

全球变暖对中国极端暖月事件的潜在影响^{*}

万仕全^{1)†} 王 令¹⁾ 封国林^{3)‡} 何文平³⁾ 汪婵娟¹⁾ 周国华¹⁾

1) 扬州市气象局, 扬州 225009)

2) 兰州大学大气科学学院, 兰州 730000)

3) 国家气候中心, 北京 100081)

4) 扬州大学物理科学与技术学院, 扬州 225002)

(2008 年 9 月 16 日收到, 2008 年 11 月 10 日收到修改稿)

利用极值理论(extreme value theory, EVT)中的广义帕雷托分布(generalized Pareto distribution, GPD), 结合空间参数估计方案研究了中国 1960—2007 年 740 站的月平均温度距平中极端暖月事件(extreme warm month events, EWME)的空间分布特征, 给出了历史上典型 EWME 的重现时间估计, 重点分析了区域气候变暖作为强迫因子对 EWME 分布的潜在影响. 分析表明: 1) 中国 EWME 的性质的空间分布差异较大, 青藏高原西部、中国西南地区、华北平原以及华南沿海地区 EWME 的变率相对其他地区较小, 北方高纬度区域变率最大; 其他区域包括河套和长江中下游地区 EWME 的变率处于两者之间; 同时, 长江流域至塔里木盆地方向存在一个容易发生高分位数 EWME 的东西向分布带, 呈现明显的纬向分布特征. 2) 对 2002 年 2 月典型 EWME 的重现期进行估计, 得到正距平为 3—5℃ 的 EWME 分布区的重现时间为 10—50 年, 即每隔 10 年就很可能发生一次类似事件, 最长间隔不超过 50 年. 而 5℃ 以上的 EWME 重现时间最小间隔为 50 年. 3) 气候变暖对 EWME 的变率和高分位数有明显影响, 响应的空间分布集中在青藏高原中心区域和华北至东东南部方向的中国季风分界线附近, 而其他地区对气候变暖的响应并不明显.

关键词: 极端气候事件, 帕雷托分布, 全球变暖

PACC: 9260X

1. 引 言

极端气候事件(extreme climate events, ECE)越来越受到人们关注, 很大程度缘于 ECE 对人们日常生活和社会经济所带来的巨大影响以及难以对其进行有效的预测^[1-4]. 作为目前一个研究热点, ECE 的形成机理是极其复杂的, 影响的因素可能很多. 理论上的观点是, 平均气候和气候变率对 ECE 分布有影响. 就气温而言, 平均温度升高将导致极端高温事件的增加, 气候变率增大会增加极端高温与极端低温事件的发生概率和强度^[3, 5-9]. 而蒙特卡罗模拟表明, 在平均气温呈线性增长趋势的背景下, 破记录温度事件出现的概率逐渐下降并趋于一个常数^[10], 说明破记录温度不可能无限增大. 实际研究中往往很难区分 ECE 的变化到底是由于平均气候变化或气候变率抑或二者共同作用所致^[4]. 另一方面, 单个极

端事件也很难用人类活动如温室气体的增加来解释^[11], 但通过数值模式模拟可以发现人类活动的影响会导致极端事件出现的概率增倍. 如在二氧化碳增倍的背景下, 极端事件在暖期增加, 冷期减少^[12]. 我国的气候有复杂的地域差异, 不同地区的极端事件由于气候背景在空间区域的差异和时间上的多尺度性而可能完全有不同的规律. 事实上全球其他地方确实存在这种现象, 不同地区极端气候的发生频率随时空变化发生显著改变^[13-16]. 如俄罗斯的极端高温天数有明显增加趋势, 最高温度的天数减小的速率大于最高温度天数增加的速率^[17, 18]. 这些结果不同程度地反映了 ECE 对全球或区域性气候变暖的响应特征, 因此也有必要对我国 ECE 对气候变暖的敏感区域进行深入研究. 国内已有学者研究了中国区域的极端降水和极端温度的时空变化的某些特征^[19-23], 指出了中国极端事件的季节特征和区域差异. 但由于受到分析手段限制, 这类研究还缺乏有关

^{*} 国家科技支撑计划(批准号: 2007BAC29B01) 国家自然科学基金(批准号: 90411008 和 40325015) 资助的课题.

[†] E-mail: wan-sq@163.com

ECE 对气候变暖的敏感性分析.

