

气候突变的定义和检测方法

符淙斌 王 强

(中国科学院大气物理研究所, 北京, 100080)

提 要

气候突变现象及其理论的研究是近代气候学一个新兴的研究领域. 本文是气候突变研究评述的第一部分, 着重讨论了突变, 主要是气候突变的定义和气候突变信号的各种检测方法. 把气候突变归纳为四类, 即均值突变、变率突变、转折突变和翘翘板(seesaw)突变. 并通过 Mann-Kendall 法的检测, 发现在本世纪 20 年代经历了一次全球范围的气候突变.

关键词: 突变; 气候突变; Mann-Kendall 法.

一、引 言

气候突变 (climate jump, abrupt climatic change, jump transition) 的提出虽说是仅几年的事, 不过许多气象学家早就揭示了气候突变这种现象, 叶笃正等^[1]1958 年就指出了 6 月和 10 月大气环流的突变现象, 1963 年 Lorenz^[2] 分析了对流运动中的非线性作用, 提出了著名的 Lorenz 系统:

$$\begin{cases} \frac{dx}{dt} = -\sigma x + \sigma y, \\ \frac{dy}{dt} = rx - y - xz, \\ \frac{dz}{dt} = -bz + xy, \end{cases} \quad (1)$$

其中 r 为 Rayleigh 数, σ 为 Prandtl 数, b 为参数. 变量 x 和对流运动的强度成正比; y 和上升气流间的温差成正比; z 和温度廓线同线性分布的偏差成正比. 首先发现了所谓奇怪吸引子, 从而说明了非线性作用下产生的令人困惑不解的不可预报问题, 这非但在气象界引起强烈反响, 而且波及数学、天文、物理等一系列学科^[3].

60 年代中期, 法国数学家 Thom^[4] 创立了突变理论, 到 70 年代中期, 兴起了突变热. 本文旨在对动力系统的一般特征及几种简单的突变模型加以总结, 同时, 对气候突变的定义和检验作了较为系统的讨论和总结.

二、Thom 的七种突变类型

突变理论所关心的是一个系统的状态变量 x , 当其控制变量 u 连续变化至某一临界

区域, 状态变量具有的不连续突跳现象. 设一般的动力系统方程为^[5]:

$$\frac{dx}{dt} = f(x, u) + F(t), \quad (2)$$

x 为状态变量, u 为控制变量, $F(t)$ 为随机强迫. 此系统的势函数 $v(x, u)$ 在 u 一定的情况下 $\left(\frac{\partial v}{\partial x} = -f(x, u) = 0\right)$, 其解是多值的. 考虑状态变量和控制变量均只有一个 (x_1, u_1) 的情况下, 由图 1 示意, u_1 连续变化时, 在 $[u_1, u_1']$ 内 x_1 可能产生不连续的跳跃.

按照 Thom 的突变理论, 系统所以出现性质不同的突变类型, 取决于控制变量的数目, 而与状态变量的多少无关. 如控制变量的数目 $m \leq 4$, 则该系统有 7 种不同类型的突变, 而且, 其中任何一种突变涉及到的状态变量数 $n \leq 2$ (标准化后的变化), 不过当 $m = 5$ 时, 突变类型增至 11 种, 当 $m \geq 6$ 时, 突变类型将异常复杂. 表 1 是 Thom 总结的 7 种基本突变类型的名称和特性^[4, 6, 7].

为此只要找到一组适当的状态变量和控制变量, 那么分析、了解突变现象和找到支配系统的动力学方程就要容易得多. 突变理论给出了所有的突变类型, 这就为我们研究自然界错综复杂的突变现象指明了方向和线索, 它弥补了微分方程描述自然运动的不足, 成为描述自然界从量变到质变的多方面演进过程的有力工具, 目前在物理学、工程力学、生物学、生态学、社会学等各方面得到广泛应用, 不久也将在气象学中得到广泛应用和发展^[8].

