

余清波, 曹丽娟, 李珍, 等. 2023. 1909~2021 年长春市极端气温多尺度变化特征及其与大尺度气候指数的关系 [J]. 气候与环境研究, 28(4): 437-449. YU Qingbo, CAO Lijuan, LI Zhen, et al. 2023. Multi-scale Temporal Variation Characteristics of Extreme Temperature in Changchun during 1909-2021 and Its Relationship with Large-Scale Climate Indices [J]. Climatic and Environmental Research (in Chinese), 28 (4): 437-449. doi:10.3878/j.issn.1006-9585.2023.22115

1909 ~ 2021 年长春市极端气温多尺度变化特征 及其与大尺度气候指数的关系

余清波¹ 曹丽娟² 李珍³ 王程程¹ 张一博¹ 朱亚妮² 王丽丽⁴

¹ 吉林省气象信息网络中心, 长春 130062

² 国家气象信息中心, 北京 100081

³ 中国科学院大气物理研究所东亚区域气候—环境重点实验室, 北京 100029

⁴ 长春南湖学校, 长春 130102

摘 要 基于 1909~2021 年长春市均一化逐日最高气温、最低气温资料, 评估了百年来长春市气温增暖特征并量化了城市化影响的贡献率, 揭示了关键极端气温指数的多尺度变化特征, 并探讨不同尺度上极端气温指数与太平洋年代际振荡 (Pacific Decadal Oscillation, PDO) 和大西洋年代际振荡 (Atlantic Multidecadal Oscillation, AMO) 的关系。结果表明: 1909~2021 年长春市年平均气温增暖速率为 2.93℃/100 a, 1909~2015 年间城市化影响的贡献率为 56.22%。暖指数 (夏日日数 SU25、暖昼日数 TX90p、暖夜日数 TN90p、暖日持续日数 WSDI) 在波动中呈上升趋势, 而冷指数 (霜冻日数 FD0、冷日日数 TX10p、冷夜日数 TN10p、冷日持续日数 CSDI) 则呈显著减少趋势。准 3 年为主的年际震荡、35 年为主的年代际震荡和 105 年为主的多年代际震荡在多个气温指数演变过程中占据主导地位。多数极端气温指数的变化由反映年际变化的前两个固有模态函数和反映长期趋势的残余分量所决定。在年际和多年代际尺度上, 暖指数的变化多与同期 AMO 指数呈显著正相关, 同相位变化特征显著, 但与 PDO 指数呈负相关; 冷指数则与之相反。

关键词 均一化 极端气温 集合经验模态分解 (EEMD) 多尺度变化特征 百年尺度 长春市

文章编号 1006-9585(2023)04-0437-13

中图分类号 P467

文献标识码 A

doi:10.3878/j.issn.1006-9585.2023.22115

Multi-scale Temporal Variation Characteristics of Extreme Temperature in Changchun during 1909–2021 and Its Relationship with Large-Scale Climate Indices

YU Qingbo¹, CAO Lijuan², LI Zhen³, WANG Chengcheng¹, ZHANG Yibo¹,
ZHU Yani², and WANG Lili⁴

¹ Jilin Meteorological Information Center, Changchun 130062

² National Meteorological Information Center, Beijing 100081

³ Key Laboratory of Regional Climate–Environment for Temperate East Asia, Institute of Atmospheric Physics, Chinese Academy of Sciences, Beijing 100029

收稿日期 2022-09-29; 网络预出版日期 2023-04-10

作者简介 余清波, 男, 1981 年出生, 高级工程师, 主要从事气象资料处理与分析。E-mail: yuqingbo2004@126.com

通讯作者 李珍, E-mail: lizhen@tea.ac.cn

资助项目 中国科学院战略先导科技专项 XDA20020201, 中国气象局创新发展专项 CXFZ2023J049

Funded by Strategic Priority Research Program of the Chinese Academy of Sciences (Grant XDA20020201), Innovation and Development Project of China Meteorological Administration (Grant CXFZ2023J049)

4 Changchun BeiHu School, Changchun 130102

Abstract Based on the homogenized daily maximum and minimum temperature records during 1909–2021 in Changchun, the warming characteristics of temperature in Changchun over the recent 100 years were evaluated and the contribution rate of urbanization impact was quantified, the multi-scale variation characteristics of 16 extreme temperature indices were revealed, and then the relationship between extreme temperature indices on different scales and Pacific Decadal Oscillation (PDO) and Atlantic Multidecadal Oscillation (AMO) was further discussed. The results showed that warm indices (SU25, TX90p, TN90p, and WSDI) showed upward trends in fluctuation; while cold indices (FD0, TX10p, TN10p, and CSDI) showed downward trends in fluctuation in recent 113 years. Trends of all indices were at 0.01 or 0.05 significance level, except for SU25, WSDI, and TX90p. The extreme temperature indices in Changchun revealed periodic changes at different scales, which are mainly determined by the first two intrinsic mode functions and the residual signal. Most extreme temperature indices have a 3-year or quasi-3-year main time scale revealing the interannual variations and a quasi-6-year time cycle dominating by decadal variations. Few indices are with significant longer time scales, such as quasi-31-year in SU25, reflecting the characteristics of multi-decadal variability. In the original signal and multi-decade variation, most warm indices (SU25, TX90p, TXx, and WSDI) were significantly negatively correlated with PDO in the same period but significantly positively correlated with AMO. It indicated there are obvious in-phase relationships between warm indices and AMO, revealing the significant modulating effect of AMO on interannual and multi-decade variations on extreme warm indices, but out-phase relationships between them and PDO. While, the situation is opposite for cold indices.

Keywords Homogenization, Extreme temperature, Ensemble Empirical Mode Decomposition (EEMD), Multi-scale temporal variation characteristics, Century-scale, Changchun City

1 引言

IPCC 第六次评估报告指出 (IPCC, 2021) 指出在全球变暖背景下, 气候变化正在给不同地区带来多种不同的组合性变化, 且其表现和结果在不同区域存在差异, 极端高温、热浪、寒潮、极端降水等事件趋频趋强, 且多种极端事件并发的概率增加。中国气象局气候变化中心 (2021) 显示我国是全球气候变化的敏感区和影响显著区, 升温速率明显高于同期全球平均水平。高温、强降水等极端天气气候事件增多增强, 极端低温事件减少, 气候风险水平趋于上升。严中伟和杨赤 (2000) 研究显示, 近几十年中国极端气候变化格局表明气候变化更强烈地表现在极端气候中。百年尺度上, Yan et al. (2001) 基于均一化资料量化了 1915~1997 年北京站和 1873~1997 年平均气温和极端气温的变化特征, 发现 20 世纪 40~70 年代北京呈变冷趋势, 极端高温气温事件的频率降低, 此后又呈增暖趋势, 极端高温事件的频率增加; 而上海极端气温时间的变化趋势基本呈相反趋势。

东北地区气候变化对于全球变暖的响应尤为敏感, 百年尺度上亦然。就平均态而言, 孙凤华等 (2006) 研究发现 1905~2001 年东北增温速率 ($1.43^{\circ}\text{C}/$

100 a) 是全国平均同期增温速率 ($0.44^{\circ}\text{C}/100\text{ a}$) 的 3 倍, 长春增暖速率为 $1.013^{\circ}\text{C}/100\text{ a}$, 这充分说明东北地区的确是气候变化敏感区。1905~2005 年长春的增暖速率为 $0.19^{\circ}\text{C}/10\text{ a}$, 整个东北地区年平均气温的增温速率为 $0.165^{\circ}\text{C}/10\text{ a}$ 并存在 2~3 a、8~12 a、20~25 a 和 45 a 左右的区域性多重时间尺度下的周期性变化特征 (姜晓艳等, 2008)。《东北区域气候变化评估报告: 2020 决策者摘要》(2021) 中提到 1905~2017 年东北区域年平均气温升温趋势更为迅速达 $1.8^{\circ}\text{C}/100\text{ a}$, 远高于全球及全国同期平均升温速率。就极端指数而言, Zhao et al. (2013) 揭示了 1961~2010 年东北地区高温天数微弱增加, 寒潮和低温天数则显著减少; 暖日和暖夜显著增加, 而冷日和冷夜显著减少。李洋等 (2015) 揭示了 1961~2013 年东北地区年和季节高温阈值、低温阈值与最长热浪天数均呈波动上升趋势, 年和春、秋、冬季的霜冻日数呈下降趋势。Wang et al. (2012) 和 Yang et al. (2017) 分别侧重研究了 1961~2010 年和 1961~2014 年东北地区多重时间长度上极端降水的时空变化格局。Guo et al. (2019) 研究了 1960~2014 年东北极端气温和降水事件的时空演变特征。1961~2017 年东北地区极端最高和极端最低气温显著上升, 高温日数增加, 低温日数和

