DOI:10.11705/j. issn. 1672 - 643X. 2023. 01. 05

## 长江流域极端降水与当地平均气温的响应关系分析

蒋艳1,2, 贺新光1,2, 章新平1,2

(1. 湖南师范大学 地理科学学院, 湖南 长沙 410081; 2. 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)

摘 要: 研究极端降水的非平稳性及对气温的响应有助于应对相关灾害事件带来的消极影响。基于长江流域 1961 – 2020 年降水和气温格点数据,建立广义极值模型以确定当日 $(T_0)$  和前 1 ~ 9 d $(T_{1-9})$  当地平均气温是否会 引起极端降水的非平稳性,然后通过等样本箱元法、分段线性回归法和指数回归法探讨极端降水对  $T_0$  和  $T_{1-9}$  的响应。结果表明:长江流域 99.7% 格点的极端降水是非平稳的, $T_0$  和  $T_{1-9}$  共驱动 74.4% 格点的极端降水向非平稳演变,且  $T_{1-9}$  对极端降水的影响更大。流域极端降水随  $T_0$  升高主要呈低温时增加而高温时减少的峰值型结构,且峰值点气温以青藏高原东缘为界西低而东高并分别集中于 9  $\mathbb C$  和 24  $\mathbb C$  左右;同时,极端降水随  $T_0$  的变化率介于  $(-12.3\%~53.6\%)/\mathbb C$  之间,并以四川盆地为中心向四周呈超 CC(Clausius – Clapeyron)、类 CC 和次 CC 变率的分布格局。极端降水随  $T_{1-9}$  上升在流域西部主要呈增加趋势而在中东部主要为峰值型结构,且峰值点在降水强度最大时出现在 25  $\mathbb C$  附近;此外,极端降水随  $T_{1-9}$  的变化率由西至东从超 CC 变率过渡到类 CC 和次 CC 变率,并处于  $(-3.7\%~33.8\%)/\mathbb C$  之间且集中于 4%/ $\mathbb C$  和 10%/ $\mathbb C$  附近。随着降水极端性的增强,极端降水对气温变化的敏感性降低从而使其变化率的范围缩小;此外,超 CC 变率可能与对流降水和潜热释放等相联系,而峰值型结构或许与降水的冷却作用以及反气旋活动等有关。

关键词: 极端降水; 当地平均气温; 非平稳性; 响应关系; Clausius - Clapeyron 变率; 长江流域中图分类号: P426.6 文献标识码: A 文章编号: 1672-643X(2023)01-0040-10

# Response of extreme precipitation to local average temperature in the Yangtze River Basin

JIANG Yan<sup>1,2</sup>, HE Xinguang<sup>1,2</sup>, ZHANG Xinping<sup>1,2</sup>

(1. School of Geographical Sciences, Hunan Normal University, Changsha 410081, China; 2. Key Laboratory of Geospatial Big Data Mining and Application, Hunan Province, Changsha 410081, China)

**Abstract:** Studying the non-stationarity of extreme precipitation and its response to temperature can help the fight against the negative effects from rainfall-related hazards. Based on the grid dataset of daily precipitation and temperature over the Yangtze River Basin from 1961 to 2020, the generalized extreme value models are established to confirm whether the previous 0-day ( $T_0$ ) and the previous 9-day ( $T_{1-9}$ ) local average temperatures would cause non-stationarity in extreme precipitation. Then the responses of extreme precipitation to  $T_0$  and  $T_{1-9}$  are investigated by equal sample binning method, piecewise linear regression and exponential regression. The results showed that the extreme precipitation was non-stationary at 99.7% of the grids of the basin,  $T_0$  and  $T_{1-9}$  induced non-stationarity in extreme precipitation at 74.4% of the grids, and  $T_{1-9}$  had a greater impact on extreme precipitation than  $T_0$ . Extreme precipitation intensity increased at low temperature but decreased at high temperature (peak structure) with the rise of  $T_0$  in the basin. Besides, there was an obvious dividing line at the eastern margin of the Tibetan Plateau, and the peak-point temperature was higher (about 24 °C) in the east but lower (about 9 °C) in the west of this line. Meanwhile, the scaling rate of extreme precipitation with  $T_0$  range from -12.3%/°C to 53.6%/°C and showed a "super-CC, CC-like and sub-CC scaling" pattern from Sichuan Basin center to

收稿日期:2022-06-22; 修回日期:2022-10-07

基金项目:湖南省教育厅创新平台开放基金项目(18K018)

作者简介:蒋艳(1997-),女,广东肇庆人,博士研究生,主要研究方向为水文气象。

通讯作者: 贺新光(1973 - ), 男, 湖南娄底人, 教授, 博士生导师, 主要研究方向为水文气象及地理大数据挖掘与应用。

the surrounding areas. Extreme precipitation intensity with increasing  $T_{1-9}$  mainly showed an upward trend in the west while peak structure in the east-central region of the basin, and the intensity of the heaviest extreme precipitation reached its peak when the temperature was close to 25 °C. Furthermore, the scaling rate of extreme precipitation with  $T_{1-9}$  roughly exhibited a pattern of super-CC to CC-like to sub-CC scaling from west to east over the basin, and the scaling rate fell within a range of -3.7%/°C to 33.8%/°C, which was mainly concentrated in the vicinity of 4%/°C and 10%/°C. With the increase of precipitation intensity, the range of scaling change shortened owing to the decrease of sensitivity of extreme precipitation to temperature change. In addition, it was speculated that the super-CC scaling could result from convective precipitation, latent heat release and so on, and the peak structure could be related to cooling effect of precipitation, anticyclonic activities, etc.

