

近 60a 长三角地区极端 高温时间变化特征及其对城市化的响应

彭霞^{1,3} 郭冰瑶² 魏宁^{2,3} 余倩楠^{2,3} 刘敏^{2,3*} 象伟宁^{2,3}

(1. 华东师范大学地理科学学院, 上海 200241;

2. 华东师范大学生态与环境科学学院, 上海 200241;

3. 华东师范大学上海市城市化生态过程与生态恢复重点实验室, 上海 200241)

【摘要】 基于长三角地区 1951~2014 年 56 个国家级气象站点逐日气温记录资料, 通过计算极端高温事件相关指标(极端最高温 TXx, 极端最低温 TNn, 高温日数 Htd 和低温日数 Ltd), 利用 GIS 空间分析技术和 Mann-Kendall 时间趋势分析方法分析了长三角地区近 60 a 极端高温事件的空间分异特征和时间变化趋势, 并探讨了城市化发展对区域极端高温事件时空变异的影响。结果表明: (1) 长三角地区极端高温事件指标均表现为一定的上升趋势, 极端低温指标(TNn 和 Ltd)线性变化趋势比极端高温指标(TXx 和 Htd)更为显著, 变化趋势最显著的地区集中在经济和城市化水平较高的城市及周边地区(如上海、杭州等)。(2) 极端高温指标(TXx 和 Htd)多年平均总体表现为南高北低, 西高东低的趋势, 而极端低温指标中 TNn 多年平均为由中部向南北两侧降低, Ltd 多年平均呈现自中部向南北两侧增多的趋势。(3) 从 1990~2000 到 2000~2010 年, 城市化对极端高温事件的影响增强, 快速城市化对北部城市极端高温事件的影响高于南部城市。

【关键词】 极端气温; Mann-Kendall 趋势检验; 城市化; 长三角地区

【中图分类号】 X16

【文献标识码】 A

【文章编号】 1004 - 8827 (2016) 12 - 1917 - 10

DOI: 10.11870/cjlyzyyhj201612016

政府间气候变化专门委员会(IPCC)第五次评估报告指出 1951~2012 年全球气温上升了 0.72 °C, 人类活动是观测到的全球变暖的主要原因^[1]。温度的升高不仅直接影响温度极值的变化, 而且导致高温干旱和暴雨洪涝等极端气候事件的发生频率和强度加剧, 严重威胁人民的生命、财产及能源、水资源和粮食安全等^[2~5]。与气候平均态相比, 极端气候事件对气候变化更敏感, 其频率和强度的改变对社会和环境的影响也更为严重^[6]。极端气温事件的研究对于了解气候变化规律与探讨气候变化, 区域风险预警及防灾减灾和经济建设具有重大意义。

收稿日期: 2016-04-07; 修回日期: 2016-06-30

基金项目: 国家自然科学基金项目(41201092, 41471076)

作者简介: 彭霞(1993~), 女, 硕士研究生, 主要从事空间分析与模拟研究. E-mail: claire_px@126.com

*通讯作者 Email: mliu@re.ecnu.edu.cn

目前关于极端高温事件已有的研究主要可分为三类：一是采用统计分析方法研究极端高温事件的时空变化趋势特征^[5, 7~12]，这是目前国内大多数的研究主要侧重点；二是探讨极端高温事件的成因，现有研究主要从大气环流系统、海温、城市化引起的热岛效应和下垫面变化(土地利用与土地覆盖)等方面着手，利用建模分析和数据对比分析两种方法进行研究^[13~17]；三是少量研究关注于极端高温事件对人类身体健康以及生产活动等方面的影响评估^[2, 3]。关于对于全球和区域气温变化的原因，一般认为主要和人类活动长期向大气中排放温室气体有关，但其他因子也起到一定作用^[18]。尤其是越来越多的学者探究人类活动究竟在多大程度上影响了气候变化^[19~30]，这些已有研究指出城市化进程的不断发展，受不透水下垫面独特热力特性的影响，城市复杂多样的地表覆盖布局对局地气候可产生显著影响^[19~21]。现有的研究中，城市化对极端高温事件的影响可用城郊对比法^[22~25]、Observation Minus Reanalysis (OMR)方法^[26, 27]以及结合 DMSP/OLS 夜间灯光数据和土地利用变化数据分析^[28~31]等方法进行测定。

长三角地区是我国城市化发展最快速地区，也是国家重要的经济中心和人口高密度中心。近些年该地区极端高温事件频发，人民的健康和正常的经济生产活动受到了极大的影响。鉴于此，为了解在全球变暖大背景之下长三角地区极端气温的时空分异规律及其对城市化的响应特征，本文基于该地区 1951~2014 年逐日气温数据和区域城市化发展相关资料，利用 Mann-Kendall (M-K) 趋势分析和脱钩指数分析方法对区域极端高温事件的时空演变特征进行研究，以便为高效利用气候资源以及预测未来极端气温变化趋势提供基础资料和参考依据。

1 研究数据与方法

1.1 研究区域概况

长三角地区(27° 14' ~35° 33' N, 116° 29' ~123° 45' E)地处我国东部沿海地区，覆盖上海市、江苏省、浙江省全境，总计 25 个城市，区域总面积 21.07 万 km²(图 1)。该地区属于亚热带季风气候，全年降水充沛，夏季高温天气形成主要受到西太平洋副热带高压的控制或受其边缘影响^[32]。长三角地区地势平坦、交通发达，城市用地高度密集，已成为我国城镇分布密度最高、经济发展最具活力的地区之一^[33]。作为我国高速经济发展中心，在气候变化与全球变暖的情景下，极端高温事件对该地区经济发展、城市生态建设以及人民的生命健康有着显著影响^[4]。