鉴于产生 ECE 的背景的复杂性, 需要从新的角度来考察平均气候或气候变率对我国不同区域 ECE 的强迫作用. 本文将重点关注平均气温长期变异对我国 EWME 空间分布的影响, 具体为三个问题: 一是 EWME 的性质有何空间分布差异; 二是不同地区的 EWME 分布如何依赖区域气候变暖; 三是如何从区域关联性而不是单个空间点来考察 EWME 的特征. 目前能对这类问题的有效研究方法之一是极值理论(EVT). 极值理论在金融、地震和水文等领域的极端事件研究中已得到广泛应用, 而在气象领域的应用还远没有如此广泛. 作为概率论的一个重要分支, 极值理论主要研究随机样本以及随机过程中极值的概率值以及统计推断^[24]. 因为多数情况下在已掌握的资料中我们并没有记录到某个严重的极端现象, 那么这时可以由极值理论提供的能够外推的模型来解决. 这是极值模型最大的优点之一. 本文将采用极值理论中的 GPD 模型, 结合空间参数估计方案分析 1960—2007 年我国月平均温度资料中 EWME 的空间分布特征, 并考察气候变暖对不同地区 EWME 的潜在影响. 月平均温度取自国家气候中心 740 站的日观测资料, 剔除了缺测站点后, 1960—2007 年共有 653 站的日温度资料是完整的 (图 1(a)).

2. 极值理论和帕雷托分布

EVT 是概率论统计理论的一个重要分支, 主要用于模拟和推断极值分布行为^[24]. 近 50 年来, EVT 研究发展为应用科学中一种非常重要的统计方法, 是数学在近代工程领域、环境风险管理问题应用中取得最成功的重要例子之一, 目前也广泛应用于经济金融领域. 而将 EVT 应用于空间区域极端气象事件的研究工作并不多. 最早的例子是 Zwiers 和 Kharin 应用 EVT 中的广义极值(GEV)模型分别模拟每个气象站点年最大日降水和日最大温度以及近地面风速分布^[25—27], 分析了 GEV 模型参数的时空特征; Naveau 等用 GPD 拟合日温度和日降水, 模拟欧洲—大西洋地区极端气候受海洋盐流循环的影响^[28], 但仍然是通过每个空间点孤立地分析空间关联性.

EVT 方法通常利用数据样本中的极值样本子集推断该数据产生过程中极值分布的潜在行为. 选取

极值样本子集有多种方法^[24], 最简单的是块最大值(block maxima, BM)方法. 譬如年最大日降水量, 其缺点是只能利用每个 block 中的 1 个值, 实际上可能存在这样的情况, 即某年次最大值比另一年最大值还要大. 弥补的办法是定义数据的 block 并选择每个 block 中的 r 个最大值(如每年 5 个最大次序降水量值)然后再估计 GEV 模型的参数^[24]. 不过对于样本较少的 block 如月平均气温, 每年只有 12 个值, 这时上述两种方法都不合适, 除非是日观测气象数据^[25—27]. 因为所能提取的极值信息非常有限, 从而不能进行有效的统计推断. 与 BM 不同, 超阈值方法(peak over threshold, POT)考虑了样本中所有的极值信息, 其前提是必须事先设定一个合适的阈值^[24], 这是构建 GPD 模型关键的一步^[29]. 在样本长度有限的情况下, 往往要在保证极值足够大和超出量数据足够多之间保持合理的平衡. 因为阈值太大, 将只有少数几个数据可用, 估计量的方差就太大, 阈值太小则不能满足 GPD 的条件, 估计量成为有偏估计. 本文分析的数据为月平均气温, 样本长度受到限制, 因此只能采用 POT 方法, 其典型分布为 GPD. 由于分析的对象具有空间属性, 因此建立模型时需考虑空间关联性. 下面给出基于空间格点的 GPD 模型和阈值选取方案.

阈值选取很重要, 资料的变异性如平均气候的长期变化趋势、季节的周期效应等对模型的模拟都将产生潜在的不利影响, 因此这里采取动态阈值克服这些不利因素, 动态阈值定义为

$$u_{y,m} = L_{y,m} + S_m + \varepsilon, \quad (1)$$

这里 $L_{y,m}$ 为长期趋势分量, S_m 为周期变化量, ε 为某个百分位以上变量的线性增量, 下标 y,m 分别表示年、月. 设阈值超出量为 $Z = T_{y,m} - u_{y,m}$, 其中 $T_{y,m} > u_{y,m}$ 为某年某月的平均温度, 则 GPD 函数为

$$H(\alpha, \xi) = 1 - \left(1 + \frac{\xi Z}{\sigma}\right)^{-1/\xi}, \quad (2)$$

这里 $Z > 0$, $1 + \xi Z/\sigma > 0$, $\sigma > 0$, 为尺度参数, ξ 为形状参数. 为了防止产生不必要的噪声, 保留分析对象的自然属性在空间上的关联性, 模型参数采用空间平滑方案. 设 σ_r 和 ξ_r 分别为 GPD 模型在格点 r 上的尺度参数 σ_r 和形状参数 ξ_r , 若对邻近格点 s 和邻域 $\mathcal{N}(s)$ 感兴趣, 有

$$\left. \begin{aligned} \log \sigma_r &= \sigma_{or} + \sigma_{1r} x \\ \xi_r &= \xi_{or} \end{aligned} \right\} r \in \mathcal{N}(s). \quad (3)$$