**Key words:** extreme precipitation; local average temperature; non-stationarity; response; Clausius – Clapeyron scaling; the Yangtze River Basin

### 1 研究背景

气候变暖背景下,大气持水能力增强,水循环增 快,极端降水事件增加,洪水风险增高[1-3]。极端降 水不仅引起洪涝、滑坡和泥石流等灾害事件,还影响 着水资源利用分配和人民生命财产安全,其研究成 果对区域生态环境建设与经济社会发展具有现实意 义。然而,变化环境下的水文气象时间序列通常存 在明显趋势或突变点从而具有非平稳性[4-5],这已 被许多研究<sup>[6-8]</sup>应用 M - K(Mann - Kendall) 检验、 ADF (augmented Dickey - Fuller) 检验或 PP (Phillips - Perron) 检验等方法所证实。由此,基于 序列平稳假设的统计分析结果受到质疑[9].同时. 许多学者对该问题进行了探索。例如,叶长青等[10] 比较了40多种分布线型和趋势模型,发现不考虑非 一致性的传统频率分析方法会高估设计洪水量级; Gao 等[11] 和 Belkhiri 等[12] 建立了非平稳年最大 1 日降水量(Rx1Day)的平稳和非平稳广义极值(generalized extreme value, GEV)模型,研究结果均表明 非平稳模型优于相应不考虑协变量的平稳模型。可 见,极值建模必须重视序列的非平稳性,将可能引起 序列非平稳性的影响因素作为协变量来构建非平稳 模型,这样可以在获得可靠结果的同时,确定其中的 影响因素是否会导致序列非平稳。

极端降水的非平稳性具有多源的影响因素,而气温变化是其重要的影响因素之一。例如,Kharin等[13]预测出全球大部分地区的极端降水在气候变暖情景下将更加频繁和强烈,刘俸霞等[14]研究表明长江流域强降水量、暴雨日数和极端降水贡献率在不同升温情景下均有所增加。可见,气候变暖背景下极端降水频发且普发,这是研究极端降水与气温之间响应关系的直接动因。克劳修斯 - 克拉珀龙

(Clausius – Clapeyron, CC) 关系为探究极端降水对气温的响应提供了物理基础,即,相对湿度恒定时,气温每上升1℃,大气的持水能力约增加6.8%(CC变率)<sup>[15]</sup>。并且,一些模型模拟和观测结果已验证了该理论的可用性<sup>[2,16]</sup>。但 CC 关系不完全适用于描述所有区域的极端降水,其有效性因极端降水发生的地区、季节以及降水的类型和时间尺度等不同而异<sup>[2,6,15,17]</sup>,因而从区域尺度探究极端降水对气温的响应是十分必要的。值得注意的是,目前绝大部分研究仅关注极端降水对当日或当时气温的响应,却忽略了降水对气温的响应是一个能量积蓄和系统发展的过程<sup>[18]</sup>。中国地区大气水分演变为降水的时间约为8.3 d,期间的当地气温会显著影响降水的形成与发展<sup>[6,19]</sup>。

长江流域是我国的重要经济区,也是极端气象灾害的高发区和高脆区。以往关于流域极端降水的研究更多集中在时空特征分析、重现期的模拟以及未来预测方面 $[^{20-21}]$ ,其影响因素研究也大多仅关注大尺度气候因子 $[^{22-24}]$ 。鉴于此,本文基于长江流域1961 - 2020 年的气象资料并依据水分在大气中的停留时间,判别降水当日 $(T_0)$  和前1~9 d $(T_{1-9})$ 当地平均气温是否会驱动极端降水向非平稳演变,并进一步探究极端降水分别与 $T_0$ 和 $T_{1-9}$ 之间的响应关系,以期为长江流域洪涝灾害预测、水资源管理和水利工程建设等提供参考依据。

## 2 数据来源与研究方法

#### 2.1 研究区和数据来源

长江流域位于24°27′N~35°54′N和90°33′E~122°19′E之间,其地理位置和高程分布如图1所示。流域除江源地区属于青藏高寒区外,其余地区为典型的季风气候区,降水的时空分布极不均匀,年

内降水主要集中在 6-8 月,且四川盆地西部和流域中下游地区易出现极端降水事件。1961-2020 年,流域多年平均气温为 10.68 ℃,多年平均降水量为 1022.3 mm。在气候变化背景下,流域内极端气象和水文灾害频发,极端强降水和连续性强降水呈增强趋势<sup>[25]</sup>,极端降水是该区域的研究热点之一。

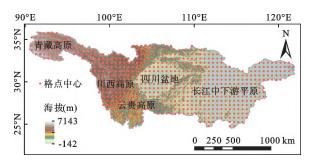


图 1 长江流域地理位置、高程以及 710 个格点的空间分布

本文使用的数据包括:(1)1961-2020年长江 流域 710 个格点的降水和气温日值数据,源于中国 气象数据网(http://data.cma.cn)的中国地面降水 和气温日值 0.5°×0.5°格点数据集(V2.0)。(2) SRTMDEMUTM 90M 分辨率数字高程数据产品,下 载于地理空间数据云(http://www.gscloud.cn/ search)。考虑到流域极端降水以持续1 d 的极值事 件为主[26],因此在建立极端降水 GEV 模型时选用 Rx1Day 作为极端降水指标。另一方面,由于采用箱 元法和指数回归法探究极端降水对气温的响应时, 通常使用百分位法获取极端降水序列,因此将箱元 内日降水序列的第99、95、90和85百分位数也作为 极端降水指标。并且,在提取极端降水序列时,将降 水量为0的日数据以及降水前0~9d中存在某日 平均气温低于或等于0℃的对应日数据剔除,以此 防止无降水事件并避免降雪事件,最终在流域710 个格点中挑选出 707 个格点数据用于后续研究。

#### 2.2 研究方法

2.2.1 趋势性检验 MMK (modified Mann – Kendall) 检验  $^{[27]}$  和森斜率估计 (Sen's slop estimator)  $^{[28]}$  均为非参数检验方法,两者不要求样本符合特定分布并允许数据异常值和缺失值的存在。本文使用 MMK 统计量 Z 和森斜率趋势度  $\beta$  衡量极端降水及其当日和前  $1 \sim 9$  d 平均气温序列的变化。其中,MMK 的显著性水平  $\alpha$  取 5% 和 1%,当 2.58 <  $|Z_{\alpha}|$  时为极显著趋势, $1.96 < |Z_{\alpha}| \le 2.58$  时为显著趋势, $0 < |Z_{\alpha}| \le 1.96$  时为非显著趋势 $^{[29]}$ ;Z 和 $\beta$  的正负分别指示上升和下降趋势。