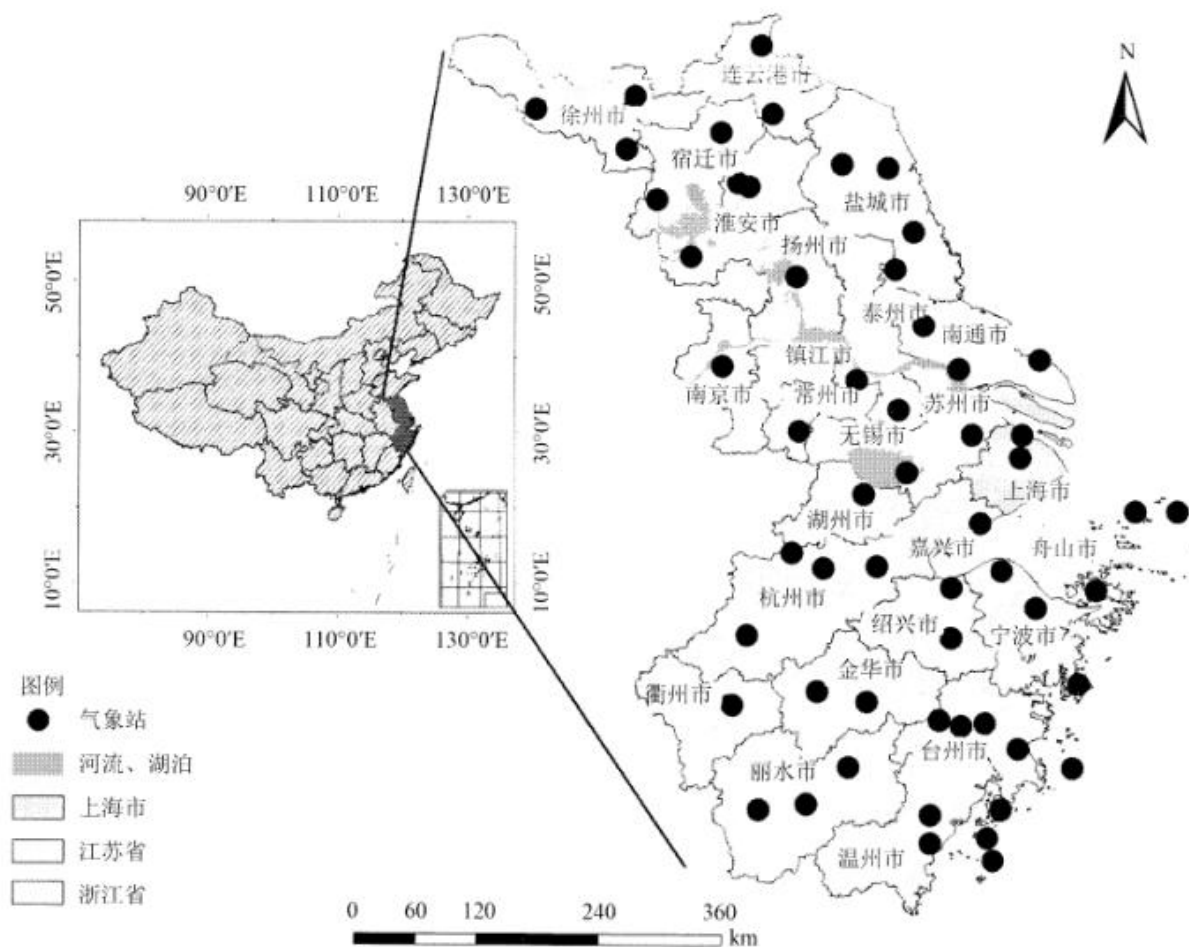


图 1 研究区域及其气象站点地理位置分布

Fig.1 Location of Study Area and Distribution of Meteorological Stations in This Study

1.2 数据来源与处理

本文所用的气象数据来源于中国气象科学数据共享服务网发布的中国地面气候资料日值数据集。选取长三角地区 1951~2014 年 56 个气象台站(总计 2052 站点·年)的逐日地面气温观测数据(包括日最高气温和日最低气温)。其中, 30 个气象台站覆盖浙江省内所有地级市, 24 个气象台站位于江苏省境内的 11 个地级市(泰州和镇江无气象站点数据), 2 个气象台站位于上海市境内(图 1)。气象站数据均经过严格的质量控制和数据检查, 包括时间一致性检验、错误值与异常值筛选等。对于极个别缺值, 采取邻近站点插补或多年平均值代替。对于站点迁移(如南京站在 2008 年发生站点迁移^[34]), 由于本文时间变化分析上采用的长时间序列分析以及空间上采取的是多年平均值进行分析, 且站点迁移年份时间较短, 本研究中暂未考虑台站迁移对于区域研究结果的影响。

为了定量表征极端高温事件时空变化特征, 本文参考世界气象组织(WMO)气候学委员会(CCI)及气候变化和可预测性研究计划(CLIVAR)联合提出的气候变化监测指数(ETCLTDI)^[7, 24], 选取极端最高温(TXx)和极端最低温(TNn)表征近 60 a 来长三角地区年最高温和年最低温的波动范围, 选取高温日数(Htd)和低温日数(Ltd)表征一年内温度较高和较低の日数在年际间的波动^[8](表 1)。

表 1 极端高温事件指标定义

Tab.1 Definition of Extreme Heat Events Indices

名称	缩写	单位	定义
极端最高温	TXx	℃	一年之内出现的日最高气温的最大值， 即一年内最高温度
极端最低温	TNn	℃	一年之内出现的日最低气温的最小值， 即一年内最低温度
高温日数	Htd	d	一年中日最高温度 ≥ 35 ℃的日数
低温日数	Ltd	d	一年中日最低温度 ≤ -3 ℃的日数

城市化是由传统的农业社会向现代城市社会发展的自然历史过程，是城市人口占总人口比重不断提高的过程。在大部分国家和地区，多使用非农人口比重来衡量城市化水平。这种方法表征性强、便于统计、便于相互比较，在单一指标法中具有较高的准确性^[35]。除此之外，城市化是一个地区人口、经济、空间、社会等多种因素综合发展的过程，可以基本概括为人口城市化、空间城市化、经济城市化和社会城市化 4 个方面^[36, 37]，其中人口城市化对城市化子系统的贡献度最大，其平均信息熵约为 0.99^[36]。因此，在分析城市化对极端高温事件影响时，考虑到数据完整性限制，本文以可获取较为完整的非农人口占总人口的比重作为衡量长三角地区的城市化水平的指标，重点选取资料较为完整连续的 1990~2010 年为研究时段分析长三角地区 23 个城市(除泰州、镇江)城市化水平对极端高温事件的影响。长三角地区的人口数据来自于《中国城市统计年鉴》(1991~2011)、《江苏统计年鉴》(1991~2011)、《浙江统计年鉴》(1991~2011)、《上海统计年鉴》(1991~2011)。

1.3 研究方法

首先，本文对 4 个极端高温事件指标进行统计整理，利用 ANUSPLIN 插值算法对长三角地区的极端高温事件进行空间变异特征分析，使用 Mann-Kendall 趋势分析方法长三角地区及区域内各城市以及各个站点的长时间序列极端高温指标进行趋势变化分析与检验。其中，ANUSPLIN (Australian National University Spline)算法是澳大利亚国立大学利用 Fortran 开发的空同异相关插值模型，其基于薄盘样条函数理论，引入多个影响因子作为协变量进行气象要素空间插值可提高插值精度且能同时进行多个表面的空间插值^[38]。基于秩的 Mann - Kendall 趋势分析方法是一种非参数统计检验方法，广泛应用于气象、水文等领域^[39, 40]。本文根据信度 90%、95%和 99%给出三个级别，分别是“显著”、“较显著”和“非常显著”。