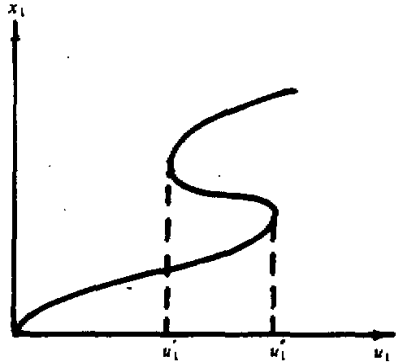


图 1 状态变量不连续跳跃示意图

表 1 Thom 总结的 7 种基本突变类型

名称	状态变量数 (n)	控制变量数 (m)	势函数 (v)
折迭 (Fold)	1	1	$\frac{1}{3} x_1^3 + u_1 x_1$
尖点 (Cusp)	1	2	$\frac{1}{4} x_1^4 + \frac{1}{2} u_1 x_1^2 + u_2 x_2$
燕尾 (Swallowtail)	1	3	$\frac{1}{5} x_1^5 + \frac{1}{3} u_1 x_1^3 + \frac{1}{2} u_2 x_1^2 + u_3 x_1$
双曲型脐点 (Hyperbolic umbilic)	2	3	$\frac{1}{3} x_1^3 + \frac{1}{3} x_2^3 + u_1 x_1 x_2 - u_2 x_1 - u_3 x_2$
椭圆型脐点 (Elliptic umbilic)	2	3	$\frac{1}{3} x_1^3 - \frac{1}{2} x_1 x_2^2 + \frac{1}{2} u_1 (x_1^2 + x_2^2) - u_2 x_1 - u_3 x_2$
蝴蝶 (Butterfly)	1	4	$\frac{1}{6} x_1^6 + \frac{1}{4} u_1 x_1^4 + \frac{1}{3} u_2 x_1^3 + \frac{1}{2} u_3 x_1^2 + u_4 x_1$
抛物型脐点 (Parabolic umbilic)	2	4	$\frac{1}{2} x_1^2 x_2 + \frac{1}{4} x_2^4 + \frac{1}{2} u_1 x_1^2 + \frac{1}{2} u_2 x_2^2 - u_3 x_1 - u_4 x_2$

三、动力系统的一般特征及具体应用

我们回到一般系统方程(2)式,假定随机强迫 $F(t)$ 服从白噪声分布:

$$\begin{cases} \langle F(t) \rangle = 0, \\ \langle F(t) F(t') \rangle = q^2 \delta(t-t'), \end{cases} \quad (3)$$

q^2 为白噪声方差. 此系统的势函数方程为

$$v(x) = - \int f(\xi) d\xi, \quad (4)$$

状态变量 x 在时间 t 处的概率密度 $P(x, t)$ 则由 Fokker-Plank 方程所表示^[9, 10]:

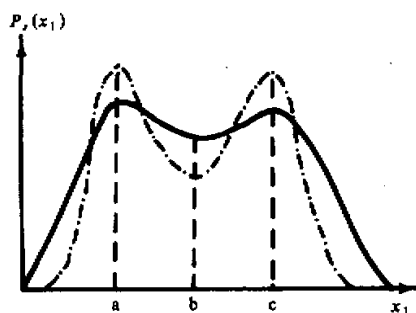
$$\frac{\partial P(x, t)}{\partial t} = \frac{\partial}{\partial x} [v' P] + \frac{q^2}{2} \frac{\partial^2 P}{\partial x^2}, \quad (5)$$

其中 $v' = \frac{\partial v}{\partial x}$, 方程(5)的稳定解 $P_s(x)$ 非常容易获得:

$$P_s(x) = Z^{-1} \exp \left[- \frac{2}{q^2} v(x) \right], \quad (6)$$

其中 $Z = \int_D \exp \left[- \frac{2}{q^2} v(x) \right] dx$, D 是 x 的积分区域. 设 $f(x_1, \mu) = -x_1^3 + \lambda x_1^2 - \mu x_1 + \gamma$,

其中 λ, μ, γ 为待定参数, 其稳态概率密度 $P_s(x_1)$ 随外强迫 q^2 的变化示意如图 2. 其



中 a, c 是该系统的两个稳定解, 而 b 则为一不稳定解. 由于 $P_s''(x_1) |_{x_1=a, b, c} =$

$$- Z^{-1} \frac{2}{q^2} v''(x_1) \exp \left[- \frac{2}{q^2} v(x_1) \right] \Big|_{x_1=a, b, c},$$

$P_s(x_1)$ 在 a, c 处达极大, b 处极小, 正好与势函数 $v(x_1)$ 相反. 由图中还可以看到, q^2 越小, $P_s(x_1)$ 越见狭窄、高耸. 正是由于外强迫 q^2 的存在, 使得状态变量 x_1 在 a 与 c 之间来回跳动, 而来回跳动所需的特征时间将

图 2 稳定概率密度 $P_s(x_1)$ 随外强迫 q^2 的变化 依赖于外强迫 q^2 ^[10, 11]. Demaree 等^[10] 首先运用 Mann-Kendall 法确定非洲萨赫勒 (Sahelian) 地区的降水突变点产生的位置^[12], 并把突变点前后两段降水序列的平均值分别定义为两个稳定态 a, c , 套用上述动力系统的简单模型. 通过下列一组闭合方程组, 可以得到此模型的各项参数及外强迫 q^2 .

$$\begin{cases} \lambda = a + b + c, \\ \mu = bc + ac + ab, \\ \gamma = abc, \\ \langle \delta x_1^2 \rangle_a = \frac{q^2}{2v''_a}, \\ \langle \delta x_1^2 \rangle_c = \frac{q^2}{2v''_c}, \end{cases} \quad (7)$$