寒潮减少, 日最大降水量和大雪日数均呈增加趋势(《东北区域气候变化评估报告: 2020 决策者摘要》编写委员会, 2021)。Yu and Ma (2022) 基于 83 个气象台站日值降水数据揭示了东北地区降水和极端事件的时空变化特征, 对东北地区干旱和洪涝灾害的监测和预警起到指导意义。在更小尺度上, 1961~2015 年吉林极端气温冷指数(冷昼日数、冷夜日数、霜冻日数、冷持续日数等) 均显著下降, 暖指数(暖昼日数、暖夜日数、夏季日数、热夜日数等) 则显著上升, 且大部分极端气温指数的主周期为 3 a 左右(任景全等, 2017)。Yu et al. (2020) 基于均一化逐日气温资料揭示 1909~2018 年长春市与极端冷事件有关的指数呈减少趋势, 与极端暖事件有关的指数均呈减少趋势(暖夜除外), 极端冷、暖阈值指数变化表现出不对称性。

气候变化是人为和自然外强迫以及气候系统内部变率共同驱动的。许多研究已经证实太平洋年代际振荡(Pacific Decadal Oscillation, PDO) 和北大西洋年代际振荡(Atlantic Multidecadal Oscillation, AMO) 影响东亚气温和降水年代际变化的两个主要驱动因子, 特别是与东亚夏季气温和降水的年代际异常有显著的相关关系。朱益民和杨修群(2003) 研究发现, PDO 与东亚大气环流及中国气候年代际变化关系密切, PDO 暖位相期, 冬季和夏季东北大部分地区气温异常显著偏高, 而 PDO 冷位相期反之。李双林等(2009) 发现 AMO 对东亚季风气候的年代际变化有显著的调制作用, 暖位相 AMO 增强东亚夏季风, 减弱冬季风, 气温升高, 冷位相则相反。Ouyang et al. (2014) 研究了过去 100 年 El Niño (ENSO)/PDO 与中国降水、径流的联系, 研究发现: 尽管存在区域和季节差异, 但中国大部分地区的降水和径流在 ENSO/PDO 暖位相时总体减少, 在 La Niña/PDO 冷位相时总体增加。当考虑 ENSO 和 PDO 的共同影响时, 中国北部和南部的降水/径流响应相反, 与 ENSO 相关的降水/流量在 PDO 暖位相时中国北部增强而在南部减少, 当 PDO 冷位相时中国南部增强而在北部减少。周晓和黄菲(2015) 研究发现, 中国极端高温频数的时空变化的第一模态(全国一致型) 与 AMO 和印太暖池的变化有关。在年代际尺度上, 中国的极端高温天气的发生主要受到北大西洋和中太平洋海表面温度的影响, 可能与 AMO 和中太平洋型 El

Niño 有一定的关系。Qian (2016) 揭示和 AMO 模态有关的年代际变率增强了中国气温序列在 20 世纪早期以及 1981~2010 年的变暖。钱诚等(2018) 发现上海极端热事件频数和夏季平均气温演变中都存在明显的 60~80 年周期的年代际变率, 与大西洋年代际振荡相关。Qin et al. (2018) 研究发现 20 世纪 40 年代以来中国中北部秋季降水与 PDO 存在显著负相关关系, 进一步分析表明中北部秋季降水的年代际变化是由 PDO 相关的北半球中纬度大尺度大气环流异常引起的。可见, 气候系统的内部变率对全球或区域气温平均态或极值存在影响。同样, IPCC 第六次评估报告(IPCC, 2021) 亦明确指出在全球变暖背景下, 以城市化为代表的人类活动对于气候变暖的影响是客观存在且日趋突显。

综上所述, 在长期气候冷暖变化方面, 东北地区有很好的 consistency、同步性, 且长春观测资料可反映东北地区的冷暖变化特征, 亦可以代表吉林省(马树庆, 1996)。但目前, 针对百年尺度上长春市极端气温不同时间尺度变化特征的研究尚不多见, 多尺度演变规律及其与大尺度气候指数的关系尚不明确, 亟需开展相关研究。

吉林省是农业大省, 气候变化特别是极端气候对农业的影响事关全局。因此, 在气候变暖的大背景下, 深入开展长春市极端气温指数不同尺度的变化规律, 并探讨大尺度气候指数的遥相关关系, 对更准确、定量地预报和防范各种极端天气事件的发生、建立健全多灾种早期预警、提高灾害应急能力均有参考意义。本文旨在基于 1909~2021 年长春市均一化逐日最高、最低气温序列, 评估近 113 年来气温变化特征, 量化城市化效应的影响, 深入揭示 113 a 以来各极端气温指数不同尺度周期性变化特征, 探讨不同尺度上极端指数与 PDO、AMO 的相关关系, 旨在丰富长春市百年尺度气候变化特征的内涵。

2 数据与方法

2.1 数据

收集、整编长春市气象站(现为长春市绿园区气象局气象站, 台站号: 54161) 1909~2021 年逐日最高气温和最低气温台站观测资料。1950 年以

前气象资料来自于吉林省气象档案馆, 1951~2021 年气象资料来自于国家气象信息中心均一化的气温数据 (Cao et al., 2016)。长春市气象站自建站以来 3 次迁站, 5 次变更观测仪器, 1979 年以前观测环境为自然植被 (Yu et al., 2020)。因战乱及历史缘故, 1921 年 9~12 月、1922 年 5 月、1941 年 8 月、1943~1946 年和 1948 年气温资料缺测。1909~1950 年逐日最高、最低气温资料采用人工智能技术从长春气象站整编纸质资料中智能识别提取, 实现观测数据的数字化, 并续接 1951~2021 年逐日最高、最低气温资料。经质量控制、非均一性检验和订正后, 形成百年以来均一化逐日最高气温、最低气温观测资料, 日平均气温为最高气温和最低气温的平均值。

利用美国国家海洋和大气管理局再分析资料 20CR 1909~2015 年月平均地表 (2 m) 气温数据 ([https://downloads.psl.noaa.gov/Datasets/20thC_ReanalysisV3/spreads/Monthlies/2mSI-MO/\[2022-12-07\]](https://downloads.psl.noaa.gov/Datasets/20thC_ReanalysisV3/spreads/Monthlies/2mSI-MO/[2022-12-07])), 空间分辨率为 1° (纬度) × 1° (经度), 选取长春市范围内的格点 (43°N~46°N, 124°E~128°E), 求取区域平均序列, 通过对其与观测数据变化趋势进行对比分析, 量化局地城市化对长春气温长期变化趋势的影响。

选取 AMO 指数 ([https://psl.noaa.gov/data/timeseries/AMO/\[2022-07-05\]](https://psl.noaa.gov/data/timeseries/AMO/[2022-07-05])) 和 PDO 指数 ([https://www.ncei.noaa.gov/pub/data/cmb/ersst/v5/index/ersst.v5.pdo.dat\[2022-07-05\]](https://www.ncei.noaa.gov/pub/data/cmb/ersst/v5/index/ersst.v5.pdo.dat[2022-07-05])), 揭示不同时间尺度上气温极端指数变化特征与大尺度气候指数的可能联系。同时, 为了便于分析, 文中将 1909~2021 年各气温极端指标序列、PDO 序列、AMO 序列及各自多尺

度分量序列做了归一化处理。

2.2 研究方法

2.2.1 均一性检验与订正

采用 RHtest 方法 (Wang, 2008a, 2008b; Wang et al., 2010) 对 1909~2021 年长春市逐日最高气温和最低气温资料进行非均一性检验和订正。在此之前, 已完成对原始数据的质量控制, 考虑以下两种情况: 日最低气温 > 日最高气温; 日最高和最低气温记录值严重偏离本地区气候均值情况, 即超出平均值 ± 4 倍标准差的记录值定义为超出界限值 (Yu et al., 2020)。随后, 对解放前和解放后衔接数据进行非均一性检验和订正。由于解放前观测台站分布稀疏, 较难选到合适的参考站, 且无元数据记录, 因此, 采用 RHtest 中的 PMF 检验对逐日最高气温和最低气温序列进行均一化检验, 对不连续点逐一进行判别, 保留通过 99% 显著性检验的不连续点。经检验发现: 解放前日最高气温没有不连续点, 无需订正; 最低气温在 1937 年存在不连续点, 其订正量为 -1.3℃。解放后的资料采用了国家气象信息中心发布的中国国家级地面气象站均一化气温日值数据集 (Cao et al., 2016)。

2.2.2 极端气温指数

气候变化检测和指数专家组 (ETCCDI) 定义了 16 个具有代表性的气候指数, 用于全球及区域极端气候变化的研究。本文选取其中 10 个关键极端气温指数 (表 1) 来表征 1909~2021 年长春极端气温指数及趋势变化。文中将夏季日数 SU25、暖昼日数 TX90p、暖夜日数 TN90p、极端最高气温 TXx 和暖日持续日数 WSDI 视为暖指数, 将霜冻日数 FD0、冷日日数 TX10p、冷夜日数 TN10p、极

