

# 武汉市极端降雨与气候因子的响应研究

车旭恒,朱君君\*,张立维,刘豪杰,周婉棋,杜鸿

(中南民族大学 资源与环境学院, 武汉 430070)

**摘要** 基于武汉市气象站1961—2020年数据,选取7个极端降雨指数,运用线性回归分析、Mann-Kendall检验法、滑动平均法、R/S分析法探究武汉市极端降水事件的时间演变特征,分析其对多种气候因子变化的响应.结果显示:(1)武汉市年降雨量变化范围为647~2009 mm,平均每年上升约4.46 mm.除SDII外,其他如PRCPTOT、RX1day、RX5day、R95p、R95d、R95c的极端降水指数均呈现明显的上升态势.(2)夏季平均降水量占全年降水量的42.81%,且以每年2.64 mm的速度增长,成为全年降水最为集中的季节.冬季降水占全年降水量仅9.78%,有 $1.68 \text{ mm}\cdot\text{a}^{-1}$ 的增长率.(3)除R95c、R95d外,其余极端降水指数如PRCPTOT、SDII、RX1day、RX5day、R95p均与平均温度呈正相关关系,四季平均降水量与四季累计日照时间之间存在显著负相关关系,且所有极端降水指数与全年累计日照时间均呈现负相关关系.(4)通过R/S分析,预测8月、9月、11月和12月的降水量将呈现与过去相反的趋势,而1月、2月、3月、6月、7月和10月的降水量将维持之前的趋势.4月和5月的降水量则表现为随机游走.结果表明:60年以来武汉市极端降水量、极端降水天数都在显著增加,但每年降雨强度无明显增长,表明极端降水会更加集中,武汉市极端降水事件数量呈增加趋势.极端降水事件频率与气温呈正相关关系,与日照时间(辐射量)呈负相关关系.

**关键词** 武汉;极端降雨;气温;日照;MK检验法;R/S分析法

**中图分类号** P426.61 **文献标志码** A **文章编号** 1672-4321(2025)03-0319-08

**doi**:10.20056/j.cnki.ZNMDZK.20240726

## A study on the response of extreme rainfall in Wuhan to climatic factors

CHE Xuheng, ZHU Junjun\*, ZHANG Liwei, LIU Haojie, ZHOU Wanqi, DU Hong

(College of Resources and Environmental Science, South-Central Minzu University, Wuhan 430070, China)

**Abstract** Based on the data from the meteorological station in Wuhan from 1961 to 2020, seven extreme rainfall indices were selected to explore the temporal evolution characteristics of extreme precipitation events in Wuhan by linear regression analysis, Mann-Kendall test, moving average method and R/S analysis, and the responses to shifts in diverse climatic factors were examined. The results showed that: (1) The annual precipitation in Wuhan ranged from 647 mm to 2009 mm, with an average increase of about 4.46 mm per year. Except for R95c, other extreme precipitation indices such as PRCPTOT, SDII, RX1day, RX5day, R95p, and R95d showed a significant upward trend. (2) The average summer precipitation accounted for 42.81% of the annual precipitation, with an annual growth rate of 2.64 mm, making it the season of most concentrated precipitation throughout the year. Winter precipitation accounted for only 9.78% of the annual precipitation, with a growth rate of  $1.68 \text{ mm}\cdot\text{a}^{-1}$ . (3) Except for R95c and R95d, other extreme precipitation indices such as PRCPTOT, SDII, RX1day, RX5day, and R95p had a positive correlation with the average temperature. The cumulative sunshine duration in each season exhibited a notable negative correlation with the average precipitation in the corresponding period, and all kinds of extreme precipitation indices also showed a negative correlation with the annual cumulative sunshine duration. (4) Through R/S analysis, it was predicted that the precipitation in August, September, November, and December would show a trend opposite to the past, while the precipitation in January, February, March, June, July, and October would maintain the previous trends, and the precipitation in April and May showed a random walk trend. The results indicated that the extreme precipitation and the number of days with extreme precipitation in Wuhan had significantly increased in the past 60 years, but the yearly precipitation intensity did not significantly increase,

收稿日期 2024-03-28

\*通信作者 朱君君(1981-),女,讲师,博士,研究方向:水文预报,E-mail: junjunzhu@mail.scuec.edu.cn

基金项目 湖北省自然科学基金资助项目(2023AFB782);中南民族大学大学生创新创业训练计划(20230100017)

indicating that extreme precipitation were more concentrated. The frequency of extreme precipitation events was positively correlated to temperature and negatively correlated to sunshine duration (radiation).

**Keywords** Wuhan; extreme rainfall; temperature; sunshine; Mann-Kendall test; R/S analysis

随着全球气候变暖的恶化态势逐渐显现,各种极端气候事件(例如极端高温、强降水和强台风等)的频率预计将显著增加<sup>[1]</sup>.政府间气候变化专门委员会(IPCC)在其第六次评估报告中明确指出,当前全球地表平均温度已经上升约1℃,这一升温趋势导致了极端高温、降水、干旱以及热带气旋等复合极端气候事件的发生概率显著增加.更为严峻的是,根据预测,未来20年全球平均温度可能会上升超过1.5℃,这将进一步加剧全球水循环的动态变化,加强全球季风降水的强度,并增加干湿事件的极端性<sup>[2]</sup>.根据世界气象组织发布的《2022年全球气候状况临时报告》,近年的端热浪、持续干旱和破坏性洪水已对数百万人的生活造成了严重影响,导致数十亿美元的经济损失.近年来,武汉市已多次受到极端降水天气的影响,这给城市的生产生活和防洪工作带来了极大的挑战.因此,对降水变化与气候之间的响应关系进行深入研究对于合理利用水资源、有效防范洪涝灾害具有重要学术和实践意义.

