吴燕良,李柏贞,李浙华,等.近61年来宜春市极端气温事件变化特征及对植被生态环境的影响[J].陕西气象,2025 (1):57-65.

文章编号:1006-4354(2025)01-0057-09

近 61 年来宜春市极端气温事件变化特征及对 植被生态环境的影响

吴燕良1,李柏贞2,李浙华3,钱宏超1,苏海报3,黄 臻1

(1. 宜春市气象局,江西宜春 336000;2. 江西省生态气象中心,南昌 330096;
 3. 上饶市气象局,江西上饶 334000)

摘要:基于1960—2020年宜春市10个气象站点的逐日最高气温、最低气温数据,选取16个极端 气温指数,运用线性倾向拟合、反距离加权插值(IDW)、Mann-Kendall(M-K)突变检验等方法揭 示宜春市极端气温事件的时空分布和突变特征,使用 Hurst 指数对极端气温指数的未来变化趋势 进行简要分析,并结合 Lindeman-Merenda-Gold(LMG)模型,定量计算各个极端气温指数对植被 生态环境因子的相对贡献率。结果表明:宜春市极端气温指数表现出明显的不对称性变化,极端 冷指数(TN10p、TXn、TNn)的变暖幅度比暖指数(TN90p、TXx、TNx)更大,而昼指数(TX90p、 TX10p)的变暖幅度明显小于夜指数(TN90p、TN10p),极端气温指数均发生突变现象,且冷指 数发生突变的时间较暖指数更早;Hurst 指数分析显示,TN90p 和 TX90p 的 H 值分别为 0.73 和 0.69,暖夜和暖昼将持续增加,增暖趋势在未来仍会延续;多数暖指数对归一化植被指数(NDVI) 和净初级生产力(NPP)的响应相反,而单个冷指数对 NDVI 和 NPP 的响应相同,TNam 对 NDVI 和 NPP 变化的贡献率都超过 20%,在所有极端温度指标中,TNam 是影响植被生态环境变化最主 要的因素。

关键词:极端气温指数;M-K检验;Hurst指数;植被生态环境;贡献率

中图分类号: P467 文献标识码: A

政府间气候变化专门委员会发布的第六次评 估报告(AR6)指出,2001—2020年全球平均地表 气温相较1850—1900年升高了0.99℃^[1]。在全 球气候变暖的大背景下,极端气候事件发生的频 率明显增加,给区域生态系统和人类生产活动造 成巨大的破坏^[2-4]。近几十年来,国内外学者对极 端气候事件开展了大量研究,其对人类的影响及 危害也不断被人们所认识。Dong 等^[5]对中国寒 区地带的极端气温变化特征研究发现,冷夜和暖 夜的增温幅度大于冷昼和暖昼,大部分地区都出 现冷夜和冷昼减少、暖昼和暖夜增加的现象;吴光 伟等^[6]对山东省极端气温事件的研究表明,极端 气温指数变化速率的空间分布差异较大,极端气 温指数变化与海拔高度也有一定的关系;李振中 等^[7]对澜沧江上游地区的极端气候研究发现,极 端气温的暖昼和暖夜的趋势均呈显著上升,而冷 昼和冷夜的趋势均呈显著下降;Zhang 等^[8]对云 贵高原极端气温的变率研究发现,暖日和冷夜指

收稿日期:2024-02-03

作者简介:吴燕良(1993—),男,汉族,江西抚州人,硕士,工程师,从事气候变化与环境演变研究。 通信作者:李柏贞(1991—),女,汉族,江西吉安人,硕士,高工,从事气候变化及气象灾害风险评估研究。 基金项目:江西省气象科技重点项目(JX2022Z03);官春市科技局指导性计划项目(官科字〔2023〕15号) 数显著增加,南部的极端气温指数变率相对北部 更高。

