

DOI: 10.13476/j.cnki.nsbdkj.2019.0029

周浩伟,刘苏峡,李峰平. 雄安新区旱涝趋势分析[J]. 南水北调与水利科技, 2019, 17(2): 10-19, 28. ZHOU H W, LIU S X, LI F P. Drought and flood trends in Xiong'an New Area[J]. South-to-North Water Transfers and Water Science & Technology, 2019, 17(2): 10-19, 28. (in Chinese)

## 雄安新区旱涝趋势分析

周浩伟<sup>1,2,3</sup>, 刘苏峡<sup>1,2,3</sup>, 李峰平<sup>4</sup>

- (1. 中国科学院 地理科学与资源研究所陆地水循环及地表过程重点实验室, 北京 100101;  
2. 中国科学院大学 资源与环境学院/中丹学院, 北京 100049; 3. 中国科学院大学, 北京 100049;  
4. 吉林大学 新能源与环境学院, 长春 130021)

**摘要:**旱涝趋势对雄安新区规划建设至关重要。增补构建了雄安新区1469年到2018年的连续550 a历史旱涝等级数据。以每10 a中的偏涝(旱)年份频次组成的旱涝等级数据序列(后简称偏涝、偏旱序列)作为研究对象,采用Lee-Heghinian法、有序聚类法、滑动T检验法识别序列的突变点,采用线性趋势回归检验、Spearman秩次法识别序列的变化趋势,采用R/S分析法对序列进行预测分析。结果表明:1469—2018年,雄安新区偏涝序列在1579—1588年间存在突变点,突变点前、后的子序列分别呈现出不显著的上升趋势和显著的上升趋势;偏旱序列在1919—1928年间存在突变点,突变点前、后的子序列分别呈现出不显著的下降趋势和不显著的上升趋势。Hurst指数综合预测结果显示,在0.05显著性水平下,未来偏涝序列呈从显著下降到不显著上升趋势,偏旱序列呈从不显著上升到显著下降趋势。

**关键词:**雄安新区;旱涝等级;趋势分析;突变分析;R/S分析

中图分类号:P426 文献标志码:A 开放科学(资源服务)标识码(OSID):



### Drought and flood trends in Xiong'an New Area

ZHOU Haowei<sup>1,2,3</sup>, LIU Suxia<sup>1,2,3</sup>, LI Fengping<sup>4</sup>

- (1. Key Laboratory of Water Cycle and Related Land Surface Processes, Institute of Geographic Sciences and Natural Resources Research, Chinese Academy of Sciences, Beijing 100101, China; 2. College of Resources and Environment, Sino-Danish College, University of Chinese Academy of Sciences, Beijing 100049, China; 3. University of Chinese Academy of Sciences, Beijing 100049, China; 4. College of New Energy and Environment, Jilin University, Changchun 130021, China)

**Abstract:** Trends of drought and flood are very important for the planning and construction of Xiong'an New Area. In this paper, 550 years of historical drought and flood grade data from 1469 to 2018 in Xiong'an New Area were constructed. The data series of drought and flood grade with frequency of drought-prone and flood-prone years in every 10 years were our research object, which were abbreviated as drought-prone and flood-prone sequences in our study. The turning points of the sequences were identified by Lee-Heghinian method, ordered clustering and moving t-test. The trends of the sequences were identified with linear trend regression test and Spearman rank method. The sequences were predicted with a R/S analysis method. The results showed that: there was a turning point in 1579-1588 for the flood-prone sequence. The subsequence showed an insignificant up-

收稿日期: 2018-12-03 修回日期: 2019-03-04 网络出版时间: 2019-03-06

网络出版地址: <http://kns.cnki.net/kcms/detail/13.1334.TV.20190305.0909.002.html>

基金项目: 国家重点研发计划(2016YFC0401402; 2017YFA0603702); 国家自然科学基金(41471026); 国家重点基础研究发展计划项目(2012CB957802)

作者简介: 周浩伟(1996—), 男, 四川成都人, 在读博士研究生, 主要从事水文水资源研究。E-mail: zhouhw.18b@igsnr.ac.cn

通信作者: 刘苏峡(1965—), 女, 湖北黄陂人, 研究员, 主要从事水文水资源研究。E-mail: liusx@igsnr.ac.cn

ward trend before this turning point, and a significant upward trend after it. There was a turning point in 1919 to 1928 for the drought-prone sequence. The subsequence showed an insignificant downward trend before this turning point, and an insignificant upward trend after it. At the significant level of 0.05, Hurst index forecasting showed that the flood-prone sequence would show a trend varying from significantly decreasing to insignificantly increasing in the future, while the drought-prone sequence would show a trend varying from insignificantly increasing to significantly decreasing.

**Key words:** Xiong'an New Area; drought and flood grades; trend analysis; turning point; R/S analysis

2017年4月1日,作为北京市非首都功能疏解集中承载地的河北雄安新区正式成立。2018年4月21日,《河北雄安新区规划纲要》(后简称《纲要》)正式发布,《纲要》明确指出,到2035年要将雄安新区建设成为“绿色低碳、信息智能、宜居宜业、具有较强竞争力和影响力、人与自然和谐共生的高水平社会主义现代化城市”。此次《纲要》中特地提到了“人与自然和谐共生”的建设目标,而要实现这一目标,最重要的一点就是要降低自然灾害对人们正常生活生产的影响,旱涝灾害是对雄安新区影响重大的主要自然灾害<sup>[1-2]</sup>。因此,研究雄安新区旱涝趋势对实现2035年建设目标具有重要意义。

建国以来,由于大范围水文站网的建设,有关干旱和洪涝的研究数据得到质的提升,利用这些数据开展的研究也数不胜数。然而,要对未来进行准确预测,还需要挖掘更长年限的历史数据,探明干旱和洪涝在长时间范围尺度下的演变特征,对未来旱涝情势做出资料长度更具代表性的判断。

近年来,已有不少学者利用历史旱涝资料在全国开展了有关旱涝特征的研究。例如:毕硕本等<sup>[3]</sup>通过分析西北地区东部1470—1912年连续443年旱涝等级序列,发现该地区旱涝灾害具有明显的阶段性,且通过对比发现采用历史文献资料重建的旱涝序列与其他长降水量序列的一致性较好。袁媛等<sup>[4]</sup>通过分析陕西省几个具有代表性的气象站1470—2008年旱涝等级序列,发现榆林和延安呈现从偏旱转向正常的趋势,宝鸡和西安呈现出从偏旱转向偏涝的趋势,而汉中和安康主要以偏涝为主。刘东升等<sup>[5]</sup>通过重建并分析昆明市1322—2013年旱涝等级序列,发现历史上昆明市旱涝灾害总体变化趋势为先趋于涝,后趋于旱,且旱涝灾害的第一、二、三主周期分别为39 a, 11 a和4 a。常奂宇等<sup>[6]</sup>通过分析北京市1470—2015年旱涝等级资料,发现北京市旱涝灾害整体上呈现出“涝—旱—涝—旱”的波动,且局部存在旱涝急转的现象。YU等<sup>[7]</sup>通过分析内蒙古地区近500年旱涝资料,发现近500年来内蒙古地区旱涝灾害发生的频率和强度均有所增

加,且存在涝灾总是在旱灾发生后的4~5 a发生的一个滞后效应。Zheng等<sup>[8]</sup>通过分析1736—2000年中国北方历史旱涝资料,发现在这一时段内中国北方共发生了29次特大旱灾和28次特大洪灾,且在极端干旱(洪涝)事件中,大部分地区的降水量明显减少(增加),尤其是夏秋两季。Jiang等<sup>[9]</sup>通过分析长江三角洲地区近1000年来的旱涝资料,发现1000—1600年洪灾发生频次呈负趋势,其后呈正趋势,且1300年以后旱灾发生频次增加。