近年来极端降水的成因受到学者们的广泛关注.其中,王海燕<sup>[3]</sup>等利用线性回归分析和重标极差分析(R/S)对长湖流域1961—2020年的9种极端降水指数作分析,讨论了其研究区域极端降水事件的时间变化趋势和气候响应,并对该区域未来极端降水时间做出了预测.姚蕊<sup>[4]</sup>等利用安徽省气象站点降水数据和欧洲中期天气预报中心第五代陆面再分析数据集(ER5),分析了该区域内极端降水的时空演变规律和小尺度降水过程,发现该区域内极端降水中心位于长江以南且频率有显著增加,因其地理位置与武汉接近,有很大的参考价值.赵静怡<sup>[5]</sup>等根据武汉市1956—2016年的月降水资料对降水变化规律进行了分析,也对武汉市年降水的趋势、跳跃、周期成分进行了分析,发现武汉市年降水量可能在上世纪80年代有突变趋势,但趋势并不显著,年内降雨主要集中在夏季且每年的年内分配较均匀.

综上所述,已有的研究主要聚焦于极端降水事件的时空变化特征,将气候因子纳入分析框架以深入理解极端降水事件及其未来趋势的研究相对较少,故本文选取武汉市1961—2020年的地面逐日降水量数据集,选取8个极端降水指数,采用滑动平均法、线性回归分析法、距平百分率法、Mann-Kendall突变

检验法研究武汉市降水变化特征,以确定降水量年际变化趋势和突变年份.选取1961—2020日平均气温数据集、日照时间数据集作为气候因子数据,采用线性回归法深入探究降雨量变化特征与其气候因子变化的响应并采用重标极差法分析长时间降水时间序列.本文将为武汉市的城市管理及应对极端降水事件提供科学依据<sup>[6]</sup>.

## 1 资料及研究方法

### 1.1 研究区域概况

武汉市位于东经113°41′~115°05′,北纬29°58′~31°22′之间,地处长江中游,是华中地区中心城市,其辖区面积为8494 km<sup>2</sup>,位于江汉平原东部,长江中游南岸,武汉市内水域面积辽阔,水汽充足.武汉市地处亚热带湿润季风气候区,年均降雨量达到1269 mm,主要集中在6—8月期间;年均气温在15.8~17.5℃之间波动;年无霜期普遍为211~272 d不等;而年日照总时数则在1810~2100 h之间.

### 1.2 数据来源

依据资料的连续性和完整性,本文共选取武汉市1961—2020年共60年的逐日降水、平均气温、日照时间数据,所用数据来自中国气象数据网(<https://data.cma.cn/>).

### 1.3 研究方法

#### 1.3.1 极端降雨指数

极端降水指数定义采用推荐的核心指数,结合研究区域的气候特点<sup>[7]</sup>,本文共选取了7个可以表征极端降雨强度、持续时间的极端降雨指数,其具体定义如表1所列.

#### 1.3.2 线性回归分析法

在统计学领域,线性回归(Linear Regression)采用最小平方函数构建线性回归方程,以刻画一个或多个自变量与因变量之间的关联模式.本文多采用一元线性回归法,其中 $x$ 为自变量, $y$ 为因变量,建立最小二乘法的函数关系为:

$$y = ax + b. \quad (1)$$

通过构建线性回归模型,旨在揭示这些气候变量与极端降水量之间的相关性,并预测未来降水趋势.这种方法能够量化变量间的线性关系,并评估其在统计上的显著性.

表1 极端降水指数及定义  
Tab. 1 Extreme precipitation index and definition

| 指标名称        | 缩写      | 定义                            | 单位                 |
|-------------|---------|-------------------------------|--------------------|
| 年降水量        | PRCPTOT | 日降水量超过 1 mm 的年累计降水量           | mm                 |
| 1 日最大降水量    | RX1day  | 年最大 1 日降水量                    | mm                 |
| 连续 5 日最大降水量 | RX5day  | 年最大连续 5 日累计降水量                | mm                 |
| 降水强度        | SDII    | 年日降水量超过 1 mm 的总和与其日数之比        | mm·d <sup>-1</sup> |
| 极端降水量       | R95p    | 日降水量大于 95% 分位值的降水量之和          | mm                 |
| 极端降水贡献率     | R95c    | 日降水量大于 95% 分位值降水量之和占全年降水总量百分比 | %                  |
| 极端降水日数      | R95d    | 日降水量大于 95% 分位值的降水量的日数         | d                  |

1.3.3 Mann-Kendall 检验法

Mann-Kendall 检验(MK 检验)是世界气象组织(WMO)广泛使用并推荐的一种非参数检验方法,其不需要样本遵循某种特定的分布,且受异常值的干扰小<sup>[8]</sup>.