最后，基于脱钩指数法分析了长三角地区极端高温事件与城市化率之间的脱钩关系，即两者关系是否存在。脱钩指数(DI)具体计算公式如下：

$$DI = \frac{\Delta S}{\Delta Ur} = \frac{(S_{end} - S_{start}) / S_{start}}{(Ur_{end} - Ur_{start}) / Ur_{start}} \quad (1)$$

式中：DI 为某一时期的脱钩指数， S_{end} 和 S_{start} 是某时期始、末年份的极端高温事件指标， ΔS 是某时期极端高温事件指标的变化率， Ur_{end} 和 Ur_{start} 为某时期始、末年份的城市化率， ΔUr 是某时期城市化率的变化率。由于高温日数 Htd 和低温日数 Ltd 有

0 值存在, ΔS 会无法计算, 因此只对极端最高温 TXx 和极端最低温 TNn 进行脱钩指数分析。本文将脱钩划分为 4 种脱钩程度, 如表 2 所示。

表 2 极端高温事件指标和城市化发展水平脱钩程度判定标准

Tab.2 Judgment Standard of Decoupling Degree between Extreme Heat Indices and Urbanization

脱钩程度	ΔS	ΔUr	$\Delta S/\Delta Ur$	状态描述
绝对脱钩	<0	>0	<0	城市化发展的同时, 极端高温事件指标下降, 从一定程度上讲城市化的发展对极端高温事件指标的上升并不造成影响
相对脱钩	≥ 0	>0	$[0, 1)$	极端高温事件指标随城市化水平的提高而上升, 但城市化的发展快于极端高温事件指标上升, 城市化的发展对极端高温事件指标上升有一定的影响
临界状态	>0	>0	$=1$	城市化发展速率与极端高温事件指标上升的速率一致
耦合	>0	>0	>1	极端高温事件指标上升速率大于城市化发展速率, 城市化发展对极端气温的上升影响很大

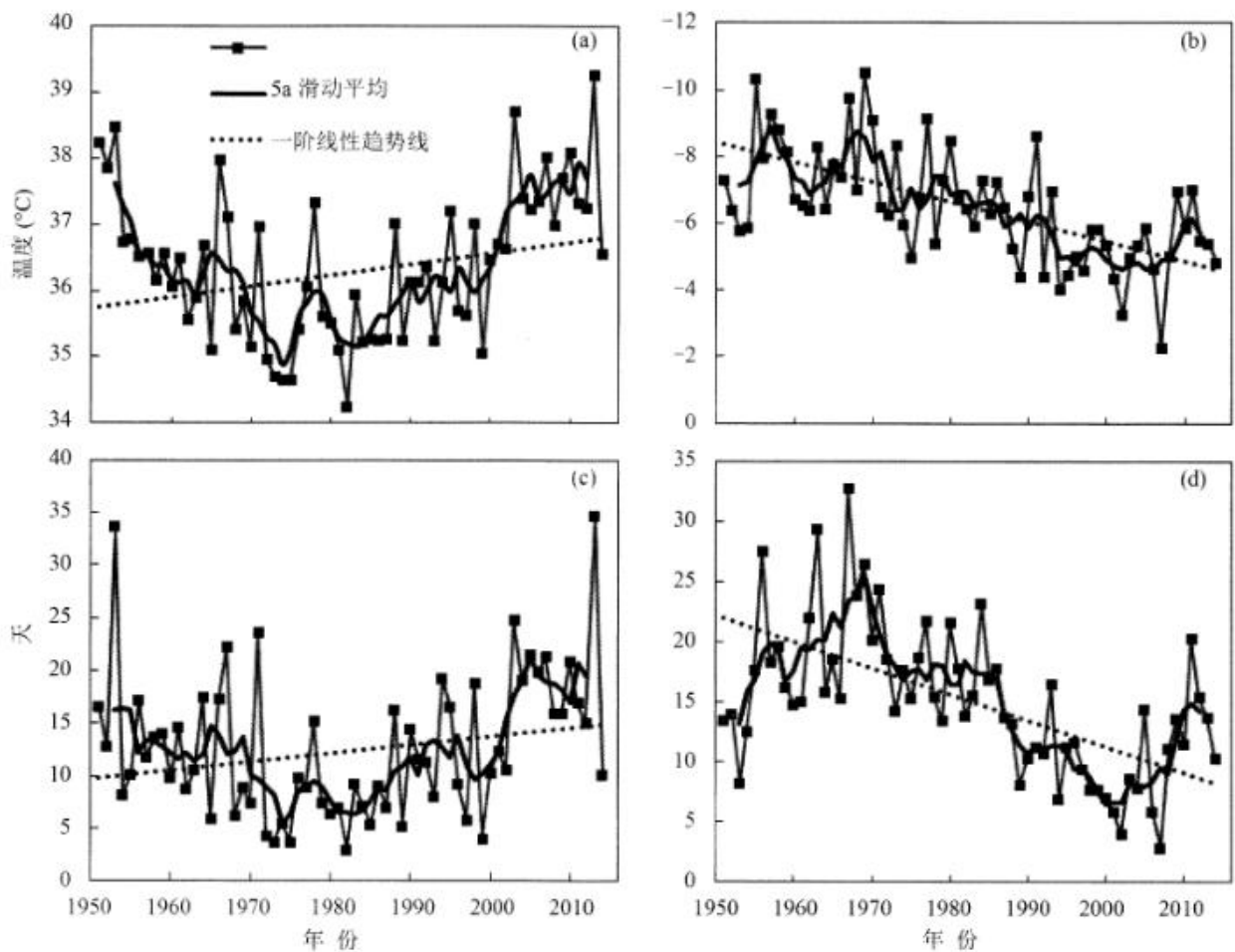
2 结果与讨论

2.1 长三角地区极端气温时空变异分析

2.1.1 极端气温时间变化趋势

研究时段内 (1951~2014 年) 长三角地区极端最高温 TXx (图 2a) 的最高值为 $39.24\text{ }^{\circ}\text{C}$ (2013 年), 最低值为 $34.25\text{ }^{\circ}\text{C}$ (1982 年), 高温日数 Htd (图 2c) 最大值为 34.60 d (2013 年), 最小值为 2.91 d (1982 年), 极端高温指标 (TXx , $H\tau d$) 两者总体表现为“高-低-高”的特征。20 世纪 80 年代之前极端高温指标为下降趋势, 90 年代之后开始上升, 进入高温多发期。与极端高温指标相比, 极端低温指标 (TNn , Ltd) 呈现明显的线性变化趋势, 其中极端最低温 TNn 表现为逐年上升趋势, 气候倾向率为 $0.6\text{ }^{\circ}\text{C}/10\text{ a}$ ($R^2=0.74$, $p < 0.05$) (图 2b), 低温日数 Ltd 呈现线性减少趋势, 气候倾向率为 $-2.2\text{ d}/10\text{ a}$ ($R^2=0.59$, $p < 0.05$) (图 2d)。