本文利用历史旱涝等级资料研究雄安新区旱涝趋势,旨在为雄安新区防洪抗旱规划建设提供参考依据。

## 1 研究区概况

雄安新区地处河北省保定市,同时也处于北京市、天津市和保定市腹地,其规划范围涵盖了保定市雄县、容城、安新三县的行政辖区,任丘市郑州镇、苟各庄镇、七间房乡以及高阳县龙化乡,总规划面积约1770 km<sup>2</sup>。

雄安新区位处白洋淀流域出口。白洋淀流域主要包含了白洋淀及其周围的大清河水系。大清河水系在白洋淀流域内呈扇形分布,而水系中汇入白洋淀的河流按来水方向分为南北中三支。其中,大清河南支和中支的河流直接注入白洋淀内,而北支的河流则是通过白沟引河最终引入白洋淀<sup>[10]</sup>。

白洋淀流域属于暖温带半干旱气候区,多年平均降水量约为570 mm。整个流域呈现西北高东南低的地势特征,降水量在空间分布上极不均匀<sup>[11]</sup>,西北部山区的降雨量多于东南部平原区。流域多年平均径流量约为22.3亿m<sup>3</sup>山区河流径流量占总径流量的80%以上。流域降水量时间分配不均匀,大部分降水集中在6—9月,约占流域总降水量的80%。暴雨多集中于每年7、8月内,历史上发生的几次对人类影响较大的暴雨均发生在这段时间内<sup>[12]</sup>。

由于白洋淀流域降雨时空分布不均匀的气候特征和雄安新区的特殊位置,雄安新区位于易发生洪涝和干旱灾害的区域。

## 2 研究方法

### 2.1 雄安新区 1469—2018 年连续 550 a 的历史偏涝(旱)序列生成方法

《中国近五百年旱涝分布图集》<sup>[13]</sup>(后简称《图集》)及其续补<sup>[14]</sup>和再续补资料<sup>[15]</sup>刊印了 1470—2000 年全国 120 个站点旱涝等级分布图。《图集》采用 5 个等级表示各地降水情况,其中 1 级代表涝、2 级代表偏涝、3 级代表正常、4 级代表偏旱、5 级代表旱,各等级描述见表 1。《图集》中每一个站点代

表了现行政区划的 1~2 个地区范围,本文选取了保定站数据代表雄安新区历史旱涝等级情况。基于上述《图集》及其续补和再续补资料,首先读出保定站 1470—2000 年旱涝等级。

考虑到后面计算每 10 a 的偏涝(旱)年份频次需要整 10 a 的旱涝等级数据,还需把历史旱涝等级数据往前推 1 a。利用《中国气象灾害大典》(河北卷)<sup>[16]</sup>中关于雄安新区所在区域的记载,对照表 1 中有关各旱涝等级的描述,延展出 1469 年的旱涝等级数据。

表 1 旱涝等级描述<sup>[13]</sup>

Tab. 1 Description of drought and flood grades

旱涝等级	等级描述
1 级	持续时间长而强度大的降水、大范围大水、沿海特大的台风雨成灾等。如“春夏霖雨”“夏大雨浹旬,江水溢”“春夏大水溺死人畜无算”“夏秋大水禾苗涌流”“大雨连日,陆地行舟”、数县“大水”“飓风大雨,淹没田庐”。
2 级	春、秋单季成灾不重的持续降水、局地大水、成灾稍轻的飓风大雨。如:“春霖雨伤禾”“秋霖雨害稼”“四月大水,饥”“八月大水”、某县“山水陡发,坏田亩”等。
3 级	年成丰稔、大有,或无水旱可记载。如:“大稔”“有秋”“大有年”等。
4 级	单季、单月成灾较轻的旱、局地旱。如:“春旱”“秋旱”“旱”、某月“旱”“晚造雨泽稀少”“旱蝗”。
5 级	持续数月干旱或跨季度旱,大范围严重旱灾。如:“春夏旱,赤地千里人食草根树皮”“夏秋旱,禾尽槁”“夏亢旱,饥”“四至八月不雨,百谷不登”“河涸”“塘干”“井泉竭”“江南大旱”“湖广大旱”等。

根据中国气象数据网中的保定市 2001—2018 年月降水量资料(6—9 月),按照《图集》采用的评定标准,延展出 2001—2018 年的旱涝等级数据。旱涝等级计算标准<sup>[14]</sup>为

$$1 \text{ 级}: R_i > (\bar{R} + 1.17\sigma)$$

$$2 \text{ 级}: (\bar{R} + 0.33\sigma) < R_i \leq (\bar{R} + 1.17\sigma)$$

$$3 \text{ 级}: (\bar{R} - 0.33\sigma) < R_i \leq (\bar{R} + 0.33\sigma)$$

$$4 \text{ 级}: (\bar{R} - 1.17\sigma) < R_i \leq (\bar{R} - 0.33\sigma)$$

$$5 \text{ 级}: R_i \leq (\bar{R} - 1.17\sigma)$$

式中:  $R_i$  为第  $i$  年 6—9 月的降水量;  $\bar{R}$  为有记录以来 6—9 月多年平均雨量;  $\sigma$  为标准差。

之后将 1469—2018 年按每 10 a 一个时段分成 55 个时段,以旱涝等级为 1 或 2 的年份作为偏涝年份,旱涝等级为 4 或 5 的年份作为偏旱年份,统计每个时段中偏涝(旱)年份的数量<sup>[17]</sup>,最终获得雄安新区 1469—2018 年偏涝(旱)序列。

## 2.2 突变点和趋势研究方法

### 2.2.1 滑动平均法

利用原始序列  $x_1, x_2, \dots, x_n$  的几个前期值和后期值取平均,得到新的序列  $y_t$ ,使原始序列光滑化。数学表达式为

$$y_t = \frac{1}{2+1} \sum_{i=-k}^k x_{t+i} \quad (1)$$

当  $k=2$  时为 5 点滑动平均,  $k=3$  时为 7 点滑动平均。选择合适的  $k$  值,  $y_t$  就能把趋势清晰地显现出来<sup>[18-19]</sup>。

### 2.2.2 有序聚类分析法

设序列  $x$  中可能的突变点为  $\tau$ ,则突变前后的离差平方和为

$$V_\tau = \sum_{i=1}^{\tau} (x_i - \bar{x}_\tau)^2 \quad (2)$$

$$V_{n-\tau} = \sum_{i=\tau+1}^n (x_i - \bar{x}_{n-\tau})^2 \quad (3)$$

其中  $\bar{x}_\tau, \bar{x}_{n-\tau}$  分别为  $\tau$  前、后部分的均值。

总离差平方和表示为:  $S_n(\tau) = V_\tau + V_{n-\tau}$ ,当  $S = \min\{S_n(\tau)\} (2 \leq \tau \leq n-1)$  时的  $\tau$  即为最可能的突变点<sup>[20-21]</sup>。

