

刘祥周, 肖丽英, 高桂青, 等. 1960—2020年贵州省极端气温指数时空演变特征及其影响因素分析[J]. 水利水电技术(中英文), 2025, 56(1): 39-50. DOI: 10.13928/j.cnki.wrahe.2025.01.004

LIU Xiangzhou, XIAO Liying, GAO Guiqing, et al. Spatiotemporal evolution characteristics of extreme temperature and influenced factors in Guizhou Province from 1960 to 2020 [J]. Water Resources and Hydropower Engineering, 2025, 56(1): 39-50. DOI: 10.13928/j.cnki.wrahe.2025.01.004

1960—2020年贵州省极端气温指数时空演变特征及其影响因素分析

刘祥周¹, 肖丽英¹, 高桂青², 成玉祥¹, 李路雨¹

(1. 南昌工程学院水利工程学院, 江西 南昌 330099; 2. 南昌工程学院土木与建筑工程学院, 江西 南昌 330099)

摘要:【目的】贵州省极端气候事件的频率和持续性因其独特的地形和多样气候而显著加剧,但目前关于该省极端气温方面的研究尚不完善。为掌握极端气温指数的时空变化特征并明确其主要影响因素,基于1960—2020年29个气象站气温及大尺度气候指数(PDO、ENSO、SOI、AMO)等数据,针对5个极端气温指数,【方法】运用线性趋势法、Mann-Kendall趋势检验、R/S分析了贵州省极端气温时空演变特征及未来趋势,利用相关分析及小波分析揭示了极端气温指数与大尺度气候指数等因素的联系。【结果】结果表明:(1)时间变化上,寒潮持续时间和霜冻时间显著减少,然而,月极端最低和最高气温以及夏日数均表现出上升趋势;极端气温指数的突变均集中于20世纪末至21世纪初;在未来5年内,极端气温指数将继续保持这种趋势;空间分布上,自西向东方向,低温指数的多年平均值逐渐减少,高温指数则逐渐增加;(2)寒潮持续指数发生突变很可能受到ENSO、SOI较长年际周期(2~16 a)的影响,极端高温指数则受到较短周期(2~4 a)的影响。另外,霜冻日数、月极端最低气温与海拔呈显著负相关性。【结论】极端气温指数变化的影响因素主要是气候与海拔,另外还有人类活动方面。研究结果为灾害预防与对地方气候影响等决策提供科学依据。

关键词: 空间差异; R/S分析; 相关性分析; 极端气温指数; 贵州省; 气候变化; Mann-Kendall趋势检验; 时空变化

DOI: 10.13928/j.cnki.wrahe.2025.01.004

开放科学(资源服务)标志码(OSID):

中图分类号: P467

文献标志码: A

文章编号: 1000-0860(2025)01-0039-12



与作者互动
请扫描二维码

Spatiotemporal evolution characteristics of extreme temperature and influenced factors in Guizhou Province from 1960 to 2020

LIU Xiangzhou¹, XIAO Liying¹, GAO Guiqing², CHEN Yuxiang¹, LI Luyun¹

(1. School of Hydraulic Engineering, Nanchang Institute of Technology, Nanchang 330099, Jiangxi, China; 2. School of Civil

收稿日期: 2024-03-25; 修回日期: 2024-06-05; 录用日期: 2024-06-07; 网络出版日期: 2024-07-10

基金项目: 国家自然科学基金项目(52069015, 52069014); 国家自然科学基金青年基金项目(52109090); 江西省学位与研究生教育教学改革研究项目(JXYJG-2021-210); 江西省科技厅项目(20212BDH81002)

作者简介: 刘祥周(1999—), 男, 硕士研究生, 主要从事水文水资源与生态水利等研究。E-mail: 1468824676@qq.com

通信作者: 肖丽英(1979—), 女, 副教授, 博士, 主要从事水文水资源与生态水利等研究。E-mail: liying-xiao@163.com

©Editorial Department of Water Resources and Hydropower Engineering. This is an open access article under the CC BY-NC-ND license.

Abstract: [Objective] The frequency and duration of extreme climate events in Guizhou Province are intensified by its unique topography and diverse climate. However, research on extreme temperatures in the province is incomplete. This study aims to understand the spatiotemporal characteristics of extreme temperature indices and their main influencing factors using temperature data from 29 meteorological stations and large-scale climate indices (PDO, ENSO, SOI, AMO) from 1960 to 2020. [Methods] The study analyzes the spatiotemporal evolution and future trends of extreme temperatures in Guizhou Province using linear trend analysis, Mann-Kendall trend test, and R/S analysis. Correlation analysis and wavelet analysis are used to explore the relationships between extreme temperature indices and large-scale climate indices. [Results] The findings reveal a decreasing trend in the duration of cold waves and frost days, while monthly extreme minimum and maximum temperatures and summer days show an increasing trend. Abrupt changes in extreme temperature indices were concentrated in the late 20th to early 21st centuries, and this trend is expected to continue in the next five years. Spatially, low temperature indices decrease from west to east, while high temperature indices increase. The cold wave duration index is likely influenced by longer interannual cycles of ENSO and SOI, while the extreme high temperature index is affected by shorter cycles. Additionally, frost days and monthly extreme minimum temperatures are negatively correlated with altitude. [Conclusion] The main factors affecting extreme temperature indices are climate, topography, and human activities. The result provide a scientific basis for disaster prevention and climate impact decision-making.

Keywords: spatial differences; R/S analysis; correlation analysis; extreme temperature index; Guizhou Province; climate change; Mann-Kendall trend test; spatiotemporal variation

0 引言

党的二十大报告中指出, 预防极端天气气候, 极力保障人民生命财产安全, 是气象高质量发展的核心与重点。国际组织联合国政府间气候变化专门委员会(IPCC)在第6次气象评估报告中提到, 各种极端气候事件的同时发生, 加剧了数百万人的水和粮食危机。这种现象在亚洲、非洲等地区尤为突出^[1]。极端气候事件的频率与强度不断升高, 对人类的社会经济活动、生命与财产安全, 以及生态系统的稳定性带来了重大挑战^[2-6]。研究极端气候事件的时空分布和成因, 已成为气候变化研究的核心课题^[7-9]。作为一个对气候变化极为敏感的发展中国家, 中国在农业、水资源和自然生态系统等方面深受其影响^[10-13]。

在极端高温研究领域, 气候指数法^[14]已成为一种受到国际认可并广泛应用的方法。其核心在于充分考虑地区间在温度和降水方面的差异, 设定适应各地实际情况的极端气候阈值, 从而更精准和客观地揭示区域极端气候事件的变化。国际上, 由气候变化检测与极端气候事件指标专家组(ETCCDI)定义的极端气候指数, 包含11个极端降水指数和16个极端气温指数, 因其精确度高、噪声低的特性, 在极端气候事件的研究中被广泛采用^[15-16]。在中国, 专家学者采纳了包括Mann-Kendall检验^[17-18]、累积距平^[19]、线性回归^[20]、R/S分析^[21]、Pettitt检验^[22]以及小波分析方法^[23]等多种方法, 对这些极端气候指数进行深入量化分析,

发现长江流域^[24]、西北地区^[25]、珠三角地区^[26]等多地在近数十年间极端气温事件显著增加。2006年、2009年至2010年之间, 我国西南部区域曾有两次异常干旱事件发生。2006年夏季, 受高温影响, 川渝地区遭受了自1951年以来最为严重的特大伏旱^[27]; 2009年至2010年, 受降水少和气温高两重原因共同作用, 以云南省和贵州省为中心的西南五省(直辖市)遭遇了一场异常严重的旱灾, 其持续时间之长、影响区域之广和破坏力之大, 使其成为一次典型的极端气候事件^[28]。

贵州省地处我国西南部, 作为中国的一个典型喀斯特山区, 受其特殊地质条件和地形的影响, 拥有大量坡耕地, 主要依赖天然降雨的“雨养型”农业^[29]。这种地理特征使得该地区对气候极端变化尤为敏感。目前关于贵州省极端气温事件的研究相对有限, 主要集中于对这些事件时空特征的初步分析^[30-31]。因此, 对贵州省极端气温指标的时空特征、影响因素、未来预测以及遥相关关系的综合研究显得尤为重要。对贵州省极端气温事件的全面研究, 不仅能全面揭示贵州省极端气温事件的特点和变化趋势, 而且对于预测和防范该省的气候灾害具有重要的实际意义。

