

湖南省非一致性极端高温频率特征分析¹

王磊^{1,2}, 贺新光^{1,2}, 谭子芳¹, 刘雯³

(1. 湖南师范大学资源与环境科学学院, 湖南长沙 410081; 2. 湖南师范大学地理空间大数据挖掘与应用湖南省重点实验室, 湖南长沙 410081; 3. 湖南城市学院信息与电子工程学院, 湖南益阳 413002)

【摘要】: 受气候变化和人类活动等因素影响, 水文气象时间序列失去了一致性。以湖南省 89 个气象站点 1960–2013 年逐日气温资料为基础, 选取年平均日最高温度 (AMMT) 和超过 95th 分位值的平均日最高温度 (POT), 研究非一致性条件下湖南省极端高温指数的频率特征。结果表明: 湖南省 89 个站点中有 59 个站点 (66.3%) 的 AMMT 序列和 23 个站点 (25.8%) 的 POT 序列呈现显著的非一致性。利用线性矩法和 Cramer-vonMises (C-M) 检验等方法, 发现广义正态分布 (GNO) 函数能较好地拟合研究区极端高温指数序列。通过还原途径修正非一致性序列, 并对修正前、后不同重现期水平下的极端高温指数的估算值进行对比, 发现气候变化条件下 AMMT 序列在湘北、湘中和湘东南地区呈现强度增强和重现期缩短的趋势, 而 POT 序列仅在湘北和湘东南地区呈现出相似的频率特征变化。

【关键词】: 非一致性 重现期 极端高温 湖南省

【中图分类号】: P333 **【文献标识码】:** A **【文章编号】:** 1004-8227 (2018) 12-2878-08

DOI: 10.11870/cjlyzyyhj201812024

目前, 全球正经历着以气温上升为主要特征的气候变化, 且在最近 30a (1983~2012 年), 全球气温上升趋势更加显著^[1]。气候变暖, 将导致高温热浪的发生更为频繁, 热浪强度明显增强, 对农业生产^[2]、水资源^[3]和人体健康^[4]等有极大的危害。因此, 探究极端高温事件频率的变化特征对相关部门的规划和管理具有十分重要的现实意义。

近年来, 气候变暖对湖南的主要影响表现为: 农业气候资源和湿地生态环境发生变化, 水资源安全风险增大, 能源紧缺, 城市面临环境污染和自然灾害加重的双重压力^[5]。目前, 针对湖南省极端高温事件的研究主要集中于极端高温事件年内、年际趋势变化以及周期特征等方面^[6,7], 而对气候变化影响下的极端高温事件在频率特征方面的研究较少。

Fisher 等^[8]提出了极值极限分布的 3 大类定理, 奠定了极值理论的基础, 在此基础上许多学者对极值理论进行了深入研究, 并取得一系列显著成果^[9, 10]。值得注意的是, 过去许多水文气象频率分析方法基于水文序列的一致性假定, 即水文极值的概率分布或统计规律在过去、现在和未来保持不变。然而受气候变化及人类活动等因素影响, 导致极值序列发生明显的趋势或跳跃变化, 呈现出显著的非一致性^[11], 采用传统的一致性频率分析方法无法准确描述非一致性条件下水文现象的发生规律。因此, 非一致性条件下的水文频率研究受到格外关注。近年来, 国内外学者对非一致性水文序列的频率分析主要通过以下两种方法^[12]:

¹收稿日期: 2018-04-11; 修回日期: 2018-05-31

基金项目: 国家自然科学基金 (41472238); 湖南省十二五重点学科地理学 (20110001)

作者简介: 王磊 (1995~), 男, 硕士研究生, 主要气象与气候变化研究. E-mail: 201620mil9@smailhurniu.edu.cn

通讯作者 E-mail: xghe@hunnu.edu.cn

一是基于还原/还原途径,分离非一致性水文序列的确定性和随机性成分;二是构建非一致性频率分析模型,直接对非平稳极值系列的水文频率分析。例如:Wi等^[13]采用时变矩法的时变参数概率模型,对韩国非一致性极值降水序列的频率进行了分析。顾西辉等^[14]基于两参数正态分布构建分布函数参数与时间的线性关系,研究了洪峰序列中的趋势性在洪水风险分析中的影响。冯平等^[15]基于还原途径,对比了大清河流域水库年最大洪峰流量序列一致性修正前后洪峰流量数据的预报区间的优良性。

本文利用4种统计检验方法对湖南省极端高温事件进行一致性识别并对非一致性序列进行还原修正,在此基础上进行频率特征分析,讨论一致性修正对极端高温频率特征的影响,继而揭示气候变化影响下湖南省极端高温事件频率特征的变化规律,为湖南省农业、生态、资源以及城市发展等问题的研究提供一定的参考依据。