对任意  $n$  个样本的时间序列  $X = \{x_1, x_2, \dots, x_n\}$ , 可定义变量  $S$ :

$$S = \sum_{k=1}^{n-1} \sum_{j=k+1}^n \text{sgn}(X_j - X_k), \quad (2)$$

其中,  $X_j$  和  $X_k$  为时间序列相应年份数据;  $\text{sgn}(X)$  为符号函数<sup>[8]</sup>.

$$\text{sgn}(X_j - X_k) = \begin{cases} 1, & X_j > X_k \\ 0, & X_j = X_k \\ -1, & X_j < X_k \end{cases} \quad (3)$$

对有  $n$  个样本的时间序列,构造变量 UF:

$$UF = \frac{S - E(S)}{\sqrt{\text{Var}(S)}}, \quad (4)$$

其中:

$$\text{Var}(S) = \frac{n(n-1)(2n+5)}{72}, \quad (5)$$

$$E(S) = \frac{n(n+1)}{4}. \quad (6)$$

UF 是按时间序列顺序计算出的统计量,本文中取显著性水平  $\alpha=0.05$ , 临界区间为  $\pm 1.96$ , 超出此临界区代表时间序列通过了置信水平 95% 的显著性检验,表明此事件序列存在明显的变化趋势,再按时间序列逆序重复公式(2)-(6),计算 UB,使得:

$$UB = -UF. \quad (7)$$

最后绘制 UB、UF 曲线,当 UF、UB 曲线存在交点并处于置信区间内,则认为该交点发生的时间为该时间序列的突变点<sup>[9]</sup>.

Mann-Kendall 检验法对于识别和量化极端降水事件随时间的变化趋势至关重要,本文中, MK 检验被用来确定降水量是否存在长期增加或减少的趋势,以及这些趋势是否在统计上显著.

1.3.4 滑动平均法

滑动平均法作为一种基础的平滑预测手段,旨在将不确定性成分与确定性成分进行分离.其平滑特性能够显著消除动态测试数据中的随机波动,进而减小随机性误差所带来的影响,使得数据更为稳定可靠<sup>[10]</sup>,公式如式(8)所示:

$$x_j = \frac{1}{k} \sum_{i=1}^k X_{i+j-1} (j = 1, 2, \dots, n - k + 1), \quad (8)$$

其中,  $k$  为滑动窗口长度,本文中取  $k=5$ .

本文中,滑动平均法有助于我们在分析极端降水事件时,区分出随机波动与实际趋势之间的差异,从而更准确地预测未来的降水变化.

1.3.5 R/S 分析法

重标极差分析法(R/S 分析法)是一种用于分析时间尺度演变趋势的预测方法.其基本原理如下:将一个时间序列  $\{x(t)\}$  划分为  $N$  个等长的子区间<sup>[11]</sup>,并针对每个子区间进行特定的处理与分析,从而揭示时间序列的内在特征和未来可能的演变趋势.

$$X_{i,n} = \sum_{n=1}^i (x_n - M_n), \quad (9)$$

式中:  $M_n$  表示第  $n$  个区间子序列的平均值;  $X_{i,n}$  表示第  $n$  个区间的累计离差,得到极差:

$$R = \max(x_{i,n}) - \min(x_{i,n}). \quad (10)$$

$S$  为  $\{x(t)\}$  序列的标准差,建立  $R$  与  $S$  的数量关系:

$$\frac{R}{S} = K(n)^H. \quad (11)$$

采用最小二乘法对  $\log(n)$  和  $\log(R/S)_n$  进行回归,估算出 Hurst 指数的结果.  $H$  的不同反映了时间序列过去与未来趋势变化的差异性.当  $0 < H < 0.5$  时,反映未来变化趋势与现有趋势相反,即表现出反持续性<sup>[6]</sup>;当  $H > 0.5$  时,未来变化趋势与现有趋势相同,表现出持续性.

R/S 分析法在本研究中用于评估时间序列数据的长期记忆特性,即时间序列的持续性或反持续性.

通过计算 Hurst 指数,能够判断降水量序列是否展现出趋势的持续性或是随机游走的特性.这对于预测未来降水事件的趋势至关重要.

## 2 结果与分析

### 2.1 武汉市多年降水变化特征

图 1 为年际降雨变化滑动平均及 MK 检验结果,由图 1(a)可得:1961—2020 年武汉市降雨量变化范围为 647~2009 mm,最高为 2020 年的 2009 mm,最低为 1966 年的 647 mm.武汉市年降水量总体呈逐年递增状态,在过去 60 年里,年降水量以平均 4.46 mm 的速度增长,并且这一增长趋势已经通过  $P < 0.05$  的显著性检验.由滑动平均处理结果来看,1961—2020 年武汉市降水量存在一种先下降再上升再下降的波动,但整体上可能呈现出上升趋势.需要进一步的统计分析(MK 检验)来确定这些趋势是否显著,并

且是否有可能的外部因素影响.

经 MK 检验法得到 UF 与 UB 曲线如图 1(b)所示.由图 1(b)所示结果,由于 UF 与 UB 得交点处为突变点,可见年降水量突变年份为 1980 年左右.由 UF 曲线可见,1990—2000 年降水量有明显上升趋势.

### 2.2 武汉市降水量时间变化特征

本文定义每年 3—5 月为春季,6—8 月为夏季,9—11 月为秋季,12 月至次年 2 月为冬季.由图 2 可知:武汉市降水的年内按季节分配差异大,主要集中在夏季,研究时段内夏季平均降水量占全年降水量的 42.81%,且增长率为  $2.64 \text{ mm} \cdot \text{a}^{-1}$ ,但年际变化波动也较大;冬季降水占全年降水量比重最小,研究时段内冬季平均降水量仅占全年降水量的 9.78%,但降水量也呈现波动上升趋势,增长率为  $1.68 \text{ mm} \cdot \text{a}^{-1}$ .春季降水量略高于秋季降水量,且春、秋两季降水量变化趋势不显著,变化率分别为  $0.30 \text{ mm} \cdot \text{a}^{-1}$  和  $-0.16 \text{ mm} \cdot \text{a}^{-1}$ .

