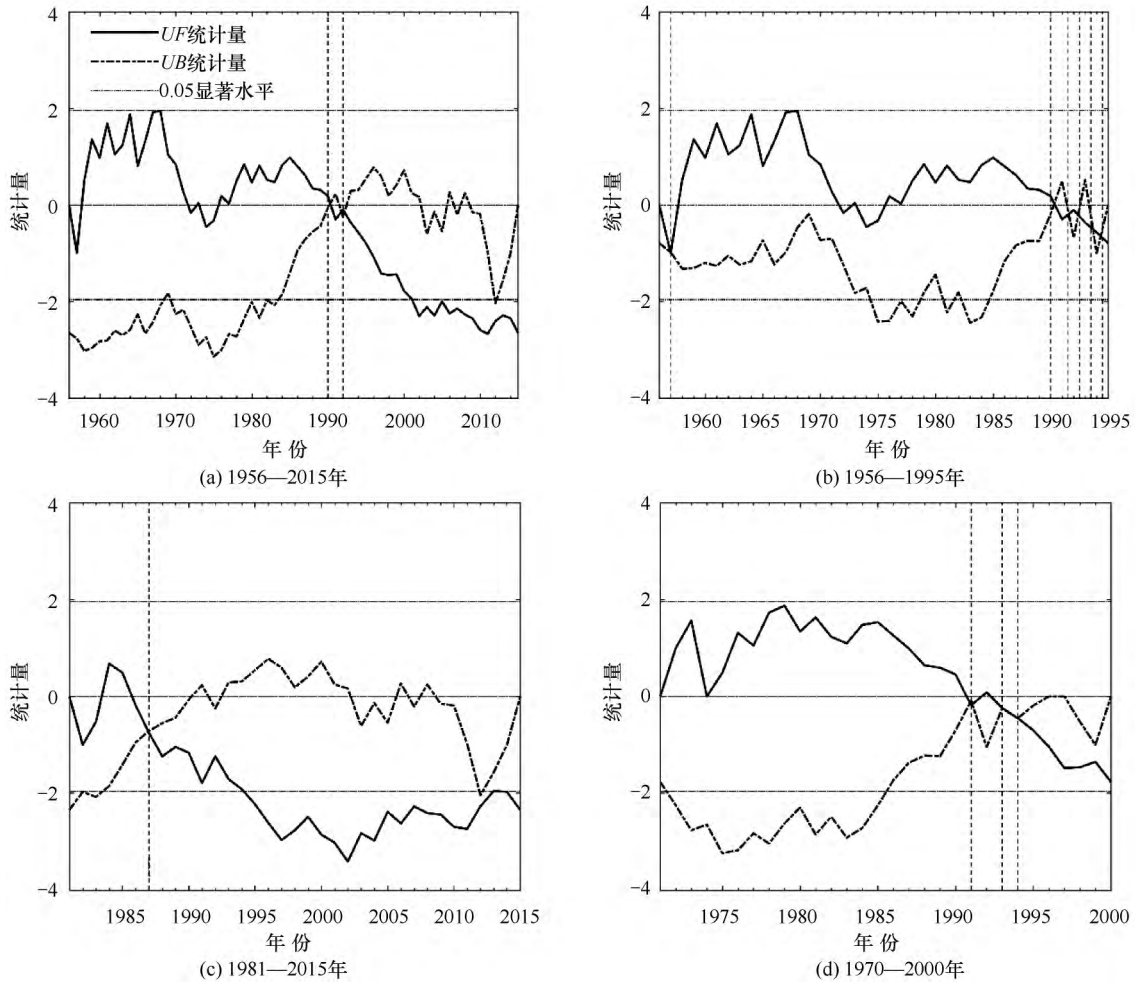


图 4 洮河不同序列长度 M-K 检验(分图中点线为  $\alpha=0.05$  显著性水平检验,虚线为突变点所在年份)

表 4 6 种水文序列突变检验方法对比

| 检验方法    | 方法类型    | 先验假设         | 序列长度影响 | 可检验突变点个数 | 突变点敏感位置 |
|---------|---------|--------------|--------|----------|---------|
| 累积距平曲线  | 初步诊断法   | 无            | 无      | 多个       | 序列中部    |
| SNHT    | 参数统计法   | 正态随机变量       | 较小     | 单个       | 序列前后末端  |
| Br      |         | 正态随机变量       | 较小     | 单个       | 序列中部    |
| STARS   | 非参数秩检验法 | 正态随机变量、无自相关性 | 较小     | 多个       | 全序列     |
| M-K     |         | 随机变量、无自相关性   | 有影响    | 多个       | 全序列     |
| PETTITT |         | 随机变量、无自相关性   | 有影响    | 单个       | 序列非前后末端 |