### 2.2.3 Lee-Heghinian 法

Lee-Heghinian 法是一种基于贝叶斯理论的水文序列突变点检验方法<sup>[22]</sup>。选取水文序列  $x(t)$ ,假设其总体服从正态分布。当可能突变点  $\tau$  的先验分布为均匀分布时,则其后验分布可表示为

$$f(\tau | x_1, x_2, \dots, x_n) = k \left[ \frac{n}{\tau(n-\tau)} \right]^\varphi \cdot [R(\tau)]^{-\frac{n-2}{2}} \quad (1 \leq \tau \leq n-1) \quad (4)$$

$$R = \left[ \sum_{t=1}^{\tau} (x_t - \bar{x}_\tau)^2 + \frac{\sum_{t=\tau+1}^n (x_t - \bar{x}_{n-\tau})^2}{\sum_{t=1}^n (x_t - \bar{x}_n)^2} \right] \quad (5)$$

式中:  $k$  为比例系数;  $n$  为样本容量。满足  $\max_{1 \leq \tau \leq n-1} \{f(\tau | x_1, x_2, \dots, x_n)\}$  条件的  $\tau$  即为突变点。

#### 2.2.4 滑动 T 检验法

选取样本量为  $n$  的时间序列  $x$ , 人为设置一个基准点。假设基准点前一个子序列  $x_1$  的样本量为  $n_1$ , 均值为  $\bar{x}_1$ , 方差为  $s_1^2$ , 基准点后一个子序列  $x_2$  的样本量为  $n_2$ , 均值为  $\bar{x}_2$ , 方差为  $s_2^2$ 。统计量  $t$  表示为

$$t = \frac{\bar{x}_1 - \bar{x}_2}{s \cdot \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}} \quad (6)$$

其中

$$s = \sqrt{\frac{n_1 s_1^2 + n_2 s_2^2}{n_1 + n_2 - 2}} \quad (7)$$

$t$  值最大的点即为时间序列最大突变点<sup>[23]</sup>。

#### 2.2.5 Spearman 秩次相关检验法

Spearman 秩次相关检验法通过分析待检序列与其时序的相关性来检验该序列的趋势性<sup>[24]</sup>。计算公式为

$$T = r \left( \frac{n-4}{1-r^2} \right)^{1/2} \quad (8)$$

$$r = 1 - \frac{6 \sum_{t=1}^n d_t^2}{n^3 - n} \quad (9)$$

$$d_t = R_t - t \quad (10)$$

式中:  $n$  为序列长度;  $r$  为 Spearman 秩次相关系数;  $R_t$  为秩次;  $t$  为待检序列时序。其中,  $T$  统计量服从自由度为  $(n-2)$  的  $t$  分布。选取显著性水平  $\alpha$ , 查  $t$  分布表得到对应的临界值  $t_{\alpha/2}$ , 若当  $|T| \geq t_{\alpha/2}$  时, 即可认为序列趋势显著。

#### 2.2.6 线性趋势回归检验法

假设时间序列  $x$  为线性趋势, 其线性模型计算公式为

$$x_t = a + bt + \eta_t, t = 1, 2, \dots, n \quad (11)$$

其中  $\eta_t$  为随机成分。再按照回归方法求出参数  $a$  和  $b$  的估计值  $\hat{a}$  和  $\hat{b}$  以及  $\hat{b}$  的方差  $S_b^2$ , 各计算公式为

$$\hat{b} = \frac{\sum_{t=1}^n (t-t) (x_t - \bar{x})}{\sum_{t=1}^n (t-t)^2} \quad (12)$$

$$\hat{a} = \bar{x} - \hat{b}t \quad (13)$$

$$S_b^2 = \frac{S^2}{\sum_{t=1}^n (t-t)^2} \quad (14)$$

式中:  $S^2 = \frac{\sum_{t=1}^n (x_t - \bar{x})^2 - \hat{b}^2 \sum_{t=1}^n (t-t)^2}{n-2}$ ;

$$t = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n t = \frac{1+n}{2}; \bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i; \text{其余符号含义同前。}$$

假设  $b=0$ , 统计量  $T = \frac{\hat{b}}{S_b}$  服从自由度为  $(n-2)$  的  $t$  分布。通过给定的  $\alpha$  查出对应的  $t_{\alpha/2}$  值, 如果  $|T| > t_{\alpha/2}$ , 则拒绝原假设, 线性趋势显著, 相反则不拒绝原假设, 线性趋势不显著。

#### 2.3 未来趋势判断方法

采用 R/S 分析方法判断未来趋势。R/S 法又称重标极差分析, 是一种分析非线性时间序列的基本方法, 在水文领域应用比较广泛<sup>[25-27]</sup>。借助 R/S 分析可以对给定时间序列的未来演化趋势做出定性的判断。

R/S 分析法的大致原理是先给定一个时间序列, 首先计算出代表增长率或衰减率的差分序列, 然后计算出对应于不同时滞的极差 ( $R$ ) 和标准离差 ( $S$ ), 再算出两者比值 ( $R/S$ ), 倘若  $R/S$  随时滞出现幂律分布趋势, 那么幂指数就是 Hurst 指数, 之后再根据 Hurst 指数对系统演化趋势做出进一步判断<sup>[28]</sup>。具体过程为

给定时间序列  $\{x(t)\}, t = 1, 2, \dots, n$ , 对于任意正整数  $\tau$ , 定义均值序列

$$x_\tau = \frac{1}{\tau} \sum_{t=1}^{\tau} x(t) \quad (15)$$

用  $X(t)$  表示累计离差

$$X(t, \tau) = \sum_{t=1}^{\tau} (x(t) - x_\tau), 1 \leq t \leq \tau \quad (16)$$

将极差  $R(\tau)$  定义为:

$$R(\tau) = \max_{1 \leq t \leq \tau} [X(t, \tau)] - \min_{1 \leq t \leq \tau} [X(t, \tau)] \quad (17)$$

将标准差  $S(\tau)$  定义为

$$S(\tau) = \sqrt{\left\{ \frac{1}{\tau} \sum_{t=1}^{\tau} [x(t) - x_\tau]^2 \right\}} \quad (18)$$

通过极差  $R(\tau)$  与标准差  $S(\tau)$  的比值, 定义为  $R/S$ , 使极差“标准化”, 从而消除量纲的影响

$$\frac{R}{S} = \frac{R(\tau)}{S(\tau)} \quad (19)$$

常用下式估算

$$\frac{R}{S} = \left( \frac{\tau}{2} \right)^H \quad (20)$$

其中,  $H$  即为 Hurst 指数。当  $H = 1/2$  时, 时间序列前后的变化无关; 当  $H > 1/2$  时, 表明时间序列的前后正相关, 系统的发展具有持续性; 当  $H < 1/2$  时, 表明时间序列前后负相关, 系统的发展具有逆持续性。