1 研究区域、数据来源及研究方法

1.1 研究区域概况

贵州省处于东经103°36'—109°35', 北纬24°37'—29°13', 面积约17.6万km², 平均海拔大约1100m, 地势自西向东逐渐降低, 具有鲜明的喀斯特地貌特点(见图1)。喀斯特地形区域因其独特的石

漠化特征而脆弱, 受到全球变暖的影响, 这些地区尤其容易受到极端气候事件的侵袭。根据相关文献的记载^[32], 2022年贵州省遭遇了拉尼娜现象和副热带高压的双重影响, 导致该地区气候异常, 灾害性天气和极端气候事件频繁发生。在这一年中, 冰雹天气的频繁出现, 不仅日数多、范围广, 而且对农作物如茶叶、蔬菜造成了严重的损害; 持续的低温和光照不足严重影响了蔬菜生长、畜禽养殖以及秋播作物的成长。对于贵州省, 极端事件的频繁发生已成为一个不容忽视的问题。这不仅对地区的产业布局和城市发展构成了威胁, 更直接影响到人民的生命财产安全。

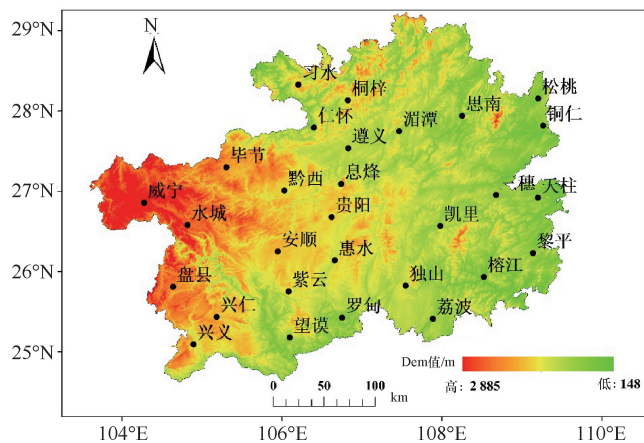


图1 贵州省气象站点分布

Fig. 1 Distribution of meteorological stations in Guizhou Province

1.2 数据来源

本文从中国气象数据网(<https://data.cma.cn/>)获取贵州省1960—2020年逐日最高、最低及平均气温等数据(气象站分布见图1)。由于气象站迁移或设备故障等因素, 获取的数据集可能出现部分缺失或偏差。为确保数据的准确性和可靠性, 需校正异常或不确定数据: (1) 所选站点数据时间尺度不小于61 a; (2) 若某气象站点的数据缺失达到5%, 或连续30 d数据丢失, 该站点将不予采用; (3) 核查气象数据时, 需识别以下误差类型: 当日最低温度超过日最高温度, 以及观测值与实际气候条件严重不符, 例如超出标准偏差3倍的情况, 均属于异常数据。针对极个别异常值及缺失值, 使用线性插值方法^[33]对其进行插补。

为研究极端气温指数与大气环流间的关系, 选取了代表性的大尺度气候指数, 即北大西洋涛动(NAO)、太平洋年代际涛动(PDO)、厄尔尼诺(ENSO)、南方涛动指数(SOI)、大西洋多年代际震荡(AMO)展开了研究。上述有关数据来源于美国国

家气象局气候预报中心(<http://www.cpc.ncep.noaa.gov/products/precip/CWlink/MJO/climwx.shtml>), 如表1所列。

表1 不同大尺度气候指数数据详情

Table 1 Details of data for different large-scale climate indices

气候指数	时间跨度(年-月)	气候指数定义
NAO	1960-01—2020-12	亚速尔群岛与冰岛间的标准化海平面气压差
PDO	1960-01—2020-12	太平洋20°N以北月值海表温度EOF后第一模态的时间系数
ENSO	1960-01—2020-12	区域(5°N—5°S, 120°W—170°W)平均海表温度距平值
SOI	1960-01—2020-12	月平均海平面气压差序列的标准化值
AMO	1960-01—2020-12	区域(75°W—7.5°W, 0°N—60°N)的海表温度异常的年平均

1.3 研究方法

1.3.1 极端气温指数

在本文中, 识别贵州省极端气温事件的方法, 是采取国际气候诊断与指数小组(ETCCDI)定义的极端气候指数。这些指数在全球气候变化研究中应用广泛, 是评估长期气候变化趋势的关键工具。通过RCLimDex^[34]软件, 本文计算了包括霜冻日数(FD)、夏日数(SU)、月极端最高气温(TX_x)、月极端最低气温(TN_n)及寒潮持续日数(CSDI)5个极端气温指数(见表2)。

表2 极端气温指数名称及释义

Table 2 Names and definitions of extreme temperature indices

指数名称与符号	定义
霜冻日数 FD/d	每年日最低气温 $TN_{ij} < 0$ °C 的天数 (i 代表天, j 代表年)
夏日数 SU/d	一年中每天最高气温 $TN_{ij} > 25$ °C 的时间
月极端最高气温 TX _x /°C	一个月中每天最高气温的最大值
月极端最低气温 TN _n /°C	一个月中每天最低气温的最小值
寒潮持续日数 CSDI/d	每年至少连续6天日最低气温 $TN_{ij} < 10\%$ 分位值的日数

1.3.2 Mann-Kendall 检验

Mann-Kendall(M-K)检验的优势源于其处理多种复杂数据的能力和适应不断变化环境条件的灵活性, 该方法在全球气象与水文学领域的研究中得到了广泛应用。假定一个要素的时间序列是 $x_1, x_2, x_3, \dots, x_n$, M-K趋势检验的计算原理^[17-18]如下

$$S_k = \sum_{k=1}^{n-1} \sum_{j=k+1}^n \text{sgn}(x_i - x_j) \quad (1)$$

$$\text{sgn}(x_i - x_j) = \begin{cases} 1, & x_i - x_j > 0 \\ 0, & x_i - x_j = 0 \\ -1, & x_i - x_j < 0 \end{cases} \quad (2)$$

$$\text{Var}(S_k) = \frac{n \times (n-1)(2n+5)}{18} \quad (3)$$

$$Z = \begin{cases} (S-1)/\sqrt{\text{Var}(S)}, & \text{if } S > 0 \\ 0, & \text{if } S = 0 \\ (S+1)/\sqrt{\text{Var}(S)}, & \text{if } S < 0 \end{cases} \quad (4)$$

$$UF_k = \frac{S_k - E(S_k)}{\sqrt{\text{Var}(S_k)}}, \quad (1 \leq k \leq n) \quad (5)$$

式中: S_k 为时间序列 x 中第 i 个数值大于第 j 个数值的
事件累积总数; sgn 为符号函数; $\text{Var}(S_k)$ 为检验统计量
 S_k 的方差。当 $Z > 0$ 时, 表示序列呈上升趋势, 当
 $Z < 0$ 时序列呈下降趋势, 在给定的 α 置信水平上,
若 $|Z| \geq 1.64$ 、 1.96 、 2.58 时, 这意味着线性趋势通
过了 90%、95%、99% 的显著性检验。本文采用 95%
显著性检验。

1.3.3 R/S 分析法

R/S 分析法在揭示时间序列中的长期记忆性和相
关性方面具有显著优势, 这对于深入探索和理解气候
变化现象中的长期依赖性具有至关重要的作用。给定
一个时间序列 α , $\alpha = 1, 2, 3, \dots, n$, 则均值序列
 E_α , 累积离差 $X_{k,\alpha}$, 极差 RI_α , 标准偏差 SI_α ^[21] 为

$$E_\alpha = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n N_{k,\alpha} \quad (6)$$

$$X_{k,\alpha} = \sum_{i=1}^k N_{i,\alpha}, \quad k = 1, 2, \dots, n \quad (7)$$

$$RI_\alpha = \max(X_{k,\alpha}) - \min(X_{k,\alpha}) \quad (8)$$

$$SI_\alpha = \sqrt{\frac{\sum_{k=1}^n (N_{k,\alpha} - E_\alpha)^2}{n}} \quad (9)$$

$$\text{Hurst}(H) = RI_\alpha / SI_\alpha \quad (10)$$

式中: E_α 是时间序列的均值; $X_{k,\alpha}$ 表示时间序列 α
在第 k 个时间点的观测值; RI_α 用于反映序列在整个
观察期内的总体波动范围; SI_α 反映序列值围绕均值
波动的程度。当 $H > 0.5$ 时, 极端气温指数的未来变
化趋势与过去一致; 当 $H < 0.5$ 时, 极端气温指数的
未来变化趋势与过去相反。通过深入的统计分析, 不
仅可以揭示序列的非周期性特质, 还能计算出平均周
期长度, 从而估测历史趋势对未来的持续影响。公
式为

$$\ln(R/S) = \frac{(R/S)_t}{\sqrt{t}} \quad (11)$$

式中, R/S 为 RI_α / SI_α 的缩写表示, t 为时间序列。
在 $\ln(R/S) - \ln t$ 曲线上, 若出现明显的转折点, 则意
味着过往趋势对未来变化的作用不再显著, 该转折点