数统计法和非参数秩检验法,前者大多数要求序列服从正态分布,后者要求序列的自相关性弱。进行突变检验时,数据序列宜满足检测方法的数据要求,必要时进行预处理。本文选用的 5 种常见统计检验方法中,SNHT、Br、STARS 等方法对序列长度的敏感性较小,M-K 和 PETTITT 对序列长度较为敏感;SNHT、Br 和 PETTITT 只能检测出单个变点,当序列存在多个变点时,检测结果会因此产生“漂移”;而 STARS 和 M-K 方法可以检测多个变点;受方法原理限制,累积距平法和 Br 法较倾向于检测出序列中部的突变点,SNHT 对序列首尾突变较为敏感,PET-

TITT 则不适宜检测首尾变异,STARS 和 M-K 方法没有明显的变点位置倾向,适于检测全序列的可能突变。几种方法的综合对比如表 4 所列。

综合各方法优劣以及序列的实际情况,对上文中三河的突变年份进行判定。黑河和白河径流序列(1981—2015 年)较明显的转折大致在 1990—1995 年间(见图 2,累积距平法);表 2 中,1985 年距离序列始点很近(SNHT、M-K 方法结果),Br、STARS 和 PETTITT 等三种方法得到的结果较一致,且与累积距平初判结果吻合;唐克和大水站自 1981 年建站以来,站点位置、测流方法均未发生改变,站点迁移的影响

可以排除。因此判定黑河和白河的突变年份为1993年。由于黑河和白河流域缺少径流相关的研究,查阅两河所处的若尔盖高原地区关于气候变化的相关文献,甄硕等<sup>[49]</sup>研究得到该地区降水序列的突变年份为1991年,蒸发序列的突变发生在1994年,时间跨度为1967—2014年。考虑到气候变化与水文过程存在一定滞后效应,这可以佐证黑河和白河径流序列突变发生在1993年。对于洮河径流的完整序列(1956—2015年),总体下降趋势在1985—1991年间(见图2,累积距平法),5种精确诊断方法有两个方法检测为1985年(SNHT和Br法),三个方法检测为1991年前后(STARS、M-K和PETTITT方法),排除站点迁移影响,根据众数原则,以结果中的多数为主,因此判定1991年为洮河径流序列的突变年份,这与Li<sup>[3]</sup>对洮河序列突变年份的判断一致。

#### 4 结论与展望

论文对6种常用突变检验方法及原理进行综述,以黄河上游3个代表性流域的河川径流序列为例,通过“异河同长”和“同河异长”的方案设定,基于数据实验和结果对比,对上述方法应用于水文序列突变检验的效果进行综合分析。主要结论如下:

(1) 累积距平等曲线直观方法根据数据趋势确定突变发生的时间范围,统计意义上的“精确”突变仍需借助统计检验方法确定。

(2) 参数统计法和非参数秩检验法在突变点个数、序列长度稳定性及突变点位置的敏感性方面各具特点。实际应用中宜选择不同方法进行检验;为避免同类方法的重复,建议在两类方法中至少各选一个用于成果对比。

(3) 宜强调显著性水平在序列突变检验中的作用,只有当两个或两个以上的检测结果较一致且通过给定的显著性检验水平,方可议为可信的突变检验成果。

(4) 比较6种突变检测方法的结果,判定黄河上游的黑河和白河径流序列(1985—2015年)的突变发生在1993年,洮河径流序列(1956—2015年)的突变年份为1991年。

文中涉及的5种突变精确诊断方法都比较擅长均值突变和方差突变的检验,对于较为复杂的突变类型如转折突变、跷跷板突变或多种突变叠加的检测存在一定困难<sup>[50-51]</sup>。必要时候可根据其他方法如小波分析等方法的使用进行深入分析。突变识别一直是学术界一个比较难的问题,诸多学者也在不断尝试找到更

科学、准确的识别方法。对于突变识别的应用,关键在于在弄清统计检验的机制基础上,辅以自己的专业知识,深入考察当地环境变化和经济社会发展等实际情况,以对突变现象进行综合分析和科学判断。