其中 $\langle \delta x_1^2 \rangle_a$, $\langle \delta x_1^2 \rangle_c$ 分别表示两个平衡态的方差. 根据 Gardiner^[9] 的随机过程理论, 完成在平衡态 a 和 c 之间转换的平均时间 t_1 由如下微分方程表示:

$$A(x_1) \frac{dt_1}{dx_1} + \frac{1}{2} B(x_1) \frac{d^2 t_1}{dx_1^2} = -1, \quad (8)$$

其中 $A(x_1) = -x_1^3 + \lambda x_1^2 - \mu x_1 + \gamma$, $B(x_1) = q^2$, 边界条件为

$$\begin{cases} \frac{dt_1}{dx_1} = 0 & x_1 = 0, \\ t_1 = 0 & x_1 = b. \end{cases} \quad (9)$$

(9) 式是从 a 到 c 经过 b , 而 c 经过 b 到 a 的边界条件为

$$\begin{cases} \frac{dt_1}{dx_1} = 0 & x_1 = \infty, \\ t_1 = 0 & x_1 = b. \end{cases} \quad (10)$$

假定系统在 b 具有等概率到达 a 或 c , 那么

$$\begin{cases} t_{1a \rightarrow c} = 2t_{1a \rightarrow b}, \\ t_{1c \rightarrow a} = 2t_{1c \rightarrow b}. \end{cases} \quad (11)$$

根据 Demaree 等^[10] 的计算, 从状态 a 跃迁到 c 需要 29 年, 反之仅 4 年. 当然这里好多假定不一定确切, 不确定的因素又极其复杂, 离实际预报还有距离, 不过至少在统计意义上, 还是具有预报意义, 因而它将得到进一步发展和应用^[13].

四、气候突变的定义及检测的几种方法

1. 气候突变的定义

气候突变是普遍存在于气候系统中的一个重要现象, 但是迄今还没有气候突变的严格定义.

John Imbrie^[14] 1987 年根据气候的成因及时间尺度, 把气候突变归成两类, 第一类是简单状态的突变, 即在气候系统结构没发生根本变化的情况下, 或不考虑系统外边界条件任何长期变化的前提下, 可观测到的迅速且显著的气候变化, 这类例子很多, 以年为周期的初霜冻、季风爆发等等. 第二类则反映系统边界长期变化中的突变, 这些事件不是有规律地发生的, 如缓慢的大地构造引起的地理变化, 必须要有新的大气和海洋环流与之相适应. 再者正如 Flohn^[15] 1987 年指出的, 几千年尺度上发现过冰期的突然结束以及大约 12000 年前和 5500 年前发现过“洪积期”的突然到来. Ghazi^[16] 1982 年就提出了气候突变是冰期和间冰期之间 (例如二三千年) 某一个 50—200 年时间尺度内的温度差异达到整个冰期与间冰期之间温度差异的一半. 显然此定义过于具体而缺乏普适性, 为此更多的学者^[17-19] 通过考察气候状态统计特征值的变化来定义气候突变.

常见的气候突变是把它定义为气候从一个平均值到另一个平均值的急剧变化, 它表现为气候变化的不连续性, 其示意如图 3a 所示. 这个定义能够较好地反映一个气候基本状况 (特征平均值) 的变化, 称为均值突变. 不过, 平均值只是反映气候状态的一个

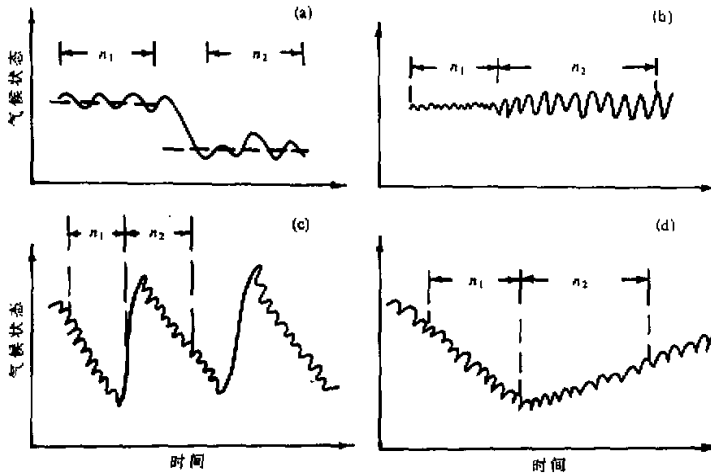


图3 四种类型气候突变示意图

基本特征量, 另一个描写气候状态的特征量是它的变率^[20, 21] (用方差来表示), 这类气候突变定义为气候从一个方差状态到另一个方差状态的急剧变化, 其平均值却无明显的变化, 称此为变率突变. 其示意如图3b所示. Saltzman等^[22] 1987年给出的过去150万年同位素氧18的记录就呈现这种突变形式. Maasck^[21] 1988年更是通过严格的各种检测, 发现更新世中期的同位素氧18存在方差突变.

这里要定义的第三类突变为翘翘板(seesaw)突变, 示意如图3c. 例如符淙斌等^[23] 1986年用复EOF分析海温场得到位相的时间变化即呈这种突变形式.