为了保证为正数, 尺度参数采用了对数形式

$\log \sigma_r$. 其中 x 是协变量(如变暖率等), σ_{1r} 是协变量系数. 为了施加空间平滑作用, 尺度参数设为双线性形式^[30]:

$$\sigma_{or} = \sigma_{os} + \theta_{\sigma 0}(\lambda_r - \lambda_s) + \varphi_{\sigma 0}(\delta_r - \delta_s),$$

$$\sigma_{1r} = \sigma_{1s} + \theta_{\sigma 1}(\lambda_r - \lambda_s) + \varphi_{\sigma 1}(\delta_r - \delta_s), \quad (4)$$

这里 λ_r, δ_r 代表格点 r 的纬度和经度, λ_s, δ_s 代表格点 s 的纬度和经度, 这时尺度参数中的两个量 σ_{or}, σ_{1r} 都与空间变量 $N(s)$ 有关. 而形状参数 ξ_{or} 施加了更大的空间平滑性即使 $\xi_{or} = \xi_{os}, r \in N(s)$.

3. 极端暖月事件的空间分布特征

将我国 653 站月平均温度距平内插到 1×1 度的格点上, 得到规则的格点场资料. 图 1(a) 是基于格点场的 1960—2007 年月温度距平序列的线性趋势拟合系数分布, 圆圈点代表 653 个站点位置. 除了西藏西部部分区域没有站点外, 我国绝大部分地区均有较密集的观测资料. 对西藏西部这一小块区域的资料缺陷已经通过空间插值得到了弥补. 由图 1(a) 可见全国绝大部分地区 1960 年代以来平均温度是上升的, 上升的幅度在北方高纬度地区比较明显, 增长速率普遍在 $0.02^\circ\text{C}/\text{月}$ 以上, 最明显的是内蒙古和东北北部, 增长速率大于 $0.04^\circ\text{C}/\text{月}$. 长江流域尤其是中下游地区包括长江三角洲的速率均比其南、北部地区要略微偏高, 为 $0.02\text{—}0.04^\circ\text{C}/\text{月}$. 我国南方地区变暖率比北方要小, 每月增长率在 $0.02^\circ\text{C}/\text{月}$ 以内. 只有长江上游的个别站点出现下降趋势, 增长系数小于 0. 图 1(b) 是江苏境内插值点(120E, 32N) 1960—2007 年月温度距平序列, 可以看出该点的线性趋势是比较明显的(斜虚线). 可以看出, 近半个世纪以来气温在缓慢上升, 1990 年代中期以后平均气温上升幅度加剧, 尤其是进入 21 世纪后平均气温迅速上升, 直到 2002 年 2 月发生了一次高水平的 EWME^[31]. 另外通过拟合曲线也可以看出气温有明显的长期波动性(实曲线), 虚曲线为根据(1)式得到的随时间变化的阈值(75%的百分位), 比较好的反映了阈值长期趋势的动态调整.

3.1. 极端暖月事件的广义帕雷托分布模型

考虑简单情况即参数平稳的 GPD 空间模型, 可设(3)式的 $x=0$, 有

$$\text{GPD}_0 \left\{ \begin{array}{l} \log \sigma_r = \sigma_{or} \\ \xi_r = \xi_{or} \end{array} \right\}, r \in N(s). \quad (5)$$

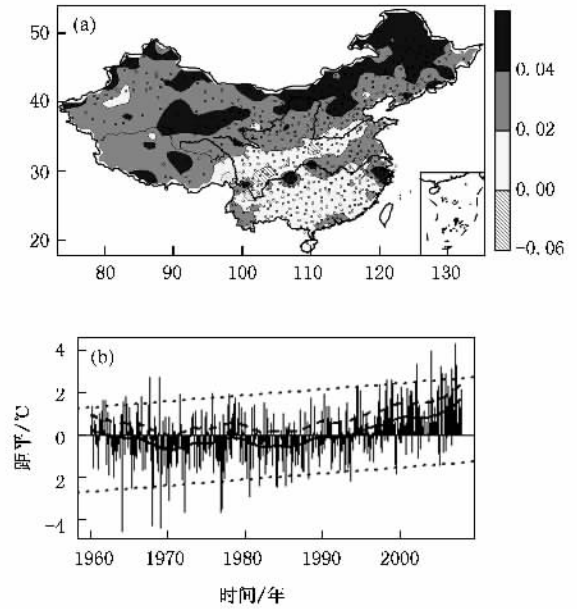


图 1 (a) 温度的线性趋势系数分布(小圆点为 653 个站点分布)(b) 斜虚线为距平值 ± 2 度的线性趋势(实曲线为多项式拟合, 虚曲线为动态阈值线即 75% 的百分位)

模型的参数使用极大似然(MLE)方法^[24]进行估计, 用于估计的对数似然函数为

$$\mathcal{L}(\sigma, \xi) = m \log \xi - m \log \sigma - \left(\frac{1}{\xi} + 1 \right) \sum_{i=1}^m \log \left(1 + \frac{\xi}{\sigma} Z_i \right), \quad (6)$$

