

基于随机重排去趋势波动分析的极端低温事件研究及其综合指标的建立^{*}

侯 威^{1)2)†} 章大全¹⁾ 钱忠华⁴⁾ 封国林¹⁾³⁾

1)(国家气候中心,北京 100081)

2)(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)

3)(兰州大学大气科学学院,兰州 730000)

4)(扬州大学物理科学与技术学院,扬州 225002)

(2010年11月24日收到;2011年1月7日收到修改稿)

将去趋势波动分析法(detrended fluctuation analysis, DFA)和替代数据法相结合,同时引入启发式分割算法和卡方检验,提出了一种确定极端气候事件阈值的新方法,称为随机重排去趋势波动分析(stochastic re-sort detrended fluctuation analysis, S-DFA)方法. 同百分位阈值方法相比, S-DFA方法明确指出了极端事件和非极端事件之间的临界值. 基于中国气象局公布的中国165个国际交换站1961—2006年无缺测的逐日平均气温资料,利用随机重排去趋势波动分析(S-DFA)方法计算并分析了中国极端低温事件阈值的空间分布特征,并对S-DFA方法在实际资料中的应用进行了检验. 从可预报性的角度给出了极端低温事件综合指标的定义. 这一综合指标将极端低温事件的发生频次和强度综合起来,且兼顾了不同地区各自特有的区域气候背景,进一步说明了综合指标定义的合理性. 基于极端低温事件综合指标的空间分布规律,将中国1961—2006年间极端低温事件分为四个不同等级的地区. 极端低温综合指标整体表现出下降趋势,在20世纪80年代初期之前综合指标的变化具有两个明显的准10年周期,而在这之后则一直处于下降趋势且大大低于平均值,直到90年代中期以后才再次上升至平均值附近.

关键词: 随机重排去趋势波动分析, 极端事件, 阈值, 综合指标

PACS: 92.70.Aa

1. 引言

随着非线性动力学在认识天气与气候系统过程和机理方面取得巨大进展^[1-5],“通过何种方式减少对极端天气气候事件认识上的不确定性”正成为目前国内外极端天气气候事件研究的重点之一. 极端天气气候事件研究中最初的或最基本的不确定性来源于极端天气气候事件的定义. 无论是采用边缘值还是百分位定义来确定极端事件的阈值,都没有给出具体、明确的临界值,而且定义本身并没有从系统整体动力学特征的角度来讨论极端事件,这些定义给出的阈值确定方法并没有明确的物理背景. 本文基于系统的整体动力学特征,将去趋势

波动分析法和替代数据法相结合,得到一种具有物理背景和统一定义的确定的极端事件阈值的新方法,称为随机重排去趋势波动分析(S-DFA)方法. 该方法明确指出了极端事件和非极端事件之间的临界值,能将系统演化的极端状态或异常状态同常规状态区分开来,并通过实际数据对S-DFA方法进行了检验,验证了S-DFA方法的有效性.

随着人们对气候变化认识的深入,科学家们意识到在关注气候变暖的同时应该关注极端气候事件的性质与频率是否也在发生变化^[6-10]. 发生频次和强度是极端事件的两个重要属性,通过深入研究这两个属性可以加深对极端事件本身及其背后物理机理和气候背景的认识^[11-15]. 从整体性角度出发,极端事件的发生频次和强度彼此之间也不是独

^{*} 国家自然科学基金(批准号:41005043,40905034)、国家科技支撑计划(批准号:2007BAC29B01,2009BAC51B04)和全球变化研究国家重大科学研究计划(批准号:2010CB950504)资助的课题.

[†] E-mail: hou_w@sohu.com

立存在的,如果将这二者分隔开来、独立的加以分析研究,也就无法从整体上把握极端事件的变化特征. 将极端事件的频次和强度综合起来考虑,得到一种综合指标来描述极端事件,国内已有学者进行了研究^[16],但没有考虑不同地区气候平均态之间的差异且采用的综合指标也是从概率统计的角度出发,没有明确的物理含义. 本文从一个理想模型出发,通过考虑极端事件阈值、极端事件平均强度与阈值的差值及极端事件的发生次数,从可预报性的角度给出了极端事件综合指标的定义. 在确定各站点极端低温事件阈值的基础上,讨论了极端低温事件的阈值分布、发生次数和综合指标的变化规律.

2. 资料和方法

2.1. 资料

所用资料为中国气象局公布的中国 165 个国际交换站 1961—2006 年无缺测逐日日平均气温资料,站点分布如图 1 所示. 为了更加突出图像的变化,本文图、表中涉及温度值的地方均乘以 10.

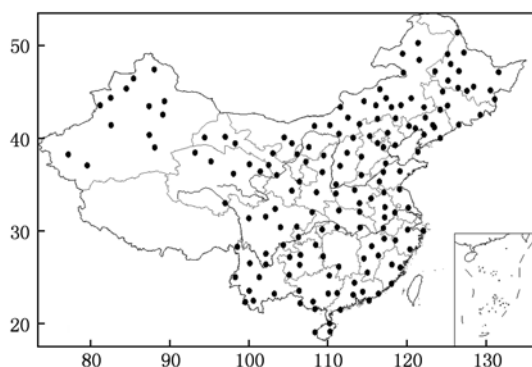


图 1 中国 165 个国际交换站空间分布图

2.2. 随机重排去趋势波动分析(S—DFA)方法

趋势波动分析(DFA)方法^[17]是基于随机过程理论和混沌动力学新发展的一种分析方法,用来检测时间序列的物理特征,随后这一方法在自然科学和社会科学等领域得到了广泛的应用^[18–22]. 对某一长度的时间序列,去趋势波动分析法的具体过程及其物理意义可参见文献[18, 23]. Theiler 和 Prichar 提出的替代数据法^[24–26],即相位随机化方法,是为了获得与原始数据具有相同的均值、方差和自相关函数以及概率分布函数的替代数据,采用

该算法的基本思想是保留原始数据的功率谱值,但随机产生替代数据的功率谱相位^[27–29]. 下面介绍将 DFA 方法和替代数据法相结合的具体过程.

对系统演化的某一组时间序列 $\{x_i, i = 1, \dots, n\}$, 首先得到 $\{x_i\}$ 的最大值 $x_{\max}$ 和最小值 $x_{\min}$, 确定参考点 R , R 值可以是序列均值 x_{ave} 或者界于 $x_{\max}$ 与 $x_{\min}$ 之间的某一中值 x_{med} ; 然后从 $x_{\max}$ 开始, 对序列中位于第 k 个数据区间内的数据点 $\{x_i, x_i \geq x_{\max} - d \times k\}$ 的顺序进行随机化, 其中 d 为区间间隔, d 的数量级宜取为序列 $\{x_i\}$ 数量级的 $\left[\frac{1}{10}, \frac{1}{100}\right]$ 之间, $k = 1, 2, \dots, \text{int}((x_{\max} - R)/d)$, $\text{int}()$ 表示取整, 同时保留序列中其余数据的顺序不变, 直到 $x_i = R$, 依次得到新序列 $\{Y_j, j = x_{\max} - d \times k\}$; 再从 $x_{\min}$ 开始, 对第 k 个数据区间内的数据点 $\{x_i, x_i \leq x_{\min} + d \times k\}$ 的顺序进行随机化, 同样 d 为区间间隔, $k = 1, 2, \dots, \text{int}((R - x_{\min})/d)$, 保留其余数据的顺序不变, 直到 $x_i = R$, 依次得到新序列 $\{Y_j, j = x_{\min} + d \times k\}$; 将 J 看作为各个重排区间下限或上限值, 最后计算每个新序列 Y_j 的长程相关性指数 DFA_j , 得到其随 J 的变化.

利用理想随机模型和混沌模型进行数值试验证明, 当重排区间内数据点很少时, 改变这些数据点顺序得到的新序列 Y_j 的 DFA 指数收敛于原始值, 即改变这些数据点的顺序对序列 DFA 指数影响不大或几乎没有影响, 由于这部分数据点的概率密度非常小, 其中所包含系统演化信息的极少, 统计效应可以基本忽略, 所对应的状态不属于系统的常规演化轨迹, 而是系统演化的极端状态或是系统受到外界扰动而导致的极端异常状态, 属于小概率事件的范畴; 对于那些概率密度较大或者概率分布比较平均的数据点, 改变其顺序对序列 DFA 指数的影响也较大, 它们包含了丰富的系统演化信息, 属于系统演化的常规状态, 不属于小概率事件的范畴.

由于极端事件或者极值事件属于小概率事件, 因此可以认为此类事件所对应的演化状态是系统极端状态, 或是系统的异常演化状态, 不属于系统自身正常演化状态的范畴. 由前面的分析可知, 将 DFA 方法和替代数据法相结合, 通过确定序列 Y_j 的 DFA 指数何时开始收敛于原始值, 此时所对应的 J 值就是所研究序列的小概率事件的阈值, 即系统极端事件的阈值, 所以可将上述算法运用于确定序列或系统极端事件或极值事件的阈值. 下面给出具体实例及判断收敛点的方法.