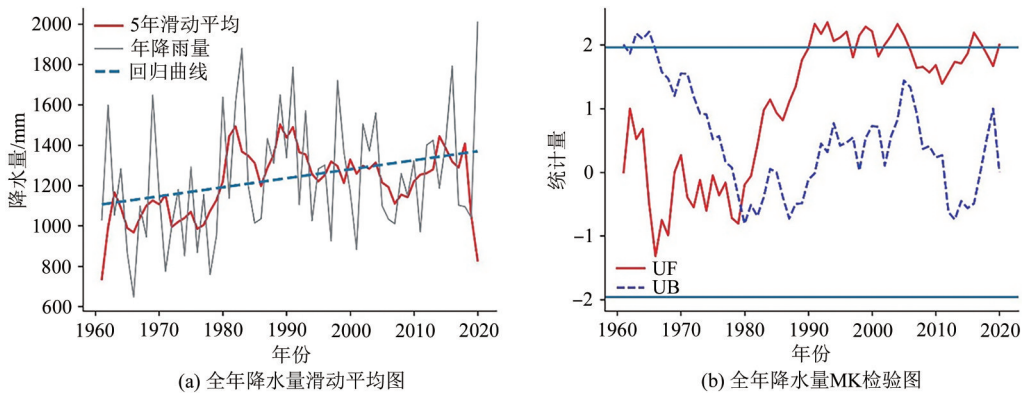


图 1 年际降雨变化滑动平均及 MK 检验结果

Fig. 1 Results of the moving average of interannual rainfall change and MK test

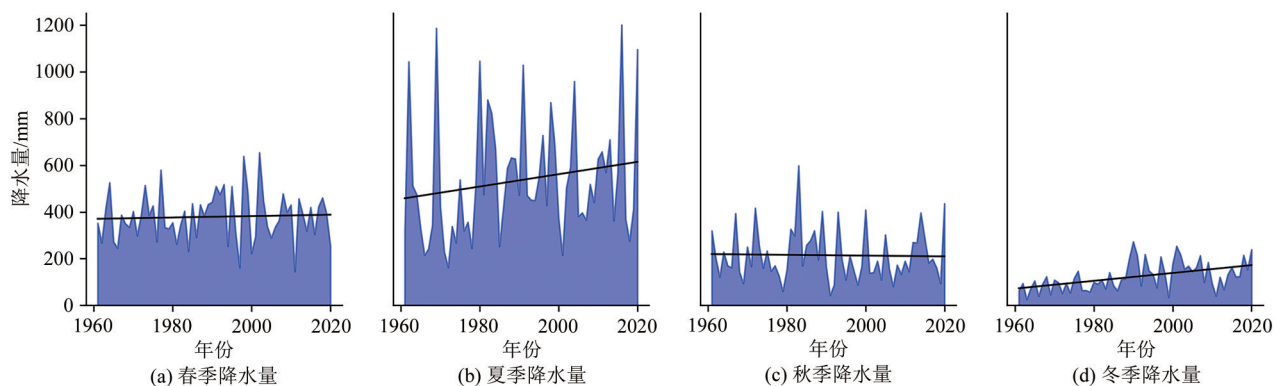


图 2 四季降水量变化趋势图

Fig. 2 Trend of precipitation in four seasons

利用 MK 检验对武汉市 1961—2020 年四季降水量分别进行突变检验分析,得到 MK 检验图(图 3).由图 3 可见:春季降水量在 1961—1980 年间反复发生升高和下降突变,之后没有明显趋势;夏季降水

量在 1980 前后发生了一次上升突变,之后一直呈上升趋势;秋季降水量在 1960—1990 年间上升下降突变交替出现,且波动剧烈,1990 年后呈下降趋势;冬季降水量在 1980 年前后出现上升突变,之后一直保

持上升.由于4个季节的突变点都在置信区间内,可以认为上述所有突变均不显著.

### 2.3 武汉市极端降水指数变化特征

图4为极端降水指数年际变化趋势.1961—

2020年,武汉市各极端降水指数除降水强度(SDII)外,PRCPTOT、RX1day、RX5day、R95p、R95d、R95c均有显著上升趋势,其变化率分别为:4.5 mm·a<sup>-1</sup>、0.021 mm·d<sup>-1</sup>·a<sup>-1</sup>、6.64 mm·a<sup>-1</sup>、1.0 mm·a<sup>-1</sup>、3.3 mm·a<sup>-1</sup>、