### 3 结果分析

#### 3.1 突变点分析

不同突变点检验方法各有优劣, 为了使检验结

果更加准确,本文分别采用有序聚类法、Lee-Heghinian 法和滑动 T 检验法三种方法相互对比,

对雄安新区偏涝(旱)总序列在 55 个时段中的突变点进行检验。检验结果见图 1。

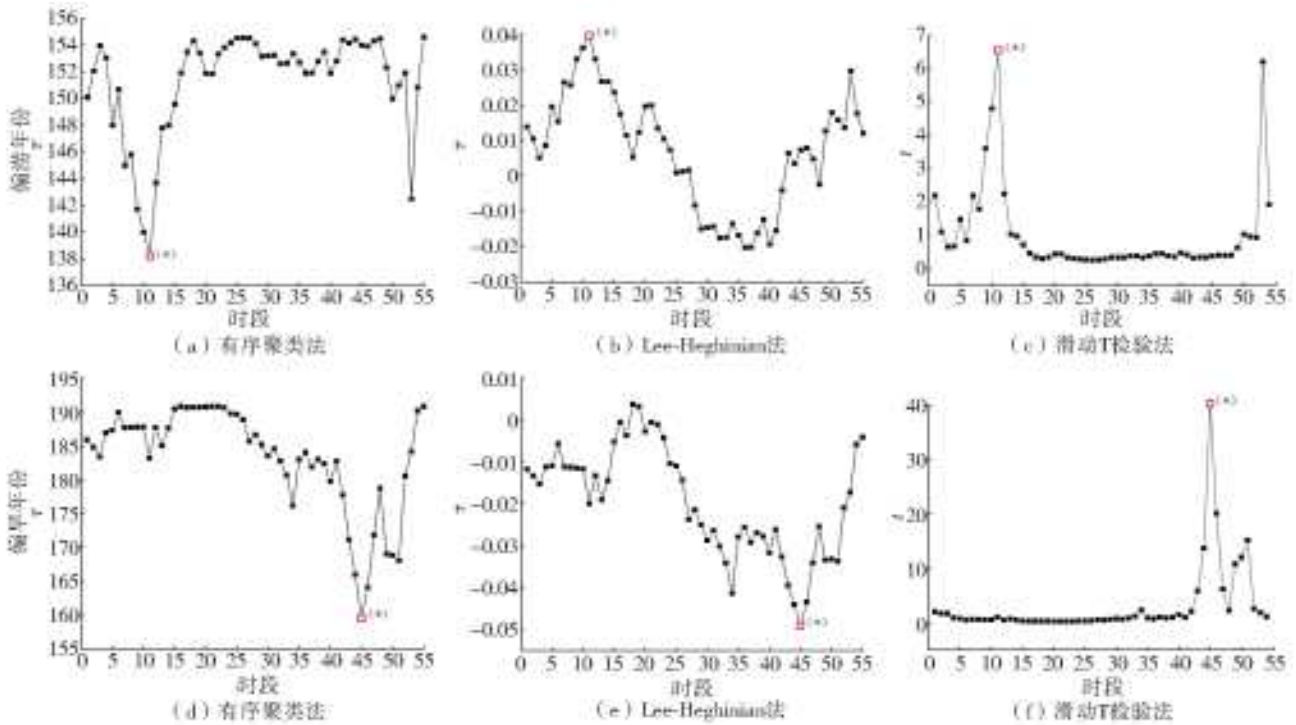


图 1 突变点检验结果(空心正方形表示突变点位置,\*表示显著性水平为 0.05)

Fig. 1 The results of turning point tests(Empty squares represented the position of turning points,\* represented the significant level at 0.05)

根据突变点检验结果,三种检验方法对偏涝(旱)总序列突变点的检验结果一致。其中偏涝总序列突变点均位于第 11 个时段(1569—1578 年),偏旱总序列突变点均位于第 45 个时段(1909—1918 年)。此外,三种检验方法对偏涝(旱)总序列的检验结果均通过了 0.05 显著性水平检验,这表明突变点检验结果可靠性较高。

方差的差值为 0.75(0.2),这表明突变点前、后的偏涝子序列稳定性差异比突变点前、后的偏旱子序列稳定性差异更大。

### 3.2 突变点前、后的偏涝(旱)子序列趋势分析

突变点前、后的偏涝(旱)子序列变化趋势见图 2。

为了探究突变点前、后的偏涝(旱)子序列统计值特征,分别计算了各子序列的均值和方差。计算结果见表 2。

采用线性趋势回归检验法和 Spearman 秩次法分别对突变点前、后的偏涝(旱)子序列变化趋势进行识别。结果显示,两种趋势检验方法对 4 组序列的检验结果一致:在 0.05 显著性水平下,突变点前、后的偏涝(旱)子序列分别呈现出不显著的上升趋势(不显著的下降趋势)和显著的上升趋势(不显著的上升趋势)。

表 2 突变点前、后偏涝(旱)子序列的均值和方差

Tab. 2 Means and variances of flood-prone and drought-prone subsequence before and after turning points

序列	均值	方差
突变点前偏涝子序列	4.00	2.00
突变点后偏涝子序列	2.64	2.75
突变点前偏旱子序列	2.84	3.04
突变点后偏旱子序列	4.80	2.84

### 3.3 突变点后的偏涝(旱)子序列未来趋势判断

根据表 2 可知:突变点前、后的偏涝(旱)子序列平均值的差值为 1.36 次/(10 a)(1.96 次/(10 a)),这表明突变点前、后偏旱子序列的反转比偏涝子序列更加剧烈。此外,突变点前、后的偏涝(旱)子序列

以突变点后的偏涝(旱)子序列作为研究对象,根据 R/S 分析方法,分别作出突变点后的偏涝(旱)子序列  $\lg(R/S) - \lg\tau$  双对数关系图,并采用最小二乘法进行线性拟合。拟合结果见图 3。

从图 3 可看出,突变点后的偏涝(旱)子序列通过拟合得到的 Hurst 指数为 0.368 2(0.608 1),小于(大于)0.5,表明突变点后偏涝(旱)子序列的未来变化趋势与历史变化趋势情况呈现出负相关(正相关)。根据 3.2 节中趋势检验结果,突变点后偏涝

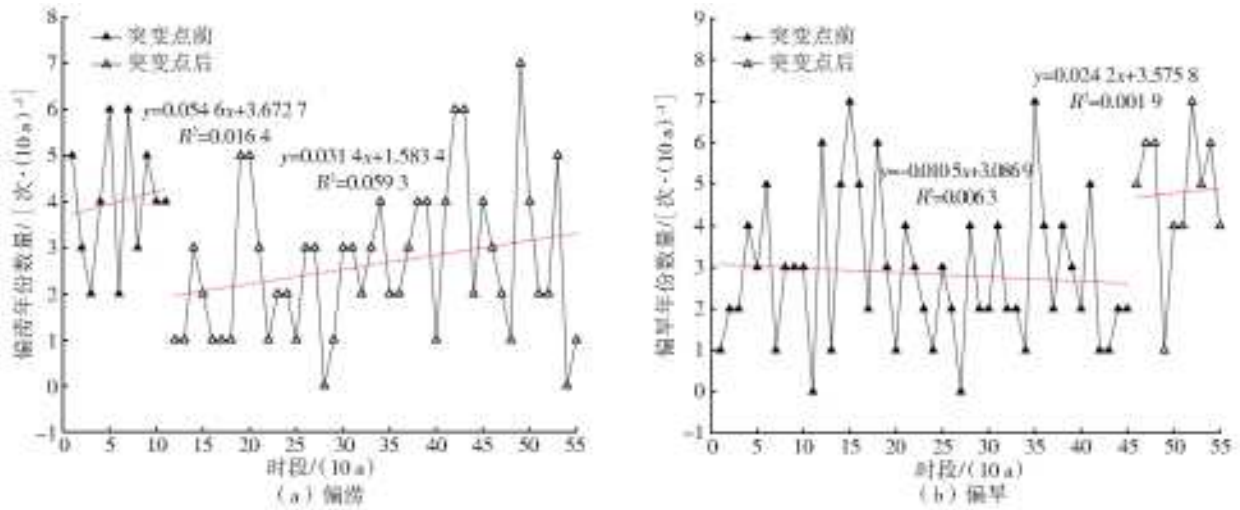


图2 突变点前、后的偏涝(a)、偏旱(b)子序列趋势(实线是实际序列,虚线是趋势线)

Fig. 2 Trends of flood-prone (a) and drought-prone (b) subsequences before and after turning points