1 研究区概况与数据来源

湖南省(24° 38' ~30° 8' N, 108° 47' ~114° 15' E)位于长江中游以南,南岭以北,东南西三面环山,向北开口,构成独特的“马蹄”形格局。地貌复杂,属于典型的亚热带季风气候,并处于东南季风和西南季风交绥地带^[16]。研究区年平均气温为15.5~18.5℃,气温呈现出东南部高于西北部、平原盆地高于丘陵山地的空间分布特征。

本文采用由湖南省气象局提供的89个气象站点1960~2013年的逐日温度数据,选取年平均日最高气温(Annual Mean Maximum Temperature, AMMT)和高温强度(Peak Over Threshold, POT)2种指标建立湖南省极端高温序列。AMMT和POT序列分别是日最高温和超过95th分位点的日最局气温在年尺度上的平均值。研究区地理位置、高程及气象站点空间分布如图1所示。

2 研究方法

2.1 一致性识别

本文采用3种应用广泛的趋势检验方法对序列趋势显著性进行综合诊断: Mann-Kendall(MK)检验、Spearman秩次相关检验和线性趋势相关系数检验^[17]。若某种方法判断趋势显著,则显著性为1;反之为-1。将各种检验方法得到的显著性进行求和,若综合诊断结果大于等于1表示趋势显著,小于1则表示趋势不显著。综合诊断方法能有效地对各个方法的检验结果加以综合,避免单个检验法的片面性,较全面反映时间序列的趋势特性。采用Pettitt方法^[18]检测时间序列是否存在突变点,其核心是通过检验时间序列要素均值变化的时间,来确定序列跃变时间。本文统计检验的显著性水平为0.05。

根据检验结果,若趋势和跳跃仅有一种呈现显著性,则直接得出变异类型。若趋势和跳跃都呈现显著性,则用效率系数法^[19]来判断时间序列的变异类型。

2.2 一致性修正

2.2.1 趋势变异修正

趋势变异修正主要是为了剔除时间序列的线性趋势^[20]。利用简单线性回归对原始序列进行拟合,并将拟合好的趋势成分从原序列中剔除,即得趋势变异修正后的序列 y_t :

$$y_t = x_t - g_t + x_1 \quad (1)$$

式中: g_t 为通过拟合得到的原序列趋势变化方程; x_1 为原序列的第一点。

2.2.2 跳跃变异修正

假设非一致性序列 x_t 的变异点为 γ ，可将变异点 γ 前后分为两个序列，变异点前序列的均值为 $x_{\gamma,1}$ ，变异点后序列的均值为 $x_{\gamma,2}$ ，则修正后的序列 y_t ：

$$y_t = \begin{cases} x_t & t \leq \tau \\ x_t + x_{\tau,1} - x_{\tau,2} & t > \tau \end{cases} \quad (2)$$

2.3 分布模型和参数估计方法

2.3.1 分布函数

在水文概率统计中，常用概率分布函数对水文气象要素的极值进行拟合，建立最优概率分布模型。本文考虑了 5 种国内外广泛用于极值频率分析的概率分布模型：广义逻辑斯谛分布 (Generalized Logistic Distribution, GLO)、广义极值分布 (Generalized Extreme Value Distribution, GEV)、广义帕累托分布 (Generalized Pareto Distribution, GPA)、广义正态分布 (Generalized Normal Distribution, GNO) 和皮尔逊三型分布 (Pearson Type III, PE3)，来拟合湖南省极端高温序列。这 5 种分布的概率分布函数详见文献 [21]。

2.3.2 线性矩法

参数估计中常用的方法包括线性矩法、极大似然估计及概率权重法等。线性矩法是在概率权重矩的基础上发展起来的 [22]。线性矩的特点是具有良好的无偏性以及对于序列的极值没有常规矩那么敏感，所得参数估计值稳健性较强，已被公认为是一种更可靠的而具有代表性的概率分布的选择和参数化方法 [23]。

设 $X_{1:n} \leq X_{2:n} \leq \dots \leq X_{n:n}$ ， n 为样本容量为 n 的随机系列的次序统计量，定义变量 X 的 r 阶线性矩通式为：

$$\lambda_r = r^{-1} \sum_{k=0}^{r-1} (-1)^k \binom{r-1}{k} EX_{r-k:r} \quad r = 1, 2, \dots \quad (3)$$

