

DOI: 10.19797/j.cnki.1000-0852.20220175

# 年最大日降水量序列非一致性分析

——以长江中下游干流8站为例

邓清文<sup>1</sup>, 倪玲玲<sup>2</sup>, 王 栋<sup>1</sup>

(1. 南京大学 地球科学与工程学院水科学系, 江苏 南京 210033;

2. 南京水利科学研究所, 江苏 南京 210029)

**摘要:** 全球气候变化环境下, 极端降水序列一致性受到挑战, 因此对其非一致性进行研究分析具有重要意义。本研究综合多种分析方法, 对长江中下游干流8个站点1960—2020年间年最大日降水量序列的非一致性进行分析。采取滑动平均法、Mann-Kendall趋势检验法和Pettitt突变点检验法对所选站点年最大日降水量序列进行趋势和突变分析, 应用GAMLSS模型对所选站点的年最大日降水量序列分别以时间 $t$ 和多气象因子作为协变量进行非一致性分析, 挑选出最优的拟合函数, 探究年最大日降水序列的规律。结果显示, 宝山站、南通站未来年最大日降水量可能增大, 荆州站未来年最大日降水量可能会减少并趋于平缓; 相较于以时间 $t$ 为单一协变量, 以气象因子作为多重协变量的分布函数拟合结果, 对年最大日降水序列的非一致性具有更好的描述效果。

**关键词:** 非一致性; 极端降水; GAMLSS模型

中图分类号: P333

文献标识码: A

文章编号: 1000-0852(2023)02-0058-08

## 0 引言

随着全球气候环境变化、温室效应、人类生产生活等影响, 极端降水事件发生频率增加<sup>[1]</sup>, 诸多学者对此密切关注<sup>[2]</sup>。极端降水频率的研究分析常基于独立随机同分布的假设, 要求研究序列服从于同一个分布总体, 即分布具有一致性。然而, 变化环境下, 水文序列受到气候变化和人类活动影响两方面的扰动<sup>[3]</sup>, 无法满足其一致性的假设前提<sup>[4]</sup>, 也使基于独立随机同分布假设的传统极端水文频率分析结果准确性受到质疑。因此, 对极端降水序列的非一致性分析对保证极端降水事件分析计算结果的准确性是极为重要的。

非一致性水文频率分析途径主要包括<sup>[5]</sup>: 基于序列还原/还现途径和基于非一致性序列直接进行水文频率分析途径。现今, 以非参数的趋势分析和包含各参数协变量的统计模型拟合已成为直接进行水文频

率分析途径的主要手段。WANG H<sup>[6]</sup>等对美国东南部的降水数据通过分位数回归的方法进行分析, 发现56个站点中有8个站点具有显著的非一致性特征; JING H等<sup>[7]</sup>运用L-moments分析方法对淮河流域极端降水频率进行分析, 发现淮河流域南部极端降水量不仅很大而且具有很强的递增趋势; 江聪等<sup>[8]</sup>运用GAMLSS模型对宜昌站年径流序列进行了趋势分析, 结果表明宜昌站年均流量序列的均值具有明显的线性减少趋势, 而年最小月流量序列趋势不明显。

近年来, 长江中下游地区极端降水事件显著增加<sup>[9]</sup>, 暴雨和洪涝灾害频发, 给人们生产生活带来重大损失<sup>[1]</sup>。在变化环境下, 长江中下游地区的水文频率序列的一致性受到一定影响<sup>[10]</sup>, 其中, 年最大日降水序列是极端降水事件多发的水文频率序列, 研究该序列的非一致性特征, 对保证长江中下极端降水事件分析计算结果的准确性和保障区域经济繁荣发展具有

收稿日期: 2022-05-05

网络首发日期: 2023-04-06

网络首发地址: <https://kns.cnki.net/kcms/detail/11.1814.P.20230404.1706.006.html>

基金项目: 国家自然科学基金面上项目(52079036)

作者简介: 邓清文(2001—), 男, 仡佬族, 贵州六盘水人, 主要研究方向为水文学与水资源。E-mail: 191830028@smail.nju.edu.cn

通信作者: 王栋(1972—), 男, 山东临沂人, 教授, 主要从事水文学与水资源方面的研究。E-mail: wangdong@nju.edu.cn

重要意义。本文选取长江中下游干流沿岸8个站点,运用Mann-Kendall趋势检验法、Pettitt突变点检验法和滑动平均法对选取站点1960—2020时间段内的年最大日降水量序列进行趋势分析。考虑到ENSO(EI Nino-Southern Oscillation,厄尔尼诺—南方涛动)等事件造成长江流域降水异常的影响<sup>[11]</sup>,本文在运用GAMLSS模型进行非一致性协变量分析时,除分析序列随时间 $t$ 的变化关系外,还将考虑以气象因子Nino1+2、Nino3、Nino4、Nino3.4、PDO(Pacific Decadal Oscillation,太平洋年代际涛动)、SOI(Southern Oscillation Index,南方涛动指数)作为协变量时研究序列的非一致性特征。其中,Nino1+2、Nino3、Nino4、Nino3.4指数分别是太平洋海面温度在Nino1+2区( $0 \sim 10^\circ\text{S}$ ,  $90 \sim 80^\circ\text{W}$ )、Nino3区( $5^\circ\text{N} \sim 5^\circ\text{S}$ ,  $150 \sim 90^\circ\text{W}$ )、Nino4区( $5^\circ\text{N} \sim 5^\circ\text{S}$ ,  $160^\circ\text{E} \sim 150^\circ\text{W}$ )、Nino3.4区( $5^\circ\text{N} \sim 5^\circ\text{S}$ ,  $170 \sim 120^\circ\text{W}$ )的区域平均值。

