

---

# 1951~2013年江苏省极端最高和最低气温变化趋势及概率特征\*<sup>1</sup>

尹义星<sup>1</sup> 王小军<sup>2,3</sup> 叶正伟<sup>4</sup> 焦士兴<sup>5</sup> 潘欣<sup>1</sup>

(1. 南京信息工程大学水文气象学院, 江苏南京 210044;

2. 南京水利科学研究院水文水资源与水利工程科学国家重点实验室, 江苏南京 210029;

3. 水利部应对气候变化研究中心, 江苏南京, 210029;

4. 淮阴师范学院城市与环境学院, 江苏淮安 223300;

5. 安阳师范学院资源环境与旅游学院, 河南安阳 455002)

**【摘要】**:选用江苏省13个气象站1951~2013年的日最高、最低气温资料,采用RClimDex软件包提取极端气温指数,并借助线性倾向估计、改进的Mann-Kendall趋势和突变检验、GEV模型等方法研究极端气温的趋势和概率特征,并基于ArcGIS对百年一遇的极端气温进行空间分布特征的分析。结果表明:(1)以最高气温来度量的冰冻日数和冷昼日数呈下降趋势,夏季日数和暖昼日数呈上升趋势;以最低气温来度量的霜冻日数和冷夜日数呈下降趋势,炎热夜数和暖夜日数呈上升趋势。(2)改进的Mann-Kendall检验表明,极端最高气温的上升趋势弱于最低气温,极端最高气温主要在2000年左右发生突变,而最低气温的突变主要发生在1980年代。(3)基于平稳和非平稳GEV模型得到极端最高和最低气温的重现水平,其中非平稳模型的重现水平随序列存在的趋势而变化。(4)江苏省百年一遇极端最高气温的空间分布由西到东递减,最低气温则呈现由西北到东南递增的变化。

**【关键词】**:极端最高气温;极端最低气温;改进的Mann-Kendall检验;概率特征

**【中图分类号】**:P423 **【文献标识码】**:A **【文章编号】**:1004-8227(2018)06-1351-10

DOI:10.11870/cjlyzyyhj201806019

---

<sup>1</sup> 收稿日期:2017-07-20; 修回日期:2017-09-21

**基金项目**:国家自然科学基金(41671022, 41471425);江苏省普通高校自然科学研究项目(15KJB170014);国家“万人计划”青年拔尖人才支持计划;江苏省“333高层次人才培养工程”专项资金;中央财政水资源节约、管理与保护项目(126302001000160081)

**作者简介**:尹义星(1974~),男,博士,副教授,主要从事水文气象学方面的研究。E-mail:yinyx@nuist.edu.cn

在当前全球气候变化的大背景下，关于极端气候的研究极为重要，而极端气温的时空演变特征也引起国内外学者越来越多的关注。Alexander 等<sup>[1]</sup>研究表明 1951~2003 年期间全球超过 70% 的地区都呈冷夜显著下降、暖夜显著上升趋势；Choi 等<sup>[2]</sup>研究亚太地区的极端气温事件，表明有类似的规律；Klein 等<sup>[3]</sup>利用极端气候指数探讨了欧洲地区极端气温事件的变化趋势；Gruza 等<sup>[4]</sup>研究显示俄罗斯联邦的极端高温天数呈显著上升趋势。同时，国内也大量开展了关于极端气温的研究。中国极端气温的变化总体上与全球极端气温的变化具有一致性，但也存在较大的季节和区域性差异。翟盘茂等<sup>[5]</sup>对我国北方近 50a 的极端气温研究表明，极端最低及最高气温均趋于上升；唐红玉等<sup>[6]</sup>研究表明，在年和季节尺度上，我国平均最低气温的上升幅度均显著高于平均最高气温的升幅；文献<sup>[7]</sup>研究显示，近 50a 我国西南 4 个省份的极端最高和最低气温事件分别呈上升和下降趋势，但也存在相反的情况。文献<sup>[8]</sup>分析了近 20a 江苏省平均和极端气温的趋势，及对水稻和小麦产量的影响。

江苏省是一个农业大省，极端气温事件的发生对农业生产具有很大影响，研究江苏省的极端气温具有重要的意义。学者们对该省极端气温的变化特征已经展开了不少研究，如朱定真等<sup>[9]</sup>分析了江苏省冬夏两季日极端气温变化的振动模态和时空特征；潘敖大等<sup>[10]</sup>采用江苏省 1960~2004 年的日最高最低气温资料，分析了极端高温和极端低温的变化特征。王跃男等<sup>[11]</sup>借助于集中度和集中期的方法，探讨了江苏省夏季高温过程的集中度和集中期特征，并分析二者与降水量的关系。

开展区域极端气温变化趋势和概率特征方面的研究，对政府部门制定区域农业发展政策和可持续发展具有重要意义。然而，极端气温序列往往具有比较显著的自相关特征，已有很多研究没有对序列存在的自相关进行处理而直接分析趋势特征，其结果可能存在较大的偏差；同时，极端气温序列往往存在较显著的趋势，即具有非平稳特征，因此在分析其概率特征时，应该借助非平稳的极值模型，而不是直接采用平稳的极值模型。针对上述两点当前研究中存在的不足，本文借助 RCLimDex 软件，基于改进的 Mann-Kendall 趋势和突变检验、平稳和非平稳 GEV 模型，并结合 ARCGIS 平台来分析江苏省极端气温的变化趋势和概率特征。

## 1 资料与方法

### 1.1 资料选取

选用江苏省 13 个国家基准和基本气象站点 1951~2013 年的逐日最高、最低气温资料，各序列长度均大于 30a (各站起点年份不同，除淮阴站截止于 2001 年外，其他均截止于 2013 年)。13 个气象站点的位置及空间分布，可见图 3 及图 9。对各站的逐日气温资料进行质量控制，运用 RCLimDex 软件包读入测站气温资料的文本文件，软件将对文件数据进行检验处理。

### 1.2 研究方法

#### 1.2.1 RCLimDex 软件极端气候指数

RCLimDex 是由张学斌等基于 R 语言研发的，计算极端气候指数的高品质软件包。其极端气候指数共计 27 个，包含 16 个极端气温指数。本文选取其中的 5 个最低气温指数和 5 个最高气温指数，分别为霜冻日数 FD0、炎热夜数 TR20、冷夜日数 TN10p、暖夜日数 TN90p、极端最低气温 TNn、冰冻日数 ID0、夏季日数 SC25、冷昼日数 TX10p、暖昼日数 TX90p 和极端最高气温 TXx (具体定义可参考文献<sup>[12]</sup>)。需要说明的是，RCLim-Dex 软件中原定义为月最低(高)气温、最小(大)值，本文修改为年值。

#### 1.2.2 改进的 Mann-Kendall 检验

由于最高和最低气温序列往往具有较高的自相关系数，因此在进行趋势前需要对存在显著自相关的序列进行处理，从而改进 Mann-Kendall 趋势检验方法。根据文献<sup>[13]</sup>，本文 Mann-Kendall 检验的过程如下：