2.2.2 平稳性检验 统计分析前对水文气象序列

进行平稳性检验是十分必要的。ADF 和 PP 检验<sup>[30]</sup> 作为经典单位根检验法具有良好的检验功效,当两者均表明序列含有单位根时可直接判断序列具有非平稳性。因此,本文联合使用这两种方法确定极端降水序列是否平稳。

2.2.3 非平稳广义极值模型 GEV 分布是常用的极值统计模型。然而,序列的平稳假设已不适用于变化环境下具有非平稳特征的水文气象数据。因此,本文将可能引起极端降水非平稳性的  $T_0$  和  $T_{1-9}$  作为模型可变参数来构建极端降水的非平稳 GEV模型,其分布函数和参数函数的表达形式如下:

$$G(x) = \begin{cases} \exp\left[-\exp\left(-\frac{x-\mu(t)}{\sigma(t)}\right)\right] & (\xi = 0) \\ \exp\left\{-\left[1 + \xi\left(\frac{x-\mu(t)}{\sigma(t)}\right)\right]^{-\frac{1}{\xi}}\right\} & (\xi = 0) \end{cases}$$
(1)

 $\mu(t) = \mu_0 + \mu_1 \cdot \text{covariate}(t) \tag{2}$ 

$$\sigma(t) = \sigma_0 + \sigma_1 \cdot \text{covariate}(t)$$
 (3)

式中: $\mu(t)$  为位置参数, $\mu(t) \in (-\infty,\infty)$ , $\sigma(t)$  为尺度参数,且 $\sigma(t) > 0$ , $\xi$  为形状参数,且 $\xi \in (-\infty,\infty)$ ,三者满足 $1+\xi(x-\mu(t))/\sigma(t) > 0$ ;t 为时间;covariate 为协变量。因 $\xi$  较难被准确估计,故本文不考虑其时间变化,并且当 $\xi = 0$  时为 Gumbel 分布, $\xi > 0$  时为 Fréchet 分布, $\xi < 0$  时为 Weibull 分布。

参照 Sharma 等<sup>[6]</sup>的主要思路,考虑 GEV 模型的位置或尺度或位置和尺度参数作为  $T_0$  或  $T_{1-9}$  的时变函数,从而为各格点的 Rx1Day 构建 3 个以  $T_0$  为协变量和 3 个以  $T_{1-9}$  为协变量的非平稳 GEV 模型,同时也建立平稳模型作为对比,并选用最大似然法进行参数估计。采用 AIC(Akaike information criterion)准则用于衡量各模型之间的相对优良程度,其值越小表明拟合优度越高;采用似然比(likelihood ratio,LR)检验(P < 0.1)用于判断嵌套非平稳模型相对于平稳模型的适用性;采用 PP 图和 QQ 图 (quantile – quantile plot)用于衡量模型拟合优度,当图中离散点趋近于落在对角线附近时表明模型的拟合效果较好。

2.2.4 等样本箱元法、分段线性和指数回归法 等样本箱元法。<sup>31]</sup>是提取气温 - 极端降水序列的经典方法,基于其提取的序列应用分段线性回归法。<sup>32]</sup>和指数回归法。<sup>[33]</sup>可探究极端降水对气温的响应特征。首先,使用等样本箱元法提取流域各格点每个箱元内日降水量的第 99、95、90 和 85 百分位数以及 T<sub>0</sub>和 T<sub>1-2</sub>序列气温中值,以此为各格点构造 8 类不同

的气温 - 极端降水序列。随后,应用分段线性回归 法对气温 - 极端降水序列分两段进行拟合,并取拟 合效果最好时的分段点作为极端降水随气温的变化 趋势可能发生改变的拐点,并结合拟合线的回归系 数将两者间的相依结构判断为上升、下降、先升后降 或先降后升型。最后,利用指数回归法获得极端降 水随气温的变化率,计算公式如下:

$$U_2 = U_1 (1 + \omega)^{\Delta V} \tag{4}$$

$$\omega = \left(e^{\frac{\ln U_2 - \ln U_1}{\Delta V}} - 1\right) \times 100\% \tag{5}$$

式中: $U_1$  和  $U_2$  分别为气温变化前和变化后的降水量,mm;  $\Delta V$  为气温变幅, $\mathbb{C}$ ;  $\omega$  为变化率, $\%/\mathbb{C}$ 。

## 3 结果与分析

#### 3.1 极端降水的非平稳广义极值模型

本文首先使用 MMK 和森斜率判断年最大1日

降水量(Rx1Day)及其当日( $T_0$ )和前 1~9 d ( $T_{1-9}$ )平均气温序列的变化趋势,结果如图 2 所示。图 2(a)显示长江流域绝大部分地区(79.9%)的 Rx1Day 呈增加趋势且以非显著增加为主,但零星地区出现显著减少趋势,图 2(d)中  $\beta$  反映的 Rx1Day 变化趋势与 Z 反映的类似,并且其最大增幅可达 0.68 mm/a。同时,从图 2(b)和图 2(e)以及图 2(c)和图 2(f)可以看出,MMK 和森斜率对  $T_0$ 和  $T_{1-9}$  变化趋势的判断也较为一致,并且这两类气温变化趋势的分布特征与降水的较为相似,这说明极端降水强弱与当日和前 1~9 d 平均气温的变化存在一定联系,而且这两类气温的最大增幅分别可达 0.10和 0.11  $^{\circ}$ C/a。另外,变化趋势的出现表明序列存在一定的非平稳性,且其增加趋势意味着流域极端气象和水文灾害风险可能增高。