基于 Mann-Kendall 趋势分析方法, 长三角地区极端高温指标 (TXx , Htd) 均通过 90% 置信度显著性检验, 为“显著”程度, 其 Z 值分别为 1.64、1.57; 极端低温指标 (TNn , Ltd) 均通过 99% 置信度显著性检验, 为“非常显著”程度, 其 Z 值分别为 4.68、-4.51。对比两组指标的 Z 值可发现, 虽然两者均表现为一定增温变化趋势, 但是极端低温指标比极端高温指标变化趋势更显著且增温速率更快。其中南京站在 2008 年发生站点迁移并未影响其近 50 a 的极端气温增温趋势。长三角地区的极端气温变化趋势与 Shannon 研究大多伦多地区的温度极值记录变化趋势的结果一致^[41]。在全球变暖的大背景下最高温度与最低温度变化幅度也不一致, 最低气温的上升幅度明显高于最高气温^[42]。



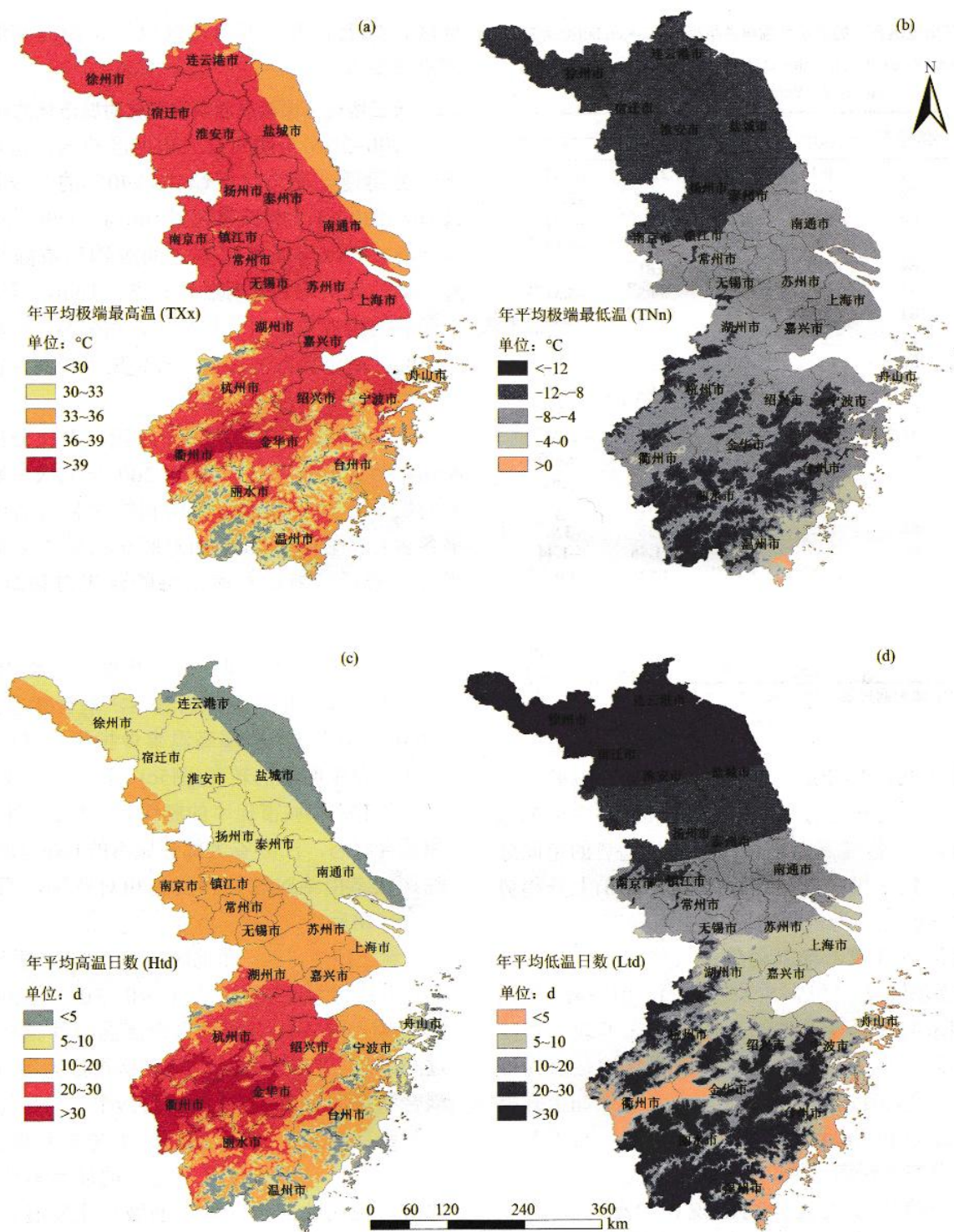
注：(a)极端最高温(TXx)，(b)极端最低温(TNn)，(c)高温日数(Htd)，(d)低温日数(Ltd)

图 2 长三角地区1951~2014年极端高温事件指标变化

Fig.2 Variations of Extreme Heat Events Indices in the Yangtze River Delta Region during 1951–2014

2.1.2 极端高温事件指标空间变异特征

从1951~2014年的长三角地区极端高温事件指标多年平均值空间分布看(图 3)，4个极端高温事件指标空间分布差异明显。极端高温指标(TXx, Htd)总体呈现南高北低、西高东低的分布特征，这种分布特征主要是受到海陆分布和海陆风对气温的影响^[43]。高值区均出现在浙江西南部地区的金华市和衢州市两市，其TXx最高值为39.71℃，Htd最高值为37.27d，低值区域主要集中在东部沿海地区，如江苏省东部城市、舟山市、台州市，以及浙江南部的温州市。相比之下，极端低温指标层状分布较为明显，其中TNn总体上呈现中部高、南北低的分布特征，而Ltd总体上表现为中部低、南北高的分布特征，表明中部地区(包括苏南、浙北、上海)极端低温指标偏暖，而浙南山区由于海拔较高，极端低温指标比苏北平原地区偏冷。



