

长时间大气温度序列的外部变化趋势判别研究

黄琰 袁乃明 何文平

Detection of significant external trend in long-term air temperature records

Huang Yan Yuan Nai-Ming He Wen-Ping

引用信息 Citation: *Acta Physica Sinica*, 64, 029201 (2015) DOI: 10.7498/aps.64.029201

在线阅读 View online: <http://dx.doi.org/10.7498/aps.64.029201>

当期内容 View table of contents: <http://wulixb.iphy.ac.cn/CN/Y2015/V64/I2>

您可能感兴趣的其他文章

Articles you may be interested in

基于长程相关性特征的北京气候中心气候系统模式对中国气温的模拟性能评估

Performance evaluation of Chinese air temperature simulated by Beijing Climate Center Climate System Model on the basis of the long-range correlation

物理学报.2014, 63(20): 209201 <http://dx.doi.org/10.7498/aps.63.209201>

长时间大气温度序列的外部变化趋势判别研究*

黄琰¹⁾²⁾ 袁乃明^{1)†} 何文平²⁾

1)(中国气象科学研究院, 北京 100081)

2)(中国气象局国家气候中心, 北京 100081)

(2014年8月15日收到; 2014年9月11日收到修改稿)

选取全球历史气候网日值数据集中4个具有长时间大气温度序列的站点并统计其逐月距平值, 利用二阶去趋势的涨落分析法分析研究站点不同时段的气温序列长程相关性特征, 并计算4站在不同时段最高气温、最低气温的相对变化趋势. 利用傅里叶滤波法生成具有与各站不同时段气温序列相同的长程相关性强度及数据长度相等的代用序列, 并估算出其源于系统内部自然变率的“增/降温”范围, 经分析可知气温序列内部自然变率导致的趋势变化范围与其长度成反比, 而与序列的长程相关性强弱成正比. 最后对比实际温度序列的相对变化趋势以及在95%和99%的置信概率下自然变率的趋势范围, 除SAGINAW MBS INTL AP站日最高气温序列外, 各站点的日最高气温和最低气温长时间序列普遍表现为明显的外部变化趋势, 近30年各站最高、最低气温序列的变化趋势则未超自然变率的趋势范围, 虽不能排除外部趋势的存在, 但与气候系统内部各因子相互作用的影响相比, 这种外部趋势并不显著. 该方法可判别全球变暖背景下气候因子的变化趋势是否显著地由气候系统外部因子引起, 从而能有针对性地对外部(内)部影响因子展开进一步的研究.

关键词: 长程相关, 外部变化趋势, 去趋势涨落分析, 傅里叶滤波方法**PACS:** 92.60.lv, 92.05.Ek, 92.60.Ry**DOI:** 10.7498/aps.64.029201

1 引言

众所周知, 地球气候系统是包含有多圈层、多尺度子系统相互作用的非线性复杂系统^[1-4], 在气候系统中测得的气候变量也往往具有多尺度的变率特征^[5-7]. 为形成对气候系统更加客观、合理的认识, 需要将这些源于气候系统内部各系统相互作用的多尺度变率特征考虑在内, 并明确其对分析结论的影响. 如近年来受到关注的全球变暖趋势研究, 人们已经认识到, 对已有观测资料进行简单的趋势拟合并不能对实际的全球变暖趋势给予正确评估. 一个核心问题为“尺度”问题: 拟合在不同时间段(如30年, 60年, 100年)的趋势结果不相同; 并且源于气候系统内部的多尺度变率特征, 或称之为内部不同尺度的自然波动趋势, 也是在评估全球

变暖时必须考虑在内的影响因素^[8].

近年来, 许多研究结果均证实气候系统内部多种变量, 如气温、风速、相对湿度等在时间轴上具有分形特征^[9-12], 即指某变量在小时间尺度上的变率特征与其在大时间尺度上的变率特征具有相似性. 这一特征可为进一步研究气候系统内部不同尺度间的关联提供依据. 由于具有这一特征的时间序列的自相关系数随时间尺度的增大往往呈现幂律衰减的特征, 通常将这种分形特征称之为气候系统的长程相关性或长期记忆性^[13-15], 多尺度的气候变化具有显著的长期记忆性或持续性^[16]. 近10年来, 基于随机游走理论建立的去趋势的涨落分析方法(DFA)逐渐为人们接受并被广泛应用于时间序列的分形特征研究中^[17-21], 尤其在气象领域, 其应用已涉及诸如气候动力突变检测^[22]、极端事件的阈值判断^[23,24]和群发性特征^[25,26]研究等;

* 全球变化研究国家重大科学研究计划(批准号: 2012CB955902)和国家自然科学基金(批准号: 41405074, 41275074, 41105055)资助的课题.

† 通信作者. E-mail: yuannaiming@163.com

而在气候变量分形特征研究方面, 利用该方法, 通过计算被分析时间序列涨落函数在不同时间尺度上的行为特征, 可拟合得到描述时间序列分形特征或长程相关性强弱的指数——赫斯特指数, 该指数的大小可描述时间序列不同尺度变率间的关联性 [27-29]. 因此利用时间序列长程相关性的概念, 通过计算赫斯特指数可定量描述被分析时间序列内部不同尺度的自然变率特征 [30,31]. 若一个序列的长程相关性特征强, 即分形特征明显, 那么该序列在不同时间尺度上的相似性好, 反映在大时间尺度上会呈现出明显的类似“山峰-山谷”般的结构特征 [32]; 若一个序列的长程相关性弱, 即分型特征不明显, 则这种大尺度的结构特征便不显著; 而白噪声序列无这种大尺度结构特征. 近期的研究表明, 实际观测得到的历史气温资料普遍具有长程相关性, 且不同地区测得的气温序列长程相关性强弱不同 [33], 因此在定量讨论全球变暖的趋势时, 对于具有长程相关性特征的序列, 需要将这种由于内在自然变率所造成的自然趋势考虑在内, 以实现对于气候系统外部因子如人类活动等引起的全球变暖趋势做出更合理的评估.

本文以温度序列为例, 尝试对上述问题进行深入探讨. 首先利用去趋势的涨落分析方法计算研究站点气温序列的长程相关性; 利用人工生成的、具有相同长程相关性强度及数据长度的代用序列, 并通过 Jenkinson 提出的序列累积概率分布经验估计公式, 可得具有这种长程相关性强度的、等长度序列的“增/降温”范围, 这种趋势范围源于序列内部的自然变率. 最后, 通过将实际温度序列的拟合趋势与估计的趋势范围进行对比, 可在一定的置信概率下判断气温趋势是否超过内部自然变率的趋势范畴, 即判别该温度序列是否具有显著的、源于气候系统外部的变化趋势. 考虑到在全球变暖的背景下, 气候因子变化的归因问题已经成为当前研究的一个热点, 从本文的判别方法出发, 可以有的放矢地对系统外/内部的主要影响因子展开客观深

入的研究, 有利于气候变化影响研究工作的进一步展开.