植被系统在固碳和减缓气候变化方面有着重 要的作用[9],极端气温事件对植被动态变化的研 究受到大量学者广泛的关注[10-11],极端气候变化 与植被生态环境变迁息息相关^[12]。Auke 等^[13] 分析了 2022 年夏季高温对欧洲森林和大气之间 碳交换的影响,结果显示,极端高温减少了欧洲森 林的碳吸收;Chen 等^[14]在喀斯特地区对极端气 温影响 NDVI 的研究发现,暖夜指数的增长率高 于暖日指数,NDVI与酷热天数表现出正相关;任 钇潼等^[15]在轿子山保护区极端气温对 NDVI 的 响应研究中发现,NDVI 对夜间和白昼气温的响 应存在显著差异。以往研究大多集中在较大尺度 范围,而极端气温事件在不同尺度上的分布特征 也不相同[16], 且极端气温事件的演变规律对小尺 度区域植被生态环境的影响也尚不明晰。鉴于 此,本文选取宜春市 16 个极端气温指数、NDVI 和 NPP 数据为基础,运用线性倾向拟合、反距离 加权插值(IDW)、Mann-Kendall 突变检验、 Hurst 指数等方法,揭示了宜春市极端气温事件 的时空分布、突变特征,并对极端气温指数的未来 趋势变化进行分析,借助 Lindeman-Merenda-Gold(LMG)模型定量计算各个极端气温指数对 植被生态环境因子的相对贡献率,研究结果可为 宜春市气象灾害防御、生态文明建设和水土保持 等提供科学的参考依据。

1 研究区概况与数据来源

宜春市地处 113°54′E~116°27′E,27°33′N~ 29°06′N之间,是赣西北的区域中心城市,境内设 有多个自然保护区,多为山地丘陵地貌,地势自西 北向东南倾斜,边缘多山环绕^[17]。宜春市属典型 的亚热带湿润季风气候,霜冻期短,降水周期长, 多年平均气温 16.5~18.1 ℃,年均降水总量 1 500~1 800 mm,森林覆盖率达 62.7%^[18-19]。

选用来自江西省气象数据中心的宜春市 1960—2020年10个国家气象站逐日最高、最低 气温数据。极端气温指数的定义采用世界气象组 织"气候变化检测和指数专家组"(ETCCDI)推荐 使用的极端气候指标^[20],本研究选取其中16个 极端气温指数(表1),并利用 RClimDex1.0 软 件^[21]计算指数。植被生态环境数据包括归一化

指数定义 单位 分类 代码 指标名称 WSDI 每年至少连续6天最高气温(TX)>90%分位值的日数 暖日持续日数 d SU25夏日日数 日最高气温(TX)>25℃的日数 d 极端 TR20 热夜日数 日最低气温(TN)>20 ℃的日数 d 日最低气温(TN)大于 1960-2020 年的第 90 个百分位数值的日数 暖指 TN90p 暖夜日数 d 数 日最高气温(TX)大于 1960-2020 年的第 90 个百分位数值的日数 TX90p 暖昼日数 d TNx 月最低气温极大值 每月内日最低气温的最大值 °C TXx 极端最高气温 年内日最高气温的最大值 °C TN10p 冷夜日数 日最低气温(TN)小于 1960-2020 年的第 10 个百分位数值的日数 d 日最高气温(TX)小于 1960-2020 年的第 10 个百分位数值的日数 d TX10p 冷昼日数 极端 CSDI 冷日持续日数 每年至少连续6天最低气温(TN)<10%分位值的日数 d 冷指 FD0 霜冻日数 日最低气温(TN)<0℃的全部日数 d 数 °C TNn 年内日最低气温的最小值 极端最低气温 °C TXn 月最高气温极小值 每月内日最高气温的最小值 DTR 气温日较差 每月日最低气温(TN)与日最高气温(TX)的差值 °C 其他 TXam 年平均最高气温 年内月最高气温的平均值 °C 指数 年内月最低气温的平均值 °C TNam 年平均最低气温

表1 极端气温指数说明

注:TX 为日最高气温,TN 为日最低气温。

植被指数(NDVI)和净初级生产力(NPP)数据, NDVI数据是基于 MODIS 卫星的月合成的全球 归一化植被指数产品,NPP 数据是基于 NDVI 数 据并参考钱拴等^[22]的光能利用率模型计算而来。 两者的空间分辨率均为1 km×1 km,时间跨度为 2000—2020 年。