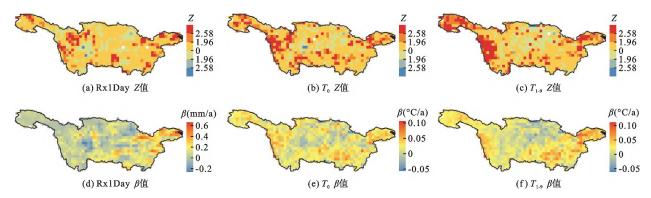


图 2 Rx1day 及  $T_0$ 、 $T_{1-9}$  的 MMK 检验统计量 Z 和森斜率趋势度  $\beta$  分布

由上述分析可知, Rx1Day 存在变化趋势从而可 能具有非平稳性,因此本文在建模前利用 ADF 和 PP 检验进一步判断 Rx1Day 是否平稳,结果如图 3 所示。 图 3 中的检验结果表明, 流域有 99.7% 格点的 Rx1Day 未拒绝单位根原假设(P>0.01),这意味着 流域几乎所有地区的极端降水是非平稳的,可见,相 较于平稳模型,为 Rx1Day 建立非平稳模型可能更为 合理。随后,将 $T_0$ 或 $T_{1-9}$ 作为解释变量添加到GEV 模型的位置或尺度或位置和尺度参数中,从而为每个 格点的 Rx1Day 建立 3 个不同的非平稳  $GEV - T_0$  模 型和3个不同的非平稳 GEV –  $T_{1-9}$ 模型,同时也建立 平稳 GEV 模型作为比较,并基于 AIC 准则挑选出最 优模型。表 1 列举了中心位置为(32.5°N,109.5°E) 的格点处 Rx1Day 的 7 个 GEV 模型的部分信息,由表 1可看出,同时考虑了位置和尺度参数变化的GEV - $T_{1-9}$  模型的 AIC 值最小, 故确定为该格点 Rx1Day 的 最优模型,且其通过了 LR 检验(P = 0.001)。图 4 展示了流域各格点 Rx1Day 最优模型的选择结果,其 中25.6%、32.3%和42.1%的格点分别以平稳GEV 模型、非平稳 GEV –  $T_0$  模型和非平稳 GEV –  $T_{1-9}$  模 型最优。从图 4 还可以看出,流域东部格点 Rx1Day 的最优模型几乎均为非平稳模型,同时流域中、西部 近半数格点的 Rx1Day 也以非平稳模型为最优。此 外,图 4显示少数格点 Rx1Day 的最优非平稳模型在 LR 检验中未通过显著性检验,但通过观察其和对应 平稳模型的 PP 图和 QQ 图发现,某些格点 Rx1Day 的 最优非平稳模型仍优于对应平稳模型。图 5 展示了 其中某一格点(27°N,108.5°E)平稳和最优非平稳模 型的 PP 图和 QQ 图,图 5 中最优非平稳模型的散点 较平稳模型的更贴近于对角线,故该最优非平稳模型 的拟合效果更好。并且,考虑到这些格点的 Rx1Day 具有非平稳性,因此为其选择非平稳模型可能更为合 理。此外,对于以平稳模型更优的非平稳 Rx1Day 而 言,其非平稳性可能由除当地气温以外的其他影响因 素引起。综上,当地平均气温引起了流域东部绝大多 数格点以及中、西部近半数格点处极端降水的非平稳

性,且  $T_{1-9}$  比  $T_0$  对极端降水变化的影响更大。



图 3 Rx1day 的平稳性检验结果的空间分布



注:黑点表示模型通过10%的显著性检验

图 4 Rx1day 最优 GEV 模型的空间分布

表 1 中心位置为(32.5°N,109.5°E)的格点处 Rx1day 的 GEV 建模结果

广义极值模型	AIC	LR(P值)	参数估计
$\overline{\mathrm{GEV}(\mu,\sigma,\xi)}$	504. 916		$\mu = 55.857; \ \sigma = 13.647; \ \xi = -0.047$
$\operatorname{GEV}(\mu_0^{} + \mu_1^{} T_0^{}, \sigma, \xi)$	502. 784	0.042	$\mu_0 = 30.938$ ; $\mu_1 = 1.292$ ; $\sigma = 13.418$ ; $\xi = -0.071$
$\operatorname{GEV}(\mu, \exp(\sigma_0 + \sigma_1 T_0), \xi)$	506. 829	0.767	$\mu = 55.700; \ \sigma_0 = 2.445; \ \sigma_1 = 0.009; \ \xi = -0.054$
$\mathrm{GEV}(\mu_{\scriptscriptstyle 0} + \mu_{\scriptscriptstyle 1} T_{\scriptscriptstyle 0}, \exp(\sigma_{\scriptscriptstyle 0} + \sigma_{\scriptscriptstyle 1} T_{\scriptscriptstyle 0}), \xi)$	499. 855	0.011	$\mu_0 = 15.947$ ; $\mu_1 = 2.069$ ; $\sigma_0 = 1.011$ ; $\sigma_1 = 0.078$ ; $\xi = -0.06$
$\operatorname{GEV}(\mu_0^{} + \mu_1^{} T_{1-9}^{}, \sigma, \dot{\xi})$	500.009	0.009	$\mu_0 = 20.767$ ; $\mu_1 = 1.530$ ; $\sigma = 13.081$ ; $\xi = -0.060$
$\operatorname{GEV}(\mu, \exp(\sigma_0 + \sigma_1 T_{1-9}), \xi)$	506. 760	0.693	$\mu = 56.112; \ \sigma_0 = 2.848; \ \sigma_1 = -0.010; \ \xi = -0.043$
$\mathrm{GEV}(\mu_0^{} + \mu_1^{} T_{1-9}^{}, \mathrm{exp}(\sigma_0^{} + \sigma_1^{} T_{1-9}^{}), \boldsymbol{\xi})$	494. 322	0.001	$\mu_0 = -10.155$ ; $\mu_1 = 2.887$ ; $\sigma_0 = -1.250$ ; $\sigma_1 = 0.158$ ; $\xi = -0.054$