所对应的时间长度 t , 便是该时间序列的平均循环
长度。

1.3.4 相关性分析与交叉小波分析

本文采用 Pearson 相关系数^[35]对大气环流和地理
因子与不同极端气温指数之间的相关性进行分析。皮
尔逊相关系数可以直观地表示不同变量之间的线性关
系强度和方向, 其计算公式如下

$$r_{ij} = \frac{\sum_{n=1}^k (x_{in} - \bar{x}_i)(x_{jn} - \bar{x}_j)}{\sqrt{\sum_{n=1}^k (x_{in} - \bar{x}_i)^2 \sum_{n=1}^k (x_{jn} - \bar{x}_j)^2}} \quad (12)$$

式中, k 为研究时间的序列长度; n 为第 n 年; \bar{x}_i 为变
量 x_i 的均值样本; \bar{x}_j 为变量 x_j 的样本均值。

同时, 本文从局部角度, 采取小波方法来进一步
研究极端气温指数与大尺度气候指数的关联性。交叉
小波分析(cross wavelet transform, XWT)在时间域和
频率域中均可以有效地表征气候信号的局部化特征。
该方法的原理是: 假定两个时间序列是 $X = \{x_i, i = 1, 2, \dots, n\}$ 与 $Y = \{y_i, i = 1, 2, \dots, n\}$, 其相
应的连续小波变换分别为 $W_n^X(s)$ 和 $W_n^Y(s)$, 则这两个
序列的交叉小波^[23]可定义为

$$W_n^{XY}(s) = W_n^X(s) W_n^{Y*}(s) \quad (13)$$

式中, $W_n^X(s)$ 表示序列 X 在小波尺度(s)下的变换结
果; 同理, $W_n^Y(s)$ 表示序列 Y 在相同小波尺度下的变
换结果; $W_n^{Y*}(s)$ 表示序列 Y 小波变换的复共轭;
 $W_n^{XY}(s)$ 是序列 X 和 Y 的交叉小波变换, 用于识别两
个时间序列在时间和频率上的共同特征或相互关联。
箭头的方向揭示了两个变量之间的位相相关性。 \rightarrow 象
征着同相位关系, 表明两者之间存在正相关, \leftarrow 表示
着反相位关系, 表明两者之间为负相关, \uparrow 表明极端
气温指数变化在时间上领先大尺度气候指数变化 1/4
周期(90°), \downarrow 表明极端气温指数变化在时间上滞后
大尺度气候指数变化 1/4 周期(90°)。

2 结果分析

2.1 极端气温指数趋势变化及突变特征

1960—2020 年贵州省 5 个极端气温指数的变化
及突变情况如表 3 所列和图 2(第 1、2 列)所示。通
过 M-K 方法计算得出检验统计量结果(显著性水平
 $\alpha = 0.05$), 具体如表 3 所列。由表 3 可知: 霜冻日数
和寒潮持续日数呈显著减少趋势, 而月极端最高气温
及月极端最低气温则呈显著增加趋势。近 60 年里,
各极端气温指数的趋势倾向率和 10 a 滑动平均曲

表3 1960—2020年贵州省各极端气温指数长期变化、M-K趋势及突变年份

Table 3 Changes, M-K trend and mutation of each extreme temperature index in Guizhou from 1960 to 2020

极端气温指数	<i>FD</i>	<i>SU</i>	<i>TXx</i>	<i>TNn</i>	<i>CSDI</i>
M-K趋势检验统计量 <i>Z</i>	-4.01	1.62	3.34	5.23	-1.96
线性变化速率	-1.93 d/10 a	1.05 d/10 a	0.28 °C/10 a	0.52 °C/10 a	-0.5 d/10 a
趋势	显著下降	升高	显著升高	显著升高	显著下降
突变年份	1986	2009	2004	1984	1994

线的总体变化趋势基本一致[见图2(a)]。在完成对长期极端气温的趋势分析后,可以观察到在近60a时间尺度下的整体变化趋势。然而,仅仅识别出这些趋势并不足以完全揭示气候动态的复杂性,为深入理解这些趋势背后的具体机制,突变分析提供了对趋势变化背后更深层次因素的理解。

M-K突变分析[见图2(第2列)]显示,霜冻日数在1986—1994年、夏日数在2010—2014年、月极端最高气温在2004—2008年、月极端最低气温在1984年、寒潮持续日数在1994—2009年发生突变。总体而言,贵州省极端气温指数突变时间虽略有差异,但突变时间均集中于20世纪末至21世纪初。为具体量化其突变时间点,通过Pettitt检验对多个突变点进行相互验证。结果显示:霜冻日数、夏日数、月极端最高与最低气温以及寒潮持续日数的突变变化,分别发生在1986年、2009年、2004年、1984年和1994年(见表3)。

通过M-K趋势检验方法,对贵州省1960—2022年极端气温的空间变化趋势进行了分析,如图2(第3列)所示。结果显示,在近60a的时间尺度下极端低温指数(*FD*、*CSDI*)在绝大多数区域呈现下降趋势,其中*FD*具有显著减少趋势,*CSDI*在贵州省西部和西南部表现出显著减少趋势。与此相反,极端低温指数中的*TNn*在绝大部分区域呈现显著上升趋势。此外,*SU*在贵州省西部地区显著上升,而水城和贵阳站点则呈显著下降趋势;*TXx*在南部地区显著上升,而水城和仁怀站点显著下降。

2.2 极端气温指数空间变化特征

通过将趋势分析、突变分析与空间分布相结合,可以观察到贵州省不同地区之间的气候差异,对于理解气候变化的空间异质性至关重要。极端气温指数的多年平均情况在空间分布存在明显区别(见图3)。霜冻日数范围分布在1~60d,霜冻日数的高值中心主要位于威宁市,呈现由西到东减少的趋势[见图3(a)]。夏日数的范围在24~210d,其高值中心主要分布在黔东南州南部以及黔南州西南、东南部,与霜冻日数相反,夏日数呈现由西到东增加的趋势[见图

3(b)]。月极端最高气温的范围在28.38~38.32°C,其高值中心主要分布在铜仁市大部地区,黔东南州北部、东北部、南部地区,黔南州西南、东南部,趋势走向与夏日数大致相同,亦是由西到东增加[见图3(c)]。月极端最低气温的分布范围在-8.43~0.37°C,其高值中心主要分布在思南县、兴义县、榕江县以及黔南州西南部地区,趋势走向与霜冻日数大致相同,亦是由西向东减少[见图4(d)]。寒潮持续日数范围在1.22~6.57d,其高值中心主要集中在贵州省西南部地区[见图5(e)]。综合来说,在空间层面,极端气温指数的分布格局主要受贵州省地形地貌的影响,两者密切相关,并且海拔较高的区域和低温有关的极端气温指数相对更高。

2.3 未来趋势分析

基于历史极端气温数据,通过R/S分析法进一步评估了贵州省极端气温指数的未来趋势。分析结果(见表4)显示,所有极端气温指数的Hurst指数均超过0.5,表明霜冻日数和寒潮持续日数未来将继续下降,而夏日数、月极端最高气温以及月极端最低气温将继续保持上升趋势。图4中, $\ln(R/S)$ 与 $\ln(t)$ 的变化曲线为趋势分析提供了直观的视觉支持,反映了序列的长期记忆特性。例如,霜冻日数曲线的第一个拐点在 $\ln(t)=1.51$ 处,对应时间长度为 $t=e^{1.51} \approx 5$,即霜冻日数序列的平均循环长度为5a。同理,夏日数、月极端最高气温、月极端最低气温和寒潮持续日数的平均循环长度分别为4a、5a、3a和3a,未来趋势的持续时间将会与各极端气温指数的平均循环长度保持基本一致。这进一步说明了这些极端气温事件的持续性。