表 1 关键极端气温指数的定义

Table 1 Definitions of key extreme temperature indices

指数类型	极端气温指数	缩写	定义	单位
暖指数	夏季日数	SU25	年内日最高气温 > 25℃ 日数	d
	极端最高气温	TXx	年日最高气温的最大值	℃
	暖昼日数	TX90p	年日最高气温 > 1961~1990 年第 90 个百分位数日数	d
	暖夜日数	TN90p	年日最低气温 > 1961~1990 年第 90 个百分位数日数	d
	暖日持续日数	WSDI	年日最高气温 > 1961~1990 年第 90 个百分位值连续 6 d 日数	d
冷指数	霜冻日数	FD0	年内日最低气温 < 0℃ 日数	d
	极端最低气温	TNn	年日最低气温的最小值	℃
	冷日日数	TX10p	年日最高气温 < 1961~1990 年第 10 个百分位数日数	d
	冷夜日数	TN10p	年日最低气温 < 1961~1990 年第 10 个百分位数日数	d
	冷日持续日数	CSDI	年日最低气温 < 1961~1990 年第 10 个百分位值连续 6 d 日数	d

端最低气温 T_{Nn} 和冷日持续日数 CSDI 视为冷指数。

2.2.3 集合经验模态分解

任国玉等 (2010) 认为极端气候序列线性趋势的分析尚依赖于时间尺度的选取, 趋势的大小受序列两端极端值的影响较大。李慧群和付遵涛 (2012) 认为传统趋势分析中, 大尺度循环和趋势变化很可能混合在一起, 不能分辨出趋势变化还是周期震荡。相比而言, 集合经验模态分解 (Ensemble Empirical Mode Decomposition, EEMD) 具有自适应性和时间上的局部性特点, 是适应于非线性、非平稳领域的时频分析方法, 能够更好地提取趋势和周期信息 (Huang et al., 1998; Wu and Huang, 2009), 可应用于气候序列的多尺度分析 (Qian et al., 2010; 王兵和李晓东, 2011)。在多数情况下, 加入的白噪声与原始序列的信噪比为 0.2, 几百次的分解能使噪声产生的误差小于 1% (Wu and Huang, 2009)。

本文采用 EEMD 方法对 1909~2021 年长春市 10 个关键极端气温指数序列、PDO 及 AMO 序列进行本征模态函数分解, 分解时扰动白噪声与原始信号的信噪比定为 0.2, 集合样本数取 500 次, 最终得到各极端指数的 5 个分量 (C1-C5) 及长期残差分量 (Residual, RES)。每个分量表征了信号的局部特征, RES 则体现了其真实的长期变化趋势。EEMD 亦可计算各分量的平均周期和能量谱密度, 两者间的关系可表征为斜率为-1 的直线, 并给出白噪声能量谱分布的置信区间。在给定显著性水平下, 分解所得各分量能量相对于周期分布位于置信度曲线以上, 则表明通过检验, 具有实际物理意义; 反之则认为未通过显著性检验 (冯晓莉等, 2020)。

2.2.4 城市化效应评估

Kalnay and Cai (2003) 提出了“观测减去再分析” (Observation Minus Reanalysis, OMR) 方法, 利用观测气温与再分析资料的差值研究代表气温的变化趋势, 将土地利用/土地覆盖对局地气候的影响信息从全球变暖的大背景中剥离出来。城市化引起的气温上升是土地利用/土地覆盖变化影响区域气候的重要体现。城市化影响贡献率评估的思路是: 经过气候模式计算的再分析资料代表大尺度气候变化, 不包括局地土地利用变化 (如城市化) 的影响, 因而用实地气温观测减去再分析的气温序列, 即可推断城市化的贡献。然而, 由于模式本身存在误差, 使得再分析资料中气温序列的多年代际变率 (Multi-

decadal variability, MDV) 相对于实测 MDV 存在系统性偏差, 该方法在应用中通常会高估城市化效应 (Wang et al., 2013), 而这一结论在城市化对日较差的影响中进一步得到印证 (Wang et al., 2018)。此外, 由于生成大气再分析资料的数值模式在边界层、近地层和陆面过程参数化方案以及外强迫数据 (如气溶胶) 存在偏差, 无法完美再现大尺度气候变化趋势, 导致 OMR 的结果存在偏差。但总体来说, OMR 方法在一定程度上能够用来估计局地因素的增温效应, 目前已被广泛应用于研究城市化和土地利用对区域气候的影响 (Fall et al., 2010; Shen et al., 2017)。

2.2.5 变化趋势估计及相关性分析

采用一元线性回归模型拟合各极端气温指数与时间序列间的关系及各极值指标与 PDO/AMO 原始信号和 C1-C5 分量对应序列的关系, 采用 F 检验对回归系数 (线性趋势) 的显著性进行检验。其中前者的显著性水平设为 0.01, 后者设为 0.05。

计算各分量与原始信号间的皮尔逊相关系数, 考虑到气温序列是红噪声, 具有自相关性, 在采用 t 检验 (显著性水平 0.01) 对皮尔逊相关系数进行显著性检验时, 采用有效自由度 (Bretherton et al., 1999), 进而明晰各分量与原始信号的相关程度。

2.2.6 数据归一化处理

归一化是一种简化计算的方式, 即将不同量级的数据转化成为同一量级的数据, 将所有属性以相同的测量单位表示, 并使用通用的刻度或范围, 是一种无量纲处理手段。由于各极值指标、PDO 和 AMO 序列在数据量级上差异, 为了便于分析, 本文直接调用了 matlab 里面的 mapminmax 函数对上述序列进行归一化处理, 将所有序列的值映射到 [-1,1] 之间, 计算公式如下:

$$y = \frac{(y_{\max} - y_{\min})(x - x_{\min})}{(x_{\max} - x_{\min})} + y_{\min} \quad (1)$$

其中, x 为样本数据, $x_{\max}$ 、 $x_{\min}$ 分别为样本矩阵每行的最大值、最小值; y 为归一化后的矩阵, $y_{\max}$ 、 $y_{\min}$ 分别是归一化后矩阵 y 每行的最大值、最小值; 本文 $y_{\max}$ 和 $y_{\min}$ 分别为 1 和 -1。

3 研究结果

3.1 百年尺度长春市平均气温变化特征及局地城市化的影响

通过对相同时段内 (1909~2015 年) 观测资

料和再分析资料 20CR 获得的长春市年平均气温序列进行对比 (图 1), 进而从全球变暖中分离出下垫面引起的局地气温变化特征, 量化城市化对于长春气候变暖的贡献。为了对比, 图 1 还给出了同期全球平均气温序列。从图 1 可以看出, 1909~2015 年长春市年平均气温序列与基于 20CR 得到的序列呈现出一致的年际变率, 但变化趋势存在明显差异, 观测资料表明长春市增暖速率为 $2.85^{\circ}\text{C}/100\text{a}$ (1909~2021 年增暖更为迅速为 $2.93^{\circ}\text{C}/100\text{a}$),

明显高于再分析资料的增暖速率 $1.25^{\circ}\text{C}/100\text{a}$, 更远远超过全球平均增暖速率 $1.04^{\circ}\text{C}/100\text{a}$ 。可见, 1909~2015 年长春市 OMR 趋势值 (城市化影响) 为 $1.60^{\circ}\text{C}/100\text{a}$, 进一步计算发现城市化对于气温变暖的贡献率为 56.22%。

3.2 极端气温指数年际变化

图 2 给出了 1909~2021 年各极端气温指数年际变化曲线及由 EEMD 分解得到的趋势项 RES; 表 2 给出了各极端气温指数原始信号的线性变化趋

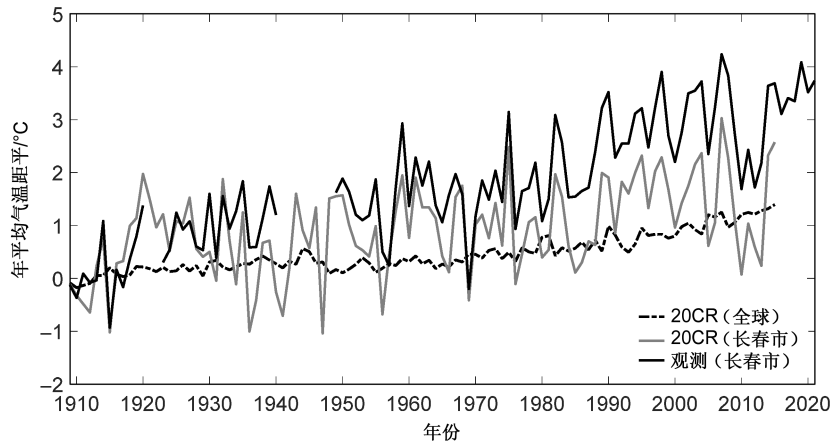


图 1 1909 年以来基于观测及再分析资料 20CR 的全球和长春市年平均气温距平序列 (参考期 1909~1918 年)

Fig. 1 Annual mean temperature anomaly series in Changchun and global since 1909 based on the observed and reanalyzed (20CR) data (using a base period of 1909–1918)