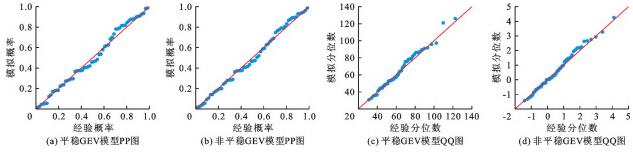


图 5 格点中心位置为(27°N,108.5°E)的 Rx1day 平稳和最优非平稳 GEV 模型的 PP 图和 QQ 图

#### 3.2 极端降水对当地平均气温的响应

在确定当地平均气温会显著影响流域极端降水的变化之后,参考 Sharma 等<sup>[6]</sup>和 Lenderink 等<sup>[15]</sup>的思路,以降水量序列的第 99、95、90 和 85 百分位数作为极端降水指标,采用等样本箱元法提取气温 - 极端降水序列,然后利用分段线性回归法和指数回归法探究极端降水量分别对  $T_0$  和  $T_{1-9}$  的响应特征。3.2.1 极端降水与当地平均气温的相依结构 通过等样本箱元法和分段线性回归法考察了每一格点4个不同百分位降水量分别与  $T_0$  和  $T_{1-9}$  的相依结构,发现流域极端降水随当地平均气温的变化特征主要出现4种情形,为直观反映这4种情形,图6展示了4个代表性格点不同百分位降水量随气温的变化特征。一是上升型(图 6(a));二是下降型(图 6(b));三是先降后升型(图 6(c)中第 95、90 和 85 百分位);四是先升后降型,即峰值型结构(图 6

(d))。为了考察流域极端降水随当地平均气温变 化的空间特征,图7绘制了流域所有格点4个不同 百分位降水量分别与  $T_0$  和  $T_{1-9}$  的相依结构类型的 空间分布。从图  $7(a) \sim 7(d)$  可以看出,对于  $T_0$  -极端降水序列的相依结构,超过90%的格点为先升 后降型,而仅不足8%的格点为下降型,且流域东部 极端降水强度最弱时的下降型格点在降水强度增强 至第95百分位时均转变为先升后降型。从图7(e) 至图 7(h) 可以看出,对于  $T_{1-s}$  – 极端降水序列的相 依结构,流域西部格点以上升型为主,而中东部格点 以先升后降型占优,并且极端降水强度最弱时,流域 西部和东部分别存在着少数先降后升型和下降型格 点,但这两类格点随着降水强度的增强分别减少和 消失,并被上升型或先升后降型格点所代替。综上, 流域绝大部分地区极端降水与 To 的相依结构为峰 值型结构,而流域极端降水与  $T_{1-9}$  的相依结构出现 了区域分异,在流域西部和中东部地区分别以上升型和峰值型结构为主,并且当降水极端性增强时,少

数格点极端降水与  $T_0$  和  $T_{1-9}$  的相依结构类型会发生转变。

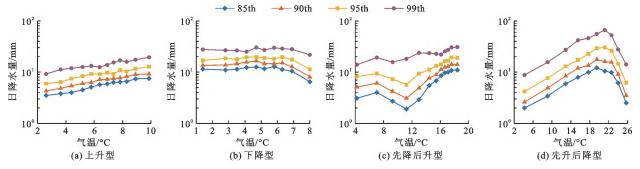


图 6 4 个代表性格点的不同百分位降水量随当地平均气温升高的变化

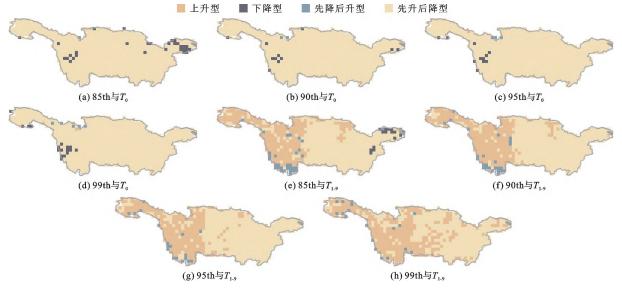


图 7 不同百分位降水量与  $T_0$  和  $T_{1-9}$  相依结构的空间分布

3.2.2 极端降水的峰值点处气温值 由上文可知,流域极端降水对  $T_0$  和  $T_{1-9}$  的响应均以峰值型结构为主。为了解不同百分位极端降水与当地平均气温相依关系发生转变时的气温条件,记录了流域所有峰值型格点的峰值点气温值,如图 8 所示。

由图 8 总体来看,流域海拔较低地区极端降水峰值点的气温相对较高,而海拔较高地区的相对较低,且峰值点气温以青藏高原东缘为界呈现出明显的西低东高的分布格局,这说明峰值点气温的分布特征受到地形地势的影响。从图 8(a)~8(d)可以观察到,对于  $T_0$  — 极端降水序列,4个不同百分位降水量峰值点气温的空间分布格局极为相似,均以青藏高原东缘为界西低而东高并分别集中于约9  $\mathbb C$ 和 24  $\mathbb C$ ,且界线东侧地区的峰值点气温在降水强度增大时稍有升高;从图 8(e)~8(h)可以看出,对于  $T_{1-9}$  — 极端降水序列,4 个不同百分位降水量峰值点气温的空间分布格局具有较大差异性。总体上,

降水强度越大,峰值点气温及其空间一致性越高;降水强度最大时,流域青藏高原地区峰值点气温在7%左右,而其余地区集中在25%附近,整体上高于 $T_0$  - 第99百分位降水量的峰值点气温。Wang等[34]研究发现,我国中东部地区极端降水与气温的相依关系在25%时发生转变,并且一些针对沿海地区的研究[6,17,31]也表明极端降水强度在25%左右出现峰值。总而言之,在地形地势的影响下,流域极端降水随气温由上升转变为下降趋势时的气温条件具有空间分异性,但大部分地区的极端降水强度约在25%时达到最大值。

3.2.3 极端降水随当地平均气温的变化率 为进一步探究极端降水对当地平均气温的响应特征,本节应用指数回归法计算了流域各格点第 99、95、90 和 85 百分位降水量分别随  $T_0$  和  $T_{1-9}$  上升的变化率,其中峰值型格点的变化率基于峰值点前的气温 – 极端降水序列而获得,其余格点的变化率则基

于完整气温 – 极端降水序列而获得。随后,参考 Chen 等 $[^{33}]$ ,将流域各格点极端降水的变化率划分为负变率(小于 $0/^{\circ}$ )、次 CC 变率( $(0\sim9\%)/^{\circ}$ )、类 CC 变率( $(5\%\sim9\%)/^{\circ}$ )和超 CC 变率(大于 $9\%/^{\circ}$ )4种类型。图9、10分别绘制了变化率的概率密度曲线和变化率类型的空间分布图。