第四类突变定义为转折突变, 即在某一时段持续减少(增加), 然后突然在某点开始持续增加(减少), 亦意如图3d. Goossens等^[24] 给出的高纬地区气温历史记录就呈此形式.

上述四种突变的定义仅是从时间演变角度考虑某一气候变量的特性, 需要指出的是气候要素场空间结构的变化, 同样存在着突变现象, 例如旱涝分布的类型、温度距平场的特征向量等, 常常表现出在某一时段内某一类型占优势, 而到另一时段则另一类型占优势, 这种相互间的转变却以突变的形式完成, 即类型的转变在很短的时期内完成, 例如王绍武等^[25] 1987年分析的我国公元950年以来旱涝型的分布就可以看出这一类突变的存在, 在13世纪的1278—1282年持续5年的南涝北旱型突然变成为南旱北涝型; 再如19世纪60年代末到70年代中从长江流域涝, 其南北为旱型突然变成长江流域旱, 其南北为涝型, 持续四年后又突然变回到长江流域涝, 其南北为旱型.

归结上述几类突变, 我们试图给出气候突变的普适定义: 气候从一种稳定态(或稳定持续的变化趋势)跳跃式地转变到另一种稳定态(或稳定持续的变化趋势)的现象, 它表现为气候在时空上从一个统计特性到另一个统计特性的急剧变化.

上述气候突变的定义, 还是从一种气候要素来考察突变现象, Rognon^[26] 1983年就强调应该综合考虑气候突变的各成分因子(如降水、温度等)来定义气候突变, 这就要求

对气候诸要素场进行综合分析. 同时, 实际的情形很可能是两种或两种以上的突变类型之复合形式, 因此我们在检测时要谨慎.

2. 气候突变的几种检测方法

我们在此介绍气候突变的几种检测方法, 仅针对气候统计平均值这类均值突变情形而言. 不过这些检测方法可以仿效地应用到气候的其它突变情形中. 至于对气候要素时空场突变型的检测需要进一步研究.

a. 低通滤波法 它是通过消除高频, 使系统的长期变化更加有效地表现出来. 如果在一时间序列中存在比较长时间的周期波动, 那么这种方法可以比较有效地重现这种波动. 由于仅凭直觉从图中发现其突变趋势, 不可能直接给出在哪点附近产生突变, 这未免带来主观性, 而缺乏可信度. 实际上, 在滤波过程中, 由于滤波器不可能像 δ 函数那样完美, 滤波过程中, 不同波段的振幅在不同程度上都受到削弱, 因此, 时常可能达不到预期效果.

b. 滑动的 t -检验法 (Moving t -test technique) 它是用来检验两随机样本平均值的显著性差异^[27, 19]. 为此我们把一连续的随机变量 x 分成两个子样本集 x_1 和 x_2 , 让 μ_i , S_i^2 和 n_i 分别代表 x_i 的平均值、方差和样本长度 ($i=1, 2$). 其中 n_i 根据需要人为地定义长度.

原假设 $H_0: \mu_1 - \mu_2 = 0$. 定义一统计量为

$$t_0 = \frac{\bar{x}_1 - \bar{x}_2}{S_p \left(\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2} \right)^{1/2}} \quad (12)$$

这里 S_p^2 是联合样本方差, $S_p^2 = \frac{(n_1-1)S_1^2 + (n_2-1)S_2^2}{n_1 + n_2 - 2}$ 为 σ^2 的无偏估计 ($E[S_p^2] = \sigma^2$), 显然 $t_0 \sim t(n_1 + n_2 - 2)$ 分布, 给出信度 α , 得到临界值 t_α , 计算 t_0 后在 H_0 下比较 t_0 与 t_α , 当 $|t_0| \geq t_\alpha$ 时, 否定原假设 H_0 , 即说明其存在显著性差异, 当 $|t_0| < t_\alpha$ 时, 则接受原假设 H_0 . 要注意的是 n_i 的选择带有人为性, 因此会带来某种程度上的困惑, 具体应用时, 结合具体的需要选择 n_i , 并不断地变动 n_i , 以增进检查结果的可靠性.

c. Cramer 法 它的基本原理同于 MTT, 通过比较某一局部样本序列的平均值 $\bar{x}_k$ 与总体样本平均值 $\bar{x}$ 的差异, 来判别突变的存在与否.