2.3. 使用 S-DFA 方法确定北京极端低温事件的阈值

对北京 1961—2006 年逐日平均温度序列 $\{x_i, i = 1, \dots, n\}$ 使用替代数据方法进行重排计算, 计算

DFA 指数时局部趋势函数 $y_e(i)$ 使用二阶多项式, s 取值为 $250 \leq s \leq n/15$, n 为序列长度; 取区间间隔 $d = 1.0, R = 0$. 计算得到序列 $\{x_i\}$ 的 DFA 指数为 0.71425 (图 2 中点线所示).

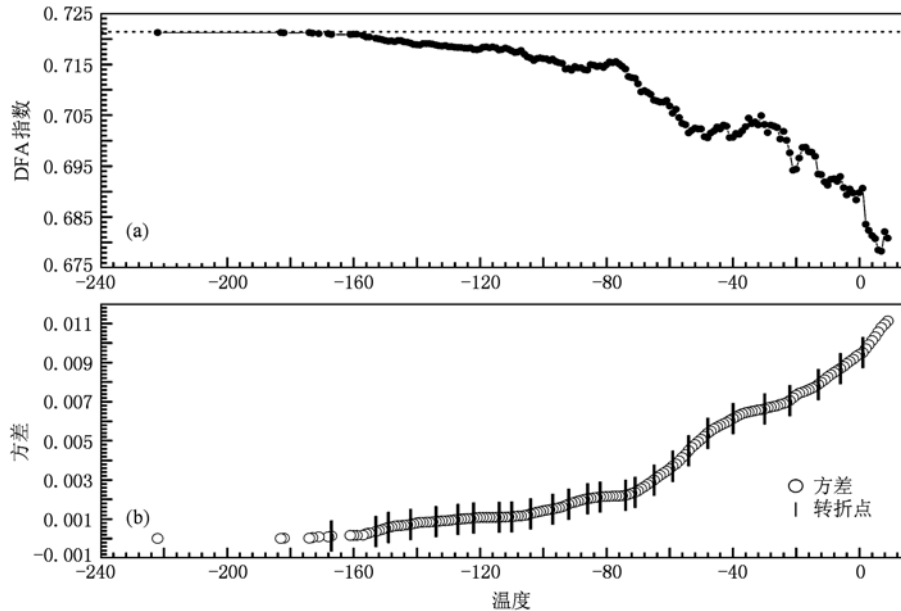


图2 (a)对日平均温度低值不同区间数据进行顺序随机化后 DFA 指数的变化; (b) DFA 指数的方差及其突变点

图 2 中的点线代表原始序列 $\{x_i\}$ 的 DFA 指数. 不同 J 的 DFA 指数序列 $\{DFA_J\}$ 随 J 的演化逐渐收敛于原始序列 DFA 指数值, 由于随着 J 值逐渐变大, $\{DFA_J\}$ 的收敛并不是完全一致的逼近收敛形式, 而是围绕原始序列 DFA 指数值有着振幅非常小的波动, 因此通过计算 $\{DFA_J\}$ 的方差序列 $\{var_J\}$ 来消除这一波动对判断收敛点带来的影响. 随着 $\{DFA_J\}$ 逐渐收敛于原始序列 DFA 指数值, 序列 $\{DFA_J\}$ 的平均值也越来越接近于原始序列 DFA 指数值, 不同 DFA_J 值之间的差异逐渐减小, 其方差 $\{var_J\}$ 也逐渐减小最终收敛于 0. var_J 值越小, 说明 $\{DFA_J\}$ 收敛程度越高, 反之亦然, 如图 2(b) 所示. 并且 $\{var_J\}$ 与 $\{DFA_J\}$ 的收敛具有同步性, 也就是同时开始收敛. 由于序列 $\{var_J\}$ 向着零值逐级收敛, 随着收敛程度的变化, 在此过程中 $\{var_J\}$ 存在一系列的转折点 $\{x_j\}$, 每个转折点表示 $\{var_J\}$ 的收敛程度在此点前后是不一样的, 同时这些转折点也代表 $\{DFA_J\}$ 向着原始序列 DFA 指数值收敛程度的变化. 一种情况是 $\{var_J\}$ 值增大, 此时 $\{var_J\}$ 背离于收敛, 越来越远离收敛值; 另一种情况是 $\{var_J\}$ 值减小, 此时 $\{var_J\}$ 进一步收敛, 越来越接近收敛值. 因为要确定收敛点, 所以只考虑序列

$\{var_J\}$ 中愈来愈收敛 (即 $\{var_J\}$ 值越来越小) 的区域即收敛区 (如图 2(a) 内虚线框所示), 在收敛区域内, 所有的转折点均代表了序列 $\{var_J\}$ 向收敛值进一步逼近, 收敛程度进一步提高. 采用 BG 算法确定序列 $\{var_J\}$ 中的转折点 $\{x_j\}$. Bernaola-Galvan 在 2001 年提出的启发式分割算法 (BG 算法) 是一种有别于传统理论的突变检测方法, 其详细算法过程可参见文献 [30, 31]. BG 算法是一种检测转折或突变的有效方法, 该方法可以将非平稳序列分割为多尺度的自平稳子序列, 检测的尺度和精度具有可变性, 能够检测不同尺度和不同幅度的转折或突变; 白噪声和尖峰噪声对该方法的影响较小.

卡方检验是一种较为常用的数理统计方法, 在测量、天气预报、工农业生产统计中有较为广泛的应用与良好的应用效果 [32–34]. 由于转折点 $\{x_j\}$ 中有些点所对应的 DFA 值远远偏离了原始序列 DFA 指数值, 这些点不是收敛点, 所以对收敛区域内的转折点采用总体方差显著性检验 (卡方检验) 方法来检验各个转折点是否就是收敛点. 如果在收敛区域内存在 $A \rightarrow F$ 一系列转折点, 且已知 A 点不是收敛点而 D 点为收敛点, 则收敛点 D 之前的转折点因为还没有达到收敛, 其收敛程度将继续提高, 由于

各转折点的收敛情况不一致,所以转折点 A, B, C 之间应具有显著差异;而 D 点之后的转折点因为已经达到收敛,其收敛程度已经非常高且可以提高的余地非常小,各转折点的收敛情况一致,所以转折点 D, E, F 之间应无显著差异. 采用卡方检验对收敛区域内各个转折点之间的差异进行显著性检验,据此就可以确定出收敛点为 D .

计算 DFA 指数序列的方差并用 BG 算法来得到转折点,通过卡方检验来确定收敛点,也就是极端低温事件的阈值. 收敛时刻前的各个转折点的因为还没有收敛,所以在向收敛点逐步逼近的同时其收敛程度也逐渐提高,直至达到收敛点,收敛点与其前一个转折点通过卡方检验应有显著差异,即由不收敛转变为收敛,收敛程度有显著差异;收敛点后的转折点因为已经达到收敛要求,所以各个转折点之间通过卡方检验应该无显著差异,即收敛程度相同;这样就可以通过确定最后一组总体方差与样本方差有显著差异,也就是收敛情况有显著差异的转折点来确定收敛点.

对于日平均温度的低值,随着 J 值的不断减小,各个新序列 Y_j 的 DFA 指数同样偏离于原始序列的 DFA 指数(如图 2(a) 中点线所示)且彼此之间变化较大,但当重排区间内的数据点越来越少时,序列 Y_j 的 DFA 指数也有收敛于原始序列的 DFA 指数的趋势. 计算 $\{DFA_j\}$ 的方差序列 $\{VAR_j\}$, 得到其转折点. 以最后一个转折点 $x_{j=-167}$ 对应的方差为样本方差 $\partial_0^2, n_{j=-167} = 8$; 其后一个转折点 $x_{j=-153}$ 对应方差作为总体方差 s^2 , 卡方检验取显著性水平为 99%, 即 $\alpha = 0.01$.

在表 1 中,从最后一个转折点 $x_{j=-167}$ 开始,其与前一个转折点 $x_{j=-153}$ 之间有显著差异,收敛情况不一致,前者的收敛程度更高;从点 $x_{j=-153}$ 开始,各个转折点之间无显著差异. 同样在点 $x_{j=-167}$ 之后也不存在转折点,根据 BG 算法的原理可以认为点 $x_{j=-153}$ 与其后的方差数据点的变化情况是一致的,即不存在转折,可以确定序列 $\{DFA_j\}$ 的收敛点即为 $x_{j=-167}$, -16.7°C 就是北京极端低温事件的阈值.

