

文章编号: 2096-1618(2021)04-0404-09

# 四川盆地极端降水演变特征及拟合

卢会国<sup>1,2</sup>, 张捷<sup>1</sup>, 蒋娟萍<sup>1,2</sup>, 龚诚<sup>1</sup>

(1. 成都信息工程大学电子工程学院, 四川 成都 610225; 2. 中国气象局大气探测重点开放实验室, 四川 成都 610225)

**摘要:**针对四川盆地容易出现极端降水事件的问题,利用四川和重庆共103个气象台站1985–2014年的逐日降水资料对四川盆地极端降水的时空演变特征进行分析,同时采用最大似然估计法估计广义极值模型参数,建立广义极值模型拟合四川盆地极端降水,结果表明对于平稳的极值序列,平稳的广义极值模型有较好的拟合效果;对于非平稳的极值序列,与平稳GEV模型相比,用模型参数与时间建立函数关系构建的非平稳GEV模型可以提高对极值降水的拟合效果。

**关键词:**气象学;应用气象;四川盆地;极端降水;时空演变;广义极值模型;GEV模型

**中图分类号:**P426.6

**文献标志码:**A

**doi:**10.16836/j.cnki.jcuit.2021.04.010

## 0 引言

在全球气候变暖的背景下,平均气温持续上升,水循环加剧,降水分布的不均匀性更加明显,很大程度上导致了全球范围内极端降水事件频发。而极端降水事件频发,常常伴随着洪涝、干旱等灾害发生,对自然环境和人类社会造成严重损失和重大影响。

国内外气象工作者纷纷对极端降水事件展开了广泛的研究,帮助预防和减少极端降水所导致的气象灾害。苏布达等<sup>[1]</sup>将日降水量大于95%分位点的事件定义为极端强降水事件,分析发现长江流域极端强降水有明显增强,尤其是中下游地区极端降水量和强度均有增加趋势。刘小宁<sup>[2]</sup>分析了中国暴雨频数一日最大降水强度时空特征,指出20世纪80年代后中国暴雨极端事件除华北地区外频数明显上升,强度增大。翟盘茂等<sup>[3]</sup>分析了中国北方1951–1999年极端降水的频率变化趋势,发现华北地区极端降水事件趋于减少,但中国西北地区极端降水事件趋于增多且整个北方存在雨日减少而降水强度增加的趋势。Motasem等<sup>[4]</sup>使用1992–2014年质量控制小时降水量数据集,研究了英国的年最大小时和多小时降水量累积,发现夏季短历时年最大值具有明显的季节性和优势。罗玉等<sup>[5]</sup>分析了四川盆地区域性降水及极端降水事件的时空特征,对极端降水事件发生的环流场进行合成分析,讨论其环流异常特征。

四川盆地是中国四大盆地之一,北接秦岭和大巴山,西临青藏高原,东靠巫山,南部为云贵高原,总体上呈现西北高东南低的特点。独特而复杂的地形使四川

盆地容易出现极端降水事件并受其影响,例如极端降水导致山洪、泥石流等自然灾害多发。此外,四川盆地气候温暖湿润,云低阴天多,雾大湿气重,有研究表明大气气溶胶的增加会明显增多强降水频率,这在一定程度也使四川盆地容易出现极端降水事件<sup>[6]</sup>。所以,研究四川盆地极端降水的时空演变特征,寻找影响其变化的原因,有助于提高对四川盆地极端降水事件特点的认识,可以为四川盆地的防灾减灾工作和气候预测提供一定的理论基础。

## 1 研究资料与极端降水指数

### 1.1 站点和数据选取

研究数据来源于四川盆地国家级地面气象观测站站点。在排除一些缺测及边界外的气象站点后,在四川省选取了80个台站,在重庆市选取了23个台站,共103个气象观测站的30年(1985–2014年)逐日降水数据作为研究资料,这103个气象观测站的分布如图1所示。

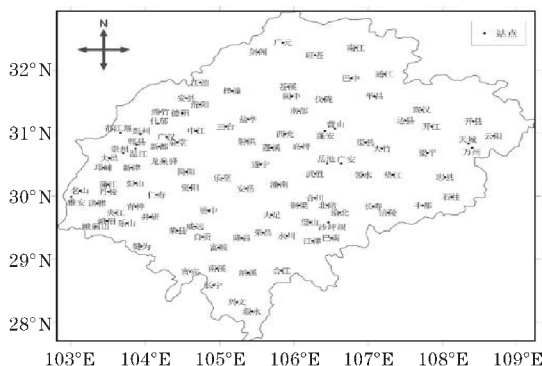


图1 选取的四川盆地气象观测站点分布图

收稿日期:2020-07-05

基金项目:四川省科技厅重点研发资助项目(2019YFG0126)

1.2 极端降水指数

极端降水事件的定义方式有很多<sup>[7-8]</sup>。为更好地描述和分析四川盆地极端降水时空演变特征,选取 6 个指数从 3 个方面对极端降水事件进行定义:PAV 和 PINT 从降水的整体情况方面进行定义;PQ95 和 PF95 从降水的相对阈值方面进行定义;PX1D 和 PX3D 从极值降水方面进行定义。

表 1 极端降水指数

极端降水指数	定义
PAV/(mm/d)	年降水量/年日数
PINT/(mm/d)	年降水量/年降水日数
PQ95/mm	95% 分位的降水量值
PF95/%	大于 95% 分位的累计降水量/年降水量
PX1D/mm	年内最大日降水量
PX3D/mm	年内最大连续 3 日累计降水量

2 研究方法

2.1 泰森多边形

泰森多边形<sup>[9]</sup>可以对空间平面进行划分,是一种基于 Delaunay 三角划分法将离散点转换为面的处理方法,应用非常广泛,具有简单、直观、合理的特点。在一定数量离散点的空间平面内,用泰森多边形法可以快速地得到每个离散点的覆盖区域。

2.2 一元线性回归

若用  $T_i$  表示某一时刻,  $X_i$  表示某一气候变量  $X$  在  $T_i$  时刻的观测值,则该气候变量的一元线性回归方程为

$$\hat{X}_i = a + b \cdot T_i \tag{1}$$

其中,  $a$  称为回归常数,  $b$  为回归系数也常被称为线性倾向率,通常用最小二乘法进行估计。

此外,通常还要引入气候变量与时间的相关系数  $R$ 。由于相关系数  $R$  的显著性与线性回归系数  $b$  的显著性具有一致性,所以可以通过相关系数  $R$  进行显著性检验来判断气候变量随时间的变化趋势是否显著。