注：(a)极端最高温(TXx)，(b)极端最低温(TNn)，(c)高温日数(Htd)，(d)低温日数(Ltd)

图3 基于ANUSPLIN算法插值后的长三角地区1951~2014年极端高温事件指标年平均值空间分布

Fig.3 Space Distributions of Average Extreme Heat Events Indices in the Yangtze River Delta Region during 1951–2014 based on ANUSPLIN

1951~2014 年长三角地区各地级市极端高温事件指标的变化趋势及显著性具有明显的差异性(表 3)。总体上极端低温指标(TNn, Ltd)比极端高温指标(TXx, Htd)趋势变化更显著。极端高温指标通过 99%显著性检验的城市主要集中在经济水平较发达的

城市，且多位于杭州湾和苏南地区一带。极端低温指标除衢州市通过 90%的显著性检验外，其他城市均通过 99%显著性检验。由 4 个极端高温事件指标 Z 检验值可看出，极端低温指标的 Z 绝对值普遍大于极端高温指标，表明极端低温指标变化速率快于极端高温指标。

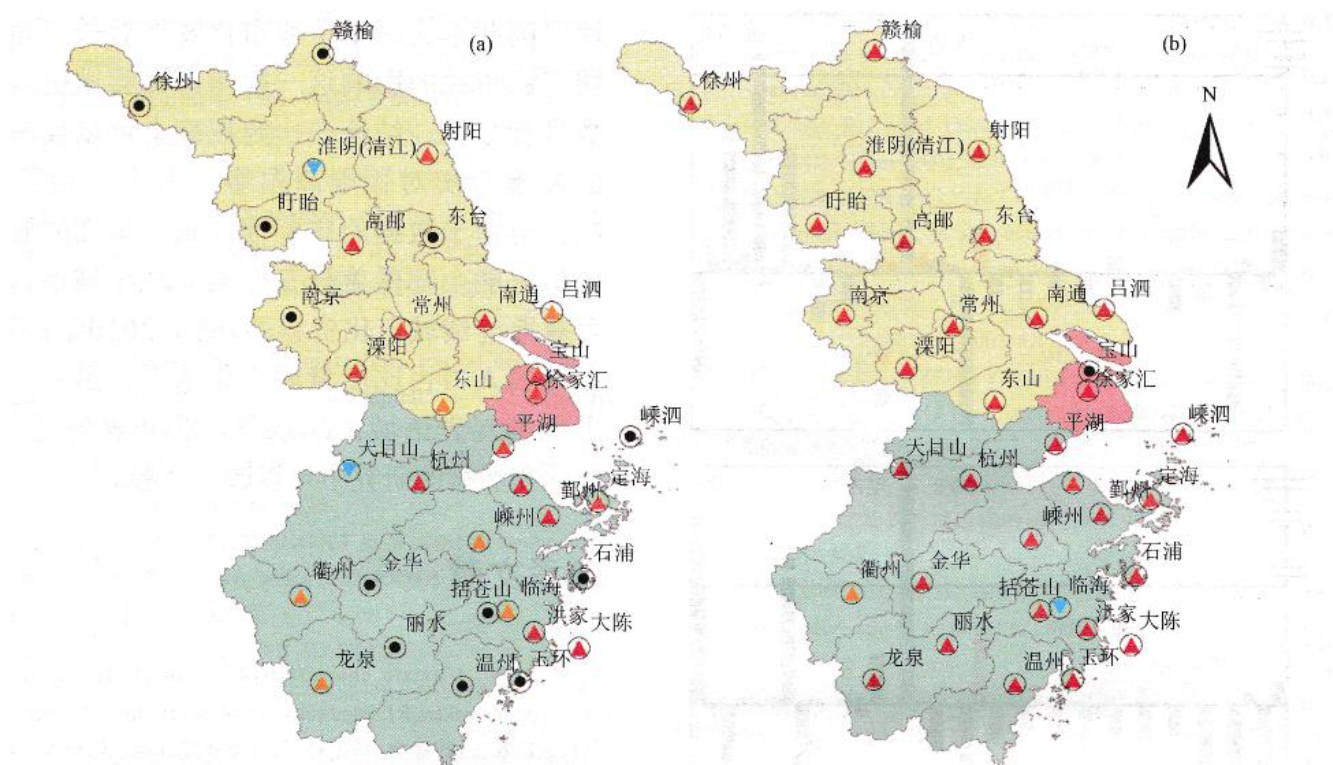
表 3 长三角地区各市的极端高温事件指标Mann-Kendall检验值
Tab.3 Mann-Kendall Test Value Of Extreme Heat Events Indices of
Cities in the Yangtze River Delta