首先，计算序列的自相关系数(1阶)和 Sen 坡度，以确定进行预置白处理的必要性。文献<sup>[14]</sup>指出，如样本容量不小于 50，同时 Sen 坡度不小于 0.01，无需预置白处理。计算 Sen 坡度之前先将数据标准化，即将序列除以其平均值，这样得到的新数据，其均值为 1，且可以保持原数据的特性。Sen 坡度由下述公式进行计算：

$$\beta = \text{median} \left[ \frac{X_j - X_i}{j - i} \right] \quad (1)$$

式中： $1 < i < j < n$  ( $n$  是序列长度)， $\beta$  为 Sen 坡度值。

其次，采用预置白方法去除序列中的自相关项(AR(1))，则剩余序列  $X'_t$  为独立序列：

$$X'_t = X_{t+1} - rX_t \quad (2)$$

其中， $r$  为序列的 1 阶自相关系数。

最后，对新的序列  $X'_t$  使用 Mann-Kendall 方法来分析其趋势及显著性。

### 1.2.3GEV 模型

当数据序列为某个时间区段的最大值或最小值时(如年最大降水量、年极端最高或最低气温等)，概化极值分布(Generalized Extreme Value, GEV)是适合的分布型，该分布的表达式为：

$$G(z, \mu, \sigma, \xi) = \exp \left[ - \left\{ 1 + \xi \frac{z - \mu}{\sigma} \right\}_+^{-1/\xi} \right] \quad (3)$$

式中： $-\infty < \mu < \infty$ ，是位置参数， $\sigma > 0$ ，是尺度参数， $-\infty < \xi < \infty$ ，是形状参数。另外， $x_+ = \max(x, 0)$ 。GEV 分布重现水平的计算，是将累积分布函数设为需求的概率  $(1-p)$ ，再采用下述公式求解其重现水平<sup>[15]</sup>：

$$z_p = \begin{cases} \mu - \frac{\sigma}{\xi} \left[ - \log(1-p) \right]^{-\xi}, & \text{当 } \xi \neq 0 \\ \mu - \sigma \log \{ - \log(1-p) \}, & \text{当 } \xi = 0 \end{cases} \quad (4)$$

式中： $p$  为不同重现期相应的概率； $z_p$  为重现水平，即不同重现期下的极端最高或最低气温。

极大似然法被用于 GEV 模型的参数估计，同时采用“Nelder-Mead”方法进行迭代数值优化。在极大似然法估计的初始化中，采用的是线性矩方法。

对于变化趋势不显著的站点，一般可采用平稳 GEV 模型；而对于存在显著趋势的站点，则应借助非平稳 GEV 模型来模拟。平稳 GEV 模型的位置、尺度和形状参数均为常数，不随时间而发生变化；而非平稳 GEV 模型的上述参数随时间而变化，其关系可以是线性函数或二次函数等<sup>[15]</sup>，本文采用线性函数。根据文献<sup>[16]</sup>的相关分析，本文模拟时主要考虑位置参数随时间变化的情况，以时间作为位置参数的协变量，建立起非平稳 GEV 模型。

## 2 结果与分析

### 2. 1RclimDex 指数分析

#### 2. 1. 1 最高气温指数分析

对江苏省各站的极端最高气温指数求平均，得到各指数的历年变化，具体如图 1。图中可见，冰冻日数 ID0、冷昼日数 TX10P 均呈下降趋势；夏季日数 SU25、暖昼日数 TX90P 为上升趋势。即日最高气温(TX) < 0℃的全部日数(ID0)和日最高气温(TX) < 10%分位值的日数(TX10P)是下降的，分别以 0.6 和 1.8d/10a 的速率下降；而日最高气温(TX) > 25℃的全部日数(SU25)和日最高气温(TX) > 90%分位值的日数(TX90P)是上升的，分别以 1.9 和 1.3d/10a 的速率上升。除 TX90P 的趋势为 0.05 显著性水平外，其他各指数均达到 0.01 显著性水平。4 个指数的趋势系数绝对值均小于文献<sup>[17]</sup>中所对应中国大陆 1956~2008 年的趋势值，而增长或减少的趋势一致。