## 1 年最大日降水序列非一致性分析

### 1.1 研究区域以及数据

本文中选择的站点为长江中下游干流沿岸:宜昌、荆州、岳阳、嘉鱼、武汉、南京、南通、宝山共8个站点如图1所示。所选降水时间序列为1961—2020年共60年逐日降水量序列,筛选出各个站点的每年最大日降水量共60个降水值,并匹配该最大降水日所对应时期的气象因子进行分析。所选气象因子为Nino1+2、Nino3、Nino4、Nino3.4、PDO、SOI。各个站点降水序列数据来源于中国气象科学数据共享网(<http://data.cma.cn/>),气象因子数据来源于NOAA(<https://www.esrl.noaa.gov/psd/data/climateindices/list/>)。

### 1.2 研究方法

#### 1.2.1 滑动平均法

对确定时间序列的平滑值来显示变化趋势,对样本容量为 $n$ 的时间序列其平滑值为

$$\hat{X} = \frac{1}{k} \sum_{i=1}^k X_{i+j-1} \quad (j=1,2,3,\dots,n-k+1) \quad (1)$$

式中: $k$ 为滑动长度。经过处理后的时间序列对大大降低短时间序列中的突变,对显示较长时间跨度的变量序列变化趋势有一定优势。

#### 1.2.2 Mann-Kendall趋势检验法

Mann-Kendall是一种非参数的检验法,不需要待检序列服从同一分布,而水文气象数据大多是偏态且不服从同一分布,因而被广泛运用于水文研究

领域。

在Mann-Kendall趋势检验中,若统计变量 $Z > 0$ ,则说明序列具有上升趋势;若统计变量 $Z < 0$ ,则说明序列具有下降趋势,当置信水平 $\alpha$ 为95%时,对应 $Z$ 的绝对值为1.96<sup>[11-12]</sup>。

#### 1.2.3 Pettitt突变点检验法

Pettitt突变点检验是一种非参数的检验分析法,不仅可以对水文气象序列进行突变分析获得突变点,还可以量化突变点在统计意义上的显著水平<sup>[13]</sup>。

设统计量为:

$$U_{t,N} = U_{t-1,N} + \sum_{i=1}^n \text{sgn}(x_i - x_t), \quad t=2,3,\dots,n \quad (2)$$

根据统计量可以计算:

$$K_{t,N} = \max |U_{t,N}|, \quad 1 \leq t \leq N \quad (3)$$

$$p = 2 \exp \left\{ \frac{-6K_{t,N}^2}{N^3 + N^2} \right\} \quad (4)$$

当所得 $p \leq 0.05$ 时可认为具有突变点,且最大值统计量所对应的时间即为突变点发生时间。

#### 1.2.4 GAMLSS模型

GAMLSS(Generalized Additive Models for Location Scale and Shape)模型是由RIGBY和STASINOPOULOS提出的参数回归模型<sup>[14]</sup>,可以描述随机变量序列的统计参数与解释变量之间的线性或非线性关系,常用于解决传统指数分布无法拟合具有高峰度、平顶峰度、高度正负偏值的随机变量序列的问题<sup>[8]</sup>。

在GAMLSS模型中,假设随机变量 $y_i(i=1,2,\dots,n)$ 服从概率密度函数 $f(y_i|\theta^i)$ , $\theta=(\theta_{i1},\theta_{i2},\dots,\theta_{ip})$ 为相应的分布参数向量, $p$ 是分布参数的个数, $n$ 是观测值的个数。记 $\theta_k=(\theta_{1k},\theta_{2k},\dots,\theta_{nk})^T,k=1,2,\dots,p$ 为第 $k$ 个分布参数组成的向量, $g_k(\cdot)$ 表示 $\theta_k$ 与相应解释变量 $X_k$ 和随机效应项之间的单调函数关系,一般表示为:

$$g_k(\theta_k) = \eta_k = X_k \beta_k + \sum_{j=1}^{J_k} Z_{jk} \gamma_{jk} \quad (5)$$