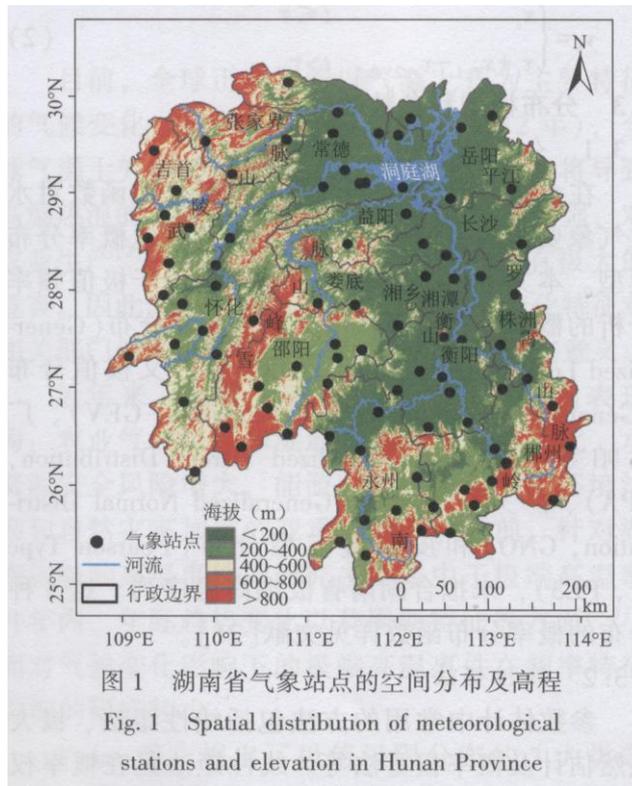
式中： $EX_{r-k:r}$ 为样本容量为 n 且排在第 $r-k$ 位的次序统计量的期望值。在参数估计中，一般仅用到前四阶线性矩，即可实现分布函数的参数估计。文献 [21] 给出了运用线性矩法实现上文中提及的 5 种概率分布模型的参数估计的详细过程。

2.3.3 拟合优度检验

本文利用 Cramer-von Mises (C-M) 检验来比较样本数据的经验分布与理论分布的拟合程度。给定样本容量为 n 的样本， x_i 表示第 i 个由小到大的排序值， $F_\theta(x)$ 为假设的理论分布函数，则 C-M 检验统计量为：

$$C_M = \frac{1}{12n} + \sum_{i=1}^n \left[\frac{2i-1}{2n} - F_\theta(x_i) \right]^2 \quad (4)$$

当 $C_\alpha < C_\alpha$ (C_α 为显著性水平 α 的临界值) 时, 则认为理论分布函数与样本的经验分布函数拟合效果较好。



3 结果与讨论

3.1 极端高温指数序列的非一致性识别

图 2 给出了极端高温指数一致性识别结果。根据图 2a, 综合趋势检验的结果表明, 湖南省 89 个站点的 AMMT 序列中: 有 59 个 (66.29%) 站点呈现显著的趋势特征。值得注意的是, 江华站是唯一呈显著下降趋势的站点。Pettitt 方法进行跳跃性检验结果表明 (图 2b): 有 48 个 (53.93%) 站点呈现显著的跳跃特征, 且跳跃变异发生的时间主要集中在 2000~2010 年。正如张曦等 [7] 的研究指出, 21 世纪以来, 湖南地区的高温热浪急剧增多增强。对于呈现趋势和跳跃两种特征的站点, 通过采用效率系数方法来判定其主要变异类型。如图 2c 所示, AMMT 序列的变异类型分类结果为: 19 个站点属于趋势变异类型, 40 个站点属于跳跃变异类型。而 POT 序列的变异类型表现为: 有 22 个 (24.72%) 站点的 POT 序列呈现显著的趋势特征 (图 2d), 19 个站点呈现显著的跳跃特征 (图 2e)。根据效率系数方法判断, 15 个站点属于趋势变异类型, 8 个站点属于跳跃变异类型 (图 2f)。由此可以得出, 湖南省有 59 个 (66.29%) 站点的 AMMT 序列和 23 个 (26.84%) 站点的 POT 序列具有非一致性。

3.2 非一致性极端高温指数序列修正

如果序列没有趋势特征和跳跃特征, 则原序列具有一致性, 满足平稳性假定, 不需要进行修正; 如果序列属于趋势变异类型, 则需要对其进行趋势变异修正; 如果序列属于跳跃变异类型, 则需要对其进行跳跃变异修正。本文通过还原/还现方法对不平稳的 AMMT 和 POT 序列进行修正。图 3a 以华容站为例, 给出了该站 AMMT 序列趋势变异修正的前后变化情况。可以看出, 修正前 AMMT 序列呈现明显的上升趋势, 平均每 10a 上升 0.29°C , 高于全球地表平均升温速率 $0.13^\circ\text{C}/10\text{a}$, 而修正后序列无明显趋势。龙山站 AMMT 序列属于跳跃变异类型, 跳跃变异发生时间在 2005 年。修正后序列见图 3b, 未见明显跳跃变异存在。对修正后的序列进行综合检验和跳跃检验, 均未通过 0.05 信度显著性检验, 说明还原/还现方法能够消除水文序列的趋势性和跳跃性, 经