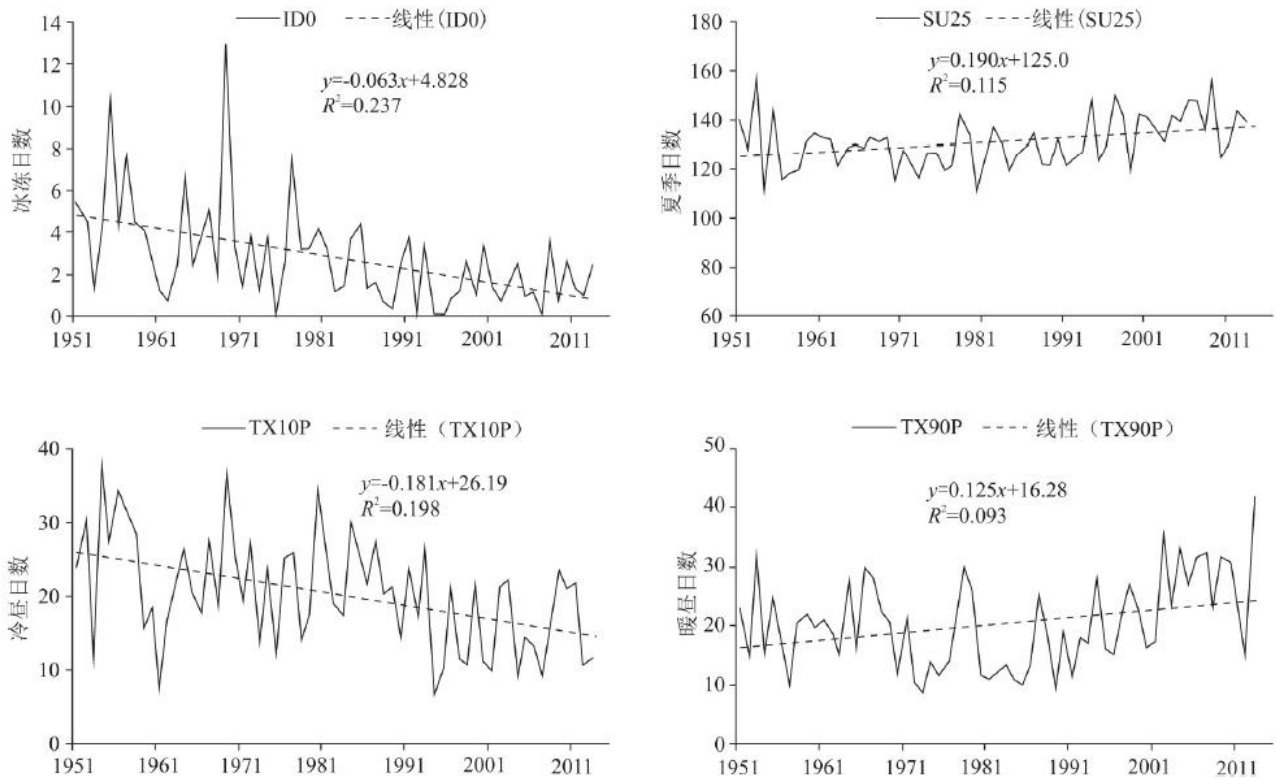


图 1 江苏省最高气温指数的时间序列变化

Fig. 1 Time series of extreme maximum temperature in Jiangsu Province

#### 2. 1. 2 最低气温指数分析

对各站的极端最低气温指数求平均,得到各指数的历年变化,具体如图2。霜冻日数FD0、冷夜日数TN10P的线性趋势为下降,炎热夜数TR20、暖夜日数TN90P为上升趋势。即日最低气温(TN) < 0℃的全部日数(FD0)和日最低气温(TN) < 10%分位值的日数(TN10P)是下降的,分别以约3.3和3.6d/10a的速率下降;而日最低气温(TN) > 20℃的全部日数(TR20)和日最低气温(TN) > 90%分位值的日数(TN90P)是上升的,分别以约3和3.4d/10a的速率上升。各指数的上升或下降趋势均达到0.01显著性水平。4个指数的趋势系数绝对值除霜冻系数FD0外,均小于文献<sup>[17]</sup>中所对应中国大陆的趋势值,但增加或减少的趋势一致。

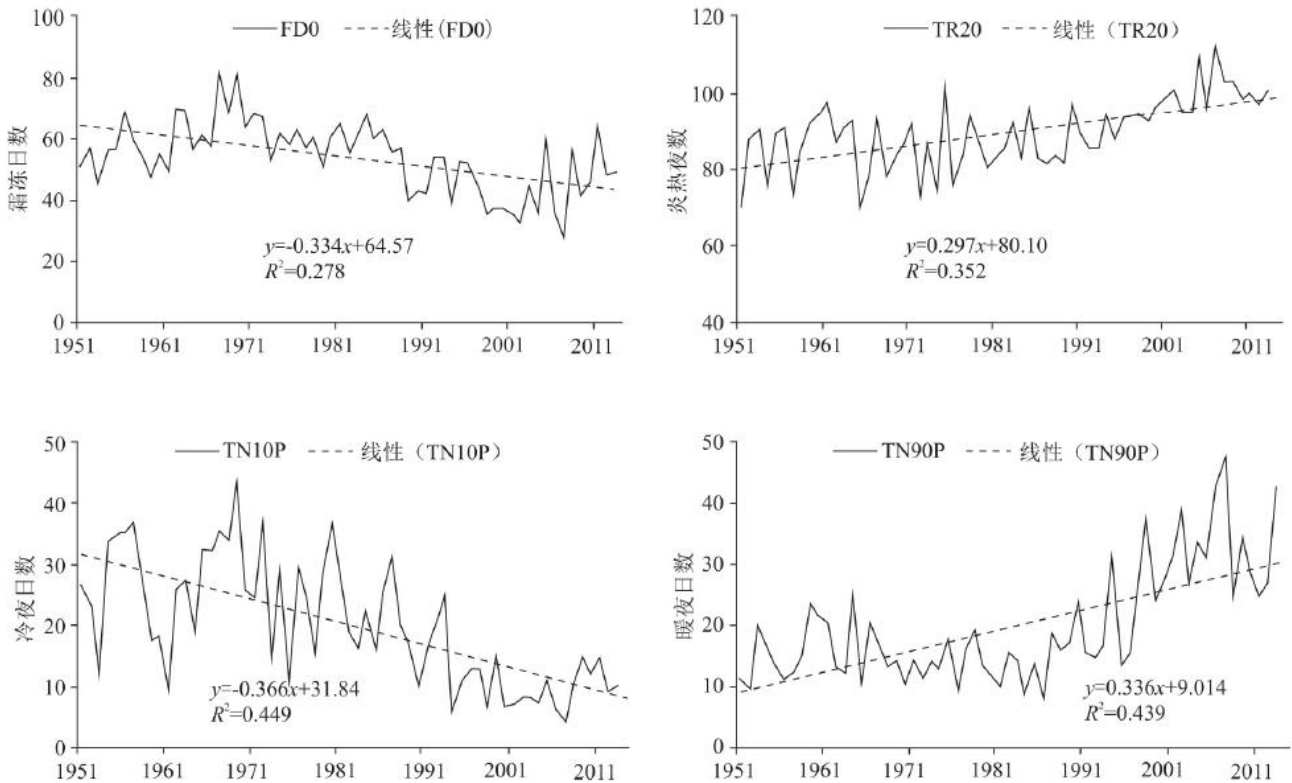


图2 江苏省最低气温指数的时间序列变化

Fig. 2 Time series of extreme minimum temperature in Jiangsu Province

以上分析可见,江苏省极端气温指数,以最低气温度量的霜冻日数和冷夜日数整体呈下降趋势,炎热夜数和暖夜日数整体呈上升趋势;以最高气温度量的冰冻日数和冷昼日数整体呈下降趋势,夏季日数和暖昼日数整体上均呈上升趋势,而以最低气温度量的指数变化趋势更为显著。

## 2.2 极端气温趋势的空间特征

首先分析年极端最高和最低气温的自相关特征。极端最高气温的一阶自相关系数,溧阳和南通站达到0.05显著性水平;极端最低气温序列达到显著的站点有常州、赣榆、高邮、吕四、南京、射阳和盱眙。由于上述站点在标准化之后的Sen坡度都小于0.01,因此均进行预置白。

其次,对比预置白处理前后的各序列趋势变化。对极端最高温度来说,溧阳站预置白前后的Z值由2.33降为2.29,均为0.05显著性水平;南通站从0.001显著性水平降为0.01。对极端最低温度来说,常州站从的Z值由4.35降为3.33,显著性水平均为0.001,赣榆站由0.001水平降为0.1水平;高邮、吕四和南京站均由0.001水平降为0.01水平;射阳站和盱眙站均由0.001水平降为0.05水平。可见,在消除自相关性之后,不管是极端最高还是最低气温,其上升的趋势均趋缓。

最后，基于 ArcGIS 绘制出各站点的极端最高、最低气温变化趋势的空间分布图(图 3)。就极端最高气温来说，除淮阴站有弱下降趋势外(与该站数据截止时间较早有关)，其他站点均为上升，但多数站点趋势不显著，上升趋势较显著的站点主要分布在江苏省中南部。文献<sup>[18]</sup>也认为，江淮地区极端高温上升趋势不显著，甚至出现下降。对极端最低气温来说，所有站点均为上述，绝大多数站点的上升趋势达到显著性水平，其中上升幅度最大的站点也主要位于中南部地区，沿海地区站点则相对较弱。

