

张嘉仪, 钱诚. 2020. 1960~2018 年中国高温热浪的线性趋势分析方法与变化趋势 [J]. 气候与环境研究, 25(3): 225–239. ZHANG Jiayi, QIAN Cheng. 2020. Linear Trends in Occurrence of High Temperature and Heat Waves in China for the 1960–2018 Period: Method and Analysis Results [J]. Climatic and Environmental Research (in Chinese), 25 (3): 225–239. doi:10.3878/j.issn.1006-9585.2020.19134

1960 ~ 2018 年中国高温热浪的线性趋势 分析方法与变化趋势

张嘉仪^{1,2} 钱诚^{2,3}

1 成都信息工程大学大气科学学院, 成都 610225

2 中国科学院东亚区域气候—环境重点实验室, 中国科学院大气物理研究所, 北京 100029

3 中国科学院大学, 北京 100049

摘 要 高温热浪直接影响人体健康和作物生长。研究全球变暖背景下我国高温热浪发生率的趋势是气候变化研究的基本问题之一, 可为人们的生产生活等提供重要的科学信息。目前对于高温热浪趋势的研究大都使用最小二乘 (Ordinary Least Squares, OLS) 方法估计趋势, 结合学生 t 检验判断趋势的统计显著性。本文审视了以往常用方法在研究我国高温热浪发生率的线性趋势时的适用性。首先, 以 2018 年东北局部地区因当年高温日数异常多而形成离群值的例子展开, 说明 OLS 方法估计趋势时对离群值非常敏感, 造成虚假趋势。进一步, 通过正态分布检验和自相关计算, 发现 1960~2018 年中国至少有 91.14% 站点、90.06% 格点的高温日数和 92.18% 站点、87.74% 格点的热浪次数的序列不服从正态分布, 而且多数存在自相关。采用一种不易受离群值影响并考虑自相关的非参数方法, 本文对 1960~2018 年中国站点和格点、4 个典型区域以及全国平均的高温日数和热浪次数的线性趋势做出了更为准确的估计。研究发现, 高温日数显著增多的站点主要出现在华南和西北地区, 热浪次数呈显著增多趋势的站点目前几乎仅限于华南地区和新疆的个别站点; 区域平均而言, 仅有华南区域和西北区域的高温日数和热浪次数是显著增多的, 华北区域和东北区域趋势并不显著; 全国平均的高温日数和热浪次数都是显著增多的。本文对高温热浪的趋势及其显著性估计、统计预测的方法选择上有重要参考价值。

关键词 高温热浪 趋势估计 显著性检验 非正态分布 自相关 非参数方法

文章编号 1006-9585(2020)03-0225-15

中图分类号 P467

文献标识码 A

doi:10.3878/j.issn.1006-9585.2020.19134

Linear Trends in Occurrence of High Temperature and Heat Waves in China for the 1960–2018 Period: Method and Analysis Results

ZHANG Jiayi^{1,2} and QIAN Cheng^{2,3}

1 College of Atmospheric Sciences, Chengdu University of Information Technology, Chengdu 610225

2 Key Laboratory of Regional Climate–Environment for Temperate East Asia, Institute of Atmospheric Physics, Chinese Academy of Sciences, Beijing 100029

3 University of Chinese Academy of Sciences, Beijing 100049

Abstract High temperature and heat waves (HT and HW) directly affect human health and crop growth. Investigating

收稿日期 2019-09-01; 网络预出版日期 2020-01-02

作者简介 张嘉仪, 女, 1995 年出生, 硕士研究生, 主要从事极端天气气候事件研究。E-mail: 18702882488@qq.com

通讯作者 钱诚, E-mail: qianch@tea.ac.cn

资助项目 国家重点研发计划项目 2018YFC1507701, 中国科学院青年创新促进会 2016075

Funded by National Key Research and Development Program of China (Grant 2018YFC1507701), the Youth Innovation Promotion Association of Chinese Academy of Sciences (Grant 2016075)

trends in the occurrence of HT and HW is one of the fundamental issues of research on climate change and can provide valuable information for life and production. Most of the previous studies on trends in the occurrence of HT and HW used ordinary least squares (OLS) method to calculate the magnitude of the linear trend and then used the Student's *t*-test to determine the statistical significance of this trend. This study examined whether traditional methods are suitable for estimating the trend of HT and HW occurrence in China. By showing a case of the annual HT count, with extremely excessive occurrences in 2018 at a station in northeastern China, the authors illustrate that the OLS method is sensitive to outliers and can give a spurious trend. In addition, through normality tests and autocorrelation calculations, we found at least 91.14% of stations and 90.06% of grid boxes for the annual HT count and 92.18% of stations and 87.74% of grid boxes for the annual count of HW in China are non-Gaussian, and majority of them have serial correlation. Applying a nonparametric method that is insensitive to outliers and takes serial correlation into account, we provide a more accurate estimate of linear trends in the annual HT and HW count for each station and grid box, four typical regional averages, and China area-average for the 1960–2018 period. The results show that stations with statistically significant upward trend in HT occurred mainly in South China and northwestern China, and HW stations occurred almost only in South China and in several stations in the Xinjiang Autonomous Region. In terms of the area-averaged time series of the annual HT and HW count, only South China and northwestern China show a statistically significant upward trend, while North China and northeastern China did not exhibit a significant upward trend; those of the average in China are statistically significant. This study provides reference information for choosing the method for estimating trends and their statistical significance and for statistical predicting for the occurrence of HT and HW.

Keywords High temperature and heatwave, Trend analysis, Significance testing, Non-Gaussian distribution, Serial correlation, Non-parametric method

1 引言

气候系统的变暖是毋庸置疑的。IPCC 第五次报告 (IPCC, 2013) 指出, 1880~2012 年, 全球地表平均温度升高了 0.85°C ($0.65\sim 1.06^{\circ}\text{C}$)。随着全球变暖的进程, 近十几年来频频听到发生在世界各地的高温热浪事件。例如, 2003 年欧洲热浪事件 (Stott et al., 2004)、2010 年莫斯科热浪事件 (Dole et al., 2011)、2011 年美国德州热浪事件 (Luo and Zhang, 2012)、2012~2013 年澳大利亚“发怒的夏季” (Lewis and Karoly, 2013)、2013 年中国东部的热浪事件 (Sun et al., 2014) 和 2017 年 7 月中国中东部的热浪事件 (Chen et al., 2019) 等等。2018 年夏季, 北半球出现严重“高烧”现象, 北极圈内一些气象站气温一度超过 30°C , 瑞典干旱引发多处森林火灾; 同处东亚地区的日本、韩国也出现大范围高温热浪, 仅日本就造成 144 人死亡, 8 万余人中暑; 中国地区在 7 月 14 日至 8 月 15 日期间, 中央气象台连续 33 天发布高温预警, 这是从 2010 年有统计记录以来高温预警连发时间最长的一次; 中国地区有 57 站日最高气温突破历史极值, 其中 47 站分布在辽宁和吉林 (中国气象局和国家气候委员会, 2019); 中国气象局,

2019)。高温在生产生活中有许多危害, 它可能导致人体疾病的发生或加重, 甚至死亡, 例如 2003 年欧洲热浪有超过 3 万人丧生 (Conti et al., 2005); 另外, 高温会直接影响植物生长发育, 可能导致农作物减产 (刘娟等, 2010)。因此, 研究全球变暖背景下我国高温热浪发生率的趋势, 可以为保障人们的生产生活等提供重要的科学信息。

目前, 学术界对我国高温和热浪趋势的研究已取得一些成果, 认为近 50 年来我国高温热浪的频次、日数和强度总体呈增多、增强趋势。这些成果大都基于常规的最小二乘 (Ordinary Least Squares, OLS) 线性回归方法估计趋势, 然后用学生 *t* 检验趋势的统计显著性 (以下称为“传统 OLS 方法”, Huang et al., 2010; Wang et al., 2012; Du et al., 2013; Zhao et al., 2013; 叶殿秀等, 2013; Ye et al., 2014; Ding and Ke, 2015; Huang et al., 2015; Zhou et al., 2016; Hu et al., 2017; 贾佳和胡泽勇, 2017; 沈皓俊等, 2018; Wang J et al., 2018; Deng et al., 2019), 或用 *F* 检验来进行显著性判别 (Ding et al., 2010)。国内文献中也有许多针对局部地区高温及热浪趋势的研究, 例如, 华北地区 (施洪波, 2012)、长江流域 (王喜元等, 2016)、江浙沪地区 (李琪等, 2016)、长沙市 (傅帅等, 2016)、海南岛 (邢彩

盈等, 2017) 均有研究成果, 但也基本都基于传统 OLS 方法。这种传统 OLS 方法在进行统计显著性检验时的一个基本假定是变量服从正态分布 (Wilks, 2011)。但是, 对于局部地区, 由于样本量少, 极端气温指数不一定服从正态分布 (Qian et al., 2019)。如果对不服从正态分布的变量仍然用传统 OLS 方法, 会导致统计显著性的误判。因而, 也有部分成果基于 OLS 方法估计趋势, 然后用 Mann-Kendall 检验趋势的统计显著性 (Zhou and Ren, 2011; Jiang et al., 2012; Wang L et al., 2018; Chen et al., 2018)。此外, 极端气温指数, 特别是局地或站点尺度, 个别年份可能还存在离群值 (outlier); 而 OLS 方法恰恰又对离群值, 特别是端点处的离群值非常敏感 (von Storch and Zwiers, 1999; Wilks, 2011), 会导致趋势估计错误。因而, 还有部分研究基于非参数的 Sen-Theil 趋势 (Sen, 1968) 计算线性趋势的斜率, 然后用 Mann-Kendall 检验判断趋势的统计显著性 (You et al., 2011, 2013; Yin et al., 2015; Wu et al., 2016; Lin et al., 2017)。需要指出的是, Sen-Theil 的趋势估计方法和 Mann-Kendall 检验都有一个基本的假定, 即变量是独立不具有自相关的 (Kendall, 1955; Sen, 1968)。然而, 对于极端气温指数而言, 这个假定并不总是满足的, 不少地区是带有很强的自相关的 (Qian et al., 2019)。由此可见, 选取适用的趋势估计方法对于严谨且准确判断极端气温趋势的斜率和统计显著性至关重要。