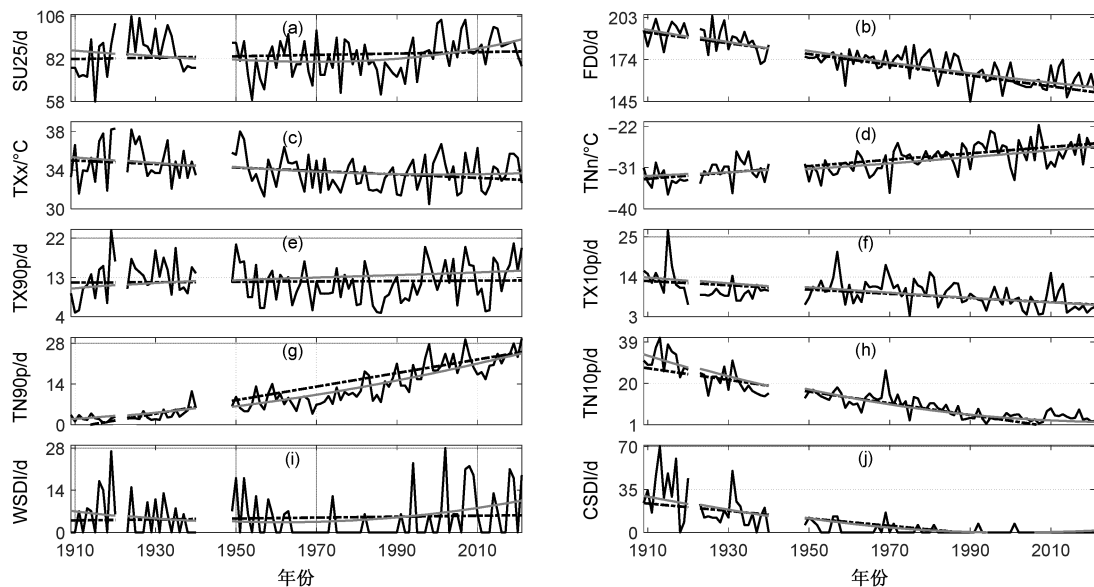


图 2 1909~2021 年长春市 (a) 夏季日数 (SU25)、(b) 霜冻日数 (FD0)、(c) 极端最高气温 (TXx)、(d) 极端最低气温 (TNn)、(e) 暖昼日数 (TX90p)、(f) 冷日日数 (TX10p)、(g) 暖夜日数 (TN90p)、(h) 冷夜日数 (TN10p)、(i) 暖日持续日数 (WSDI)、(j) 冷日持续日数 (CSDI) 年序列 (黑色实线)、线性拟合线 (黑色虚线) 及基于集合经验模态分解 (EEMD) 得到的长期趋势 (灰色线)

Fig. 2 Time series of annual temperature extreme indice (a) SU25, (b) FD0, (c) TXx, (d) TNn, (e) TX90p, (f) TX10p, (g) TN90p, (h) TN10p, (i) WSDI, and (j) CSDI (black solid line), linear fitting lines (black dashed line), and long term trends (gray solid line) based on Ensemble Empirical Mode Decomposition (EEMD) in Changchun during 1909–2021

表 2 1909~2021 年长春市极端气温指数原始信号线性趋势、经 EEMD 分解的各分量 (C1-C5) 及残差 (RES) 与原始信号的相关系数及其方差贡献率、各分量的平均震荡周期

Table 2 Linear trends of extreme temperature index original signal, correlation coefficients and variance contribution rates between the components (C1-C5) based on EEMD and residual (RES) and original signal, and average oscillation periods of C1-C5 in Changchun during 1909-2021

极值指标	原始信号的 线性趋势	与原信号的相关系数						方差贡献率						平均震荡周期/a				
		C1	C2	C3	C4	C5	RES	C1	C2	C3	C4	C5	RES	C1	C2	C3	C4	C5
SU25	3.88 d/100 a	0.73**	0.46**	0.44**	0.42**	0.04	0.26	53.57%	13.56%	4.51%	15.51%	2.95%	9.91%	2.8	5.3	11.7	26.3*	52.5
TXx	-1.78°C/100 a**	0.76**	0.47	0.28	0.25	0.35	0.34**	59.66%	18.54%	6.00%	2.14%	3.65%	10.02%	2.8	6.2	13.1	21	52.5
TX90p	0.44 d/100 a	0.76**	0.58**	0.34	0.25	0.32	0.04	50.54%	18.97%	4.62%	4.80%	14.52%	6.55%	2.9*	5.8	10.5	21	105.0**
TN90p	23.32 d/100 a**	0.25**	0.35**	0.23	0.29	0.39	0.92**	7.49%	3.33%	1.06%	2.34%	0.90%	84.88%	2.8	5.8	17.5	35.0**	52.5*
WSDI	1.56 d/100 a	0.74**	0.44**	0.36	0.17	0.27	0.29	60.29%	20.11%	4.20%	3.28%	4.55%	7.57%	3.1*	6.6	13.1	26.3	52.5
FD0	-37.06 d/100 a**	0.42**	0.17**	0.09**	0.2	0.11	0.84**	18.74%	4.47%	1.26%	2.22%	1.36%	71.96%	3.0*	6.2	13.1	35.0*	105
TNn	6.95°C/100 a**	0.6	0.37	0.33	0.29	0.18	0.64**	38.51%	10.39%	7.24%	2.73%	1.98%	39.14%	2.9*	5.5	11.7	26.3	52.5
TX10p	-5.86 d/100 a**	0.6	0.4	0.44	0.24	0.1	0.47**	37.57%	13.8%	8.52%	4.49%	3.19%	32.44%	3.1*	5.5	13.1	35	105.0*
TN10p	-26.82 d/100 a**	0.21**	0.19**	0.29**	0.11	-0.46	0.91	8.08%	1.29%	2.28%	1.02%	1.44%	85.88%	3.0*	5.8	11.7	26.3	105.0**
CSDI	-30.26 d/100 a**	0.45**	0.28	0.35	0.34	0.35	0.72**	34.99%	8.44%	11.26%	2.03%	2.14%	41.14%	3.0*	6.2	11.7	26.3	52.5

注: *表示在0.1的水平上显著, **表示在0.01的水平上显著。

势、各指数分量与原始信号的相关系数及其方差贡献率和各分量的平均震荡周期。总体来看, 暖指数以上升趋势为主, 冷指数则以下降趋势为主 (图 2)。就长期变化趋势而言 (表 2), 1909~2021 年长春市 FD0、TX10p、TN10p、TXx 和 CSDI 分别呈 -37.06 d/100 a、-5.86 d/100 a、-26.82 d/100 a、-1.78°C/100 a 和 -30.26 d/100 a 的显著下降趋势 ($p < 0.01$); 而 TN90p 和 TNn 则分别呈 23.32 d/100 a、和 6.95°C/100 a 的显著上升趋势; SU25、TX90p 和 WSDI 呈上升但不显著的趋势, 分别为 3.88 d/100 a、0.44 d/100 a 和 1.56 d/100 a。以上结果表明: 极端冷事件趋于减少, 极端暖事件增多, 符合全球变暖背景下极端气候事件的变化特征。

上述极端指数的变化趋势与前人的研究结论 (朱红蕊和刘赫男, 2011; 李洋等, 2015; 周晓宇等, 2015; 任景全等, 2017; Qian et al., 2019; 周波涛和钱进, 2021) 均基本一致, 仅在量值上有所差异。就 TXx 而言 (图 2k), 1909~2021 年长春市呈 -1.78°C/100 a 的显著下降趋势, 与 Yu et al. (2020) 长春市 1909~2018 年 -2.10°C/100 a 的变化趋势基本一致。对比发现 1909~2021 年 TX90p 以 0.44 d/100 a 趋势增加 (图 2g), 这与 Yu et al. (2020) 1909~2018 年长春市 TX90p 以 -0.9 d/100 a 的趋势下降结论相反, 进一步计算发现 1909~2018 年 TX90p 呈 -0.71 d/100 a 的下降趋势, 与 Yu et al. (2020) 结

论一致仅量值略有差异, 说明 2019~2021 年 TX90p 迅速上升改变了其整体变化趋势。TX10p (图 2e)、TN10p (图 2f) 的变化幅度要大于 TX90p (图 2g) 和 TN90p (图 2h), 这与张凯等 (2006) 分析的 1957~2000 年沈阳地区冷日、冷夜的变化幅度要大于暖日和暖夜的结论一致。

基于 EEMD 分解得到的长期趋势 RES (图 2), 体现了原始时间序列总体上随时间变化的趋势, 具有单调性。总体来看, RES 的长期变化趋势与线性拟合趋势基本一致, 但 RES 更能真实地反映出极端指数的变化特征。如 SU25 在 1969 年之前呈下降趋势, 1969 年出现谷值, 之后相反为上升趋势, 且后期上升趋势大于前期下降趋势, 其更好地反映出 SU25 “先降后升”的 U 型变化特征; 且在 20 世纪 20 年代至 40 年代末期、21 世纪初至今两个时段 SU25 的天数较多, 夏季偏热 (图 2a)。WSDI 在 1962 之前呈下降趋势, 之后呈上升显著趋势, 上升率将近为前期下降率的 2 倍, 说明暖持续日数变化呈现 “先减少后增多” 的特征, 且近期的增加幅度大于早期的减少幅度 (图 2i)。由此可见, 极端气温指标在波动变化过程中, 个别指标呈现出较为明显的多年代际变化特征。