表 1 各个转折点之间差异的显著性检验

转折点	n	χ^2	$\chi^2_{(\alpha/2)}$	$\chi^2_{(1-\alpha/2)}$	差异是否显著
$x_{j=-167}$	8	$\chi^2_{-153-167} = n_{j=-167} s^2 / \partial_0^2 = 1.225$	22.0	1.34	是
$x_{j=-153}$	15	$\chi^2_{-149-153} = n_{j=-153} s^2 / \partial_0^2 = 5.802$	32.8	4.60	否
$x_{j=-149}$	19	$\chi^2_{-142-149} = n_{j=-149} s^2 / \partial_0^2 = 11.808$	38.6	6.84	否
$x_{j=-142}$	26	$\chi^2_{-134-142} = n_{j=-142} s^2 / \partial_0^2 = 17.984$	48.3	11.2	否
$x_{j=-134}$	34	$\chi^2_{-127-134} = n_{j=-134} s^2 / \partial_0^2 = 26.973$	59.0	16.5	否
$x_{j=-127}$	41	$\chi^2_{-122-127} = n_{j=-127} s^2 / \partial_0^2 = 35.737$	68.1	21.4	否
$x_{j=-122}$	46	$\chi^2_{-114-122} = n_{j=-122} s^2 / \partial_0^2 = 42.356$	74.437	25.041	否
$x_{j=-114}$	54	$\chi^2_{-110-114} = n_{j=-114} s^2 / \partial_0^2 = 51.757$	84.502	30.981	否

根据确定的极端低温事件阈值,消除序列 $\{x_i\}$ 中的极值点或极端事件,也就是去除序列 $\{x_i\}$ 中 $x_i \leq -16.7$ 点,以达到消除极端事件的目的,得到新序列 $\{x'_i\}$, 其中 $\{x'_i, x'_i = x_i + 16.7, x_i \leq -16.4\}$, 对序列 $\{x'_i\}$ 采用同样的思路和算法进行计算,以检验对于一个不含极小值的序列,本方法是否仍然有效,即能确定该序列中无极端事件,以此对本方法进行进一步检验. 通过分析,收敛区内各个转折点的收敛程度彼此之间均无显著差异,收敛情况一致,这些点均为虚假收敛点,序列 $\{DFA_j\}$ 和 $\{VAR_j\}$ 只有收敛的趋势,但未真正到达收敛时刻,不存在收敛点即极端事件的阈值,说明对去除极小值后的序列 $\{x'_i\}$ 使用本方法进行分析时,可以判定其不存

在极小值事件.

同百分位阈值方法相比, S-DFA 方法明确指出了极端事件和非极端事件之间的临界值,可以准确给出潜在动力学系统相同的、不同表现形式下的序列的极端事件阈值,得到的阈值是唯一的、可靠的.

3. 极端低温事件阈值的确定

3.1. 极端低温事件阈值的分布

图 3 给出了利用 S-DFA 方法得到的中国各地区日平均温度极端低温事件的阈值,可以看出中国

极端低温事件的阈值分布具有明显区域特征,极端低温事件在南方地区的阈值较高、北方地区的阈值较小,整体上自南向北逐渐减小的纬向分布明显.在中国华南的沿海地区(包括福建、广东、广西)、青藏高原东侧的云南、四川东南部和重庆地区,极端低温事件的阈值均在 0°C 以上,其余地区的极端低温事件的阈值都低于 0°C ;其中的四川东南部和重庆地区的阈值要比同一纬度的中国其他地区要高,形成一个向北突出的“舌头”,而后的阈值基本都在 0°C 以下,说明前者有别于同纬度其它地区的、独特的区域气候特征;阈值的最低值出现在中国东北北部以及大、小兴安岭地区,此外新疆北部的阈值也较低,最大值出现在中国的最南方,即云南、广东

和广西的沿海区域.

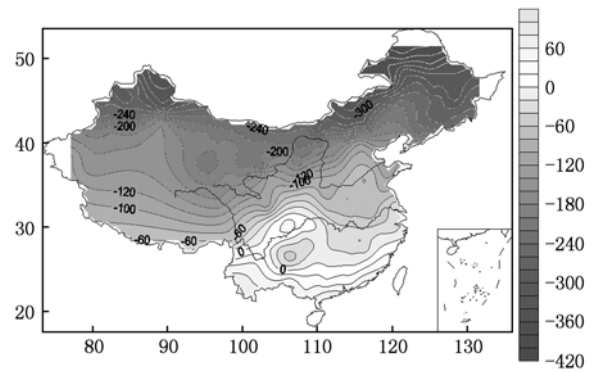


图3 中国极端低温事件阈值空间分布

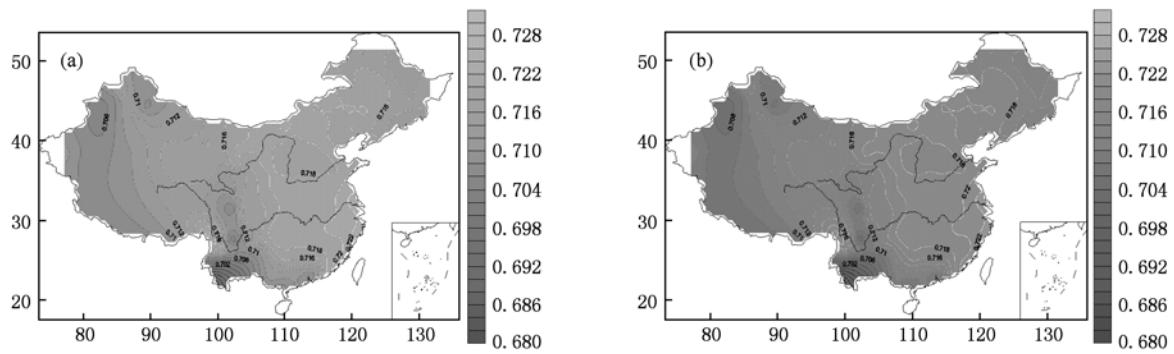


图4 (a)各站点原始 DFA 指数; (b)各站点去除极端值后 DFA 指数

3.2. 极端低温事件阈值有效性检验

为了验证 3.1. 中得到的阈值的有效性,将各站点温度序列 X_i 中小于等于阈值的观测值全部减去阈值,也就是做如下处理:

$$\begin{aligned} X'_i &= J - X_i, & X_i &\leq J, \\ X'_i &= X_i, & X_i &> J. \end{aligned}$$

使得处理后得到的新序列 X'_i 中不再包含有小于阈值的数据点,得到新序列 X'_i ,使得序列 X'_i 中不包含极端值,分别计算序列 X_i 和 X'_i 的 DFA 指数,如图 4 所示,可以看出,各站点的 DFA 指数在去除序列中极端小值前后,分布情况和大小几乎完全一致,表明使用 S-DFA 方法得到的阈值是有效的,小于阈值的数据点均为系统演化的极端状态,属于极

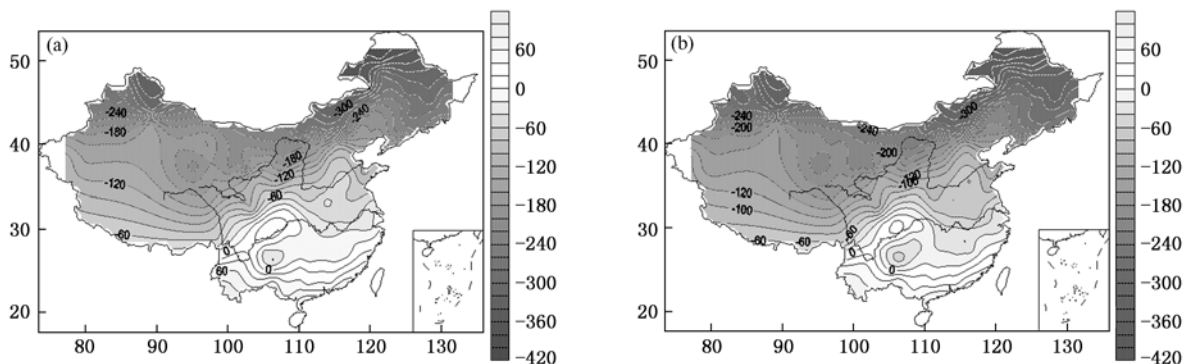


图5 对序列 X'_i (a)与序列 X_i (b)进行分析得到的极端低温事件阈值分布图

端值,去除这些点不会改变系统的长程相关性. 因为此时 X'_i 中已经不再包含极端低温事件,所以应检测不出极端事件,即要么不能得到极端低温事件的阈值或者得到的阈值很明显是一个错误值,要么得到的阈值与使用原始数据得到的阈值一样,以此来证明算法的合理性、有效性. 图 5(a) 给出了对序列 X'_i 进行分析得到的极端低温事件阈值分布图,将其同原始序列的极端低温事件阈值进行比较,可以看到,使用序列 X'_i 得到的极端低温事件阈值与使用原始序列 X_i 得到的阈值,二者的分布和值域大小几乎完全一致. 在不包含极端低温值的序列中,依然会得到与原始数据同样的阈值,说明使用 S-DFA 算法得到的极端低温事件阈值是合理的、客观的,也证明了本文算法针对实际资料的有效性.

