

诊断天气气候时间序列极值特征的 一种新方法^{*}

丁裕国

金莲姬

刘晶淼

P4 A

(南京气象学院, 南京 210044)

(中国气象科学研究院, 北京 100081)

摘 要 将平稳过程的交叉理论用于天气气候极值分析, 提出了一种诊断天气气候时间序列极值特征量的新方法。在正态假设下, 推证出天气气候记录中, 极值出现频数、持续时间和等待时间的估计公式, 论证了极值出现频数与其频谱结构的对应关系及其相互推算方法。实例应用表明, 其理论计算值与实测值相当一致, 这种方法对于气候变化诊断与预测和天气预报具有很强的实用价值。

关键词: 气候极值; 天气气候时间序列; 平稳过程交叉理论; 气候诊断

1 引言

在天气和气候状态变化过程中, 有关极值的形成原因, 至今尚无定论, 因此, 各种天气气候的极端事件总是难以预报。Hunt^[1]曾指出, 气候统计中“典型”的百年一遇或五百年一遇的异常, 可能是由非线性相互作用引起的。气候系统中普遍存在着非线性行为及其特征, 意味着它们具有相当明显的随机性, 这可能就是气候方程中难以处理的不可预报的“非线性项”。事实上, 仅仅以年际振动为例, 即可发现它们具有高度复杂的变率, 其中就包括极端值的变化。预报失败的原因, 往往就是对某种振动的极值变化规律一无所知。从统计意义上说, 各地各种气候要素观测记录中都可能出现极端值(或极端事件), 然而, 气候记录中极端值出现的机会却很少, 且无周期性或循环性规律可寻, 这正是极值在时间序列中的固有特性。尽管极值的这种“不确定性”比一般的随机变量更为特殊, 但毕竟它仍有某种规律可寻。

交叉理论是研究时间序列的另一种有力工具, 它特别适合于描述极值的变化规律。自从 Rice^[2]对交叉理论作出开创性工作以来, 关于时间序列的交叉理论, 早已在随机过程理论中有所发展并不断完善。Cramer 和 Leadbetter^[3]对正态交叉理论及其应用作出了贡献; 20 世纪 80 年代以来, Kedem^[4]将交叉理论与游程理论及 (0, 1) 两值时间序列理论三者相结合, 作过详尽的总结; 20 世纪 90 年代初, Desmond 和 Guy^[5]指出, 交叉理论最早的应用是水电工程设计(20 世纪 60 年代末), 其后有人研究了各种水平的交叉数和游程总数对模式偏度系数的敏感性问题, 20 世纪 80 年代以后不少学者提出了关于非正态交叉理论及其应用, 例如 Rodriguez-Iturbe 将其应用于水文学中

2000-08-08 收到, 2000-12-06 收到修改稿

^{*} 江苏省自然科学基金资助项目 BK97183 和国家自然科学基金资助项目 49875019 联合资助

研究河流水位序列的各种规律性。一般说来,将非正态交叉理论用于水文学,主要是研究河水流量的下列特性:(1)在时间段 T 内,流量上升超过某值 u 的平均次数;(2)流量超过某值 u 的平均持续时间;(3)连续两次上升超过某值 u 的平均时间间隔。并用于比较利用正态和非正态分布研究流量交叉特性时的优劣^[5]。20 世纪 90 年代以来,交叉理论已被引入气象研究,如 Waylen 用交叉理论研究了冻结的初终期及其长度的变化规律,取得了良好效果^[6]。作者早在 20 世纪 80 年代就介绍过 $(0, 1)$ 两值序列及其气象应用,其后又将交叉理论引进气候变化研究中^[7,8],初步探讨了正态交叉理论下的天气气候状态转折性规律,推证出相应的状态转折公式。与此同时,在 20 世纪 90 年代初的第五次国际统计气候会议上,这一领域已颇受气候研究的重视,与会者曾提出了多篇有关论文。尽管如此,目前国内有关交叉理论及其气象应用的研究尚不太普遍。

本文旨在从理论上探讨用正态或非正态交叉理论诊断气象极值特性的某些方法,并推广应用。例如,研究极值出现频数、等待时间以及极值过程持续时间等各种特征量的变化规律。气候序列中往往隐含着各种频率的振动信号,它们彼此对极值特性的贡献是有差异的,本文一方面从理论上推证了两者间的对应关系,另一方面,则尝试将其应用到气候诊断中用以研究气候序列中“超过或低于某值的事件”发生的频率、强度等参数的变化规律。