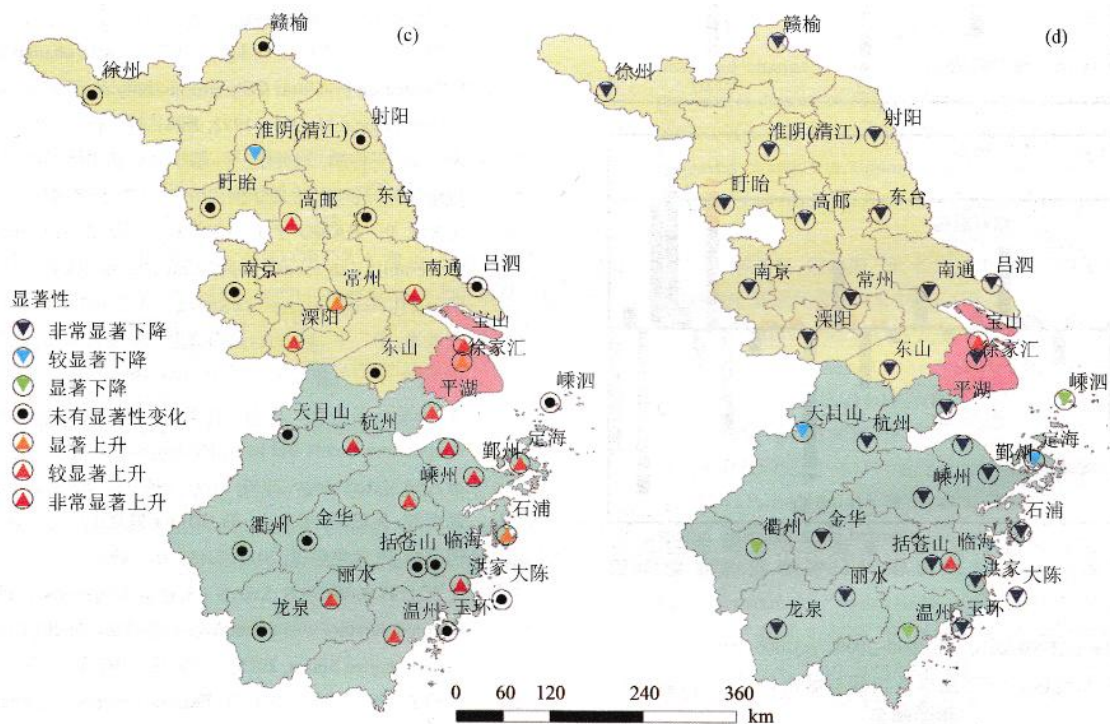
城市	观测年限	MK检验标准化统计量Z			
		TXx	Htd	TNn	Ltd
徐州	55	-0.16	-0.34	2.93^{***}	-4.07^{***}
连云港	58	0.26	1.21	4.68^{***}	-5.12^{***}
淮安	64	-0.67	0.12	4.26^{***}	-4.91^{***}
盐城	61	1.9^{**}	1.12	3.82^{***}	-3.85^{***}
南京	64	0.52	0.65	4.81^{***}	-3.41^{***}
扬州	61	2.99^{***}	2.5	5.05^{***}	-5.31^{***}
南通	64	3.18^{***}	2.34^{***}	3.76^{***}	-3.26^{***}
常州	63	2.25^{**}	1.88^{**}	4.5^{***}	-4.02^{***}
苏州	59	1.58	0.74	3.36^{***}	-3.44^{***}
上海	64	2.88^{***}	2.78^{***}	4.63^{***}	-5.18^{***}
杭州	64	2.43^{***}	2.9^{***}	4.92^{***}	-4.55^{**}
嘉兴	61	2.08^{**}	1.81^{**}	2.68^{***}	-2.84^{***}
宁波	62	2.75^{***}	2.93^{***}	3.63^{***}	-4.69^{***}
舟山	60	1.37	1.95^{**}	2.95^{***}	-1.92^{**}
金华	62	-0.1	0.81	3.92^{***}	-4.93^{***}
绍兴	62	1.25	1.75^{**}	3.58^{***}	-3.9^{***}
衢州	64	1.47	1.18	1.46	-1.44
丽水	62	1.87^{**}	2.37^{***}	2.72^{***}	-4.07^{***}
台州	64	3.47^{***}	4.81^{***}	5.12^{***}	-4.8^{***}
温州	64	-2.53^{***}	0.83	4.68^{***}	-2.06^{**}

注：加粗字体为通过显著性检验，*、**和***分别表示通过置信度90%，95%和99%的显著性检验。

长三角地区各气象站极端高温事件指标变化趋势在空间上具有明显的区域特征(图 4)。参与 Mann-Kendall 趋势分析的 34 个站点(观测年份 > 20 年)中，极端高温指标(TXx, Htd)通过显著性检验的站点数分别为 22 和 17，表现为上升和增加趋势各占 91%和 94%。极端低温指标(TNn, Ltd)通过显著性检验的站点数分别为 33 和 34，其中 97%的站点 TNn 表现为上升趋势和 94%的站点的 Ltd 表现为减少趋势。4 个极端高温事件指标变化趋势的空间分布较为一致，极端高温指标(TXx, Htd)上升趋势最为明显的地区为杭州湾以北(上海和苏锡常地区)及以南沿海区域，增温趋势最大值的站点均为宁波市的鄞州站 4.63 和 3.88(Z 检验值)，而下降(减少)趋势和未有显著变化的站点多集中在苏北、浙江南部和西部地区，下降趋势较为明显的站点为淮安市的淮阴(清江)

站：极端低温指标中 T_{Nn} 上升趋势高值站点和 Ltd 减少趋势高值站点多分布于苏北地区以及东部沿海地区，如 T_{Nn} 上升趋势最大值和 Ltd 减少趋势最大值分别出现在台州市大陈站 (5.20) 和杭州站 (-5.63)，这在一定程度上反映了长三角地区北部比南部增温趋势较为明显，东部沿海地区比西部明显，这与闫俊等人分析结果较为类似^[8]。





注：(a)极端最高温(TXx)，(b)极端最低温(TNn)，(c)高温日数(Htd)，(d)低温日数(Ltd)

图 4 长三角地区 56 个站点极端高温事件指标趋势变化 (1951~2014)

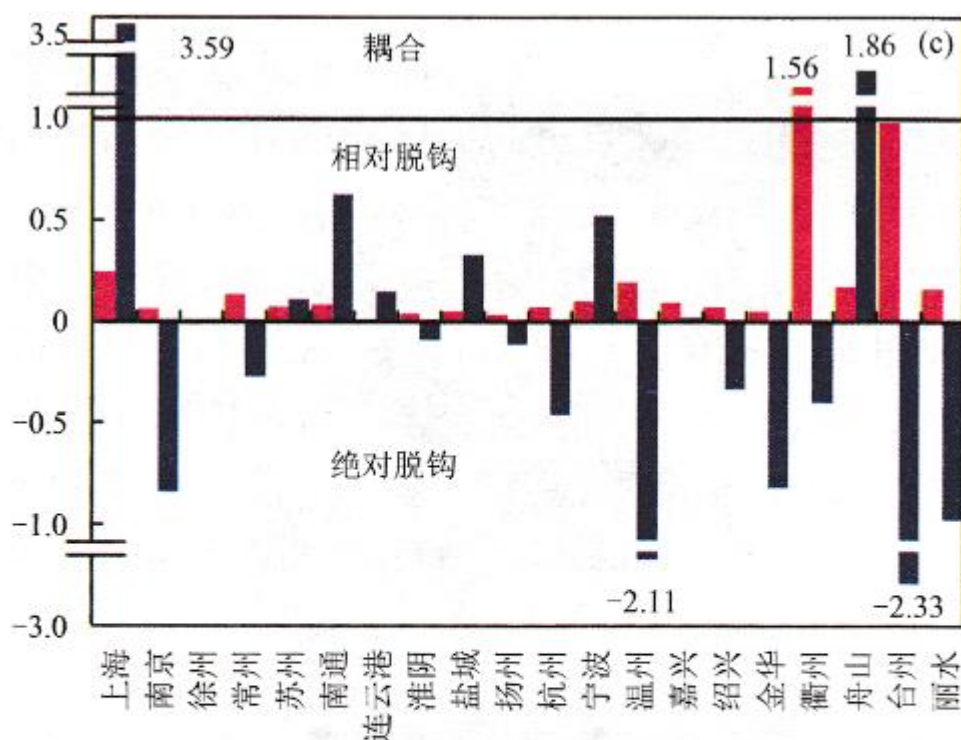
Fig.4 Space Distributions of Extreme Heat Events Indices Trends in the Yangtze River Delta Region during 1951–2014 by Mann-Kendall Test