式中: $\beta_k=(\beta_{1k},\beta_{2k},\dots,\beta_{1k})^T$ 为回归参数向量, $X_k$ 为解释变量矩阵, $Z_{jk}$ 为一个已知的固定设计矩阵, $\gamma_{jk}$ 是一个正态分布随机变量向量。式(5)中的前两个参数通常被定义为位置参数和尺度参数向量,若分布中还有其他参数,则被定义为形状参数。简化上式,不考虑随机效应的影响,那么GAMLSS就成为一个全参数模型。假定随机变量 $Y$ 服从三参数概率分布,则GAMLSS的似然函数见式(6)。

$$L(\beta_1, \beta_2, \beta_3) = \prod_{i=1}^n f(y_i | \beta_1, \beta_2, \beta_3) \quad (6)$$

通过求解似然函数的最大值,可以估计  $\beta$  的最优值,应用 GAIC (Generalized Akaike Information Criterion) 准则挑选最优模型。

GAMLSS 模型分布函数有多种,本文选用 Weibull 分布 (WEI)、Gamma 分布 (GA)、Log-Normal 分布 (LOGNO)。同时,为防止模型的过度拟合,引入广义 GAIC 准则进行判断。

## 2 结果与分析

### 2.1 趋势分析结果

采用 Mann-Kendall 趋势检验法对所选 8 个长江中下游干流沿岸站点(岳阳、宜昌、武汉、南通、南京、荆州、嘉鱼、宝山)年最大日降水序列进行分析,检验结果如表 1 所示。

表 1 Mann-Kendall 趋势检验计算结果

Table1 Calculation Results of Mann Kendall trend test

站点	宜昌	荆州	岳阳	嘉鱼	武汉	南京	南通	宝山
$p$	0.6324	0.5071	0.2183	0.7450	0.1606	0.5488	0.0061	0.0008
$Z$	-0.4783	0.6633	1.2309	0.3253	1.4032	0.5995	2.7427	3.3358

注: $p$  为显著统计差异, $Z$  为 Mann-Kendall 趋势检验统计量且为正值时表示有上升趋势,显著性水平  $\alpha=5\%$ 。

结果显示:(1)除宜昌站,其余站点年最大降水序列具有一定程度的上升趋势。(2)宝山、南通  $p$  值小于 0.05,说明两站点年最大日降水序列变化趋势显著,呈显著递增趋势

运用 Pettitt 突变点检验法对所选 8 个站点年最大日降水序列进行突变点分析,结果如表 2 所示。

表 2 Pettitt 突变点检验计算结果

Table2 Calculation results of Pettitt mutation point test

站点	宜昌	荆州	岳阳	嘉鱼	武汉	南京	南通	宝山
$P$	1	0.7772	0.5926	0.7382	0.1177	0.8091	0.0334	0.0057
突变年份	1971	1995	2009	2013	1978	1998	1994	1983

注: $p$  为显著统计差异,检验显著性水平  $\alpha=5\%$ 。

结果显示:宝山、南通两站  $p$  值小于 0.05,通过了突变点显著性检验,说明在 1960—2020 时间段内,宝山和南通两个站点年最大日降水量前后趋势具有较大差异,趋势发生变化的节点可能分别在 1983 和 1994 时间点附近。

对存在显著突变点的南通和宝山两个站点突

点前后序列进行 Mann-Kendall 趋势检验。计算结果如表 3 显示。

表 3 南通、宝山两站突变点前后 Mann-Kendall 检验计算结果

Table3 Calculation results of Mann Kendall test before and after the mutation point of Nantong and Baoshan stations

站点	南通 (突变点前)	南通 (突变点后)	宝山 (突变点前)	宝山 (突变点后)
$p$	0.2673	0.1779	0.8821	0.234
$Z$	-1.1092	1.3474	-0.14828	1.1902

注: $p$  为显著统计差异, $Z$  为 Mann-Kendall 趋势检验统计量,显著性水平  $\alpha=5\%$ 。

结果显示:南通、宝山两站突变点前序列段 Mann-Kendall 检验计算  $Z$  值均为负,突变点后序列段 Mann-Kendall 检验  $Z$  值均为正,且两站均为突变点后序列段  $p$  值比前序列段  $p$  值更小。说明两站在突变点前均为下降趋势,在突变点后均为上升趋势,且都是突变点后序列段趋势性较为显著。