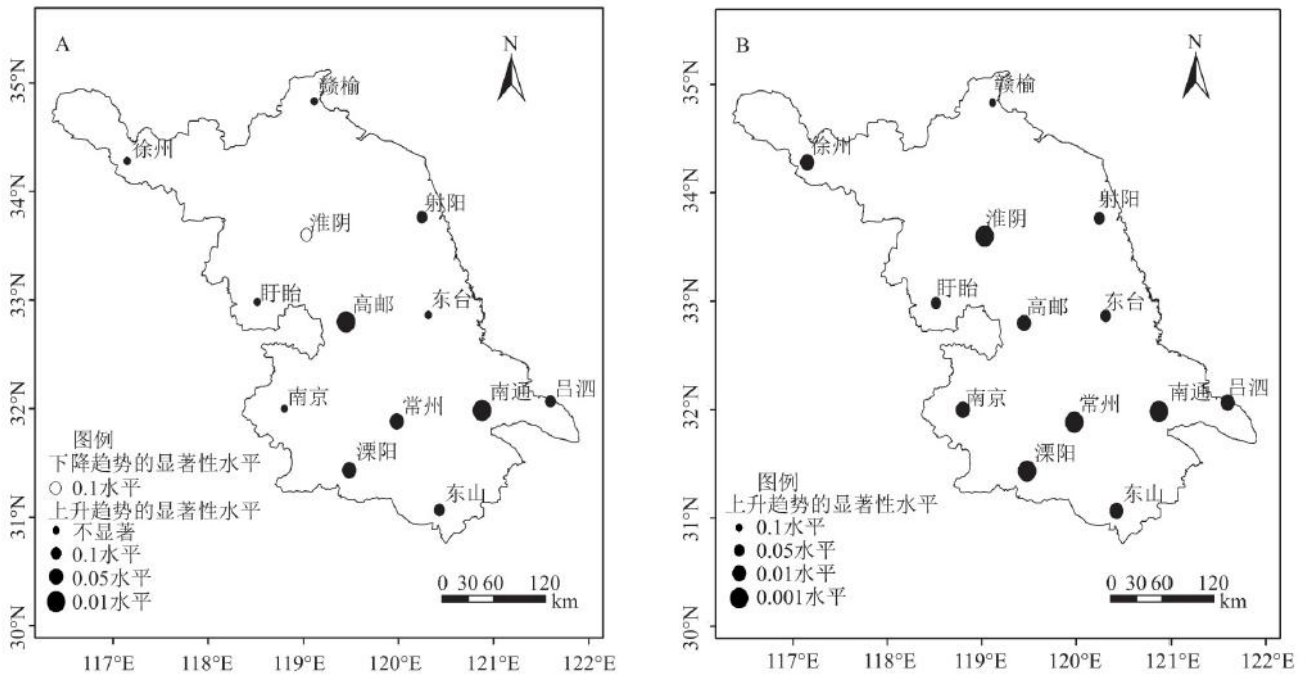


图 3 江苏省极端最高气温(A)和极端最低气温(B) Mann-Kendall 趋势 Z 值空间分布

Fig. 3 Spatial patterns of Mann-Kendall trend Z values for extreme maximum temperature (A) and extreme minimum temperature in Jiangsu Province

### 2.3 极端气温的突变分析

#### 2.3.1 最高气温突变分析

本文的 Mann-Kendall 突变分析，针对自相关系数显著的站点，也进行了预置白处理。以常州和高邮为代表进行突变检测。图 4(A)为常州站的最高气温突变检验结果，可见，在 2002 年以前基本以下降趋势为主，此后则呈上升趋势，且在 2010 年之后上升趋势达到 0.05 显著性水平。UF 和 UB 曲线在信度线内存在交点，位于 2001 年附近，此后 UF 曲线上升超过 0.05 显著性水平，因此判断在 2000 年左右发生了突变。高邮站序列(图 4(B))的变化与常州站类似，其上升趋势更加显著，且在 1998 年附近发生突变。

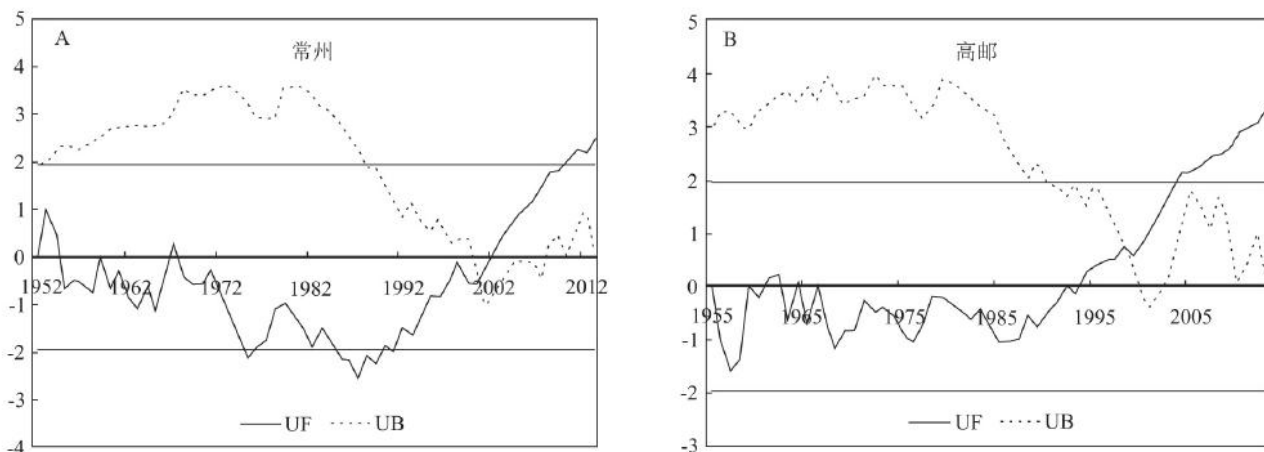


图4 常州站和高邮站最高气温 Mann-Kendall 突变检验结果

Fig. 4 Mann-Kendall abrupt change test of extreme maximum temperature in Changzhou and Gaoyou

东山、东台、赣榆、淮阴、南京、盱眙和徐州站的极端最高气温变化未达到突变水平，而溧阳、吕四、南通和射阳站均检测到突变，其突变年份均发生在 2000 年附近。突变前极端最高气温大多为下降趋势，突变后则上升，且上升趋势达到显著性水平。

### 2.3.2 最低气温突变分析

常州和高邮站极端最低气温的突变检测(图略)结果表明，常州站在 1981 年发生突变，高邮站在 1985 年发生突变。其余所有站点均检测到突变，突变年份除淮阴、南通站外(分别在 1972、1974 年)均在 1980 年代，且进入 21 世纪以来的上升趋势均非常显著。

综上，江苏省极端最高气温的上升趋势不及最低气温明显，最低气温的突变时间主要在 1980 年代，而极端最高气温的突变时间在 2000 年附近，这样的结论与文献<sup>[19]</sup>是很类似的。此外，作者还采用滑动 T 检验对数据序列进行突变分析，并与 Mann-Kendall 检验结果进行对比，结果表明，两种方法的结果是比较一致的。