Qian et al. (2019) 运用考虑自相关特征的非参数方法 (见 2.2 方法部分) 估计了 1960~2017 年我国 758 个基准、基本气象站点的国际上通用的、由气候变化检测和指数专家组 (Expert Team on Climate Change Detection and Indices, ETCCDI) 定义的高温日数指数 (即相对于各自的第 90 百分位阈值的高温日数) 的线性趋势, 指出: 长期趋势上 1960~2017 年中国大部分台站的高温事件呈增多趋势; 有 77% 的站点的全年高温日数是统计上显著增多的。但是, 对于中国国内常用的、普通大众认知的基于绝对阈值的高温日数以及代表高温持续性的热浪次数, 并没有涉及。本文对各气象站点和格点、典型区域平均和全国平均的高温日数、热浪次数进行趋势分析, 试图从适用的趋势分析方法的角度给出相关的科学信息。

本文的结构如下: 首先从 2018 年中国部分台

站高温日数异常多 (即出现离群值情况) 的例子说明 OLS 方法对离群值敏感、使趋势估计产生偏差; 进而检验站点和格点高温日数、热浪次数是否服从传统 OLS 方法假定的正态分布、是否存在自相关, 探讨选择恰当的趋势分析方法的重要性; 最后基于考虑分布和自相关特征的趋势分析方法开展相应的 1960~2018 年高温日数、热浪次数的趋势分析。

2 数据和方法

2.1 数据

本研究中使用的数据是基于国家气象信息中心发布的中国地面气候资料日值数据集 (V3.0) 的基准、基本气象站, 并经过均一化订正得到的 1960 年以来的逐日气温数据集 (CHTM3.0, Li et al., 2016) 基础上更新到 2018 年。该数据集采用的均一化方法为 MASH (Multiple Analysis of Series for Homogenization) 方法 (Szentimrey, 1999), 对迁站和观测方式变更等引起的非均一性进行了校订。这样的均一化订正对于中国地区的气候变化分析是非常必要的 (Xu et al., 2013; Ren and Zhou, 2014; Yan et al., 2014)。本次研究使用的数据中的气象站共有 640 个, 基本覆盖全国各个区域, 可以用来计算全国高温日数和热浪次数的演变情况。

2.2 方法

2.2.1 高温和热浪的定义

本文参考中国气象局的规定 (http://www.cma.gov.cn/2011zwxx/2011zflfg/2011zgfwj/201208/t20120803_180761.html[2019-09-01]) 和《气象灾害预警信号图标 GB/T 27962-2011》(中国气象局, 2011), 将日最高气温 $\geq 35^{\circ}\text{C}$ 作为 1 个高温日; 连续 3 d 及以上出现高温天气称为 1 次热浪事件。这种定义也被其他一些文献采用, 例如 Zhai et al. (1999)、刘绿柳等 (2008)、Ding et al. (2010)、Sun et al. (2014, 2018)。统计每年出现的高温日数和热浪次数进行分析。

2.2.2 趋势的计算方法

2.2.2.1 传统 OLS 方法

传统 OLS 方法是指用最小二乘线性回归估计趋势, 结合自由度为样本数 (N) - 2 的学生 t 检验来判断趋势的统计显著性。使用此方法的前提要求是序列的回归残差呈正态分布, 并且是独立的随

机变量。

2.2.2.2 泊松回归

当事件的发生率较低且为离散型数据时, 一般认为事件的发生数服从均值和方差相等的泊松分布, 它适合于描述单位时间内随机事件发生的次数。因而, 以往也有研究用广义线性模型中的泊松回归来估计热浪的趋势, 例如 Wang et al. (2015)。

2.2.2.3 WS2001 方法

由于上述两种方法都对离群值敏感 (如图 1 所示), 本研究主要采用 WS2001 方法来估计高温日数以及热浪次数的线性趋势。该方法最初由 Zhang et al. (2000) 提出, 后由 Wang and Swail (2001) 改进。该方法考虑到序列中存在自相关, 并且自相关和趋势是共存的, 所以在 Sen (1968) 的非参数方法估计 Sen-Theil 趋势斜率和 Mann-Kendall 检验 (Mann, 1945; Kendall, 1955) 趋势的统计显著性基础上, 采用迭代方案计算一阶自相关进而做了预白化处理。Sen (1968) 的趋势斜率估计是根据所有长度片段的趋势斜率的中位数计算的, 因而对离群值不敏感。但是, Sen (1968) 的趋势斜率估计和 Mann-Kendall 检验 (Mann, 1945; Kendall, 1955) 使用的前提是序列是独立不带自相关的; 因而有了 WS2001 方法, 它使得输入 Sen (1968) 的趋势斜率估计和 Mann-Kendall 检验的数据满足独立的条件。Qian et al. (2019) 对 WS2001 方法进一步地完善, 考虑序列中存在相同值的情况, Mann-Kendall 检验的统计量 S 的方差为:

$$\text{VAR}(S) = \frac{n(n-1)(2n+5) - \sum_{j=1}^g u_j(u_j-1)(2u_j+5)}{18}, \quad (1)$$

其中, n 为数据样本的长度, g 为序列中存在相同值的列数, u_j 是第 j 列中存在相同值的数量。本文的显著性水平为 0.05, 当 $p < 0.05$ 时, 认为趋势是统计显著的。

2.2.3 区域平均

我国的高温热浪主要发生于东南地区, 其次为西北的新疆一带 (Ding et al., 2010)。随着全球变暖, 在华北地区出现高温热浪的站点也已不在少数。另外, 近年来在我国东北地区正开始出现高温热浪的萌芽。基于以上考虑, 本研究在后文的区域平均部分选取以下 4 个典型区域, 分别为华南 ($18^\circ\text{N} \sim 34^\circ\text{N}$, $106^\circ\text{E} \sim 123^\circ\text{E}$)、西北 ($36^\circ\text{N} \sim 50^\circ\text{N}$, $74^\circ\text{E} \sim 96^\circ\text{E}$)、华北 ($34^\circ\text{N} \sim 42^\circ\text{N}$, $110^\circ\text{E} \sim 120^\circ\text{E}$) 和东北 ($38^\circ\text{N} \sim 54^\circ\text{N}$, $120^\circ\text{E} \sim 136^\circ\text{E}$), 如图 2a 所示。这 4 个区域的经纬度根据站点 1981~2010 年气候平均 (以下称为“常年”) 的高温出现频次结合省界确定 (图 2a)。区域平均序列是将站点分配到分辨率 2° (纬度) $\times 2^\circ$ (经度) 的网格制作成格点数据, 然后把相对于 1981~2010 年的距平序列按区域内格点面积加权平均得到的。全国平均序列按相同方法计算。

2.2.4 正态分布检验方法

为了判断是否可以用传统 OLS 方法进行趋势分析, 首先要判断站点、格点或区域平均的序列

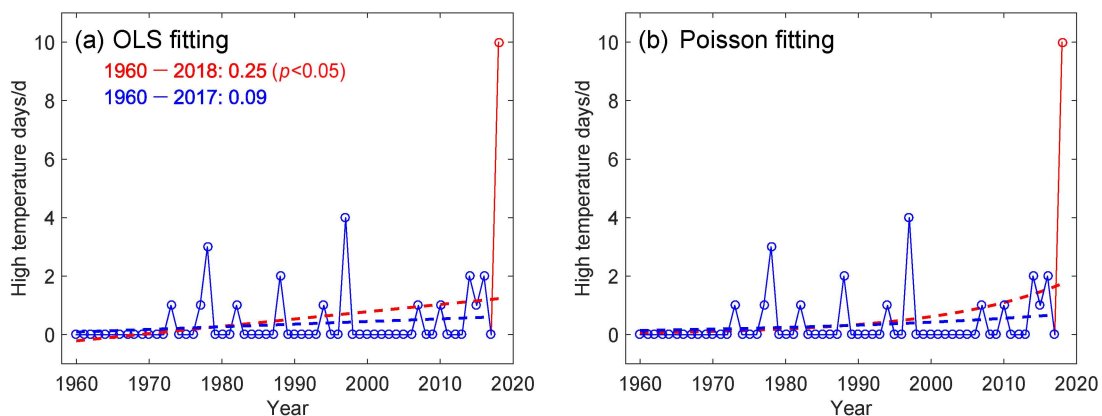


图 1 基于 (a) 传统最小二乘方法和 (b) 泊松回归的 1960~2018 年吉林和龙站 (站号 54286) 的高温日数序列 (实线) 及其拟合的趋势 (虚线)。红线和蓝线分别表示分析时段包含和不包含 2018 年

Fig. 1 Time series and corresponding trends for high temperature days at Helong station (No. 54286) in Jilin Province, from 1960 to 2018, calculated by (a) traditional Ordinary Least Squares (OLS) method and (b) Poisson regression, respectively. The red line and blue line is the analyse period including or not including the year 2018

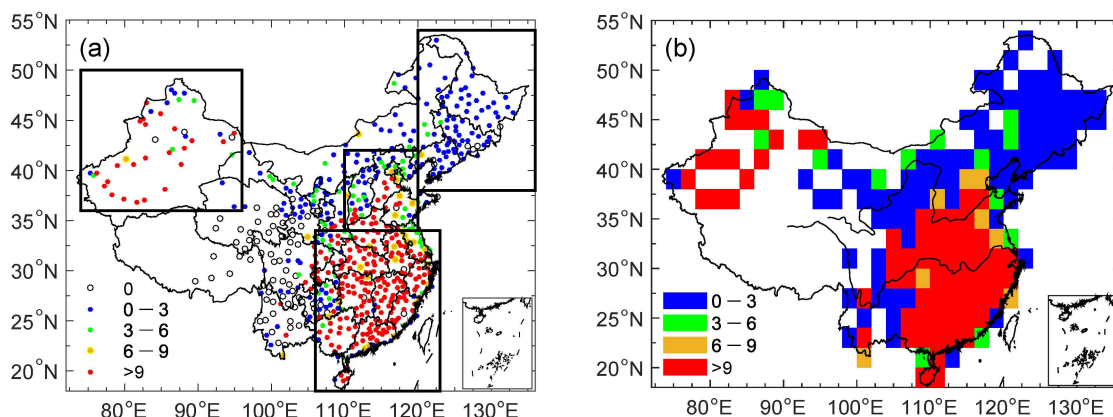


图2 1981~2010 年气候平均的常年高温日数: (a) 站点 (4 个方框为本文分析的 4 个典型区域); (b) 格点 (只显示大于 0)