2 理论公式推导与论证

2.1 正态平稳过程

设 $X(t)$ 为零均值正态平稳连续参数过程,根据二阶矩过程的平稳正态均方可微性,Rice 曾推导出著名的交叉次数期望公式^[2]

$$N(u) = \frac{\sigma_{x'}}{\pi\sigma_x} \exp\left(-\frac{u^2}{2\sigma_x^2}\right). \quad (1)$$

式中, $N(u)$ 表示单位时间内 $X(t)$ 与水平线 $X = u$ 的平均交叉次数, σ_x 为 $X(t)$ 的标准差, $\sigma_{x'}$ 为 $X(t)$ 的一阶导数的标准差,根据二阶矩过程理论^[5],应有 $\sigma_{x'}^2 = -R''(0)$ 和 $\sigma_x^2 = R(0)$, 这里 $R(\tau)$ 为 $X(t)$ 过程的自协方差函数, $R''(0)$ 是其在 $\tau=0$ 时的二阶导数,显然应有 $\rho''(0) = R''(0)/R(0)$, 其中 $\rho''(0)$ 为 $X(t)$ 的自相关函数 $\rho(\tau)$ 在 $\tau=0$ 处的二阶导数。所以 (1) 式又可化为

$$N(u) = \frac{1}{\pi} \sqrt{-\rho''(0)} \exp\left(-\frac{u^2}{2\sigma_x^2}\right). \quad (2)$$

在文献[7]中,笔者所讨论的 $u=0$ 的平均交叉次数正是 (2) 式的特例。现将 u 进一步取为不同的临界值便可推得相应于某临界值的平均交叉次数公式。例如,令 $u = \sigma_x$, 则 (2) 式可化为

$$N(\sigma_x) = \frac{1}{\pi} \sqrt{-\rho''(0)} \exp\left(-\frac{1}{2}\right). \quad (3)$$

同理,当 $u = 2\sigma_x$, $u = 3\sigma_x$ 时,就有

$$N(2\sigma_x) = \frac{1}{\pi} \sqrt{-\rho''(0)} \exp(-2), \quad (4)$$

$$N(3\sigma_x) = \frac{1}{\pi} \sqrt{-\rho''(0)} \exp\left(-\frac{2}{9}\right). \quad (5)$$

对于天气气候序列而言, 其距平值超过 σ_x 、 $2\sigma_x$ 、 $3\sigma_x$ 意味着各种相应的较小概率的天气气候事件发生。考虑到天气气候序列中的极值一般不连续, 为了方便起见, 本文规定当超越某水平轴 u 的点成串时, 可认为是一次极大值过程, 并记为“出现一次极大值”, 所以, 在 u 值较大的情况下, 每两次交叉点之间可假设为“一次极大值”过程, 于是, 单位时间内平均极大值频数[记作 $\mu(u)$]即为

$$\mu(u) = \frac{N(u)}{2} = \frac{1}{2\pi} \sqrt{\rho''(0)} \exp\left(-\frac{u^2}{2\sigma_x^2}\right). \quad (6)$$

本文主要讨论极大值特性, 至于极小值, 可采用类似方法推导, 这里不再赘述。为了进一步描述极值的“时间跨度”, 定义某极大值过程超过 u 值的持续时间为 L_u^+ , 则其“极大值平均持续时间”可记为 $E(L_u^+)$, 据文献[4], 在平稳各态历经假定下, 有^[3]

$$E(L_u^+) = P[x(0) > u] / \mu(u). \quad (7)$$

这里, 符号 L_u 表示极值过程(超过临界值 u)的持续时间, 而+号则为极大值过程。

类似地, 令 $X(t)$ 值连续两次上升超过 u 水平的时间间隔记为 B_u^+ , 则定义“极大值平均时间间隔”为 $E(B_u^+)$, 可证其为

$$E(B_u^+) = \frac{1}{\mu(u)}. \quad (8)$$

显然, 若设 $X(t)$ 为严平稳各态历经, 则当 u 为临界极值时, 可将 $E(L_u^+)$ 、 $E(B_u^+)$ 视为超过 u 的极大值平均持续时间和相邻极大值的时间间隔。例如, 考察某地降水量序列, 可规定旱涝发生的临界降水量值, 从而应用上述公式估计各级旱涝出现频率、持续时间、间隔时间等特征量及其变化规律性。