2.3 Mann-Kendall 检验法

Mann-Kendall 检验法是一种气候统计诊断与预测技术,被广泛应用于水文气象序列的研究。Mann-Kendall 检验法中最重要的是计算统计量  $UF_k$  和  $UB_k$ <sup>[10]</sup>。最后在给定一个显著性水平  $\alpha$  的基础上,通过查询标准正态分布表,可得到临界值  $U_\alpha$  (通常取  $\alpha=0.05$ ,对

应  $U_\alpha=1.96$ ),并将临界线  $\pm U_\alpha$ 、 $UF_k$  序列和  $UB_k$  序列绘制在一张图上。通过分析  $UF_k$  和  $UB_k$  曲线图,可以得知突变开始的时间以及变化趋势。

2.4 R/S 分析法

R/S 分析法也称重标极差分析法,是一种非常重要的分形结构分析方法,被广泛应用于金融以及水文气象等领域。其基本思想<sup>[11]</sup>是改变样本序列的时间尺度,研究其在不同尺度范围内的统计规律,从而进行大小时间尺度间的相互转换。通过 Hurst 指数,可判定径流时序的状态持续性及其记忆长度。

2.5 经验正交函数分析法

经验正交函数 (EOF) 分析法<sup>[12]</sup>在提取气候变量场的时空变化特征方面有其独特的优点,一直是气象学家分析变量场特征的主要工具之一。

在进行 EOF 分析前,一般先对观测资料矩阵做矩平处理,得到矩阵  $X$ 。构造实对称矩阵  $C=XX^T$ ,则有:

$$C=V\Lambda V^T \tag{2}$$

其中,  $V$  的列是  $C$  的特征向量,  $V$  也是待求的空间函数。  $\Lambda$  是对角矩阵,其主对角线是  $C$  的特征值。

为了判别分解出的经验正交函数是有物理意义的信号还是噪声,可以进行 North 检验。特别是当变量场的站点数  $m$  大于时间点  $n$  时, North 检验变得更加重要。

2.6 广义极值模型

广义极值<sup>[13]</sup>分布 (GEV) 是一套较完整的极值分布体系,涵盖了 3 种极值分布,可以避免单独采用一种极值分布所造成的不足。根据极值理论, GEV 分布可以为区组最大值序列提供一个理想的模型。广义极值分布的分布函数为

$$F(x) = \exp[-(1+\xi(x-\mu)/\sigma)^{-1/\xi}] \tag{3}$$

其中:  $x$  是区段最大值数据;  $\xi$  是形状参数,决定极值分布曲线类型;  $\sigma$  是尺度参数,决定变量范围的大小;  $\mu$  是位置参数,决定变量的基本大小。根据形状参数  $\xi$  的值可分为 3 种极值分布<sup>[14]</sup>。

3 四川盆地极端降水时空变化特征分析

3.1 盆地极端降水指数的时间变化特征

如图 2 所示,四川盆地的 6 个极端降水指数都呈增加趋势。图 2(a) 中,多年平均 PAV 值为 2.9 mm/d;

1998 年 PAV 最大为3.48 mm/d;1997 年 PAV 最小,达到2.29 mm/d。根据 MK 检验的结果可得,无显著趋势和突变。图 2 (b) 中,多年平均 PINT 值为 7.38 mm/d;1998 年 PINT 最大为9.42 mm/d;1997 年 PINT 最小,达到5.71 mm/d。经过 MK 检验得, $Z$  值为 1.963,增长趋势达到了0.05显著性水平;突变时间为 2009 年。在突变前时间段内,即 1985–2009 年,多年平均 PINT 值为7.26 mm/d;在突变后时间段内,即 2009–2014 年,多年平均 PINT 值为7.85 mm/d。图 2(c) 中,多年平均 PQ95 值为32.96 mm;1998 年 PQ95 最大为43.05 mm;1997 年 PQ95 最小,24.45 mm。根据 MK 检验的结果可知无显著趋势和突变。图 2(d) 中,多年平均 PF95 值为 38.19%;1991 年 PF95 最大,为 41.98%;1992 年 PF95 最小,为34.80%。根据 MK 检验的结果可知无显著趋势和突变。图 2(e) 中,盆地 PX1D 和 PX3D 指数随时间的变化情况很相似,增长趋

势都达到了0.1显著水平。经过 MK 检验得,PX1D 指数无显著趋势和突变。PX3D 指数的  $Z$  值为 2.03,增长趋势达到了0.05显著水平;突变时间为 2009 年。在突变前时间段内,即 1985–2009 年,多年平均 PF95 值为122.6 mm;在突变后时间段内,即 2009–2014 年,多年平均 PF95 值为146.7 mm。

表2 四川盆地极端降水指数表

极端降水指数	气候倾向率/ (mm/10a)	相关系数 $R$	是否达到0.05 显著水平
PAV	0.02	0.0694	否
PINT	0.25	0.2851	否
PQ95	1.17	0.2733	否
PF95	0.27	0.1287	否
PX1D	0.3402	0.9052	是
PX3D	0.3384	0.9052	是