3.3 极端气温指数多尺度变化

为了更细致地刻画极端气温指标的多尺度变化特征, 对各指标原始信号及各分量的相关性进行统

计分析 (表 2)。由于气温序列是红噪声, 具有自相关性, 红噪声时间序列的自相关系数随落后时间步长减少, 自相关系数越大则独立样本数 (有效自由度) 越小。为了揭示各极值指标原始信号与各分量的相关性, 首先计算了各极值指数原始信号及所有分量滞后一阶自相关系数, 然后根据 Bretherton et al. (1999) 有效自由度的公式, 计算各极值指标原始信号和各自所有分量的有效自由度, 再进一步计算原始信号与各分量间的皮尔森相关系数。通过对原始信号和各分量有效自由度求算术平均值, 得到最终的有效自由度, 并将其与相应的皮尔森相关系数相结合, 依据 t 检验对相关系数的显著性进行判断。结果表明: C1 与原始信号的相关性最强, 除 TNn 和 TX10p 外, 其他指数在 0.01 水平上均呈显著正相关, 其中 TX90p 和 TXx 相关系数高达 0.76。除 TXx、TNn、TX10p 和 CSDI 外, 其他指标 C2 与原始信号亦均在 0.01 水平上显著正相关。C3、C4、C5 与原始信号显著相关的指数数量逐渐减少。就长期趋势来说, 所有极端气温指数 (SU25、TN10p、WSDI 除外) 的 RES 均与原始信号呈显著正相关, 其中 TN90p 的相关系数达 0.92。总体来看, 多数极端气温指数的 C1、C2 和 RES 与原始信号的相关性较强, 说明三者对于极

端气温指数的变化起主要作用, 这与沈阳气温多尺度变化特征相吻合 (徐迪等, 2019)。

从各分量对原始信号的方差贡献率来看, 基本上所有气温极端指标各分量的方差贡献率随着阶数的增加逐渐减小 (表 2)。多数指数的 C1 分量对原始信号的方差贡献率最大, 对 SU25、TX90p、TXx 和 WSDI 的方差贡献率均超过 50%, 对 WSDI 的方差贡献率更甚高达 60.29%。除 SU25、TN10p 和 CSDI 外, 其他指数 C2 分量对原始信号的方差贡献率均次于其 C1。C3–C5 分量对于绝大多数极端气温指数的方差贡献率均在 10% 以下, 与 C1 分量的方差贡献率差一个量级, 说明各指数 C3–C5 对其原始信号的贡献较小。FD0、TN10p、TN90p、TNn 和 CSDI 中 RES 的方差贡献率介于 39.14%~85.88% 之间, 均大于其对应的 C1 的方差贡献率, 其中 TN10p 和 TN90p 的方差贡献率在 85% 左右, 说明 RES 对原始信号起到了最主要的贡献。进一步统计, 发现百年来多数气温极端指标 (FD0、TX10p、TX90p、TN90p、TNn、TXx、WSDI) 变化的主要贡献由 C1、C2 和 RES 共同决定, 这与上节的结论相一致。

由于在 EEMD 分解过程中引入了白噪声, 可借助于白噪声的集合扰动进行显著性检验, 从而给

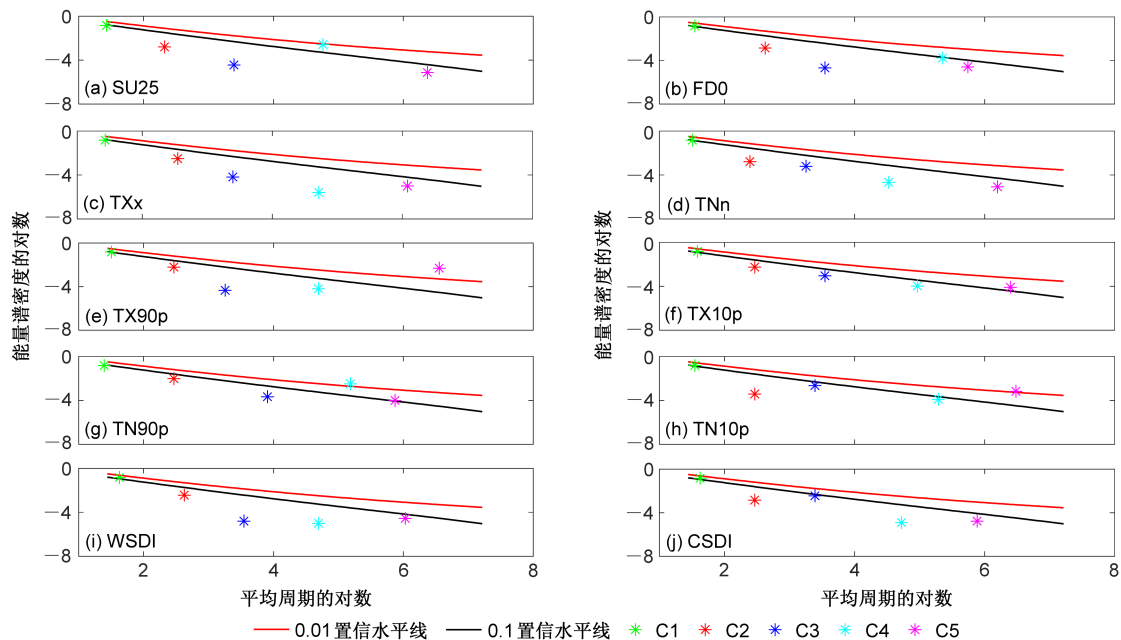


图 3 1909~2021 年长春市 (a) SU25、(b) FD0、(c) TXx、(d) TNn、(e) TX90p、(f) TX10p、(g) TN90p、(h) TN10p、(i) WSDI、(j) CSDI 序列经 EEMD 分解的 C1–C5 的显著性检验

Fig. 3 Significance test results for C1–C5 of normalized extreme temperature indices series (a) SU25, (b) FD0, (c) TXx, (d) TNn, (e) TX90p, (f) TX10p, (g) TN90p, (h) TN10p, (i) WSDI, and (j) CSDI based on EEMD in Changchun during 1909–2021

出各个分量的信度。为了验证极端气温指数各分量是否具有物理意义,通过能量谱密度和周期的分布来判断各个分量的属性,并对其进行显著性检验。需要注意的是,气温是红噪声,具有自相关性,特别是长周期分量。同时,EEMD 程序包默认气温序列是白噪声,因此,对于各分量周期的估计及其显著的判断可能存在影响。图 3 为各极端气温指数分量的能量谱密度周期分布,纵坐标的值越靠近上方表示分量具有的能量越高、振幅越大,越靠近左边,表示频率越高,周期越小。结合表 2 和图 3,将 C1 和 C2 视为年际变率,C3 和 C4 视为年代际变率,C5 则为多年代际变率。7 个极端气温指数(FD0、TX10p、TN10p、TX90p、TNn、WSDI 和 CSDI) C1 分量落在 0.1 置信水平线之上,说明其对应的准 3 年周期为主震荡周期,更多地反映了 El Nino-南方涛动的可能影响。这与任景全等(2017)分析的 1961~2015 年吉林省极端气温指数的 3 a 或准 3 年变化主周期一致。所有极端指数的 C2 和 C3 分量均在 0.1 的置信区间以下,说明准 6 年、10.5 a、11.7 a 和 13.1 a 的周期震荡不显著,这些尺度的周期在长春极端气温变化过程中表现的能量微弱;SU25、TN90p、TX90p、TNn 和 CSDI 的 C3 分量的周期变化与太阳黑子活动的 11 a 周期吻合。仅 3 个指数(FD0、SU25、TN90p)

的 C4 分量落在 0.1 的置信水平线上,其中 TN90p 在 0.01 置信区间上,表明其 35 a 的周期显著,但其他指数在 21 a、26.3 a 和 35 a 变化周期中的能量较微弱;TN10p 和 TXx 的 C4 分量周期变化接近 22 a 的“海尔定量”。FD0、TX10p、TN10p 和 TX90p 的 C5 分量均呈 105 a 的周期波动特征,且为显著的(FD0 除外),这与太阳活动的世纪尺度接近;另外 6 个指数呈 52.5 a 的周期性变化特征。总体来看,长春市极端气温指数在年际尺度上多以准 3 年和准 6 年的震荡周期为主,年代际尺度上多呈准 11 年、21 a、26.3 a 和 35 a 的周期性变化,多年代际尺度上呈 105 a 和 52.5 a 的周期性震荡变化,但多数指标仅具有准 3 年、35 a 和 105 a 的显著性主周期。