Pettitt 突变点检验结果结合滑动平均结果进行绘图如图 1 所示。

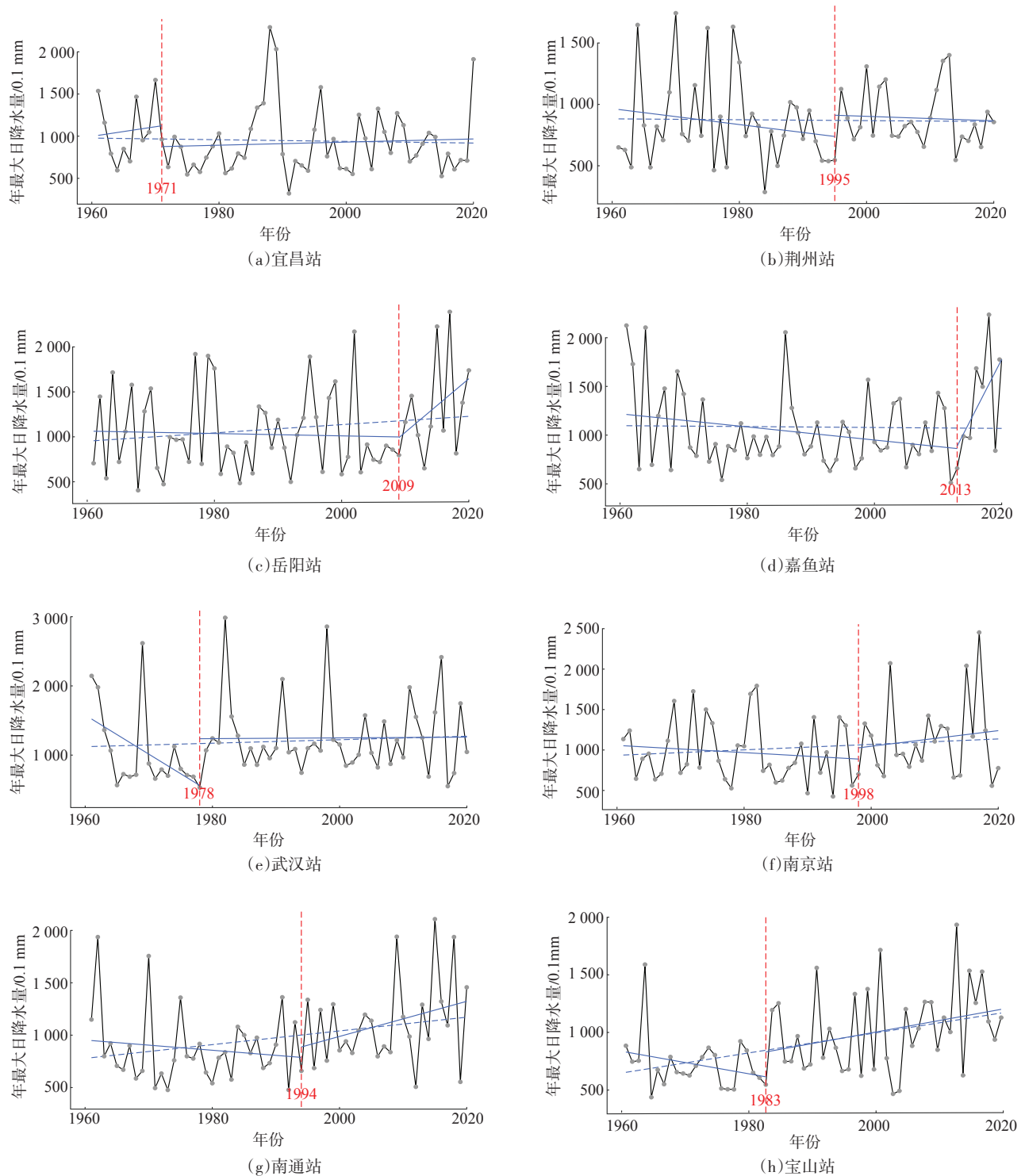
结果显示:(1)岳阳、嘉鱼、武汉、南通、宝山五个站点年最大日降水序列的各段趋势在突变点前后变化较为明显,在突变点发生后,岳阳、嘉鱼、南通、宝山呈递增趋势,武汉呈平缓趋势。(2)宜昌、荆州、南京三个站点的年最大日降水序列的各段趋势在突变点前后变化不明显,且突变点发生后序列的趋势较为平缓。

### 2.2 基于 GAMLSS 模型多协变量的非一致性分析结果

将研究站点最大日降水量序列与气象因子(Nino1+2、Nino3、Nino4、Nino3.4、PDO、SOI)进行相关性分析,相关系数与显著性  $p$  值计算结果如表 4 所示。

采用 GAMLSS 模型分别选择时间  $t$  和各站点相关性较强的前两种气象因子作为协变量进行非一致性分析。选取 Gamma 分布,Weibull 分布,Log-Normal 分布进行拟合,比较各拟合分布 GAIC 值大小,挑选 GAIC 值最小的模型作为各站点最优拟合模型,各拟合模型 GAIC 值计算结果如表 5 所示。

结果显示:(1)8 个站点年最大日降水序列以时间  $t$  为协变量的最优拟合分布函数均为 Log-Normal 分布。(2)以各站点相关性较强的前两种气象因子为协变量时,岳阳站最优拟合分布函数为 Gamma 分布,南



注: 灰点表示年最大日降水量观测值, 黑色实线表示最大日降水量连线, 蓝色虚线表示年最大日降水序列整体滑动平均值的连线, 红色虚线和数字表示序列发生突变的年份, 蓝色线段表示突变点分隔前后时间段内的滑动平均值连线, 红色数字为突变点发生年份。

图1 Pettitt 检验结果及滑动平均结果

Fig.1 Pettitt test results and moving average results



表4 各站点最大日降水序列与气象因子相关性计算结果

Table 4 Calculation results of correlation between maximum daily precipitation series and meteorological factors at each station

