

文章编号:1000-694X(2007)01-0130-07

# 我国北方沙尘暴与强沙尘暴过程的分形特征及趋势预测

尹晓惠<sup>1</sup>, 王式功<sup>2</sup>

(1. 北京市气象局气象台, 北京 100089; 2. 兰州大学大气科学学院, 甘肃 兰州 730000)

**摘要:** 沙尘暴是一种常见的灾害性天气现象。由于其爆发的频繁性和危害的严重性, 沙尘暴趋势预测的研究已经成为了国内外专家学者关注的热点和焦点。在回顾相关研究进展的基础上, 借助于分形理论在处理复杂系统方面的独特切入点, 利用 1954—2002 年中国北方 720 个气象站的沙尘暴观测资料和 681 个气象站的强沙尘暴观测资料, 分析了近 49 a 来, 我国北方沙尘暴及强沙尘暴事件的时序分形特征, 并运用 R/S 分析方法对其变化趋势进行科学预测。研究发现, 我国北方地区沙尘暴及强沙尘暴事件具有近似一致的变化态势, 即自 20 世纪 50 年代以来呈逐渐减少, 但近期又相对增多的变化趋势。1954—2002 年沙尘暴及强沙尘暴事件的时间序列具有分形特征, 其关联维数分别是 2.64 和 3.34; 平均可预测时间尺度分别为 7~8 a 和 8~9 a。Hurst 指数能够较好的表征我国北方沙尘暴及强沙尘暴事件的发生规律。根据 Hurst 指数及其变化趋势可以预测, 2002 年以后的 7~8 a 内, 我国北方沙尘暴事件将具有先增加后减少的趋势; 1999 年以后的 8~9 a 内, 我国北方强沙尘暴事件也将具有先增加后减少的趋势。

**关键词:** 沙尘暴; 分形理论; 相空间重构; 可预报时间尺度; R/S 分析

**中图分类号:** P445.4      **文献标识码:** A

沙尘暴天气是在特定地理环境和下垫面条件下, 由特定的大尺度环流背景和天气系统所诱发的一种灾害性天气<sup>[1]</sup>。它的频繁发生既是环境状况恶化的重要表现, 又大大加快了土地沙漠化的进程, 对我国工农业生产造成了严重的危害<sup>[2]</sup>。而强沙尘暴事件更是因为它能把大量沙尘输送到较远的地方, 引起区域性乃至全球型的环境问题和气候变化问题, 从而给广大地区的人体健康, 乃至社会经济发展都带来了严重的危害。因此, 自“93.5.5”强黑风暴发生以来, 沙尘暴的研究已经引起了国内外各级科学工作者的高度重视<sup>[3]</sup>。在 2000 年春季, 沙尘暴的发生出现了自 20 世纪 90 年代以来的又一次高峰, 立即引起了政府和民众更加深入的关注, 由此也带来了沙尘暴研究的一个新的高潮<sup>[4]</sup>。

## 1 国内外研究进展

近年来, 不同领域的专家分别从天气学、数理统计、遥感分析、数值模拟等方面对沙尘暴发生的时间序列及趋势预测进行了研究。如 Qian Weihong 等人根据时间序列变化趋势, 将中国北方沙尘暴事件划分为五种模式<sup>[5]</sup>; Lu Hua 等人借助于地理信息

数据库, 建立了综合风蚀模型来预测沙尘暴事件<sup>[6]</sup>; McTainsh 等人定量分析了气候变化对沙尘事件的影响<sup>[7]</sup>; Orlovsky 等人采用长时间序列数据和 56 个气象站点的资料, 分析了土库曼斯坦沙尘暴事件的空间分布、频率、季节变化和日变化<sup>[8]</sup>; Barnum 等人根据 MM5 模式建立了 CARMA 沙尘暴传输模型, 来对非洲北部地区和亚洲西南部地区的沙尘暴事件进行短期、中期和长期预测<sup>[9]</sup>; Wang Xunming 等人分析了中国沙尘暴的来源、空间分布、发生频率和发展趋势, 并认为从 1950 年到 2000 年中国的大部分地区的沙尘暴都在减少<sup>[10]</sup>; Natsagdorj 等人发现, 从 1960 到 1990 年, 蒙古的沙尘暴发生次数增长了 3 倍, 在 1990 年以后开始减少, 并且城市地区的沙尘暴发生一般较为频繁, 并且时常伴有 6~20 m·s<sup>-1</sup> 的大风<sup>[11]</sup>; 黄兆华认为在漫长的地质历史上, 沙尘暴天气显示出周期性变化<sup>[12]</sup>; 王涛等认为我国沙尘暴从 20 世纪 50 年代以来呈波动减少之势, 90 年代后期在减少中有回升。2000 年和 2001 年有显著的增加, 预示着新一轮沙尘暴活跃期已经开始<sup>[13]</sup>; 丁瑞强等人发现, 我国的沙尘暴发生频率在 20 世纪 50 年代最高, 60 年代减少, 70 年代