表4 极端气温指数对应的Hurst指数和过去与未来趋势

Table 4 Hurst indices and trends corresponding to extreme temperature indices

极端气温指数	<i>FD</i>	<i>SU</i>	<i>TXx</i>	<i>TNn</i>	<i>CSDI</i>
过去趋势	下降	上升	上升	上升	下降
Hurst指数	0.595	0.648	0.726	0.504	0.739
未来趋势	下降	上升	上升	上升	下降

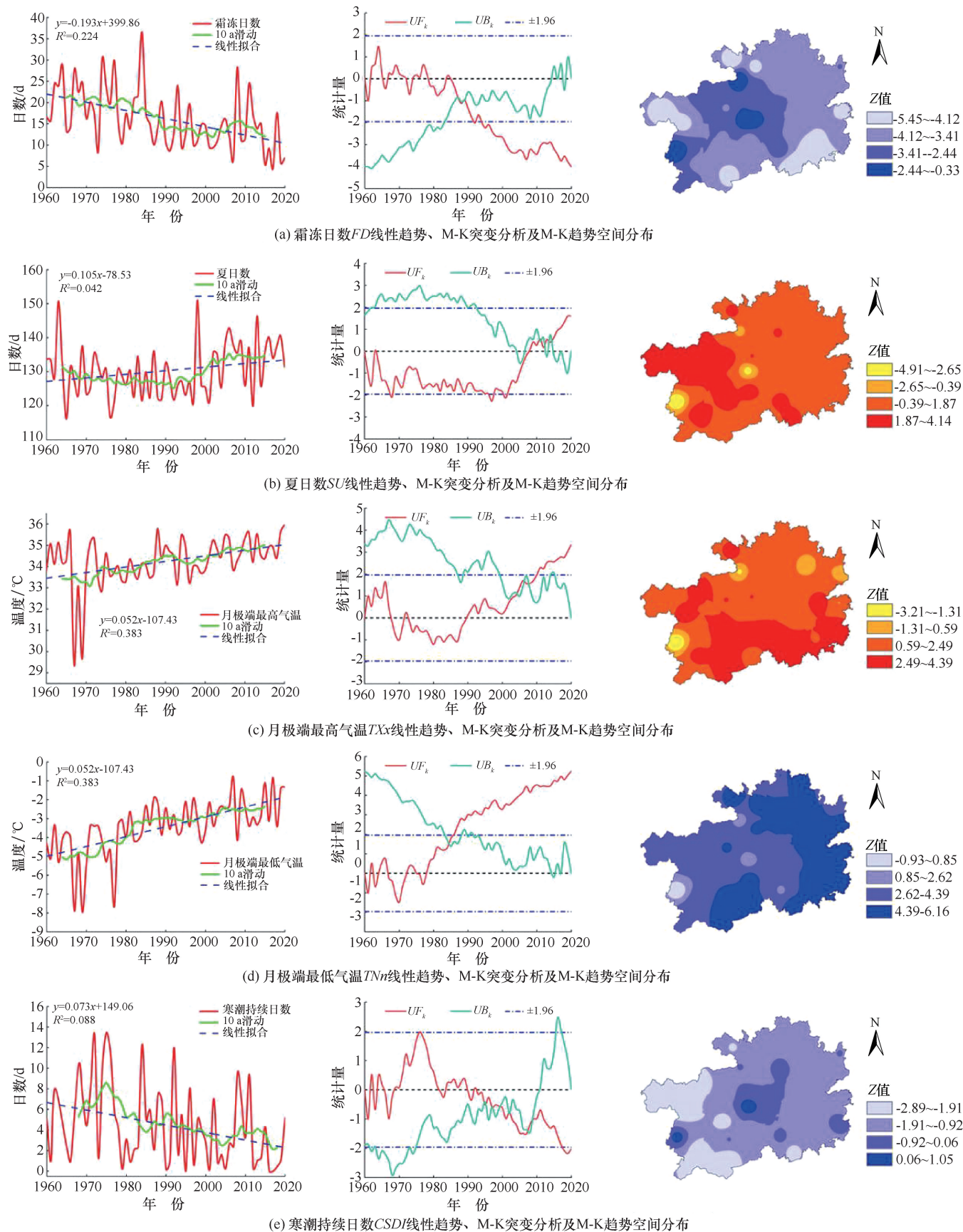


图2 1960—2020年贵州省各极端气温指数年际变化过程、M-K突变分析及空间趋势变化

Fig. 2 Interannual variations, M-K mutation analysis, and spatial trend changes of various extreme temperature indices in Guizhou from 1960 to 2020

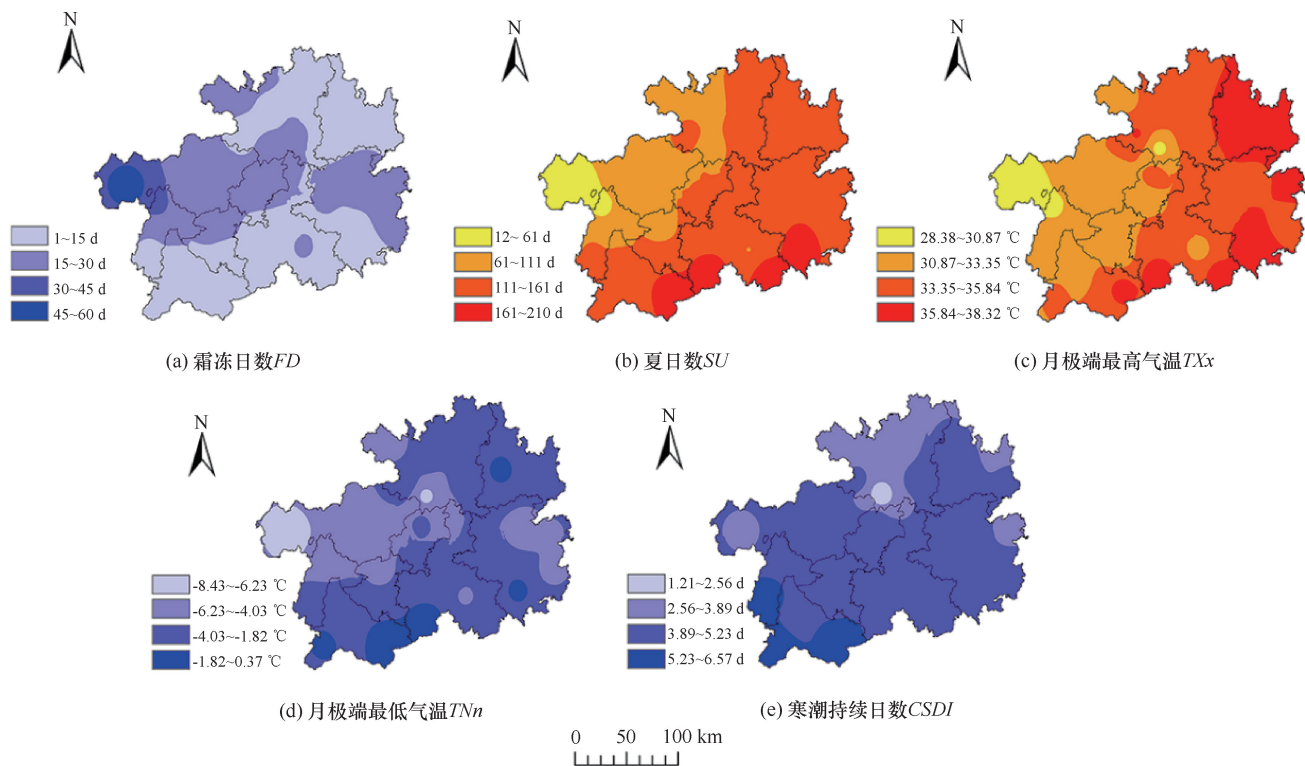


图3 1960—2020年贵州省各极端气温指数多年平均空间分布

Fig. 3 Spatial distribution of multi-year average extreme temperature indices in Guizhou from 1960 to 2020