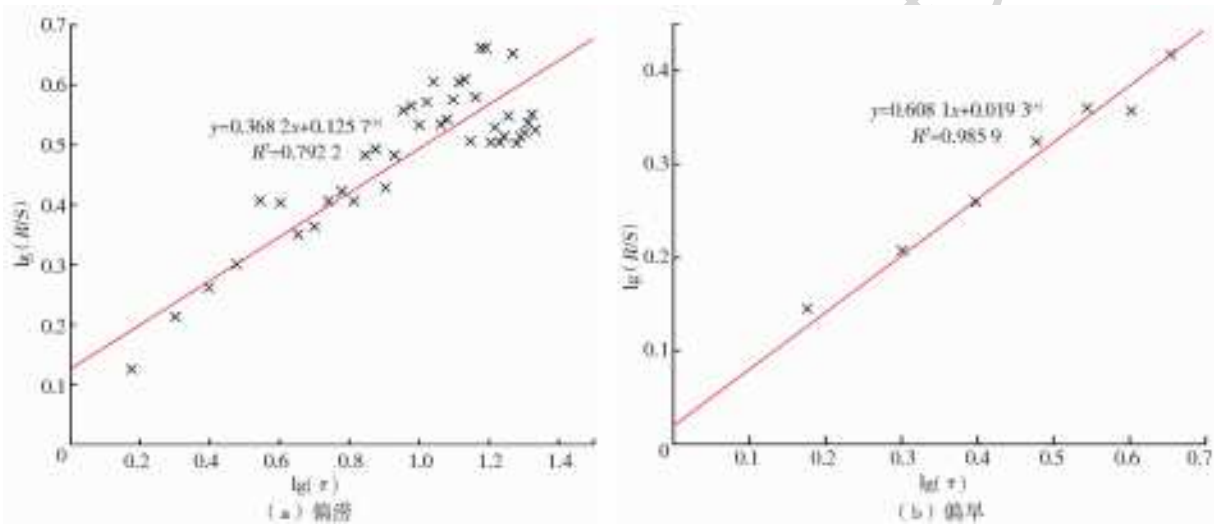


图3 突变点后的偏涝(a)、偏旱(b)子序列 R/S 分析(\*表示显著性水平为 0.05)

Fig. 3 R/S analysis of flood-prone (a) and drought-prone (b) subsequences after turning point (\* represents the significant level at 0.05)

(旱)子序列呈现出显著的上升趋势(不显著的上升趋势),可预测未来偏涝(旱)子序列将呈现出显著的下趋势(不显著的上升趋势)。由于突变点后偏涝(旱)子序列拟合趋势线的确定性系数分别达到了 0.792 2(0.985 9),且拟合的趋势线方程均通过了 0.05 显著性水平检验,因此预测结果较为可靠。

## 4 讨论

### 4.1 偏涝(旱)总序列与突变点前、后的偏涝(旱)子序列趋势对比

采用滑动平均法作出偏涝(旱)总序列的滑动平均曲线,见图 4。

从图 4 可看出。偏涝总序列整体波动较大,且在前 10 个时段(1469—1568 年)以及第 40—45 个时段(1859—1918 年),偏涝年份的频次处于整个历史时期中的较高水平,而在第 12—18(1579—1648

年)、第 22—30 个时段(1679—1768 年),偏涝年份的频次则处于整个历史时期中的较低水平;同样,偏旱总序列整体波动性也比较大,且在第 12—18(1579—1648 年)、第 45—55 个时段(1909—2018 年),偏旱年份的频次处于整个历史时期中的较高水平,而在第 22—30(1679—1768 年)、第 40—45 个时段(1859—1918 年),偏旱年份的频次则处于整个历史时期中的较低水平。

此外,偏涝(旱)总序列的均值为 2.91 次/(10 a)(3.2 次/(10 a)),方差为 2.86(3.53),这表明在过去 550 年里,雄安新区偏旱年份出现的频次要高于偏涝年份出现的频次,且偏旱总序列的波动性比偏涝总序列更大。

采用线性趋势回归检验法和 Spearman 秩次法分别对偏涝(旱)总序列的变化趋势进行识别。结果显示,两种趋势检验方法对两组序列的检验结果一致:在 0.05 显著性水平下,偏涝(旱)总序列呈现出

不显著的下降趋势(显著的上升趋势)。

由此可见,考虑突变点的偏涝(旱)子序列变化

趋势与不考虑突变点的偏涝(旱)总序列变化趋势差异明显。

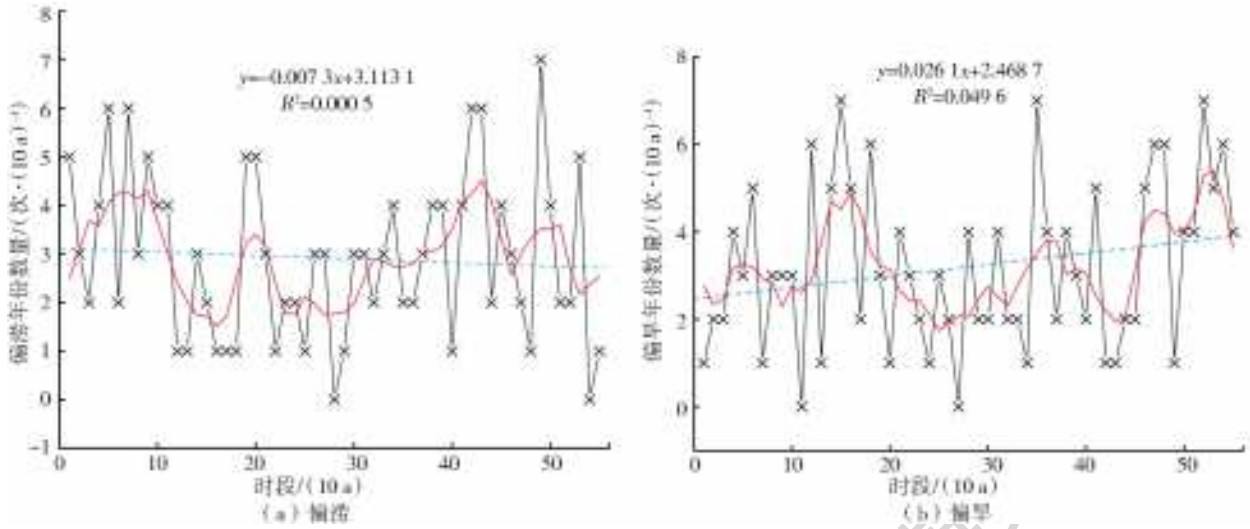


图 4 偏涝(a)、偏旱(b)总序列趋势变化(粗实线是五年滑动平均,虚线是趋势线)

Fig. 4 Trends of flood-prone (a) and drought-prone (b) sequences (The thick solid line is the five-year moving average and the dashed line is the trend line)

## 4.2 Hurst 指数预测结果讨论

### 4.2.1 突变点前、后的偏涝(旱)子序列趋势对 Hurst 指数预测效果的验证

以突变点前的偏涝(旱)子序列作为研究对象,根据 R/S 分析方法,分别做出突变点前的偏涝(旱)子序列  $\lg(R/S) - \lg\tau$  双对数关系图,并采用最小二乘法进行线性拟合。拟合结果见图 5。

从图 5 可看出,突变点前的偏涝(旱)子序列拟

合得到的 Hurst 指数为 0.258 9(0.292 7),小于 0.5,表明未来变化趋势与历史变化趋势情况呈负相关。由 3.2 节中趋势检验结果可知,突变点前的偏涝(旱)子序列呈现出不显著的上升趋势(不显著的下降趋势),可预测突变点后的偏涝(旱)子序列将呈现出不显著的下降趋势(不显著的上升趋势)。这个结果与突变后的偏旱子序列趋势一致,但与突变后的偏涝子序列实际趋势不一致(呈现显著上升趋势)。