3.3. 极端低温事件发生次数

根据确定的极端低温事件的阈值,图 6 给出了各站点在 1961—2006 年间,极端低温事件的发生次数. 可以看到,40 年来中国大部地区极端低温事件的年均发生次数约为 1 次,约占全部站点总数的 2/3;其余 1/3 的站点发生次数较多,年均发生次数超过 1 次. 图 7 给出了实际站点 DFA 指数随替代数据区间的变化,这些站点的极端低温事件阈值的确定完全符合本文的 S-DFA 算法,阈值点即为各站点序列经过替代数据法产生的新序列的 DFA 指数收敛于原始序列的 DFA 指数的收敛点,从图 7 中可以看出在收敛点之后,新序列的 DFA 指数序列确实收敛于原始序列的 DFA 指数,改变小于这些收敛点的数据点在原始序列中的位置,对系统的长程相关性的影响不大或几乎没有影响. 各个站点极端低温事件的阈值的高低、发生次数的多少完全取决于各个站点数据本身,也就是各个站点所具有的各自独特的

区域气候系统. 其余站点的图像同图 7 完全类似,限于篇幅,就不一一给出.

从图 6 中可以看出,极端低温事件发生次数较多的地区主要位于华北—西北东部和青藏高原东侧—重庆—四川东部. 华北—西北东部也是逐日温度的最低值、平均值和极端低温事件阈值这三者分布形态的主要差异区(图略),有多个主要的环流因子影响该地区冬季气温,多个因子之间相互制约,导致冬季平均气温不会严重偏低,但一旦北极涛动和西伯利亚高压显著偏强,东亚冬季风强劲,华北—西北东部处于东亚冬季风影响中国的中上游,冬季则会频发极端低温事件,而同为华北地区的山西由于太行山脉阻挡了北方冷空气直接进入,极端低温事件频次相对较低^[35—39].

同样的情况也出现在四川盆地和青藏高原东侧地区,这一地区也具有冬季最低温度相对于极端低温事件的阈值强烈偏小的特征. 前者由于盆地构造,后者则是高原的阻挡作用以及西南暖湿气流的影响,使得冬季温度整体偏暖,但当乌拉尔山地区位势高度场异常偏高,中亚至蒙古国西部直到俄罗斯远东地区位势高度场偏低,就非常有利于冷空气不断分裂南下,如果乌拉尔阻塞与中亚低槽形成的偶极子形势,更可使冷空气从西方路径持续沿高原北侧南下^[36,38],使得四川盆地和青藏高原东侧地区气温偏冷,易发生极端低温事件. 注意到该地区中部有一条极端低温事件较少的南北向带状区域,处于四川盆地和青藏高原东侧地区之间,与周边地区有着显著差异并将其分割开来. 在阈值分布图中,这一带状区域也同样存在,其值要小于周边其他地区. 该区域正位于西南横断山脉以东,由于山脉阻挡,迟滞了西南暖湿气流的影响,而北方冷空气则可沿南北走向的山脉一直南下,出现了一个“通道”,使得该区域冬季温度相对于周边整体偏冷,极端低温事件相对偏多.

在中国北方(40°N 以北)和西北地区,除个别站点极端低温事件发生次数较多之外,绝大部分地区的发生次数都较少. 尽管这些地区处于东亚冬季风影响的上游,但是由于地处高纬兼海拔较高,冬季气温普遍偏低,使得阈值和最低气温也较低,如果北极涛动和西伯利亚高压发生较大异常,造成东亚冬季风十分强大,此时会发生极端低温事件,否则极端低温事件发生次数偏少. 而在广大的南方(30°N 以南)地区,处于东亚冬季风影响的中下游,

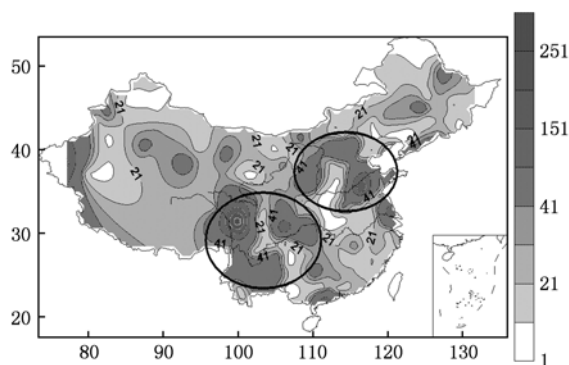


图 6 各站点 1961—2006 年间极端低温事件的发生次数

间或受到冬季西太平洋副高、ENSO 等海洋暖因子的作用,北方冷空气不易到达云南南部,使得这些地区冬季气温偏高,相应的极端低温事件阈值也较

高,尤其是在华南沿海地区,受低纬热带海温的影响更加显著,只有在冬季风异常强劲时才会发生极端低温,所以极端低温事件发生次数同样偏少。

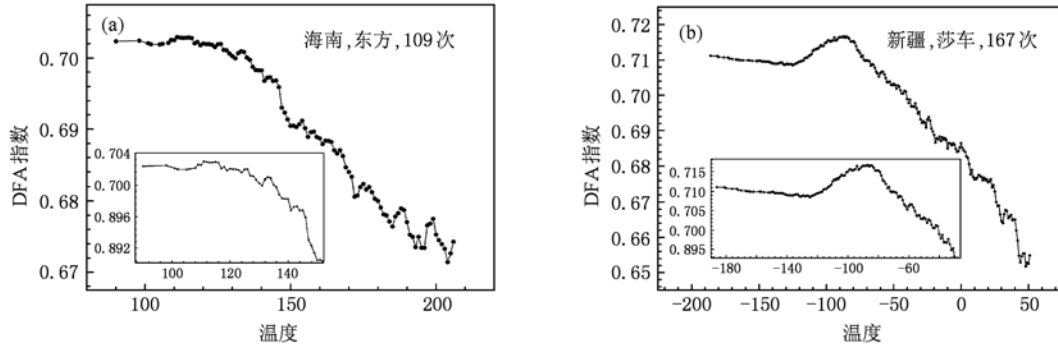


图7 (a)东方和(b)莎车两个站点 DFA 指数随替代数据区间的变化. 箭头所指为阈值处,虚线为原始序列的 DFA 指数

4. 极端低温事件综合指标

4.1. 极端低温事件综合指标的定义及其分布特征

为了说明各个站点 40 年来极端低温事件的强

度,首先给出图 8(a)所示的各站点 1961—2006 年极端低温事件的平均温度,以及图 8(b)和(c)所示的各站点 1961—2006 年极端低温事件的累计温度、极端低温事件小于阈值的累计温度,图 8(d)为小于阈值的累计温度的均值. 其中小于阈值的累计温度定义为