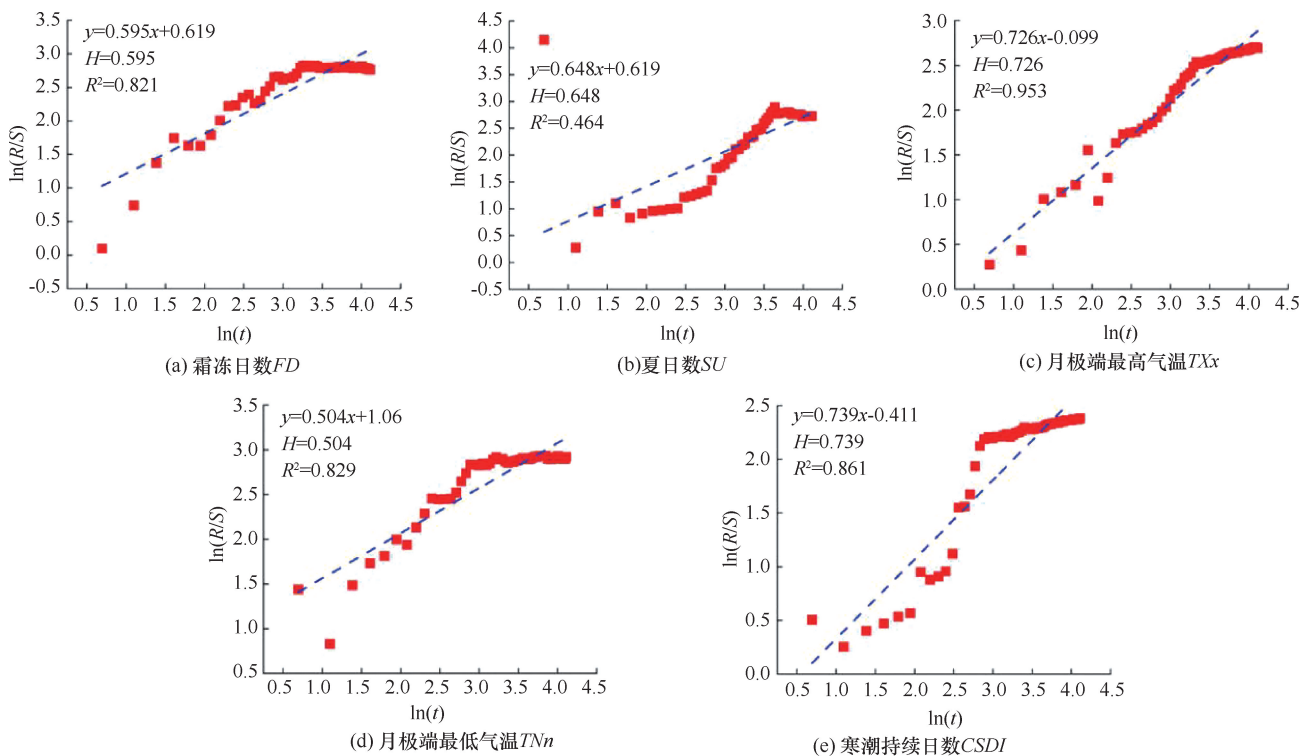


图4 1960—2020年贵州省各极端气温指数 Hurst 指数变化趋势

Fig. 4 Trend of the hurst index of extreme temperature indices in Guizhou from 1960 to 2020

2.4 各极端气温指数与海拔的相关关系

本文探讨了地理因素与极端气温指数之间的相互

作用，特别是在理解地形对极端气温事件影响方面。利用线性相关分析这一统计方法量化两个连续变量之

间的关系。在显著性水平 $\alpha = 0.01$ 和 $\alpha = 0.05$ 的条件下, 统计 29 个气象站极端气温指数与海拔数据, 发现 FD 和 TNn 这两个指数与海拔之间存在显著的负相关关系。这种关系在统计学上显著, 意味着海拔高度是影响这些极端气温指数的一个重要因素。在表 5 中, 标有 *、** 的数据项表示它们分别在 $\alpha = 0.05$ 与 $\alpha = 0.01$ 的显著性水平下通过了检验。

表 5 极端气温指数与海拔的 Pearson 相关系数

Table 5 Pearson correlations between extreme temperature indices and altitude

极端气温指数	FD	SU	TXx	TNn	$CSDI$
海拔 ($\alpha=0.05$)	-0.471 *	0.169	0.103	-0.461 *	-0.053
海拔 ($\alpha=0.01$)	-0.432 **	0.164	0.101	-0.462 **	-0.054

海拔是影响气温变化的重要因素之一。随着海拔的增加, 温度往往呈现下降趋势, 这是因为高海拔地区的气压较低, 空气密度小, 导致单位体积的空气含水量较少。另外, 由于气压的减小, 空气膨胀, 温度下降, 水分凝结成雨水或雪, 并释放出潜热, 导致高海拔地区的空气相对干燥, 从而影响气温的变化。因此, FD 与 TNn 这两个极端低温指数与海拔高度存在显著的负相关关系也恰好反映了海拔对气温的重要影响。

极端气温指数的空间分布变化与海拔有着密切的关联。在高海拔地区, 由于其特殊的地理位置, 这些区域更容易受到冷空气的侵袭; 相比之下, 低海拔地区不太容易受到冷空气的影响。如表 6 所列, 高海拔站点与低海拔站点之间霜冻日数 FD 的统计对比显示, 无论是长期的累积值还是多年平均值, 高海拔站点与低海拔站点的霜冻日数差距显著。

表 6 不同海拔高度的贵州省气象站点霜冻日数 FD 的统计对比

Table 6 Comparison of Frost Days (FD) at meteorological stations at different altitudes

气象站点(海拔)	极端气温指数	FD 的累加值 (1960—2020 年)	FD 的平均值 (1960—2020 年)
高海拔站点(>500 m)	FD/d	26 052	1 184.18
平原站点(<300 m)	FD/d	779	389.5

需要指出的是, 并非所有极端气温指数都遵循上述海拔的垂直分布规律。例如, 在贵州省东部低海拔区也存在霜冻日数 FD 。此外, 在海拔 2 280 m 的威宁地区, 相比于海拔 1 800 m 的盘县, 受寒潮影响较轻。这表明, 虽然海拔是影响极端气温指数分布的一个重要因素, 但并非是唯一的影响因子。

2.5 极端气温指数与大气环流因子相关关系

虽然海拔提供了关于局部气候变化的直接证据, 但气候系统的复杂性往往需要去关注那些更大尺度上影响气候变化的因素。通过将地理因子的影响与大气环流模式的影响相结合, 能够更全面地理解影响该地区气候变化的多重因素。基于此, 本文针对大气环流因子进一步拓展了分析视角。图 5 展示了 1960—2020 年间 5 个极端气温指数序列与大尺度气候指数序列之间的相关性分析。

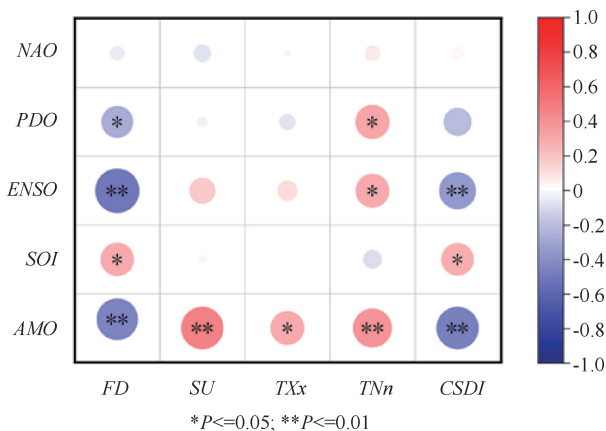


图 5 贵州省 5 个极端气温指数与大尺度气候指数显著相关性
Fig. 5 Significant Correlations between Five Extreme Temperature Indices and Large-Scale Climate Indices in Guizhou

分析结果如图 5 所示: 贵州省喀斯特地区霜冻日数 FD 与 PDO 、 $ENSO$ 、 AMO 呈显著负相关关系, 与 SOI 呈显著正相关关系。这是因为处于暖位相的 PDO 、 $ENSO$ 、 AMO 通常会抑制冷空气南下, 导致霜冻日数的减少, 而 SOI 处于正位相时, 可能会增强冷空气活动从而增加霜冻日数。寒潮持续日数 $CSDI$ 与 $ENSO$ 、 AMO 呈显著负相关关系, 与 SOI 呈显著正相关关系。与霜冻日数类似, $ENSO$ 与 AMO 的暖相位会减少寒潮事件的发生或持续时间, 而 SOI 的正位相会加强寒潮活动; 相反地, 月极端最低气温 TNn 则与 PDO 、 $ENSO$ 、 AMO 呈显著正相关关系, 因为这些大尺度气候指数通常与较暖的气候条件相关。