## 2.4 极端气温的概率特征分析

### 2.4.1 基于 GEV 模型的概率特征

对极端气温趋势不显著(0.05 显著性水平)的站点，进行平稳 GEV 模型的模拟，对存在显著趋势的站点，采用非平稳模型。平稳 GEV 模型结果以南京站极端最高气温为例，见图 5；非平稳 GEV 模型结果以南通站极端最低气温为例，采用时间  $t(t=1, \dots, 63)$  为序列长度)作为位置参数的协变量，如图 6，可见模拟结果良好<sup>[16]</sup>。由于 GEV 模型只适应于输入值为正值的情况，图 6 中先将最低气温取其绝对值，其后再转换为负值。图 6(D)显示了南通站 2a、20a 及 100a 不同重现期下随时间变化的极端最低气温值，以及极端最低气温实测值。图中的重现水平呈下降趋势，是由于输入数据时取其绝对值，实际结果应该呈上升趋势。可见，随着时间的变化，非平稳 GEV 模型所得极端气温的重现水平也随着时间的推移而变化，它是一系列的值，并非唯一的确定值。由于非平稳 GEV 模型所建立的模型，是基于序列中的线性趋势采用线性函数进行计算而得的，因此得到的重现水平，均随着原始序列中存在的趋势而变化。