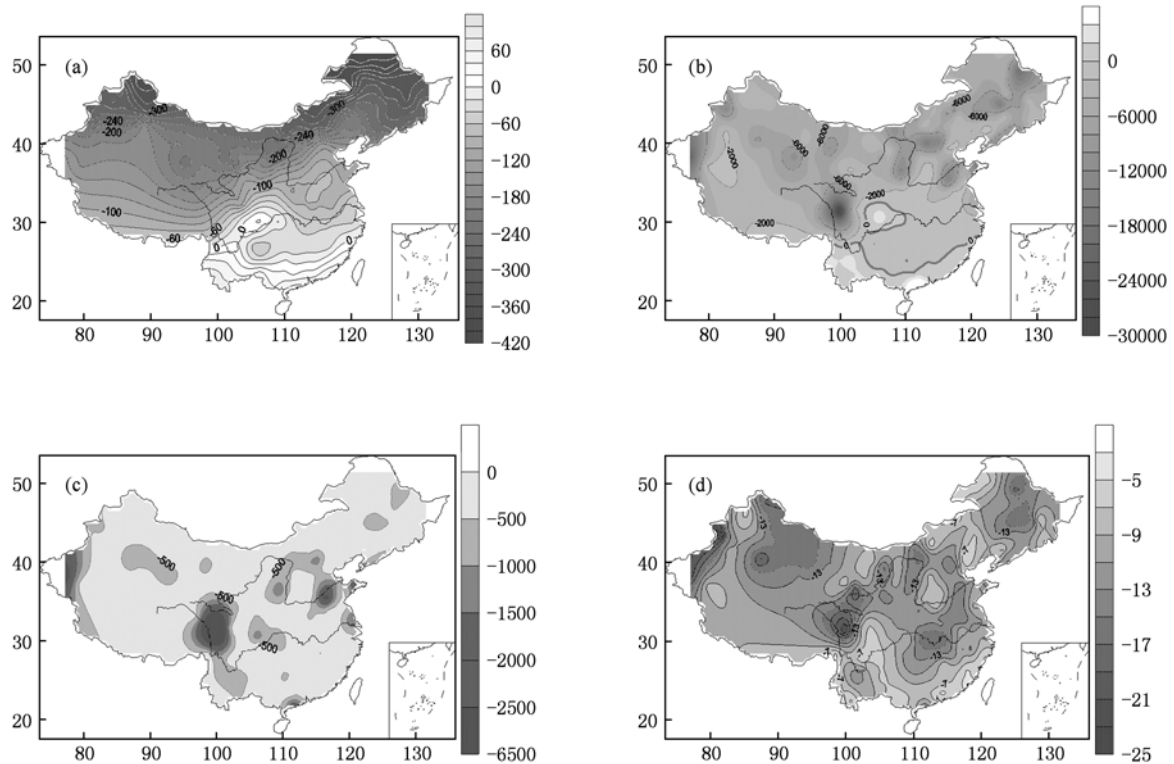


图8 (a)各站点 1961—2006 年极端低温事件的平均温度; (b)各站点 1961—2006 年极端低温事件的累计温度; (c)各站点 1961—2006 年极端低温事件小于阈值的累计温度; (d)各站点 1961—2006 年极端低温事件小于阈值的累计温度的均值

$$T_{\text{sum}} = \sum J - X_i, \quad X_i \leq J.$$

各站点极端低温事件平均温度的分布同极端低温事件阈值的分布情况几乎完全一样, 阈值低的地区, 极端低温事件的平均温度自然也较低, 反之阈值高的地区, 极端低温事件的平均温度也较高; 累计温度和小于阈值的累计温度, 其分布同极端低温事件发生次数的分布情况一致, 发生次数多的站点, 自然累计温度也较大. 图 8(c) 分布情况同前面所列举各变量的分布有较大的差异, 小于阈值的累计温度的均值反映了极端低温事件的平均强度, 其值愈小(大), 平均强度越大(小). 从图 8(d) 可以看出, 发生次数多的地区, 其极端低温事件的平均强度也较高, 反之依然, 例如在四川西北部、青海东部、新疆西部、横断山脉的“通道”、塔里木盆地、华北、东北和华南南部, 但也有不一致的地区, 如四川盆地、云南中部、西北中部和东部沿海地区, 这些地区发生次数较多而小于阈值的累计温度的均值较小, 也就是虽然极端低温频繁发生, 但其低温水平有限, 平均强度却较小; 而在新疆北部、长江中游—安徽地区, 这些地区发生次数较少, 但低温强度却较强, 平均强度较大, 极

端低温易导致更大的危害.

将阈值看作气候系统处于稳态的临界值, 小于阈值的累计温度的均值就代表了气候系统偏离稳态的平均程度, 其值愈小(愈大), 偏离越大(越小). 确定用来定义极端低温事件综合指标的变量, 采用各站点的阈值 T_{thres} , 平均极端低温度数与阈值的差值 T_{diff} 和极端低温发生次数 T_{NUM} . 这三个变量中的阈值包含了各个站点实际气候条件的信息, 平均极端低温度数与阈值的差值也就是相对低温则代表了在各个站点实际气候条件的基础上, 各个站点极端低温事件的大小程度, 极端低温发生次数反映了极端低温事件的发生频率. 为便于各站点之间的对比分析, 将 165 站点的某个变量组成一个序列, 采用粗粒化的方法将其转化成符号形式的等级序列, 使每个站点都有一个属于自己的“等级数”, 使用“熵最大化”^[40–42] 方法来确定各个变量的“可分等级数”, 取熵最大时所对应的划分的等级数目对上述三个变量进行粗粒化处理, 如图 9 所示. 粗粒化程度也就是“可分等级数”, 确定每个站点各个变量的对应等级 RT_{thres} , RT_{diff} 和 RT_{NUM} .

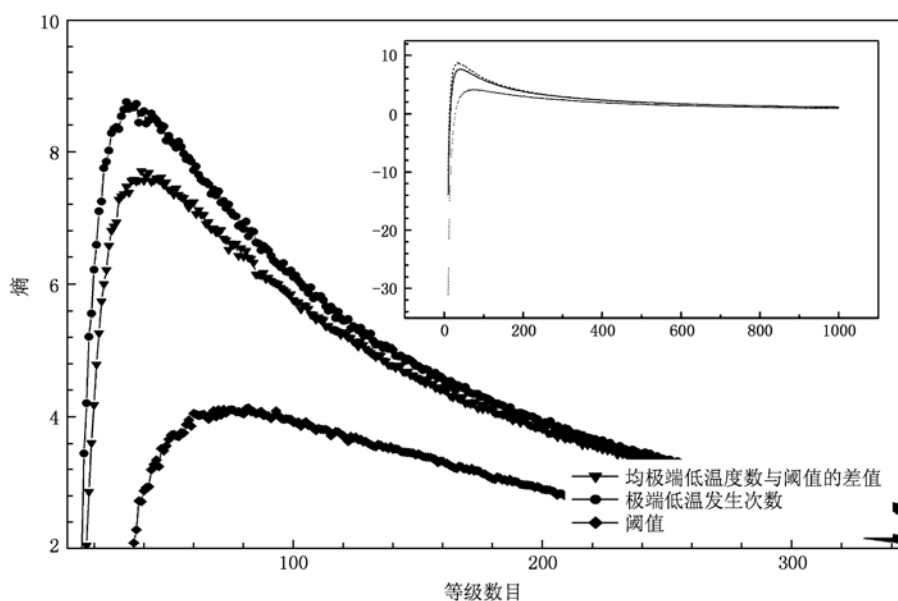


图 9 对三种变量进行不同等级划分得到的熵

确定等级之后, 进一步进行归一化处理, 使其值介于 $[0, 1]$ 之间, 得到这三种变量相对于其他站点的等级指数, 等级指数越高则极端程度越大. 从图 10 可以看出, 进行粗粒化的等级处理并归一化以后, 阈值和发生次数的等级指数的分布同处理前相

比没有发生任何变化, 原有的大值区依然为大值区, 小值区也仍是小值区, 而且经过等级处理和归一化以后, 区域分布更加明显, 将原本一些比较模糊的区域分布和界限完全突出, 层次更好, 更有利于观察各变量的全国分布特征.

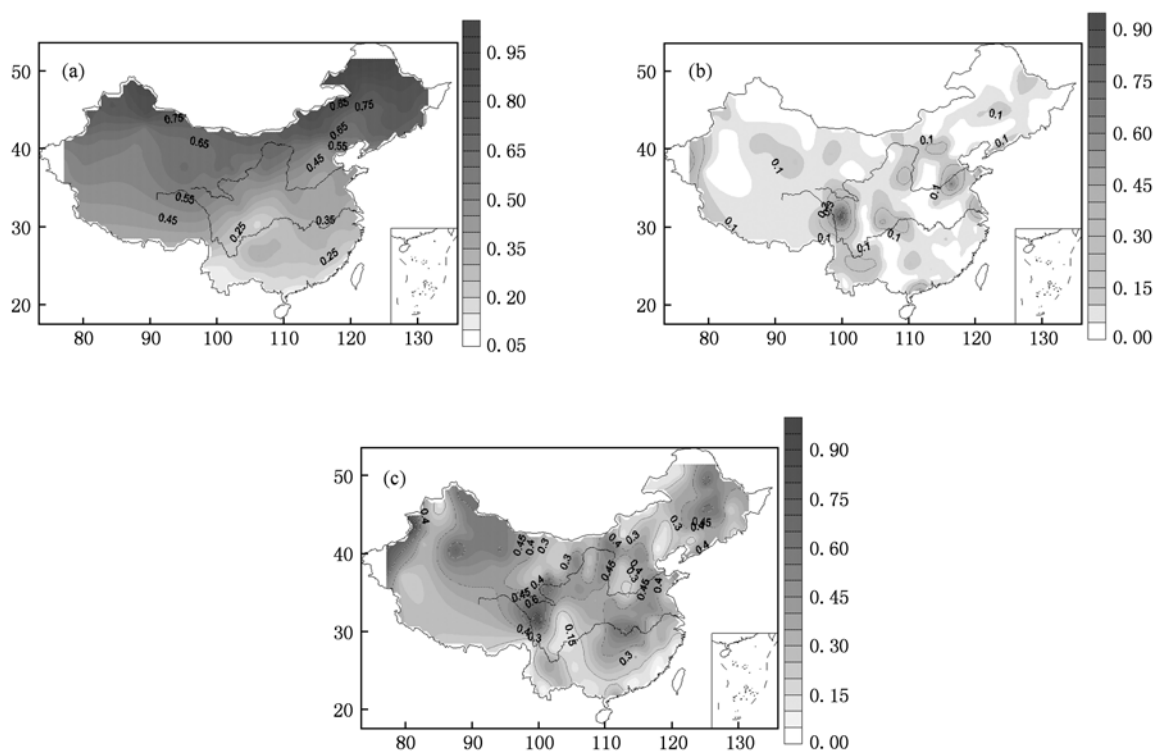


图 10 (a) 极端低温阈值的等级指数; (b) 极端低温发生次数的等级指数; (c) 平均极端低温度数与阈值的差值的等级指数

著名的 Lorenz 方程组

$$\begin{aligned} x'(t) &= -\sigma x(t) + \sigma y(t), \\ y'(t) &= rx(t) - y(t) - x(t)z(t), \\ z'(t) &= x(t)y(t) - wz(t), \end{aligned}$$