这里要求 $1 + \xi \left(\frac{Z_i}{\sigma} \right) > 0, i = 1, \dots, m, Z_i$ 是阈值超出量. 阈值采用随时间变化的动态阈值, 经过对比, 发现取 0.75 个分位数(图 1(b) 虚曲线)作为动态阈值比较好. 通过(6)式进行数值迭代运算可以得到 GPD 参数的估计值 $\hat{\sigma}, \hat{\xi}$ (图 2(a)(b)). 模型的尺度参数描述的是 EWME 分布值域的大小, 可以反映 EWME 的变率. 从尺度参数的空间分布特征来看(图 2(a)), 青藏高原南部、西南、华南、华北平原的尺度参数最小(0.6—0.8), 说明这些区域 EWME 的变率偏小, 我国高纬度地区尤其是西北和东北的尺度参数最大(> 1.0), 即 EWME 的变率偏大. 这可能是因为这些地区处于较高纬度, 气温的日较差大, 热交换比较快所致, 而长江流域至新疆南部一线的准纬向带的尺度参数的大小介于上述两个地区之间(0.8—1.0), 说明 EWME 的变率兼具了前两个区域的属性. 形状参数描述了 EWME 分布的尾部形状, 如果绝对值越小, 则表明分布的尾部越“瘦”(即“瘦尾”, thin tail), 出现高分位数 EWME 的概率越小, 绝对值

越大则尾部分布越“肥”(“厚尾”, fat tail), 因此发生高分位数 EWME 的概率就越大. 从形状参数的空间分布特征来看(图 2(b)), 估计值除了极少部分区域大于或等于 0 外, 其他大部分地区都小于 0, 即 GPD 的尾端向下, 即大部分地区 EWME 有上界. 换句话说, EWME 的最高值不会无限上升. 形状参数绝对值最大(-0.18—0.5)的区域主要位于长江中下游至新疆塔里木盆地一线, 与尺度参数的相关特征区域基本对应(II 区). 这些区域发生高分位数 EWME 的可能性相对偏大. 其余地区(I 和 III 区)包括青藏高原—西南—华南、我国北方高纬度带均比较小(0—-0.18)表明发生高分位数 EWME 的概率比长江下游等地要小. 在人们所关注的东部如华北平原和长江中下游地区, 前者尺度参数最小, EWME 的变率也小, 后者形状参数绝对值最大, 出现高分位数的 EWME 的概率较大. 对比尺度参数和形状参数空间分布, 两者的空间分布特征基本上为一一对应(I 区—II 区—III 区), 都是准纬向带状分布.

模型拟合的好坏即判断样本是否来自一个已知的理论分布 $F(x)$, 通常使用拟合优度(goodness-of-fittest)进行判断, 常用的拟合优度检验方法有柯尔莫哥洛夫—斯米尔洛夫检验(Kolmogrov-Smirnow, K-S). 下面先给出 K-S 检验的基本思路, 设原假设为 $H_1: F(x) = F_0(x, \theta)$, 对立假设为 $H_0: F(x) \neq F_0(x, \theta)$ 其中 $F_0(x, \theta)$ 是一个特定分布, θ 是参数向量, 一般未知, 用估计向量 $\hat{\theta}$ 代替. 有统计量

$$D_n = \max_{-\infty < x < +\infty} |F_n(x) - F_0(x, \hat{\theta})|, \quad (7)$$

则 D_n 的分布将与 F_0 有关, 若 D_n 很大则拒绝原假设 H_0 , 即认为该样本不是来自所考虑的分. 一般取 D_n 的 0.95 个分位数作为判断的临界点, 对应的 p 值为 0.05, 即当 $p \leq 0.05$ 时拒绝原假设. 图 2(c) 给出了 GPD 拟合的 K-S 检验, 可见绝大部分地区的 p 值都在 0.5 以上, 远远大于 0.05, 表明所拟合的格点场是来自 GPD 的样本, 因此可以用该模型对 EWME 进行统计推断.

3.2. 典型极端暖月事件的再现期估计

建立极值模型很重要的目的是获取极端事件的再现期(return period)和重现水平(return level), 这是开展极端事件影响评估的必要步骤, 也是 EVT 能够在金融领域、工程建设领域得到重要应用的原因. 由图 1(b)可以看出在 2002 年 2 月这一典型 EWME 过程中在我国东部地区的直观体现. 下面以该过程为