收稿日期: 2005-08-08; 改回日期: 2005-10-25

基金项目: 国家自然科学基金项目(40375015); 博士点基金项目(20030730019)共同资助

作者简介: 尹晓惠(1976—), 女(汉族), 内蒙古牙克石人, 硕士, 主要从事沙尘暴研究工作。E-mail: xiaohuiyin2000@yahoo.com.cn

又有回升的趋势，到 80 年代又减少，90 年代最少<sup>[14]</sup>。李栋梁等通过对太阳活动、青藏高原地面加热场、西太平洋副高位置、蒙古气旋等的分析，认为未来中国北方沙尘暴在波动中逐渐增加，进入新一轮的相对活跃期<sup>[15]</sup>。董安祥等认为甘肃河西走廊强和特强沙尘暴自 1955 年以来主要呈下降趋势；但是从 20 世纪 90 年代末期起，有增多的趋势<sup>[16]</sup>；马力文等认为宁夏沙尘暴年发生次数有减少的趋势，但发生 1~2 次特强沙尘暴的概率明显增多<sup>[17]</sup>；王式功等认为到 21 世纪中叶，整个北方地区沙尘暴总的趋势有可能将呈波动式增加<sup>[18~19]</sup>；李岩瑛等认为沙尘暴的长期预报取决于冬春季气温、降水量和大风日数，中期依靠使用国内外数值预报产品，短期与大气环流条件、分型指标有关，短时临近预报与高空大风形势、地面上游有无大风沙尘暴天气有关<sup>[2]</sup>。

可以说这些工作为今后沙尘暴的预测奠定了良好的基础，取得了很大的成就，但是沙尘暴的发生是诸多因素综合作用的结果，其内部蕴藏着复杂而深刻的动力机制。因此，基于短时段的数据，采用天气学和统计方法得出的结果往往与实际情况有很大的出入，因此很难准确预测沙尘暴的发生发展趋势。分形理论的提出，为我们研究复杂系统提供了有力的理论和方法。本文就是借助于分形理论在处理复杂系统方面的独特切入点，采用重建相空间技术，对近 49 a 我国北方强沙尘暴事件的时序分形特征进行分析，并运用 R/S 分析方法对其变化趋势进行科学预测。

## 2 资料和方法

### 2.1 沙尘暴事件的判定标准及资料来源

目前沙尘暴与强沙尘暴事件的划分标准以风速和能见度为主<sup>[20~21]</sup>，这里采用周自江等人的划分方案<sup>[22]</sup>，即单站沙尘暴的认定标准是瞬时风速大于等于  $10 \text{ m} \cdot \text{s}^{-1}$ ，能见度小于等于  $1000 \text{ m}$ ；中等强度沙尘暴事件是瞬时风速大于等于  $17 \text{ m} \cdot \text{s}^{-1}$ ，能见度大于  $200 \text{ m}$  而小于等于  $500 \text{ m}$ ；强沙尘暴事件是瞬时风速大于等于  $20 \text{ m} \cdot \text{s}^{-1}$ ，能见度小于  $200 \text{ m}$ ；强沙尘暴过程的认定标准是：①同一次天气过程，引起中国境内有 3 个或 3 个以上站达到强沙尘暴标准；②同一次天气过程，引起中国境内有两个站达到强沙尘暴标准，另有 3 个站达到中等强度标准；③同一次天气过程，引起中国境内有 1 个站达到强沙尘暴标准，另有 5 个以上站达到中等强度标准。

按照以上标准，1954—2002 年的中国北方沙尘暴数据来源于全国 701 个气象观测站的气象纪录月报资料<sup>[19]</sup>；强沙尘暴过程数据来源于全国 681 个气象站的原始地面气象纪录月报资料<sup>[23]</sup>。

### 2.2 分形及相空间重构理论

分形理论由美籍法国数学家 Mandelbrot 在 20 世纪 70 年代中期创立，此后它便迅速成为科学家讨论和运用最热烈的语言。所谓分形是指其组成部分以某种方式与整体相似的形，或者是指在很宽的尺度范围内，无特征尺度却有自相似性或自仿射性的一种现象，其核心是自相似性或自仿射性与标度不变性<sup>[24]</sup>。用来描述分形体系复杂程度，定量表征分形特点的参数是分形维数，常用的分形维数为关联维数。