原假设 $H_0: \bar{x}_k - \bar{x} = 0$. 定义一统计量 t_k 为

$$t_k = \sqrt{\frac{n(N-2)}{N-n(1+t_k^2)}} \tau_k \quad (13)$$

其中 $\tau_k = \frac{(\bar{x}_k - \bar{x})}{S}$, S 为总体样本方差, N 为总体样本序列的长度, n 为所选局部样本序列的长度, 则 t_k 服从自由度为 $N-2$ 的 t -分布, 其检验也同于 MTT^[24]. 由于其中 $\bar{x}$ 覆盖了所选的局部样本序列, 因此在计算及解释时要谨慎. 再者 MTT 法中所注意的事项这里同样要注意.

d. Yamamot 法 其原理还是同于 MTT^[18, 28], 不过此法更简单明了. 通过定义一个信噪比:

$$\frac{S}{N} = \frac{|\bar{x}_1 - \bar{x}_2|}{S_1 + S_2}, \quad (14)$$

其中符号同于 MTT. 当 $S/N > 1.0$, 就定义为“突变”, 如果在 MTT 中假定 $n_1 = n_2 = n$, 通过比较(12)、(14)两式得

$$t_0 > \frac{S}{N} \sqrt{n}, \quad (15)$$

如果取 $n = 10$, $S/N > 1.0$ 就相当于 $t_0 > 3.162$, 达到 95% 信度以上的水平, 但是没达到 99.95% 的信度, 要达到此信度水平, 需要 $n = 14$. 因此在具体计算时, 时刻注意可信度, 根据不同的对象可以变换其信噪比的临界值.

e. Mann-Kendall 法 此法最初由 Mann^[29] 于 1945 年所发展, 当时并非用于检测气候突变, 而仅用于检测序列的一种变化趋势, Sneyers^[30, 31] 则进一步完善了这种方法, 它能大体上测定各种变化趋势的起始位置. Goossens 等^[32] 把这一方法应用到反序列中, 从而发展了一种能检测气候突变的新方法, 它以检测范围宽、定量化程度高而富有生命力.

M-K 法 (Mann-Kendall 法的缩写) 以气候序列平稳为前提, 并且这序列是随机独立的, 其概率分布等同.

在原假设 H_0 : 气候序列没有变化的情况下, 设此气候序列为 $x_1, x_2, \dots, x_N$, m_i 表示第 i 个样本 x_i 大于 x_j ($1 \leq j \leq i$) 的累计数.

定义一统计量:

$$d_k = \sum_{i=1}^k m_i, \quad (2 \leq k \leq N) \quad (16)$$

在原序列的随机独立等假定下, d_k 的均值、方差分别为

$$\begin{cases} E[d_k] = k(k-1)/4, \\ \text{var}[d_k] = k(k-1)(2k+5)/72, \end{cases} \quad (2 \leq k \leq N) \quad (17)$$

将 d_k 标准化:

$$u(d_k) = (d_k - E[d_k]) / \sqrt{\text{var}[d_k]}, \quad (18)$$

这里 $u(d_k)$ 为标准分布, 其概率 $\alpha_1 = \text{prob}(|u| > |u(d_k)|)$ 可以通过计算或查表获得. 给定一显著性水平 α_0 , 当 $\alpha_1 > \alpha_0$ 时, 接受原假设 H_0 , 当 $\alpha_1 < \alpha_0$ 时, 则拒绝原假设, 它表示此序列将存在一个强的增长或减少趋势. 所有 $u(d_k)$ ($1 \leq k \leq N$)¹⁾ 将组成一条曲线 c_1 , 通过信度检验可知其是否有变化趋势.

把此方法引用到反序列中, $\bar{m}_i$ 表示第 i 个样本 x_i 大于 x_j ($i \leq j \leq N$) 的累计数, 当 $i' = N + 1 - i$ 时, 如果 $\bar{m}_i = m_{i'}$, 则反序列的 $\bar{u}(d_i)$ 由下式给出:

$$\begin{cases} \bar{u}(d_i) = -u(d_{i'}), \\ i' = N + 1 - i, \end{cases} \quad (i, i' = 1, 2, \dots, N) \quad (19)$$

$\bar{u}(d_i)$ 在图中以 c_2 表示.

1) $u(d_1)$ 定义为零.