2 研究方法

采用一元线性回归方程对极端气温指数的变 化趋势进行拟合^[23],利用 Arcgis10.8 软件,采用 反距离加权法(IDW)绘制宜春市各极端气温指数 变化趋势的空间分布图。利用 Mann-Kendall (M-K)突变分析对各指数进行检验^[24-25]。使用 Hurst分析法^[26]对极端气温指数的未来趋势变 化进行预测分析,参考前人的研究^[27],其分级标 准如表 2 所示。通过 R 语言"relaimpo"包中的 LMG 模型来定量评估极端气温指数对生态环境 因子的影响。LMG 模型是一种基于最小二乘拟 合度量变量重要性的方法。该模型可用于计算每 个自变量对因变量的贡献率,借助多元线性回归 将 NDVI、NPP 和各极端气温指数进行标准化处 理。基于模型对解释方差的逐步增加来计算每个 自变量的贡献,然后将这些贡献标准化,以获得相 对贡献率,具体公式详见文献^[28],该模型目前已 被广泛应用于气候变化研究领域^[29-30]。

表 2 Hurst 指数分级表

等级	Hurst 指数值域	持续强度	等级	Hurst 指数值域	持续强度
1	(0.50,0.55]	很弱	-1	[0.45,0.50)	很弱
2	(0.55,0.65]	较弱	-2	[0.35,0.45)	较弱
3	(0.65,0.75]	较强	-3	[0.25,0.35)	较强
4	(0.75,0.80]	强	-4	[0.20,0.25)	强
5	(0.80,1.00]	很强	-5	(0.00,0.20)	很强

3 结果与分析

3.1 极端气温指数的时空变化

3.1.1 暖指数的时空变化 宜春市近 61 a 极端 气温暖指数线性倾向率如表 3 所示。除 WSDI 和 TXx 指标变化趋势不明显外,1960—2020 年其他 5 个暖指数(TX90p、TR20、TN90p、SU25、TNx) 均呈显著上升趋势,通过 0.05 的显著性检验(P< 0.05),线性倾向率分别为 2.00 d/10 a、2.61 d/ 10 a、3.82 d/10 a、3.16 d/10 a 和 0.24 C/10 a。 从各极端暖指数变化趋势的空间分布来看(图 1):SU25 和 TX90p 空间变化趋势较一致,变化 幅度较大的区域主要位于东部地区,较小的区域

极端气温指数	均值	倾向率	趋势	Hurst 指数	极端气温指数	均值	倾向率	趋势	Hurst 指数
WSDI	5.3	-0.05	\searrow	0.05	TX10p	20.8	-0.78	\checkmark	0.59
SU25	164.1	3.16 *	↗	0.64	CSDI	3.6	-1.28 *	\searrow	0.49
TR20	119.8	2.61 *	↗	0.63	FD0	18.9	-3.16 *	\searrow	0.53
TN90p	20.6	3.82 ×	↗	0.73	TNn	-4.5	0.54 ×	↗	0.55
TX90p	20.8	2.00 ×	↗	0.69	TXn	1.6	0.28 ×	↗	0.45
TNx	28.7	0.24 ×	↗	0.65	DTR	8.3	-0.13 *	\searrow	0.53
TXx	38.1	0.05	7	0.65	TXam	22.4	0.16 ×	↗	0.70
TN10p	20.6	-4.04 *	\searrow	0.72	TNam	14.1	0.29 *	↗	0.65

注:*表示通过 0.05 显著性检验;TNx,TXx,TNn,TXn,TXam 和 TNam 单位为 C/10 a,其他指数单位为 d/10 a。



图 1 宜春市 1960—2020 年极端气温暖指数变化趋势分布图(审图号为赣 S(2023)39 号,下同)