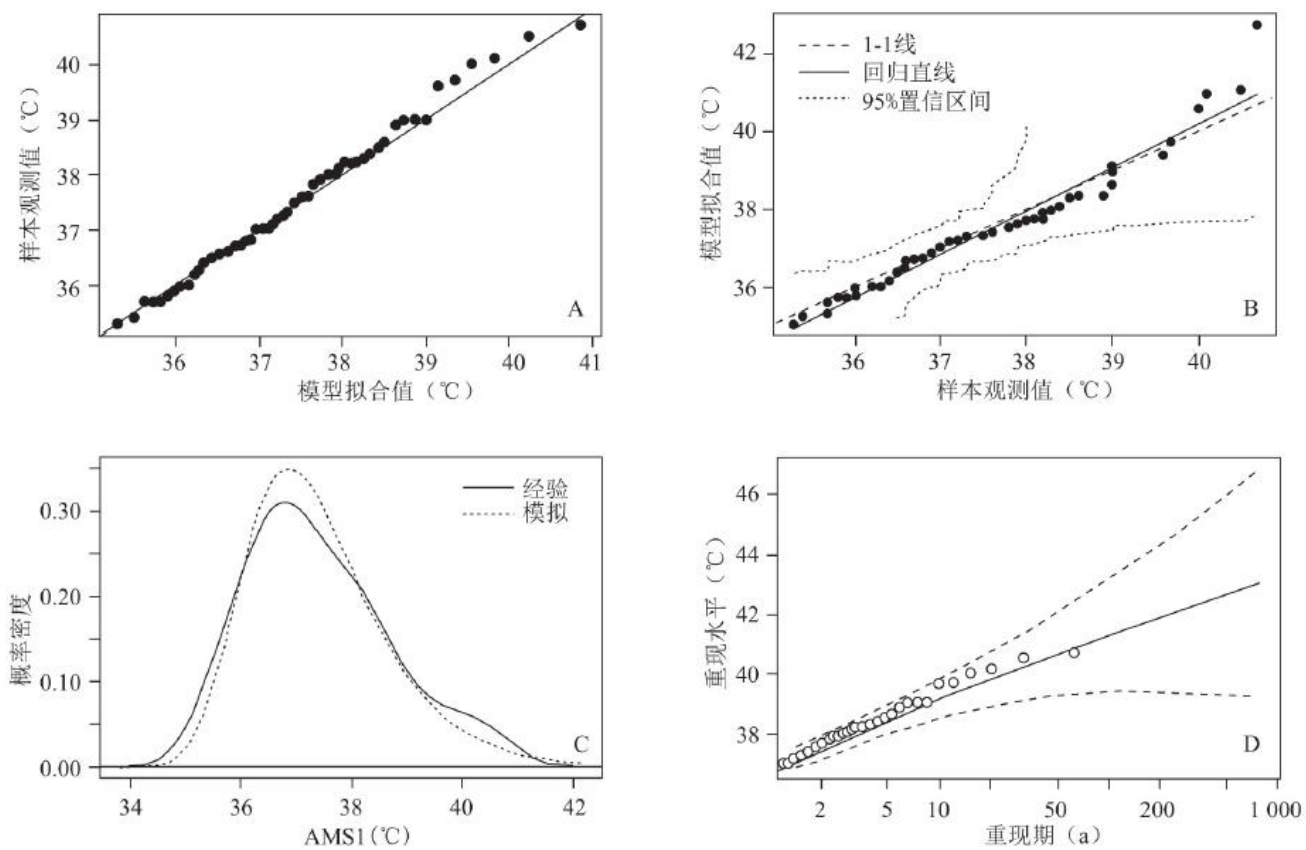


图5 南京站极端最高气温平稳 GEV 模拟图

Fig. 5 Diagnostic plots of GEV model for extreme maximum temperature in Nanjing

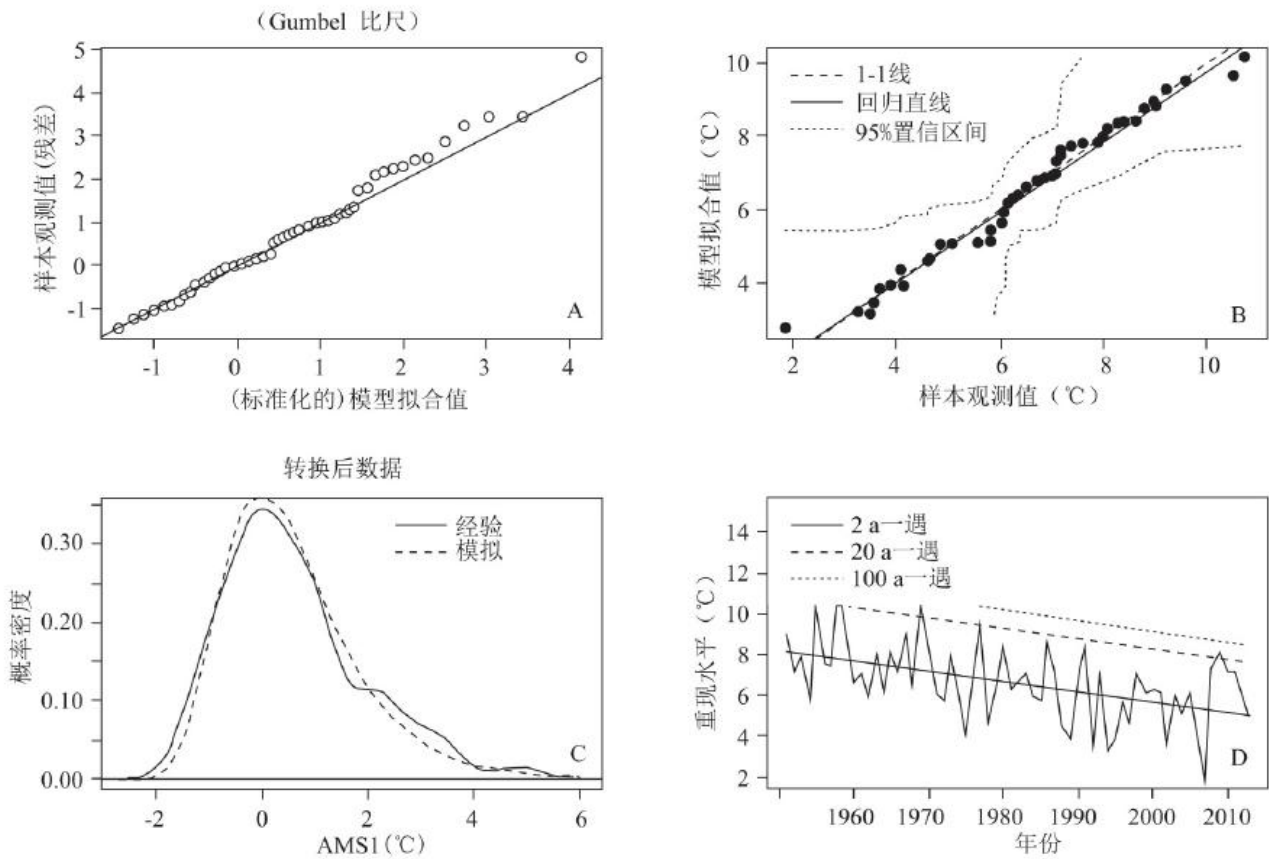


图6 南通站极端最低气温非平稳 GEV 模拟图(最低气温数据取其绝对值)

Fig. 6 Diagnostic plots of non-stationary GEV model for extreme minimum temperature in Nantong (The absolute value for extreme minimum temperature is used)

以高邮站最高气温和南通站最低气温为例，进一步分析非平稳 GEV 模型所得 2、5、10、20、50 和 100a 一遇之下的最高和最低气温的重现水平特征，如图 7。图 7(A) 中可见，高邮站最高气温的重现水平随时间而上升(1967 年缺测)。1959 年的实测最高气温为 38.5℃，其在 1959 年 50a 一遇的重现水平也为 38.5℃；2003 年的最高气温为 39.8℃，而 2003 年 50a 一遇的重现水平也是 39.8℃；1966 年的最高气温为 38.2℃，超过了该年 20a 一遇的重现水平。此外，从图中的水平线可见，在 1955 年百年一遇的重现水平，到 2013 年下降到仅略高于 10a 一遇的重现水平，表明未来发生极端高温灾害事件的风险增加。

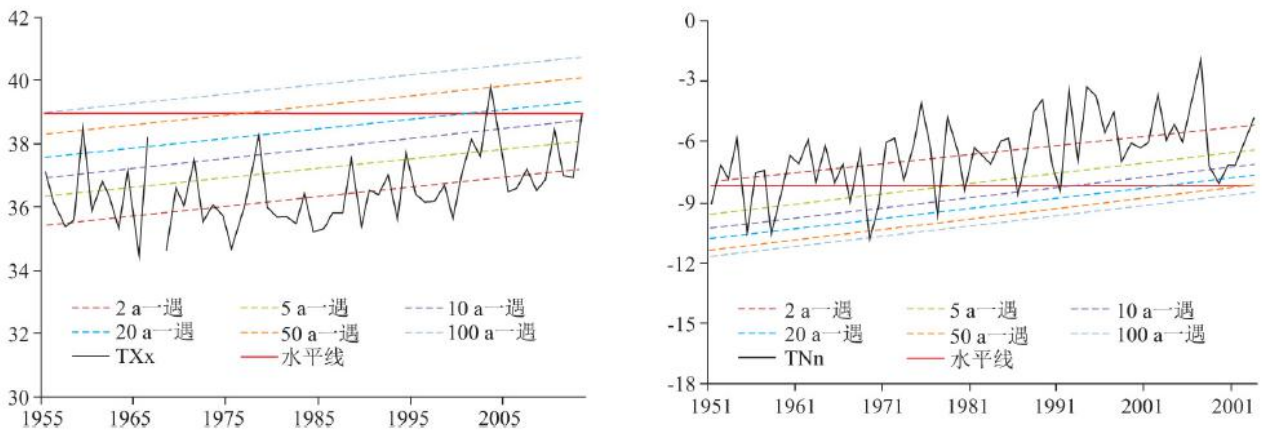


图7 基于非平稳 GEV 模型得到的高邮站最高气温(A)和南通站最低气温(B)的重现水平序列

Fig. 7 Time-varying return levels of extreme maximum temperature in Gaoyou (A) and extreme minimum temperature in Nantong (B) based on the non-stationary GEV model

图7(B)中,南通站1969年的实测最低气温为 $-10.8^{\circ}\text{C}$ ,在1969年100a一遇的重现水平为 $-10.7^{\circ}\text{C}$ ,即超过了百年一遇。此外,1958年最低气温为 $-10.7^{\circ}\text{C}$ ,达到了该年的20a一遇重现水平;而2009年最低气温为 $-8.1^{\circ}\text{C}$ ,也达到了该年的20a一遇重现水平。图中的水平线可以看出,在1951年2a一遇的重现水平,到2013年上升为50a一遇的重现水平,这表明未来发生极端低温灾害事件的风险下降。

综上,当极端气温序列呈显著上升趋势时,采用非平稳GEV模型所得重现水平也随时间上升,二者趋势一致;反之,极端气温序列呈下降趋势时,其重现水平也随时间下降。由于研究区的最高和最低气温基本均为上升趋势(仅淮阴站最高气温例外),因此重现水平均为随时间而上升的一系列值。基于非平稳GEV模型所得重现水平的结果,被称为“等效重现水平”<sup>[20]</sup>,与传统的方法有较大差别,未来还需要进一步探讨其特征和应用<sup>[16]</sup>。

#### 2.4.2 百年一遇极端气温的空间分布

采用ArcGIS克里金插值,得到不同重现期下的各站点极端最高、最低气温的空间分布图,以百年一遇为例,如图8。对于采用非平稳GEV模型模拟所得的百年一遇极端气温,由于其为一组数值,本文取其平均值作为代表。