当曲线 c_1 超过信度线, 即表示存在明显的变化趋势时, 如果曲线 c_1 和 c_2 的交叉点位于信度线之间, 这点便是突变点的开始。

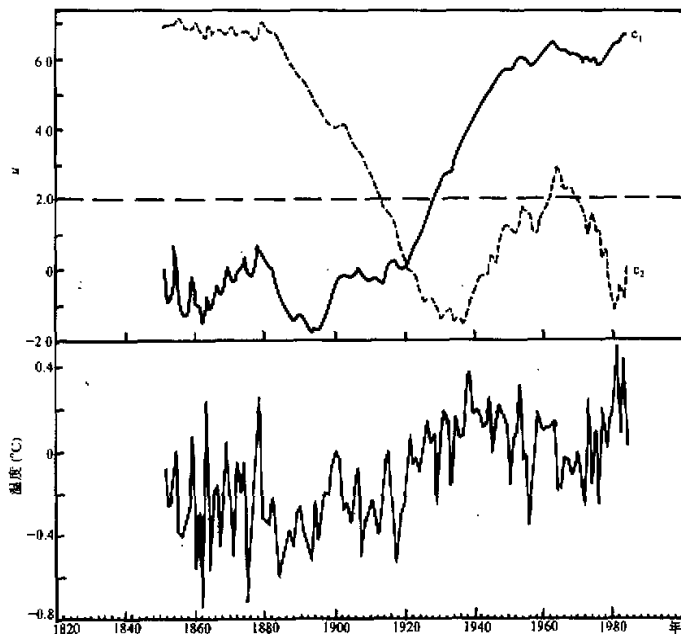


图4 北半球气温距平及M-K法计算图

图4即为北半球气温距平图及M-K法计算图。这是一个存在突变的典型例子。由曲线 c_1 可见, 从本世纪20年代开始, 北半球平均气温有一明显的增暖趋势, 这在以往的许多工作中已经指出过^[19]。这里根据 c_1 与 c_2 的交叉点位置, 可以确定北半球20年代的增暖是一种突变, 它的起始时段发生在1921年。

通过对我国最近100年干旱指数的M-K法检测, 发现我国的干旱进程同样存在突变现象, 十分有意义的是突变发生的时间与北半球迅速增暖几乎是同时的, 从1922年开始, 中国突然进入干旱期, 如图5所示。与此同时, 我们曾检测到印度夏季风突然活跃的突变现象(图6), 与中国大陆呈反相关系, 由此可以描绘出本世纪20年代经历了一次全球范围的气候突变。符淙斌等^[19, 33]曾从机理上对这一现象作过详细的论述。

较其它方法, M-K法的检测范围宽广, 王强等^[20]对此曾作过详细说明, 不过在此需对M-K法再作几点补充说明。

如图7所示, 原序列变化形式比较奇特, 先呈下降趋势, 后突然呈增长趋势到某一定程度后再跳到一个平稳态波动, 显然是前面我们所定义的转折突变和均值突变之线性组合。这时曲线 c_1 显然超过信度线, c_1 与 c_2 的三个交点中, 第一个交点 a 显然为突变点, 但第二、三个交点则恰好一个是突变点 c , 另一个则不是突变点 b 。虽说这两个交叉点 b , c 都位于信度区间之外, 因此M-K法的第一点补充说明是: 当曲线 c_1 超过信度线, 而 c_1 与 c_2 的交点位于信度区间之外时, 既不能冒然地认定它是突变点, 也不能立即说它不