站点	宜昌	荆州	岳阳	嘉鱼	武汉	南京	南通	宝山
Nino3.4	-0.188 7	-0.216 6	-0.078 1	-0.172 4	0.075 8	0.171 3	0.074 7	0.031 7
<i>p</i>	0.148 8	0.096 5	0.552 9	0.187 7	0.565 0	0.190 6	0.570 7	0.809 7
Nino3	-0.234 2	-0.169 2	-0.217 8	-0.247 2	0.053 9	0.187 5	0.029 0	-0.004 1
<i>p</i>	0.071 7	0.196 3	0.094 6	0.056 9	0.682 5	0.151 4	0.825 8	0.975 5
Nino4	-0.094 6	-0.254 5	0.179 8	-0.025 6	0.131 6	0.134 0	0.138 6	0.104 8
<i>p</i>	0.471 9	0.049 7	0.169 3	0.846 2	0.316 3	0.307 3	0.291 1	0.425 4
Nino1+2	-0.215 0	-0.166 1	-0.250 9	-0.268 7	0.033 5	0.133 0	-0.046 8	-0.064 0
<i>p</i>	0.099 0	0.204 7	0.053 1	0.037 9	0.799 4	0.311 1	0.722 4	0.627 3
PDO	-0.035 4	-0.194 6	0.012 8	-0.168 4	-0.040 3	-0.019 4	0.003 5	-0.033 5
<i>p</i>	0.788 2	0.136 1	0.922 6	0.198 3	0.759 7	0.883 2	0.979 0	0.799 3
SOI	0.140 9	0.260 5	-0.035 4	0.165 5	-0.004 6	-0.044 2	-0.069 5	0.038 6
<i>p</i>	0.282 7	0.044 4	0.788 1	0.206 3	0.972 0	0.737 6	0.597 6	0.769 6

注:*p*为显著统计差异。

表5 以时间*t*/相关性较强的前两气象因子为协变量的各拟合 GAMLSS 模型 GAIC 值计算结果Table 5 Calculation results of GAIC value of each fitted GAMLSS model with time *t* / the first two most relevant meteorological factor as covariate

协变量	分布函数	宜昌	荆州	岳阳	嘉鱼	武汉	南京	南通	宝山
时间	Gamma	875.34	853.38	904.97	879.19	914.35	888.65	866.83	852.94
	Log-Normal	<b>872.19</b>	<b>852.22</b>	<b>902.82</b>	<b>877.31</b>	<b>907.25</b>	<b>886.48</b>	<b>864.97</b>	<b>850.41</b>
	Weibull	881.86	860.65	910.48	886.69	926.10	895.20	873.57	862.98
相关性较强的 前两气象因子	Gamma	877.83	854.85	<b>898.76</b>	878.71	916.97	883.71	854.37	867.88
	Log-Normal	<b>874.95</b>	<b>854.38</b>	899.18	<b>877.21</b>	<b>911.83</b>	<b>882.73</b>	854.68	<b>865.36</b>
	Weibull	886.67	858.60	905.37	889.03	927.48	888.77	<b>853.41</b>	876.12