是将 Navier-Stokes 方程和热传导方程在满足一定的边界条件下进行截断而产生的. Navier-Stokes 方程的动力学行为从图 11 平行板间的流体中可以看出(箭头多少表示加热强度),对流体从下板加热,热量从下至上传递,此时温度较低,流体不发生运动,当温度增高时,液体发生运动,以此来加速热量的传递,当温度继续升高时,液体会翻滚而发生混沌. 其中 $r = R_a/R_c$ 称为雷诺数; x 和对流运动的强度成正比,称为速度模; y 正比于上升气流与下沉气流之间的温度差,称为温度模; z 正比于温度垂直廓线同线性分布的偏离程度,称为温度梯度模.

假定理想状态下,单个站点的温度演变可以由某个理想方程组来进行描述,且不存在极端低温事件,即温度演变应该小于实际极端低温事件的阈值. 那么各站点由某个理想方程组得到温度在理想状态下的预测值(不包含极端低温事件),与实况(包含极端低温事件)之间的差值就是预测误差.

如果实际极端低温事件可以用一个 Lorenz 方

程组来描述,则可将极端低温事件的阈值看作是图 11 中下界面的温度,平均极端低温度数看作上界面的温度,平均极端低温度数与阈值的差值作为上升气流与下沉气流之间的温度差. 阈值和对流运动成正比,对流弱则加热弱,阈值也较低,反之亦然,阈值就相当于速度模;平均极端低温度数与阈值的差值相当于温度模;极端低温发生次数本身代表了气候系统的温度分量偏离正常状态的多少,可以视为温度梯度模. 这样就可以将阈值、平均极端低温度数与阈值的差值和极端低温发生次数,这三者的等级指数看作是 Lorenz 方程组的三个分量. 显然阈值、平均极端低温度数与阈值的差值和极端低温发生次数的等级指数越大,预测误差也就愈大,此时极端低温事件的可预报性越差,反之若等级指数越小,预测误差则愈小,极端低温事件的可预报性也就愈好. 这样就可以从可预报性的角度,将阈值、平均极端低温度数与阈值的差值和极端低温发生次数的等级指数求和,给出极端低温事件综合指标的定义

$$IDE = RT_{\text{thres}} + RT_{\text{diff}} + RT_{\text{NUM}},$$

IDE(index of extreme events)代表了极端低温事件综合强度,其值越大,极端低温事件的综合强度越

高,可预报性越差,其值越小则综合强度越弱,可预报性越好.

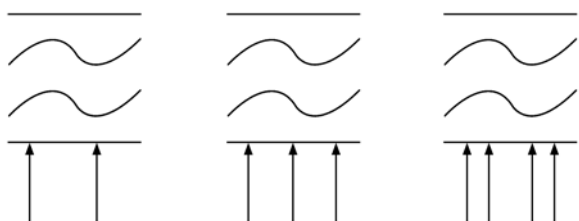


图 11 平板间的流体

图 12 为由上述定义得到的中国 1961—2006 年间,极端低温事件综合强度的空间分布情况,依据其综合强度的大小和区域分布情况,可以将中国 1961—2006 年来的极端低温事件分为四个不同等级的地区,最强的一级极端低温事件发生在东北、新疆西部和北部(图 12 中灰色线区域内,以字母 A 标出);二级强度的极端低温事件发生地以一级区域为中心向外扩张,覆盖了中国西北和北方的大部分区域,包括新疆、青海、甘肃西部、内蒙、河套地区、华北北部、整个东北和黄河下游地区(图 12 中黑色线区域内,用字母 B 标出);中国华南南部、云南南部以及四川南部为极端低温的第四等级(图 12 中白色色线区域内,用字母 D 标出);其余地区则属于极端低温的第三级地区(图 12 中用字母 C 标出). 总体而言,极端低温事件综合强度指标也具有比较明显的纬向分布特征.

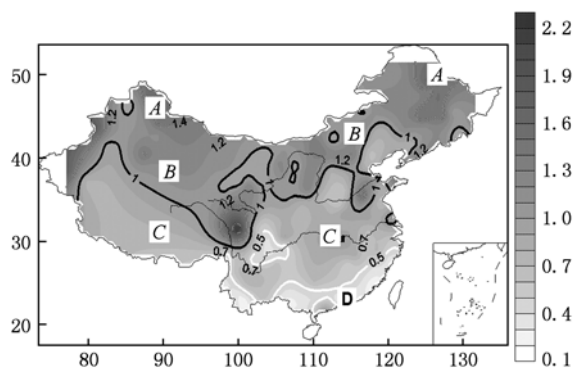


图 12 极端低温事件综合强度等级的空间分布

极端低温事件的综合强度包含了图 8 的信息,兼顾了发生频次和低温度数,更好的反映了极端低温事件强度分布的区域性特征. 对综合强度较高的地区(A 区),其发生次数不是最多的,阈值和相对低温度数都很大,说明这些地区虽然较少出现极端

低温天气,但其较低的温度气候平均态,造成非常小的阈值和相对低温,使强度保持很高水平,一旦发生极端低温事件,其低温度数通常都严重偏低;对于 B 区,同 A 区相比,在有些地区发生次数较多,低温度数也较小,但阈值却相对要大,或者阈值较小,但发生次数较少,低温度数较大,综合强度也比 A 区稍小,发生的低温冷害也很严重;在强度较小的地区(C 区和 D 区),尽管这一地区有些站点的发生次数较多,低温度数也较低,但总体发生次数偏少,阈值和相对低温较高,使得这些地区极端低温事件的综合强度也较小.

4.2. 极端低温事件综合指标的年际变化

图 13 给出了 1961—2006 年中国极端低温事件综合指标的年变化曲线. 极端低温事件的年综合指标,是将各年内中国 165 个国际交换站的、极端低温事件的综合指标求和,从而得到整个中国 40 年来各年的综合指标. 可以看出极端低温的综合指标整体表现出下降趋势,在 20 世纪 60 年代中期之前、70 年代中和 80 年代末之后,其值偏低,小于综合指标的多年平均值;在 20 世纪 60 年代中至 70 年代初,以及 70 年代中期至 80 年代末偏高,大于多年平均值,尤其是在前一时期综合指标出现了连续多年高居不下的情况. 在 20 世纪 80 年代初期之前,可以看出综合指标的变化具有两个明显的准 10 年周期,而在这之后则一直处于下降趋势且大大低于平均值,直到 20 世纪 90 年代中期以后才再次上升至平均值附近,这一上升是由于 20 世纪末极端低温事件发生次数略微增加所致.

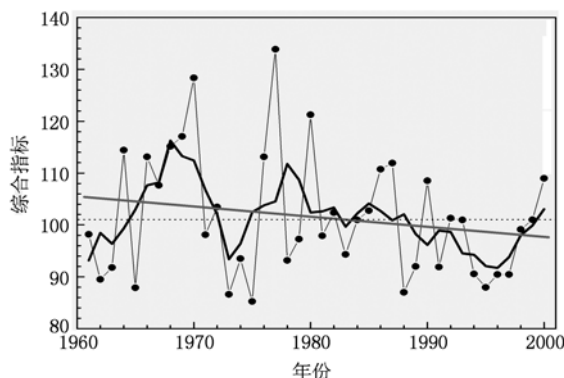


图 13 极端低温事件综合指标的逐年变化(虚线为平均值)

4.3. 极端低温事件综合指标的合理性

极端低温事件的综合指标将发生频次和事件

强度综合起来,并兼顾了不同地区各自特有的气候状态或气候基准态. 对于不同的地区而言,同一类极端事件的发生概率并不一样,同样次数、强度的某种极端事件发生在不同的地区,其“极端程度”也是大不相同的. 例如就某一地区而言,某种极端事件的发生概率和强度在整体区域范围内偏低,若在某一时期的发生概率或强度相对于其多年平均值都偏高,那这一时期的该地区的“极端程度”也会相应偏高;反之如果其发生概率和强度在整体区域范围偏高,则即使某一时期的发生概率或强度都较高,甚至远高于整个区域内的其他地区,其“极端程度”也未必同样很高.