2.2 对数正态平稳过程

若对正态平稳过程 $X(t)$ [均值 m 、方差 σ^2 、自相关函数 $\rho(\tau)$] 取指数变换, 即可得

$$Y(t) = e^{X(t)}, \quad (9)$$

则 $Y(t)$ 为对数正态平稳过程, 同样, 可推导出关于 $Y(t)$ 在单位时间内平均极大值频数 $\mu(u)$ 、平均持续时间 $E(L_u^+)$ 及平均时间间隔 $E(B_u^+)$ 的公式,

$$\mu(u) = \frac{1}{2\pi} \sqrt{-\rho''(0)} \exp\left[-\frac{(\ln u - m)^2}{2\sigma^2}\right], \quad (10)$$

$$E(L_u^+) = \frac{1}{\mu(u)} \left[1 - \Phi\left(\frac{\ln u - m}{\sigma}\right)\right], \quad (11)$$

$$E(B_u^+) = \frac{1}{\mu(u)}. \quad (12)$$

其中, $\rho''(0)$ 是 $\rho_X(\tau)$ 在 $\tau=0$ 处的二阶导数, $\Phi(X)$ 为 $N(0, 1)$ 的分布函数.

3 具有不同频率结构的时间序列极值统计特征

将上述理论用于具有不同频率结构的时间序列就可导出实用的各种诊断极值统计特征的公式.

3.1 谐波序列

设有离散化序列 x_t ($t=1, 2, \dots, n$) 服从谐波模式

$$x_t = \sum_{i=1}^k A_i \cos(\omega_i t + \varphi_i), \quad (13)$$

这里 $k, \{A_i\}, \{\omega_i\}$ ($i=1, 2, \dots, k$) 为常数, 而 $\{\varphi_i\}$ ($i=1, 2, \dots, k$) 为独立随机变量, 且 φ_i 为均匀分布的随机位相, A_i 为振幅, ω_i 为角频率. 不失一般性, 假定 $E(X_t) = 0$, 易知 X_t 为一平稳序列, 且可证其自协方差函数为

$$R(\tau) = \sum_{i=1}^k \left(\frac{1}{2} A_i^2 \right) \cos \omega_i \tau, \quad (14)$$

显然,

$$\sigma_x^2 = R(0) = \sum_{i=1}^k \frac{1}{2} A_i^2. \quad (15)$$

根据 (6) 式, 考虑 (14) 式的二阶导数, 就可推求出下列公式

$$\mu(u) = \frac{1}{2\pi} \sqrt{\sum I_i^2 \omega_i^2} \exp\left(-\frac{u^2}{\sum A_i^2}\right). \quad (16)$$

上式表明, 序列 X_t 包含有 k 个谐波时, 超过临界值 u 的平均极大值频数依赖于各谐波频率的某种线性叠加, 这种线性叠加是以各谐波振幅在总方差中的贡献为权重的. 这里, $I_i^2 = A_i^2 / \sum A_i^2$, 显然, I_i^2 为各谐波振幅的相对贡献. 由此可见, 在一个序列中, 振幅相对越大的谐波对极值的贡献越大, 反之, 振幅相对越小的谐波对极值的贡献越小. 对于 (16) 式, 也可从通常谐波分析的角度加以推导.

因为 x_t 的一阶导数可近似地表示为一阶差分, 故令 $\Delta x_t = x_t - x_{t'} = x_t'$, 则有

$$\Delta x_t = \sum_{i=1}^k 2A_i \sin \frac{\omega_i}{2} \cos\left(\omega_i t' + \varphi_i + \frac{\pi}{2}\right) = \sum_{i=1}^k A_i' \cos(\omega_i t' + \varphi_i'), \quad (17)$$

式中 $A_i' = 2A_i \sin \frac{\omega_i}{2}$ 为 x_t' 的谐波振幅, 其相应角频率为 ω_i , 而 $t' = t - \frac{1}{2}$ 为新的序列 x_t'

的时间坐标, $\varphi_i' = \varphi_i + \frac{\pi}{2}$ 为相应的位相.