还原方法修正后的序列满足平稳性要求。

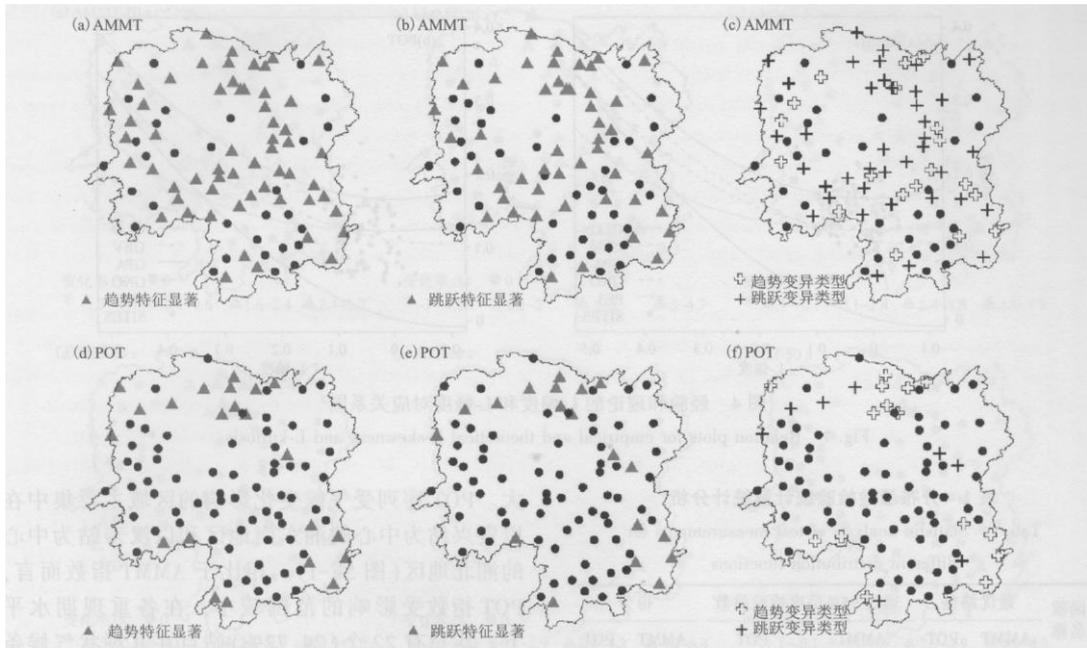


图2 极端高温指数的趋势检验(a, d)、跳跃检验(b, e)以及变异类型(c, f)结果
Fig. 2 Results of trend tests (a, d), change point tests (b, e) and variation types (c, f) for extreme high temperature index

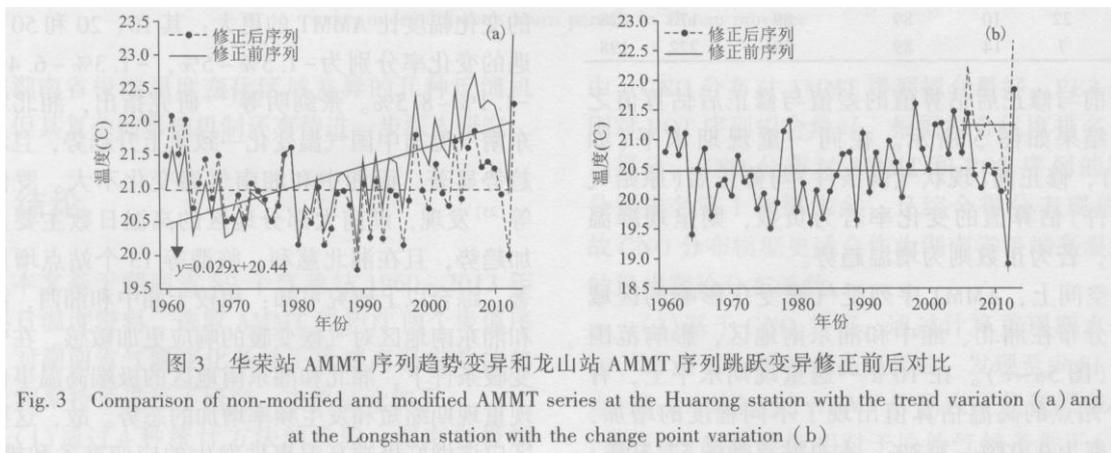


图3 华荣站 AMMT 序列趋势变异和龙山站 AMMT 序列跳跃变异修正前后对比
Fig. 3 Comparison of non-modified and modified AMMT series at the Huarong station with the trend variation (a) and at the Longshan station with the change point variation (b)

3.3 极端高温指数的频率特征分析

本文选取国内外广泛用于极值拟合的分布模型：GLO、GEV、GPA、GNO 和 PE3 对一致性修正后的 AMMT 和 POT 序列进行拟合分析，并采用线性矩法进行参数估计。从 L-偏度和 L-峰度的对应关系（图 4）可看出，对于两种极值序列，GEV、GNO 和 PE3 分布拟合的较好，大多数站点都集中在 GEV、GNO 和 PE3 分布附近，而 GLO 与 GPA 分布稍次。