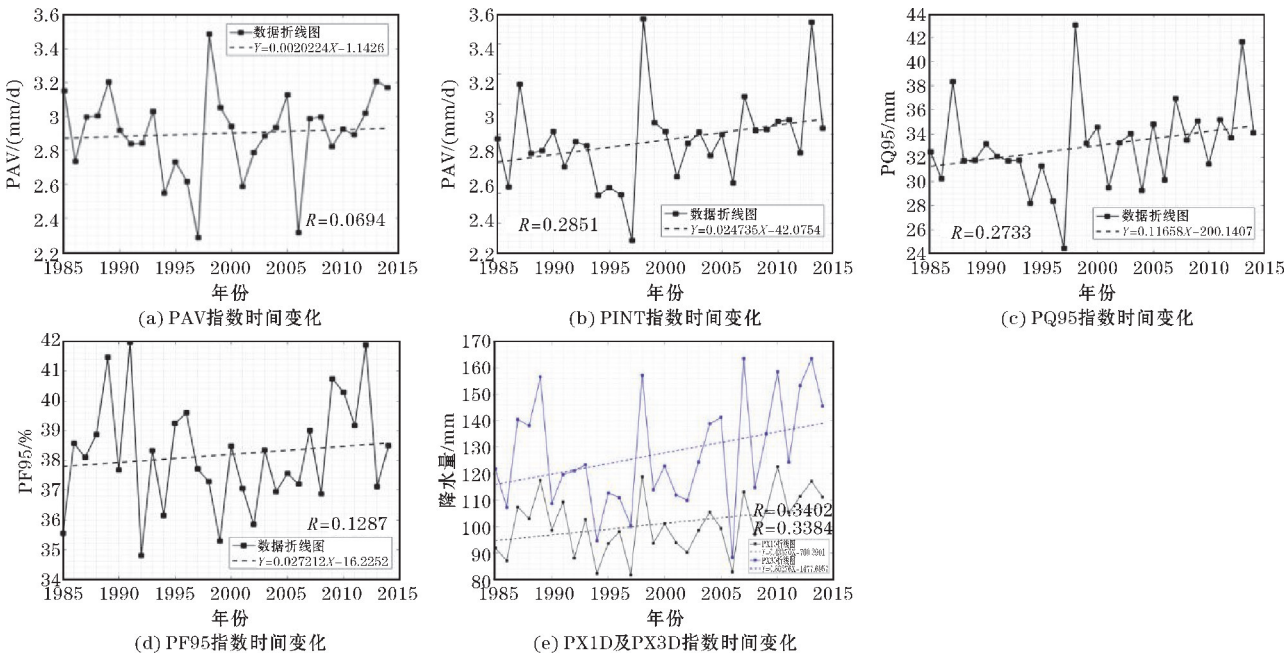


图2 四川盆地极端降水指数的时间变化

3.2 盆地极端降水指数的空间变化特征

对各站点 30 年的极端降水指数取多年平均值,再用反距离加权插值法进行插值,得到四川盆地极端降水指数的空间分布(图 3)。可以看出,四川盆地多年平均年降水量以广汉、金堂和简阳站为中心,向四周逐渐增大,具有空间渐变性。

如图 4(a)、(b)所示,多年平均 PINT 指数的空间分布特征和多年平均 PQ95 指数很相似,都有明显的空间渐变性:从盆地的东北部到西南部,多年平均

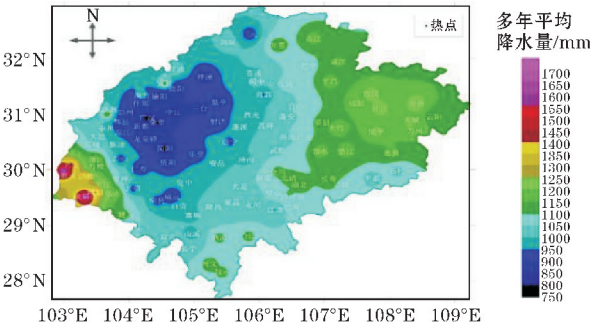


图3 盆地多年平均年降水量的空间分布



PINT 指数值逐渐减小。如图 4(c) 所示,多年平均 PF95 指数呈现一种从盆地西部至东部逐渐减小的特征,存在明显的东西差异。此外,从多年平均 PF95 的最小值大于 31% 可以得出;四川盆地降水的重要组成部分是极端降水。如图 4(d) 所示,盆地大部分区域的

多年平均 PX1D 指数值在 95 ~ 110 mm,小部分区域在 80 ~ 95 mm。盆地北部的多年平均 PX1D 值大于盆地南部的。由于 PX1D 和 PX3D 的空间变化特征很相似,所以此处省略多年平均 PX3D 的空间分布。

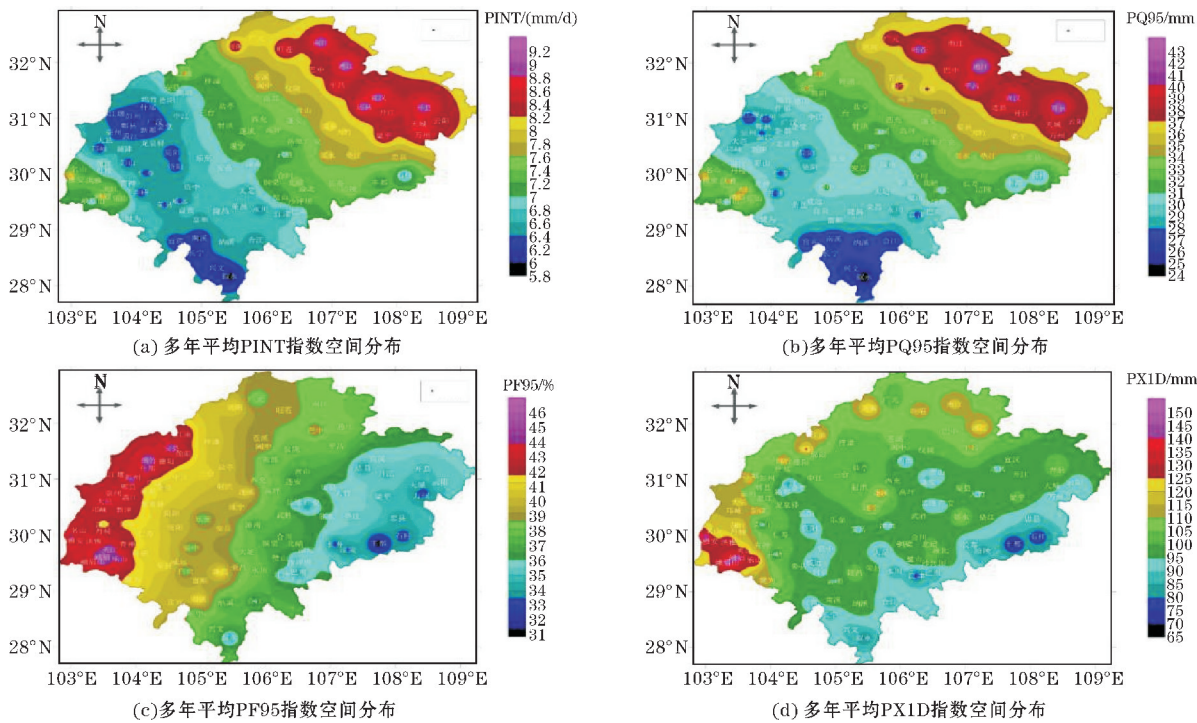


图 4 四川盆地极端降水指数的空间变化

3.3 盆地极端降水指数的 EOF 分析

EOF 法可以将原变量场进行时空分解,把原变量场的主要信息浓缩在几个主要模态上。使用 EOF 法分析 PINT 指数,对四川盆地极端降水指数的时空变化特征进行整体分析。在 EOF 分析后,通过比较特征向量对原变量场的贡献率和 North 检验的结果,选择了第一和第二模态展示。