结合对整个长三角地区极端高温事件指标的 Mann-Kendall 趋势检验分析，研究结果表明无论是整个长三角地区、各个城市还是各个气象站点，虽然极端高温指标的趋势变化没有极端低温指标变化显著，但从各个尺度综合反映出长三角地区气温在近 60 a 里呈现上升趋势。从城市和站点的趋势变化的空间分布来，上升趋势最显著、最快速的地区主要集中在经济水平和城市化水平较高的地区，如上海市、苏南地区以及杭州湾和浙江东部沿海城市。

2.2 长三角地区极端高温事件变化对城市化的响应

1990~2010 年期间长三角地区的城市化发展水平十分迅速，城市化率 U_r 由 1990 年的 0.29 上升到 2010 年的 0.64，增长率超过 100%。1990~2010 年 (图 5a)，TXx 与城市化率之间脱钩指数除连云港外，其他城市均为相对脱钩状态，TNn 与城市化率之间脱钩指数以绝对脱钩为主，占 65%，相对脱钩占 25%，耦合状态占 10%，相对脱钩和耦合状态的城市大多位于东部沿海地区。

将 1990~2010 年分为两个时段，对比分析两种脱钩指数的变化情况。1990~2000 年 TXx 与城市化率的脱钩程度达到相对脱钩和绝对脱钩的城市几乎各占 1/2 (图 5b)，其中相对脱钩的城市多位于杭州湾一带以及浙江东南沿海的台州市和温州市，TNn 与城市化率之间的脱钩程度仍以绝对脱钩为主，占 65%，相对脱钩占 20%，耦合状态占 15%。2000~2010 年 2 个极端高温事件指标与城市化率脱钩状态发生明显的转变 (图 5c)，除徐州市外，所有城市的 TXx 和城市化率的脱钩状态均达到相对脱钩和耦合状态，江苏省大部分城市的 TNn 与城市化率脱钩状态由绝对脱钩转变为相对脱钩，而浙江省却正好相反。



注：(a)1990~2010, (b)1990~2000, (c)2000~2010

图 5 长三角地区极端高温事件指标与城市化发展脱钩指数
相关结果

Fig.5 Decoupling Elasticity of Extreme Heat Events Indices and
Urbanization in the Yangtze River Delta

综上所述，长三角地区城市化水平的发展对 TX_x 的影响比 TN_n 更大。从 1990~2000 年到 2000~2010 年，城市化对两种极端高温事件指标的影响逐渐增强， TX_x 与城市化率脱钩指数为相对脱钩和耦合状态的城市由 9 个增加到 19 个， TN_n 与城市化率脱钩指数为相对脱钩和耦合状态的程度由 7 个增加到 10 个，这些发生明显转变的城市多位于苏北地区，说明北部地区城市的城市化发展对极端高温事件指标的影响高于南部地区，可能是由于苏北地区比浙江南部地区在 2000 年之后城市化水平得到更快速的发展。此研究结论在一定程度反映了极端高温事件指标对城市化发展的响应关系。

3 结论

本文以我国城市化快速发展的长三角地区为研究对象，基于 1951~2014 年国家气象台站的逐日气温观测数据，分析该地区极端高温事件时空变异特征及其与城市化水平之间的响应关系。研究表明，过去近 60 a 中长三角地区极端高温事件指标呈现增温趋势，主要表现为极端高温指标 (TX_x , Htd) 呈现“高-低-高”变化趋势，极端低温指标 (TN_n , Ltd) 表现为线性变化趋势，且极端低温指标变化趋势较极端高温指标更为显著。极端高温事件指标的多年平均值在空间分布上具有明显的空间变异性，受地理位置、海拔高度以及气候条件的影响，高温区域集中在长三角中部地区，包括上海、苏南和浙北地区，低温区域集中在长三角北部、南部山区和东部沿海地区。对长三角地区各地级市和各气象站的极端高温事件指标进行 Mann-Kendall 趋势分析，均发现极端低温指标增温变暖趋势较极端高温指标更显著，且变化趋势较大的气象站多位于经济水平较发达的杭州湾、苏南地区以及东部沿海城市。通过引入脱钩指数分析方法，分析了长三角地区 1990~2010 年极端高温事件指标与城市化发展水平的响应

关系,发现城市化发展对 TXx 的影响较 TNn 更大,由两个阶段中两种脱钩指数变化情况可看出,长三角地区城市化对极端高温事件指标的影响力确有增强,且北部地区城市的城市化发展对极端高温事件指标的影响明显大于南部地区。

区域气温变化受到多种因素的共同影响,主要与全球性气候变暖有关,但局部地区由于自身经济发展,人口增加等社会因素,以及下垫面的变化和地理位置等自然因素的影响存在地域差异性。因此本文侧重于城市化发展对长三角地区极端高温事件的影响这一视角,并尝试引入脱钩指数进行分析,结论在一定程度上可以反映城市化的发展确实对极端高温事件具有一定程度的影响。但由于数据的完整性限制,本文的脱钩指数分析未能全部覆盖长三角地区 25 个城市,且仅对可获取连续城市化资料的 1990~2010 年进行分析,以非农人口占比度量城市化水平,虽在一定程度上能客观表达城市化水平,但仍然缺乏全面性,因此在后续的研究中可以改进完善。

参考文献

- [1] IPCC. Climate change 2014:synthesis report summary for policymakers[R]. Cambridge:Cambridge University Press, 2014.
- [2] 章基嘉,徐祥德,苗俊峰. 气候变化及其对农作物生产潜力的影响[J]. 气象, 1992, 18 (8): 3 - 7 .
- [3] 谢盼,王仰麟,刘炎序,等. 基于社会脆弱性的中国高温灾害人群健康风险评价[J]. 地理学报, 2015, 70 (7): 1041 - 1051 .
- [4] 熊亚军,于平,扈海波. 国内高温气候变化事实及其灾害特征研究进展[J]. 干旱气象, 2013, 31 (1): 194 - 198.
- [5] 邹海波,吴珊珊,单九生,等. 2013 年盛夏中国中东部高温天气的成因分析[J]. 气象学报, 2015, 73 (3): 481 - 495 .
- [6] KATZ R W, BROWN B G. Extreme events in a changing climate:variability is more important than averages[J]. Climatic Change, 1992, 21 (3): 289 - 302.
- [7] 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 .
- [8] 闫俊,江俊杰. 长江三角洲近 51 年极端气候事件变化及其原因分析[J]. 广东气象, 2012, 34 (5): 29 - 34 .
- [9] 陈少勇,王劲松,郭俊庭,等. 中国西北地区 1961-2009 年极端高温事件的演变特征[J]. 自然资源学报, 2012, 27 (5): 832 - 844.
- [10] 叶殿秀,尹继福,陈正洪,等. 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, 2013, 9 (1): 15 - 20.
- [11] 谈建国,郑有飞. 我国主要城市高温热浪时空分布特征[J]. 气象科技, 2013, 41 (2): 347 - 351 .
- [12] 王琮,张明军,王圣杰,等. 1962-2011 年长江流域极端气温事件分析[J]. 地理学报, 2013, 68 (5): 611 - 625 .