结合图 9、10 可知,极端降水随  $T_0$  的变化率与随  $T_{1-9}$  的变化率有较大差异,但两者均具有明显的空间分异性。其中,极端降水随  $T_0$  的变化率处于 $(-12.3\% \sim 53.6\%)/\mathbb{C}$  之间并集中在  $4\%/\mathbb{C}$  左右,而且其以四川盆地为中心向四周大致呈现超 CC、类 CC 和次 CC 变率的环状分布特征;而极端降水随  $T_{1-9}$  的变化率介于 $(-3.7\% \sim 33.8\%)/\mathbb{C}$  之

间并集中在 4%/% 和 10%/% 附近,而且其从西向东展现出超 CC、类 CC 和次 CC 变率的分布格局。值得注意的是,随着降水极端性的增强,流域西部地区极端降水随气温的变化率变小,其响应  $T_0$  的部分类 CC 变率格点和  $T_{1-9}$  的部分超 CC 变率格点分别转变为次 CC 和类 CC 变率格点;流域东部地区极端降水随着气温变化率的增大,其响应  $T_0$  和  $T_{1-9}$  的负变率格点最终均转变为次 CC 或类 CC 变率格点,总体上,流域极端降水变化率的空间一致性增强并更贴近于 CC 变率。

可见,降水强度越大,则极端降水对气温变化的 敏感程度越低,而两者间的关系也更适合于使用 CC 关系进行描述。

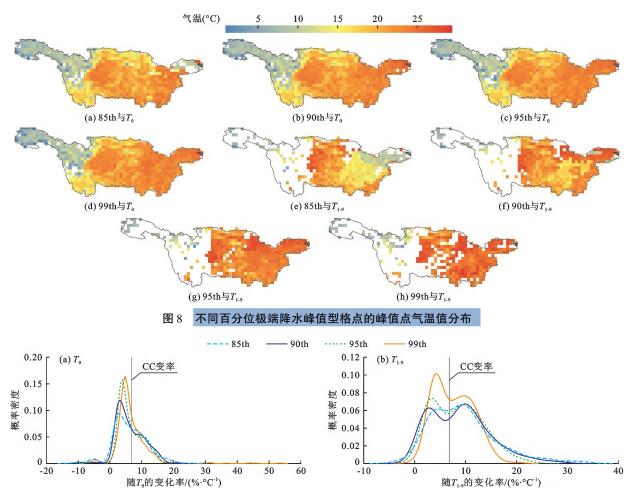


图 9 不同百分位降水量随  $T_0$  和  $T_{1-9}$  变化率的概率密度曲线

## 4 讨论

根据上述分析可知,长江流域绝大部分地区极端降水的非平稳性受  $T_0$  和  $T_{1-9}$  所影响,且极端降水随  $T_0$  和  $T_{1-9}$  的变化大多不符合严格意义上的 CC 关系,而是出现了峰值型结构以及超 CC、次 CC 和负

变率等现象。

关于极端降水在气温较高时由上升转变为下降趋势的原因错综复杂。Gao 等<sup>[35]</sup> 和 Martinkova 等<sup>[36]</sup>将这种现象归因于降水的冷却作用或较小样本对高分位数的低估。首先,除  $T_0$  以外,本文还选择了  $T_{1-9}$  来探讨极端降水与气温间的响应关系。其

中,流域西部地区极端降水对  $T_0$  和  $T_{1-9}$  的响应分别为峰值型和上升型,而流域中东部地区极端降水对  $T_0$  和  $T_{1-9}$  的响应均为峰值型。可见,流域西部地区极端降水随  $T_0$  在相对高温时的下降趋势可能由降水及其伴随天气系统的冷却作用所导致,但流域中东部地区极端降水的峰值型结构与降水的降温效应无关。其次,本研究中的日降水序列的最小样本长度为 1569,而最大样本长度达 17885,因而可以排除样本量不足这一可能。与此同时,有研究表明这种现象可能由高温时大气湿度的下降所导致 [31]。依据 CC 关系,高温条件下形成降水的可能性较大,其导致的大气水汽损失会在区域无足够水汽补充时影响后续的降水过程和效率,故大气湿度可能会是抑制极端降水量随气温上升而增加的一个限制性因素。但是, Gao 等 [37] 认为大气湿度与极端降水之间

的相互作用机制尚不明确,并且赵瑞霞等<sup>[38]</sup>指出长江流域是水汽汇区,故大气湿度是否为其限制性因素仍需进一步探究。除此之外,这种现象也许还与高温天气下可能出现的各类环流异常相联系<sup>[39]</sup>,如 Chan 等<sup>[40]</sup>发现英国极端降水强度在约 22 ℃后的下降与反气旋天气系统的频繁出现有关。一般而言,反气旋活动盛行下沉气流,抑制深层对流,从而有利于下沉增温和降低相对湿度,因此经常与高温且干燥的天气条件相联系。7、8 月份的长江流域中下游常见晴热少雨的伏旱天气,故而流域极端降水量在相对高温时的下降极可能由与西太平洋副热带高压、南亚高压等天气系统相联系的反气旋活动所导致。此外,尹家波等<sup>[41]</sup>也发现高温下大气动力环境的改变会对降水产生约束作用,并且这种作用以长江中下游流域最为突出。