均位于中西部地区,两者所有站点均呈显著上升 趋势;但 TX90p 变化幅度的空间分布差异较大, 上升趋势最大的站点达 3.26 d/10 a,最小的仅为 1.26 d/10 a, 而 SU25 变幅的空间分布差异较小。 TN90p、TR20、TNx 的空间变化趋势相似,总体 上表现为袁州、靖安和东部地区变化幅度较大,而 万载、铜鼓、奉新变化幅度较小。TN90p和TR20 所有站点线性倾向率都为显著上升趋势,而 TNx 有90%的站点为显著上升趋势。WSDI 变化幅 度的空间分布差异较大,变化幅度较大的区域主 要在东部地区,较小的区域位于中西部地区,线性 倾向率绝对值最小的仅 0.02 d/10 a, 而最大达 0.76 d/10 a, 是最小值的 38 倍。尽管 WSDI 在宜 春地区总体呈下降趋势,但依然有40%的站点呈 上升趋势,多位于南部地区。TXx 变化幅度的空 间分布差异较大,总体上表现为东部地区变化趋 势较大,中西部地区变化趋势较小。线性倾向率 绝对值最小的仅 0.003 d/10 a, 而最大达 0.15 d/ 10 a, 是最小值的 50 倍。

3.1.2 冷指数的时空变化 宜春市 1960—2020 年极端气温冷指数的线性倾向率如表 3 所示。结 果表明,除 TX10p 指标变化趋势不明显外, 1960—2020 年其他 5 个冷指数(FD0、CSDI、 TN10p、TXn、TNn)均呈显著变化趋势(*P* < 0.05),线性倾向率分别为-3.16 d/10 a、-1.28 d/ 10 a、-4.04 d/10 a、0.28 ℃/10 a 和 0.54 ℃/ 10 a。从空间分布来看,TN10p 和 TX10p 空间变 化趋势较一致,变化幅度较大的区域主要位于西 北部地区,而中东部变化幅度更小,两者所有站点 线性倾向率均为下降趋势。其中,所有站点的 TN10p和 30%站点的TX10p呈显著下降趋势 (P < 0.05)。所有气象站点TXn和TNx均为上 升趋势,其中,所有气象站点的TNx和40%的站 点的TXn呈显著上升趋势(P < 0.05),两者均为 东部的变化幅度大于西部。FD0和CSDI的空间 变化趋势均为万载和东部地区变化幅度最大,中 部和北部变化幅度较小,两者在袁州的变化幅度 有所差异;且FD0和CSDI均呈显著下降趋势(P<0.05)。线性倾向率最大和最小的比值约为 1.8倍。FD0和CSDI线性倾向率最小的分别为 -2.40 d/10 a和-0.97 d/10 a,而最大的分别达 -4.47 d/10 a和-1.72 d/10 a。

3.1.3 年平均最高、最低气温和气温日较差的时 空变化 宜春市 1960—2020 年其他气温指数的 线性倾向率如表 3 所示。从年变化来看,TXam 和 TNam 变化趋势一致,均呈显著上升趋势,而 DTR 呈显著下降趋势(P<0.05)。TXam、TNam 和 DTR 的线性倾向率分别为 0.16 ℃/10 a、0.29 ℃/ 10 a 和 - 0.13 ℃/10 a。在空间分布上,DTR 和 TXam 的空间变化趋势比较一致,均为东部地区 变化幅度最大,中西部地区变化幅度更小。DTR 整体呈下降趋势,其中有 80%的气象站点通过了 0.05 显著性检验,而 TXam 是显著上升趋势。 TNam 整体也呈显著上升趋势,东南部和北部变 化幅度较大,中西部地区变化幅度更小,线性倾向 率最小的仅为 0.21 ℃/10 a, 而最大的达 0.35 ℃/10 a,是最小值的 1.67 倍。





3.2 极端气候事件的突变分析

通过 M-K 检验发现,1960—2020 年宜春市 的 16 个极端气温指数中除 TNam、TN10p、WSDI 外,其他 13 个极端气温指数均发生了突变(图 4)。其中,TXam 在 1970 年有明显突变,由相对 偏冷期转为相对偏暖期(P < 0.05)。DTR 在 2006 年有明显突变,由相对偏高期转为相对偏低 期(P < 0.05)。极端暖指数 TX90p、TR20、 TN90p、SU25、TNx、TXx 分别在 2003、2011、 2004、2002、2000 和 1962 年发生突变,由相对偏 冷(短)期转为相对偏暖(长)期(P < 0.05)。极端 冷指数 TX10p、FD0、CSDI 分别在 2011、1988 和 1981 年发生突变,由相对偏短期转为相对偏长期 (P<0.05)。而 TXn 和 TNn 分别在 1999 和 1983 年发生突变,由相对偏冷期转为相对偏暖期 (P<0.05)。整体上宜春市的温度变化是由相对 偏冷期转变为相对偏暖期,冷指数发生突变时间 较暖指数更早。