由于沙尘暴发生的时间序列曲线具有自仿射性，因此在样本空间有限的情况下，利用嵌入理论和重建相空间的思想（G-P 算法），可以通过计算关联维数而得出所选取的时间序列的分形特征。相空间重构的基本思路为：系统中某一状态变量随时间的演化都是由与之相互作用、相互联系的其他状态变量的共同作用而产生的，这些相关变量的信息就隐含在某一分量的时间演化进程中。为重构一个“等价”的状态空间，只需考虑任意一个状态变量的时间演化序列，并将它在某些固定的时间延滞点上作新维处理。这样，可从一个状态变量的时间序列重建吸引子形状<sup>[25]</sup>。

设  $\{x(k); k=1, 2, \dots, N\}$  是观测某一系统得到的时间序列，将其嵌入到  $m$  维欧氏空间  $R^m$  中，得到一个点集  $J(m)$ ，其元素记作

$$X_n(m, t) = \{x(n), x(n+t), \dots, x[n+(m-1)t]\}, \\ n = 1, 2, \dots, N_m$$

式中： $t = k\Delta t$  为时间延滞参数， $\Delta t$  为两次相邻采样的间隔， $k$  为整数； $N_m = N - (m-1)t$ 。从这  $N_m$  个点中任意选定一个参考点  $X_i$ ，计算其余  $N_m - 1$  个点到  $X_i$  的距离

$$r_{ij} = d(X_i, X_j) = \left[ \sum_{l=0}^{m-1} (x_{i+l} - x_{j+l})^2 \right]^{1/2}$$

对所有的  $X_i (n=1, 2, \dots, N_m)$  重复这一过程，就得到关联积分函数

$$C_m(r) = \frac{1}{N_m^2} \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N H(r - r_{ij})$$

式中： $H(r - r_{ij})$  为 Heaviside 函数：

$$H(r - r_{ij}) = \begin{cases} 1 & r - r_{ij} \geq 0 \\ 0 & r - r_{ij} < 0 \end{cases}$$

适当地变换  $r$ , 对于不同的嵌入空间维数  $m$ , 可能存在相应的  $\ln r$  与  $\ln C(r)$  的线性相关区间, 即无标度区间。如果系统具有分形结构特征, 则当嵌入维数  $m$  增大到某一  $m$ , 维后,  $d(m)$  不再随  $m$  的增大而发生有意义的变化, 此时的嵌入维  $m$ , 称为饱和嵌入维, 与  $m$ , 相对应的维数就是关联维数  $d_s$ 。

### 3 中国北方沙尘暴及强沙尘暴过程的时序分形特征

#### 3.1 时间序列分析

由图 1 可知, 近 49 a 来, 我国北方沙尘暴站次数及强沙尘暴过程次数均呈现出不规则的波动变化

态势。对于沙尘暴事件来说, 20 世纪 50 年代呈不断增长的态势; 60 年代上下波动较大, 但与 50 年代相比减少的趋势明显; 70 年代又呈现出不断增长的态势, 其中 1978 年出现最高值; 1978 年以后呈现出不断减少的态势, 到 1997 年出现最低值, 其后中国北方沙尘暴的发生频率又开始不断增加。对于强沙尘暴过程来说, 20 世纪 50 年代较为频繁, 呈现出不断增长的态势, 并且在 1959 年达到 11 次, 为近 49 a 的最高值; 60 年代在波动中呈减少的态势, 70 年代又呈增长态势; 80 年代减少态势较为明显; 90 年代发生频率最小, 平均每年仅 2.9 次, 其中, 1991 年仅为 1 次, 为近 49 a 的最低值, 但 1997 年以后又呈现出增长的态势。可见, 我国北方地区沙尘暴及强沙尘暴事件具有近似一致的变化态势, 即自 20 世纪 50 年代以来呈逐渐减少, 但近期又相对增多的变化趋势。

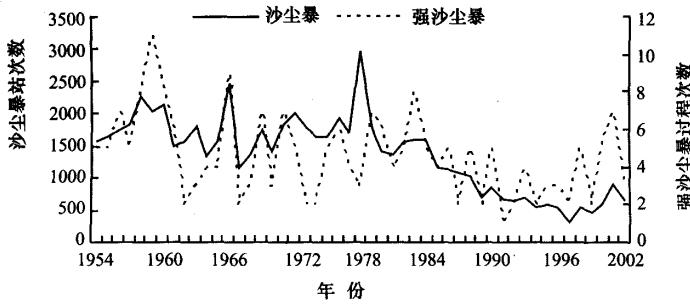


图 1 1954—2002 年中国北方沙尘暴站次数及强沙尘暴过程次数年际变化

Fig. 1 Inter-annual variations of dust-storm times and severe dust-storm times in Northern China from 1954 to 2002