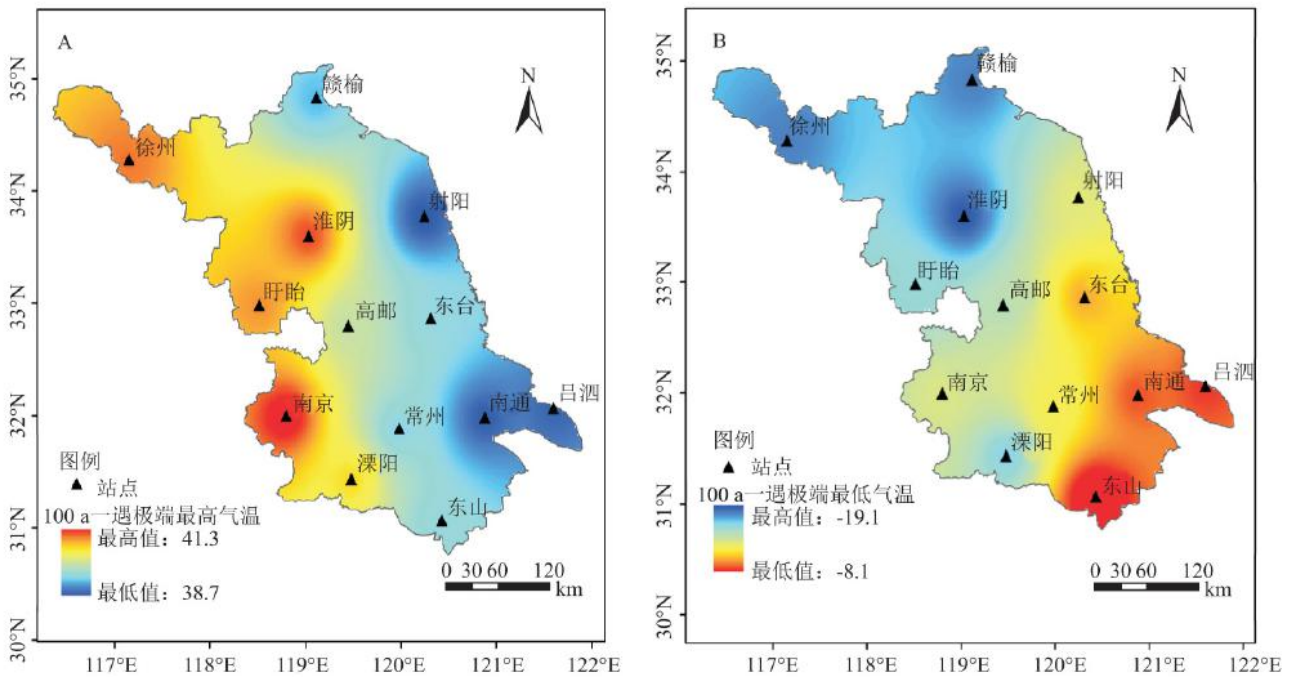


图 8 百年一遇下的江苏省极端最高 (A) 和最低 (B) 气温空间分布图

Fig. 8 Spatial patterns of extreme maximum temperature (A) and extreme minimum temperature (B) with return period of 100 years in Jiangsu Province

图 8(A) 中, 极端最高气温的分布格局呈现由西向东递减的特征。南京站(其百年一遇值高达 41.3°C)为最高值, 射阳站(百年一遇值为 38.7°C)为最低值。东西向的分布格局, 说明极端最高气温的空间分异主要受海陆位置的影响。江苏省东部紧临东海, 受海洋调节的影响很大, 气温变化较和缓; 西部离海岸较远, 气温变化相对较剧烈, 因此其极端最高气温更高。因此, 海陆位置的分布特点, 是造成上述东西向分布特征的主要因素。

图 8(B) 可见, 极端最低气温分布格局呈现由西北到东南递增的变化(南部仅溧阳站出现低值)。淮阴站(百年一遇值达 -19.1°C)为最低值, 东山站(其百年一遇值为 -8.1°C)为最高值。上述分布特征, 一方面是受南北向不同纬度间太阳辐射差异的影响, 即南部地区接受的太阳辐射高于北部; 另一方面海洋对气温的调节作用也产生影响, 二者综合作用, 造成极端最低气温总体上呈现由西北向东南递增的变化。

### 3 讨论

气象站点的迁移, 对数据系列的均一性产生影响, 因此会影响到极端气温的特征。本文江苏省 13 站的迁移时间为: 南京站(1956、2008), 溧阳站(1956), 南通(1952、1962、1995、2007), 高邮(1956、1957), 盱眙(1981、1990), 东台(1954、1981、2005), 射阳(1959), 赣榆(2007), 常州(1954、1982、1999), 淮阴(1999), 吕四(1960), 而东山和徐州站未发生迁移。一方面, 极端最低气温发生突变的 10 个站点中, 仅 3 个在 1980 年代发生站点迁移; 另一方面, 极端最高气温发生突变的 6 个站点中, 仅常州和南通站在 2000 年左右发生迁移。因此, 站点迁移对极端最高和最低气温突变的影响并不显著, 不是造成二者发生突变的主要原因。

极端气温演变的成因和影响因素, 包括全球变暖、大气环流的变化、城镇化的影响等。程炳岩等<sup>[21]</sup> 曾以江苏和上海的站点为代表研究了全球变暖对区域极端气温出现概率的影响; 有学者分析了江苏省极端气温与大气环流以及海温场的遥相关关系<sup>[22]</sup>;

---

文献<sup>[23]</sup>研究认为,城市化对极端气温的影响在长三角北部和苏南地区较明显。1980年代以来,全球变暖显著,同时,江苏省城镇化速度加快,本文分析所得极端最高和最低气温的演变特征,应该是上述因素综合作用的结果。

## 4 结论

选用 1951~2013 年江苏省日最高、最低气温

资料,进行极端最高和最低气温的趋势和概率特征的研究,针对极端气温序列通常具有的较显著的自相关特征,采用改进的 Mann-Kendall 趋势和突变检验方法;考虑到极端气温序列往往存在非平稳特征,借助非平稳的 GEV 模型分析其概率特征。结果表明:

(1)以最高气温度量的冰冻日数和冷昼日数呈下降趋势,夏季日数和暖昼日数为上升趋势;以最低气温度量的霜冻日数和冷夜日数为下降趋势,炎热夜数和暖夜日数为上升趋势。

(2)江苏省极端最高气温的增加趋势没有极端最低气温显著,而且极端最低气温的突变时间在 1980 年代左右,而极端最高气温突变的时间迟于最低气温,在 2000 年前后。

(3)极端最高气温基本为上升趋势,上升显著的站点主要分布在中南部;极端最低气温均为上升趋势,上升幅度最大的站点也主要位于中南部地区。

(4)借助平稳及非平稳 GEV 模型进行极端气温概率特征的分析,其中非平稳模型的重现水平随序列存在的趋势而变化。江苏省百年一遇下极端最高气温的空间分布特征为由西到东递减,最低气温则为由西北到东南递增。

### 参考文献:

[1] ALEXANDER L V, ZHANG X, PETERSON T C, et al. Global observed changes in daily climate extremes of temperature and precipitation [J]. *Journal of Geophysical Research-Atmospheres*, 2006, 111: D05109, doi: 10. 1029 /2005JD006290.

[2] CHOI G, COLLINS D, REN G Y, et al. Changes in means and extreme events of temperature and precipitation in the Asia-Pacific Network Region, 1955-2007 [J]. *International Journal of Climatology*, 2009, 29(13) : 1906-1925.