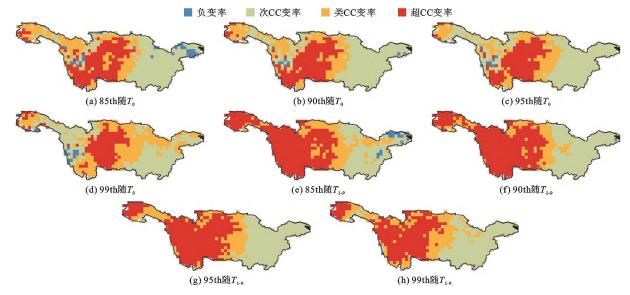


图 10 不同百分位降水量随  $T_0$  和  $T_{1-9}$  的变化率类型分布格局

目前,少有研究解释极端降水的次 CC 和负变率现象,大多研究更关注超 CC 变率的出现。这是因为后者的出现意味着降水强度随气温上升的增幅较大,从而与极端气象水文灾害相联系的可能性更高。关于流域西部高海拔地区和中部四川盆地及附近地区出现的超 CC 变率,其极可能与对流降水和大气对流活动中的潜热释放有关。流域西部高海拔地区的背风坡常出现积云对流和中尺度对流系统<sup>[42]</sup>,同时川西高原东坡的地形动力效应易将大气抬升至自由对流高度从而引发强对流降水<sup>[43]</sup>,并且四川盆地也常出现由对流作用引发的夜雨<sup>[44]</sup>,故该地区极端降水的超 CC 变率极可能与大气对流活动有关。正如 Wang 等<sup>[34]</sup>所指出的深对流降水是造

成青藏高原地区极端降水量随气温上升而增加的主要原因,且 Park等<sup>[17]</sup>、Berg等<sup>[45]</sup>和 Lenderink等<sup>[15]</sup>也证实了大气对流活动的增强以及过量的潜热释放会促进超 CC 变率的出现。一般情况下,对流降水会释放出较多的凝结潜热,而潜热输送又会正向促进对流活动进一步发展从而使降水强度加大,因此将该地区超 CC 变率的出现归因于对流降水和大气对流活动是合理的。

## 5 结 论

本文利用长江流域 1961 – 2020 年的降水和气温日值格点数据,建立了 GEV 模型并证实了流域大部分地区极端降水的非平稳性与  $T_0$  和  $T_{1-9}$  有关,随

后采用等样本箱元法、分段线性回归法和指数回归 法分析了极端降水量分别与这两类气温的响应关 系。主要结论如下:

- (1) MMK 检验判别流域 79.9% 格点的极端降水呈非显著增加趋势, ADF 和 PP 检验则识别流域 99.7% 格点的极端降水具有非平稳性, 而 GEV 建模结果表明  $T_0$  和  $T_{1-9}$  共引起流域 74.4% 格点处极端降水的非平稳性。
- (2)流域极端降水对  $T_0$  的响应几乎均为先升后降的峰值型结构,且峰值点气温以青藏高原东缘为界在东、西两侧分别集中于 24  $\mathbb C$  和 9  $\mathbb C$  附近;但极端降水对  $T_{1-9}$  的响应在流域西部和中东部分别以上升型和峰值型为主,且峰值点气温在降水强度最大时集中在约 25  $\mathbb C$ ;此外,极端降水量在相对高温时的下降趋势也许与降水的冷却作用和反气旋活动等有关。
- (3)流域极端降水随  $T_0$ 的变化率在  $(-12.3\% \sim 53.6\%)/\mathbb{C}$ 之间而集中于  $4\%/\mathbb{C}$  附近,并以四川盆地为中心向四周大致呈超 CC、类 CC 和次 CC 变率的分布规律; 极端降水随  $T_{1-9}$  的变化率处于  $(-3.7\% \sim 33.8\%)/\mathbb{C}$  之间而集中在  $10\%/\mathbb{C}$  和  $4\%/\mathbb{C}$  左右,并从西向东大致呈超 CC、类 CC 和次 CC 变率的空间格局。其中,超 CC 变率的出现可能由大气对流活动和潜热释放等所导致。此外,流域极端降水的变化率范围随降水强度增大而缩小并更贴近 CC 变率。

#### 参考文献:

- [1] FISCHER E M, KNUTTI R. Observed heavy precipitation increase confirms theory and early models[J]. Nature Climate Change, 2016, 6: 986 991.
- [2] DONAT M G, LOWRY A L, ALEXANDER L V, et al. More extreme precipitation in the world's dry and wet regions [J]. Nature Climate Change, 2016, 6: 508 - 513.
- [3] WESTRA S, FOWLER H J, EVANS J P, et al. Future changes to the intensity and frequency of short duration extreme rainfall [J]. Reviews of Geophysics, 2014, 52 (3): 522-555.
- [4] 顾西辉,张强,王宗志. 1951 2010 年珠江流域洪水极 值序列平稳性特征研究[J]. 自然资源学报,2015,30 (5):824 835.
- [5] 郭湘宇,吴正方,杜海波,等.福建省极端降水时空变化特征及其环流因素分析[J].资源科学,2017,39(6):1084-1098.
- [6] SHARMA S, MUJUMDAR P P. On the relationship of dai-

- ly rainfall extremes and local mean temperature [ J ]. Journal of Hydrology, 2019, 572: 179 191.
- [7] MORAVEJ M, KHALILI K. Hydrological time series analysis and modelling using statistical tests and linear time series models (case study: West Azerbaijan province of Iran)
  [J]. International Journal of Hydrology Science and Technology, 2015, 5(4): 349 371.
- [8] 尹义星,陈海山,许崇育,等. 基于平稳与非平稳 GEV 模型的鄱阳湖流域极值降水模拟[J]. 自然资源学报, 2016,31(11):1906-1917.
- [9] MILLY P C D, BETANCOURT J, FALKENMARK M, et al. Stationarity is dead: Whither water management [J]. Science, 2008, 319(5863): 573 - 574.
- [10] 叶长青,陈晓宏,张家鸣,等. 具有趋势变异的非一致性东江流域洪水序列频率计算研究[J]. 自然资源学报, 2013,28(12):2105-2116.
- [11] GAO Meng, MO Dingyuan, WU Xiaoqing. Nonstationary modeling of extreme precipitation in China [J]. Atmospheric Research, 2016, 182: 1-9.
- [12] BELKHIRI L, KIM T J. Individual influence of climate variability indices on annual maximum precipitation across the global scale [J]. Water Resources Management, 2021, 35: 2987 – 3003.
- [13] KHARIN V V, ZWIERS F W, ZHANG Xuebin, et al. Changes in temperature and precipitation extremes in the CMIP5 ensemble [J]. Climatic Change, 2013, 119: 345 – 357.
- [14] 刘俸霞,王艳君,赵 晶,等. 全球升温 1.5℃与 2.0℃情景下长江中下游地区极端降水的变化特征[J]. 长江流域资源与环境,2017,26(5):778-788.
- [ 15 ] LENDERINK G, MEIJGAARD E V. Increase in hourly precipitation extremes beyond expectations from temperature changes [ J ]. Nature Geoscience, 2008, 1: 511-514.
- [16] WESTRA S, ALEXANDER L V, ZWIERS F W. Global increasing trends in annual maximum daily precipitation [J]. Journal of Climate, 2013, 26(11): 3904 – 3918.
- [17] PARK I H, MIN S K. Role of convective precipitation in the relationship between subdaily extreme precipitation and temperature [J]. Journal of Climate, 2017, 30(23): 9527 –9537.
- [18] 孙 溦,李 建,宇如聪.华南暖季极端降水与气温的对应 关系[J].气候变化研究进展,2013,9(2):96-101.
- [ 19 ] WANG Ning, ZENG Xinmin, ZHENG Yiqun, et al. The atmospheric moisture residence time and reference time for moisture tracking over China[J]. Journal of Hydrometeorology, 2018, 19(7): 1131 – 1147.
- [20] 胡思,曾 袆,王磊,等.长江流域极端降水的区域频率及时空特征[J].长江流域资源与环境,2019,28(8): 2008-2018.