夏日数 SU 和月极端最高气温 TXx 则仅与 AMO 呈显著正相关关系, 这是因为 AMO 的暖位相往往与北半球夏季的高温事件相关, 从而增加了夏日数和月极端最高气温。另外, NAO 对这些极端气温指数没有影响, NAO 主要影响北大西洋及其周边地区的气候, 而对中国内陆如贵州省的气候影响较小。总体而言, 与高温指数相比, 低温指数受多个大尺度气候指

数的影响较大。

基于交叉小波分析, 本文详细探究了极端气温指数与 PDO 、 $ENSO$ 、 SOI 、 AMO 等大尺度气候指数的遥相关关系(见图 6 和表 7)。由图 6 可见, 在相同的时间尺度上, 极端气温指数与不同的大尺度气候指数均存在一定的相关关系。其中, 寒潮持续日数 $CSDI$ 与 $ENSO$ 、 SOI 之间的相关性最为显著, 显著性检验在 2~16 a 尺度上基本贯穿了整个时间轴, 表明 $ENSO$ 、 SOI 在调控中高纬寒潮事件中具有重要影响。霜冻日数 FD 与大尺度气候指数均有显著的响应关系且以显著负相关性为主。夏日数 SU 、月极端最高气温 TXx 与 AMO 均存在不同时间尺度的显著共振, SU 与 AMO 存在正负相关交替共振模式; TXx 在 2~4 a

的周期上起初是滞后于 AMO 的变化, 随后转变为与 AMO 呈负相关性。对于月极端最低气温 TNn , 在 2~4 a 的年代际时间尺度上, 与 $ENSO$ 存在正负相关交替共振模式。

极端气温指数与大尺度气候指数显著共振时段与周期的详细信息, 如表 7 所列。由表 7 可知, 寒潮持续日数 $CSDI$ 与 $ENSO$ 、 SOI 之间呈现出显著的相关性, 这种相关性在整个观测的时间尺度上持续显现。结合表 3 的极端气温指数的突变年份结果分析, 可推断出寒潮持续日数 $CSDI$ 在 1994 年发生突变, 很可能是因为在这一时期受到较强的 $ENSO$ 、 SOI 的影响 ($CSDI$ 与 $ENSO$ 成负相关, 与 SOI 成负相关, 见图 5), 导致贵州省寒潮持续日数呈现显著减少的趋

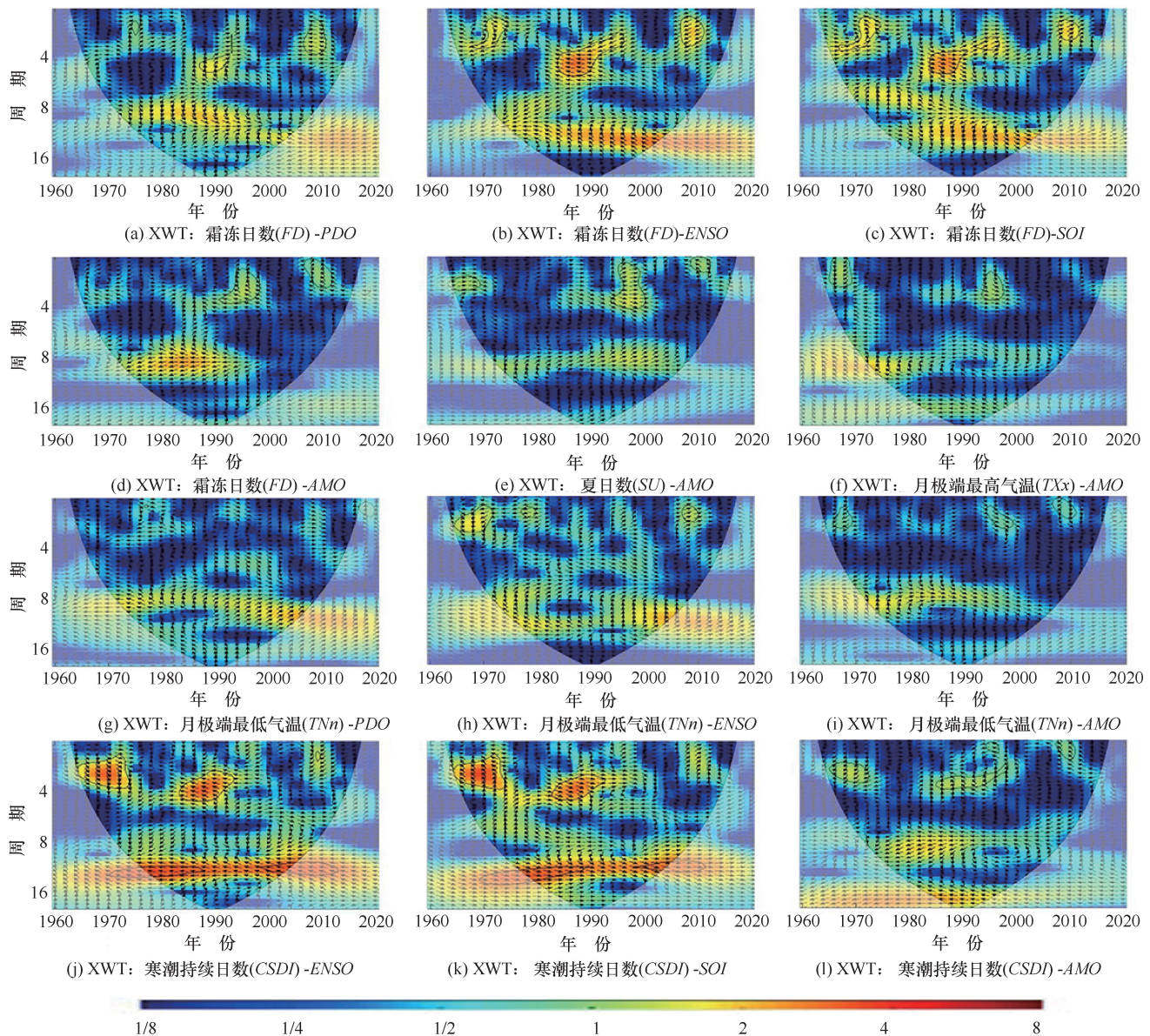


图 6 各极端气温指数与各大尺度气候指数的交叉小波谱

Fig. 6 Cross wavelet spectra between each extreme eemperature index and various large-scale climate indices

表7 贵州省极端气温指数与大尺度气候指数之间的显著共振时段及共振周期

Table 7 Significant resonance periods and cycles between extreme temperature indices and large-scale climate indices in Guizhou

气温指数	气候指数	显著共振时段/年	周期	相关性
FD	PDO	1990, 2008—2010	2~6 a	超前变化
	ENSO	1970—1972, 1986—1996, 2008—2010		负相关
	AMO	1994—1996, 2008—2010		负相关
	SOI	1970—1972, 1986—1988, 2008—2010		负相关, 正相关
SU	AMO	1964—1970, 1994—2000, 2009—2020	4~6 a	正相关, 负相关
TXx	AMO	1964—1970, 1994—2000	2~4 a	滞后, 负相关
TNn	ENSO	1964—1972, 2008—2010	2~4 a	负相关, 正相关
CSDI	ENSO	1964—1974, 1984—1996, 1976—1988, 1998—2006	2~16 a	初始正相关, 后期多负相关
	SOI	1964—1974, 1984—1996, 1976—1988, 1998—2006		
	AMO	1996—1972, 1986—1998, 2008—2010		

势。这进一步说明在 20 世纪后期贵州省气候状况发生明显变化。

另外, 霜冻日数 *FD* 与大尺度气候均有不同程度的显著共振现象。这些发现与通过 Pearson 相关系数进行的计算结果基本一致, 进一步证实了寒潮持续日数、霜冻日数与大尺度气候指数变化之间的密切联系。