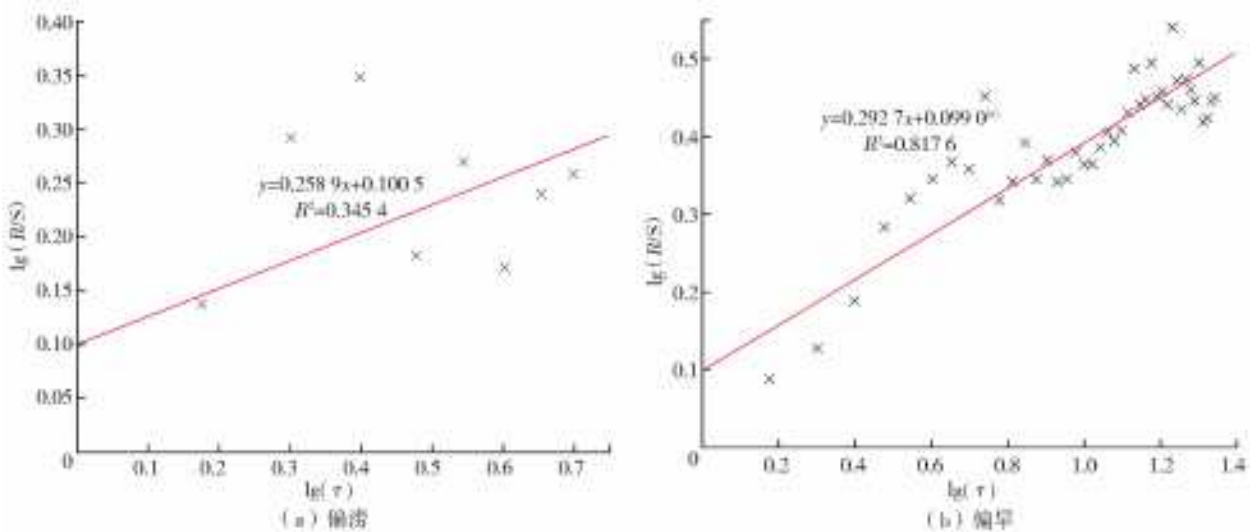


图 5 突变点前的偏涝(a)、偏旱(b)子序列 R/S 分析(\*表示显著性水平为 0.05)

Fig. 5 R/S analysis of flood-prone (a) and drought-prone (b) subsequences before turning point (\* represented the significant level at 0.05)

通过分析发现,造成突变点前的偏涝子序列预测失败的主要原因有两个:其一,突变点前的偏涝子

序列样本点分布散乱,使得最终拟合出的趋势线方程的确定性系数仅为 0.345 4,且趋势线方程未通过

0.05 显著性水平检验,不能保证 Hurst 指数的准确性;其二,突变点前的偏涝子序列用于预测的时滞长度为 9,其预测结果很难保证对序列长度大于 9 的未来序列有效,而突变点后的偏涝子序列长度为 44,远大于 9。

由此可见,采用 Hurst 指数对未来趋势进行预测时,首先应保证 Hurst 指数拟合效果较好,因为 Hurst 指数的拟合效果将直接影响预测结果的准确性。其次,还应注意预测所用的时滞长度,通常预测所用的时滞长度不同,最终得到的预测结果也有所不同。

#### 4.2.2 偏涝(旱)总序列与突变点后的偏涝(旱)子序列未来趋势预测对比

以偏涝(旱)总序列为研究对象,根据 R/S 分析

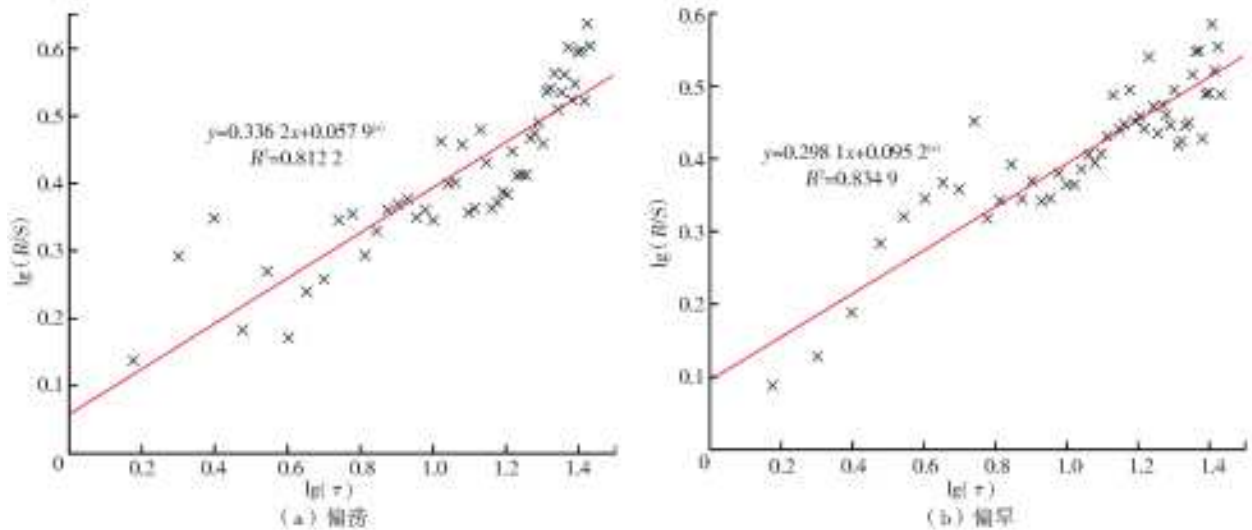


图 6 偏涝(a)、偏旱(b)总序列 R/S 分析(\*表示显著性水平为 0.05)

Fig. 6 R/S analysis of flood-prone (a) and drought-prone (b) sequences (\* represented the significant level at 0.05)

通过对比采用偏涝(旱)总序列与采用突变点后的偏涝(旱)子序列进行预测的结果发现,两种预测方式的预测结果不同,但由于这两种预测方式的拟合效果都较好,因此两种预测结果也都比较可靠。通过分析推测,造成两种预测方式结果不同的主要原因是偏涝(旱)总序列用于预测的时滞长度与突变

方法,分别作出偏涝(旱)总序列的  $\lg(R/S) - \lg \tau$  双对数关系图,并采用最小二乘法进行线性拟合。拟合结果见图 6。

从图 6 可看出,偏涝(旱)总序列通过拟合得到的 Hurst 指数为 0.336 2(0.298 1),小于 0.5,表明偏涝(旱)总序列未来变化趋势与历史变化趋势呈负相关。据 4.1 节中趋势检验结果可知,偏涝(旱)总序列呈现出不显著的下降趋势(显著的上升趋势),可预测未来偏涝(偏旱)序列将呈现出不显著的上升趋势(显著的下降趋势)。由于偏涝(旱)总序列拟合趋势线的确定性系数达到了 0.812 2(0.834 9),且拟合的回归方程通过了 0.05 显著性水平检验,因此预测结果也较为可靠。

点后的偏涝(旱)子序列用于预测的时滞长度不同,导致两种预测方式所能预测的序列长度不同,所以最终产生了两种不同的预测结果。由此可见,利用 Hurst 指数进行预测时,时滞长度这一单独因素对未来趋势的预测结果也有着很大的影响。