Fig. 2 Average annual high temperature days count from 1981 to 2010: (a) Stations (four rectangles indicate the typical regions analyzed in this study with details in section 2); (b) grids (shown are only grids with values greater than 0)

的 OLS 回归残差是否服从正态分布。本文采用 Qian et al. (2019) 的正态分布检验方法。它是一种基于分位数—分位数图的方法, 包含 95% 的置信区间; 如果出现个别年份超出了置信区间, 则必然不是正态分布; 如果都落在置信区间内, 则可认为近似服从正态分布 [参见 (Qian et al., 2019) 的图 1]。

3 结果分析

3.1 最小二乘法和泊松回归估计趋势对离群值敏感的例子

图 1 给出了 2018 年出现极端高温日数的东北一个典型站。从图中可以看出, 在 2018 年以前该站高温日数较少, 大多年份无高温日数, 其余年份最多高温日数 4 d; 而在 2018 年高温日数异常多, 达 10 d。通过奈尔检验法 (GB/T 4883-2008) (国家标准化委员会, 2008) 查表确定 2018 年为明显的离群值。对此序列, 分别用 OLS 方法和泊松回归进行趋势分析。当分析的数据包含 2018 年时, 传统 OLS 方法得出的 1960~2018 年气候倾向率为 $0.25 \text{ d} (10 \text{ a})^{-1}$ (统计上显著); 但是, 当去掉 2018 年这一离群值时, OLS 方法得到的 1960~2017 年气候倾向率是 $0.09 \text{ d} (10 \text{ a})^{-1}$ (统计上不显著) (图 1a)。可以看出, OLS 方法对于离群值的出现十分敏感, 特别是序列端点处的离群值。图 1b 的泊松回归拟合出来两个时段的结果显示, 所得趋势受端点处离群值的影响也较为明显。而使用 WS2001 算得 1960~2017 年气候倾向率为

0, 1960~2018 年的也是 0。所以, WS2001 方法的结果是比较稳定的, 不易受离群值影响。

3.2 高温日数空间分布特征

3.2.1 常年平均高温日数空间分布特征

图 2a 的站点和图 2b 的格点显示, 常年高温日数在地理上呈现不均匀的分布。在华南地区、新疆以及华北南部常年的高温日数可达 9 d 以上, 而在华北北部、东北地区常年高温日数在 6 d 以内。高温日数空间分布总体呈现出东南地区、新疆地区多的特点。常年高温日数最多的 3 个站点分别为新疆的吐鲁番 (106.37 d)、云南的元江 (87.83 d)、新疆的淖毛湖 (57.30 d)。在全国 640 站中, 有 553 个站都出现过高温 (常年高温日数大于 0); 另外, 有 87 个站的最高气温从没有达到过 35°C , 这些站点大致分布在西藏、青海、四川及云南部分地区 (图 2a)。以下就常年出现过高温的站点和格点开展分析。

3.2.2 高温日数变化趋势的空间分布特征

除去常年高温日数为 0 的站点, 剩下 553 个站点。图 3a、3b 显示, 在这些站中, 只有东南地区 and 新疆个别站点的高温日数序列的回归残差是服从正态分布的。可能是因为这些地方出现高温的次数多, 样本量大。但从全国看, 非正态分布的站点占比高达 91.14% (相对于纳入检验的总数) (图 3a), 非正态分布的格点占比同样高达 90.06% (图 3b)。如前所述, 学生 t 检验的使用前提是变量服从正态分布, 因此绝大部分站点和格点是不适用的。另外一种显著性检验的方法 Mann-Kendall, 它要求序列是没有自相关的, 而从高温日数序列一阶

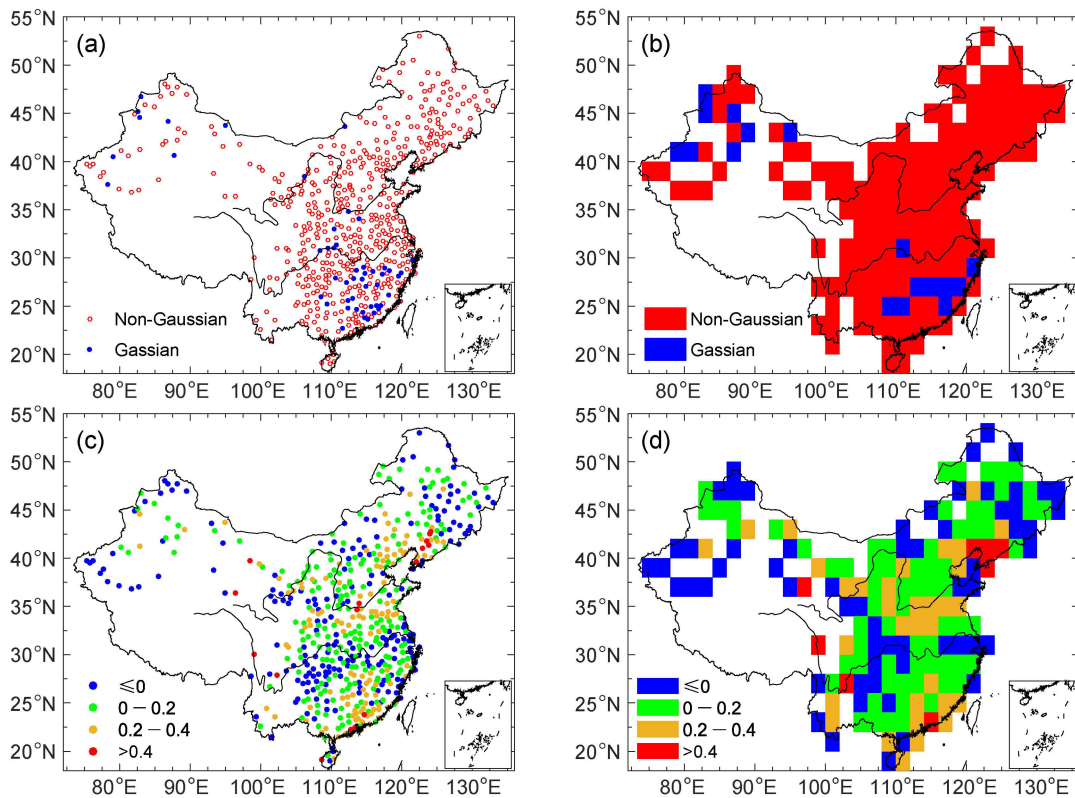


图3 常年高温日数不为0的(a)站点、(b)格点1960~2018年高温日数序列回归残差的正态分布检验结果;基于WS2001方法计算的1960~2018年(c)站点和(d)格点的高温日数序列的一阶自相关

Fig. 3 Results of normality tests of the regression residual for the annual count of high temperature days for the period 1960–2018: (a) Stations whose annual count is not zero; (b) grid points whose annual count is not zero; the first-order autocorrelation of high temperature day series from 1960 to 2018 in each (c) station and (d) grid box, respectively, based on the WS2001 method

自相关的计算结果(图3c、3d)得知,有63.29%的站点和64.33%的格点有自相关。所以大部分站点和格点的高温日数趋势并不能用原始的Sen-Theil趋势估算,相应的显著性也不能用原始的Mann-Kendall来检验。

图4分别显示了传统OLS方法和WS2001方法估计的高温日数线性趋势结果的比较,以及直接用Sen(1968)趋势结合Mann-Kendall检验趋势的显著性的方法(Sen+MK)和用WS2001方法的结果比较。为清楚起见,图中仅给出了趋势显著的站点;实际上,3种方法都得出,呈增多趋势的站点数量远多于呈减少趋势的站点数量(图略)。可见高温日数增多是目前全国大部分地区共同面临的问题。图4a中,由传统OLS方法得出高温日数呈显著增多趋势的站点主要分布在广东、长江中下游和北方地区。结合图2a中,高温日数最多的3个站点对应的增加趋势分别为新疆吐鲁番 $2.21 \text{ d} (10 \text{ a})^{-1}$ 、云南元江 $5.55 \text{ d} (10 \text{ a})^{-1}$ 、新疆淖毛湖 $4.30 \text{ d} (10$

$\text{a})^{-1}$ 。在图4b中,由WS2001方法得出,从全国范围来看,有25.32%的站点高温日数呈显著增多趋势,这些站点主要出现在华南和西北地区,其中增速最快的站点位于海南、云南和新疆地区。WS2001方法得到的3个高温日数最多的站点的增温趋势分别为吐鲁番 $1.99 \text{ d} (10 \text{ a})^{-1}$ 、元江 $5.88 \text{ d} (10 \text{ a})^{-1}$ 、淖毛湖 $4.41 \text{ d} (10 \text{ a})^{-1}$,这一点上和OLS方法大致相同。然而,对比图4a和4b可以明显发现,两种方法得到的趋势差异在我国东北地区表现得较明显:传统OLS方法的结果中,东北地区有比较多的站点高温日数表现为显著增多趋势,但WS2001方法的结果中东北地区几乎没有高温日数显著增多趋势的站点。注意图1的例子即来自该地区。另外,从图4c两种方法的对比可以看出,就用传统OLS方法和WS2001方法判断得出的趋势显著性而言,有19.89%的站点的显著性检验结果是不同的。这些站点散布全国,其中98个站点在使用传统OLS方法算趋势时给出的结果是统计显