3.3 未来气候变化趋势预测

根据 Hurst 指数对宜春市近 61 a 来各极端 气温指数未来变化趋势进行分析,结果如表 3 所 示。可看出,大多数暖指数的 Hurst 值超过 0.5, 说明暖指数仍将延续其上升的趋势。其中: TN90p和 TX90p的 Hurst 指数分别为 0.73 和 0.69,表明该地区的暖夜和暖昼将持续增加,增暖 趋势在未来整体上依然延续; WSDI 的 Hurst 指



图 4 宜春市 1960—2020 年宜春市极端气温指数的 Mann-Kendall 检验

数为 0.05,具有很强的反持续性,但其线性倾向 率未通过显著性检验,表明这种反持续性发生的 可能性不高。在冷指数中,TXn 的 Hurst 值小于 0.5,表明存在一定的反持续性,即未来可能转变 为下降趋势。大多数冷指数的 Hurst 值超过 0.5,表明仍将延续下降的趋势,其中,TN10p 的 Hurst 值高达 0.72,表现为较强的持续性,表明 冷夜日数将持续减少。CSDI 的 Hurst 值为 0.49,存在弱的反持续性,在一定程度上有随机 性。从其他指数的 Hurst 值来看:TXam 和 TNam 的 Hurst 值分别是 0.70 和 0.65,均表现 出较好的持续性,表明该区域的未来年最高气温 和最低气温变化趋势仍以增加为主;而 DTR 的 Hurst 值为 0.53,表现出弱的持续性,表明 DTR 仍将延续其下降的趋势。

3.4 极端气温指数对植被生态环境的影响

以 NPP 和 NDVI 作为植被生态环境指标,探 讨 2000—2020 年极端气温事件对植被生态环境 变化的影响。基于宜春市 16 个极端气温指数与 NDVI、NPP 相关分析图(图 5),大多数暖指数与 NDVI 呈正相关,其中,TR20、TN90p 与 NDVI 的相关系数分别为 0.48 和 0.66(P<0.01),TXx 与 NDVI 的相关系数为-0.21(P < 0.05)。在冷 指数中,TN10p、TX10p 和 FD0 与 NDVI 的相关 系数分别为-0.73(P < 0.01)、-0.28 和-0.34(P < 0.05),CSDI、TNn 和 TXn 与 NDVI 正相 关,只有 TXn 通过了 0.01 的显著性检验。在其 他指数中,DTR 与 NDVI 负相关,TXam 和 TNam 与 NDVI 正相关,相关系数分别为-0.20、0.38 和 0.81(P < 0.01)。

大多数暖指数与 NPP 呈负相关,其中 TXx、 TX90P 和 WSDI 相关系数分别为-0.44(P < 0.01)、-0.27 和-0.28(P < 0.05)。TR20 和 TN90P 与 NPP 正相关,只有 TN90p 通过 0.01 的显著性检验,相关系数为 0.40。在冷指数中, TN10p、TX10p 和 FD0 与 NPP 负相关,CSDI、 TNn 和 TXn 与 NPP 正相关,只有 TN10p、FD0 和 TXn 通过 0.01 的显著性检验,相关系数分别 为-0.34、-0.32 和 0.22。在其他指数中,DTR 与 NPP 负相关,相关系数为-0.32(P < 0.01), TXam 和 TNam 与 NPP 为正相关,只有 TNam 通过 0.01 的显著性检验,其相关系数为 0.58。



生态因子的相关分析图

为探讨各极端温度指数对宜春市植被生态环境因子的重要性,基于 LMG 模型评估极端气温 指数对 NDVI 和 NPP 的相对贡献率(图 6)。结 果表明,TNam 对 NDVI 变化的贡献率最大,达 到了 21.16%,其次为 TN10p,贡献率为 20.21%, TN90p的贡献率为12.35%。TR20、 TX90p、TXam、DTR的贡献率也相对较高, 其余 极端温度指数对NDVI的相对贡献率均不超过 5%。TNam和TXam对NPP变化的贡献率最 大,分别为20.79%和10.52%, DTR和TN90p 次之,分别为9.50%和8.78%, TNx和TXx对 NPP变化的贡献率也不可忽视,分别达到7.71% 和7.24%。其他极端温度指数对NPP变化的贡 献率均不超过5%。