据谐波分析理论, 序列总方差可写为 $\sigma_x^2 = \sum_{i=1}^k \frac{1}{2} A_i^2$, 而差分序列 x_t' 的总方差亦为

$\sigma_{x'}^2 = \sum_{i=1}^k \frac{1}{2} A_i'^2$, 所以 (1) 式就可具体写为

$$N(u) = \frac{1}{\pi} \sqrt{\frac{\sum A_i^2}{\sum A_i^2}} \exp\left(-\frac{u^2}{\sum A_i^2}\right). \quad (18)$$

代入上面推得的振幅 A_i' 与 A_i 的关系式, 于是有

$$N(u) = \frac{1}{\pi} \sqrt{\frac{\sum \left(2A_i \sin \frac{\omega_i}{2}\right)^2}{\sum A_i^2}} \exp\left(-\frac{u^2}{\sum A_i^2}\right). \quad (19)$$

利用无穷小近似 $\sin \frac{\omega_i}{2} \approx \frac{\omega_i}{2}$, 得到

$$N(u) = \frac{1}{\pi} \sqrt{\frac{\sum A_i^2 \omega_i^2}{\sum A_i^2}} \exp\left(-\frac{u^2}{\sum A_i^2}\right), \quad (20)$$

于是, 上式又可写为

$$\mu(u) = \frac{1}{2\pi} \sqrt{\frac{\sum A_i^2 \omega_i^2}{\sum A_i^2}} \exp\left(-\frac{u^2}{\sum A_i^2}\right). \quad (21)$$

由此可见, (21) 式即为 (16) 式。

3.2 自回归序列

离散谱波序列仅仅是最简单的时间序列, 进一步可将 (16) 式推广到更一般的具有有理谱密度的连续参数或离散参数模式如白噪声序列、自回归序列 [记为 $AR(p)$], 自回归滑动平均序列 [记为 $ARMA(p, q)$] 等。

根据有理谱密度定义, 对 $AR(p)$, 我们有标准化谱密度^[9]

$$f_x(\omega) = \frac{1}{2\pi} \cdot \frac{1}{|1 + \alpha_1 \exp(-i\omega) + \dots + \alpha_p \exp(ip\omega)|^2}. \quad (22)$$

由于标准差 $\sigma_{x'}$ 与相应的谱密度有如下关系^[7]:

$$\sigma_{x'}^2 = \int_{-\infty}^{\infty} \omega^2 f_x(\omega) d\omega, \quad (23)$$

(16) 式又可化为单边谱密度表达式

$$\mu(u) = \frac{1}{2\pi} \sqrt{2 \int_0^{+\infty} \frac{\omega^2}{\sigma^2} f_x(\omega) d\omega} \exp\left(-\frac{u^2}{2\sigma^2}\right). \quad (24)$$

(24) 式表明, 对于具有有理谱密度的平稳连续过程, 单位时间平均的极大值频数取决于其谱密度加权线性的数值大小, 而权重则为频率的函数。由此式可见, 低频谱的贡献相对地受到抑制, 而高频谱的贡献相对地得以增益, 这就最终构成极值频数由上述两种相反的累积作用叠加而成, 这是与实际情况相符合的。由此可见, 任一平稳过程的极值频数都可通过 (24) 式, 由其谱密度加权计算, 无论谱密度是否具有解析形式, 原则上都可归结为用 (24) 式来估计极大值的出现频数。