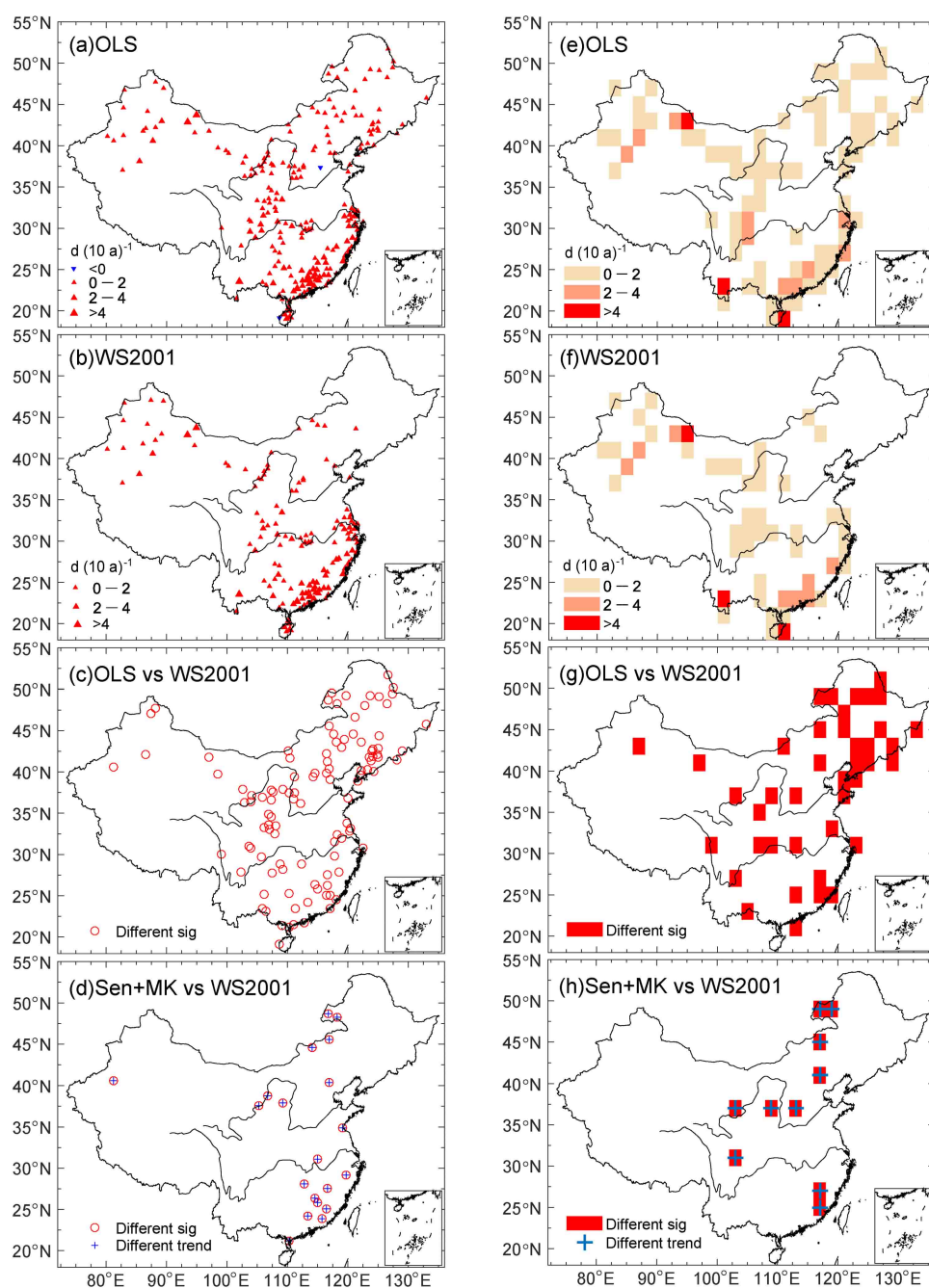


图4 1960~2018 年高温日数的趋势: (a) 基于传统 OLS 方法; (b) 基于 WS2001 方法; (c) 两种方法在显著性方面的差异; (d) 直接用 Sen (1968) 趋势结合 Mann-Kendall 检验的方法 (Sen+MK) 与 WS2001 方法在趋势的量级和显著性方面的差异。 (e-h) 与 (a-d) 类似, 但为格点。只显示趋势统计上显著的站点或格点

Fig. 4 Trend in annual count of high temperature days from 1960 to 2018: (a) Based on traditional OLS method; (b) based on WS2001 method; (c) differences in statistical significance between the two methods; (d) differences in trend magnitude and statistical significance between directly using the Sen-Theil trend combined with Mann-Kendall test (Sen+MK) and the WS2001 method. (e-h) are similar to (a-d), but for grid data. Only stations or grids whose trends are statistically significant are displayed

著的, 但使用 WS2001 方法则不显著; 有 12 个站表现为用传统 OLS 方法时不显著, 但用 WS2001 方法时是显著的。图 4d 给出了 Sen+MK 方法 (即不考虑自相关) 与 WS2001 方法 (即考虑自相关)

的差异, 发现还是有不少站点 (占全国 3.6%) 的显著性方面判断存在不同, 且在描述这些站点的趋势量级时也会出现一些不同。图 4e-4h 给出了相应的 3 种方法的格点趋势分析, 得到的结果与图

4a–4d 的站点情况类似：传统 OLS 方法与 WS2001 方法这两种趋势计算方法所得结果的差异主要体现在我国东北地区；从图 4e、4f 可以看出，传统 OLS 方法的结果在东北地区普遍是呈显著增多的，而 WS2001 方法的结果在东北没有显著变化趋势的格点。从图 4c、4g 还可以看出，传统 OLS 方法对趋势显著性的误判并不仅仅局限于东北地区，因而各地都要谨慎使用。从图 4d、4h 可以发现，自相关的考虑与否会对趋势的量级和显著性的判断都有影响，在使用中需要加以考虑。

3.3 热浪次数空间分布特征

3.3.1 常年热浪次数空间分布特征

图 5a 的站点结果和图 5b 的格点结果显示，常年热浪次数达 3 次及以上的区域主要在华南和新疆；最多的 3 个站点分别为云南元江（11.43 次）、新疆淖毛湖（7.83 次）、新疆铁干里克（7.40 次）。在全国 640 站中，有 486 个站都出现过热浪；另外 154 个站没有发生过热浪事件，这些站点主要分布在西藏、青海、四川、云南、贵州和吉林地区。

3.3.2 热浪次数变化趋势的空间分布特征

除去常年热浪次数为 0 的站点，剩下 486 个站点。图 6a 对这些站的热浪次数序列回归残差正态分布检验结果显示，和高温日数结果相似，也只有在华南一带和新疆个别热浪次数多的站点服从正态分布。全国而言，热浪次数表现为非正态分布的站点比例高达 92.18%（图 6a）；而格点资料显示的非正态分布比例也高达 87.74%，几乎只有华南、新疆的个别格点呈现正态分布（图 6b）。所以绝大多数站点和格点并不适合用学生 t 检验来判断热浪次数趋势的统计显著性。图 6c、6d 中一阶自相

关的计算结果表明，有 59.67% 的站点（图 6c）和 63.87% 的格点（图 6d）有自相关，所以大部分站点和格点热浪次数的趋势和显著性也不能直接使用原始的 Sen-Theil 趋势和 Mann-Kendall 检验来估计。

图 7 分别是传统 OLS 方法和 WS2001 方法对热浪次数进行趋势分析的结果比较，以及 Sen+MK 方法和 WS2001 方法的结果比较。由图 7a 的传统 OLS 方法得出，热浪次数呈显著增多趋势的站点主要集中于东南沿海、长江中下游、内蒙古、新疆一带。结合图 5a 来看，热浪次数最多的 3 个站点对应的变化趋势分别为云南元江 $0.60 (10 \text{ a})^{-1}$ 、新疆淖毛湖 $0.26 (10 \text{ a})^{-1}$ 、新疆铁干里克 $0.33 (10 \text{ a})^{-1}$ 。但从图 7b 可明显看出，使用 WS2001 方法算的趋势显著变化站点数量相比传统 OLS 结果明显减少，全国仅有 12.96% 的站点热浪次数呈显著增多趋势，几乎只出现在华南和新疆的个别站点；结合图 5a 来看，常年发生热浪次数最多的 3 个站点对应的变化趋势分别为云南元江 $0.54 (10 \text{ a})^{-1}$ 、新疆淖毛湖 $0.19 (10 \text{ a})^{-1}$ 、新疆铁干里克 $0.30 (10 \text{ a})^{-1}$ 。虽然图 7a、7b 仅显示了趋势显著的站点，但就各站的趋势而言，两种方法都显示呈增多趋势站点数量远多于呈下降趋势站点数量（图略），热浪次数增多是全国大多数站点当前的主旋律。从图 7c 两种方法的对比可以看出，有 21.19% 的站点显著性判断不同。这些站点无明显的地域偏向，散布全国。102 个显著性有差异的站点表现为使用传统 OLS 方法时显著，而使用 WS2001 方法时不显著；另外 1 个站表现为使用传统 OLS 时不显著，在 WS2001 方法下为显著。图 7d 显示的是 Sen+MK 方法和 WS2001 方法在趋势与显著性方面