第一特征向量对原变量场的贡献率为33.95%。从图 5(a) 可以看出,第一特征向量各分量都是负值,则表明盆地内 PINT 的变化趋势基本一致,并且呈现出一种以剑阁站为中心向四周增大的空间分布特征。如图 4(b) 所示,第一时间系数呈减少趋势,气候倾向率为-2.52/10 a。相关系数  $R$  值为-0.2777,减小趋势未达到0.05显著性水平。2000 年以后,时间系数有显著减小趋势,达到0.02显著性水平。

第二特征向量对原变量场的贡献率为 15.84%。从图 6(a) 可以看出,盆地的东北部表现为负值区,盆地的西南部表现为正值区,则表明盆地内 PINT 的变化趋势在空间上有显著区别,即呈现西南和东北相反的空间分布。如图 6(b) 所示,第二时间系数呈减

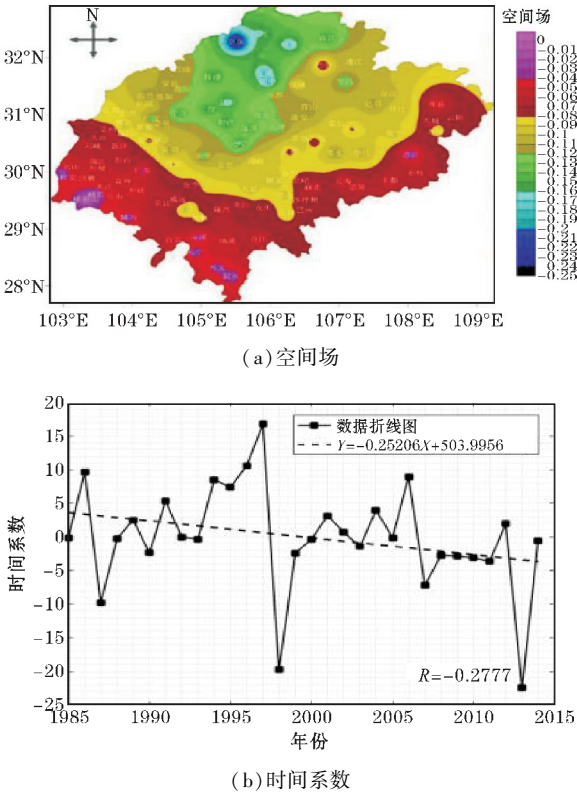


图 5 四川盆地 PINT 指数 EOF 分析的第一模态

少趋势,气候倾向率为 $-1.38/10\text{ a}$ 。相关系数  $R$  为 $-0.2230$ ,减小趋势未达到 $0.05$ 显著性水平。

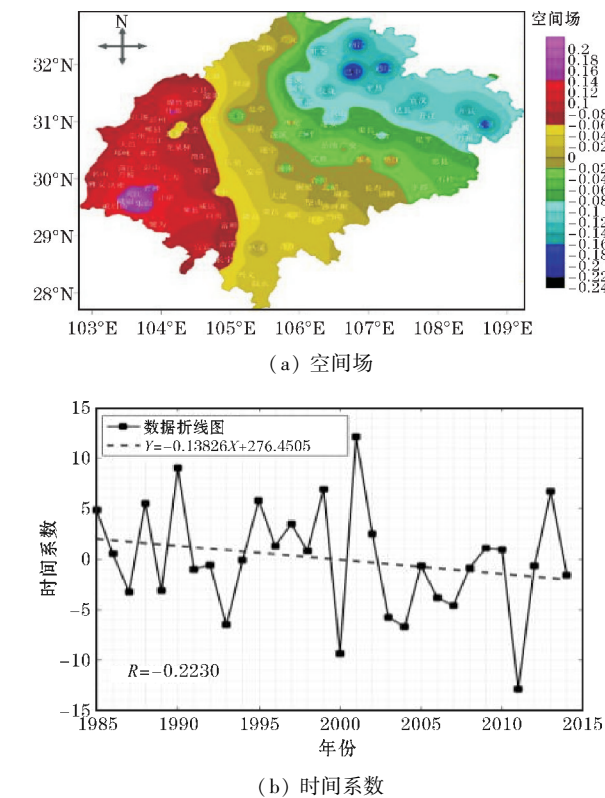


图 6 四川盆地 PINT 指数 EOF 分析的第二模态

将时间系数和空间场结合分析:对于第一模态,当时间系数大于 $0$ 时,盆地内 PINT 指数值是减小的;当时间系数小于 $0$ 时,情况与上面相反。此外,因为第一时间系数总体呈下降趋势,所以盆地内 PINT 指数值在总体上增加。对于第二模态,当时间系数大于 $0$ 时,盆地西南部的 PINT 指数值增大,盆地东北部的 PINT 指数值减小;当时间系数小于 $0$ 时,情况与上面相反。另外,因为第二时间系数总体呈下降趋势,所以盆地西南部的 PINT 指数值在总体上减小,盆地东北部的 PINT 指数值在总体上增大,这在气候变化上体现了四川盆地西南部的极端降水总体趋于减少,而盆地东北部的极端降水总体趋于增加的特点。

3.4 盆地极端降水指数的 R/S 分析

为探究四川盆地极端降水的未来变化趋势,使用 R/S 分析法分析四川盆地各站点的极端降水指数。

由表 3 可得,所有盆地极端降水指数的 Hurst 值均大于 $0.5$ ,表示所有极端降水指数的未来变化趋势都与过去变化趋势相同。其中, PX3D 和 PF95 的 Hurst 值最大,达到了 $0.78$ ; PAV 的 Hurst 值最小,为 $0.62$ 。此外,对于四川盆地内各站点极端降水指数的 Hurst 值,所有的极端降水指数 Hurst 值大于 $0.5$ 的站点比例都大于 $83\%$ ,这说明在总体上,盆地极端降水指数未

来变化趋势的空间分布与过去变化趋势的空间分布一致。其中, PX1D 的站点比例最大,为 $92.2\%$ , PF95 的站点比例最小,为 $83.5\%$ 。

表 3 四川盆地极端降水指数的 Hurst 值

极端降水 指数	盆地极端降水 指数 Hurst 值	Hurst>0.5 的 占比/%
PAV	0.62	89.3
PINT	0.70	89.3
PQ95	0.70	90.3
PF95	0.78	83.5
PX1D	0.77	92.2
PX3D	0.78	89.3