类似地, 也可求得不同频率结构下, 极大值的平均持续时间 $E(L_u^+)$ 和极大值的平均时间间隔 $E(B_u^+)$ 。

4 应用实例

4.1 估计正态平稳序列的极值特征

以南方涛动指数 (I_{SO}) 的年平均序列 (1900~1998 年) 资料为研究实例, 首先对

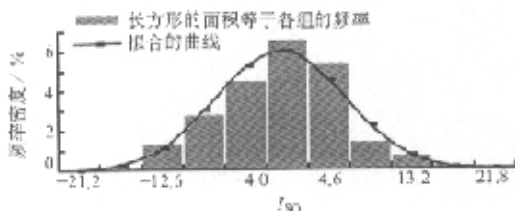


图1 年均 I_{SO} 序列资料的直方图

其进行正态性和平稳性检验。由直方图 (图1) 可见, 其偏度很小, 而计算所得偏态系数、峰态系数的绝对值都较小 (分别为 -0.02 、 0.37), 初步断定年均 I_{SO} 记录服从正态分布。采用文献[10]介绍的 A^2 和 W^2 检验法对其进行严格正态性检验, 计算结果表明, 修正的 $W^2 = 0.074$, $A^2 = 0.428$ 。在信度 $\alpha = 0.05$ 的显著水平下, 应接受正态性假设。对序列的平稳性则采用逆序法^[11,12]进行检验, 结果同样表明, 在信度 $\alpha = 0.05$ 的显著水平下, 接受平稳性假设。由此可见, 年均 I_{SO} 序列可看作正态平稳序列。于是, 由式 (6)、(7)、(8) 即可分别计算单位时间内超过临界值 u 的极大值, 其平均频数 $\mu(u)$ 、平均持续时间 $E(L_u^+)$ 及其平均时间间隔 $E(B_u^+)$ 。

为了方便, 其临界值 u 不妨分别取为 σ_x 、 $2\sigma_x$ 、 $3\sigma_x$, 并用下列近似公式计算 $\rho''(0)$, 即有

$$\rho''(0) = 2\rho(1) - 2. \quad (25)$$

式中, $\rho(1)$ 为一阶自相关系数, 它可由样本估计。上述计算结果见表1 [其中 $T_\mu(u)$ 表示 T 时段内超过 u 的极大值出现次数的数学期望, 这里 T 取 99 年]。由表1可见, 在 99 年内, 年均 I_{SO} 超过 σ_x 、 $2\sigma_x$ 、 $3\sigma_x$ 的极大值平均出现次数分别为 12.530、2.796、0.229。由于假定序列为正态平稳, 故在 99 年内小于 $-\sigma_x$ 、 $-2\sigma_x$ 、 $-3\sigma_x$ 的极小值出现次数也分别为以上数值。实测序列 (图2) 可作为其一次现实考察, 实测序列表明, 序列中小于 $-\sigma_x$ 、 $-2\sigma_x$ 、 $-3\sigma_x$ 的极小值 (在这 99 年内) 确实分别出现了 12、2、0

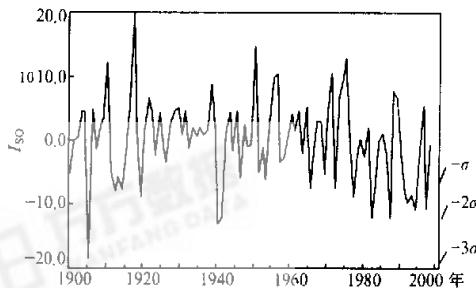


图2 年均 I_{SO} 序列 (1900~1998 年)

次, 恰好在上述数值附近, 显然, 它表明计算结果可靠。这正好可以分析厄尔尼诺事件的一些特性。事实上, 目前对于厄尔尼诺出现频率、持续时间、时间间隔尚未形成一致看法, 以致尚未有一个公认的厄尔尼诺年表可供国际通用参考^[13]。有鉴于此, 本文规定当 $-2\sigma < I_{SO} < -\sigma$ 时, 对应着偏强的厄尔尼诺年; 当 $I_{SO} < -2\sigma$ 时, 对应着强的厄尔尼诺年。根据表1 计算结果表明, 大致可认为, 厄尔尼诺事件平均每 10 年出现 1.27

表 1 I_{SO} 极值特性计算结果

u	$\mu(u)$	$T_{\mu}(u)$	$E(L_{\mu}^{+})$	$E(B_{\mu}^{+})$
σ	0.127	12.530	1.254	7.901
2σ	0.028	2.796	0.806	35.411
3σ	0.002	0.229	0.582	431.390

次(见表1), 其中, 偏强的0.99次, 强的0.28次; 持续时间平均为1.25年; 平均每7~8年出现1次厄尔尼诺事件。值得指出的是, 本文并非专门探讨 ENSO 事件定义问题, 这里仅从研究极值在气候时间序列中的统计规律性的角度, 作为实例说明方法而已。在实际计算中还可更具体、更灵活地加以应用。

4.2 估计对数正态平稳序列的极值特征

采用南京1951~1998年夏季(6~8月)总降水量资料, 首先验证它是否属于对数正态平稳序列。由直方图(图3)可见, 降水量为正偏态分布型, 其偏态系数计算结果为1.02, 而峰态系数则等于1.57, 可见其属于正偏尖峰态分布。若对原序列取自然对数, 则其直方图变换为图4, 对其用 W^2 和 A^2 检验法进行正态性检验, 结果表明, 修正的 $W^2=0.0575$, $A^2=0.3721$, 在信度 $\alpha=0.05$ 的显著水平下接受正态性假设。同样, 对取对数后的降水量序列作逆序检验, 也证明其为平稳序列。因此, 可以认为, 该序列为对数正态平稳序列。