3 结果讨论

在得出极端气温指数的空间分布变化与海拔有着密切的关联之后, 本文主要从大尺度气候指数方面阐述气象因素对极端气温的影响。由图 6 可见, *FD* 和 *CSDI* 相较于其他极端气温指数, 更受多种大尺度气候指数的影响。它们都与 *ENSO* 和 *AMO* 呈负相关, 与 *SOI* 呈正相关。*SOI* 是衡量厄尔尼诺现象强度的指标。然而, *FD* 与 *PDO* 也呈负相关, 而 *CSDI* 则与 *PDO* 没有显著关联, 显示出它们在对这些气候因子的敏感度和反应模式上的差异。TRENBERTH 等^[36] 研究揭示了 *PDO* 对厄尔尼诺—南方涛动年际变化的显著调制效应。同时, 也有研究显示 *SOI* 的变化与 *PDO* 的演变密切相关^[37]。这一过程对贵州省极端气温指数的波动亦产生了影响。此外, *FD* 和 *CSDI* 与 *ENSO*、*AMO* 的共振周期在 1984—1996 年期间表现出显著的共振, 但在其他时间段则表现出明显差异 (见表 7)。这是因为它们对大气环流变化的反应不同以及气候因素之间的相互作用复杂。

相关研究^[38-39] 表明, 在 1986—1988 年、2002—2003 年、2004—2005 年以及 2006—2007 年期间, 都观测到了 *ENSO* 现象的发生。此外, *ENSO* 对全球气候影响最为显著的区域是低纬度地区。在本文中, 分析出贵州省极端气温指数的突变时间与以上厄尔尼诺现象发生时间基本一致 [见图 2 (第 2 列)], 且与 *ENSO* 存在的年代际尺度显著共振时段 1984—

1996 年、2006—2012 年基本吻合 (见图 6 和表 7)。FOLLAND 等^[40] 研究表明, 北大西洋海温在 1960—1980 年期间降低, 进入冷期, 而自 1990 年起开始升温, 转为暖期。本文中贵州省极端气温指数发生突变的时间与 *AMO* 发生冷暖时间基本相一致 [见图 2 (第 2 列)], 且贵州省极端气温指数中 *SU*、*TXx* 和 *CSDI* 与 *AMO* 存在的年代际尺度显著共振时段亦基本相同 (见图 6 和表 7)。

相较于以往仅从地理因子或单个大尺度气候指数对中国西南部地区进行的研究, 并且仅在历史时间尺度上进行序列分析而未对未来趋势进行预测, 本研究在分析方法和时间跨度上均有所创新。与以往针对贵州省区域的研究相比, 由于时间尺度和数据来源的不同, 研究结果与本研究存在一些差异, 例如: 张克新等^[41] 基于贵州省 19 个气象站点 1980—2019 年日均温、最高及最低气温数据计算极端低温指数发现在此时间尺度下贵州省月极端最高气温 *TXx* 的变化速率为 $0.34\text{ }^{\circ}\text{C}/10\text{ a}$, 与本文的月极端最高气温变化速率结果略有偏差; 朱大运等^[31] 基于观测站点数据 1960—2016 年冷持续日数 *CSDI* 在此时间尺度下变化速率为 $-0.05\text{ d}/10\text{ a}$, 因时间尺度相差不大, 故计算结果不会有或多或少的偏差。

由于极端气温变化是一个持续且复杂的过程, 而本研究所分析的极端气温指数数量有限, 这会造成对整体区域的极端气温的评估不够充分。区域极端气温事件的动态变化受多种因素影响, 如太阳辐射强度变化等。区域极端气温的变化可能导致区域辐射能量平衡及大气环流模式的改变, 进而影响区域气候。鉴于实测数据的限制, 本文未能深入分析这些影响因素。当然, 本文的研究方法主要是基于统计方法, 其结果与结论需要结合物理机制的分析才能更具说服力。另外, 已有众多研究指出, 人类活动对区域极端气候事件的影响也是巨大的, 但本文未展开相应的研究。

4 结论

本文针对贵州省的极端气温指数进行了深入的时空分析。通过采用多种统计分析方法, 结合海拔因素以及多个大尺度气候指数, 全面剖析了这些极端气温指数的演变特征并明晰了其影响因素。主要结论如下。

(1)在贵州省, 霜冻日数与寒潮持续日数均呈显著减少的趋势; 夏日数、月极端最高气温与月极端最低气温均呈上升趋势, 其中表现出明显上升趋势的包括月极端最高以及最低气温。并且, 不同极端气温指数突变时间主要集中于20世纪末至21世纪初。此外, 贵州省各极端气温指数在未来5 a内仍保持同样的趋势。空间上, 各极端气温指数的多年平均空间分布存在明显的差异性。在低温指数中, 高值中心由西向东逐步减少; 反之, 在高温指数中, 高值中心由西向东逐步增加。

(2)影响贵州省极端气温指数的主要因素为气候、海拔和人类活动。各极端气温指数中, 低温指数受大气环流因子影响较大。其中, 霜冻日数、月极端最高气温、寒潮持续日数与大尺度气候指数呈显著相关关系。各极端气温指数与大尺度气候指数存在复杂联系, 且在不同时频域(主要在2~6 a)作用强度各异。寒潮持续指数受ENSO、SOI较长年际周期影响, 低温指数(霜冻日数、月极端最低气温)则易受到海拔高度的影响。霜冻日数、月极端最低气温与海拔高度呈显著负相关关系。

未来的研究需要重点开展以下工作: 重建和预测历史极端气温的变化, 纳入位势高度、风场、气压场等内容, 分析其对极端天气的影响, 以研究极端天气(极端气温)的形成机制。

参考文献(References):

- [1] IPCC第六次评估报告第二工作组报告发布[N]. 中国气象报, 2022-03-01.
The IPCC Sixth Assessment Report Working Group II report was released[N]. China Meteorological News, 2022-03-01.
- [2] SCHWEINSBERG S, DARCY S, BEIRMAN D. 'Climate crisis' and 'bushfire disaster': Implications for tourism from the involvement of social media in the 2019—2020 Australian bushfires[J]. Journal of Hospitality and Tourism Management, 2020, 43: 294-297.
- [3] VAGHEFL S A, KEYKHAI M, J F, et al. The future of extreme climate in Iran[J]. Scientific Reports, 2019, 9(1): 1464.
- [4] DIEZ J M, D' ANTONIO C M, DUKES J S, et al. Will extreme climatic events facilitate biological invasions? [J]. Frontiers in Ecology & the Environment, 2012, 10(5): 249-57.
- [5] GALLANT A J E, KAROLY D J, GLEASON K L. Consistent trends

- in a modified climate extremes index in the United States, Europe, and Australia[J]. Journal of climate, 2014, 27(4): 1379-1394.
- [6] DING Y, ZHANG J, SONG Y. Weather and climate extreme affairs and its relationship with global warming[J]. Meteorol Mon, 2002, 28: 3-7.
- [7] GOCIC M, TRAIKOVIC S. Analysis of changes in meteorological variables using Mann-Kendall and Sen's slope estimator statistical tests in Serbia[J]. Global and Planetary Change, 2013, 100: 172-182.
- [8] MIN S K, SON S W, SEO K H, et al. Changes in weather and climate extremes over Korea and possible causes: a review[J]. Asia Pacific Journal of Atmospheric Sciences, 2015, 51(2): 103-121.
- [9] KEPHART J L, SÁNCHEZ B N, MOORE J, et al. City-level impact of extreme temperatures and mortality in Latin America[J]. Nature Medicine, 2022, 28(8): 1700-1705.
- [10] 周中元, 王涛, 陈玉壮, 等. 南水北调中线工程沿线寒潮及区域极端低温时空变化规律[J]. 南水北调与水利科技(中英文), 2023, 21(6): 1098-1108.
ZHOU Z Y, WANG T, CHEN Y Z, et al. Spatiotemporal variations of cold waves and regional extreme low temperature along the Middle Route of South-to-North Water Transfers Project[J]. South-to-North Water Transfers and Water Science & Technology, 2023, 21(6): 1098-1108.
- [11] 高文浩, 黄艳平, 李文栋, 等. 近60 a 河龙区间极端气温变化及其与主要大气海洋环流模式的关系[J]. 水利水电技术(中英文), 2022, 53(12): 24-37.
GAO Wenhao, HUANG Yanping, LI Wendong, et al. Extreme temperature change in Hekouzheng-Longmen Region and the relationship with the main atmospheric and ocean circulation patterns in 1960—2019[J]. Water Resources and Hydropower Engineering, 2022, 53(12): 24-37.
- [12] 赵明妍. 气候变化背景下洛河流域径流变化研究[J]. 水利科学与寒区工程, 2023, 6(1): 52-55.
ZHAO Mingyan. Study on runoff changes in the Minghe River Basin under the background of climate change[J]. Hydro Science and Cold Zone Engineering, 2012, 10(3): 174-179.
- [13] 张殷钦, 康文健, 乔海娟, 等. 气候变化背景下流域生态需水预估: 以好溪流域为例[J]. 南水北调与水利科技(中英文), 2023, 21(2): 313-323.
ZHANG Y Q, KANG W J, QIAO H J, et al. Estimation of watershed ecological water demand under the background of climate change: A case study of Haoxi Watershed[J]. South-to-North Water Transfers and Water Science & Technology, 2023, 21(2): 313-323.
- [14] IPCC. IPCC Fourth Assessment Report: Climate Change 2007[M]. Paris: IPCC, 2007.
- [15] NIU S, LUO Y, LI D, et al. Plant growth and mortality under climatic extremes: an overview[J]. Environmental and Experimental Botany, 2014, 98: 13-19.
- [16] NIE C, LI H, YANG L, et al. Spatial and temporal changes in extreme temperature and extreme precipitation in Guangxi [J]. Quaternary International, 2012, 263: 162-171.
- [17] MANN H B. Nonparametric tests against trend[J]. Econometrica: Journal of the Econometric Society, 1945, 13: 245-259.
- [18] KENDALL M G. Rank correlation methods[J]. British Journal of