3.5 盆地极端降水发生时间的时空变化特征分析

首先,将 PX1D 的发生时间视为极端降水的发生时间,这里 PX1D 的发生时间是指年内最大降水日在年内的天数。用泰森多边形法得到的权重,对各站点的极端降水发生时间进行加权平均,得到盆地极端降水发生时间。如图 7 所示,盆地极端降水发生时间呈增加趋势,气候倾向率为 $4.87/(d/10\text{ a})$ 。相关系数  $R$  为 $0.4083$ ,增长趋势达到了 $0.05$ 显著水平,根据 MK 检验的结果可得,  $Z$  值为 $2.1409$ ,增长趋势达到了 $0.05$ 显著水平,突变时间为 $1997$ 年。在 $1997-2014$ 年,极端降水发生时间为第 $207$ 天。(2000 年以后,有减小趋势,未达到 $0.05$ 显著水平)

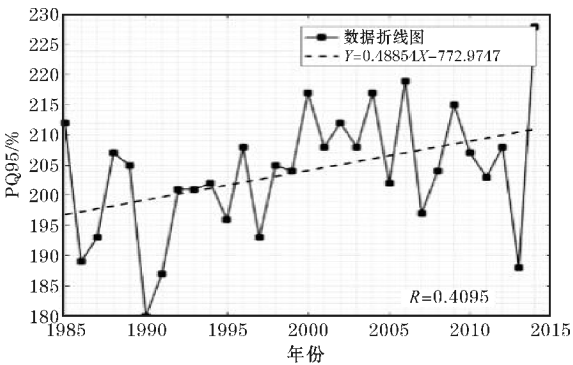


图 7 盆地极端降水发生时间的变化图

由于极端降水发生时间的周期性,直接取算术均值不太合理,而应该用圆形分布统计法求各站点极端降水发生时间的平均值。随后,用反距离加权插值法进行插值,得到四川盆地极端降水指数的空间分布图。如图 8 所示,平均极端降水发生时间以巴南站为中心,向四周逐渐推迟,有空间渐变性。其中,巴南站的平均极端降水发生时间最小,为第 $178$ 天( $6$ 月 $27$ 日),绵竹站的平均极端降水发生时间最大,为第 $221$ 天( $8$ 月 $9$ 日)。



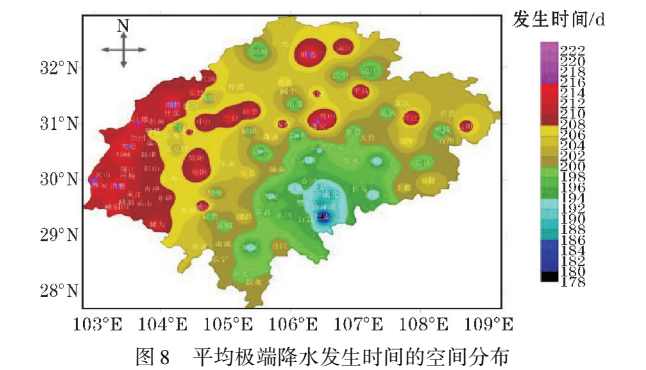


图 8 平均极端降水发生时间的空间分布

为直观地展现极端降水发生时间变化趋势的空间分布特征,对各站点的极端降水发生时间的时间序列进行相关分析,用得到的相关系数进行反距离加权插值,得到极端降水发生时间与年份间相关系数的空间分布图。如图 9 所示,大部分地区相关系数值大于 0,即大部分区域极端降水发生时间随年份增加而推迟;小部分地区相关系数小于 0,即小部分地区极端降水发生时间随年份增加而提前,其主要位于盆地西部。其中,显著性水平在 0.05 及以上的站点不多,乐至站的相关系数最大,为 0.52,达到了 0.005 显著性水平;井研站的相关系数最小,为 -0.28,未达到 0.05 显著性水平。

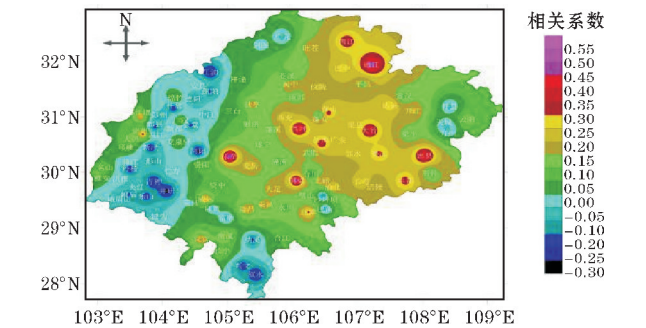


图 9 极端降水发生时间与年份间相关系数的空间分布

4 四川盆地极值降水拟合

选用四川盆地 PX3D 指数作为极值数据,符合极值理论对数据的要求。由于 PX3D 指数是使用区组最大值法选出的,那么该极值数据服从 GEV 分布。此外,由于极值序列的平稳性会影响 GEV 模型的拟合效果。因此,在经过平稳性检测后,对平稳的极值序列用平稳的 GEV 模型来拟合,对非平稳的极值序列用非平稳的 GEV 模型来拟合。

使用一元线性回归和 Mann-Kendall 检验法选取 95% 的置信区间对四川盆地内每个站点的极值序列 (PX3D) 进行分析;如果一个站点存在显著趋势或突变,就认为它是不平稳的。由 PX3D 极值序列的平稳性检测结果可得,由 12 个站点存在显著趋势,分别是阆中、仪陇、蓬溪、乐至、巴中、苍溪、通江、南江、射洪、高坪、绵阳和营山站,在其中又有 6 个站点存在突变,即仪陇、绵阳、阆中、蓬溪、营山和苍溪站。因此,对于所分析的四川盆地 103 个站,有 85 个站是平稳的,18