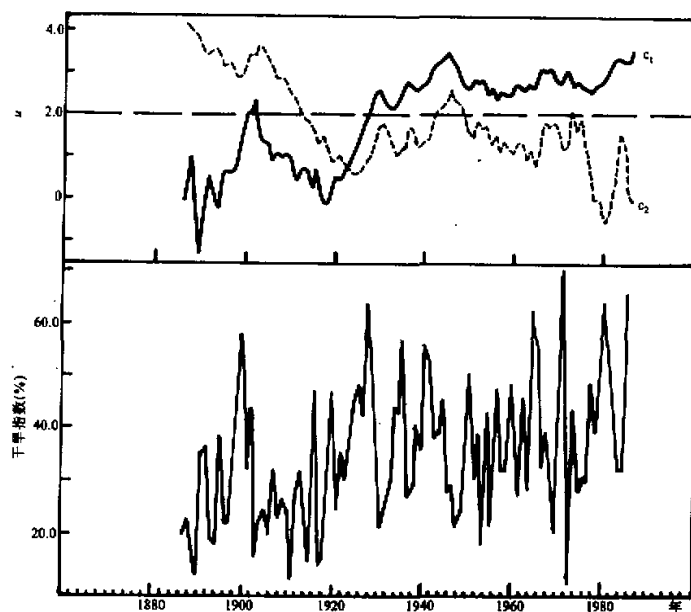


图5 我国近百年的干旱指数及M·K法计算图

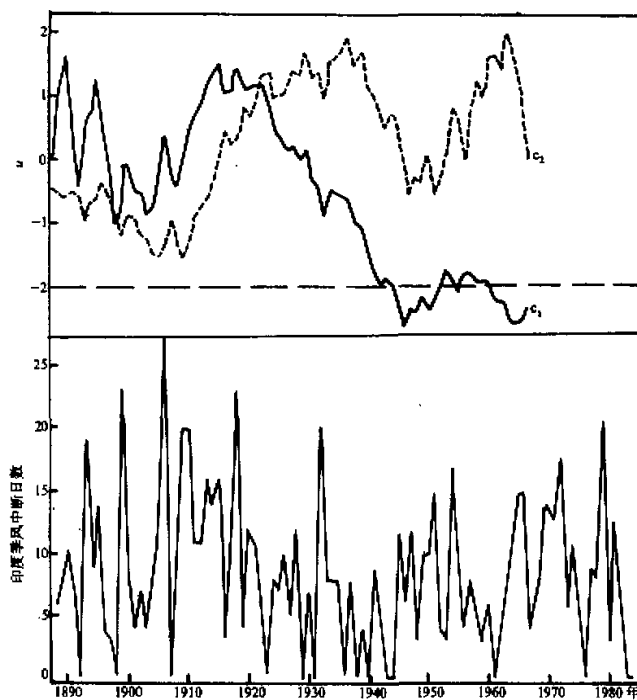


图6 印度季风中断日数及M·K法计算图

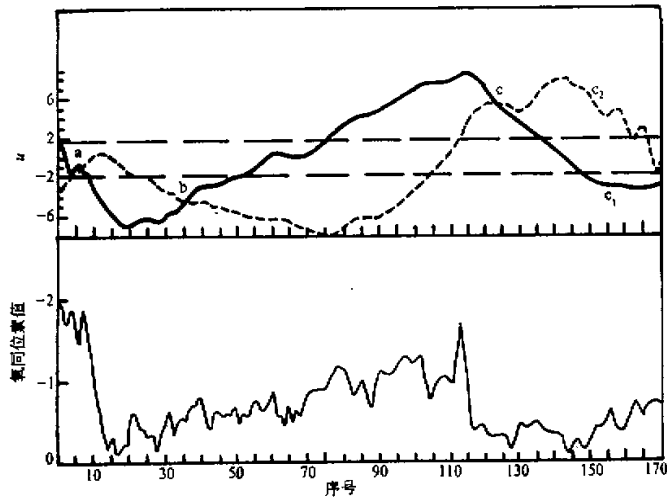


图7 氧同位素的历史记录及M-K法计算图^[24]

是突变点, Goossens 等^[24]就给出了无法检测转折突变的例子。M-K 法的第二点补充说明是: 如果说 M-K 法对均值突变的检测十分有把握, 那么对转折突变、翘翘板突变、变率突变的检测就不那么灵验^[20]。对于均值和变率突变的叠加情形, M-K 法的检测, 既有成功的例子, 也有失败的尝试^[21]。因此在作突变检测时, 能配合其它方法同时使用会防止错误的产生。

f. Spearman 法 这实际上同于 M-K 法, Goossens 等^[17]1983 年曾试验了这两种方法, 结果非常一致。不过在序列中各值等同比较多时, Spearman 法似乎更简单, 但这种方法不可能测出突变点发生在序列的开头或收尾几年中。

上述六种检测方法原则上可以分为三类。低通滤波为第一类。由于此法同我们的要求之间存在一段距离而不合实用。第二类为 MTT 法、Cramer 法和 Yamamoto 法。这类方法以直观、简便而著称, 由于 n_i ($i=1, 2$) 的选择带有人为性, 可能会使计算结果产生漂移, 为了避免这种情况发生, 适当地变化 n_i , 重复计算会有所帮助, 当然要确切地得到某点为突变点的产生, 还得依赖于第三类方法, 即 M-K 法和 Spearman 法。这类方法的优点在于检测范围宽、人为性少、定量化程度高。

不过所有这些检测方法对均值突变的检测把握性比较大, 而对其它三类简单突变及所有组合型突变的检测存在一定的困难, 为此极待发展新方法^[20, 21, 24]。

五、结 束 语

突变理论已经成为描述许多基本非线性现象的自然科学语言, 气象界对此倾注了极大的热情, 如何成功地应用和发展这种突变理论, 是广大气候工作者今后努力的方向。而通过统计手段成功地揭露气候突变事实, 非但有助于对气候系统的了解, 为气候突变模型的建立也将提供必不可少的依据。