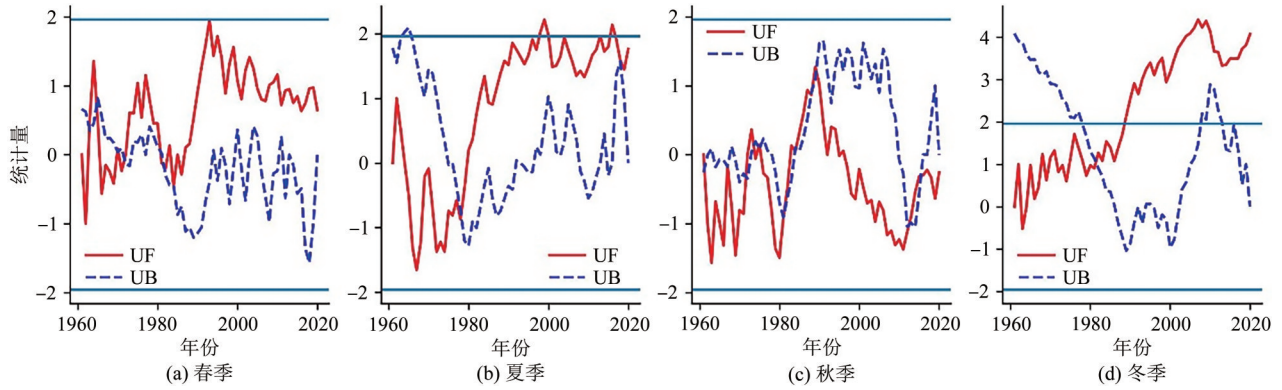


图3 四季降水量MK检验图

Fig. 3 MK test of precipitation in four seasons

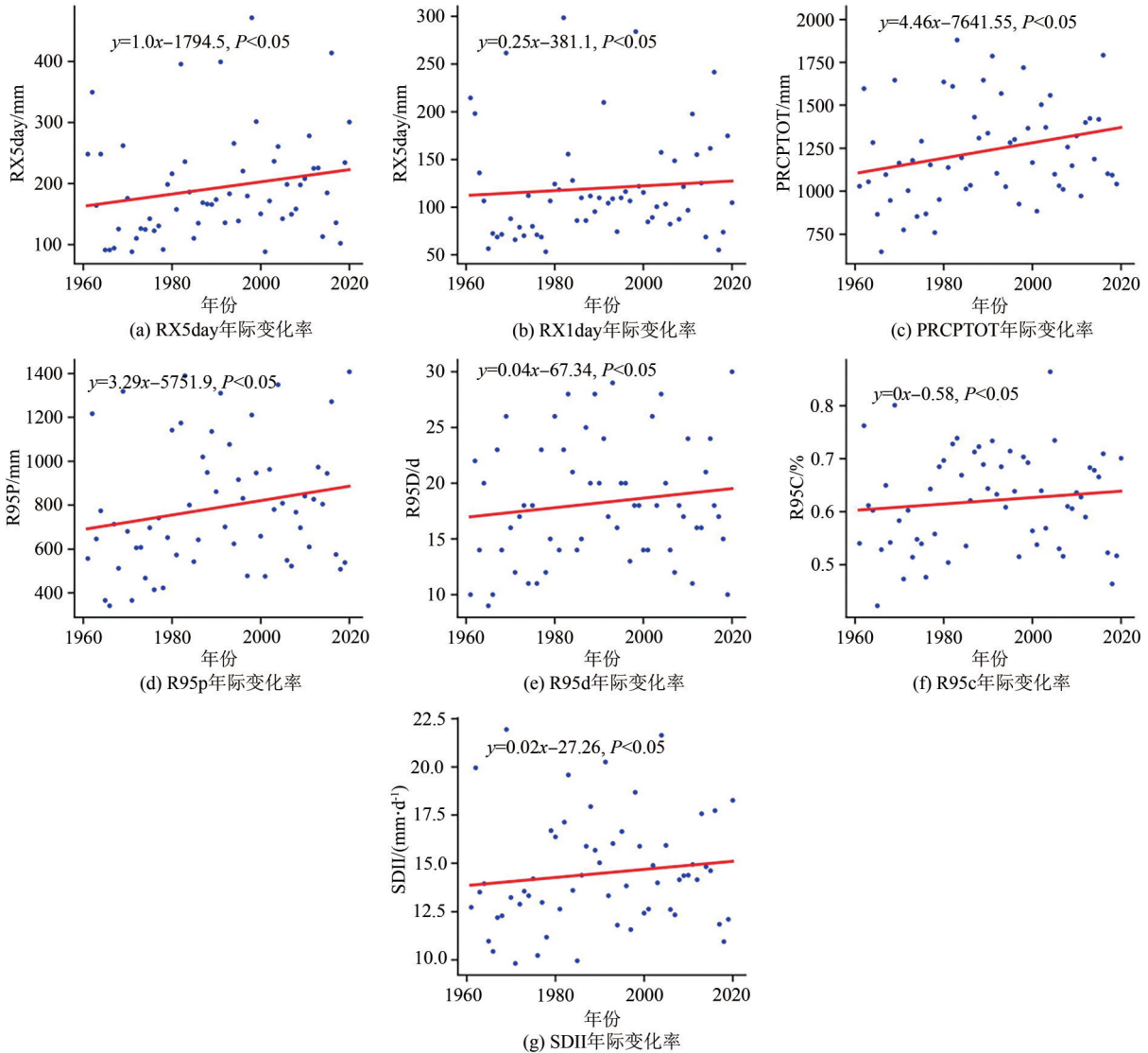


图4 1961—2020年武汉市极端降水指数散点图

Fig. 4 Scatter plot of extreme precipitation index in Wuhan from 1961 to 2020

$0.0006\% \cdot a^{-1}$ ,均通过了 $P < 0.05$ 的显著性水平检验.