#### 参考文献:

- [1] FIELD C B. Climate change 2014—impacts, adaptation and vulnerability: Regional aspects [M]. London: Cambridge University Press, 2014.
- [2] HENRIQUES C, GARNETT K, WEATHERHEAD E, et al. The future water environment—using scenarios to explore the significant water management challenges in England and Wales to 2050 [J]. *Science of the Total Environment*, 2015, 512: 381–396.
- [3] LI C, WANG L, WANRUI W, et al. An analytical approach to separate climate and human contributions to basin streamflow variability [J]. *Journal of Hydrology*, 2018, 559: 30–42.
- [4] 何旭强,张勃,孙力炜,等. 气候变化和人类活动对黑河上中游径流量变化的贡献率 [J]. *生态学杂志*, 2012, 31(11): 2884–2890.
- [5] 张调风,朱西德,王永剑,等. 气候变化和人类活动对湟水河流域径流量影响的定量评估 [J]. *资源科学*, 2014, 36(11): 2256–2262.
- [6] TIAN S, XU M, JIANG E, et al. Temporal variations of runoff and sediment load in the upper yellow river, China [J]. *Journal of Hydrology*, 2019, 568: 46–56.
- [7] GINZBURG L R, GROMOV M. Structural Stability and Morphogenesis. An Outline of a General Theory of Models. by Rene Thom; D. H. Fowler [J]. *Quarterly Review of Biology*, 1975, 6(5): 544.
- [8] DEMAREE G, NICOLIS C. Onset of Sahelian drought viewed as a fluctuation-induced transition [J]. *Quarterly Journal of the Royal Meteorological Society*, 1990, 116(491): 221–238.
- [9] YAMAMOTO R, IWASHIMA T, KAZADI S N, et al. Climatic jump: A hypothesis in climate diagnosis [J]. *Journal of the Meteorological Society of Japan. Ser. II*, 1985, 63(6): 1157–1160.
- [10] MAASCH K. Statistical detection of the mid-pleistocene transition [J]. *Climate Dynamics*, 1988, 2(3): 133–143.
- [11] 符淙斌,王强. 气候变化的定义和检测方法 [J]. *大气科学*, 1992, 16(4): 482–493.
- [12] LACOMBE G, MCCARTNEY M, FORQUOR G. Drying climate in Ghana over the period 1960–2005: Evidence from the resampling-based Mann-Kendall test at local and regional levels [J]. *Hydrological Sciences Journal*, 2012, 57(8): 1594–1609.
- [13] VERSTRAETEN G, POESEN J, DEMAREE G, et al. Long-term (105 years) variability in rain erosivity as derived from 10-min rainfall depth data for Ukkel (Brussels, Belgium): Implications for assessing soil erosion rates [J]. *Journal of Geophysical Research: Atmospheres*, 2006, 111(D22109).
- [14] 成静清. 非一致性年径流序列频率分析计算 [D]. 杨凌: 西北农林科技大学, 2010.
- [15] MANN H B. Nonparametric tests against trend [J]. *Econometrica*, 1945, 13(3): 245–259.