2 数据和方法

2.1 数据

从美国国家海洋和大气局 (NOAA) 国家气候数据中心 (NCDC) 发布的全球历史气候网日值数据集 (GHCN-D) 中挑选序列长度大于 100 年且各月缺测数据少于 10% 的 4 个美国站点 (如图 1). 选取 4 站从 19 世纪后期建站到 2013 年 11 月的日最高气温和最低气温日值序列, 统计各站的气温月平均值 (各站月值序列起止时间如表 1), 并去除序列的年循环, 最终得到各站逐月气温距平序列.

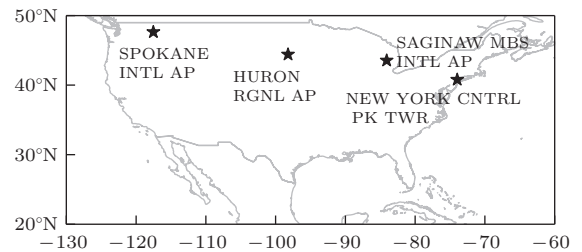


图 1 研究站点分布

本文通过傅里叶滤波方法 (Fourier-filtering method, FFM) 人工生成具有给定长程相关性强度的代用序列 [34], 用于开展特定长程相关性序列内部自然变率的趋势概率分布的研究.

傅里叶滤波法是通过改变已有白噪声序列的功率谱分布从而实现生成具有长程相关性特征代用系列. 首先人工生成一组符合高斯分布特征的白噪声序列 $\{u(i)\}$ (对应的 DFA 标度指数 $\alpha_0 = 0.5$), 该序列的功率谱密度满足

$$S_0(f) \sim f^{-\beta_0} \equiv 1, \quad (1)$$

其中 $\beta_0 = 0$.

表 1 4 个研究站的不同研究时段

| 研究时段 | NEW YORK CNTRL PK TWR 站 | SAGINAW MBS INTL AP 站 | HURON RGNL AP 站 | SPOKANE INTL AP 站 |
|------|----------------------------|--------------------------|--------------------|----------------------|
| I | 1876.01—2013.11 | 1898.01—2013.11 | 1881.07—2013.11 | 1889.08—2013.11 |
| II | 1921.01—2013.11 | 1921.01—2013.11 | 1921.01—2013.11 | 1921.01—2013.11 |
| III | 1951.01—2013.11 | 1951.01—2013.11 | 1951.01—2013.11 | 1951.01—2013.11 |
| IV | 1981.01—2013.11 | 1981.01—2013.11 | 1981.01—2013.11 | 1981.01—2013.11 |

若要生成 $\alpha_1 > 0.5$ (对应 $\beta_1 > 0$) 的新序列 $\{\eta(i)\}$, 需将功率谱密度调制成如 (2) 式所示:

$$S_1(f) \sim f^{-\beta_1}, \quad (2)$$

其中 $\beta_1 = 2\alpha_1 - 1$.

因此只需对白噪声序列 $\{u(i)\}$ 进行傅里叶变换, 并对变换后得到的复数系数序列 $\{u(f)\}$ 进行修正, 如 (3) 式:

$$\eta(f) = \left[\frac{S_1(f)}{S_0(f)} \right]^{1/2} u(f) = A \cdot \left[\frac{f^{-\beta_1}}{f^{-\beta_0}} \right]^{1/2} u(f), \quad (3)$$

其中 $\eta(f)$ 为修正后的傅里叶变换系数序列, A 为任意常数. 对 $\eta(f)$ 序列进行傅里叶逆变换即可得满足一定长程相关性特征要求的代用序列.

2.2 二阶去趋势涨落分析法 (DFA-2)

DFA 是由 Peng 等于 1994 年提出的一种非线性分析方法. 这种方法以随机游走理论为基础, 是对传统的涨落分析 (fluctuation analysis, FA) 方法的修正与完善. 利用 DFA, 人们可以简单快捷地计算出表征时间序列长程相关性 (分形特征) 强弱的标度指数 α , 并可有效地克服原始数据中非平稳性因素 (如趋势) 的影响, 其计算得到的结果更可靠.

对于一条给定的时间序列 (如气温序列) $\{x(i)\}$, $i = 1, 2, \dots, N$, 首先对序列求一次积分得到廓线 (profile) 序列 $Y(j)$,

$$Y(j) = \sum_{i=1}^j x(i), j = 1, 2, \dots, N. \quad (4)$$

将廓线序列 $Y(j)$ 分成等宽度为 s 的 Ns 个窗口, 其中 $Ns = [N/s]$. 由于时间序列的长度 N 不一定总是窗口宽度 s 的整数倍, 因此为了充分利用分窗口时在廓线序列尾部余下的、没有被考虑进去的数据, 人们通常从时间序列尾部反方向再一次划分窗口, 得到了另一组 Ns 个窗口. 这样便有 $\nu = 1, 2, \dots, 2Ns$, 共 $2Ns$ 个窗口.

在每个窗口 ν 内, 利用最小二乘法进行趋势拟合 (本文研究采用二次多项式拟合, 因此所用方法也称为二阶的去趋势涨落分析, DFA-2) 得到拟合曲线 $\{P_\nu(j)\}$, 然后对廓线序列去趋势,

$$Y_s(j) = Y(j) - P_\nu(j), \quad (5)$$

其中 $Y_s(j)$ 为去趋势后的序列.

利用 $Y_s(j)$, 可求每个窗口 ν 的涨落函数

$$F_s^2(\nu) = \langle Y_s^2(j) \rangle = \frac{1}{s} \sum_{j=1}^s Y_s^2[(\nu-1)s + j]. \quad (6)$$

对所有 $2Ns$ 个窗口的涨落函数做算数平均, 即可得到 DFA 涨落函数 $F(s)$

$$F(s) = \left[\frac{1}{2Ns} \sum_{\nu=1}^{2Ns} F_s^2(\nu) \right]^{1/2}, \quad (7)$$

选取不同的窗口大小 s , 可得不同的涨落函数 $F(s)$. 若原始序列 $\{x(i)\}$ 具有长程相关性特征, 则函数 $F(s)$ 与窗口大小 s 之间满足幂律关系:

$$F(s) \sim s^\alpha, \quad (8)$$

其中标度指数 α 与前文提到的赫斯特指数在数值上一致, 可用于描述序列长程相关性的强弱. 若 $\alpha > 1/2$, 表明该序列为长程正相关, α 越大, 相关性越强; 若 $\alpha = 1/2$, 表明该序列为毫不相关的白噪声序列; 若 $\alpha < 1/2$, 说明序列为长程反相关.