3.4 极端气温指数与 PDO、AMO 的联系

PDO 和 AMO 对于全球和区域气温的年代际异常有重要的影响,研究 PDO 和 AMO 冷暖位相不同配置时期长春极端气温指数的分布特征,对于提高区域气候年代际变率预报的准确度有重要意义。通过对 1909~2021 年 PDO 和 AMO 指数进行 EEMD 分解,得到原始信号及各分量 C1~C5 极端气温指数与 PDO、AMO 的回归系数,并对其进行显著性水平检验(表 3),探讨百年来不同时间尺度上极端气温指数与 PDO、AMO 的联系。图 4 以

表 3 1909~2021 年长春市极端气温指数与太平洋年代际振荡(Pacific Decadal Oscillation, PDO)/北大西洋年代际振荡(Atlantic Multidecadal Oscillation, AMO)指数原始信号及经 EEMD 分解的 C1~C5 分量相应序列间的线性回归系数

Table 3 Regression coefficient between extreme temperature indices and Pacific Decadal Oscillation (PDO)/Atlantic Multidecadal Oscillation (AMO) in Changchun during 1909–2021

		线性回归系数									
		SU25	TXx	TX90p	TN90p	WSDI	FD0	TNn	TX10p	TN10p	CSDI
PDO	原始信号	-0.14	-0.19	-0.16	-0.14	-0.36*	0.13	0.05	0.06	0.04	0.01
	C1	-0.24*	-0.20	-0.22*	-0.21*	-0.26*	0.22*	-0.12	0.21*	0.18*	0.04
	C2	-0.04	-0.01	0.12	-0.05	-0.08	0.05	0.18	-0.12	-0.10	-0.02
	C3	-0.03	-0.15	-0.51*	0.34*	-0.73*	-0.13	-0.01	0.16	0.00	0.04
	C4	0.09	-0.46*	-0.27*	-0.37*	-0.74*	0.12	0.65*	-0.50*	-0.52*	-0.36*
	C5	-0.98*	-0.67*	-0.26	0.40*	-0.52*	0.34*	1.04*	-0.18	0.26	0.80*
AMO	原始信号	0.17	0.06	0.21	0.43*	0.13	-0.29*	0.11	-0.12	-0.27	-0.20
	C1	-0.04	-0.07	-0.06	0.08	-0.06	0.09	0.05	0.12	0.04	-0.08
	C2	-0.10	0.22	0.02	0.18	-0.22*	-0.06	0.04	0.25*	-0.03	-0.20*
	C3	0.20	-0.13	0.03	0.18	-0.27	0.29*	0.26*	0.02	0.31*	0.16
	C4	0.19*	0.33*	0.15	0.33*	-0.03	-0.14	0.07	-0.11	-0.11	-0.10
	C5	0.56*	0.90*	0.93*	0.31*	0.86*	-0.60*	-0.64*	-0.73*	-0.89*	0.12

注: *表示在 0.05 的水平上显著。

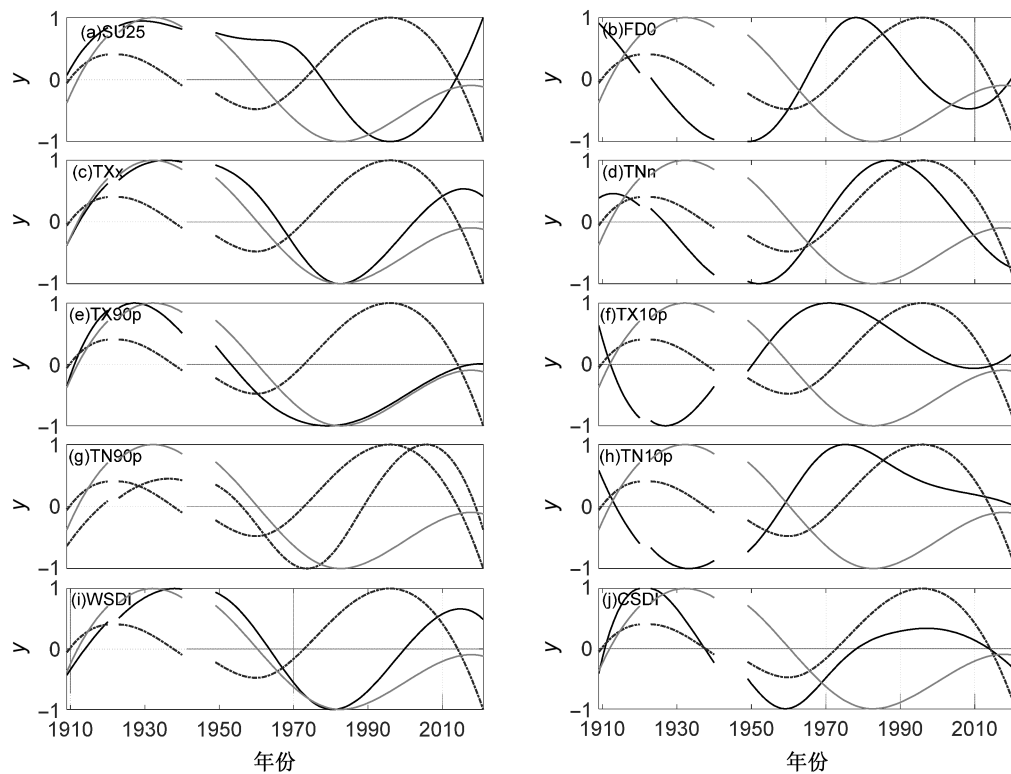


图 4 1909~2021 年长春市极端气温指数 (a) SU25、(b) FD0、(c) TXx、(d) TNn、(e) TX90p、(f) TX10p、(g) TN90p、(h) TN10p、(i) WSDI、(j) CSDI (黑实线) 以及 PDO (黑虚线)、AMO (灰实线) 指数 C5 分量变化特征比较

Fig. 4 Comparison of multidecadal component (C5) obtained from temperature extreme indices (a) SU25, (b) FD0, (c) TXx, (d) TNn, (e) TX90p, (f) TX10p, (g) TN90p, (h) TN10p, (i) WSDI, and (j) CSDI (black solid line), PDO index (black dashed line) and AMO index (gray solid line) in Changchun during 1909–2021

表征多年代际特征的 C5 分量为例, 展示了 1909~2021 年各极端气温指数与 PDO、AMO 的关系。

由表 3 可见, 从原始信号来看, 5 个暖指数与 PDO 均呈负相关, 但与 AMO 均呈正相关; 相反, 冷指数 (FD0、TX10p、TN10p、CSDI) 与 PDO 呈正相关, 而与 AMO 呈显著负相关。这表明: 当 AMO 暖位相时, 极端高温事件和暖日持续日数偏多, 极端低温事件偏少; 当 PDO 暖位相时, 则反之。从不同尺度来看, 在 C1 分量上 PDO 与冷、暖指数的相关关系与原始信号中的关系相类似, 但 AMO 与各指数的相关性不高。多数指标 C2–C4 分量与 PDO 和 AMO 相应分量的相关性存在差异, 这三个分量上极端气温指数的变化更多的是 PDO 和 AMO 共同作用的结果。在所有分量中, C5 分量上极端气温指数与 PDO、AMO 的相关性最高。暖指数与 AMO 均呈显著正相关, 但与 PDO 呈显著负相关 (TX90p 和 TN90p 除外), 其中 TXx 与 AMO 和 PDO 的回归系数分别高达 0.90 和 -0.67。而冷指数 (FD0 和 TNn) 与 AMO 呈显著负相关,

但与 PDO 呈显著正相关。其中 TNn 与 PDO 的回归系数为 1.04, TN10p 与 AMO 的回归系数为 -0.89 (表 3)。总体来看, 暖指数 (SU25、TX90p、TXx、WSDI) 与 AMO 显著正相关, 同位相特征明显, 但与 PDO 显著负相关; 相反, 冷指数 (FD0、TN10p、TNn) 与 PDO 显著正相关, 同位相变化特征显著, 但与 AMO 显著负相关, 反位相变化特征明显 (图 4)。

综上所述, 百年来长春市极端气温指数与 PDO 和 AMO 的关系表现出不同的特征。暖指数与 AMO 呈显著正相关关系, 但与 PDO 呈显著负相关关系, 但冷指数则与 PDO 呈正相关关系, 与 AMO 呈负相关关系。在 C5 分量上极端气温指数与 PDO 和 AMO 指数间的相关性最强, 且 AMO 在暖指数的多年代际变化中起到了主导作用。

4 结论及讨论

基于 1909~2021 年长春市均一化逐日最高气

温、最低气温, 评估了百年来长春市气温长期变化特征并量化了城市化影响的效应。利用 EEMD 方法对 ETCCDI 定义的 10 个关键极端气温指数进行多尺度分解, 通过线性和非线性趋势分析相结合, 定量揭示了百余年来长春市极端气温不同时间尺度的变化特征并探讨其与 PDO、AMO 大尺度气候指数的关系, 主要结论如下:

(1) 1909~2021 年长春市增暖速率为 $2.93^{\circ}\text{C}/100\text{ a}$, 其中 1909~2015 年增暖速率为 $2.85^{\circ}\text{C}/100\text{ a}$, 城市化造成的增暖速率为 $1.60^{\circ}\text{C}/100\text{ a}$, 同期城市化影响贡献率为 56.22%。

(2) 1909~2021 年长春市极端气温指数的时间变化特征不尽相同, FD0、TX10p、TN10p、TXx 和 CSDI 呈显著下降趋势 ($p < 0.01$), 而 TN90p 和 TNn 则呈显著上升趋势 ($p < 0.01$), SU25、TX90p、WSDI 呈上升趋势但不显著。这说明极端冷事件趋于减少, 极端暖事件增多。

(3) 多数极端气温指数的 C1、C2 和 RES 与原始信号的相关性较强, 对原始信号的方差贡献率累计较大, 三者对于极端气温指数的变化起主要作用。仅少数指数 (TN10p、TN90p) 的 RES 方差贡献率超过 85%, 其变化趋势主要是受 RES 的影响。

(4) 1909~2021 年长春市极端气温指数存在不同尺度的周期变化, 极值指数大多具有 3 a 或准 3 年的主周期, 为对应指数百年序列的主震荡周期; 年代际尺度上多呈准 11 a、21 a、26.3 a 和 35 a 的周期性变化; 多年代际尺度上呈 105 a 和 52.5 a 的周期性震荡变化; 总体来看极端气温指数存在准 3 年、35 a 和 105 a 尺度显著的周期性震荡。

(5) 在原始信号和多年代际尺度上, 多数暖指数 (SU25、TX90p、TXx、WSDI) 的变化与同期 PDO 指数呈显著负相关, 而与 AMO 指数呈显著正相关, 同相位变化特征显著, AMO 暖位相时, 极端高温事件和暖日持续天数偏多。相对于 PDO, AMO 在多个极端气温指数 (特别暖指数) 的多年代际变化中起到了主导作用。

综上, 在全球变暖背景下, 长春市极端气温事件发生频率也随之增加, 暖指数上升, 冷指数下降, 衍生的气象灾害可能增多, 对长春市农业生产、粮食安全造成威胁。本研究揭示长春市各极端气温指标多尺度变化特征可为极端气温事件的准确预报、多灾种早期预警的建立健全等提供参考依据。未来将从大尺度环流的角度出发, 进一步深入开展百年

尺度长春极端气温变化的成因进行系统分析, 为进一步加强极端气温的监测、提高预报能力和服务水平提供理论参考。

参考文献 (References)

- Bretherton C S, Widmann M, Dymnikov V P, et al. 1999. The effective number of spatial degrees of freedom of a time-varying field [J]. *J. Climate*, 12(7): 1990–2009. doi:10.1175/1520-0442(1999)012<1990:TENOSD>2.0.CO;2
- Cao L J, Zhu Y N, Tang G L, et al. 2016. Climatic warming in China according to a homogenized data set from 2419 stations [J]. *Int. J. Climatol.*, 36(13): 4384–4392. doi:10.1002/joc.4639
- 《东北区域气候变化评估报告: 2020 决策者摘要》编写委员会. 2021. 东北区域气候变化评估报告: 2020 决策者摘要 [M]. 北京: 气象出版社, 1–24. The Writing Committee for “Assessment Report on Climate Change in Northeast China: 2020 Summary for Policy Makers”. 2021. Assessment Report on Climate Change in Northeast China: 2020 Summary for Policy Makers (in Chinese) [M]. Beijing: China Meteorological Press, 1–24.
- Fall S, Niyogi D, Gluhovsky A, et al. 2010. Impacts of land use land cover on temperature trends over the continental United States: Assessment using the North American regional reanalysis [J]. *Int. J. Climatol.*, 30(13): 1980–1993. doi:10.1002/joc.1996
- 冯晓莉, 刘彩红, 林鹏飞, 等. 2020. 1953~2017 年黄河源区气温变化的多尺度特征 [J]. *气候与环境研究*, 25(3): 333–344. Feng Xiaoli, Liu Caihong, Lin Pengfei, et al. 2020. Multi-timescale features of surface air temperature in the source region of the Yellow River during 1953–2017 [J]. *Climatic Environ. Res. (in Chinese)*, 25(3): 333–344. doi:10.3878/j.issn.1006-9585.2019.19026
- Guo E L, Zhang J Q, Wang Y F, et al. 2019. Spatiotemporal variations of extreme climate events in Northeast China during 1960–2014 [J]. *Ecol. Indic.*, 96: 669–683. doi:10.1016/j.ecolind.2018.09.034
- Huang N E, Shen Z, Long S R, et al. 1998. The empirical mode decomposition and the Hilbert spectrum for nonlinear and non-stationary time series analysis [J]. *Proc. Roy. Soc. A Mathemat. Phys. Eng. Sci.*, 454(1971): 903–995. doi:10.1098/rspa.1998.0193
- IPCC. 2021. Climate Change 2021: The Physical Science Basis. Contribution of Working Group I to the Sixth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change [M]. Cambridge: Cambridge University Press, 1–195.
- 姜晓艳, 刘树华, 马明敏, 等. 2008. 中国东北地区近百年气温序列的小波分析 [J]. *气候变化研究进展*, 4(2): 122–125. Jiang Xiaoyan, Liu Shuhua, Ma Mingmin, et al. 2008. A wavelet analysis of the temperature time series in Northeast China during the Last 100 Years [J]. *Climate Change Res. (in Chinese)*, 4(2): 122–125. doi:10.3969/j.issn.1673-1719.2008.02.012
- Kalnay E, Cai M. 2003. Impact of urbanization and land-use change on climate [J]. *Nature*, 423(6939): 528–531. doi:10.1038/nature01675
- 李慧群, 付遵涛. 2012. 基于 EEMD 的中国地区 1956~2005 年日照变化的趋势分析 [J]. *北京大学学报 (自然科学版)*, 48(3): 393–