- [16] GOOSSENS C, BERGER A. Annual and seasonal climatic variations over the northern hemisphere and europe during the last century [J]. *Annales Geophysicae*, 1986, 4( 4): 385-400.
- [17] PETTITT A N. A non-parametric approach to the change-point problem [J]. *Journal of the Royal Statistical Society. Series C ( Applied Statistics)*, 1979, 28( 2): 126-135.
- [18] LEE A F, HEGHINIAN S M. A shift of the mean level in a sequence of independent normal random variables—a bayesian approach [J]. *Technometrics*, 1977, 19( 4): 503-506.
- [19] ALEXANDERSSON H. A homogeneity test applied to precipitation data [J]. *Journal of Climatology*, 1986, 6( 6): 661-675.
- [20] BUIHAND T A. Tests for detecting a shift in the mean of hydrological time series [J]. *Journal of Hydrology*, 1984, 73( 1): 51-69.
- [21] RODIONOV S N. A sequential algorithm for testing climate regime shifts [J]. *Geophysical Research Letters*, 2004, 31: L09204.
- [22] 丁晶. 洪水时间序列干扰点的统计推估 [J]. *武汉水利电力大学学报*, 1986, 5: 36-40.
- [23] 熊立华, 周芬, 肖义, 等. 水文时间序列变点分析的贝叶斯方法 [J]. *水电能源科学*, 2003, 21( 4): 39-41.
- [24] 金菊良, 魏一鸣, 丁晶. 基于遗传算法的水文时间序列变点分析方法 [J]. *地理科学*, 2005, 25( 6): 720-723.
- [25] SEARCY J K, HARDISON C H. Double-mass curves. *Manual of Hydrology: Part 1. General Surface-Water Techniques* [R]. Washington: United States Government Printing Office, 1960.
- [26] BUIHAND T A. Some methods for testing the homogeneity of rainfall records [J]. *Journal of Hydrology*, 1982, 58( 1-2): 11-27.
- [27] 谢平, 陈广才, 李德, et al. 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.
- [28] 周寅康, 张捷. 长江下游地区近五百年洪涝序列的  $r/s$  分析 [J]. *自然灾害学报*, 1997, 6( 2): 78-84.
- [29] ZHAO N, GOU S, ZHANG B, et al. Changes in pan evaporation and their attribution to climate factors in the zoige alpine wetland, the eastern edge of the tibetan plateau ( 1969-2014) [J]. *Water*, 2017, 9( 12): 971.
- [30] XIONG L, GUO S. Trend test and change-point detection for the annual discharge series of the yangtze river at the yichang hydrological station/test de tendance et détection de rupture appliqués aux séries de débit annuel du fleuve yangtze à la station hydrologique de yichang [J]. *Hydrological Sciences Journal*, 2004, 49( 1): 99-112.
- [31] 胡智丹, 夏婷, 罗琳, 等. 气候变化对河川径流量的影响——以皇甫川流域为例 [J]. *水利水电技术*, 2018, 49( 2): 30-36.
- [32] 刘璇, 郭家力, 张静文, 等. 气候变化影响下的赣江流域水资源变化趋势与幅度分析 [J]. *水利水电技术*, 2018, 49( 6): 39-46.
- [33] LIU L, XU Z X, HUANG J X. Spatio-temporal variation and abrupt changes for major climate variables in the taihu basin, china [J]. *Stochastic Environmental Research and Risk Assessment*, 2012, 26( 6): 777-791.
- [34] ZHAO F, XU Z, HUANG J, et al. Monotonic trend and abrupt changes for major climate variables in the headwater catchment of the yellow river basin [J]. *Hydrological Processes: An International Journal*, 2008, 22( 23): 4587-4599.
- [35] 陈俊旭, 赵红玲, 吕燕, 等. 红河流域径流演变分异及其特征 [J]. *水电能源科学*, 2018, 36( 10): 22-26.
- [36] MENG F, SU F, YANG D, et al. Impacts of recent climate change on the hydrology in the source region of the yellow river basin [J]. *Journal of Hydrology: Regional Studies*, 2016, 6: 66-81.
- [37] QIN Y, YANG D, GAO B, et al. Impacts of climate warming on the frozen ground and eco-hydrology in the yellow river source region, china [J]. *Science of the Total Environment*, 2017, 605: 830-841.
- [38] 李万志, 刘玮, 张调风, 等. 气候和人类活动对黄河源区径流量变化的贡献率研究 [J]. *冰川冻土*, 2018, 40( 5): 985-992.
- [39] 魏凤英. *现代气候统计诊断与预测技术 ( 第二版)* [M]. 北京: 气象出版社, 2007.
- [40] 李常斌, 王帅兵, 杨林山, 等. 1951-2010 年洮河流域水文气象要素变化的时空特征 [J]. *冰川冻土*, 2013, 35( 5): 1259-1266.
- [41] WIJNGAARD J B, TANK A M G K, KÖNNEN G P. Homogeneity of 20th century european daily temperature and precipitation series [J]. *International Journal of Climatology*, 2003, 23( 6): 679-692.
- [42] KULKARNI A, VON STORCH H. Monte carlo experiments on the effect of serial correlation on the mann-kendall test of trend [J]. *Meteorologische Zeitschrift*, 1995, 4( 2): 82-85.
- [43] JAAGUS J, BRIEDE A, RIMKUS E, et al. Changes in precipitation regime in the baltic countries in 1966-2015 [J]. *Theoretical and Applied Climatology*, 2018, 131( 1-2): 433-443.
- [44] HAWKINS D M. Testing a sequence of observations for a shift in location [J]. *Journal of the American Statistical Association*, 1977, 72( 357): 180-186.
- [45] 张应华, 宋献方. 水文气象序列趋势分析与变异诊断的方法及其对比 [J]. *干旱区地理*, 2015, 38( 4): 652-665.
- [46] YEO I K, JOHNSON R A. A new family of power transformations to improve normality or symmetry [J]. *Biometrika*, 2000, 87( 4): 954-959.
- [47] YUE S, PILON P, PHINNEY B, et al. The influence of autocorrelation on the ability to detect trend in hydrological series [J]. *Hydrological Processes*, 2002, 16( 9): 1807-1829.
- [48] HAMED K. Enhancing the effectiveness of prewhitening in trend analysis of hydrologic data [J]. *Journal of Hydrology*, 2009, 368( 1-4): 143-155.
- [49] 甄硕, 索朗夺尔基, 董李勤, 等. 若尔盖高原 1967—2014 年气候变化特征分析 [J]. *西南林业大学学报*, 2016, 36( 5): 138-143.
- [50] SHAO Q, LI Z, XU Z. Trend detection in hydrological time series by segment regression with application to shiyang river basin [J]. *Stochastic Environmental Research and Risk Assessment*, 2010, 24( 2): 221-233.
- [51] 雷红富, 谢平, 陈广才, 等. 水文序列变异点检验方法的性能比较分析 [J]. *水电能源科学*, 2007, 25( 4): 36-40.

(责任编辑 康健)