[3] KLEIN A M G, KONNEN G P. Trends in indices of daily temperature and precipitation extremes in Europe, 1946 - 99 [J]. *Journal of Climate*, 2003, 16(22) : 3665-3680.

[4] GRUZA G, RANKOVA E, RAZUVAEV V, et al. Indicators of climate change for the Russian Federation [J]. *Climatic Change*, 1999, 42(1) : 219-242.

[5] 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, 58 (9) : 1-10.

ZHAI P M, PAN X H. Change in extreme temperature and precipitation over northern China during the second half of the 20<sup>th</sup> century [J]. *Acta Geographica Sinica*, 2003, 58 (9) : 1-10.

---

[6] 唐红玉, 翟盘茂, 王振宇. 1951—2002 年中国平均最高、最低气温及日较差变化 [J]. 气候与环境研究, 2005, 10(4) : 728—735.

TANG H Y, ZHAI P M, WANG Z Y. On Change in mean maximum temperature , minimum temperature and diurnal range in china during 1951—2002 [J]. Climatic and Environmental Research, 2005, 10 (4) : 728—735.

[7] 袁文德, 郑江坤. 1962—2012 年西南地区极端温度事件时空变化特征[J]. 长江流域资源与环境, 2015, 24 (7) : 1246—1254.

YUAN W D, ZHENG J K. Spatial and temporal variations of extreme temperature events in southwestern China during 1962 —2012 [J]. Resources and Environment in the Yangtze Basin, 2015, 24(7) : 1246—1254.

[8] 于欢, 陆伟婷, 曹胜男, 等. 近 20 年江苏省气温和降水资源变化对稻麦生产的影响 [J]. 长江流域资源与环境, 2015, 24(11) : 1876—1883.

YU H, LU W T, CAO S N, et al. Impacts of temperature and precipitation resources change on rice-wheat production in recent 20 years in Jiangsu Province [J]. Resources and Environment in the Yangtze Basin, 2015, 24(11) : 1876—1883.

[9] 朱定真, 何卷雄, 丁裕国. 江苏地区极端气温振动型态的长期变化特征 [J]. 气象科学, 2004, 24(2) : 145—153

ZHU D Z, HE J X, DING Y G. The long term variation features of vibration pattern of extreme temperature over Jiangsu [J]. Scientia Meteorologica Sinica, 2004, 24(2) : 145—153.

[10] 潘敖大, 范苏丹, 陈海山. 江苏省近 45a 极端气候的变化特征 [J]. 气象科学, 2010, 30 (1) : 87—92.

PAN A D, FAN S D, CHEN H S. Characteristic of extreme climate change over Jiangsu Province in the last 45 years [J]. Scientia Meteorologica Sinica, 2010, 30 (1) : 87—92.

[11] 王跃男, 何金海, 姜爱军. 江苏省夏季持续高温集中程度的气候特征研究 [J]. 热带气象学报, 2009, 25(1) : 97—102

WANG Y N, HE J H, JIANG A J. A study of the climate features of the summer persistence high temperature concentration in Jiangsu Province [J]. Journal of Tropical Meteorology, 2009, 25(1) : 97—102.

[12] 李双双, 杨赛霓. 1960 ~ 2014 年北京极端气温事件变化特征 [J]. 地理科学, 2015, 35(12) : 1640—1647

LI S S, YANG S N. Changes of extreme temperature events in Beijing during 1960 — 2014 [J]. Scientia Geographica Sinica, 2015, 35(12) : 1640—1647.

[13] 尹义星, 许有鹏, 陈莹. 太湖流域典型区 50 年代以来极值水位时空变化研究 [J]. 地理研究, 2011, 30(6) : 1077—1088

---

YIN Y X, XU Y P, CHEN Y. Temporal and spatial changes of extreme water levels in the typical regions of Taihu Lake basin since the 1950s [J]. Geographical Research, 2011, 30 (6) :1077–1088.

[14] BAYAZIT M, ONOZ B. To prewhiten or not to prewhiten in trend analysis [J]? Hydrological Sciences Journal, 2007, 52(4) : 611–624.

[15] COLES S G. An Introduction to Statistical Modeling of Extreme Values [M]. Springer-Verlag, London, 2001

[16] 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) : 1906–0917

YIN Y X, CHEN H S, XU C Y, et al. Modeling extreme precipitation in the Poyang Lake Basin based on stationary and nonstationary GEV models [J]. Journal of Natural Resources, 2016, 31(11) : 1906–0917.

[17] 周雅清, 任国玉. 中国大陆 1956–2008 年极端气温事件变化特征分析 [J]. 气候与环境研究, 2010, 15(4) : 405–417

ZHOU Y Q, REN G Y. Variation characteristics of extreme temperature indices in Mainland China during 1956–2008 [J]. Climatic and Environmental Research, 2010, 15(4) : 405–417.

[18] 张英华, 李艳, 李德帅, 等. 中国东部夏季极端高温的空间分布特征及其环流型 [J]. 高原气象, 2016, 35 (2) : 469–483.

ZHANG Y H, LI Y, LI D S, et al. Study on the space distribution and circulation pattern of extreme high temperature over Eastern China in Summer [J]. Plateau Meteorology, 2016, 35(2) : 469–483.

[19] 王岱, 游庆龙, 江志红, 等. 基于均一化资料的中国极端地面气温变化分析 [J]. 高原气象, 2016, 35(5) : 1352–1363.

WANG D, YOU Q L, JIANG Z H, et al. Analysis of extreme temperature changes in China based on the homogeneity-adjusted [J]. Plateau Meteorology, 2016, 35 (5) : 1352–1363.

[20] GILLELAND E, KATZ R W. Extreme 2. 0: An extreme value analysis package in R [J]. Journal of Statistical Software, 2016, 72(8) : 1–39.

[21] 程炳岩, 丁裕国, 何卷雄. 全球变暖对区域极端气温出现概率的影响 [J]. 热带气象学报, 2003, 19(4) : 429–435

CHENG B Y, DING Y G, HE J X. The influences of the global warming on probabilities of regional extreme temperatures [J]. Journal of Tropical Meteorology, 2003, 19(4) : 429–435.

---

[22] 何卷雄, 丁裕国, 姜爱军. 江苏冬夏极端气温与大气环流及海温场的遥相关 [J]. 热带气象学报, 2002, 18(1) : 73-82.

HE J X, DING Y G, JIANG A J. Teleconnection between summer and winter extreme temperature of Jiangsu, SST and 500hPa field [J]. Journal of Tropical Meteorology, 2002, 18(1) :73-82.

[23] 贾艳青, 张勃, 张耀宗. 城市化对长三角地区极端气温影响的时空分异研究 [J]. 自然资源学报, 2017, 32 ( 5) :814-828.

JIA Y Q, ZHANG B, ZANG Y Z. Effect of urbanization on spatial and temporal variation of extreme temperature events in the Yangtze River Delta [J]. Journal of Natural Resources, 2017, 32 (5) : 814-828.