为寻找适合所有站点的最优理论模型，根据 C-M 检验统计量，对不同站点的同一极值序列采用不同理论模型拟合并对结果进行排序，在单个站点，拟合效果最优的模型得分为 1，次优的得分为 2，依此类推；然后对各函数在所有 89 站的得分分别进行累加，累加值越低则表示该函数整体越优。

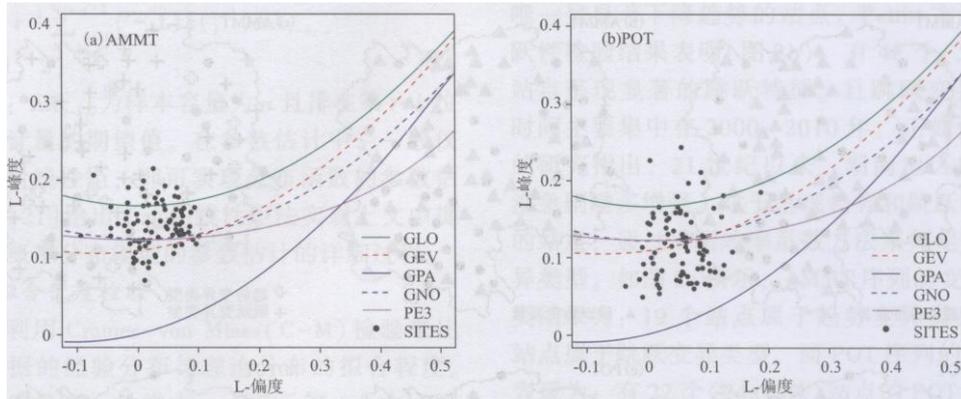


图4 经验和理论的 L-偏度和 L-峰度对应关系图
Fig. 4 Relation plots for empirical and theoretical L-skewness and L-kurtosis

表 1 给出了 5 种概率分布模型的最优站数、通过 95%信度检验的站数以及得分累加值。根据通过 95%信度检验站数可知，5 种分布模型均能较好拟合修正后的 AMMT 和 POT 序列。GNO 分布虽然占最优站数的站点较少 (AMMT 序列为 22 个，POT 序列 10 个)，但最终的得分分别排名第 1 和第 3 名，且综合得分表现最好。因此，选取 GNO 分布作为研究区极端高温指数的最优理论分布模型。

表 1 分布函数检验统计量统计分析

Tab. 1 Statistic analysis of test measurements for different distribution functions

函数名称	最优站数		通过 95%信度检验站数		得分	
	AMMT	POT	AMMT	POT	AMMT	POT
GLO	40	23	89	89	232	312
GEV	20	35	89	89	265	201
GPA	0	7	89	89	443	396
GNO	22	10	89	89	173	228
PE3	7	14	89	89	222	198