398. Li Huiqun, Fu Zuntao. 2012. Sunshine duration's trend behavior based on EEMD over China in 1956–2005 [J]. *Acta Sci. Nat. Univ. Pekin.* (in Chinese), 48(3): 393–398. doi:10.13209/j.0479-8023.2012.054
- 李双林, 王彦明, 郜永祺. 2009. 北大西洋年代际振荡 (AMO) 气候影响的研究评述 [J]. *大气科学学报*, 32(3): 458–465. Li Shuanglin, Wang Yanming, Gao Yongqi. 2009. A review of the researches on the Atlantic multidecadal oscillation (AMO) and its climate influence [J]. *Trans. Atmos. Sci.* (in Chinese), 32(3): 458–465. doi:10.3969/j.issn.1674-7097.2009.03.014
- 李洋, 王玉辉, 吕晓敏, 等. 2015. 1961~2013 年东北三省极端气候事件时空格局及变化 [J]. *资源科学*, 37(12): 2501–2513. Li Yang, Wang Yuhui, Lv Xiaomin, et al. 2015. Spatial distribution and temporal change in extreme weather events in three provinces in Northeast China [J]. *Resour. Sci.* (in Chinese), 37(12): 2501–2513.
- 马树庆. 1996. 吉林省农业气候研究 [M]. 北京: 气象出版社, 271–276. Ma Shuqing. 1996. *Research on Agricultural Climate in Jilin Province* (in Chinese) [M]. Beijing: Meteorological Press, 271–276.
- Ouyang R, Liu W, Fu G, et al. 2014. Linkages between ENSO/PDO signals and precipitation, streamflow in China during the last 100 years [J]. *Hydrol. Earth Syst. Sci.*, 18(9): 3651–3661. doi:10.5194/hess-18-3651-2014
- Qian C. 2016. Disentangling the urbanization effect, multi-decadal variability, and secular trend in temperature in eastern China during 1909–2010 [J]. *Atmos. Sci. Lett.*, 17(2): 177–182. doi:10.1002/asl.640
- Qian C, Wu Z H, Fu C B, et al. 2010. On multi-timescale variability of temperature in China in modulated annual cycle reference frame [J]. *Adv. Atmos. Sci.*, 27(5): 1169–1182. doi:10.1007/s00376-009-9121-4
- 钱诚, 严中伟, 曹丽娟, 等. 2018. 基于 1873 年以来器测气温的二十四节气气候变化 [J]. *气候与环境研究*, 23(6): 670–682. Qian Cheng, Yan Zhongwei, Cao Lijuan, et al. 2018. Climatic changes in the Twenty-four Solar Terms based on temperature observations back to 1873 [J]. *Climatic Environ. Res.* (in Chinese), 23(6): 670–682. doi:10.3878/j.issn.1006-9585.2018.18044
- 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): 533–550. doi:10.1007/s00382-018-4600-x
- Qin M H, Li D L, Dai A G, et al. 2018. The influence of the Pacific Decadal Oscillation on North Central China precipitation during boreal autumn [J]. *Int. J. Climatol.*, 38(S1): e821–e831. doi:10.1002/joc.5410
- 任国玉, 封国林, 严中伟. 2010. 中国极端气候变化观测研究回顾与展望 [J]. *气候与环境研究*, 15(4): 337–353. Ren Guoyu, Feng Guolin, Yan Zhongwei. 2010. Progresses in observation studies of climate extremes and changes in Mainland China [J]. *Climatic Environ. Res.* (in Chinese), 15(4): 337–353. doi:10.3878/j.issn.1006-9585.2010.04.01
- 任景全, 郭春明, 刘玉汐, 等. 2017. 1961~2015 年吉林省极端气温指数时空变化特征 [J]. *生态学杂志*, 36(11): 3224–3234. Ren Jingquan, Guo Chunming, Liu Yuxi, et al. 2017. Spatiotemporal change characteristics of extreme temperature indices in Jilin Province during 1961–2015 [J]. *Chinese J. Ecol.* (in Chinese), 36(11): 3224–3234. doi:10.13292/j.1000-4890.201711.038
- Shen X J, Liu B H, Lu X G. 2017. Effects of land use/land cover on diurnal temperature range in the temperate grassland region of China [J]. *Sci. Total Environ.*, 575: 1211–1218. doi:10.1016/j.scitotenv.2016.09.187
- 孙凤华, 袁健, 路爽. 2006. 东北地区近百年气候变化及突变检测 [J]. *气候与环境研究*, 11(1): 101–108. Sun Fenghua, Yuan Jian, Lu Shuang. 2006. The change and test of climate in northeast China over the last 100 years [J]. *Climatic Environ. Res.* (in Chinese), 11(1): 101–108. doi:10.3969/j.issn.1006-9585.2006.01.010
- 王兵, 李晓东. 2011. 基于 EEMD 分解的欧洲温度序列的多尺度分析 [J]. *北京大学学报 (自然科学版)*, 47(4): 627–635. Wang Bing, Li Xiaodong. 2011. Multi-scale fluctuation of European temperature revealed by EEMD analysis [J]. *Acta Sci. Nat. Univ. Pekin.* (in Chinese), 47(4): 627–635. doi:10.13209/j.0479-8023.2011.089
- Wang J, Yan Z W, Feng J M. 2018. Exaggerated effect of urbanization in the diurnal temperature range via ‘observation minus reanalysis’ and the physical causes [J]. *J. Geophys. Res. Atmos.*, 123(14): 7223–7237. doi:10.1029/2018JD028325
- Wang J, Yan Z W, Jones P D, et al. 2013. On “observation minus reanalysis” method: A view from multidecadal variability [J]. *J. Geophys. Res. Atmos.*, 118(14): 7450–7458. doi:10.1002/jgrd.50574
- Wang X L. 2008a. Accounting for autocorrelation in detecting mean shifts in climate data series using the penalized maximal t or F test [J]. *J. Appl. Meteor. Climatol.*, 47(9): 2423–2444. doi:10.1175/2008JAMC1741.1
- Wang X L. 2008b. Penalized maximal F test for detecting undocumented mean shift without trend-change [J]. *J. Atmos. Oceanic Technol.*, 25(3): 368–384. doi:10.1175/2007JTECHA982.1
- Wang X L, Chen H F, Wu Y H, et al. 2010. new techniques for the detection and adjustment of shifts in daily precipitation data series [J]. *J. Appl. Meteor. Climatol.*, 49(12): 2416–2436. doi:10.1175/2010JAMC2376.1
- Wang Y, Ding Y Y, Miao Q L. 2012. Spatial and temporal variations of extreme precipitation events in Northeast China [J]. *Adv. Mater. Res.*, 573–574: 395–399. doi:10.4028/www.scientific.net/AMR.573-574.395
- Wu Z H, Huang N E. 2009. Ensemble empirical mode decomposition: A noise-assisted data analysis method [J]. *Adv. Adapt. Data Anal.*, 1(1): 1–41. doi:10.1142/S1793536909000047
- 徐迪, 黄海亮, 潘晓. 2019. 1951~2016 年沈阳气温和降水的多尺度分析 [J]. *干旱气象*, 37(2): 262–269. Xu Di, Huang Hailiang, Pan Xiao. 2019. Multi-scale analysis on temperature and precipitation series in Shenyang during 1951–2016 [J]. *J. Arid Meteor.* (in Chinese) (in Chinese), 37(2): 262–269. doi:10.11755/j.issn.1006-7639(2019)-02-0262
- 严中伟, 杨赤. 2000. 近几十年中国极端气候变化格局 [J]. *气候与环境研究*, 5(3): 267–272. Yan Zhongwei, Yang Chi. 2000. Geographic patterns of extreme climate changes in China during 1951–1997 [J]. *Climatic Environ. Res.* (in Chinese), 5(3): 267–272.

- doi:10.3969/j.issn.1006-9585.2000.03.005
- Yan Z W, Yang C, Jones P. 2001. Influence of inhomogeneity on the estimation of mean and extreme temperature trends in Beijing and Shanghai [J]. *Adv. Atmos. Sci.*, 18(3): 309–322. doi:10.1007/BF02919312
- Yang X J, Xu Z X, Liu W F, et al. 2017. Spatiotemporal characteristics of extreme precipitation at multiple timescales over Northeast China during 1961–2014 [J]. *J. Water Climate Change*, 8(3): 535–556. doi:10.2166/wcc.2017.157
- Yu X J, Ren G Y, Zhang P F, et al. 2020. Extreme temperature change of the last 110 Years in Changchun, Northeast China [J]. *Adv. Atmos. Sci.*, 37(4): 347–358. doi:10.1007/s00376-020-9165-z
- Yu X Y, Ma Y Y. 2022. Spatial and temporal analysis of extreme climate events over northeast China [J]. *Atmosphere*, 13(8): 1197. doi:10.3390/atmos13081197
- 张凯, 娄德君, 潘静, 等. 2006. 1957~2000 年沈阳地区气温和降水变化特征分析 [J]. *气象与环境学报*, 22(6): 38–42. Zhang Kai, Lou Dejun, Pan Jing, et al. 2006. Characteristics of temperature and precipitation in Shenyang area from 1957 to 2000 [J]. *J. Meteor. Environ. (in Chinese)*, 22(6): 38–42. doi:10.3969/j.issn.1673-503X.2006.06.008
- 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]. *Adv. Climate Change Res.*, 4(2): 92–102. doi:10.3724/SP.J.1248.2013.092
- 中国气象局气候变化中心. 2021. 中国气候变化蓝皮书 2021[M]. 北京: 科学出版社, 37–39. Climate Change Center of China Meteorological Administration. 2021. *Blue Book on Climate Change in China 2021 (in Chinese)* [M]. Beijing: Science Press, 37–39.
- 周波涛, 钱进. 2021. 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*, 17(6): 713–718. Zhou Botao, Qian Jin. 2021. Changes of weather and climate extremes in the IPCC AR6 [J]. *Climate Change Res. (in Chinese)*, 17(6): 713–718. doi:10.12006/j.issn.1673-1719.2021.167
- 周晓, 黄菲. 2015. 中国极端高温事件的年代际突变及其与海温的关系 [J]. *中国海洋大学学报*, 45(5): 19–27. Zhou Xiao, Huang Fei. 2015. Decadal shift of the extreme high temperature in China and its relationship with sea surface temperature [J]. *Period. Ocean Univ. China*, 45(5): 19–27. doi:10.16441/j.cnki.hdx.20140057
- 周晓宇, 赵春雨, 王颖, 等. 2015. 1961~2012 年辽宁省极端气温事件气候变化特征 [J]. *冰川冻土*, 37(4): 876–887. Zhou Xiaoyu, Zhao Chunyu, Wang Ying, et al. 2015. Variation characteristics of extreme temperature events in Liaoning Province, 1961–2012 [J]. *J. Glaciol. Geocryol. (in Chinese)*, 37(4): 876–887. doi:10.7522/j.issn.1000-0240.2015.0097
- 朱红蕊, 刘赫男. 2011. 黑龙江省 1961~2009 年极端气温事件变化特征分析 [J]. *气候变化研究进展*, 7(2): 110–115. Zhu Hongrui, Liu Henan. 2011. Characteristics of extreme temperature events during 1961–2009 in Heilongjiang Province [J]. *Climate Change Res. (in Chinese)*, 7(2): 110–115. doi:10.3969/j.issn.1673-1719.2011.02.006
- 朱益民, 杨修群. 2003. 太平洋年代际振荡与中国气候变率的联系 [J]. *气象学报*, 61(6): 641–654. Zhu Yimin, Yang Xiuqun. 2003. Relationships between pacific decadal oscillation (PDO) and climate variabilities in China [J]. *Acta Meteor. Sinica (in Chinese)*, 61(6): 641–654. doi:10.3321/j.issn:0577-6619.2003.06.001