个站是不平稳的,即四川盆地内大部分台站的 PX3D 时间序列是平稳的,见表 4。

表 4 各站点 PX3D 序列的线性回归和 MK 趋势检验

站名	F 检验 p 值	MK 检验 Z 值	站名	F 检验 p 值	MK 检验 Z 值
崇州	0.84	-0.250	彭山	0.38	1.142
都江堰	0.33	0.071	简阳	0.91	-0.036
江油	0.16	1.766	资阳	0.52	-0.785
德阳	0.97	-0.678	夹江	0.18	-1.641
新津	0.09	-1.392	峨眉山	0.17	-1.427
邛崃	0.78	-0.571	井研	0.35	-0.928
雅安	0.39	0.482	威远	0.63	0.036
广汉	0.90	0.071	宜宾	0.27	-0.749
仁寿	0.91	-0.071	长宁	0.90	-0.214
丹棱	0.93	-0.303	南江	0.04	1.427
峨眉	0.32	-0.250	梓潼	0.25	0.999
犍为	0.68	-0.428	盐亭	0.61	-0.446
荣县	0.46	0.571	南部	0.66	0.178
富顺	0.40	0.500	营山	0.06	2.070
兴文	0.81	0.446	宣汉	0.21	1.178
剑阁	0.17	1.249	开县	0.71	-0.143
苍溪	0.03	2.034	蓬溪	0.02	2.284
三台	0.76	0.357	安岳	0.12	0.928
巴中	0.02	1.320	渠县	0.08	1.606
蓬安	0.28	0.785	邻水	0.68	-0.178
平昌	0.14	1.213	垫江	0.42	-1.070
开江	0.65	-0.999	万州	0.33	-0.321
射洪	0.04	1.820	大足	0.47	0.250
乐至	0.02	1.909	隆昌	0.40	-0.018
高坪	0.05	1.784	合川	0.72	0.036
广安	0.49	0.143	沙坪坝	0.14	1.374
大竹	0.91	0.107	长寿	0.65	0.232
天城	0.14	-1.285	合江	0.29	-1.392
石柱	0.99	0.071	温江	0.69	0.107
永川	0.40	0.624	安县	0.37	-0.250
北碚	0.85	0.125	什邡	0.91	0.036
璧山	0.28	0.999	郫县	0.70	0.178
巴南	0.39	0.571	蒲江	0.83	0.393
丰都	0.41	1.213	龙泉驿	0.86	-0.143
叙永	0.54	1.124	新都	0.59	0.589
绵竹	0.61	-0.446	金堂	0.79	-0.250
彭州	0.72	-0.535	洪雅	0.57	-0.375
绵阳	0.20	2.391	青神	0.85	0.071
中江	0.87	-0.214	乐山	0.32	0.642
名山	0.32	0.999	资中	0.31	0.874
大邑	0.18	0.285	自贡	0.74	-0.107
南溪	0.33	-1.534	岳池	0.28	1.748
广元	0.22	0.821	武胜	0.95	0.749
旺苍	0.19	0.785	梁平	0.26	-0.393
阆中	0.01	2.355	忠县	0.63	-0.357
西充	0.82	0.214	荣昌	0.34	0.642
仪陇	0.01	2.605	铜梁	0.12	0.946
通江	0.03	1.606	渝北	0.47	0.250
达县	0.22	1.178	江津	0.36	0.464
云阳	0.47	-0.678	涪陵	0.99	-0.607
遂宁	0.09	0.999	纳溪	0.92	-0.214
潼南	0.80	0.589			

#### 4.1 平稳的 GEV 模型

平稳 GEV 模型具有 3 个模型参数,且都是常数。其中形状参数  $\xi$  决定了极值分布的曲线类型。

从图 10 中可以看出,四川盆地内大部分区域的形状参数  $\xi > 0$ ,大部分区域的极值序列服从 Fréchet 分布,小部分区域的形状参数  $\xi < 0$ ,大部分区域的极值序列服从 Weibull 分布。

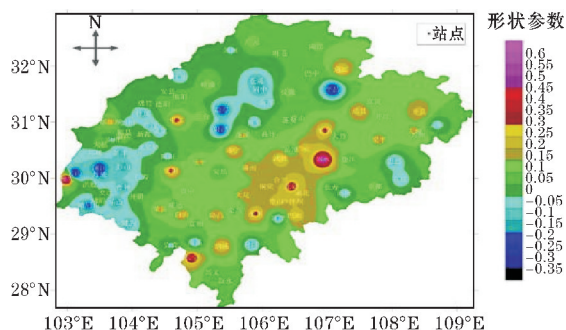


图 10 四川盆地 PX3D 平稳 GEV 模型形状参数  $\xi$  的空间分布图

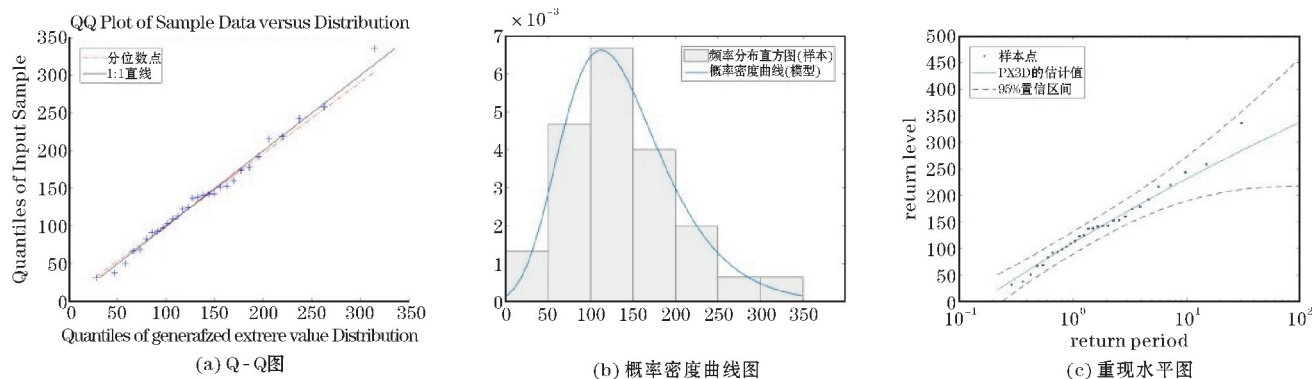
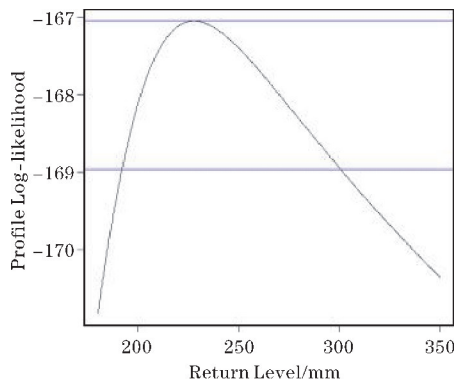