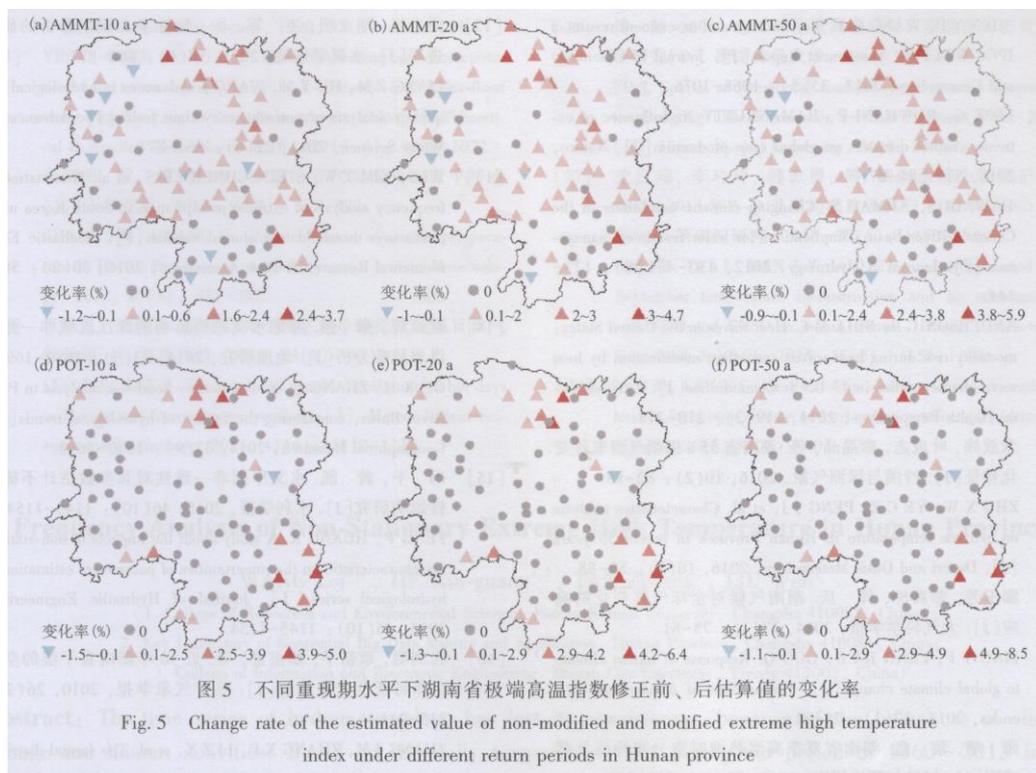
3.4 气候变化条件下极端高温指数的变化

为了揭示气候变化影响下湖南省极端高温事件频率特征的变化规律，基于 GNO 分布函数，分别对未修正和一致性修正后的极端高温指数序列进行极值频率推算，比较修正前、后重现期水平为 10、20 和 50a 时的估算值，计算其变化率，即修正前与修正后估算值的差值与修正后估算值之比，结果如图 5 所示。在同一重现期水平（如 10a），修正前（现状气候条件）与修正后（原始气候条件）估算值的变化率若为负数，则呈现降温趋势，若为正数则为增温趋势。

空间上，AMMT 序列受气候变化影响的区域主要分布在湘北、湘中和湘东南地区，影响范围较广（图 5a~c）。在 10a—遇重现期水平上，有 51 个站点的高温估算值出现了不同程度的增加，变化率为 0.03%~3.7%，占总站点数的 57.30%；有 8 个站点的变化率为负值，但降低幅度都较小。在 20a—遇水平上，AMMT 估算值变化率为-1%~4.7%（图 5b），其中表现出增暖趋势的站点有 54 个（60.64%），降温趋势的站点有 5 个（5.62%）；在 50a—遇水平上，AMMT 估算值的整体变化率为-0.9%~5.9%（图 5c），其中 55 个（61.8%）站点估算值增加。在这 3 种重现期水平下，资兴站和慈利站是增加幅度最大的两个站点，分别位于湘东南和湘北；而变化率为负值的站点主要位于湘西的吉首一带；虽然湘中部地区，估算值呈增加的站点较多，但变化幅度不大。POT 序列受气候变化影响的区域主要集中在以资兴站为中心的湘东南地区和以汉寿站为中心的湘北地区（图 5e-放 f）。相比于 AMMT 指数而

言, POT 指数受影响的范围较小, 在各重现期水平下, 均只有 22 个 (24. 72%) 站点在其现状气候条件下的估算值高于原始气候条件下的估算值, 株洲站是唯一变化率为负数的站点。且 POT 估算值的变化幅度比 AMMT 的更大: 其 10、20 和 50a 一遇的变化率分别为-1.5%~5%, -1.3%~6.4%和-1.1%~8.5%。张剑明等^[24] 研究指出, 湘北和湘东南气温与中国气温变化一致呈上升趋势, 且增加趋势显著, 而湘中和湘南气温变化不大。罗伯良等^[25] 发现, 湖南大部分地区的高温日数主要呈增加趋势, 且在湘北慈利、临澧等 13 个站点增加显著。综合以上研究可知: 相较于湘中和湘西, 湘北和湘东南地区对气候变暖的响应更加敏感。在气候变暖条件下, 湘北和湘东南地区的极端高温事件呈现重现期缩短和发生频率增加的态势。故, 这些地区应该做好极端高温事件发生的应变准备和措施, 以减少极端高温事件带来的损失。

在全球气候变暖的大背景下, 与温度变化相关的因素产生的反馈机制, 加速或减缓不同地区的温度变化, 从而造成气温变化的区域差异。已有研究指出, 湖南省极端高温天气的出现受南亚高压配合西太平洋副热带高压动力抬升的直接影响^[26]。同时, 太平洋年代际振荡 (PDO) 和厄尔尼诺-南方涛动 (ENSO) 也会显著影响研究区温度场的变化^[27]。此外, 热岛效应、温室气体排放、城市化、云量的变化及地形等都与极端气温有着紧密的关系^[28]。鉴于篇幅, 本文仅简要提及可能造成湖南省极端温度变化区域差异的几种反馈机制, 但其复杂的影响机制还有待进一步深入研究。



4 结论

本文基于湖南省 89 个气象站 1960~2013 年的逐日温度资料, 选取 AMMT 和 POT 两个极值序列, 对湖南省气候变化条件下极端高温指数的趋势及频率特征进行了研究, 主要结论如下:

(1) 通过 4 种统计方法的检验, 湖南省极端高温指数 AMMT 在 59 个 (66.29%) 站点、POT 序列在 23 个 (26.84%) 站点存在显著趋势或跳跃特征, 呈显著的非一致性。其中, 极端高温指数中呈现显著跳跃特征的序列, 其突变时间主要集中在 2000~2010 年。根据效率系数检验方法对呈非一致性的站点进行变异类型判定发现: AMMT 序列中, 19 个站点属于趋势变异类型, 40 个站点属于跳跃变异类型; POT 序列中, 15 个站点属于趋势变异类型, 8 个站点属于跳跃变异类型。