参 考 文 献

- [1] 叶笃正、陶诗言、李麦村, 1958, 在6月和10月大气环流的突变现象, 气象学报, 29(3), 249-263.
- [2] Lorenz, E.N., 1963, Deterministic nonperiodic flow, *J. Atmos. Sci.*, 20, 130-141.
- [3] 赵一平、吕宏忠, 1988, 非线性动力学简介, 气象科技, 3, 33-38.
- [4] Thom, R., 1972, *Stabilité Structuelle et Morphogenèse*, W.A. Benjamin, Reading, Mass.
- [5] Hasselmann, K., 1976, Stochastic climate models, Part 1. Theory, *Tellus*, 28, 473-485.
- [6] 凌复华, 1984, 突变理论——历史, 现状和展望, 力学进展, 14(4), 389-404.
- [7] 谢学纲, 1989, 突变现象和突变理论, 地理新论 4(1), 103-110.
- [8] 凌复华, 1987, 突变理论及其应用, 上海交通大学出版社.
- [9] Gardiner, C.W., 1983, *Handbook of Stochastic Methods*, Springer-Verlag, Berlin.
- [10] Demaree, G.R. and Nicolis, C., 1990, Onset of SAHELIAN drought viewed as a fluctuation induced transition, *Q.J.R.Met.Soc.*, 116, 221-238.
- [11] 刘式达, 1988, 用混沌理论研究气象变化和 El Niño 现象进展, 气象科技, 3, 1-6.
- [12] Charney, J., 1975, Dynamics of deserts and drought in the Sahel, *Q.J.R. Met. Soc.*, 101, 193-202.
- [13] Nicolis, C. and Nicolis, G., 1981, Stochastic aspects of climatic transitions additive fluctuations, *Tellus*, 33, 225-234.
- [14] John Imbrie, 1987, Abrupt terminations of late pleistocene ice ages, a simple milankovitch explanation, in: Berger, W.H. and Labeyrie, L.D. (eds.) *Abrupt Climatic Change Evidence and Implication*, NATO ASI Series.
- [15] Flohn, H., 1987, Air-sea interaction processes as models for abrupt climatic changes, in: Berger, V.H. and Labeyrie, L.D. (eds.), *Abrupt Climatic Change Evidence and Implications*, NATO ASI series.
- [16] Ghazi, 1982, Palaeoclimatic research and models. Report and Proceedings of the Workshop held in Brussels, December 15-17, 1982.
- [17] Goossens, Chr. and Berger, A., 1983, Evaluation of the statistical significance of climatic change, in: *Proceedings of the Second International Meeting on Statistical Climatology*, Lisbon, 26-30/09/1983.
- [18] Yamamoto, R.T. Iwashima, Sanga, N.K., 1985, Climatic jump, a hypothesis in climate diagnosis, *J. Met. Soc. Japan*, 63, 1157-1160.
- [19] Fu Congbin, Henry, F., Diaz, and Fletcher, J.O., 1989, The changes of atmospheric circulation over Northern Hemispheric oceans associated with the global abrupt warming of the 1920's Presented at Seminar of CIRES, University of Colorado, Boulder.
- [20] 王强、符淙斌, Mann-Kendall 法在气候突变检测中的应用, 气象学报 (英文版) 待发表.
- [21] Maasch, Ka, 1988, Statistical detection of the mid-pleistocene transition, *Climate Dynamics*, 2, 133-143.
- [22] Saltzman, B. and Sutera, A., 1987, The mid-quaternary climatic transition as the free response of a three-variable, *J. Atmos. Sci.*, 44(1), 236-241.
- [23] 符淙斌、全小伟、苏炳凯, 1986, 用复 EOF 分析 El Niño 增暖的振幅和位相变化, 科学通报, 16, 1241-1244.
- [24] Goossens, Chr. and Berger, A., 1987, How to recognize an abrupt climatic change? *Abrupt Climatic Change*, 31-34, D. Reidel Pub. Company.
- [25] Wang Shaowu, Zhao Zongci, Chen Zhenhua and Tang Zhongxin, 1987, Drought/flood variations for the last 2000 years in China and comparison with global climatic change, THE CLIMATIC OF CHINA AND GLOBAL CLIMATE, Proceedings of the Beijing International Symposium on Climate Oct. 30-Nov. 3, 1984 Beijing, China, Ye Duzheng, Fu Congbin, Chao Jiping and M. Yoshino, Eds. China Ocean Press, 20-29.
- [26] Rognon, P., 1983, Les crises climatiques de courte durée (quelques années à quelques siècles) et leur

- enregistrement dans la sédimentation Continentale, in: Ghazi, A. (Ed.), *Paleoclimatic Research and Models*, D. Reidel Publ. Comp., Dordrecht, 114-123.
- [27] Afifi, A.A. and S.P. Azen, 1972, *Statistical analysis, a computer oriented approach*, Academic Press, Harcourt Brace Jovanovich Publishers, New York, 366.
- [28] 严中伟, 季劲钧, 叶笃正, 1989, 60 年代北半球夏季气候跃变 1. 降水和温度变化, 中国科学 B 辑, 97-103.
- [29] Mann, H.B., 1945, Non-parametric test against trend, *Econometrika*, 13, 245-259.
- [30] Snyers, R., Sur La, 1963, *Determination de la stabilité des series climatologiques*, Proc. UNESCO-WMO symposium of changes of climate, Unesco Arid Zone Research Series, 20, Unesco, Paris, 37-44.
- [31] Snyers, R., 1975, *Sur l'analyse statistique des series d'observations*, Technical. Note 143, WMO, Geneva.
- [32] Goossens CH, Berger A., 1986, Annual and seasonal climatic variations over the Northern Hemisphere and Europe during the last century, *Ann. Geophys.* 4, 385-400.
- [33] 符淙斌, 王强, 1991, 南亚夏季风长期变化中的突变现象及其与全球迅速增暖的同步性, 中国科学, B 辑, 666-672.

The Definition and Detection of the Abrupt Climatic Change

Fu Congbin Wang Qiang

(Institute of Atmospheric Physics, Chinese Academy of Sciences, Beijing, 100080)

Abstract

This is part of the review on study of abrupt climatic change, addressing mainly the definition of catastrophe and abrupt change of climate, the detecting methods of abrupt changes of various types, such as changes in mean, changes in variability, transit jump and seesaw jump.

Finally the Mann-Kendall rank statistical test is applied to detect the abrupt change in 1920's on global scale.

Key words: Catastrophe; Abrupt climatic change; Mann-Kendall rank statistical test.