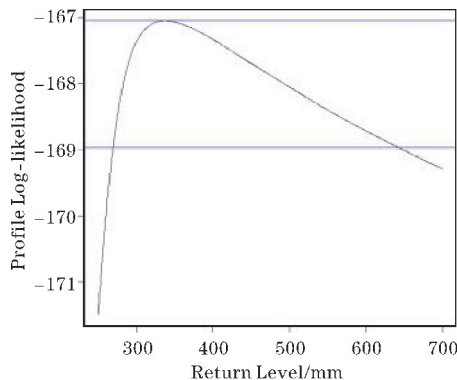
图 11 检验彭州站 GEV 模型的拟合效果(时间与位置参数  $\mu$  呈线性关系)

平稳 GEV 模型的通常应用是绘制多年一遇图。图 12 是 10 年一遇和 100 年一遇图。从图 12 (a) 可得,上面蓝色水平线与轮廓似然函数曲线的交点的横轴数值就是 10 年重现期对应的重现水平,值为 227.8 mm;下面蓝色水平线与轮廓似然函数曲线的交点的横轴数值就是 95% 置信区间,值为 (109.2 mm,

300.4 mm)。从图 12 (b) 可得 100 年重现期对应的重现水平值为 337.3 mm,95% 置信区间为 (268.5 mm, 643.4 mm)。将两图相比较得,100 年一遇的情况下不对称性显然更显著,这点和实际也相吻合,因为重现期越大,极值序列提供的信息越微弱,不确定性也更大。



(a) 10 年一遇图



(b) 100 年一遇图

图 12 彭州站多年一遇图

综上所述,Q-Q 图、密度函数图和重现水平图都验证了平稳 GEV 模型对彭州站 PX3D 极值序列的拟合效果很好。四川盆地内其他站点的拟合情况和彭州站的相似,所以平稳 GEV 模型也能有效地拟合其他站点的 PX3D 极值序列。

4.2 非平稳的 GEV 模型

根据极值降水序列的平稳性检测结果,阆中和仪陇等站点的 PX3D 时间序列是不平稳的。以仪陇站点为例,将时间分别作为位置参数  $\mu$  和比例参数  $\sigma$  的协变量来构建非平稳的 GEV 模型,对仪陇站进行极值降水拟合。

将位置参数  $\mu$  与时间建立线性函数关系,构建非平稳的 GEV 模型。用最大似然估计法来估计模型参数,结果分别为: $a$  值为 86.96 (16.99),  $b$  值为 1.39 (1.05), 比例参数  $\sigma$  为 39.53 (5.90), 形状参数  $\xi$  为 0.09 (0.12), 括号内的数值为标准误差。之后,对建立的非平稳的 GEV 模型进行诊断,诊断图如图 13 所示。此外,通过似

然比检验法,将非平稳 GEV 模型与平稳 GEV 模型相比较。其中,似然比为 1.79,说明相较于平稳 GEV 模型,以时间作为位置参数  $\mu$  协变量的非平稳 GEV 模型对仪陇站的拟合效果有一定的提升,但是未达到 0.05 显著性水平(自由度为 1 的卡方临界值为 3.84)。

将比例参数  $\sigma$  与时间建立线性函数关系,构建非平稳的 GEV 模型。用最大似然估计法来估计模型参数,其结果分别为:位置参数  $\mu$  为 104.14 (3.98),  $c$  值为 3.48 (3.17),  $d$  值为 2.53 (0.52), 形状参数  $\xi$  为 -0.06 (0.11)。以时间作为比例参数  $\sigma$  协变量构建的非平稳 GEV 模型的诊断图如图 14(a) 所示。经过似然比检验,似然比 12.96,说明以时间作为比例参数  $\sigma$  协变量的非平稳 GEV 模型对仪陇站的拟合效果明显优于平稳 GEV 模型,达到了 0.05 显著性水平。

综上所述,对于非平稳的极值序列,与平稳 GEV 模型相比,模型参数与时间建立函数关系构建的非平稳 GEV 模型可以提高对极值降水的拟合效果。此外,还可以估计不同重现下随时间变化的极值降水重现水平。

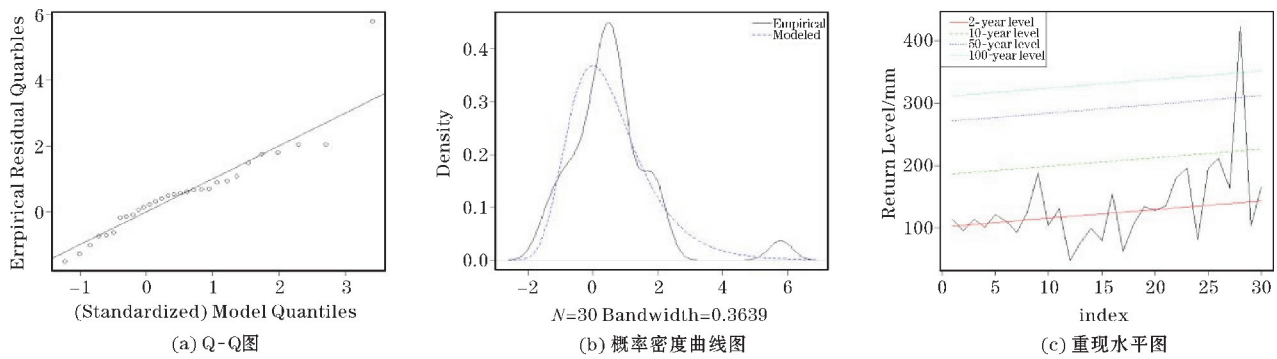


图 13 检验仪陇站 GEV 模型的拟合效果(时间与位置参数  $\mu$  呈线性关系)

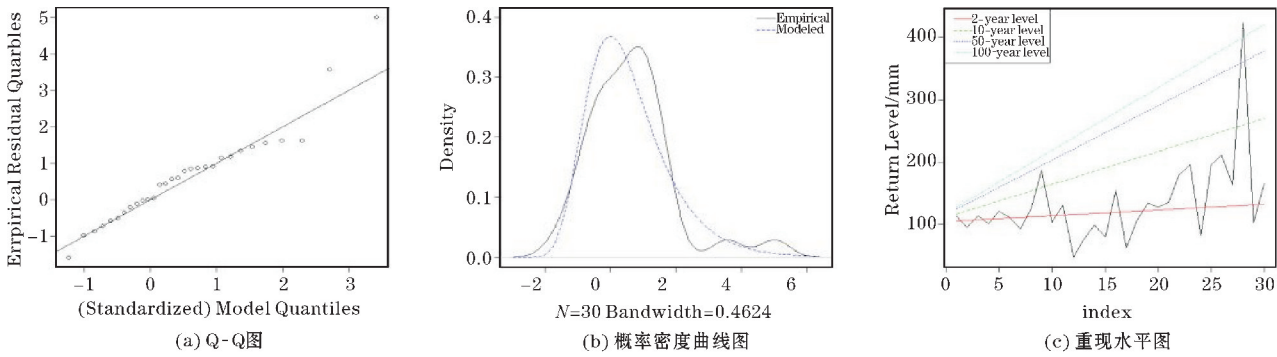


图 14 检验仪陇站 GEV 模型的拟合效果(时间与比例参数  $\sigma$  呈线性关系)