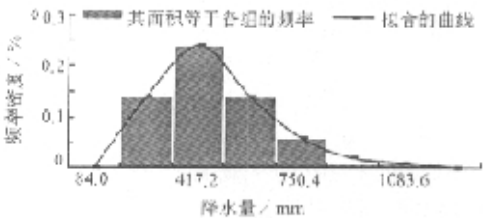


图3 南京夏季降水量直方图

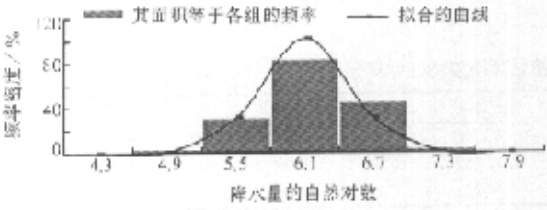


图4 南京夏季降水量之对数直方图

由此利用式(10)、(11)、(12)计算极大值特征量, 其中 $\rho''(0)$ 同样可用式(25)估计, 而 $\rho(1)$ 、 m 、 σ 则由样本序列估计, 并分别取 $u=\sigma_x$ 、 $2\sigma_x$ 、 $3\sigma_x$, 计算结果见表2。这里 $T=48$, 与前类似, $T_{\mu}(u)$ 表示计算所得48年内出现超过 u 的极大值平均次数。由表2可见, 48年内超过 σ_x 、 $2\sigma_x$ 、 $3\sigma_x$ 的极大值出现的平均次数分别为6.187、2.594、0.966, 同样, 降水量实测序列(图5)可看作一次现实, 在这一现实中, 大于 σ_x 、 $2\sigma_x$ 、 $3\sigma_x$ 的极大值(在48年内)则分别出现了7、1、1次, 基本上是在相应平均次数附近, 这表明计算结果可信。

表 2 南京夏季降水序列的极值特征量

u	$\mu(u)$	$T_{\mu}(u)$	$E(L_{\mu}^{+})$	$E(B_{\mu}^{+})$
σ	0.129	6.187	1.153	7.759
2σ	0.054	2.594	0.859	18.506
3σ	0.020	0.966	0.707	49.713

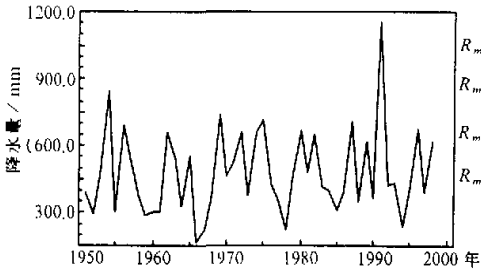


图5 南京夏季降水量实测序列

根据计算结果,就可分析洪涝特征。例如,设降水量为 R ,平均降水量为 R_m ,约定当 $R_m + \sigma \leq R < R_m + 2\sigma$,为偏涝;当 $R_m + 2\sigma \leq R < R_m + 3\sigma$,为涝;当 $R > R_m + 3\sigma$,为特涝。于是由表2并结合上述旱涝标准,可推得,南京夏季每100年出现2次特涝,出现3.4次涝,出现7.5次偏涝,平均而言,涝年仅持续1年。

4.3 利用功率谱密度函数或谱图估计序列极值特性

根据谱份分析结果,利用(24)式,不难估计计算其极值统计特征量。在某些特殊情况下,我们仅仅已知某时间序列的谱图,一般无法显示它的时域特征,然而根据本文推导的公式(24),可利用谱图粗略地估计出序列的极值频数、持续时间、时间间隔等极值特性,这就等价于(24)式的功能。

现以年均 I_{SO} 序列的功率谱图为例,说明由谱图估计序列极值特性的方法(图略)。首先,将其频率区间 $[0, \pi]$ 划分为若干小区间,对(24)式中的被积函数,由谱图读取相应的 $f(\omega)$,采用梯形公式进行近似计算,从而由公式(24)估计出单位时间内超过 u 的极值出现的平均频数。至于其他极值特性如平均持续时间、平均时间间隔等,则用公式(7)、(8)进行计算,其中的 u 分别取 σ_x 、 $2\sigma_x$ 、 $3\sigma_x$,其结果列于表3。由表可见,在99年内,大于相应临界值的极值平均次数分别为12.041、2.687、0.221,将这一结果与实测的 I_{SO} 序列对照,两者非常一致(图2)。验证其他实例也都取得满意结果。