(2) 通过 L-偏度和 L-峰度的对应关系图以及 C-M 检验,发现 5 种分布函数对各站点修正后的极端高温指数序列拟合均通过 95%信度检验。其中, GNO 分布对 AMMT 序列拟合最好, PE3 分布则对 POT 序列拟合最好。根据拟合优度排名及累加得分, GNO 分布对 AMMT 和 POT 序列的得分分别排名第 1 和第 3 名,且综合得分表现最好,故 GNO 分布模型更适合作为湖南省极端高温指数的最优理论分布函数。

(3) 基于 GNO 分布,通过计算重现期水平为 10、20 和 50a 的极端高温指数,发现至少 51 个站点(57.3%以上)的 AMMT 序列在现状气候条件下(修正前)的估算值相对于原始气候条件下(修正后)的估算值存在不同程度的增加;而 POT 序列中,有 22 个(24.72%)站点的估计值受气候变暖的影响。且随着重现期水平的增加,变化率的幅度也增加。此外,湘北和湘东南地区的极端高温指数呈现重现期缩短和发生频率增加的趋势,意味着这些地区的农业、生态可能面临更残酷的气候环境。

参考文献:

[1] 沈永平, 王国亚. IPCC 第一工作组第五次评估报告对全球气候变化认知的最新科学要点 [J]. 冰川冻土, 2013, 35 (5) : 1068-1076.

SHEN Y P, WANG G Y. Key findings and assessment results of IPCC WGI Fifth Assessment Report [J]. Journal of Glaciology and Geocryology, 2013, 35(5) : 1068-1076.

[2] LESK C, ROWHANI P, RAMANKUTTY N. Influence of extreme weather disasters on global crop production [J]. Nature, 2016, 529, 84-87.

[3] DAWADI S, AHMAD S. Changing climatic conditions in the Colorado River Basin: Implications for water resources management[J]. Journal of Hydrology, 2012, 430-431(8) : 127-141.

[4] ANDERSON G B, BELL M L. Heat waves in the United States: mortality risk during heat waves and effect modification by heat wave characteristics in 43 U. S. Communities[J]. Environmental Health Perspectives, 2011, 119(2) : 210-218.

[5] 朱歆炜, 叶成志, 彭晶晶, 等. 湖南省 55 a 极端气温事件变化特征[J]. 沙漠与绿洲气象, 2016, 10(2): 82-88.

ZHU X W, YE C Z, PENG J J, et al. Characteristics analysis on extreme temperature in Hunan Province in recent 55 years [J]. Desert and Oasis Meteorology, 2016, 10(2) : 82-88.

[6] 廖玉芳, 彭嘉栋, 郭庆. 湖南气候对全球气候变化的响应[J]. 大气科学学报, 2014, 37(1): 75-81.

LIAO Y F, PENG JIA D, GUO Q. Response of hunan climate to global climate change [J]. Transactions of Atmospheric Sciences, 2014, 37(1) : 75-81.

[7] 张曦, 黎鑫. 湖南省夏季高温热浪时空分布特征及其成因[J]. 气候与环境研究, 2017, 22(6): 747-756.

ZHANG X, LI X. Spatial-temporal characteristics and causes of summer heat waves in Hunan Province [J]. Climatic and Environmental Research, 2017, 22(6) : 747-756.

[8] FISHER R A, TIPPETT LHC. Limiting forms of the frequency distribution of the largest or smallest member of a sample [J]. Mathematical Proceedings of the Cambridge Philosophical Society, 1928, 24(2) : 180-190.

[9] 江远安, 尹宜舟, 陈鹏翔, 等. 1961~2014年新疆降水极值 概率特征及拟合不确定性分析 [J]. 气候变化研究进展, 2017, 13(1) : 52-60.

JIANG Y A, YIN Y Z, CHEN P X, et al. Study on probabilistic characteristic and uncertainty in fitting of precipitation extremes over Xinjiang during 1961-2014 [J]. Advances in Climate Change Research, 2017, 13(1) : 52-60.

[10] 张素凡, 王龙, 余航, 等. 云南省日极端降水概率特征 及时空变化研究 [J]. 灌溉排水学报, 2017, 36(5): 11-16.

ZHANG S F, WANG L, YU H, et al. Statistical analysis and spatio-temporal variation of extreme rainfalls in Yunnan Province [J]. Journal of Irrigation and Drainage, 2017, 36(5) : 11-16.

[11] 王月华, 李占玲, 赵韦. 黑河流域非一致性极端高温频率特征分析 [J]. 地理研究, 2017, 36(4): 755-764.

WANG Y H, LI Z L, ZHAO W. Non-stationary frequency analysis of extreme high temperature in the Heihe River Basin [J] • Geographical Research, 2017, 36(4) : 755-764.

[12] 梁忠民, 胡义明, 王军. 非一致性水文频率分析的研究进展 [J]. 水科学进展, 2011, 22(6) : 864-871.