2.3 趋势分析方法

通过 DFA-2 得到待分析序列的长程相关性强度后, 可用 2.1 节介绍的 FFM 方法人工生成具有与待分析序列相同长程相关性强度的代用序列. 本研究针对每条待分析的温度序列都人工生成了 10000 组等长度 (10000 个数据) 的代用序列. 通过累积概率估算公式, 可以估算出针对该种长程相关性强度的趋势分布范围. 因为这些序列都是人工生成的, 本身并不带有外部趋势, 因此该趋势分布实际上源于由于长程相关性特征存在而导致的“山峰-山谷”结构. 我们将其称为由内部不同尺度自然变率导致的自然趋势范围, 它反映了内部各因子间的相互作用. 若待分析温度序列的拟合趋势落在了估算的趋势范围尾部, 即可认为该温度趋势有很大可能性超出了气候系统内部自然趋势的范畴, 属于由于人类活动等外在因素影响而造成的外部趋势; 若气温变化趋势落在趋势范围的中间部位, 考虑到系统内部自然趋势的存在, 可以认为由人类活动等外在因素造成的外部趋势并不显著. 本文以 95% 和 99% 的概率区间为判别标准, 详细讨论了所研究温度序列外部趋势的显著性.

对模拟温度序列概率的 95% 和 99% 百分位阈值的计算, 本文应用 Jenkinson 提出的遵从高斯分布的排序后数据序列所处位置的累积概率分布经验估计公式^[35](9) 式: 首先将长度为 n 的序列从小到大重新排序, 接着通过 (9) 式得到累积概率 F 所对应的百分位阈值在重排序序列中的序号 m

$$F = \frac{m - 0.31}{n + 0.38}, \quad (9)$$

由此可用重排序列中序号 m 所对应的气温数值作为累积概率 F 的百分位阈值估计值.

本文所用趋势并非为通过线性拟合得到的序列斜率. 由于实际计算中该斜率值很小, 不利于计算和分析, 因此本文采用温度变化量来描述待研究序列的增温/降温趋势:

$$\Delta T = Sl \cdot N, \quad (10)$$

其中 Sl 是线性拟合所得斜率, N 为待分析资料的长度.

考虑到资料标准差的大小对温度变化量 ΔT 的影响, 同时为了方便将实际测得的趋势与利用人工生成序列得到的系统内部自然趋势的概率区间 (95% 和 99%) 做对比, 进一步将测得的温度变化量无量纲化, 即给出温度变化相对趋势的概念^[33]:

$$\Delta T_R = \frac{\Delta T}{\sigma_t}, \quad (11)$$

其中 σ_t 是待分析序列沿线性拟合趋势的标准差.

3 长程相关性分析

运用 DFA-2 对美国 4 个站点长时间逐月气温距平序列在不同时段的长程相关性进行研究 (图 2), 其中 DFA-2 分析得到窗口大小 s 和涨落函数 $F(s)$ 均用其对数形式 $\text{Log}_{10}(s)$ 和 $\text{Log}_{10}(F(s))$ 表示.

对于各站不同时段最高气温和最低气温序列的 $\text{Log}_{10}(s)$ - $\text{Log}_{10}(F(s))$ 分布情况 (如图 2 所示), 可用二项式回归方法求其线性回归线斜率, 由 (8) 式可知, 该斜率即为长程相关的标度指数 α (如表 2, 3 所示).

美国中西部两站的日最高气温和日最低气温均呈现长程相关标度指数 α 与序列长度呈反比关系, 在时段 I (19 世纪后期—2013.11, 近 120 年) α 值最小, 长程相关性最弱, 而在时段 IV (1981.01—2013.11, 近 30 年) α 值最大, 其长程相关性最强. 相较来说, HURON RGNL AP 站日最高气温的 α 值比日最低气温高, 说明该站日最高气温的长程相关性高于日最低气温, 而 SPOKANE INTL AP 站则相反, 其日最低气温的长程相关性大于日最高气温.

美国东部两站日最高气温和日最低气温的 α 值与序列长度无显著线性关系, 其中时段 III (1951.01—2013.11, 近 60 年) α 值最小, 长程相关性最弱; SAGINAW MBS INTL AP 站日最高气温和日最低气温的长程相关性在时段 III 均较其他时段的明显偏弱; 而 NEW YORK CNTRL PK TWR 站的日最高气温长程相关性在时段 IV 较其他时段明显偏强; 其日最低气温在时段 III 的长程相关性最弱, 时段 II (1921.01—2013.11, 近 90 年) 次弱.

表 2 4 个研究站的不同时段的日最高气温长程相关标度指数 α

| 研究时段 | NEW YORK CNTRL PK TWR 站 | SAGINAW MBS INTL AP 站 | HURON RGNL AP 站 | SPOKANE INTL AP 站 |
|------|----------------------------|--------------------------|--------------------|----------------------|
| I | 0.59 | 0.67 | 0.60 | 0.59 |
| II | 0.58 | 0.66 | 0.64 | 0.61 |
| III | 0.60 | 0.61 | 0.71 | 0.64 |
| IV | 0.74 | 0.70 | 0.77 | 0.74 |

表 3 4 个研究站的不同时段的日最低气温长程相关标度指数 α

| 研究时段 | NEW YORK CNTRL PK TWR 站 | SAGINAW MBS INTL AP 站 | HURON RGNL AP 站 | SPOKANE INTL AP 站 |
|------|----------------------------|--------------------------|--------------------|----------------------|
| I | 0.72 | 0.70 | 0.60 | 0.62 |
| II | 0.65 | 0.69 | 0.63 | 0.65 |
| III | 0.61 | 0.63 | 0.67 | 0.66 |
| IV | 0.71 | 0.69 | 0.75 | 0.75 |