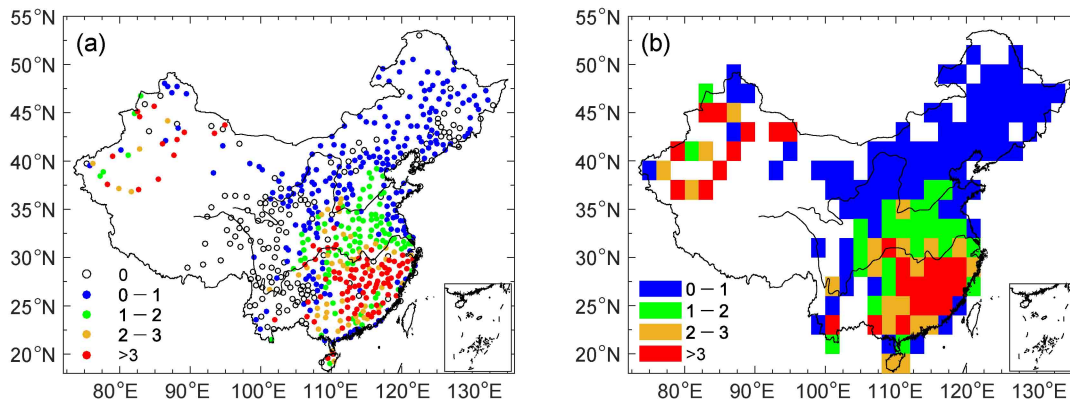


图 5 1981–2010 年气候平均的热浪次数：(a) 站点；(b) 格点（只显示大于 0）

Fig. 5 Average annual heat wave frequency count from 1981 to 2010: (a) Stations; (b) grids (shown are only grids whose values greater than 0)

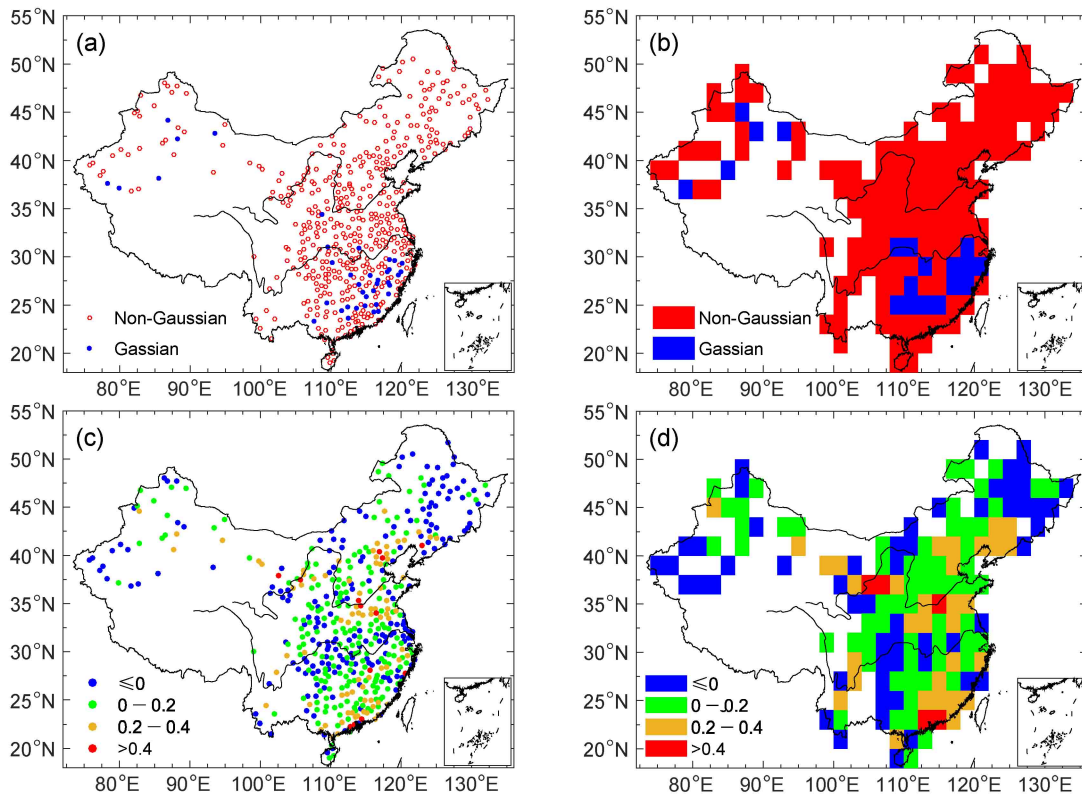


图 6 1960~2018 年热浪次数序列回归残差的正态分布检验结果: (a) 常年热浪次数不为 0 的站点; (b) 常年热浪次数不为 0 的格点; 基于 WS2001 方法计算的 1960~2018 年 (c) 站点和 (d) 格点的热浪次数序列的一阶自相关

Fig. 6 Results of the regression residual normality tests for the annual heat wave frequency count. (a) Stations with heat wave frequency greater than 0 and (b) grid points with heat wave frequency greater than 0. (c) and (d) are the first-order autocorrelation of the heat wave frequency series from 1960 to 2018 in each station and grid box, respectively, based on the WS2001 method

的差异。可以看出, 全国范围有少量站点 (占 3.7%) 的趋势显著性是不同的, 且这些站点的趋势量级也是不一样的。3 种方法得到的格点趋势变化结果可以得出类似的结论 (图 7e~7h): 对比传统 OLS 方法和 WS2001 方法的结果 (图 7e~7g), 除东南沿海和新疆的个别地区两种方法较为一致, 其他地区普遍表现出差异; 对比 Sen+MK 方法和 WS2001 方法的结果 (图 7h), 有少量格点趋势量级和显著性都表现出差异, 再次印证自相关的特征是需要加以考虑的。

3.4 典型区域平均的高温日数和热浪次数

图 8 显示了区域平均的高温日数演变, 4 条序列趋势以及显著性检验使用的是 WS2001 方法, 因为根据 4 条序列的回归残差进行正态分布检验的结果显示, 这 4 条序列都是非正态分布的。结果显示, 华南区域 (图 8a) 和西北区域 (图 8b) 表现为显著增加趋势, 趋势分别为 $1.28 (0.19 \sim 2.27) \text{ d} (10 \text{ a})^{-1}$ 和 $0.99 (0.56 \sim 1.41) \text{ d} (10 \text{ a})^{-1}$ 。华北区域 (图 8c)

和东北区域 (图 8d) 虽然也表现为增加趋势, 但并未通过显著性检验。这表明, 虽然在全球变暖背景下 2018 年华北和东北地区出现了极端高温日数, 但统计上并不能排除高温日数增多的长期趋势仍然可能是随机产生的。

和高温日数区域平均的结果类似, 4 个区域平均的热浪次数的演变结果 (图 9a、9b) 也显示为热浪频发的华南区域和西北区域 1960 年以来热浪次数显著增多, 趋势分别为 $0.21 (0.06 \sim 0.34) (10 \text{ a})^{-1}$ 和 $0.14 (0.04 \sim 0.24) (10 \text{ a})^{-1}$; 华北区域 (图 9c) 和东北区域 (图 9d) 都表现为微弱的增加趋势, 但未通过显著性检验。关于热浪次数趋势和显著性检验使用的也是 WS2001 方法。需要指出的是, 华南区域 (图 9a) 和西北区域 (图 9b) 的序列近似服从正态分布, 因此趋势和显著性检验同时使用了传统 OLS 方法来进行估计 (图略), 发现结果与图 9a、图 9b 中 WS2001 方法的结果极其相似。因此可以认为, 当序列服从正态分布的时候, 使用传

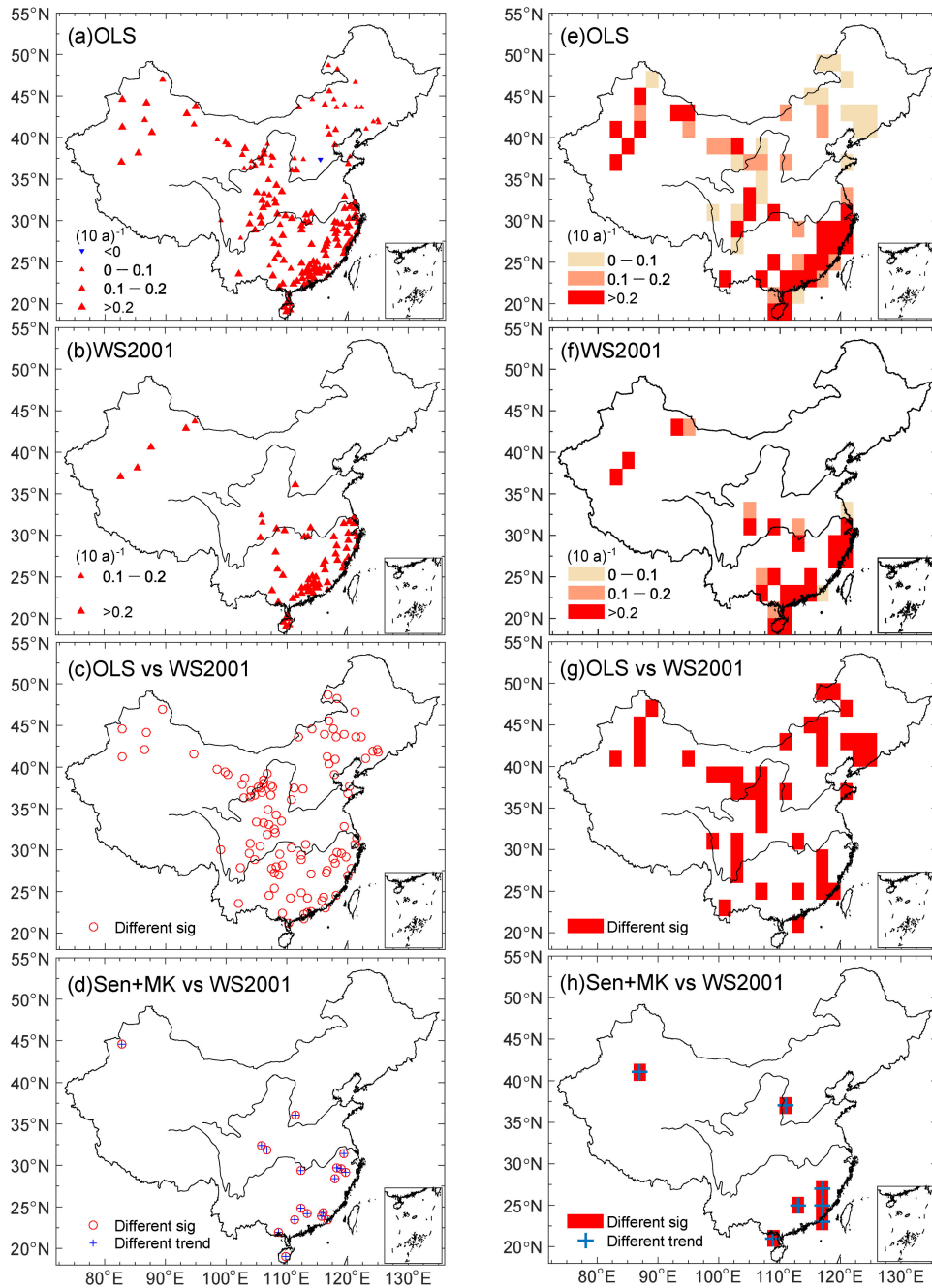


图7 同图4, 但为热浪次数

Fig. 7 Same as Fig. 4, but for heat wave frequency count

统 OLS 方法得到的趋势和显著性是与 WS2001 方法的结果相似的; 但 WS2001 方法的优势在于不需要先对序列的回归残差进行正态分布检验, 无论序列正态与否, WS2001 都是适用的。