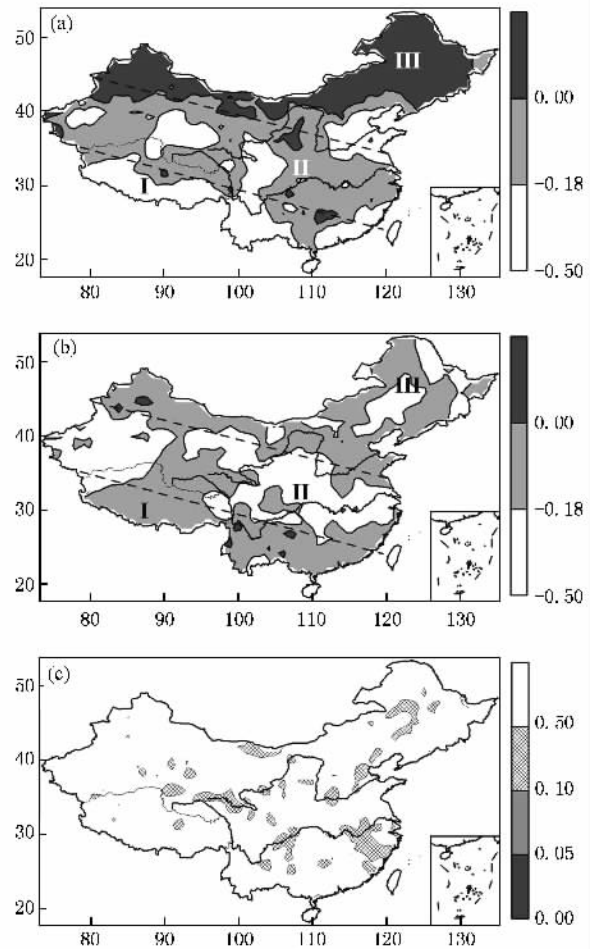


图 2 (a)尺度参数 $e^{\xi_{os}}$ (b)形状参数 ξ_{os} (c)K-S 检验

例, 用上面建立的 GPD 模型进行 EWME 的再现期估计. 图 3(a) 是 2002 年 2 月温度距平分布, 我国全区出现了一致的正距平温度, 尤其东部地区最明显, 正距平均在 3°C 以上, 高值中心位于东北, 距平大于 5°C . 图 3(b) 给出了对应的重现时间, 分别为 10 年以上和 50 年以上, 即发生一次距平为 $3\text{—}5^{\circ}\text{C}$ 的 EWME 过程的重现时间一般都需要 10 年左右, 发生一次距平为 5°C 以上的 EWME 重现时期通常为 50 年一遇.

4. 极端暖月事件对气候变暖的响应

IPCC 第四次评估报告(AR4)^[11]指出 1906—2005 年线性趋势大小为 0.74°C ($0.56\text{—}0.8^{\circ}\text{C}$), 大于第三次评估报告(TAR)^[4]的 0.6°C ($0.4\text{—}0.8^{\circ}\text{C}$). 全球变暖已经是不争的事实, 人们所关心的是气候变暖对 EWME 到底有什么影响, 深入理解气候变暖与我国 EWME 的空间分布关系对有效开展防灾减灾工作有非常重要的意义.

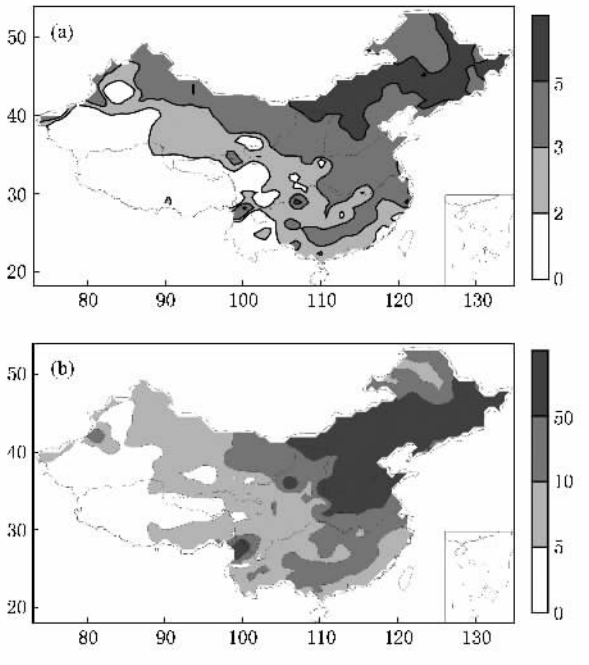


图3 (a) 2002年2月的温度距平(单位: $^{\circ}\text{C}$) (b) 重现期(单位: 年)

为了考察平均气候的线性变化对我国不同区域 EWME 的影响, 根据(3)式, 设定三种情形, 即在模型的两个参数中分别加入线性强迫项, 以及同时在两个参数中加入变暖效应, 用如下三种模型表示:

$$\text{GPD}_1: \left\{ \begin{array}{l} \log \sigma_r = \sigma_{or} + \sigma_{1r} t \\ \xi_r = \xi_{or} \end{array} \right\}, r \in \mathcal{N}(s), \quad (8)$$

$$\text{GPD}_2: \left\{ \begin{array}{l} \log \sigma_r = \sigma_{or} \\ \xi_r = \xi_{or} + \xi_{1r} t \end{array} \right\}, r \in \mathcal{N}(s), \quad (9)$$

$$\text{GPD}_3: \left\{ \begin{array}{l} \log \sigma_r = \sigma_{or} + \sigma_{1r} t \\ \xi_r = \xi_{or} + \xi_{1r} t \end{array} \right\}, r \in \mathcal{N}(s), \quad (10)$$

其中 t 代表时间, σ_{1r} 和 ξ_{1r} 是线性变暖系数(斜率). GPD_1 考虑尺度参数 σ_r 有线性效应, 加入性增量 $\sigma_{1r} t$ 作为协变量, 并固定形状参数 ξ_r ; 类似地在 GPD_2 中考虑形状参数 ξ_r 有线性趋势, 协变量为 $\xi_{1r} t$, 同时固定尺度参数 σ_r ; GPD_3 中同时考虑尺度参数和形状参数有线性趋势. 用这两个模型模拟空间格点上的样本数据, 分别考察温度对协变量的响应, 即协变量是否能够更好地拟合样本.