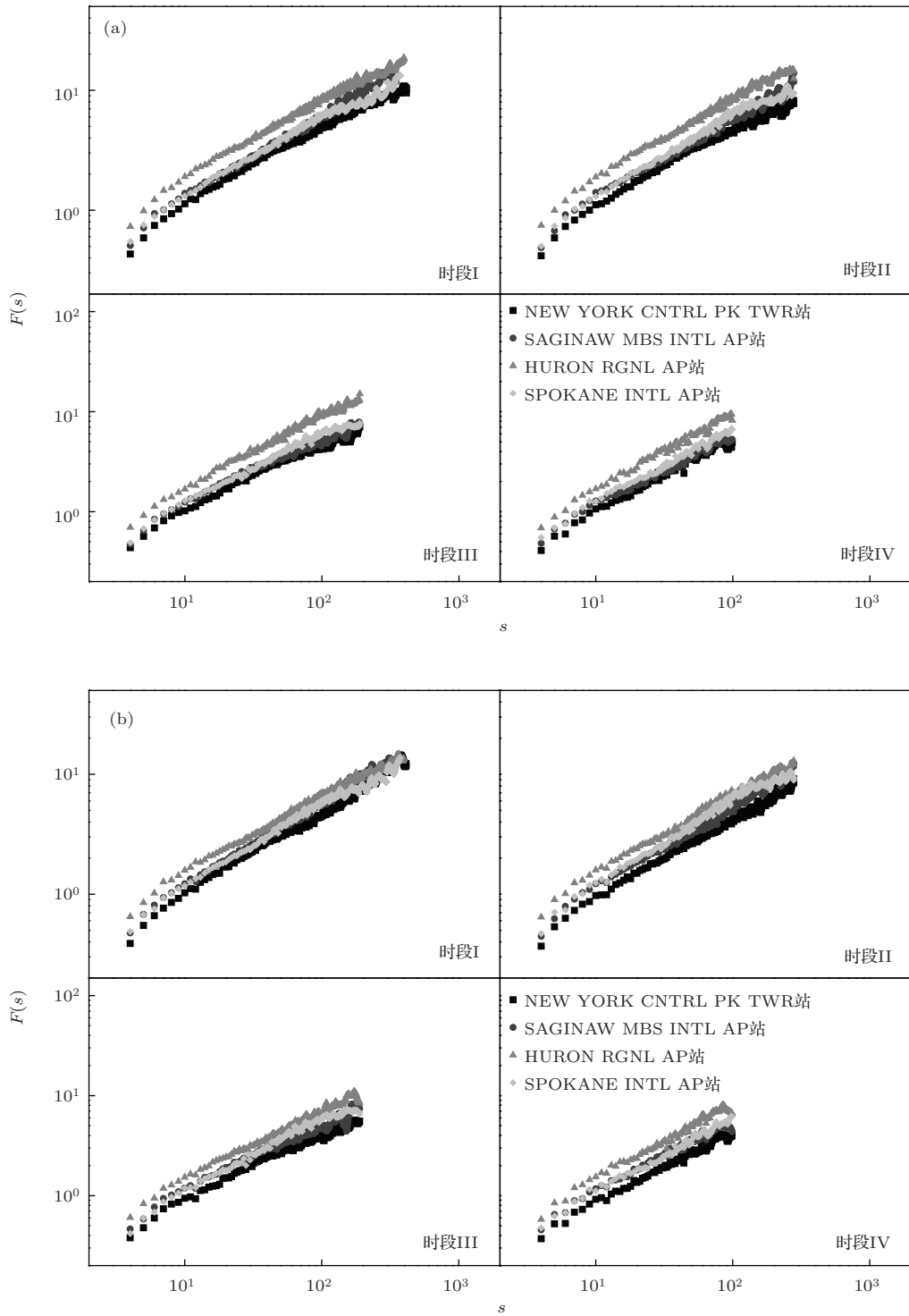


图2 4个研究站在不同时段(a)日最高气温月平均值和(b)日最低气温月平均值的DFA方法分析结果

由此看出, 东部两站与中西部两站的气温序列长程相关性显著不同. 中西部站点气温序列的长程相关标度指数与序列长度呈显著反相关, 而东部站点在不同时段长程相关性均不同, 尤其在时段III (近60年), 日最高气温和日最低气温序列的长期记忆性特征均偏弱, 与其他三个时段相较, 1951.01—1980.12这一时段值得重视. 考虑到这种

长程相关性的强弱实际上描述的是气候系统内部不同尺度因子间相互作用的强弱, 这一结果也预示着气候系统内部因子间相互作用的强度在不同时间段或许不同.

进一步研究表明, 通过分析不重叠时段的 α 值(如表4, 表5所示), 在1951.01—1980.12时段SAGINAW MBS INTL AP站日最高气温和日最

低气温的 α 分别为 0.63 和 0.60, 可看出该时段气候系统内部因子的相互作用偏弱, 由此导致该站在时段 III 的 α 值偏小. 而从 NEW YORK CNTRL PK TWR 站日最低气温在时段 1951.01—1980.12 上的

α 值 (0.67) 看出, 并非时段内部的 α 值可直接影响跨时段 α 值的大小 (如时段 III 的 α 值为 0.61), 长时段 α 值或许更多地反映在长时段系统内部各因子间的非线性相互作用上.

表 4 4 个研究站在不重叠时段的日最高气温长程相关标度指数 α

| 研究时段 | NEW YORK CNTRL PK TWR 站 | SAGINAW MBS INTL AP 站 | HURON RGNL AP 站 | SPOKANE INTL AP 站 |
|-----------------|----------------------------|--------------------------|--------------------|----------------------|
| 19 世纪后期—1920.12 | 0.63 | 0.66 | 0.69 | 0.67 |
| 1921.01—1950.12 | 0.64 | 0.69 | 0.64 | 0.73 |
| 1951.01—1980.12 | 0.67 | 0.63 | 0.73 | 0.77 |
| 1981.01—2013.11 | 0.74 | 0.7 | 0.77 | 0.74 |

表 5 4 个研究站在不重叠时段的日最低气温长程相关标度指数 α

| 研究时段 | NEW YORK CNTRL PK TWR 站 | SAGINAW MBS INTL AP 站 | HURON RGNL AP 站 | SPOKANE INTL AP 站 |
|-----------------|----------------------------|--------------------------|--------------------|----------------------|
| 19 世纪后期—1920.12 | 0.66 | 0.72 | 0.65 | 0.67 |
| 1921.01—1950.12 | 0.65 | 0.7 | 0.63 | 0.74 |
| 1951.01—1980.12 | 0.67 | 0.6 | 0.69 | 0.81 |
| 1981.01—2013.11 | 0.71 | 0.69 | 0.75 | 0.75 |

值得一提的是, 从表 4 和表 5 的结果中可以看到温度序列长程相关性强弱随时间的强弱交替变化, 这一结果预示着气候系统内部不同尺度间因子的相互作用强度或长程相关性的强度随时间变化, 与 Yuan 和 Fu^[36] 近期的研究结果一致.

4 气温变化趋势分析

用 3.4 节介绍的温度变化相对趋势计算方法计算 4 站在不同时段最高气温和最低气温相对变化趋势 ΔT_R (如图 3).

从图 3 可以看出, 位于美国东北部沿海的 NEW YORK CNTRL PK TWR 站的最高气温和最低气温相对变化趋势均随所取时段的长度减小而减小, 这正如 (10) 式所示, 若斜率保持不变, 相对变化趋势 ΔT_R 与序列长度 N 成正比关系. 1981.01—2013.11 时段该站的最高气温相对变化趋势出现负值, 这说明该站无论是最高气温还是最低气温, 其近 100 年的增温趋势均减缓, 甚至最高气温在近 60 年出现微弱的变冷趋势, 而最低气温在 1951—1980 时段出现变冷趋势 (如图 4 所示).