3.5 全国平均的高温日数和热浪次数

图 10 显示了全国平均的高温日数和热浪次数演变, 从中可以看出, 2018 年全国平均的高温日数和热浪次数都不是最多的年份; 高温日数是

2017 年最多, 而热浪次数则是 2010 年最多。图 10 还显示出, 全国平均的高温日数和热浪次数都呈现出显著增多趋势, 趋势分别是 $0.81 (0.31 \sim 1.32) \text{ d } (10 \text{ a})^{-1}$ 和 $0.12 (0.05 \sim 0.20) (10 \text{ a})^{-1}$ 。由于全国平均的两条序列都近似正态分布, 通过验证得到, 趋势和显著性的结果中传统 OLS 的结果 (图略) 与 WS2001 的结果 (图 10a、10b) 是一致的。

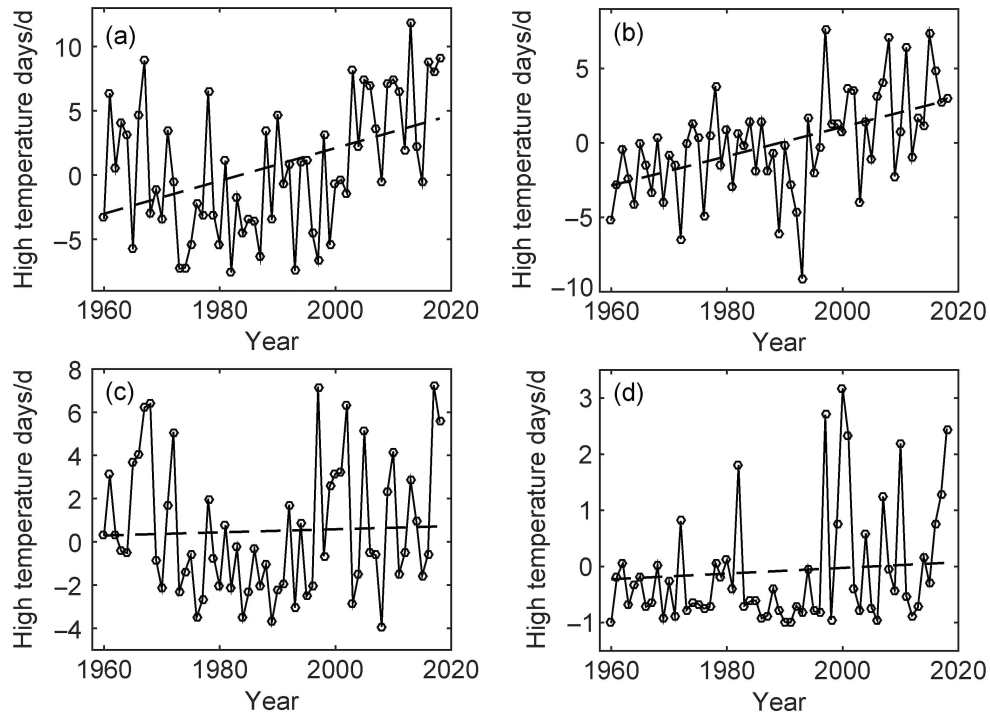


图 8 1960~2018 年 (a) 华南、(b) 西北、(c) 华北、(d) 东北区域平均的高温日数序列 (实线) 及其趋势 (虚线)

Fig. 8 Regional averaged annual count of high temperature days (solid lines) and corresponding linear trend (dashed lines) in (a) South China, (b) northwestern China, (c) North China, and (d) northeastern China

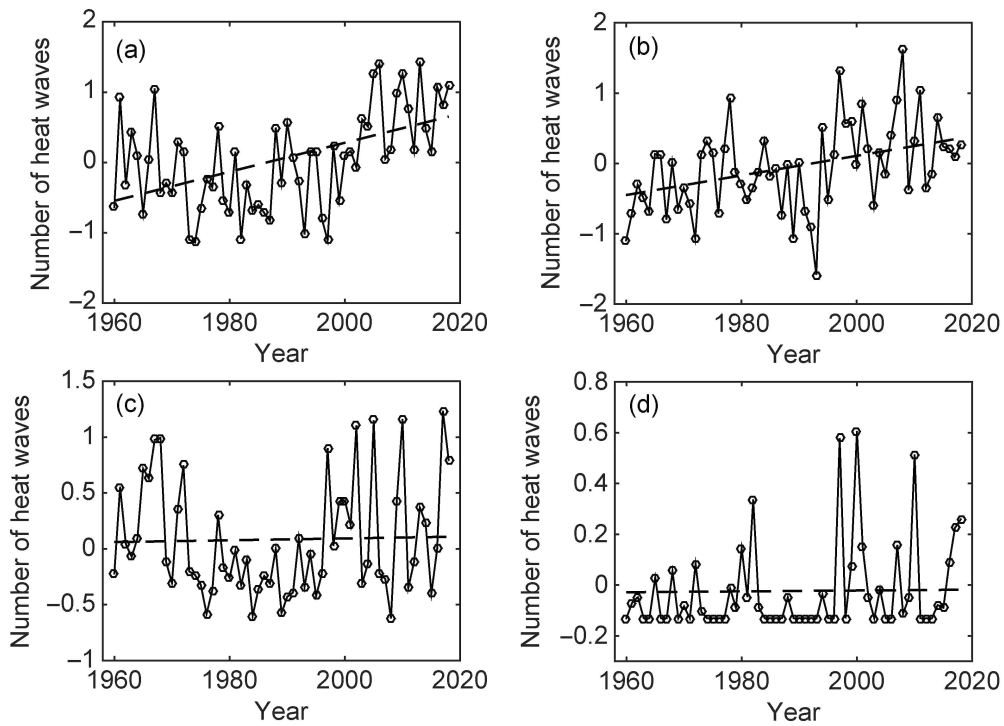


图 9 同图 8, 但为热浪次数

Fig. 9 Same as Fig. 8, but for heat wave frequency count

4 结论和讨论

本文使用 1960~2018 年全国 640 个站点的均

一化逐日气温资料, 通过 WS2001 方法对我国站点
和格点的 1960~2018 年高温日数、热浪次数进行
趋势分析, 并传统 OLS 方法以及直接使用原始

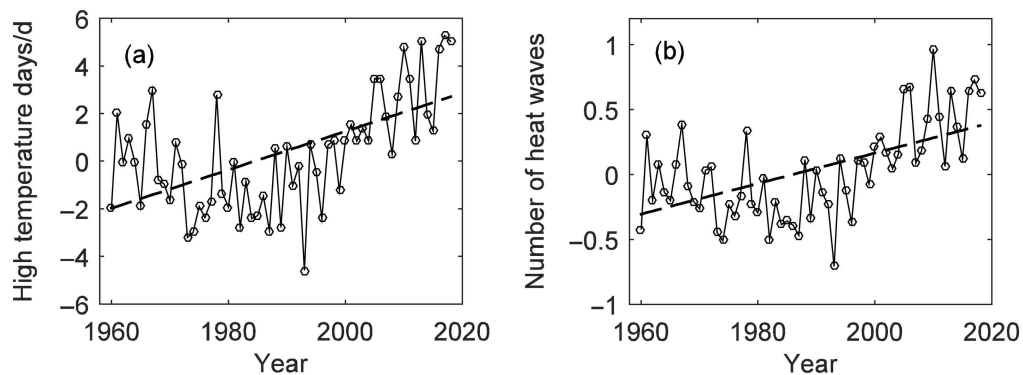


图 10 1960~2018 年全国平均的 (a) 高温日数和 (b) 热浪次数序列 (实线) 及其趋势 (虚线)

Fig. 10 Average annual counts of (a) high temperature days and (b) frequency of heat waves from 1960 to 2018 in China. Solid lines are the time series and dashed lines are the corresponding linear trend

的 Sen-Theil 趋势结合 Mann-Kendall 检验的方法做对比; 同时, 就 4 个典型区域和全国平均的情况进行分析, 得出以下结论:

(1) 至少有 91.14% 站点、90.06% 格点的高温日数和 92.18% 站点、87.74% 格点的热浪次数是非正态分布的, 对这些情况, 传统 OLS 方法不适用。至少有 63.29% 站点、64.33% 格点的高温日数和 59.67% 站点、63.87% 格点的热浪次数是存在自相关的, 不能直接使用原始的 Sen-Theil 趋势和 Mann-Kendall 检验。

(2) 对于各地的高温日数而言, 通过 WS2001 方法计算得到, 全国有 25.32% 的站点高温日数呈显著增多趋势, 主要出现在华南和西北地区, 增速最快的地点位于海南、云南和新疆地区。但如果使用传统 OLS 方法, 会导致呈显著增加趋势的站点偏多, 尤其是在我国东北地区; 与 WS2001 方法相比会有 19.89% 的站点出现误判; 其中, 大部分是把实际不显著的站点误判为显著, 过多估计了显著变化的站点, 实际并没有那么多。主要是因为 OLS 方法易受离群值的影响 (特别是 2018 年东北地区发生的异常高温日数), 会使得原本并没有明显变化趋势的站点产生显著趋势, 出现高温日数显著增多的误判。如果直接使用原始的 Sen-Theil 趋势和 Mann-Kendall 检验的方法, 而不考虑自相关, 与 WS2001 方法相比会有 3.6% 的站点出现趋势显著性的误判, 且这些站点的趋势量级的估计也会出现一些偏差。