- [21] 王艳君,刘俸霞,翟建青,等. 全球升温 1.5℃与 2.0℃目标下长江流域极端降水的变化特征[J]. 气象科学, 2019,39(4):540-547.
- [22] 李 艳,马百胜,杨 宣. 两类 ENSO 事件对中国东部地区 极端降水的影响[J]. 长江流域资源与环境,2019,28 (2):469-482.
- [23] 汶林科,崔鹏,杨红娟,等. ENSO 与长江流域中游地区雨季极端降水的关系[J]. 山地学报,2011,29(3):299 305.
- [24] 韩 洁,管兆勇,李明刚. 夏季长江中下游流域性极端日降水事件的环流异常特征及其与非极端事件的比较 [J]. 热带气象学报,2012,28(3):367-378.
- [25] 江 洁,周天军,张文霞. 近 60 年来中国主要流域极端降水演变特征[J]. 大气科学,2022,46(3):707-724.
- [26] 孙惠惠,章新平,罗紫东,等. 近 53a 来长江流域极端降水指数特征[J]. 长江流域资源与环境,2018,27(8): 1879-1890.
- [27] 黄强,陈子桑.全球变暖背景下珠江流域极端气温与降水事件时空变化的区域研究[J].地球科学进展,2014,29(8):956-967.
- [28] DA SILVA R M, SANTOS C A G, MOREIRA M, et al. Rainfall and river flow trends using Mann Kendall and Sen's slope estimator statistical tests in the Cobres River basin[J]. Natural Hazards, 2015, 77: 1205 1221.
- [29] ZHANG Xianqi, ZHENG Zhiwen, OUYANG Rulin. Study on spatiotemporal evolution characteristics of regional annual precipitation [J]. Nature Environment and Pollution Technology, 2021, 20(3): 1243 – 1250.
- [30] 何云强. 单位根检验的影响因素及检验功效的探讨 [D]. 兰州: 兰州财经大学, 2015.
- [31] HARDWICK JONES R, WESTRA S, SHARMA A. Observed relationships between extreme sub-daily precipitation, surface temperature, and relative humidity[J]. Geophysical Research Letters, 2010, 37(22); L22805.
- [32] 金佳鑫,肖园园,金君良,等.长江流域极端水文气象事件时空变化特征及其对植被的影响[J].水科学进展,2021,32(6);867-876.
- [33] CHEN Wenhui, CUI Huijuan, GE Quansheng. The spatial and seasonal dependency of daily precipitation extremes on the temperature in China from 1957 to 2017

- [J]. International Journal of Climatology, 2022, 42(3): 1560 1575.
- [34] WANG Rui, XIAN Tao, WANG Mengxiao, et al. Relationship between extreme precipitation and temperature in two different regions: the Tibetan Plateau and Middle East China [J]. Journal of Meteorological Research, 2019, 33(5): 870 884.
- [35] GAO Xichao, GUO Ming, YANG Zhiyong, et al. Temperature dependence of extreme precipitation over mainland China [J]. Journal of Hydrology, 2020, 583: 124595.
- [36] MARTINKOVA M, KYSELY J. Overview of observed Clausius Clapeyron scaling of extreme precipitation in midlatitudes[J]. Atmosphere, 2020, 11(8): 786.
- [37] GAO Xichao, ZHU Qian, YANG Zhiyong, et al. Temperature dependence of hourly, daily, and event-based precipitation extremes over China [J]. Scientific Reports, 2018, 8; 17564.
- [38] 赵瑞霞,吴国雄. 长江流域水分收支以及再分析资料可用性分析[J]. 气象学报,2007,65(3):416-427.
- [39] LU Riyu, CHEN Ruidan. A review of recent studies on extreme heat in China[J]. Atmospheric and Oceanic Science Letters, 2016, 9(2): 114-121.
- [40] CHAN S C, KENDON E J, ROBERTS N M, et al. Downturn in scaling of UK extreme rainfall with temperature for future hottest days [J]. Nature Geoscience, 2016, 9: 24-28.
- [41] 尹家波,郭生练,顾磊,等. 中国极端降水对气候变化的热力学响应机理及洪水效应[J]. 科学通报,2021,66(33);4315-4325.
- [42] 王凌梓,苗峻峰,韩芙蓉. 近 10 年中国地区地形对降水影响研究进展[J]. 气象科技,2018,46(1):64-75.
- [43] 赵玉春,许小峰,崔春光. 川西高原东坡地形对流暴雨的研究[J]. 气候与环境研究,2012,17(5):607-616.
- [44] 金 霞. 四川盆地降水日变化特征分析及成因研究[D]. 北京:中国气象科学研究院,2013.
- [45] BERG P, MOSELEY C, HAERTER J O. Strong increase in convective precipitation in response to higher temperatures [J]. Nature Geoscience, 2013, 6: 181-185.