位于美国中北部五大湖区的 SAGINAW MBS

INTL AP 站的温度变化趋势与 NEW YORK CNTRL PK TWR 站相反, 其日最高气温在 4 个时段变化趋势由负值到正值, 从图 4 上也可看出, 其 19 世纪后期—1920 时段和 1981—2013 时段的最高气温变化趋势出现明显负/正值, 说明在上两个时期该站最高气温出现显著降温/增温; 而 1921—1950 阶段最高气温的变化趋势不明显, 这导致 4 时段最高气温变化趋势由负到正的变化情况. 对于该站的日最低气温来说, 由于在 1921—1950 阶段出现明显降温趋势, 因此时段 II 1921.01—2013.11 的增温趋势略低, 而其他几个时段的增温趋势则差异较小.

位于美国中西部的 HURON RGNL AP 站除 1921—1950 阶段外, 其他几个阶段的日最高气温均比较一致, 而 1921—1950 阶段该出现降温趋势, 导致时段 II 的增温趋势较其他几个时段的趋势小; 而由于几个阶段的普遍增温, 长时段 I 的序列变化趋势较大. 该站日最低气温由于除 19 世纪—1920 阶段外, 其他几个阶段的最低气温序列均出现降温趋势, 不过近 60 年来降温趋势有所减缓; 由此导致最低气温在时段 II, IV 的最低气温增温趋势不显著.

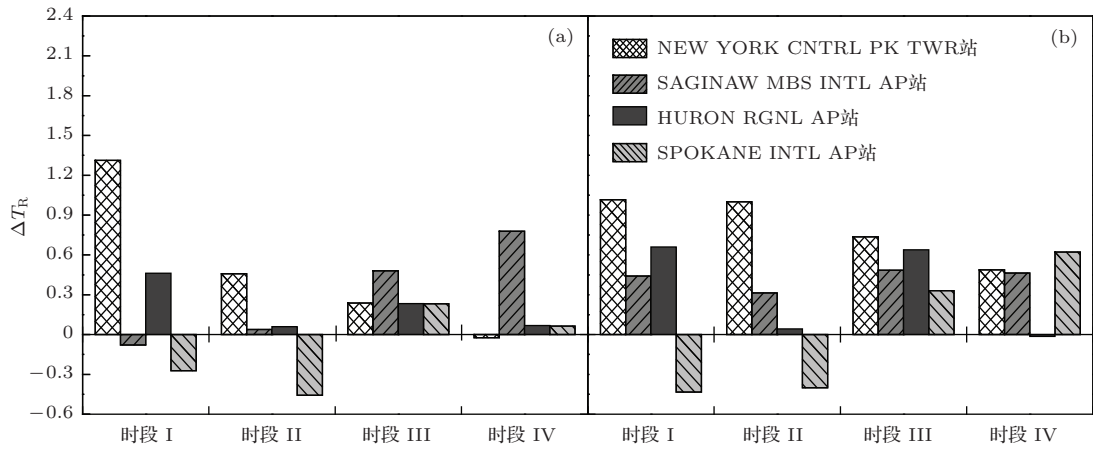


图3 4个研究站在不同时段(a)日最高气温和(b)日最低气温相对变化趋势

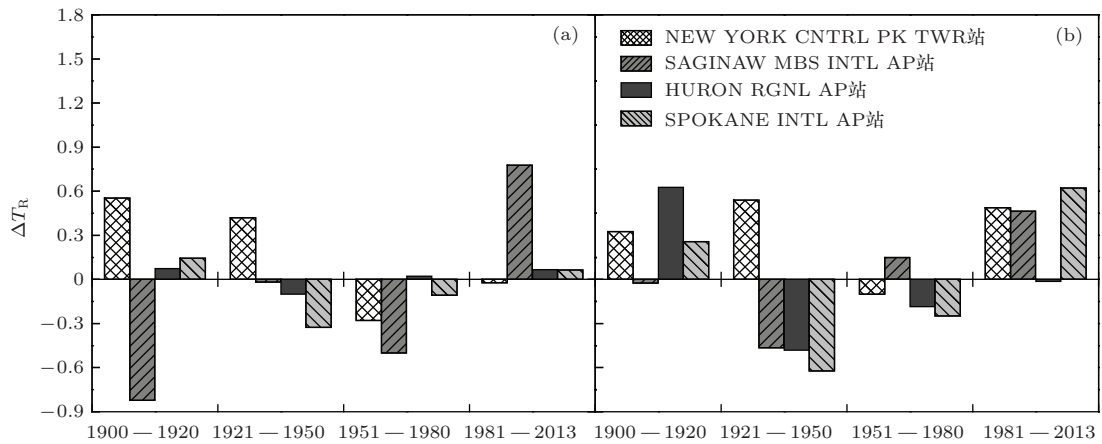


图4 4个研究站在不重叠时段的(a)日最高气温和(b)日最低气温相对变化趋势

处在美国西北太平洋沿岸的SPOKANE INTL AP站在近100年(时段I)到近80年(时段II)的日最高、最低均出现下降趋势,而在近60年到近30年(时段III, IV)则均呈上升趋势,这主要是受到了1921—1950和1951—1980阶段明显降温趋势的影响。

总体上看,东部两站的最高、最低气温在大

多数时段内均处于增温状态,增温幅度也较中西部两站的大;西部的SPOKANE INTL AP站在长时段(时段I, II)内最高、最低气温呈现明显的下降趋势,中部的HURON RGNL AP站在近30年(时段IV)最低气温也有弱的下降趋势.4站的日最低气温变化趋势大于其最高气温的变化趋势。