- Psychology, 1990, 25(1): 86-91.
- [19] BUIHAND T A. Some methods for testing the homogeneity of rainfall records[J]. Journal of Hydrology, 1982, 58(1-2): 11-27.
- [20] GALTON F. Hereditary genius[M]. London: Macmillan Co., 1892.
- [21] HURST H E. Long-term storage capacity of reservoirs [J]. Transactions of the American Society of Civil Engineers, 1951, 116(1): 770-799.
- [22] PETTIT 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.
- [23] GRINSTEDA, MOORE C, JEVREJEVA S. Application of the cross wavelet transform and wavelet coherence to geophysical time series [J]. Nonlinear Processes in Geophysics, 2004, 11(5/6): 561-566.
- [24] 张存杰, 肖潺, 李帅, 等. 极端气候事件综合危险性等级指标构建及近60年来长江流域极端气候综合分析[J]. 地球物理学报, 2023, 66(3): 920-938.
- ZHANG Cunjie, XIAO Chan, LI Shuai, et al. Construction of multi-extreme climate events composite grads index and comprehensive analysis of extreme climate in the Yangtze River Basin from 1961 to 2020[J]. Chinese Journal of Geophysics, 2023, 66(3): 920-938.
- [25] 徐洁, 毕宇珠, 雷秋良, 等. 1961—2020年宁夏地区极端气候变化趋势及影响因素分析[J]. 中国农业资源与区划, 2022, 43(12): 159-171.
- XU Jie, BI Yuzhu, LEI Qiuliang, et al. Analysis of extreme climate change trends and influencing factors from 1961 to 2020 in Ningxia Hui Autonomous Region, China[J]. Chinese Journal of Agricultural Resources and Regional Planning, 2022, 43(12): 159-171.
- [26] 林程, 吴辉明, 龙岗河流域2023年“9·7”极端特大暴雨洪涝反演分析[J]. 水利发展研究, 2024, 24(10): 117-125.
- LIN Cheng, WU Huiming. Inverse analysis of flood caused by 2023 “9·7” extreme rainstorm in Longgang River Basin [J]. Water Resources Development Research, 2024, 24(10): 117-125.
- [27] 彭京备, 张庆云, 布和朝鲁. 2006年川渝地区高温干旱特征及其成因分析[J]. 气候与环境研究, 2007(3): 464-74.
- PENG Jingbei, ZHANG Qingyun, BUEH C. On the characteristics and possible causes of a severe drought and heat wave in the Sichuan-Chongqing Region in 2006 [J]. Climatic and Environmental Research, 2007(3): 464-74.
- [28] 朱家宁, 杨显玉, 吕雅琼, 等. 中国西南地区干湿年份水汽来源个例对比分析[J]. 高原气象, 2023, 42(6): 1504-1517.
- ZHU Jianing, YANG Xianyu, LYU Yaqiong, et al. Comparative analysis of individual water vapor sources in dry and wet year in southwest China [J]. Plateau Meteorology, 2023, 42(6): 1504-1517.
- [29] 李勇, 付磊. 贵州省坡耕地水土流失综合治理经验措施与对策建议[J]. 中国水利, 2021(14): 51-52.
- LI Yong, FU Lei. Comprehensive measures and strategic recommendations for soil and water conservation in sloping cultivated lands of Guizhou Province[J]. China Water Resources, 2021(14): 51-52.
- [30] 黄维, 杨春友, 张和喜, 等. 贵州省极端气候时空演变分析[J]. 人民长江, 2017, 48(6): 109-114.
- HUANG Wei, YANG Chunyou, ZHANG Hexi. et al. The analysis on the spatial-temporal change in the extreme climate in Guizhou Province [J]. Yangtze River, 2017, 48(6): 109-114.
- [31] 朱大运, 熊康宁, 肖华. 贵州省极端气温时空变化特征分析[J]. 资源科学, 2018, 40(8): 1672-1683.
- ZHU Dayun, XIONG Kangning, XIAO Hua. Analysis of temporal and spatial variation of extreme temperature in Guizhou Province [J]. Resources Science, 2018, 40(8): 1672-1683.
- [32] 王烁, 王玥彤, 陈早阳, 等. 2020年贵州省主要气候特征及成因综述[J]. 中低纬山地气象, 2021, 45(1): 108-110.
- WANG Shuo, WANG Yuetong, CHEN Zaoyang, et al. Overview of the main climatic features and their causes in Guizhou Province in 2020 [J]. Mid-Low Latitude Mountain Meteorology, 2021, 45(1): 108-110.
- [33] 李庆祥, 黄嘉佑. 北京地区强降水极端气候事件阈值[J]. 水科学进展, 2010, 21(5): 660-665.
- LI Qingxiang, HUANG Jiayou. Study on threshold values with an extreme events of precipitation in Beijing [J]. Advances in Water Science, 2010, 21(5): 660-665.
- [34] ZHANG X, YANG F J C R B E C. RCLimDex (1.0) user manual [J]. Climate Research Branch Environment Canada, 2004, 22: 13-4.
- [35] COHEN I, HUANG Y, CHEN J, et al. Pearson correlation coefficient[J]. Noise Reduction in Speech Processing, 2009, 2009: 1-4.
- [36] TRENBERTH K E, CARON J M. The southern oscillation revisited: sea level pressures, surface temperatures, and precipitation [J]. Journal of Climate, 2000, 13(24): 4358-4365.
- [37] NEWMAN M, COMPO G P, ALEXANDER M A. ENSO-forced variability of the Pacific decadal oscillation [J]. Journal of Climate, 2003, 16(23): 3853-3857.
- [38] 叶许春, 许崇育, 张丹, 等. 长江中下游夏季降水变化与亚洲夏季风系统的关系[J]. 地理科学, 2018, 38(7): 1174-1182.
- YE Xuchun, XU Chongyu, ZHANG Dan, et al. Variation of summer precipitation and its connection with Asian monsoon system in the middle-lower Yangtze River basin [J]. Geographical Science, 2018, 38(7): 1174-1182.
- [39] FANG C F, WU L X, ZHANG X. The impact of global warming on the pacific decadal oscillation and the possible mechanism [J]. Advances in Atmospheric Sciences, 2014, 31(1): 118-130.
- [40] FOLLAND C K, PARKER D E. Observed variations of sea surface temperature[M]//SCHLESINGER M E. Climate-ocean Interaction. Dordrecht: Springer Netherlands, 1990: 21-52.
- [41] 张克新, 吴光明, 彭婷婷, 等. 极端气温事件对贵州茶叶种植面积及产量的影响分析[J]. 贵州师范大学学报(自然科学版), 2023, 41(3): 56-61.
- ZHANG Kexin, WU Guangming, PENG Jiaoting, et al. Analysis of influence of extreme temperature events on the planting area and yield of tea in Guizhou Province [J]. Journal of Guizhou Normal University (Natural Sciences), 2023, 41(3): 56-61.

(责任编辑 王海锋)