(3) 对于各地的热浪次数而言, 通过 WS2001 方法计算得到, 全国有 12.96% 的站点热浪次数呈显著增多趋势, 目前几乎仅限于华南地区 and 新疆的

个别站点。但如果使用传统 OLS 方法, 会过多估计热浪次数显著增多的站点; 相比 WS2001 方法的结果, 使用传统 OLS 方法算得的趋势显著性有 21.19% 的站点会产生错误, 几乎都是把热浪次数变化不显著的站点误判为显著, 北方地区尤其明显。如果直接使用原始的 Sen-Theil 趋势和 Mann-Kendall 检验的方法估计热浪次数的趋势和显著性, 相比 WS2001 方法会有 3.7% 站点的显著性出现误判。

(4) 就 4 个典型区域和全国平均而言, 华南区域、西北区域和全国平均的高温日数和热浪次数都是显著增多的, 华北区域和东北区域趋势并不显著; 华南区域高温日数和热浪次数增加趋势分别为 $1.28 (0.19 \sim 2.27) \text{ d} (10 \text{ a})^{-1}$ 、 $0.21 (0.06 \sim 0.34) (10 \text{ a})^{-1}$; 西北区域高温日数和热浪次数增加趋势分别为 $0.99 (0.56 \sim 1.41) \text{ d} (10 \text{ a})^{-1}$ 、 $0.14 (0.04 \sim 0.24) (10 \text{ a})^{-1}$; 全国平均的高温日数和热浪次数增加趋势分别是 $0.81 (0.31 \sim 1.32) \text{ d} (10 \text{ a})^{-1}$ 和 $0.12 (0.05 \sim 0.20) (10 \text{ a})^{-1}$ 。

本文的研究还有另外一层含义: 绝大部分的站点和格点的高温日数和热浪次数序列都不满足传统 OLS 方法的正态分布假定; 即使是区域平均, 8 条区域平均的序列中也仅有华南和西北区域的热浪次数这 2 条近似正态分布, 因为区域内站点不够多, 样本量不足以满足中央极限定理。因此, 除了本文的趋势分析之外, 在进行区域尺度、乃至站点或格点尺度的高温日数和热浪次数统计预测、统计降尺度建模时, 也要谨慎使用传统的基于正态分布假定的回归分析方法 (如一元线性回归、多元线性回归)。这是以往相关研究中比较容易忽视的一个

问题。一些针对非正态分布气候极值统计预测的方法, 例如数学变换方法和广义线性回归模型 (Qian et al., 2015) 以及一阶差分法 (Qian et al., 2018) 等, 是将来需要考虑的。

致谢 感谢两位匿名审稿人提出的宝贵建议。

参考文献 (References)

- Chen A J, He X G, Guan H D, et al. 2018. Trends and periodicity of daily temperature and precipitation extremes during 1960–2013 in Hunan Province, central south China [J]. *Theor. Appl. Climatol.*, 132(1–2): 71–88. doi:10.1007/s00704-017-2069-x
- Chen Y, Chen W, Qin S, et al. 2019. Anthropogenic warming has substantially increased the likelihood of July 2017-like heat waves over central Eastern China [J]. *Bull. Amer. Meteor. Soc.*, 100(1): S91–S95. doi:10.1175/BAMS-D-18-0087.1
- Conti S, Meli P, Minelli G, et al. 2005. Epidemiologic study of mortality during the summer 2003 heat wave in Italy [J]. *Environ. Res.*, 98(3): 390–399. doi:10.1016/j.envres.2004.10.009
- Deng K Q, Yang S, Ting M F, et al. 2019. Dominant modes of China summer heat waves driven by global sea surface temperature and atmospheric internal variability [J]. *J. Climate*, 32(12): 3761–3775. doi:10.1175/jcli-d-18-0256.1
- Ding T, Ke Z J. 2015. Characteristics and changes of regional wet and dry heat wave events in China during 1960–2013 [J]. *Theor. Appl. Climatol.*, 122(3–4): 651–665. doi:10.1007/s00704-014-1322-9
- Ding T, Qian W H, Yan Z W. 2010. Changes in hot days and heat waves in China during 1961–2007 [J]. *International Journal of Climatology*, 30(10): 1452–1462. doi:10.1002/joc.1989
- Dole R, Hoerling M, Perlwitz J, et al. 2011. Was there a basis for anticipating the 2010 Russian heat wave? [J]. *Geophys. Res. Lett.*, 38(6): L06702. doi:10.1029/2010GL046582
- Du Y D, Ai H, Duan H L, et al. 2013. Changes in climate factors and extreme climate events in South China during 1961–2010 [J]. *Advances in Climate Change Research*, 4(1): 1–11. doi:10.3724/SP.J.1248.2013.001
- 傅帅, 蒋勇, 张小泉, 等. 2016. 近 64 年长沙市高温热浪事件统计分析 [J]. *气象科技*, 44(6): 991–997. Fu Shuai, Jiang Yong, Zhang Xiaoquan, et al. 2016. Statistics analysis of heat wave Events in Changsha in recent 64 years [J]. *Meteorological Science and Technology (in Chinese)*, 44(6): 991–997. doi:10.19517/j.1671-6345.2016.06.021
- 国家标准化管理委员会. 2008. GB/T 4883-2008 数据的统计处理和解释正态样本离群值的判断和处理 [S]. 北京: 中国标准出版社, 21pp. Standardization Administration. 2008. GB/T 4883-2008 Statistical interpretation of data—Detection and treatment of outliers in the normal sample (in Chinese) [S]. Beijing: Standards Press of China, 21pp.
- Hu L S, Huang G, Qu X. 2017. Spatial and temporal features of summer extreme temperature over China during 1960–2013 [J]. *Theor. Appl. Climatol.*, 128(3–4): 821–833. doi:10.1007/s00704-016-1741-x
- Huang D Q, Qian Y F, Zhu J. 2010. Trends of temperature extremes in China and their relationship with global temperature anomalies [J]. *Advances in Atmospheric Sciences*, 27(4): 937–946. doi:10.1007/s00376-009-9085-4
- Huang L, Chen A F, Zhu Y H, et al. 2015. Trends of temperature extremes in summer and winter during 1971–2013 in China [J]. *Atmospheric and Oceanic Science Letters*, 8(4): 220–225. doi:10.3878/AOSL20150005
- IPCC. 2013. Climate Change 2013: The Physical Science Basis. Contribution of Working Group I to the Fifth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change [M]. Cambridge: Cambridge University Press, 1535pp.
- 贾佳, 胡泽勇. 2017. 中国不同等级高温热浪的时空分布特征及趋势 [J]. *地球科学进展*, 32(5): 546–559. Jia Jia, Hu Zeyong. 2017. Spatial and temporal features and trend of different level heat waves over China [J]. *Advances in Earth Science (in Chinese)*, 32(5): 546–559. doi:10.11867/j.issn.1001-8166.2017.05.0546
- Jiang D J, Li Z, Wang Q X. 2012. Trends in temperature and precipitation extremes over Circum-Bohai-Sea region, China [J]. *Chinese Geographical Science*, 22(1): 75–87. doi:10.1007/s11769-012-0515-3
- Kendall M G. 1955. Rank Correlation Methods (2nd ed.) [M]. London: Charles Griffin, 196pp.
- Lewis S C, Karoly D J. 2013. Anthropogenic contributions to Australia's record summer temperatures of 2013 [J]. *Geophys. Res. Lett.*, 40(14): 3705–3709. doi:10.1002/grl.50673
- Li Z, Cao L J, Zhu Y N, et al. 2016. Comparison of two homogenized datasets of daily maximum/mean/minimum temperature in China during 1960–2013 [J]. *Journal of Meteorological Research*, 30(1): 53–66. doi:10.1007/s13351-016-5054-x
- 李琪, 苏欢, 史雨涵, 等. 2016. 1961–2010 年江浙沪地区夏季高温热浪时空变化特征 [J]. *长江流域资源与环境*, 25(3): 506–513. Li Qi, Su Huan, Shi Yuhuan, et al. 2016. Temporal-spatial change characteristics of summer heatwaves in Jiangsu-Zhejiang-Shanghai region during 1961–2010 [J]. *Resources and Environment in the Yangtze Basin (in Chinese)*, 25(3): 506–513. doi:10.11870/cjlyzyyhj201603018
- Lin P F, He Z B, Du J, et al. 2017. Recent changes in daily climate extremes in an arid mountain region, a case study in northwestern China's Qilian Mountains [J]. *Sci. Rep.*, 7(1): 2245. doi:10.1038/s41598-017-02345-4
- 刘娟, 杨沈斌, 王主玉, 等. 2010. 长江中下游水稻生长季极端高温和低温事件的演变趋势 [J]. *安徽农业科学*, 38(25): 13881–13884, 13901. Liu Juan, Yang Shenbin, Wang Zhuyu, et al. 2010. Evolution trend of extreme high and low temperature events during rice growing period in the middle and lower reaches of the Yangtze River [J]. *Journal of Anhui Agricultural Sciences (in Chinese)*, 38(25): 13881–13884, 13901. doi:10.3969/j.issn.0517-6611.2010.25.128
- 刘绿柳, 孙林海, 廖要明, 等. 2008. 国家级极端高温短期气候预测系统的研制及应用 [J]. *气象*, 34(10): 102–107. Liu Lülü, Sun