那么如何判断加入协变量后模型是否比原来的模型更好, 这一关键过程通过以下检验过程进行判断. 下面给出判断的方法和步骤. 设不含协变因子的 GPD 模型为 $M_0(\theta_0)$, 而加入了协变因子的 GPD 模型为 $M_1(\theta_1)$, θ_0 和 θ_1 为参数向量, 且 $M_0 \subset M_1$. 有偏差统计量

$$D = 2[\ln l_1(M_1) - \ln l_0(M_0)], \quad (11)$$

其中 $l_1(M_1)$, $l_0(M_0)$ 分别表示模型 M_1 , M_0 的对数似然函数的最大值, 则 D 服从自由度为 k 的卡方分布, 即 $D \propto \chi_k^2$, $k = \text{num}(\theta_1) - \text{num}(\theta_0)$ 为两个模型之间参数的个数之差(整数). 若在显著性水平 α (如 5%) 下有 $D > c_{1-\alpha}$, 其中 $c_{1-\alpha}$ 为 χ_k^2 分布的 $1 - \alpha$ 分位数, 这时应拒绝 $M_0(\theta_0)$ (原假设), 即 $M_1(\theta_1)$ 描述数据的能力更好, 由此就可以判断是否采用加入协变量的模型. 应用时通常采用另一种概率值的形式即用 p 值进行判断:

$$p = 1 - \text{P}(\chi_k^2 \leq D), \quad (12)$$

p 大于某个置信水平 α (平通常取 $\alpha = 0.05$) 则不拒绝原假设 $M_0(\theta_0)$, 否则就接受对立假设 $M_1(\theta_1)$. 这种检验方法称为似然比检验(likelihood ratio test, LRT).

下面的几种情形中, 原假设为 GPD_0 , 其他情形 ($\text{GPD}_1 - \text{GPD}_3$) 均为对立假设. 图 4 给出了 $\text{GPD}_1 -$

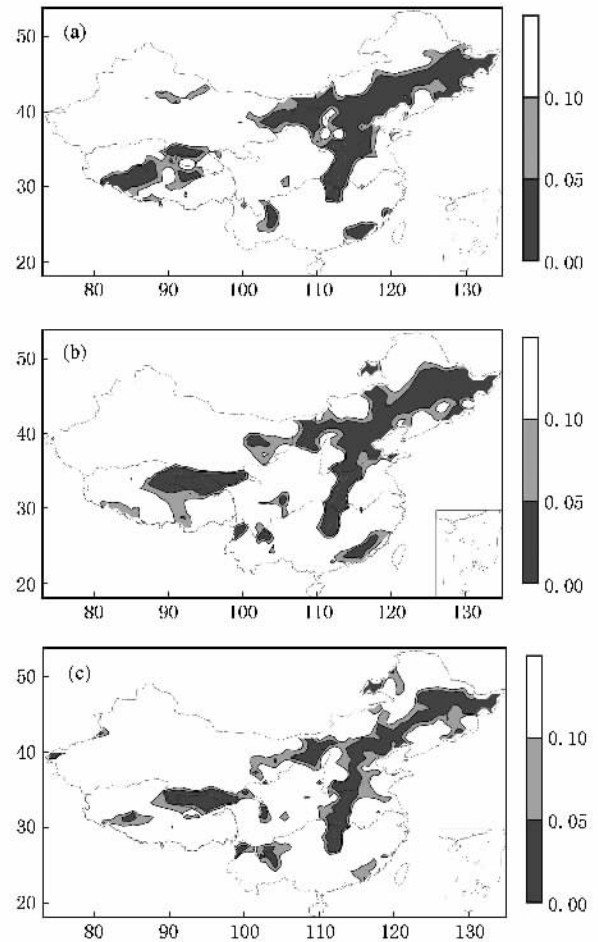


图4 LRT 的 p 值 (a) $\text{GPD}_0/\text{GPD}_1$ (b) $\text{GPD}_0/\text{GPD}_2$ (c) $\text{GPD}_0/\text{GPD}_3$