-
- [13] BLACK E, BLACKBURN M, HARRISON G, et al. Factors contributing to the summer 2003 European heatwave[J]. *Weather*, 2004, 59 (8): 217 - 223.
- [14] ZHANG J Y, DONG W J, WU L Y, et al. Impact of land use changes on surface warming in China[J]. *Advances in Atmospheric Sciences*, 2005, 22 (3): 343 - 348.
- [15] 史军, 丁一汇, 崔林丽. 华东极端高温气候特征及成因分析[J]. *大气科学*, 2009, 33 (2): 347 - 358 .
- [16] ANJUM IQBAL M, PENAS A, CANO-ORTIZ A, et al. Analysis of recent changes in maximum and minimum temperatures in Pakistan[J]. *Atmospheric Research*, 2016, 168 : 234 - 249.
- [17] IPCC. Climate change 2001:the scientific basis[R]. Cambridge:Cambridge University Press, 2001.
- [18] IPCC. Climate change 2013:the physical science basis[R]. Cambridge:Cambridge University Press, 2014.
- [19] ZHOU L M, DICKINSON R E, TIAN Y H, et al. Evidence for a significant urbanization effect on climate in China[J]. *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America*, 2004, 101 (26): 9540 - 9544.
- [20] 郑祚芳. 北京极端气温变化特征及其对城市化的响应[J]. *地理科学*, 2011, 31 (4): 459 - 463
- [21] WANG Y, JI W, YU X F, et al. The impact of urbanization on the annual average temperature of the past 60 years in Beijing[J]. *Advances in Meteorology*, 2014, 2014 : 374987.
- [22] REN G Y, ZHOU Y Q, CHU Z Y, et al. Urbanization effects on observed surface air temperature trends in North China[J]. *Journal of Climate*, 2008, 21 (6): 1333 - 1348.
- [23] 崔林丽, 史军, 周伟东. 上海极端气温变化特征及其对城市化的响应[J]. *地理科学*, 2009, 29 (1): 93 - 97 .
- [24] WANG J, YAN Z W, LI Z, et al. Impact of urbanization on changes in temperature extremes in Beijing during 1978-2008[J]. *Chinese Science Bulletin*, 2013, 58 (36): 4679 - 4686.
- [25] SI P, ZHENG Z F, REN Y, et al. Effects of urbanization on daily temperature extremes in North China[J]. *Journal of Geographical Sciences*, 2014, 24 (2): 349 - 362.
- [26] KALNAY E, CAI M. Impact of urbanization and land-use change on climate[J]. *Nature*, 2003, 423 (6939): 528 - 531.
- [27] YANG X C, ZHANG Y L, LIU L S, et al. Sensitivity of surface air temperature change to land use/cover types in China[J]. *Science in China Series D:Earth Sciences*, 2009, 52 (8): 1207 - 1015.
- [28] 谢志清, 杜银, 曾燕, 等. 长江三角洲城市带扩展对区域温度变化的影响[J]. *地理学报*, 2007, 62 (7): 717 - 727

-
- [29] 李晓萌, 孙永华, 孟丹, 等. 近 10 年北京极端高温天气条件下的地表温度变化及其对城市化的响应[J]. 生态学报, 2013, 33 (20): 6694 - 6703.
- [30] 杨续超, 陈锋, 祝炜平, 等. 城市化对浙江省夏季极端高温事件的影响[J]. 热带气象学报, 2014, 30 (4): 719 - 726 .
- [31] YANG X C, CHEN F, ZHU W P, et al. Urbanization effects on observed changes in summer extreme heat events over Zhejiang province, East China[J]. Journal of Tropical Meteorology, 2015, 21 (3): 295 - 302.
- [32] 史军, 陈伯民, 穆海振, 等. 长江三角洲高影响天气演变特征及成因分析[J]. 高原气象, 2015, 34 (1): 173 - 182 .
- [33] 杨芳, 潘晨, 贾文晓, 等. 长三角地区生态环境与城市化发展的区域分异性研究[J]. 长江流域资源与环境, 2015, 24 (7): 1094 - 1101 .
- [34] 赵兵, 郑清华, 叶兴荣, 等. 新旧南京国家基准气候站观测数据差异[J]. 气象科学, 2010, 30 (4): 559 - 563 .
- [35] 周通. 城市化水平的度量研究[J]. 湖南财经高等专科学校学报, 2008, 24 (2): 85 - 87.
- [36] 陈明星, 陆大道, 张华. 中国城市化水平的综合测度及其动力因子分析[J]. 地理学报, 2009, 64 (4): 387 - 398 .
- [37] 王少剑, 方创琳, 王洋. 京津冀地区城市化与生态环境交互耦合关系定量测度[J]. 生态学报, 2015, 35 (7): 2244 - 2254 .
- [38] 刘志红, LIL T, MCVICART R, 等. 专用气候数据空间插值软件 ANUSPLIN 及其应用[J]. 气象, 2008, 34 (2): 92 - 100 .
- [39] 魏凤英. 现代气候统计诊断与预测技术[M]. 2 版. 北京: 气象出版社, 2007: 63-69.
- [40] 朱旭东, 何洪林, 刘敏, 等. 近 50 年中国光合有效辐射的时空变化特征[J]. 地理学报, 2010, 65 (3): 270 - 280 .
- [41] ALLEN S M J, GOUGH W A, MOHSIN T. Changes in the frequency of extreme temperature records for Toronto, Ontario, Canada[J]. Theoretical and Applied Climatology, 2015, 119 (3): 481 - 491.
- [42] KARL T R, KNIGHT R W, GALLO K P, et al. A new perspective on recent global warming: asymmetric trends of daily maximum and minimum temperature[J]. Bulletin of the American Meteorological Society, 1993, 74 (6): 1007 - 1023.
- [43] 李少魁. 长江三角洲地区极端气候事件及其成因分析[D]. 南京: 南京信息工程大学硕士学位论文, 2014.