LIANG Z M, HU Y M, WANG J. Advances in hydrological frequency analysis of non-stationary time series [J]. Advances in Water Science, 2011, 22(6) : 864-871.

[13] WI S, KIM T W, STEINSCHNEIDER S, et al. Non-stationary frequency analysis of extreme precipitation in South Korea using peaks-over-threshold and annual maxima [J]. Stochastic Environmental Research & Risk Assessment, 2016, 30(2) : 583- 606.

[14] 顾西辉, 张强. 考虑水文趋势影响的珠江流域非一致性 洪水风险分析 [J]. 地理研究, 2014, 33(9): 1680-1693.

GU X H, ZHANG Q. Non-stationary flood risk analysis in Pearl River Basin, considering the impact of hydrological trends [J]. Geographical Research, 2014, 33(9) : 1680-1693.

[15] 冯平, 黄凯. 水文序列非一致性对其参数估计不确定性影响研究 [J]. 水利学报, 2015, 46(10) : 1145-1154.

FENG P, HUANG K. A study about the impacts of non-stationary characteristic on the uncertainties of parameters estimation in hydrological series [J]. Journal of Hydraulic Engineering, 2015, 46(10) : U45-1154.

[16] 张剑明, 章新平, 黎祖贤, 等. 近 36 年湖南省干湿的空间 分布特征及变化趋势 [J]. 热带气象学报, 2010, 26(2): 235-241.

ZHANG J M, ZHANG X P, LI Z X, et al. The spatial distribution of drought and flood in Hunan Province in the past 36 years [J]. Journal of Tropical Meteorology, 2010, 26(2): 235 - 241.

[17] 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 re- search methods of abrupt changes of hydrologic sequences and their applications in drainage basins in China[J]. Progress in Geography, 2011, 30(11) : 1361-1369.

[18] PETTITT A N. A non-parametric approach to the change-point problem[J]. Journal of the Royal Statistical Society, 1979, 28 (2) : 126-135.

[19] 何睿, 庞博, 张兰影. 基于水文变异诊断系统的黑河 流域上中游径流序列变异[门]. 生态学杂志, 2015, 34(7): 1937-1942.

HE R, PANG B, ZHANG L Y. Hydrological alteration diagnosis of runoff series in the upper and middle reaches of Heihe River Basin[J] • Journal of Ecology, 2015, 34(7): 1937- 1942.

[20] ZHANG L L, ZHAN J L, ZONG X X, et al. Temporal variations of reference evapotranspiration in Heihe River basin of Chi- na[J]. Hydrology Research, 2013, 44(5) : 904-916.

[21] HOSKING J R M, WALLIS J R. Regional frequency analysis [M]. Cambridge: Cambridge University Press, 1997.

[22] HOSKING J R M. L-Moments: analysis and estimation of distri-butions using linear combinations of order statistics[J]. Journal of the Royal Statistical Society, 1990, 52(1): 105-124.

[23] YIN Y, CHEN H, XU C Y, et al. Spatio-temporal characteris-tics of the extreme precipitation by L-moment-based index-flood method in the Yangtze River Delta region, China[J]. Theoretical & Applied Climatology, 2016, 124(3-4) : 1005-1022.

[24] 张剑明, 黄晴. 近 46 a 来湖南省气温变化的若干特点[J]. 干旱气象, 2012, 30(3) : 387-392.

ZHANG J M, HUANG Q. Climate features of annual tempera-ture in Hunan Province in recent 46 years [J]. Arid Meteorology, 2012, 30(3) : 387-392.

[25] 罗伯良, 李易芝. 湖南高温日时空分布特征及高温日数气候预测[J]. 气象科技, 2015, 43(6): 1110-1111.

LUO B L, LI Y Z. Temporal and spatial distribution of hot days in Hunan and their climatic prediction [J]. Meteorological Science and Technology, 2015 , 43(6) : 1110-1115.

[26] 符静. 2001~2013 年洞庭湖流域植被覆盖度时空变化特 征研究[D]. 湖南师范大学, 2015, 33-44.

FU J. Spatial and temporal variations of vegetation coverage in the Dongting Lake Basin over the last 13 years (2001 -2013) [D]. Hunan Normal University, 2015, 33-44.

[27] 史江峰, 李玲玲, 韩志勇, 等. 湖南道吾山树轮记录的 1815~2013 年 6~9 月平均温度及其与 PDO 和 ENSO 的联 系[J]. 第四纪研究, 2015, 35(5) : 1155-1164.

SHI JF, LILL, HAN Z Y, et al. Tree-ring width based June- September temperature reconstruction and its teleconnection with PDO and ENSO in mount Daowu, Hunan Province [J] • Quaternary Sciences, 2015, 35(5) : 1155-1164.

[28] LUO M, LAU N C. Heat waves in southern China: Synoptic behavior , long-term change and urbanization effects[J]. Journal of Climate, 2016, 30(2) : 703-720.