4 结论

(1)61 a 来,宜春市极端气温暖指数大多呈显 著上升趋势,而冷指数呈显著下降趋势。宜春市 年平均最高、最低气温均呈显著升高趋势,气温日 较差表现为显著的下降趋势。空间分布上,多数 暖指数和3个其他指数的东部变化幅度较西部更 大,冷指数变化趋势的空间分布差异较大。

(2)极端气温指数表现出明显的不对称性变 化,TNam的变暖幅度明显小于TXam的变暖幅 度,多数极端冷指数(TN10p、TXn、TNn)的变暖 幅度比暖指数(TN90p、TXx、TNx)的变暖幅度更 大,而昼指数(TX90p、TX10p)的变暖幅度显著小 于夜指数(TN90p、TN10p)。极端气温暖指数仍 将延续其上升的趋势,冷指数仍将延续下降的趋 势,年最高气温和最低气温变化趋势仍以增加为 主,未来宜春市将保持增暖趋势。

(3) 突变分析显示,指数 TX90p、TN90p、
SU25 和 TNx 突变发生的时间在 2000 年以后,
FD0、CSDI、TNn 突变发生在 1980—1990 年之间。TXam 的突变发生在 1970 年,TNam、

TN10p、WSDI等指数没有发生明显的突变。多数极端气温冷指数的突变时间比暖指数发生突变的时间更早。

(4)多数暖指数对 NDVI 和 NPP 的响应是相反的,而单个冷指数对 NDVI 和 NPP 的响应是相同的。TN90p、TXn、TNam 与 NDVI、NPP 均为显著正相关,而 TXx、TN10p、FD0 与 NDVI、NPP 均为显著负相关。TNam 对 NDVI 和 NPP 变化的贡献率均超过 20%,是影响植被正常生长的主要因素。

参考文献:

- [1] 翟盘茂,周佰铨,陈阳,等. 气候变化科学方面的几
 个最新认知[J]. 气候变化研究进展,2021,17(6):
 629-635.
- [2] DING Z Y, PU J, MENG L H, et al. Asymmetric trends of extreme temperature over the Loess Plateau during 1998-2018[J/OL]. International Journal of Climatology, 2021 [2024 - 01 - 15]. https:// doi.org/10.1002/joc.6798.
- [3] 于海敬,葛非凡,王金兰,等.1980-2019年新乡市极端气温时空变化特征[J].陕西气象,2021(4):45-51.
- [4] 王蕾,张百超,石英,等. IPCC AR6 报告关于气候 变化影响和风险主要结论的解读[J]. 气候变化研 究进展,2022.18(4):389-394.
- [5] DONG Y Y, ZHAI J Q, ZHAO Y, et al. Impacts of large-scale circulation patterns on the temperature extremes in the cold regions of China with global warming[J/OL]. Frontier in Earth Science, 2023[2024-01-15]. https://doi.org/10.3389/ feart. 2023. 1120800.
- [6] 吴光伟,常允新,王庆兵,等.近55年来山东省极端 气温事件时空分布特征[J].水利水电技术(中英 文),2023,54(2):19-32.
- [7] 李振中,许民,宋轩宇.基于气象台站的澜沧江上游极端气温与极端降水变化特征研究[J].中低纬山地气象,2023,47(1):38-47.
- [8] ZHANG K X, LUO J J, PENG J T, et al. Analysis of extreme temperature variations on the Yunnan -Guizhou Plateau in Southwestern China over the past 60 years[J/OL]. Sustainability, 2022[2024-

01-15]. https://doi.org/10.3390/su14148291.