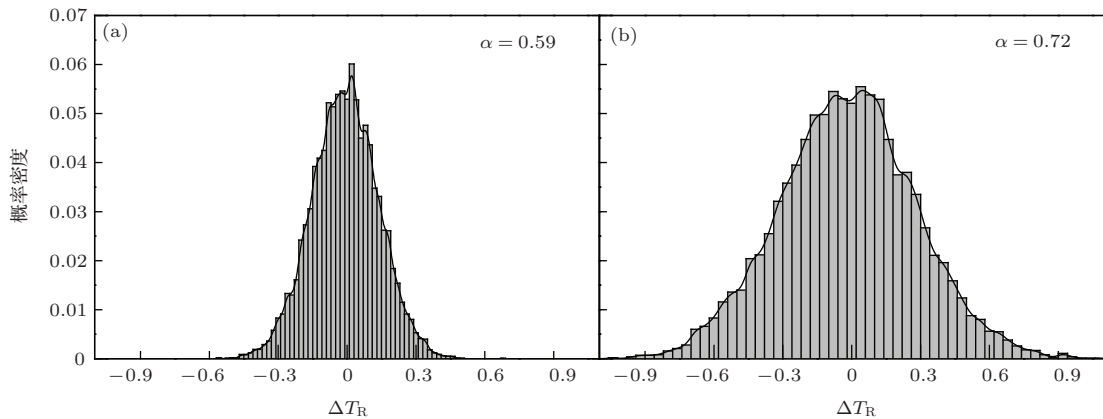


图5 NEW YORK CNTRL PK TWR站1876.01—2013.11模拟序列的(a)日最高气温相对增量和(b)日最低气温相对增量的概率分布

运用2.1节介绍的傅里叶滤波方法,针对各站4个阶段气温序列所对应的长程相关标度系数 α ,生成具有相同长程相关性大小的10000组模拟代用序列,通过分析各代用序列的相对变化趋势,并开展代用序列变化趋势的概率分布研究(如图5所示),可分析在特定长程相关性下序列内部自然趋势的概率分布情况.

从与各站点不同时段气温序列长程相关性相同的代用序列概率分布曲线可知(以NEW YORK CNTRL PK TWR站的1876.01—2013.11时段气温序列为例,其他站点各时段序列的气温相对增量概率分布曲线图略),序列长度越长,其气温相对增量的变化范围越小;而序列长程相关性越大,其气温相对增量的变化范围则越大.由此可导致长时间序列变化趋势的特定阈值(绝对值)较短时间序列变化趋势的特定阈值小,说明序列长度越长,在同样的增/降温相对趋势 ΔT_R 下,其外部变化趋势更显著.此外,经以上分析可知,长程相关性越大的序列其变化趋势特定阈值(绝对值)较长程相关性较弱的序列大,反映当气候系统内部各因子相互作用较大时,气温序列的变化趋势需更大更明显,才可能反映受到系统外部因子的影响而突显的外部变化趋势.

通过(9)式可分别估算出不同长程相关性特征序列的变化趋势(相对气温增量)的百分位阈值.本文选取1%,5%,95%和99%的百分位阈值作为序列内/外部变化趋势的阈值,当实测气温序列的变化趋势小于5%百分位阈值或大于95%百分位阈值时,说明该气温序列明显受气候系统外部因子影响,该气温序列变化趋势为外部变化趋势的显著性水平达0.05;同理,当实测序列的变化趋势小于1%或大于99%百分位阈值时,该气温序列变化趋势为外部变化趋势的显著性水平达0.01(如图6,以NEW

YORK CNTRL PK TWR站1951.01—2013.11时段日最高气温序列为例,其他站不同时段气温序列变化趋势的显著性分析图略).

对4个站点不同时段的日最高气温序列进行趋势分析后可知(如表6),NEW YORK CNTRL PK TWR站(时段I,II),HURON RGNL AP站(时段I)和SPOKANE INTL AP站(时段I,II)的长时间序列变化趋势为显著的外部变化趋势,受到气候系统外部因子的显著影响;而在近60年,上述站点变化趋势为不明显的内部变化趋势,由此可知,从长期变化来看,气候系统外部因子对上述三站的气温产生持续性的显著影响,而仅从近期的气温序列上看,这种外部因子的持续性影响无法明显反映出来,可见序列长度对序列趋势分析的影响非常明显.事实上,单从温度变化的斜率上看(本文讨论的温度相对增量,非斜率),此三站近60年的温度变化趋势显然相较整个资料长度(大于100年)所体现出的变化趋势更明显.但正如上文所讨论的,短序列对应的内部自然趋势范围较大,其所对应的判断外部趋势显著性的阈值较高.因此在短时间序列无法确定是否具有显著外在趋势时,对长时间序列的分析则显得尤为重要.而对SAGINAW MBS INTL AP站来说,其日最高气温长时间序列的变化趋势不明显,未超出气候系统内部变化趋势的置信区间范围;但其近60年以来的序列变化趋势则为明显的外部变化趋势,明显受外部因子的影响.这说明对于SAGINAW MBS INTL AP站,气候系统外部因子在近60年对温度变化的影响较以往有所增强,该站的温度在近100余年中受外部因子的影响随时间越来越强,其变化趋势逐渐从系统内部的自然趋势演变为受系统外部影响(如人类活动)显著的外部变化趋势.

表6 4研究站不同时段日最高气温相对增量是否为外部变化趋势的分析

| 研究时段 | NEW YORK CNTRL PK TWR 站 | SAGINAW MBS INTL AP 站 | HURON RGNL AP 站 | SPOKANE INTL AP 站 |
|------|-------------------------|-----------------------|-----------------|-------------------|
| I | 1.31** | -0.08 | 0.46** | -0.27* |
| II | 0.46** | 0.04 | 0.06 | -0.46** |
| III | 0.24 | 0.48* | 0.23 | 0.23 |
| IV | -0.02 | 0.78* | 0.07 | 0.06 |

* 表示气温增量为外部变化趋势的假设达0.05的显著性水平;

** 表示气温增量为外部变化趋势的假设达0.01的显著性水平.

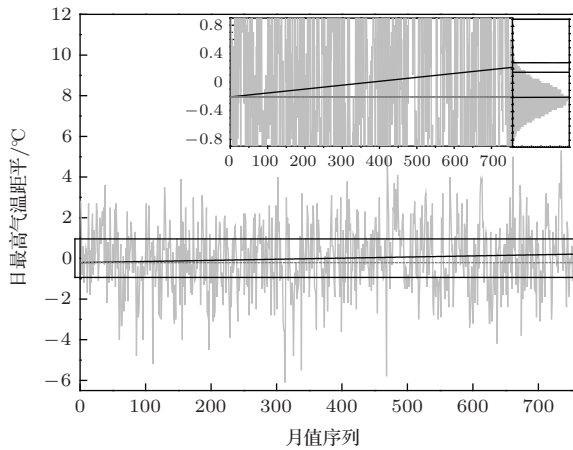


图6 NEW YORK CNTRL PK TWR 站 1951.01—2013.11 日最高气温序列及其线性变化趋势线和气温增量置信区间示意图 (主图中浅灰色折线为日最高气温月平均距平, 黑色粗实线为最高气温线性变化趋势线, 灰色点线为气温增温零线; 右上角左图为中间图的黑框部分局部放大图; 右上角右图为模拟序列气温增量的概率分布图, 其中黑色实线、灰色折线和点线分别为 0 线、95% 和 99% 的阈值线)

类似地, 表 7 给出了 4 个站点最低气温相对增量的趋势分析结果. 可以看到, NEW YORK CNTRL PK TWR 站从近 120 年到近 60 年, 其最低气温均呈现受外部因子明显影响的增高趋势, 仅在近 30 年该增高趋势减缓, 外部因子的影响不明

显; 与之相对, SAGINAW MBS INTL AP 站的日最低气温序列在不同时段虽然均呈现增温趋势, 但仅在近 60 年这种增温趋势明显受气候系统外部因子的影响; HURON RGNL AP 站 (时段 I, III) 和 SPOKANE INTL AP 站 (时段 I, II) 均在长时间序列上出现明显的外部增温/降温趋势, 这两站在近 30/60 年的弱降温/增温趋势还未超过系统内部各因子相互作用导致的自然趋势的范畴, 不能认为其具有显著的外部趋势.