反映降水强度的极端降水指数中,最大五连续降水量(RX5day)在60年间的均值为193.02 mm,最高值出现在1998年(471.1 mm),最低值出现在1965年(91.7 mm).年最大日降水量平均值为119.84 mm,最大值出现在1982年(298.5 mm),最小值出现在2017年(55.1 mm).极端降水量平均值为788.10mm,最大值出现在2020年(1408.2 mm),最小值出现在1966年(342.3 mm).降水强度的平均值为 $14.48 \text{ mm} \cdot d^{-1}$ ,最大值出现在1969年( $21.9 \text{ mm} \cdot d^{-1}$ ),最小值出现在1971年( $9.8 \text{ mm} \cdot d^{-1}$ ).

以上数据说明了60年以来武汉市极端降水量、极端降水天数都在显著增加,但降雨强度未见明显

增长,表明降水出现会更加密集且降水极值会更加集中,由此推测出武汉市极端降雨事件为增加趋势.

通过查阅文献并比较其他研究区域的极端降水指数年际变化率(表2),武汉市极端降水指数与安徽省和长湖流域变化趋势基本一致,但增长率却远高于安徽省,而与河南省变化趋势相反,其原因可能是河南省部分地区位于淮河以北,水汽不够充足,而武汉市地处长江中下游平原,地势平坦,周围水域面积大,水汽充足,且武汉的地理位置和地形地貌使得该地区容易受到季风气候的影响,夏季时,来自海洋的暖湿气流与来自内陆的冷空气相遇,为降雨提供了丰富的水汽来源,导致研究区容易发生极端降雨事件.

表2 不同区域极端降水指数年际变化率

Tab. 2 Interannual variation rate of extreme precipitation index in different regions

| 研究区域                 | PCRPTOT | RX1day | RX5day | SDII   | R95p | R95c   | R95d  |
|----------------------|---------|--------|--------|--------|------|--------|-------|
| 本研究区域(1961—2020年)    | 4.5     | 0.25   | 1      | 0.21   | 3.3  | 0.0006 | 0.043 |
| 安徽省(1960—2020年,均为6月) | 0.9     |        |        | 0.14   | 0.6  |        |       |
| 长湖流域(1961—2020年)     | 5.38    | 0.83   | 2.05   | 0.054  | 2    | 0.11   | 0.005 |
| 河南省(1960—2020年)      | 0.9     | -0.437 | -0.595 | -0.055 |      |        |       |

注:空白处为无数据.

#### 2.4 极端降水与气温的关系

已有研究表明,气温是水资源获取、蒸腾和蒸发的关键因素,气温的长期变化对于降水的分布和频率的有着至关重要的作用<sup>[12-13]</sup>.通过分析武汉市1961—2020年不同季节平均降水量与平均气温的关系(图5).图5中的(a)、(b)、(c)、(d)分别为春季、夏季、秋季、冬季的平均降水量和平均气温的关系散点图.并得到四个季节的Spearman相关系数分别为-0.07、-0.33、-0.33、0.36,由此可以看到除冬季

外,其余季节的平均降水量和平均温度均为负相关,原因可能是武汉市冬季会受到来自海洋的暖湿气流影响,导致降水增加.且冬季的气温整体较低,降水量的增加可能受季风、地形、海洋、大气环流影响更多而非气温本身;武汉市夏季受到副热带高压控制,这可能导致高温干旱的天气,使得气温和降水之间出现负相关.这说明每个季节平均降水量并没有随平均温度升高而增加.需要进一步分析极端降水指数和温度之间的关系.

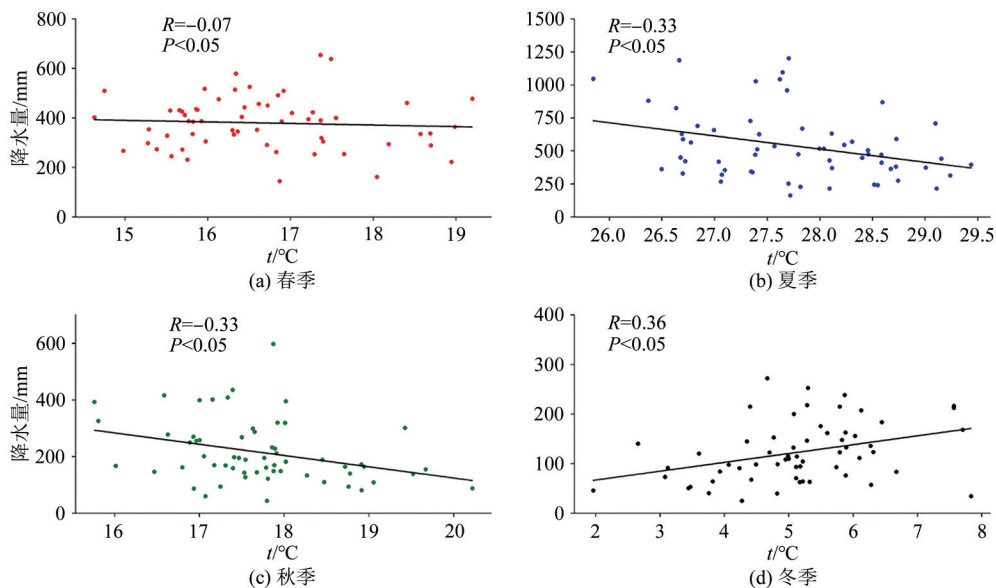


图5 四季平均降水量与平均温度关系图

Fig. 5 Relationship between mean precipitation and average temperature in four seasons