图 14 分别给出了中国在 1967 年和 1968 年,极端低温事件的发生次数和极端温度的全国分布情况,从图 13 中可以看出,1967 年极端低温事件的综合指标要小于 1968 年. 由前面的分析可知,在 1967 年极端低温事件在 103 个站点出现,共计发生 348 次,极端温度(大于阈值的累计温度)为 -558.5°C ;而在 1968 年极端低温事件在 74 个站点出现,共计发生 283 次,极端温度为 -330.0°C ,可以看出,1968 年中极端低温事件的发生站点数和发生次数都要少于 1967 年,1967 年的极端温度要强于 1968

年,但 1967 年的综合指标却还是小于 1968 年. 从图 14 中可以看出,1967 年的极端低温事件主要集中在华北、黄淮和江淮流域,此外在西北、西南、东北南部也有出现;而在 1968 年则主要集中在内蒙中部、华北北部和黄淮流域,在东北东部和西南地区也有出现,将二者进行对比,可以发现两个年份的主要差别在于内蒙古中部和新疆南部,前者在 1967 年较少出现,后者在 1968 年没有发生,1967 年比 1968 年增加的发生站点主要在于西北和南方地区. 对于极端低温温度,1967 年的低值区主要在华北、黄淮流域和新疆南部,另外还有几个零星的站点;1968 年的低值区位于内蒙中部、华北和黄淮流域,二者对比可以看出,差别同样主要存在于内蒙中部和新疆南部地区. 在前面已经分析,新疆南部的极端低温事件的发生次数和极端温度在整个中国范围内属于中等偏上水平,而内蒙中部则属于中等偏下的水平,两个地区在不同的年份内发生站点数偏多,那么内蒙古地区由于其整体水平较低,其次数和强度在整个中国区域都偏强的年份显然更加“极端”. 至于南方地区,因为其发生次数和强度的整体水平在中国范围内是偏弱的,虽然 1967 年比 1968 年在这一地区有所增加,但两年中该地区极端低温

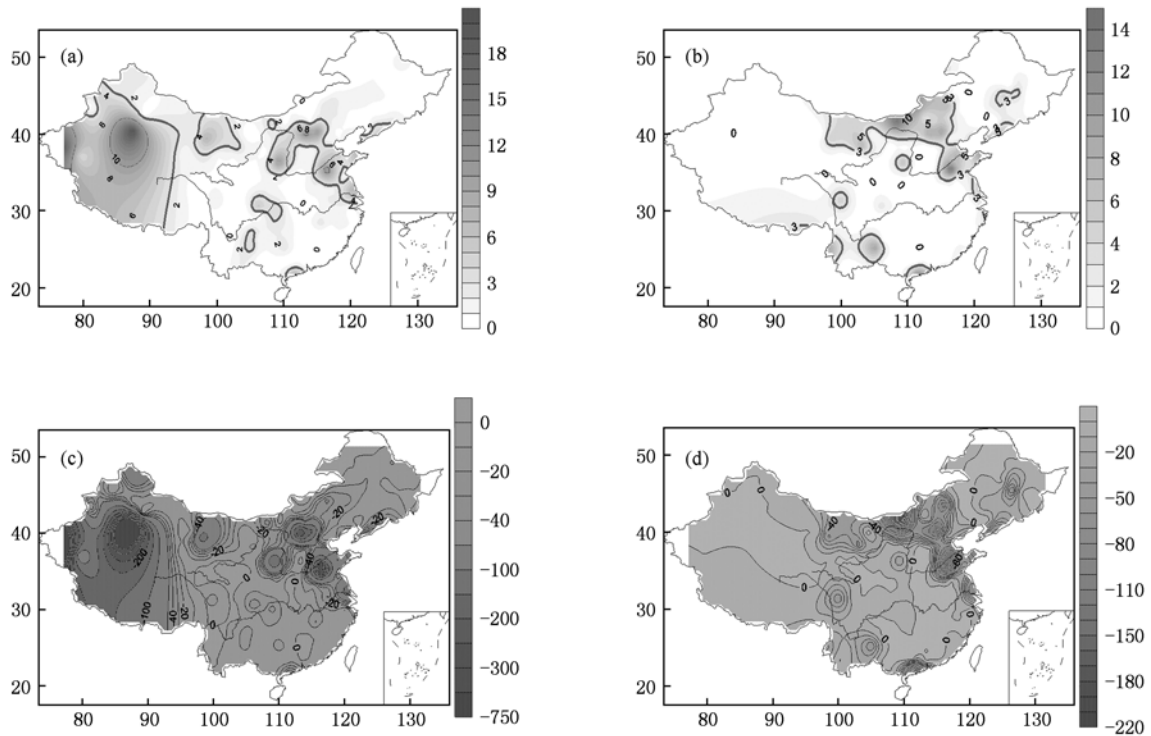


图 14 (a),(b)分别为中国极端低温事件的发生次数分布;(c),(d)分别为中国极端低温事件的极端温度分布((a),(c)1967年;(b),(d)1968年)

事件的次数和极端温度,在所有发生极端低温事件的站点中都属于下游,这一增加带来的影响也同样较小.综合上述原因,导致了1968年极端低温综合指标要高于1967年,也再次说明了本文极端事件综合指标的合理性、客观性.

5. 结 论

由于极端事件或者极值事件属于小概率事件,可以认为此类事件所对应的演化状态是系统演化的极端状态或是系统演化的异常状态,不属于系统自身正常演化状态的范畴.基于这一物理概念,将去趋势波动分析(DFA)方法和替代数据法相结合,得到确定极端事件阈值的一种新方法:随机重排去趋势波动分析(S-DFA)方法.同百分位阈值方法相比,S-DFA方法明确指出了极端事件和非极端事件之间的临界值.

基于中国气象局公布的中国165个国际交换站1961—2006年无缺测的逐日日平均气温资料,利用随机重排去趋势波动分析(S-DFA)方法计算并分析了中国极端低温事件阈值的空间分布特征,并通过实际数据对S-DFA方法进行了检验,说明S-DFA方法可以准确给出潜在在动力学系统相同的、不同表现形式下的序列的极端事件阈值,得到的阈值是唯一的、可靠的,验证了S-DFA方法的有效性.中国极端低温事件在南方地区的阈值较高、北方地区的阈值较小,整体上自南向北逐渐减小的纬向分布明显.在中国华南的沿海地区、青藏高原东侧的云南、四川东南部和重庆地区,极端低温事件的阈值均在 0°C 以上,其余地区的极端低温事件的阈值都低于 0°C ;其中的四川东南部和重庆地区的阈值要比同一纬度的中国其他地区要高,形成一个向北突出的“舌头”;阈值的最低值出现在中国东北北部以及大、小兴安岭地区,此外新疆北部的阈值也较低,最大值出现在中国的最南方,即云南、广东和广西的沿海区域.极端低温事件发生次数较多的地区主要位于华北—西北东部和青藏高原东侧—重庆—四川东部.华北—西北东部也是逐日温度的最低值、

平均值和极端低温事件阈值这三者分布形态的主要差异区,同样的情况也出现在四川盆地和青藏高原东侧地区,这一地区也具有冬季最低温度相对于极端低温事件的阈值强烈偏小的特征.在中国北方(40°N 以北)和西北,除去个别站点极端低温事件发生次数较多之外,绝大部分地区的发生次数都较少.而在广大的南方(30°N 以南),极端低温事件发生次数同样偏少.

基于“熵最大化”方法,从可预报性的角度,通过考虑极端低温事件的阈值、发生次数及极端低温事件平均强度与阈值的差值,给出了极端低温事件强度综合指标的定义.这一综合指标将极端低温事件的发生频次和强度综合起来,且兼顾了不同地区各自特有的区域气候背景,并以1967年和1968年的极端低温事件为例进一步说明了综合指标定义的合理性.综合指标代表了极端事件综合强度,其值越大,极端事件的综合强度越高,可预报性越差,其值越小则综合强度越弱,可预报性越好.将中国1961—2006年来的极端低温事件分为四个不同等级的地区,最强的一级极端低温事件发生在东北平原、新疆西部和北部;二级强度的极端低温事件发生地以一级区域为中心向外扩张,覆盖了中国西北和北方的大部分区域,包括新疆、青海、甘肃西部、内蒙、河套地区、华北北部、整个东北和黄河下游地区;中国华南南部、云南南部以及四川南部为极端低温的第四等级;其余地区则属于极端低温的第三级地区.总体而言,极端低温事件综合强度指标的也具有比较明显的纬向分布特征.