GPD₃ 对 GPD₀ 的似然比检验(LRT).从 $p < 0.05/0.1$ 的分布区域看,尺度参数(图 4(a))和形状参数(图 4(b))均不同程度地受到气候变暖的影响,受影响的空间分布基本一致,即位于青藏高原部分地区以及华北至东北南部一线的带状区,这些地区的 EWME 对气候变暖的响应是明显的.尺度参数 σ_r 可以描述 EWME 分布的变率特征,形状参数 ξ_r 则描述 EWME 分布的尾部特征.因此上述地区的区域气候变暖对当地 EWME 分布的变率有明显影响,同时也影响到 EWME 的高分位数分布.青藏高原以及华北平原都是特殊地形区域(高原和平原),这种特殊性尤其是高原大气环流效应可能是使得 EWME 对气候变暖比较敏感的原因之一.而 $p > 0.1$ 的其他区域包括长江中下游西南—华南地区都不需要考虑气候变暖对 EWME 所产生的强迫性作用,这一现象在图 1(a)中有另一体现,即这些地区的增暖率比北方地区明显要小,这也是该地区 EWME 对区域气候变暖没有明显响应的因素之一.图 4(c)是同时在尺度参数和形状参数中加入线性强迫后的情况,空间特征与前两种情形类似,表明气候变暖对 EWME 分布的各方面影响是全局性的,即其变率和高分位数的空间分布对区域气候变暖的响应基本上同步.

5. 结 论

本文对极值理论的应用过程进行了简单阐述,并利用阈值超出量模型—GPD 研究了我国月平均气温中的极端暖月事件(EWME)的空间分布特征,给出了历史上典型 EWME 的重现期估计,重点分析了区域气候变暖作为强迫因子对 EWME 的潜在影响.总体来看,空间 GPD 模型能够很好地模拟月距平温

度中的极值分布,而采用的动态阈值则更科学的解决了季节效应和长期趋势变化对气温资料带来的不利影响.对比分析表明 75% 的百分位是能够符合阈值选取的数据量要求和极值分析要求.同时对模型采用空间参数估计方案也有效地考虑了 EWME 的空间关联性.通过空间平滑减少了参数估计过程产生的噪声,提高了模型的精度.模拟结果揭示了我国 EWME 的变率及其高分位数分布有明显的区域差异,高纬度的北方地区变率最大,南方地区(青藏高原南部、华北以及西南、华南沿海)EWME 的变率最小.我国中纬度地区(长江中下游至西北一线的纬向带)处于两者之间,形状参数估计值表明这一带比其他地区容易发生高分位数的 EWME.通过对历史上典型 EWME 的重现期估计表明,正距平在 3—5℃ 的 EWME 的重现期最可能的间隔为 10—50 年.而超过 5℃ 的 EWME 重现期一般为 50 年.鉴于气候背景对 EWME 影响的重要性,在 GPD 的参数中分别加入气候变暖效应,所有的拟合结果都说明气候变暖对 EWME 的变率和高分位数有影响,而受到明显影响的地区主要是青藏高原中心以及华北至东北南部一带的季风分界线区域.

本文利用具有空间相关性的极值模型研究我国极端事件,重点考虑气候变暖对极端事件的影响,所得结果与已有的工作有所不同,对开展极端事件影响评估有重要的现实意义.极值理论在气象领域还有很广阔的应用前景,限于篇幅,本文只对极端事件的相关问题进行了初步的探讨,对其进一步的研究将在随后的工作中展开.

感谢英国埃克塞特大学工程与计算数学学院的 Caio Coelho 和 Chris Ferro 提供的帮助.

[1] Karl T R, Kukla G, Razuvayev V N, Changery M J, Quayle R G, Heim Jr R R, Easterling D R, Fu C B 1991 *Geophys. Res. Lett.* **18** 2253

[2] Changnon S A, Pielke Jr R A, Changnon D, Sylves R T, Pulwarty R 2000 *Bulletin of the American Meteorological Society* **81** 437

[3] Easterling D R, Evans J L, Groisman P Y, Karl T R, Kunkel K E, Ambenje P 2000 *Bulletin of the American Meteorological Society* **81** 417

[4] Houghton J T 2001 *Climate Change 2001: The Scientific Basis* (London: Cambridge University Press Cambridge)

[5] Mearns L O, Katz R W, Schneider S H 1984 *Journal of Applied Meteorology* **23** 1601

[6] Katz R W, Brown B G 1992 *Climatic Change* **21** 289

[7] Meehl G A, Zwiers F, Evans J, Knutson T, Mearns L, Whetton P 2000 *Bulletin of the American Meteorological Society* **81** 427

[8] Deng Z W, Ding Y G, Chen Y G 2000 *Journal of Nanjing Institute of Meteorology* **23** 442 (in Chinese) [邓自旺、丁裕国、陈业国 2000 南京气象学院学报 **23** 442]

[9] Ma Z G, Fu C B, Ren X B, Yang C 2003 *Acta Geographica Sinica* **58** 11 (in Chinese) [马柱国、符淙斌、任小波、杨 赤 2003 地