通过探究 1961—2020 年武汉市各极端降水指数与年平均气温的关系并计算 Spearman 相关系数(表 3),发现除 R95c、R95d 外,其余极端降水指数均与年平均温度呈正相关关系,其原因可能是当增温发生在较湿润地区时,会产生更多水汽,这些更多的水汽更有可能抵消增温导致的大气容水能力的增长,进而使降水量增加<sup>[13]</sup>。

表 3 极端降水指数与温度相关系数

Tab. 3 Correlation coefficient between extreme precipitation index and temperature

| 极端降水指数  | 相关系数   |
|---------|--------|
| PCRPTOT | 0.034  |
| RX1day  | 0.052  |
| RX5day  | 0.163  |
| SDII    | 0.049  |
| R95p    | 0.011  |
| R95c    | -0.095 |
| R95d    | -0.007 |

### 2.5 极端降水与日照时间的关系

已有研究表明:降水的变化与蒸散发的变化直接相关,而影响潜在蒸散发的主要变量是太阳辐射量<sup>[14-15]</sup>。通过分析武汉市 1961—2020 年不同季节平均降水量与其累计日照时长的关系(图 6),并得到 4 个季节的 Spearman 相关系数分别为-0.50、-0.47、-0.43、-0.51,该结果说明四季平均降水量与四季累计日照时间之间存在显著负相关关系( $P < 0.05$ )。

进一步探究 1961—2020 年武汉市各极端降水指数与累计日照时长的关系并得到 Spearman 相关系数如表 4 所示。表 4 中结果显示所有极端降水指数与全年累计日照时间均呈现负相关关系,这说明

日照时间的减少会使极端降水增加。这一关联可能源于云量的变化。当云量增加时,日照时间相应减少,而云量本身又直接影响降水量。因此,在日照时间与降水量之间呈现出负相关的关系。

### 2.6 降雨变化趋势分析

利用 R/S 分析法对武汉市极端降水指数和武汉市年内逐月降水量的 Hurst 指数( $H$ )进行计算,结果详见表 5。1961—2020 逐年年内各月份的 Hurst 值计算结果表明:8 月、9 月、11 月、12 月的  $H$  位于 0~0.5 区间内,趋势为反持续性,可以认为以上四个月的降水量未来趋势与之前趋势相反;1 月、2 月、3 月、6 月、7 月、10 月的  $H$  位于 0.5~1.0 区间内,趋势为持续性,以上六个月的降水量未来将维持之前的趋势;4 月、5 月的  $H \approx 0.5$ ,则无趋势,以上两个月的降水量为随机游走的时间序列。

1961—2020 年各极端降水指数的 Hurst 值计算结果表明:所有极端降水指数均位于 0.5~1.0 区间内,未来武汉市各极端降水指数预计将展现出较强的持续性,即仍将保持与过去相同的变化趋势<sup>[3]</sup>。

表 4 极端降水指数与累计日照时间相关系数

Tab. 4 Correlation coefficient between extreme precipitation index and cumulative sunshine time

| 极端降水指数  | 相关系数   |
|---------|--------|
| PCRPTOT | -0.42  |
| RX1day  | -0.121 |
| RX5day  | -0.282 |
| SDII    | -0.123 |
| R95p    | -0.202 |
| R95c    | -0.119 |
| R95d    | -0.318 |

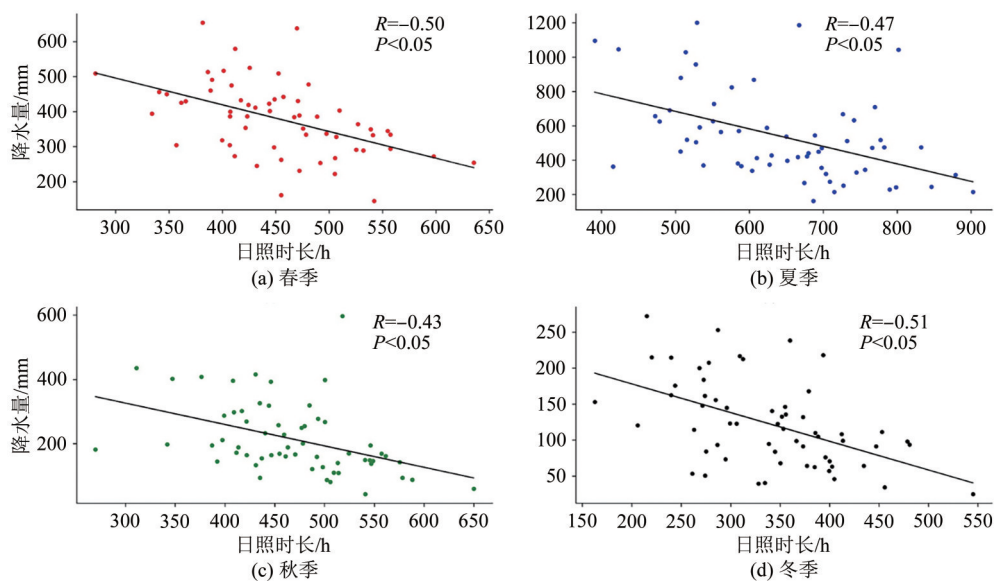


图 6 四季平均降水量与累计日照时间关系图

Fig. 6 Relationship between the average precipitation and the cumulative sunshine time in four seasons