- [9] 徐勇,黄海艳,戴强玉,等.西南地区陆地植被生态 系统 NPP 时空演变及驱动力分析[J].环境科学, 2023,44(5):2704-2714.
- [10] 曹云,孙应龙,陈紫璇,等.2000—2020年黄河流域 植被生态质量变化及其对极端气候的响应[J]. 生 态学报,2022,42(11):4524-4535.
- [11] CAO Y P, XIE Z Y, HUANG X H, et al. Vegetation dynamics and its trends associated with extreme climate events in the Yellow River Basin, China[J/OL]. Remote Sensing, 2023[2024-01-15]. https://doi.org/10.3390/rs15194683.
- [12] 段荣,杨春艳,李婧,等.黔西南州极端气温时空 演变规律研究[J].中低纬山地气象,2021,45(6): 44-49.
- [13] WOUDE A M, PETERS W, JOETZJER E, et al. Temperature extremes of 2022 reduced carbon uptake by forests in Europe[J/OL]. Nature Communications, 2023[2024-01-15]. https://doi.org/ 10.1038/s41467-023-41851-0.
- [14] CHEN Y L, ZHANG Y, ZHANG H, et al. Extreme temperatures affect NDVI in Karst ecological fragile area[J/OL]. Theoretical and Applied Climatology, 2023[2024-01-15]. https://doi.org/ 10.1007/s00704-023-04737-1.
- [15] 任钇潼,程清平,金韩宇,等.轿子山国家级自然 保护区气候变化特征及对 NDVI 的影响[J].水土 保持学报,2022,36(4):168-177.
- [16] GONG X W, WANG X Y, LI Y Q, et al. Observed changes in extreme temperature and precipitation indices on the Qinghai-Tibet Plateau,1960-2016[J/OL]. Frontiers in Environmental Science, 2022[2024-01-15]. https://doi.org/10.3389/fenvs.2022.888937.
- [17] 王帆,黄平,侯董亮,等. 宜春市国家重点保护植物现状及保护对策[J]. 南方林业科学,2023,51
 (4):41-46.
- [18] 王文军,气候变化条件下宜春地区水稻生长模拟 研究[D]. 南昌:南昌大学,2016:18-19.
- [19] 权丽君,赖水牯,吕添贵.基于 SWOT 分析的宜 春市袁州区低丘缓坡开发利用策略探讨[J]. 江西 农业学报,2013,25(5):152-155.
- [20] ALEXANDER L V, ZHANG X, PETERSON T C, et al. Global observed changes in daily climate

extremes of temperature and precipitation[J/OL]. Journal of Geophysical Research: Atmospheres, 2006[2024-01-15]. https://doi.org/10.1029/ 2005JD006290.

- [21] ZHANG X B, YANG F. Rclimdex (1. 0) users manual(EB/OL). (2004-09-10)[2024-02-03]. https://www. docin. com/p - 1888915226. html/ RClimDex(1.0) User Manual. pdf.
- [22] 钱拴,延昊,吴门新,等. 植被综合生态质量时空 变化动态监测评价模型[J]. 生态学报,2020,40 (18):6573-6583.
- [23] ZHANG L, KARTHIKEYAN R, BAI Z, et al. Spatial and temporal variability of temperature, precipitation, and streamflow in upper Sang-Kan Basin, China [J]. Hydrological Processes, 2016, 31(2): 279-295.
- [24] MANN H B. Nonparametric tests against trend[J]. Econometrica, 1945, 13(3): 245-259.
- [25] KENDALL M G. Rank correlation measures[M].

London: Charles Griffin, 1975: 202.

- [26] HURST E H. Long-tern storage capacity of reservoirs[J]. Transactions of the American Society of the Civil Engineers, 1951, 116(1): 770-808.
- [27] 刘宇峰,原志华,孙铂.近15年来西安市主要气候 要素变化的 R/S 分析[J].西安文理学院学报(自 然科学版),2016,19(1):73-78.
- [28] GROEMPING U. Relative importance for linear regression in R: The package relaimpo[J]. Journal of Statistical Software, 2006, 17(1): 1-27.
- [29] YAO Y T, WANG X H, LI Y, et al. Spatiotemporal pattern of gross primary productivity and its covariation with climate in China over the past thirty years[J]. Global Change Biology, 2018, 24 (1): 184-196.
- [30] 吴路华,王世杰,白晓永,等.近60年来印江河流 域极端气候演变及其对净初级生产力和归一化植 被指数的影响[J].生态学报,2022,42(3):960-981.