有关 Hurst 指数计算的汇总结果见表 3。

表 3 Hurst 指数计算结果汇总  
Tab. 3 Summary of Hurst index calculations

检测序列	Hurst 指数	$R^2$	原序列趋势	未来序列趋势	时滞长度
偏涝年份总序列	0.336 2	0.812 2	不显著下降 *	不显著上升 *	53
偏旱年份总序列	0.298 1	0.834 9	显著上升 *	显著下降 *	53
突变点前偏涝子序列	0.258 9	0.345 4	不显著上升 *	不显著下降 *	9
突变点后偏涝子序列	0.368 2	0.792 2	显著上升 *	显著下降 *	42
突变点前偏旱子序列	0.292 7	0.817 6	不显著下降 *	不显著上升 *	43
突变点后偏旱子序列	0.608 1	0.985 9	不显著上升 *	不显著上升 *	8

注: \* 表示显著性水平为 0.05。



综合前面的分析,最终可以预测:在 0.05 显著性水平下,未来偏涝序列呈从显著下降到不显著上升趋势,偏旱序列呈从不显著上升到显著下降趋势。限于方法的限制,未来趋势究竟在未来多少时限内成立还需要做进一步研究。

## 5 结 论

本文通过对雄安新区 1469—2018 年偏涝(旱)序列进行突变点、趋势以及预测分析,得出以下结论。

(1)雄安新区偏涝、偏旱序列的突变点分别出现在第 11 个时段(1569—1578 年)和第 45 个时段(1909—1918 年)。突变点前、后偏涝(旱)子序列分别呈现出不显著的上升趋势(不显著的下降趋势)和显著的上升趋势(不显著的上升趋势)。

(2)从序列总体变化趋势上看,雄安新区偏涝(旱)总序列呈现出不显著的下降趋势(显著的上升趋势)。其中,偏涝年份频次的较大值出现在第 1—10(1469—1568 年)、第 40—45 个时段(1859—1918 年),较小值出现在第 12—18(1579—1648 年)、第 22—30 个时段(1679—1768 年);偏旱年份频次的较大值出现在第 12—18(1579—1648 年)、第 45—55 个时段(1909—2018 年),较小值出现在第 22—30(1679—1768 年)、第 40—45 个时段(1859—1918 年)。

(3)Hurst 指数预测结果显示,在 0.05 显著性水平下,未来雄安新区偏涝序列呈从显著下降到不显著上升趋势,而偏旱序列呈从不显著上升到显著下降趋势。

### 参考文献(References):

[1] 夏军,张永勇.雄安新区建设水安全保障面临的问题与挑战[J].中国科学院院刊,2017,32(11):1199-1205. (XIA J,ZHANG Y Y. Problems and challenges in the construction of water security in Xiong'an New Area [J]. Journal of the Chinese Academy of Sciences,2017,32(11):1199-1205. (in Chinese))

[2] 王宏伟.雄安新区灾害风险与弹性城市建设[J].中国减灾,2017,37(23):30-33. (WANG H W. Disaster risk and flexible urban construction in Xiong'an New Area [J]. Disaster Reduction in China,2017,37(23):30-33. (in Chinese))

[3] 毕硕本,钱育君,陈昌春,等.1470—1912 年西北东部地区旱涝等级重建序列的特征及对比分析[J].干旱区

地理,2016,39(1):12-21. (BI S B,QIAN Y J,CHEN C C, et al. Characteristics and comparative analysis of the reconstruction sequence of drought and flood grades in the eastern part of northwest China from 1470 to 1912 [J]. Arid Region Geography,2016,39(1):12-21. (in Chinese))

- [4] 袁媛,黄少妮,郭春燕,等.近 500 年陕西旱涝序列重建与趋势分析[J].干旱地区农业研究,2015,33(5):232-236,244. (YUAN Y,HUANG S N,GUO C Y, et al. Reconstruction and analysis the trend of drought and waterlogging sequence in shaanxi province in recent 500 years [J]. Agricultural Research in Arid Areas,2015,33(5):232-236,244. (in Chinese))
- [5] 刘东升,张虎才.昆明 1322 年至 2013 年旱涝历史的重建[J].云南地理环境研究,2015,27(6):8-14,32. (LIU D S,ZHANG H C. Reconstruction of drought and flood history in Kunming from 1322 to 2013 [J]. Yunnan Geographic Environment Research,2015,27(6):8-14,32. (in Chinese))
- [6] 常奂宇,翟家齐,赵勇,等.基于马尔可夫链的北京市 546 年来的旱涝演变特征[J].南水北调与水利科技,2018,16(5):27-34. (CHANG H Y,ZHAI J Q,ZHAO Y, et al. Evolution characteristics of drought and flood in Beijing in 546 years based on Markov Chain [J]. South-to-North Water Transfer and Water Conservancy Science and Technology,2018,16(5):27-34. (in Chinese))
- [7] YU P, LONG S F, MA J W, et al. Temporal-spatial variability in correlations of drought and flood during recent 500 years in Inner Mongolia, China [J]. Science of The Total Environment,2018,633:484-491. DOI: 10.1016/j.scitotenv.2018.03.200.
- [8] ZHENG J Y, YU Y Z, ZHANG X Z, et al. Variation of extreme drought and flood in North China revealed by document-based seasonal precipitation reconstruction for the past 300 years [J]. Climate Change of Past,2018,14(8):1135-1145. DOI: 10.5194/cp-14-1135-2018.
- [9] JIANG T, ZHANG Q, BLENDER R, et al. Yangtze Delta floods and droughts of the last millennium: Abrupt changes and long term memory [J]. Theoretical and Applied Climatology,2005,82(3-4):131-141. DOI: 10.1007/s00704-005-0125-4.
- [10] 刘丹丹.白洋淀水资源量变化及其原因分析[D].保定:河北农业大学,2014. (LIU D D. Variation of water resources in Baiyangdian and analysis of its causes [D]. Baoding: Agricultural University of Hebei,2014.