表5 逐月降水量及极端降水指数的Hurst指数( $H$ )计算结果表  
Tab. 5 Monthly precipitation and extreme precipitation index Hurst exponent calculation results table

| 月份 | $H$    | 极端降水指数  | $H$    |
|----|--------|---------|--------|
| 1  | 0.7391 | PCRPTOT | 0.6530 |
| 2  | 0.6875 | RX1day  | 0.5613 |
| 3  | 0.5142 | RX5day  | 0.6467 |
| 4  | 0.5098 | SDII    | 0.6147 |
| 5  | 0.5008 | R95p    | 0.6260 |
| 6  | 0.6186 | R95c    | 0.6020 |
| 7  | 0.5291 | R95d    | 0.5429 |
| 8  | 0.4381 |         |        |
| 9  | 0.4668 |         |        |
| 10 | 0.6123 |         |        |
| 11 | 0.4335 |         |        |
| 12 | 0.4415 |         |        |

### 3 结论

本研究基于1961—2020年武汉市逐日降水、气温及日照时间资料,深入讨论了该地区极端降水与气候因子之间的响应特征,结果表明:

(1)1961—2020年武汉市降雨量变化范围为647~2009 mm,总体呈逐年递增状态,约为 $4.46 \text{ mm} \cdot \text{a}^{-1}$ 的上升趋势,并通过了 $P < 0.05$ 的显著性检验.降水量突变年份为2000年左右.其中,各极端降水指数除降雨强度(SDII)外,其他指数整体上均呈逐年上升状态.PRCPTOT、RX1day、RX5day、R95p、R95d、R95c的上升趋势较为明显.60年以来武汉市极端降水量,极端降水天数都在显著增加,降水出现会更加密集且降水极值会更加集中.

(2)武汉市降水的年内按季节分配差异大,主要集中在夏季,研究时段内夏季平均降水量占全年降水量的42.81%,且增长率为 $2.64 \text{ mm} \cdot \text{a}^{-1}$ .冬季降水占全年比降水量比重最小,仅占全年降水量的9.78%,增长率为 $1.68 \text{ mm} \cdot \text{a}^{-1}$ .夏季与冬季的降水量均在1980年前后发生上升突变.

(3)4个季节平均降水量与平均温度的Spearman相关系数分别为-0.07、-0.33、-0.33、0.36,并没有统一的相关关系.但在极端降水指数上,除R95c、R95d外,其余极端降水指数均与平均温度呈正相关关系.

(4)四季平均降水量与四季累计日照时间之间存在显著负相关关系( $P < 0.05$ ),Spearman相关系数分别为-0.50、-0.47、-0.43、-0.51.且所有极端降水指数与全年累计日照时间均呈现负相关关系.

(5)通过R/S分析,8月、9月、11月、12月降水量的未来趋势为反持续性,1月、2月、3月、6月、7月、

10月未来将维持之前的趋势,4月、5月的降水量是为随机游走的时间序列,并无趋势.

### 参 考 文 献

- [1] LEGG S. IPCC, 2021: Climate change 2021-the physical science basis[J]. Interaction, 2021, 49(4): 44-45.
- [2] MASSON-DELMOTTE V, ZHAI P, PIRANI A, et al. Climate change 2021: The physical science basis. Contribution of working group I to the sixth assessment report of the intergovernmental panel on climate change[R]. Cambridge and New York: Cambridge University Press, 2021.
- [3] 王海艳,李滔,章叶飞,等.1961—2020年长湖流域极端降水事件变化特征及其与温度的关系[J].中国农业资源与区划,2023,44(11):163-171.
- [4] 姚蕊,杨惠琳,张书亮,等.安徽省极端降水演变规律及与气候因子遥相关研究[J].水利水电技术(中英文),2024,55(1):62-73.
- [5] 赵静怡,张翔,柯航.1956—2016年武汉市降水变化规律分析[J].武汉大学学报(工学版),2021,54(7):588-593.
- [6] 温得平,历明月,弋博.大通河流域径流演变特征及其影响因素[J].中南民族大学学报(自然科学版),2024,43(5):593-602.
- [7] 向宇豪,宋晓猛,胡兆永.长江三角洲城市群极端降水时空变化特征[J].水电能源科学,2023,41(9):1-5.
- [8] 吴雷,许有鹏,杨倩,等.1951年~2014年武汉市极端降水事件变化特征[J].华中师范大学学报(自然科学版),2016,50(3):457-463.
- [9] 张洪波,李哲浩,席秋义,等.基于改进过白化的Mann-Kendall趋势检验法[J].水力发电学报,2018,37(6):34-46.
- [10] 赵妍,孙磊.山东省西部2000—2019年降水时空特征分析[C]//中国水利学会.2022中国水利学术大会论文集(第一分册).郑州:黄河水利出版社,2022:12.
- [11] 张樾樾,曹正旭,张仁杰,等.黄河三角洲生态经济区水资源承载力评价及趋势预测[J].世界地理研究,2022,31(3):549-560.
- [12] 屠菊青.从水循环关键环节理解变暖背景下降水的长期变化[D].南京:南京信息工程大学,2022.
- [13] HADI S J, TOMBUL M. Long-term spatiotemporal trend analysis of precipitation and temperature over Turkey[J]. Meteorological Applications. 2018, 25(3):445-55.
- [14] 李志刚,娄嘉慧,史冲.1960—2020年河南省极端降水时空演变特征[J].华北水利水电大学学报(自然科学版),2024,45(4):16-26.
- [15] GIL V, GAERTNER M A, SANCHEZ E, et al. Analysis of interannual variability of sunshine hours and precipitation over Peninsular Spain[J]. Renewable Energy, 2015, 83:680-689.

(责编&校对 刘钊)