- Linhai, Liao Yaoming, et al. 2008. Development and application of national prediction system for extreme high temperature [J]. *Meteorological Monthly (in Chinese)*, 34(10): 102–107. doi:10.7519/j.issn.1000-0526.2008.10.014
- Luo L F, Zhang Y. 2012. Did we see the 2011 summer heat wave coming? [J]. *Geophys. Res. Lett.*, 39(9): L09708. doi:10.1029/2012GL051383
- Mann H B. 1945. Nonparametric tests against trend [J]. *Econometrica*, 13(3): 245–259. doi:10.2307/1907187
- Qian C, Zhou W, Fong S K, et al. 2015. Two approaches for statistical prediction of non-Gaussian climate extremes: A case study of Macao hot extremes during 1912–2012 [J]. *J. Climate*, 28(2): 623–636. doi:10.1175/jcli-d-14-00159.1
- Qian C, Zhou W, Yang X Q, et al. 2018. Statistical prediction of non-Gaussian climate extremes in urban areas based on the first-order difference method [J]. *International Journal of Climatology*, 38(6): 2889–2898. doi:10.1002/joc.5464
- Qian C, Zhang X B, Li Z. 2019. Linear trends in temperature extremes in China, with an emphasis on non-Gaussian and serially dependent characteristics [J]. *Climate Dyn.*, 53(1–2): 533–550. doi:10.1007/s00382-018-4600-x
- Ren G Y, Zhou Y Q. 2014. Urbanization effect on trends of extreme temperature indices of national stations over mainland of China, 1961–2008 [J]. *J. Climate*, 27(6): 2340–2360. doi:10.1175/JCLI-D-13-00393.1
- Sen P K. 1968. Estimates of the regression coefficient based on Kendall's Tau [J]. *Journal of the American Statistical Association*, 63(324): 1379–1389. doi:10.1080/01621459.1968.10480934
- 沈皓俊, 游庆龙, 王朋岭, 等. 2018. 1961~2014 年中国高温热浪变化特征分析 [J]. *气象科学*, 38(1): 28–36. Shen Haojun, You Qinglong, Wang Pengling, et al. 2018. Analysis on heat waves variation features in China during 1961–2014 [J]. *Journal of the Meteorological Sciences (in Chinese)*, 38(1): 28–36. doi:10.3969/2017jms.0026
- 施洪波. 2012. 华北地区高温日数的气候特征及变化规律 [J]. *地理科学*, 32(7): 866–871. Shi Hongbo. 2012. Climatic characteristics and the spatio-temporal variation of high temperature days in North China in 1960–2009 [J]. *Scientia Geographica Sinica (in Chinese)*, 32(7): 866–871. doi:10.13249/j.cnki.sgs.2012.07.017
- Stott P A, Stone D A, Allen M R. 2004. Human contribution to the European heatwave of 2003 [J]. *Nature*, 432(7017): 610–614. doi:10.1038/nature03089
- Sun Y, Zhang X B, Zwiers F W, et al. 2014. Rapid increase in the risk of extreme summer heat in eastern China [J]. *Nature Climate Change*, 4(12): 1082–1085. doi:10.1038/nclimate2410
- Sun Y, Hu T, Zhang X B. 2018. Substantial increase in heat wave risks in China in a future warmer world [J]. *Earth's Future*, 6(11): 1528–1538. doi:10.1029/2018EF000963
- Szentimrey T. 1999. Multiple analysis of series for homogenization (MASH) [C]// Proceedings of the Second Seminar for Homogenization of Surface Climatological Data. Geneva: WMO: 27–46.
- von Storch H, Zwiers F W. 1999. Statistical Analysis in Climate Research [M]. Cambridge: Cambridge University Press, 484pp.
- Wang J, Tett S F B, Yan Z W, et al. 2018. Have human activities changed the frequencies of absolute extreme temperatures in eastern China? [J]. *Environmental Research Letters*, 13(1): 014012. doi:10.1088/1748-9326/aa9404
- Wang L, Wang W J, Wu Z F, et al. 2018. Spatial and temporal variations of summer hot days and heat waves and their relationships with large-scale atmospheric circulations across Northeast China [J]. *International Journal of Climatology*, 38(15): 5633–5645. doi:10.1002/joc.5768
- Wang W W, Zhou W, Li Y, et al. 2015. Statistical modeling and CMIP5 simulations of hot spell changes in China [J]. *Climate Dyn.*, 44(9–10): 2859–2872. doi:10.1007/s00382-014-2287-1
- Wang X L, Swail V R. 2001. Changes of extreme wave heights in Northern Hemisphere oceans and related atmospheric circulation regimes [J]. *J. Climate*, 14(10): 2204–2221. doi:10.1175/1520-0442(2001)014<2204:coewhi>2.0.co;2
- 王喜元, 闫业超, 岳书平, 等. 2016. 1961~2010 年长江流域高温热浪时空变化特征 [J]. *云南大学学报 (自然科学版)*, 38(4): 602–609. Wang Xiyuan, Yan Yechao, Yue Shuping, et al. 2016. On spatiotemporal variations of heat waves in the Yangtze River Basin from 1961 to 2010 [J]. *Journal of Yunnan University (in Chinese)*, 38(4): 602–609. doi:10.7540/j.ynu.20150821
- Wang Z Y, Ding Y H, Zhang Q, et al. 2012. Changing trends of daily temperature extremes with different intensities in China [J]. *Acta Meteorologica Sinica*, 26(4): 399–409. doi:10.1007/s13351-012-0401-z
- Wilks D S. 2011. Statistical Methods in the Atmospheric Sciences (3rd ed.) [M]. New York: Academic Press, 141.
- Wu Y, Wang W S, Wang G Q. 2016. Detecting variation trends of temperature and precipitation for the Dadu River Basin, China [J]. *Advances in Meteorology*: 2564586. doi:10.1155/2016/2564586
- 邢彩盈, 张京红, 吴胜安. 2017. 近 50 年海南岛高温日数和热浪的气候特征 [J]. *中国农学通报*, 33(22): 107–112. Xing Caiying, Zhang Jinghong, Wu Sheng'an. 2017. Climatic characteristics of high temperature days and heatwaves: Hainan Island in recent 50 years [J]. *Chinese Agricultural Science Bulletin (in Chinese)*, 33(22): 107–112. doi:10.11924/j.issn.1000-6850.casb16070015
- Xu W H, Li Q X, Wang X L, et al. 2013. Homogenization of Chinese daily surface air temperatures and analysis of trends in the extreme temperature indices [J]. *J. Geophys. Res.*, 118(17): 9708–9720. doi:10.1002/jgrd.50791
- Yan Z W, Li Z, Xia J J. 2014. Homogenization of climate series: The basis for assessing climate changes [J]. *Sci. China Earth Sci.*, 57(12): 2891–2900. doi:10.1007/s11430-014-4945-x
- 叶殿秀, 尹继福, 陈正洪, 等. 2013. 1961~2010 年我国夏季高温热浪的时空变化特征 [J]. *气候变化研究进展*, 9(1): 15–20. Ye Dianxiu, Yin Jifu, Chen Zhenghong, et al. 2013. Spatiotemporal change characteristics of summer heatwaves in China in 1961–2010 [J]. *Progressus Inquisitiones de Mutatione Climatis (in Chinese)*, 9(1): 15–20. doi:10.3969/j.issn.1673-1719.2013.01.003

- Ye D X, Yin J F, Chen Z H, et al. 2014. Spatial and temporal variations of heat waves in China from 1961 to 2010 [J]. *Advances in Climate Change Research*, 5(2): 66–73. doi:10.3724/sp.j.1248.2014.066
- Yin H, Donat M G, Alexander L V, et al. 2015. Multi-dataset comparison of gridded observed temperature and precipitation extremes over China [J]. *International Journal of Climatology*, 35(10): 2809–2827. doi:10.1002/joc.4174
- You Q L, Kang S C, Aguilar E, et al. 2011. Changes in daily climate extremes in China and their connection to the large scale atmospheric circulation during 1961–2003 [J]. *Climate Dyn.*, 36(11–12): 2399–2417. doi:10.1007/s00382-009-0735-0
- You Q L, Ren G Y, Fraedrich K, et al. 2013. Winter temperature extremes in China and their possible causes [J]. *International Journal of Climatology*, 33(6): 1444–1455. doi:10.1002/joc.3525
- Zhai P M, Sun A J, Ren F M, et al. 1999. Changes of climate extremes in China [J]. *Climatic Change*, 42(1): 203–218. doi:10.1023/a:1005428602279
- Zhang X B, Vincent L A, Hogg W D, et al. 2000. Temperature and precipitation trends in Canada during the 20th century [J]. *Atmos.–Ocean*, 38(3): 395–429. doi:10.1080/07055900.2000.9649654
- Zhao C Y, Wang Y, Zhou X Y, et al. 2013. Changes in climatic factors and extreme climate events in northeast China during 1961–2010 [J]. *Advances in Climate Change Research*, 4(2): 92–102. doi:10.3724/sp.j.1248.2013.092
- 中国气象局. 2011. 气象灾害预警信号图标 GB/T 27962-2011 [S]. 北京: 中国标准出版社, 18pp. China Meteorological Administration. 2011. GB/T 27962-2011 Graphical symbols for meteorological disaster warning signal icon (in Chinese) [S]. Beijing: Standards Press of China, 18pp.
- 中国气象局. 2019. 气象知识 [M]. 北京: 《气象知识》杂志社, 76pp. China Meteorological Administration. 2019. Meteorological Knowledge (in Chinese) [M]. Beijing: Meteorological Knowledge Press, 76pp.
- 中国气象局, 国家气候委员会. 2019. 2018 年中国气候公报 [M]. 北京: 气象出版社, 10. China Meteorological Administration, National Climate Committee. 2019. China Climate Bulletin 2018 (in Chinese) [M]. Beijing: China Meteorological Press, 10.
- Zhou B T, Xu Y, Wu J, et al. 2016. Changes in temperature and precipitation extreme indices over China: Analysis of a high-resolution grid dataset [J]. *International Journal of Climatology*, 36(3): 1051–1066. doi:10.1002/joc.4400
- Zhou Y Q, Ren G Y. 2011. Change in extreme temperature event frequency over mainland of China, 1961–2008 [J]. *Climate Research*, 50(2–3): 125–139. doi:10.3354/cr01053