- (in Chinese))
- [11] 高彦春,王金凤,封志明.白洋淀流域气温、降水和径流变化特征及其相互响应关系[J].中国生态农业学报,2017,25(4):467-477.(GAO Y C,WANG J F,FENG Z M.Characteristics of temperature,precipitation and runoff variations and their relationship in the Baiyangdian basin[J].Chinese Journal of Eco-Agriculture,2017,25(4):467-477.(in Chinese))
- [12] 王蕊,王中根,夏军,等.气候变化及南水北调中线工程对白洋淀流域水文的影响[J].水力发电学报,2012,31(2):14-19.(WANG R,WANG Z G,XIA J,et al.Effects of climate change and middle route project of South-to-North Water Transfer on hydrology in Baiyangdian basin[J].Journal of Hydropower,2012,31(2):14-19.(in Chinese))
- [13] 中央气象局气象科学研究所.中国近五百年旱涝分布图集[M].北京:地图出版社,1981.(Chinese academy of meteorological science,yearly charts of dryness/wetness in China for last 500-year period[M].Beijing:Sino Maps Press,1981(in Chinese))
- [14] 张德二,刘传志.《中国近五百年旱涝分布图集》续补(1980—1992年)[J].气象,1993,19(11):41-45.(ZHANG D E,LIU C Z.Continuation of atlas of drought and flood distribution in China in the past 500 years (1980-1992)[J].Meteorology Monthly,1993,19(11):41-45.(in Chinese))
- [15] 张德二,李小泉,梁有叶.《中国近五百年旱涝分布图集》的再续补(1993—2000年)[J].应用气象学报,2003,14(3):379-388.(ZHANG D E,LI X Q,LIANG Y Y.A further supplement to the atlas of drought and flood distribution in China in the past 500 years (1993—2000)[J].Journal of Applied Meteorology,2003,14(3):379-388.(in Chinese))
- [16] 臧建升.中国气象灾害大典 河北卷[M].北京:气象出版社,2008.(ZANG J S.Hebei volume of Chinese meteorological disaster code[M].Beijing:Meteorological Press,2008.(in Chinese))
- [17] 马德栗,刘敏,鞠英芹.长江流域及三峡库区近542年旱涝演变特征[J].气象科技,2016,44(4):622-630.(MA D L,LIU M,JU Y Q.Evolution characteristics of drought and flood in the Yangtze River basin and the Three Gorges reservoir in recent 542 years[J].Meteorological Science and Technology,2016,44(4):622-630.(in Chinese))
- [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.(HUANG Z P,CHEN Y F.Statistical hydrology[M].Beijing:China Water Resources and Hydropower Press,2011.(in Chinese))
- [19] 吕琳莉,刘湘伟,周红梅,等.雅鲁藏布江中下游年径流变化趋势分析[J].人民黄河,2013,35(5):27-29.(LYU L L,LIU X W,ZHOU H M,et al.Trend analysis of annual runoff change in the middle and lower reaches of the Yarlung Zangbo River[J].People's Yellow River,2013,35(5):27-29.(in Chinese))
- [20] 杜懿.水文时间序列的特性分析及预测研究[D].南宁:广西大学,2018.(DU Y.Characteristic analysis and prediction of hydrological time series[D].Nanning:Guangxi University,2018.(in Chinese))
- [21] 陈宏,尉英华,王颖,等.基于VIC水文模型的滦河流域径流变化特征及其影响因素[J].干旱气象,2017,35(5):776-783.(CHEN H,WEI Y H,WANG Y,et al.Runoff variation characteristics and influencing factors of Luanhe River basin based on VIC hydrological model[J].Drought Meteorology,2017,35(5):776-783.(in Chinese))
- [22] 周园园,师长兴,范小黎,等.国内水文序列变异点分析方法及在各流域应用研究进展[J].地理科学进展,2011,30(11):1361-1369.(ZHOU Y Y,SHI C X,FAN X L,et al.Advances in the analysis methods of hydrological sequence variation points and their application in various watersheds in China[J].Progress in Geographic Science,2011,30(11):1361-1369.(in Chinese))
- [23] 魏凤英.现代气候统计诊断与预测技术[M].北京:气象出版社,2007.(WEI F Y.Modern climate statistical diagnosis and forecasting technology[M].Beijing:Meteorological Press,2007.(in Chinese))
- [24] 鲁帆,严登华,王勇,等.中长期径流预报技术与方法[M].北京:中国水利水电出版社,2012.(LU F,YAN D H,WANG Y,et al.Medium and long term runoff forecasting techniques and methods[M].Beijing:China Water Resources and Hydropower Press,2012.(in Chinese))
- [25] 门宝辉,刘昌明,夏军,等.R/S分析法在南水北调西线一期工程调水河流径流趋势预测中的应用[J].冰川冻土,2005(4):568-573.(MEN B H,LIU C M,XIA J,et al.Application of R/S analysis method in prediction of runoff trend of water transfer river in the first stage of West Route of South-to-North Water Transfer Project[J].Glacier Frozen Soil,2005(4):568-573.(in Chinese))

(下转第28页)

- district of China[J]. *Science of the Total Environment*, 444(2): 498. DOI: 10. 1016/j. scitotenv. 2012. 12. 016
- [16] 曹建廷,李原园,张文胜,等. 农畜产品虚拟水研究的背景、方法及意义[J]. *水科学进展*, 2004, 15(6): 829-834. (CAO J T, LI Y Y, ZHANG W S, et al. Research background, methodological issues and significance on virtual water of crop and livestock production[J]. *Advances in Water Science*, 2004, 15(6): 829-834. (in Chinese)) DOI: 10. 3321/j. issn: 1001-6791, 2004. 06. 025.
- [17] MEKONNEN M M, HOEKSTRA A Y. A global assessment of the water footprint of farm animal products[J]. *Ecosystems*, 2012, 15(3): 401-415. DOI: 10. 1007/s10021-011-9517-8.
- [18] CASTILLO R M, FENG K, HUBACEK K, et al. Uncovering the green, blue, and grey water footprint and virtual water of biofuel production in Brazil: A Nexus Perspective[J]. *Sustainability*, 2017, 9(11): 2049. DOI: 10. 3390/su9112049.
- [19] XU Z, CHENG G, CHEN D, et al. Economic diversity, development capacity and sustainable development of China[J]. *Ecological Economics*, 2002, 40(3): 369-378. DOI: 10. 1016/S0921-8009(02)00005-8.
- [20] 蔡甲冰,刘钰,许迪,等. 基于通径分析原理的冬小麦缺水诊断指标敏感性分析[J]. *水利学报*, 2008, 39(1): 83-90. (CAI J B, LIU Y, XU D, et al. Sensitivity analysis on water deficit indicator of winter wheat based on path analysis theory[J]. *Journal of Hydraulic Engineering*, 2008, 39(1): 83-90. (in Chinese)) DOI: 10. 3321/j. issn: 0559-9350. 2008. 01. 014.
- [21] 孙世坤,王玉宝,吴普特,等. 小麦生产水足迹区域差异及归因分析[J]. *农业工程学报*, 2015, 31(13): 142-148. (SUN S K, WANG Y B, WU P T, et al. Spatial variability and attribution analysis of water footprint of wheat in China[J]. *Transactions of the Chinese Society of Agricultural Engineering*, 2015, 31(13): 142-148. (in Chinese)) DOI: 10. 11975/j. issn. 1002-6819. 2015. 13. 020.
- [22] 杨青,朱瑞祥,张捷,等. 陕西省农业机械化对农业生产贡献率的研究[J]. *农业工程学报*, 2000, 16(6): 64-67. (YANG Q, ZHU X R, ZHANG J, et al. Mechanization profit portion estimation in plant products industry in Shaanxi Province [J]. *Transactions of the Chinese Society of Agricultural Engineering*, 2000, 16(6): 64-67. (in Chinese)) DOI: 10. 3321/j. issn: 1002-6819. 2000. 06. 016.

(上接第 19 页)

- [26] 丁之勇,鲁瑞洁,刘畅,等. 环青海湖地区气候变化特征及其季风环流因素[J]. *地球科学进展*, 2018, 33(3): 281-292. (DING Z Y, LU R J, LIU C, et al. Climate change characteristics and monsoon circulation factors around Qinghai Lake [J]. *Advances in Earth Science*, 2018, 33(3): 281-292. (in Chinese))
- [27] 陈建龙,刘永峰,钱鞠,等. R/S分析法与GM(1,1)灰色模型相结合的鸳鸯池水库入库径流量预测[J]. *水资源与水工程学报*, 2018, 29(5): 148-153, 158. (CHEN J L, LIU Y F, QIAN J, et al. R/S analysis combined with GM(1,1) grey model [J]. *Journal of Water Resources and Water Engineering*, 2018, 29(5): 148-153, 158. (in Chinese))
- [28] 陈彦光. 基于 Matlab 的地理数据分析[M]. 北京: 高等教育出版社, 2012. (CHEN Y G. *Analysis of geographic data based on MATLAB*[M]. Beijing: Higher Education Press, 2012. (in Chinese))