近50年极端低温的综合指标整体表现出下降趋势,在20世纪60年代中期之前、70年代中和80年代末之后,其值偏低;在20世纪60年代中至70年代初,以及70年代中至80年代末偏高,大于多年平均值.在20世纪80年代初期之前,可以看出综合指标的变化具有两个明显的准10年周期,而在这之后则一直处于下降趋势且大大低于平均值,直到20世纪90年代中期以后才再次上升至平均值附近,这一上升是由于20世纪末极端低温事件发生次数略微增加所致.

[1] Xiong K G, Yang J, Wang S Q, Feng G L, Hu J G 2009 *Acta Phys. Sin.* **58** 2843 (in Chinese) [熊开国、杨杰、万仕全、封国林、胡经国 2009 物理学报 **58** 2843]

[2] Feng G L, Dong W J, Gong Z Q, Hou W, Wan S Q, Zhi R 2006 *Nonlinear Theories and Methods on Spatial-Temporal Distribution of the Observational Data* (Beijing: Metrological Press) p84 (in

- Chinese) [封国林、董文杰、龚志强、侯威、万仕全、支蓉 2006 观测数据非线性时空分布理论和方法 (北京: 气象出版社)]
- [3] Zhang D Q, Yang J, Wang Q G, Feng G L 2009 *Acta Phys. Sin.* **58** 4354 (in Chinese) [章大全、杨杰、王启光、封国林 2009 物理学报 **58** 4354]
- [4] Easterling D R, Evans J L, Groisman P Y 2006 *Bulletin of the American Meteorological Society* **81** 417
- [5] Render S, Petersen M R 2006 *Phys. Rev. E* **74** 061114
- [6] Zhai P M, Pan X H 2003 *Acta Geographica Sinica* **58** (supplement) 1 (in Chinese) [翟盘茂、潘晓华 2003 地理学报 **58**(增刊) 1]
- [7] Zhang D Q, Zhang L, Yang J, Feng G L 2010 *Acta Phys. Sin.* **59** 655 (in Chinese) [章大全、张璐、杨杰、封国林 2010 物理学报 **59** 655]
- [8] Yang J, Hou W, Feng G L 2010 *Acta Phys. Sin.* **59** 664 (in Chinese) [杨杰、侯威、封国林 2010 物理学报 **59** 664]
- [9] Wan S Q, Gu C H, Kang J P 2010 *Acta Phys. Sin.* **59** 676 (in Chinese) [万仕全、顾承华、康建鹏 2010 物理学报 **59** 676]
- [10] Zhang L, Zhang D Q, Feng G L 2010 *Acta Phys. Sin.* **59** 5896 (in Chinese) [张璐、章大全、封国林 2010 物理学报 **59** 5896]
- [11] Cai M, Ding Y G, Jiang Z H 2007 *Plateau Meteorology* **26** 309 (in Chinese) [蔡敏、丁裕国、江志红 2007 高原气象 **26** 309]
- [12] Wang Z F, Qian Y F, Lin H J 2008 *Plateau Meteorology* **27** 113 (in Chinese) [王志福、钱永甫、林惠娟 2008 高原气象 **27** 113]
- [13] Yang J H, Jiang Z H 2008 *Plateau Meteorology* **27** 331 (in Chinese) [杨金虎、江志红 2008 高原气象 **27** 331]
- [14] Liu L H, Zhai P M, Zheng Z G 2010 *Plateau Meteorology* **29** 403 (in Chinese) [刘莉红、翟盘茂、郑祖光 2010 高原气象 **29** 403]
- [15] Cheng B Y, Ding Y G, Wang F 2003 *Chinese Journal of Atmospheric Sciences* **27** 920 (in Chinese) [程炳岩、丁裕国、汪方 2003 大气科学 **27** 920]
- [16] Zhang S Y, Song Y L 2004 *Plateau Meteorology* **59** 83 (in Chinese) [张尚印、宋艳玲 2004 地理学报 **59** 83]
- [17] Peng C K, Buldyrev S V, Havlin S 1994 *Phys. Rev. E* **49** 1685
- [18] He W P, Feng G L, Wu Q, Wan S Q, Chou J F 2009 *Non. Proc. Geophys.* **15** 601
- [19] Janosi I M, Janecsco B, Kondor I 1999 *Physica A* **269** 111
- [20] Ausloos M 2006 *Physica A* **285** 48
- [21] Fraedrich K 2002 *Stoch. Dynam.* **2** 403
- [22] Lux T, Marehesi M 1999 *Nature* **397** 498
- [23] 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]
- [24] Theiler J, Linsay P S 1993 *M Rubin Time Series Prediction: Forecasting the Future and Understanding the Past* (Addison-Wesley, Reading Mass. Press) p429
- [25] Timmer J 1998 *Phys. Rev. E* **58** 5153
- [26] Theiler J, Eubank S, Longtin A 1992 *Physica D* **58** 77
- [27] Kugiumtzis D 2006 *Phys. Rev. E* **62** 25
- [28] Timmer J 2006 *Phys. Rev. Lett.* **85** 2647
- [29] Stam C J, Mpijn J P, Pritchard W S 1998 *Physica D* **112** 361
- [30] Bernaola G P 2001 *Phys. Rev. Lett.* **87** 168
- [31] Oliver J L, Bernaola G P, Carpena P, Román R R 2001 *Gene* **276** 47
- [32] Chernoff H, Lehmann E L 1954 *The Annals of Mathematical Statistics* **25** 579
- [33] Plackett R L 1993 *International Statistical Review* **51** 59
- [34] Greenwood P E, Nikulin M S 1996 Wiley, New York. ISBN 047155779X
- [35] Wallace J M, Gutzler D S 1981 *Mon. Wea. Rev.* **109** 784
- [36] Gong D Y, Wang S W 1999 *Acta Geographica Sinica* **54** 125 (in Chinese) [龚道溢、王绍武 1999 地理学报 **54** 125]
- [37] Ju J H, Ren J Z, Lv J M 2004 *Plateau Meteorology* **23** 429 (in Chinese) [据建华、任菊章、吕俊梅 2004 高原气象 **23** 429]
- [38] Gong D Y, Zhu J H, Wang S W 2002 *Plateau Meteorology* **21** 8 (in Chinese) [龚道溢、朱锦红、王绍武 2002 高原气象 **21** 8]
- [39] Gong D Y, Wang S W 2003 *Act. Geo. Sin.* **58** 559 (in Chinese) [龚道溢、王绍武 2003 地理学报 **58** 559]
- [40] Kapur J N, Sahoo P K, Wong A K. 1985 *CVGIP* **29** 273
- [41] Wong A K C, Sahoo P K. 1989 *IEEE Trans. SMC* **19** 866
- [42] Pal N R, Pal S K 1991 *IEEE Trans. SMC* **21** 1260

Extremely low temperature and its composite index based on stochastically re-sorting detrended fluctuation analysis^{*}

Hou Wei^{1)2)†} Zhang Da-Quan¹⁾ Qian Zhong-Hua⁴⁾ Feng Guo-Lin¹⁾³⁾

1) (National Climate Center, Beijing 100081, China)

2) (Key Laboratory of Regional Climate Environment Research for Temperature East Asia, Institute of Atmospheric Physics, Chinese Academy of Sciences, Beijing 100029, China)

3) (College of Atmospheric and Sciences, Lanzhou University, Lanzhou 730000, China)

4) (College of Physical Science and Technology, Yangzhou University, Yangzhou 225002, China)

(Received 24 November 2010; revised manuscript received 7 January 2011)

Abstract

By combining the detrended fluctuation analysis (DFA) method with surrogate data method, and using the heuristic segmentation algorithm as well as Chi-Square statistics, we develop a new method to determine the threshold of extreme events, e. g. stochastically re-sorting detrended fluctuation analysis (S-DFA) method. By using the S-DFA method, we obtain the thresholds of extremely low temperature events from 1961 to 2006 in China and analyze their spatio temporal characteristics of distribution. We also validate the effectiveness of the S-DFA method through extreme event detection using the temperature series. By defining the composite index of extremely low temperature events from the angle of predictability, this composite index is integrated with the information about the frequency and the strength of the extremely low temperature events, with considering the characteristic of regional climate system. Based on the composite index, we divide the extremely low temperature events during 1961—2006 in China into four different zones according to their own rank. The composite index of extremely low temperature tends to be katabatic on the whole, Before the the early 80's in the 20th century, the composite index changed according to two distinct 10-year quasi-periods, and after that the composite index was in a downward trend and was well below the average. Until after the mid-90's in the 20th century, it rose to about average value once again.

Keywords: stochastic re-sort detrended fluctuation analysis, extreme event, threshold, composite index

PACS: 92.70.Aa

^{*} Project supported by the National Natural Science Foundations of China (Grant Nos. 41005043, 40905034), the State Key Program of Science Technology of China (Grant Nos. 2007BAC29B01, 2009BAC51B04), and the Global Change Research of Major National Scientific Research Plan (Grant No. 2010CB950504).

[†] E-mail: hou_w@sohu.com