表3 谱图估计极值特性计算结果

u	$\mu(u)$	$T_\mu(u)$	$E(L_u^+)$	$E(B_u^+)$
σ	0.122	12.041	1.304	8.222
2σ	0.027	2.687	0.838	36.847
3σ	0.002	0.221	0.606	448.880

5 结论与评述

理论推导和实例计算表明,本文提出用交叉理论诊断天气气候序列的极值特征量的方法,具有较好的可行性与可靠性。无论是否已知时间序列的时域特征或是其频域特征(如谱图),都可用此方法进行极值特性分析。由于极端天气气候事件预报最困难而又至关重要,对极值规律的分析必有助于提高其预报水平,因此,本文给出的分析方法对天气气候诊断与预报的应用具有重要价值。

在正态假设下,作者推导出极值出现次数、持续时间、间隔时间等统计特征的计算公式以及序列中极值出现次数与序列中隐含的各种准周期振动频率之间的对应关系式,

这对于理论研究和应用均有重要意义, 例如, 作者将在另文从理论上推广为一般非正态情况下的极值统计特征诊断表达式, 并对极端天气气候事件的统计特征长期变率作诊断, 也许更有实用价值。

参 考 文 献

- 1 Hunt, B. G., Nonlinear influences—A key to short-term climatic perturbations, *J. Atmos. Sci.*, 1988, 45(3), 387~395.
- 2 Rice, S. O., Mathematical analysis of random noise, *Bell. Sys. Tech. J.*, 1945, 24, 24~156.
- 3 Cramer, H. and M. R. Leadbetter, *Stationary and Related Stochastic Processes*, New York: John Wiley, 1967, 1~20.
- 4 Kedem, B., *Binary Time Series*, Marcel Dekker, Inc., 1980, 1~33.
- 5 Desmond, A. F. and B. T. Guy, Crossing theory for non-Gaussian stochastic processes with application to hydrology, *Water Resour. Res.*, 1991, 27, 2791~2797.
- 6 Waylen, P. R., Deriving the characteristics of cold spells from crossing theory, 5th International Meeting on Statistical Climatology, Toronto, Canada, 1992, 301~306.
- 7 丁裕国, (0, 1) 两值时间序列分析及其气象应用, *广西气象*, 1987, 5, 6合期, 7~10.
- 8 丁裕国, 大气候状态转折规律的统计学探讨, *气候学研究——统计气候*, 北京: 气象出版社, 1991, 40~49.
- 9 Priestley, M. B., *Spectral Analysis and Time Series*, Vol. I, London: Academic Press, 1981, 280~290.
- 10 方开泰等, 统计分布, 北京: 科学出版社, 1987, 302~309.
- 11 么枕生, 应用游程与转折点的气候分析与预报, *地理研究*, 1986, 5(3), 1~10.
- 12 丁裕国, 江志红, 气象数据时间序列信号处理, 北京: 气象出版社, 1998, 40~45.
- 13 M. H. 格兰茨 (美), 王绍武, 周天军等译, 变化的洋流——厄尔尼诺对气候和社会的影响, 北京: 气象出版社, 1998, 19~24.

A New Method on Time Series of Weather and Climate to Diagnose the Features of Extreme Value

Ding Yuguo and Jin Lianji

(Nanjing Institute of Meteorology, Nanjing 210044)

Liu Jingmiao

(Chinese Academy of Meteorology Sciences, Beijing 100081)

Abstract A new diagnostic method for the extreme value of time series is presented by using the cross theory of stationary stochastic process to extreme value of weather and climate sequences. The estimational formulas for occurrence frequency of extreme event, its persistent time and interval time are derived from the normality hypothesis in weather or climate series; especially, the relationship regarding the frequency of occurrence of extreme event and the composition of frequency spectrum in time series as well as several cases are presented. Results show that consistence of theory and observations is excellent. Thus, the above method can be applied to diagnosis extreme event of weather and climate, and the problems for forecasting extremes of climate need a further research in another paper.

Key words: climatic extreme; meteorological time series; cross-theory of stationary process; climatic diagnosis