5 总结与展望

利用四川盆地内共计 103 个气象台站 1985-2014 年的逐日降水资料,从 3 个方面共选取了 6 个极端降水指数,借助线性回归、Mann-Kendall 检验法和 EOF 分析等方法,分析了四川盆地极端降水强度、量级和频次等时空演变特征。此外,为了拟合四川盆地的极值降水情况,将 PX3D 时间序列作为极值序列,选用基于最大似

然估计法的 GEV 模型来分析,结果表明:

从时间角度看,四川盆地极端降水强度和贡献率有上升趋势;从空间角度看,四川盆地极端降水强度总体上呈现东北部向西南部逐渐减小的空间分布特点,而降水贡献率总体上呈现西部向东部逐渐减小的空间分布特点;四川盆地内所有极端降水指数未来变化趋势与过去变化趋势相一致;对于 EOF 第一模态,空间场呈现东部和西部相反的空间分布,时间系数呈显著减少趋势,对于第二模态,空间场具有基本的一致性,



时间系数呈显著减少趋势。

从四川盆地极端降水发生时间角度来看,四川盆地极端降水发生时间有显著推迟趋势,达到了0.05显著性水平,且发生时间主要集中在7月中下旬左右。但是,在2000–2014年,极端降水发生时间有减小趋势(未达到0.05显著性水平);从空间角度来看,四川盆地大部分区域极端降水发生时间随年份增加而推迟,小部分区域(主要在西部)极端降水发生时间随年份增加而提前。

四川盆地内大部分台站的PX3D时间序列是平稳的。从拟合效果来看,平稳的广义极值模型对这些极值序列有较好的拟合效果。对于非平稳的极值序列,与平稳GEV模型相比,用模型参数与时间建立函数关系构建的非平稳GEV模型可以提高对极值降水的拟合效果。

本研究虽然借助Mann-Kendall检验法来检验时间序列是否存在突变,但是方法单一,存在不足。可以考虑使用其他突变检验的方法。在拟合极值降水时,使用的是基于区段最大值法获取极值数据的GEV模型。但是,有研究表明<sup>[15]</sup>基于POT法获取极值数据的GPD模型可以更加准确描述极端降水事件,因此未来可以使用GPD等模型与GEV模型开展极值降水拟合的对比研究。

## 参考文献:

- [1] 苏布达,姜彤,任国玉,等.长江流域1960–2004年极端强降水时空变化趋势[J].气候变化研究进展,2006(1):9–14.
- [2] 刘小宁.我国暴雨极端事件的气候变化特征[J].灾害学,1999(1):54–59.
- [3] 翟盘茂,潘晓华.中国北方近50年温度和降水极端事件变化[J].地理学报,2003(S1):1–10.
- [4] Motasem M Darwish, Hayley J Fowler, Stephen

Blenkinsop, et al. A regional frequency analysis of UK sub-daily extreme precipitation and assessment of their seasonality[J]. International Journal of Climatology, 2018, 38(13).

- [5] 罗玉,陈超,马振峰,等.四川盆地夏季区域性极端降水事件特征及其成因[J].西南大学学报(自然科学版),2019,41(5):128–138.
- [6] 段静鑫.四川盆地降水时空变化特征及其对地形和大气气溶胶变化的响应[D].南京:南京信息工程大学,2018.
- [7] 高涛,谢立安.近50年来中国极端降水趋势与物理成因研究综述[J].地球科学进展,2014,29(5):577–589.
- [8] 庞波,毛文书,张禄英.近50年内蒙古夏季降水气候特征分析[J].成都信息工程大学学报,2019(4):428–434.
- [9] 陈晨,汪涛,徐贵泉.基于泰森多边形算法的闵行区雨量分析[J].上海水务,2019,35(2):21–23.
- [10] 罗倩,李谢辉,王磊,等.四川省1960–2017年旱涝时空变化特征分析[J].成都信息工程大学学报,2020,35(2):214–220.
- [11] 燕爱玲,黄强,刘招,等.R/S法的径流时序复杂性研究[J].应用科学学报,2007(2):214–217.
- [12] 赵嘉阳,王文辉,靳全锋,等.基于EOF的福建省降水量时空变化特征分析[J].重庆理工大学学报(自然科学),2017,31(2):73–79.
- [13] 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.
- [14] 陈兴旺.广义极值分布理论在重现期计算的应用[J].气象与减灾研究,2008,31(4):52–54.
- [15] Lazoglou G, Anagnostopoulou C, Tolika K, et al. A review of statistical methods to analyze extreme precipitation and temperature events in the Mediterranean region[J]. Theor Appl Climatol, 2019, 136:99–117.

## The Research of Observation Data Correction based on Convex Optimization Theory

LU Huiguo<sup>1,2</sup>, ZHANG Jie<sup>1</sup>, JIANG Juanping<sup>1,2</sup>, GONG Cheng<sup>1</sup>

(College of Electronic Engineering, Chengdu University of Information Technology, Chengdu 6100225, China)

**Abstract:** Aiming at the problem of extreme precipitation events in the Sichuan Basin, the daily precipitation data of 103 meteorological stations in Sichuan and Chongqing from 1985 to 2014 were used to analyze the temporal and spatial evolution characteristics of extreme precipitation in the Sichuan Basin. At the same time, the maximum likelihood estimation method was used to estimate the generalized extremum model parameters, establish a generalized extremum model to fit the extreme precipitation in the Sichuan Basin. The results show that for stationary extreme value series, the stationary generalized extreme value model has a good fitting effect; for non-stationary extreme value series, compared with the stationary GEV model, the non-stationary GEV model constructed by establishing a functional relationship between model parameters and time can improve the fitting effect of extreme precipitation.

**Keywords:** meteorology; applied meteorology; Sichuan basin; extreme precipitation; spatio-temporal evolution; generalized extreme value model; GEV model