注:加粗数字为同变量各拟合分布函数 GAIC 最小值,该值所属函数即为最优拟合模型。

通站最优拟合分布函数为 Weibull 分布,其余站点均为 Log-Normal 分布。

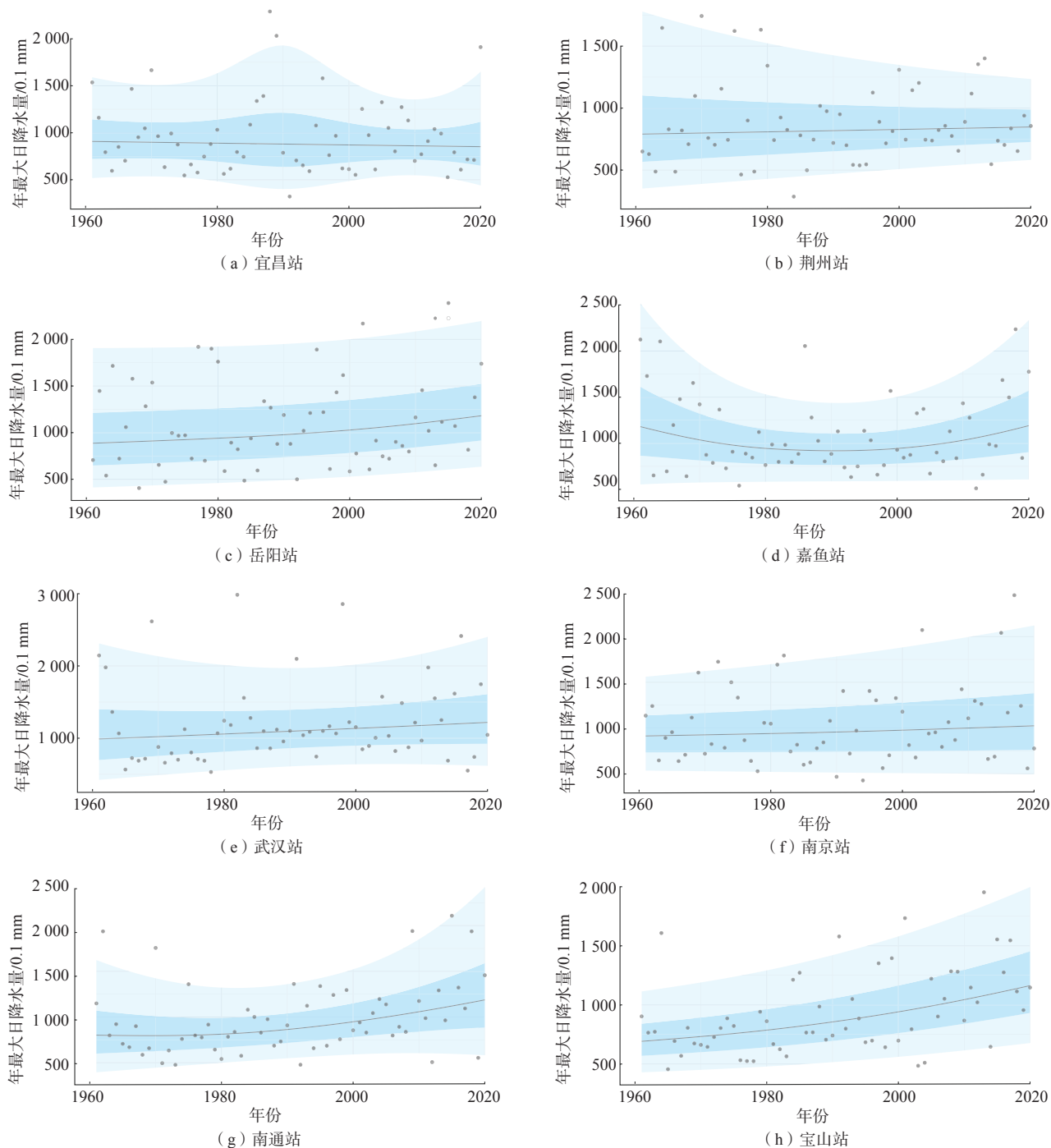
对以时间 *t* 为协变量,做各站点年最大日降水序列的 5%, 25%, 50%, 75%, 95% 的分位数曲线灰度图,验证所选分布函数(Log-Normal 分布)的拟合程度,结果如图 2 所示。从图中可知,观测值大部分都处于 5%~95% 的灰度值范围内,表明所选分布模型具有较为良好的匹配性。图像中蓝色区域的形态变化可知:(1)宝山站、南通站和嘉鱼站年最大日降水随着时间 *t* 增加,近期上升趋势明显,与各自前期趋势差异依次增大(2)荆州站年最大日降水量下降趋势较为明显,随着时间 *t* 增加,降水量降低并趋

于平稳。

结合趋势分析的结果,可知:宝山站、南通站未来年最大日降水量可能会增大,荆州站未来年最大日降水量可能会减小并趋于平缓。

对以各站点相关性较强的前两种气象因子为协变量,做各站点年最大日降水序列的 5%, 25%, 50%, 75%, 95% 的分位数曲线灰度图,验证所选分布函数(岳阳站为 Gamma 分布,南通站为 Weibull 分布,其余选取 Log-Normal 分布)的拟合程度,结果如图 3 所示。