通过以上分析可知, 除 SAGINAW MBS INTL AP 站的日最高气温序列外, 各站点的日最高和最低气温长时间序列普遍表现为明显的外部变化趋势, 而在近 30 年, 各站最高、最低气温序列的变化趋势并未超过内部自然趋势的范畴, 不能认为其具有显著的外部趋势. 从这种变化上可以清楚地看到, 序列的长度 (或历史跨度) 对序列的趋势分析具有十分重要的影响. 考虑到较短的序列往往对应有较高的判断外部趋势显著性的阈值, 为了确定某清晰可见的温度变化趋势是否为显著的外部趋势, 不仅需要分析近期较短的序列, 更应该对较长历史的序列进行分析, 以判别这种趋势是否为显著的外部趋势.

表 7 4 研究站不同时段日最低气温相对增量是否为外部变化趋势的分析

| 研究时段 | NEW YORK CNTRL PK TWR 站 | SAGINAW MBS INTL AP 站 | HURON RGNL AP 站 | SPOKANE INTL AP 站 |
|------|-------------------------|-----------------------|-----------------|-------------------|
| I | 1.02** | 0.44 | 0.66** | -0.43** |
| II | 1.00** | 0.31 | 0.04 | -0.40* |
| III | 0.74** | 0.49* | 0.64* | 0.33 |
| IV | 0.49 | 0.46 | -0.01 | 0.62 |

*, ** 的意义同表 4.

5 结论与讨论

挑选 GHCN-D 中序列长度大于 100 年且各月缺测数据少于 10% 的 4 个美国站点, 选取各站从建站到 2013 年 11 月的日最高气温和最低气温日值序列, 并统计各序列的逐月距平值.

利用去趋势的涨落分析法计算各研究站点不同时段的气温序列长程相关性特征. 分析得出, 美国东部两站与中西部两站的气温序列长程相关性显著不同, 中西部站点气温序列的长程相关标度

指数与序列长度呈反相关, 而东部站点在不同时段长程相关性均不同. 这预示着气候系统内部因子间相互作用的强度在不同时间段或许不同. 进一步研究表明, 气候变量长时间系列的长程相关性不仅受到序列在不同时段长程相关性特征的影响, 还与系统内部各因子间的长期非线性相互作用密切相关.

计算 4 站在不同时段的气温序列长程相关性特征, 可以看出, 东部两站的最高、最低气温在大多数时段内均处于增温状态, 增温幅度也较中西部两站的大; 西部的 SPOKANE INTL AP 站在长时段 (时段 I, II) 内最高、最低气温呈现明显的

下降趋势,中部的HURON RGNL AP站在近30年(时段IV)最低气温也有弱的下降趋势.4站的日最低气温变化趋势大于其最高气温的变化趋势.

利用FFM法生成的具有与各站不同时段气温序列的长程相关标度指数 α 及数据长度相同的10000组代用序列,并通过Jenkinson提出的序列累积概率分布经验估计公式,估算出具有这种长程相关性强度的、等长度序列的、源于序列内部的自然变率的“增/降温”范围.分析可知,序列长度越长,则源于序列内部自然变率的“气温”变化范围相对越小,说明序列长度越长,在同样的增/降温相对趋势 ΔT_R 下,其外部变化趋势更显著.序列长程相关性越大,其源于序列内部自然变率的“气温”变化范围相对越大,反映当气候系统内部各因子相互作用较大时,气温序列的变化趋势需更大更明显,才可能反映受到系统外部因子的影响而突显的外部变化趋势.

通过将实际温度序列的拟合趋势与估计的趋势范围进行对比,可在一定的置信概率下判断气温序列是否具有显著的、源于气候系统外部的变化趋势.分析可知,除SAGINAW MBS INTL AP站的日最高气温序列外,各站点的日最高和最低气温长时间序列普遍表现为明显的外部变化趋势,而在近30年,各站最高、最低气温序列的变化趋势还未超过源于序列内部自然变率的变化范围阈值,虽不能排除外部趋势的存在,但并不显著.

本文从长程相关性的概念出发,通过计算时间序列中长程相关性的强弱来表征其在不同时间尺度上相互作用的强弱,进而对源于序列内部自然变率的趋势变化范围进行了定量估计.因此,本文所用的趋势判别方法可以更为客观地评估在全球变暖背景下气候因子的变化趋势是否显著地由气候系统外部的因子引起,从而能更有针对性地对系统外(内)部的主要影响因子开展研究,有利于气候变化影响研究工作的进一步深入.考虑到气候系统中的分形(长程相关性)特征在近10年才引起关注并迅速发展,本文的研究也是在该领域一次有意义的探索.