- 理学报 **58** 11]
- [10] Xiong K G , Yang J , Wan S Q , Hu J G , Feng G L 2009 *Acta Phys. Sin.* **58** (in Chinese) [熊开国、杨 杰、万仕全、胡经国、封国林 2009 物理学报 **58**]
- [11] Solomon S 2007 *Climate Change 2007 : The Physical Science Basis : Contribution of Working Group I to the Fourth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change* (London : Cambridge University Press) p996
- [12] Gao X J , Zhao Z C , F Giorgi 2002 *Adv. Atmos. Sci.* **19** 927
- [13] Cheng L X , Shao Y N , Zhang Q F 1991 *Journal of Applied Meteorological Science* **2** 164 (Chinese) [陈隆勋、邵永宁、张清芬 1991 应用气象学报 **2** 164]
- [14] Lin X S , Yu S Q 1995 *Chinese Journal of Atmospheric Sciences* **19** 525 (in Chinese) [林学椿、于淑秋 1995 大气科学 **19** 525]
- [15] Li J P , Shi J E 1993 *Chinese Journal of Atmospheric Sciences* **17** 132 (in Chinese) [李建平、史久恩 1993 大气科学 **17** 132]
- [16] Ding Y H , Dai X S 1994 *Meteorological Monthly* **20** 19 (in Chinese) [丁一汇、戴晓苏 1994 气象 **20** 19]
- [17] Frich P , Alexander L V , Della - Marta P , Gleason B , Haylock M , Klein Tank A M , Peterson T 2002 *Climate Research* **19** 193
- [18] Frechet M 1927 *Ann. Soc. Polonaise Math. , Cracow* **6** 93
- [19] Ren F M 1998 *Chinese Journal of Atmospheric Sciences* **22** 217 (in Chinese) [任福民 1998 大气科学 **22** 217]
- [20] Hou W , Yang P , Feng G L 2008 *Acta Phys. Sin.* **57** 3932 (in Chinese) [侯 威、杨 萍、封国林 2008 物理学报 **57** 3932]
- [21] 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]
- [22] Zhang D Q , Qian Z H 2008 *Acta Phys. Sin.* **57** 4634 (in Chinese) [章大全、钱忠华 2008 物理学报 **57** 4634]
- [23] Zhang D Q , Feng G L , Hu J G 2008 *Chin. Phys. B* **17** 736
- [24] Coles S 2001 *An Introduction to Statistical Modeling of Extreme Values* (London : Springer) p224
- [25] Zwiers F W , Kharin V V 1998 *Journal of Climate* **11** 2200
- [26] Kharin V V , Zwiers F W 2000 *Journal of Climate* **13** 3760
- [27] Kharin V V , Zwiers F W 2005 *Journal of Climate* **18** 1156
- [28] Naveau P , Nogaj M , Ammann C , Yiou P , Cooley D , Jomelli V 2005 *Comptes rendus-Géoscience* **337** 1013
- [29] Beirlant J , Vynckier P , Teugels J L 1996 *Journal of the American Statistical Association* **91** 1659
- [30] Coelho C A S , Ferro C A T , Stephenson D B , Steinskog D J 2008 *Journal of Climate* **21** 2072
- [31] Wang H J 2003 *Chinese Science Bulletin* **48** 1031

Potential impacts of global warming on extreme warm month events in China^{*}

Wan Shi-Quan^{1,2)†} Wang Ling¹⁾ Feng Guo-Lin^{3,4)} He Wen-Ping³⁾ Wang Chan-Juan¹⁾ Zhou Guo-Hua¹⁾

1) *Yangzhou Meteorological Office, Yangzhou 225009, China*

2) *College of Atmospheric Science, Lanzhou University, Lanzhou 730000, China*

3) *National Climate Center, CMA, Beijing 100081, China*

4) *College of Physics Science and Technology, Yangzhou University, Yangzhou 225002, China*

(Received 6 September 2008 ; revised manuscript received 10 November 2008)

Abstract

In this study the average monthly data anomalies of 1960 – 2007 for 740 stations in China were analyzed. This research uses EVT (extreme value theory) to explore the spatial EWME (extreme warm month events) properties in China. The effects of potentially explanatory factors - climate warming on the distribution of EWME are investigated using GPD model with parameters estimated via a spatial scheme. The results showed that : 1) The properties of EWME have strong spatial dependence. The EWME have smaller variability over Tibetan plateau and North China plain and the coastal area of South China , while the EWME have larger variability over North China. There are more EWME with higher quantile over Middle-lower Yangtze area than that over the other regions. 2) The stations have the return period of the 2002 EWME with 3 – 5 centigrade longer than 10 years , and some grids have the return period longer than 50 years for EWME with 5 – 7 centigrade. 3) It has a potential relationship between regional climate warming and the EWME over some of special region. The variability and high quantile of the EWME are affected obviously by climate warming over Tibetan plateau plain and North China plain and northeast China plain , namely over the regions between monsoons on and non-monsoons .

Keywords : extreme climate events , Pareto distribution , global warming

PACC : 9260X

^{*} Project supported by the Ministry of Science and Technology Project Study on Detection and Projection Techniques of Climate Change (Project No : 2007BAC29B01) and the National Natural Science Foundation of China (Grant Nos. 90411008 & 40325015).

[†] E-mail : wan-sq@163.com