由图可知,以气象因子为协变量时,观测值大部分位于 5%~95% 的灰度范围内,所选分布能够较好

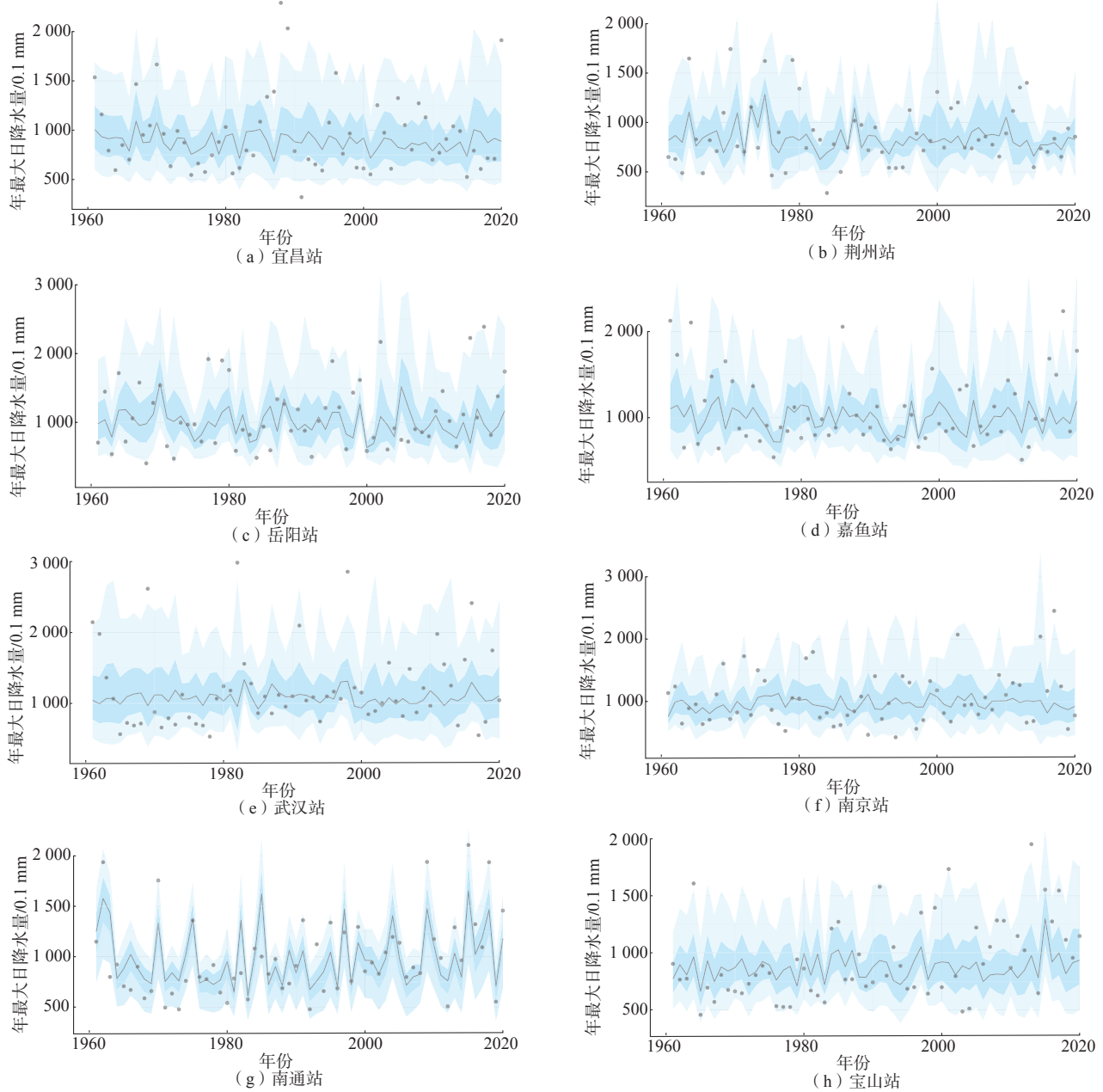


注:灰点表示年最大日降水量观测值,灰线为50%分位曲线,深蓝色区域为25%~75%分位曲线区间,下浅蓝色区域表示5%~25%分位数曲线区间,上浅蓝色区域表示75%~95%分位数曲线区间。

图2 以时间  $t$  为协变量的最优非一致性 GAMLSS 模型分位数图  
 Fig.2 Quantile diagram of optimal nonstationary GAMLSS model with time  $t$  as covariate

拟合观测序列。气象因子灰度峰值与年最大日降水观测值峰值两者出现同步性,说明研究区域年最大日降水序列受到气象因子一定程度的影响,两者具有一定正相关性。同时,气象因子灰度区域的变化

性较时间灰度区域更为频繁,且与观测序列同步性更强。因此以多气象因子作为多重协变量的分布函数拟合结果,对年最大日降水序列的非一致性具有更好的刻画效果。



注:灰点表示年最大日降水量观测值,灰线为50%分位数曲线,深蓝色区域为25%~75%分位数曲线区间,下浅蓝色区域表示5%~25%分位数曲线区间,上浅蓝色区域表示75%~95%分位数曲线区间。

图3 以相关性较强的前两气象因子为协变量的最优非一致性GAMLSS模型分位数图

Fig.3 Quantile diagram of optimal nonstationary GAMLSS model with the first two most relevant meteorological factors as covariates

### 3 结论和展望

(1)宝山站、南通站未来年最大日降水量可能增大,荆州站未来年最大日降水量可能会减小并趋于平缓。综合考虑趋势分析结果和以时间 $t$ 为协变量的非一致性分析结果,两者共同显示:宝山和南通两站1960—2020年间年最大日降水量序列在突变点之后存在较为显著的上升趋势,而荆州站年最大日降水量

序列在突变点之后则是逐渐减小并趋近平缓。

(2)以各站点相关性较强的前两种气象因子作为多重协变量的分布函数拟合结果,对年最大日降水序列的非一致性具有更好的刻画效果。在所构建的GAMLSS模型结果中,绝大部分降水观测值都能落在5%~95%的灰度范围里。但相较于以时间 $t$ 为协变量,以各站点前两最相关的气象因子作为协变量的模型图像结果的灰度波动区域与观测值具有一定的同

步性,更能刻画研究序列的波动效果。

本文构建了时间  $t$  和 6 种气象因子 (Nino1+2、Nino3、Nino4、Nino3.4、PDO、SOI) 中相关性较强的前两种气象因子为协变量情况下的 GAMLSS 模型,得到了较好的拟合分布结果,但其中仍有部分问题有待探讨:

(1) 以讨论较多的 6 种大尺度气象因子作为协变量构建 GAMLSS 模型,初步得到相较于单一时间  $t$  为协变量情况下更好的拟合结果,但影响降水极值的因素有许多,对于其他影响因素的分析尚待探讨。

(2) 在拟合分布函数过程中,尝试将 6 种全部气象因子全部作为协变量构建 GAMLSS 模型,拟合结果的 GAIC 值大于以相关性较强的前两种气象因子为协变量的拟合结果,故选择了拟合结果更优的后者,但如何选择各站点更适合的气象因子尚待进一步研究。

(3) 就本文所研究站点而言,越靠近长江入海口的站点地区年最大日降水量近期呈增加趋势越明显,推测其原因是受滨海地形以及沿海气候环境影响。考虑到研究站点数量和空间位置的局限性,主要影响因素是否来自海洋,以及长江作为主要的地表水体所起到的作用,仍亟待探究。

#### 参考文献:

- [1] 周波涛,钱进. IPCC AR6 报告解读:极端天气气候事件变化[J]. 气候变化研究进展, 2021, 17(6): 713-718.
- [2] 张应华,宋献方. 水文气象序列趋势分析与变异诊断的方法及其

对比[J]. 干旱区地理, 2015, 38(4): 652-665.

- [3] 于赢东,杨志勇,刘永攀等. 变化环境下海河流域降水演变研究综述[J]. 水文, 2010, 30(4): 32-35.
- [4] 熊立华,江聪,杜涛等. 变化环境下非一致性水文频率分析研究综述[J]. 水资源研究, 2015(4).
- [5] 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.
- [6] WANG H, KILLICK R, FU X. Distributional change of monthly precipitation due to climate change: comprehensive examination of dataset in southeastern United States [J]. Hydrological Processes, 2014, 28(20): 5212-5219.
- [7] JIN H, CHEN X, ZHONG R, et al. Frequency analysis of extreme precipitation in different regions of the Huaihe River Basin [J]. International Journal of Climatology, 2022, 42(6): 3517-3536.
- [8] 江聪,熊立华. 基于 GAMLSS 模型的宜昌站年径流序列趋势分析[J]. 地理学报, 2012, 67(11): 1505-1514.
- [9] 时光训,刘健,马力等. 1970—2014 年长江流域极端降水过程的时空变化研究[J]. 水文, 2017, 37(4): 77-85.
- [10] 马小芳. 长江中下游极端降水事件的时空演变特征及其平稳/非平稳性研究[D]. 武汉:武汉大学, 2018.
- [11] 刘楚薇,饶建,吴志文等. ENSO 与中国夏季降水的联系: 冬季 QBO 的调制作用[J]. 热带气象学报, 2019, 35(2): 210-223.
- [12] MANN H B. Nonparametric tests against trend [J]. Econometrica: Journal of the Econometric Society, 1945: 245-259.
- [13] KENDALL M G. Rank Correlation Methods [M]. Oxford, England: Griffin, 1948.
- [14] 那扎凯提·托乎提,虎胆·吐马尔白,焦萍等. 和田河流域近 60 年降水、气温与径流演变特征研究[J]. 水文, 2022, 42(1): 85-89, 66.
- [15] RIGBY R A, STASINOPOULOS D M. Generalized additive models for location, scale and shape [J]. Journal of the Royal Statistical Society: Series C (Applied Statistics), 2005, 54(3): 507-554.

### Nonstationary Analysis of Annual Maximum Daily Precipitation Series:

#### Taking 8 Stations in the Middle-Lower Reaches of Main Stream of the Yangtze River as the Example

DENG Qingwen<sup>1</sup>, NI Lingling<sup>2</sup>, WANG Dong<sup>1</sup>

(1. School of Earth Sciences and Engineer of Nanjing University, Nanjing 210023, China;

2. Nanjing Hydraulic Research Institute, Nanjing 210029, China)

**Abstract:** Under the global climate change, the consistency of extreme precipitation series is challenged, so it is of great significance to study and analyze its inconsistency. This study integrates a variety of analysis methods to analyze the nonstationary of the annual maximum daily precipitation series of 8 stations in the middle and lower reaches of the Yangtze River from 1960 to 2020. The moving average, Mann-Kendall trend test and Pettitt mutation point test are used to analyze the trend and mutation of the annual maximum daily precipitation series of the selected stations. The GAMLSS model is used to analyze the nonstationary of the selected annual maximum daily precipitation series with time  $t$  and meteorological factors (Nino1+2, Nino3, Nino4, Nino3.4, PDO, SOI) as covariates when selecting the best fitting function to explore the law of the annual maximum precipitation series. The results show that the maximum daily precipitation of Baoshan Station and Nantong station may increase in the future while the maximum daily precipitation of Jingzhou station may decrease and tend to be flat in the future. Comparing with the distribution function fitting results with time  $t$  as a single covariate and meteorological factors as multiple covariates, the latter has a better description effect on the nonstationary of annual maximum daily precipitation series.

**Keywords:** nonstationary; extreme precipitation; GAMLSS model