参考文献

- [1] Liu S D, Liu S K 1997 *Chin. Sci. Bull.* **42** 1565 (in Chinese) [刘式达, 刘式适 1997 科学通报 **42** 1565]
- [2] Chou J F 2002 *Nonlinear and Complexity in Atmospheric Science* (Beijing: China Meteorological Press) (in Chinese) [丑纪范 2002 大气科学中的非线性与复杂性 (北京: 气象出版社)]
- [3] Diao Y N, Feng G L, Liu S D, Liu S K, Luo D H, Huang S X, Lu W S, Chou J F 2004 *Adv. Atmos. Sci.* **21** 399
- [4] Ding R Q, Feng G L, Liu S D, Liu S K, Huang S X, Fu Z T 2007 *Adv. Atmos. Sci.* **24** 1077
- [5] Yang P C, Bian J C, Wang G L, Zhou X J 2003 *Chin. Sci. Bull.* **48** 1470 (in Chinese) [杨培才, 卞建春, 王革丽, 周秀骥 2003 科学通报 **48** 1470]
- [6] Gao X Q, Wan S Q, He W P, Feng G L, Li J P, Dong W J 2005 *Chin. Phys.* **14** 628
- [7] Huang N E, Wu Z 2008 *Rev. Geophys.* **46** RG2006
- [8] Rybski D, Bunde A 2009 *Physica A* **388** 1687
- [9] Chen Y, Xu Y P, Yin Y X 2008 *J. Nanjing Univ. (Natural Sciences)* **44** 683 (in Chinese) [陈莹, 许有鹏, 尹义星 2008 南京大学学报(自然科学) **44** 683]
- [10] Gao L H, Fu Z T 2013 *Atmos. Oceanic Sci. Lett.* **6** 74
- [11] Jiang T H, Deng L T 2005 *Plateau Meteor.* **24** 410 (in Chinese) [江田汉, 邓莲堂 2005 高原气象 **24** 410]
- [12] Zheng Z F, Zhang X L, Cao H X, Xie Z, Pan J H 2007 *Chin. J. Geophys.* **50** 420 (in Chinese) [郑祚芳, 张秀丽, 曹鸿兴, 谢庄, 潘家华 2007 地球物理学报 **50** 420]
- [13] Koscielny-Bunde E, Bunde A, Havlin S, Roman H E, Goldreich Y, Schellnhuber H J 1998 *Phys. Rev. Lett.* **81** 729
- [14] Chen X, Lin G, Fu Z 2007 *Geophys. Res. Lett.* **34** 07804
- [15] Feng T, Fu Z, Deng X, Mao J 2009 *Phys. Lett. A* **373** 4134
- [16] Liu S D, Yuan N M, Fu Z T, Liu S K 2013 *Sci. Sin.: Phys. Mech. Astron.* **43** 1327 (in Chinese) [刘式达, 袁乃明, 付遵涛, 刘式适 2013 中国科学: 物理学 力学 天文学 **43** 1327]
- [17] Kantelhardt K, Koscielny-Bunde E, Rego H H A, Havlin S, Bunde A 1999 *Phys. A* **273** 46
- [18] Peng C K, Buldyrev S V, Havlin S, Simons M, Stanley H E, Goldberger A L 1994 *Phys. Rev. E* **49** 1685
- [19] Sheng P, Wang J F, Zhao S L, Tang T Q 2010 *Chin. Phys. B* **19** 080205
- [20] Xu Z X, Yin K X, Xu Y L, Zhu S S 2011 *Chin. Phys. B* **20** 050503
- [21] Tang Y F, Liu S L, Jiang R H, Liu Y H 2013 *Chin. Phys. B* **22** 030504
- [22] He W P, Wu Q, Zhang W, Wang Q G, Zhang Y 2009 *Acta Phys. Sin.* **58** 2862 (in Chinese) [何文平, 吴琼, 张文, 王启光, 张勇 2009 物理学报 **58** 2862]
- [23] Feng G L, Wang Q G, Hou W, Gong Z Q, Zhi R 2009 *Acta Phys. Sin.* **58** 2853 (in Chinese) [封国林, 王启光, 侯威, 龚志强, 支蓉 2009 物理学报 **58** 2853]
- [24] Yang P, Hou W, Feng G L 2008 *Acta Phys. Sin.* **57** 5333 (in Chinese) [杨萍, 侯威, 封国林 2008 物理学报 **57** 5333]
- [25] Zheng Z H, Feng A X, Deng B S, Wang Q G, Hou W 2010 *Acta Phys. Sin.* **59** 7491 (in Chinese) [郑志海, 冯爱霞, 邓北胜, 王启光, 侯威 2010 物理学报 **59** 7491]
- [26] Zhao J H, Wang Q G, Zhi R, Feng G L 2012 *Acta Meteor. Sin.* **70** 302 (in Chinese) [赵俊虎, 王启光, 支蓉, 封国林 2012 气象学报 **70** 302]
- [27] Hurst H E 1951 *Trans. Am. Soc. Civ. Eng.* **116** 770
- [28] Yu Z G, Vo A, Gong Z M, Long S C 2002 *Chin. Phys.* **11** 1313

- [29] Hou F Z, Zhuang J J, Ning X B, Yang X D, Huo C Y 2008 *Chin. Phys. B* **17** 852
- [30] Franzke C 2012 *J. Climate* **25** 4172
- [31] Lennartz S, Bunde A 2011 *Phys. Rev. E* **84** 021129
- [32] Lennartz S, Bunde A 2009 *Geophys. Res. Lett.* **36** 16706
- [33] Yuan N, Fu Z, Mao J 2010 *Physica A* **389** 4087
- [34] Peng C K, Havlin S, Schwartz M, Stanley H E 1991 *Phys. Rev. A* **44** 2239
- [35] Jenkinson A F 1977 *U. K. Met. Office Synoptic Clim. Branch Memo.* **58** 41
- [36] Yuan N, Fu Z 2014 *J. Climate* **27** 1742

Detection of significant external trend in long-term air temperature records*

Huang Yan¹⁾²⁾ Yuan Nai-Ming^{1)†} He Wen-Ping²⁾

1) (Chinese Academy of Meteorological Sciences, Beijing 100081, China)

2) (National Climate Center, China Meteorological Administration, Beijing 100081, China)

(Received 15 August 2014; revised manuscript received 11 September 2014)

Abstract

Long-term historical air temperature records of four stations from Global Historical Climatology Network-Daily are analyzed in this study. By applying detrended fluctuation analysis of the second order to the monthly anomalies, different long-term correlations are found in different time periods at both the maximum and minimum temperatures, which indicate the existence of internal stochastic trend. By generating surrogate data with the same long-term correlations and data length, internal stochastic trends are estimated with confidence probability intervals of 95% and 99% provided. We find the longer data length, the shorter confidence probability interval we have; the stronger long-term correlation, the wider confidence probability interval is obtained. By comparing the temperature trends observed from the historical temperature records with the corresponding confidence probability intervals of the internal stochastic trends, significant external trends can be detected. We find that except for the maximum temperature in SAGINAW MBS INTL AP, temperatures from the four stations all show significant external trends when long historical data (> 100 years) are considered. However, if only the past 30 years are taken into account, the observed trends are still not strong enough to exceed the confidence probability interval. Although we cannot exclude the existence of external trends, considering the possible influence from internal stochastic trends, the external trends are not significant. From this detection method, we can judge, in the context of global warming, whether an observed trend is significantly induced by external forcing. Therefore, it is useful for our further study targeting the internal (external) climatic impact factors.

Keywords: long-term persistence, external trend, de-trended fluctuation analysis, Fourier-filtering method

PACS: 92.60.hv, 92.05.Ek, 92.60.Ry

DOI: 10.7498/aps.64.029201

* Project supported by the National Basic Research Program of China (Grant No. 2012CB955902), the National Natural Science Foundation of China (Grant Nos. 41405074, 41275074, 41105055).

† Corresponding author. E-mail: yuannaiming@163.com