#### 3.2 分形特征分析

根据嵌入理论和重建相空间的思想, 利用 1954—2002 年间我国北方沙尘暴及强沙尘暴过程的时间序列数据, 分别计算并得出两时间序列的  $\ln r$  与  $\ln C(r)$  的关系曲线(图 2、图 3)。从图上可以看出, 对于不同的嵌入空间维, 均存在相应的无标度区间。利用最小二乘法原理, 对明显的线性区段进行拟合, 获得相应的线性方程, 则该线性方程的斜率即为相应嵌入空间维下的关联维数。由图 4 可知, 当嵌入空间维数  $m \geq 10$  时, 沙尘暴事件的时间序列的关联维数趋于稳定, 与饱和嵌入维相对应的关联维数  $d_s$  为 2.64; 当嵌入空间维数  $m \geq 11$  时, 强沙尘暴事件的时间序列的关联维数趋于稳定, 与饱和嵌入维相对应的关联维数  $d_s$  为 3.34。由于  $d_s$  均大于 2, 且是非整数, 从而表明我国北方沙尘暴及强沙尘暴过程的时间序列存在分形特征, 它们在相空间中的运动

是混沌运动<sup>[26]</sup>。沙尘暴时间序列所反映的动力系统的有效自由度数目为 10 个, 而要恰当描述其变化特征, 进行动力系统建模, 至少需要 3 个状态变量; 强沙尘暴过程时间序列所反映的动力系统的有效自由度数目为 11 个, 而要恰当描述其变化特征,

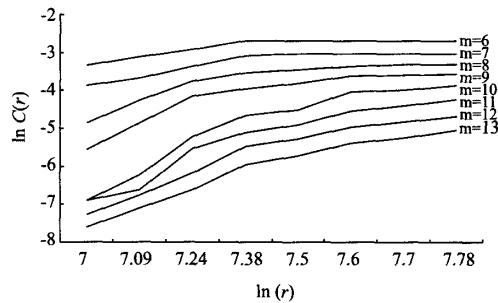


图 2 沙尘暴  $\ln C(r) \sim \ln r$  双对数曲线

Fig. 2 The  $\ln r \sim \ln C(r)$  graph of dust-storms in Northern China

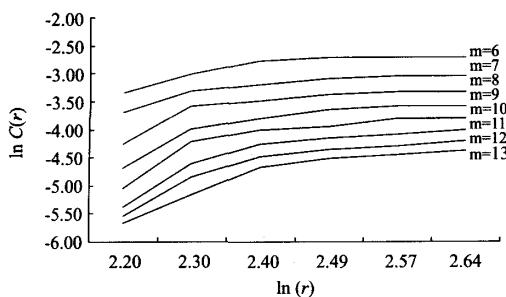


图3 强沙尘暴  $\ln C(r) \sim \ln r$  双对数曲线  
Fig. 3 The  $\ln r \sim \ln C(r)$  graph of severe dust-storms in Northern China

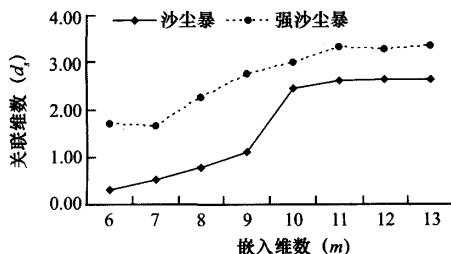


图4 嵌入维数  $m$  与关联维数  $d_r$  的关系  
Fig. 4 Relation between embedding dimension ( $m$ ) and correlative dimension ( $d_r$ )

进行动力系统建模，至少需要4个状态变量<sup>[27]</sup>。

## 4 中国北方沙尘暴及强沙尘暴过程的趋势预测

### 4.1 可预报时间尺度

动力系统的可预报性通常是用初始误差随时间的增长来描述的，如果一个动力系统的趋势与时俱增，则可认为该系统的长期行为是不可预测的<sup>[28]</sup>。Kolmogorov 熵，是动力系统中相空间轨道分裂数目渐进增长率的一种量度<sup>[29]</sup>，它是判断系统是否混沌的一个物理量，也是判断混沌系统平均可预报时间的一个物理量<sup>[30]</sup>。根据前文求出的关联积分函数，用 G-P 方法计算 Kolmogorov 熵为：

$$k = \frac{1}{\tau} \ln \frac{C_m(r)}{C_{m+1}(r)}$$

式中： $\tau$  是时间延滞参数； $C_m$  是嵌入维数为  $m$  时的  $C(r)$  值； $C_{m+1}(r)$  是嵌入维数为  $m+1$  时的  $C(r)$  值。在计算中通常将  $k$  随  $m+1$  变化的稳定值作为  $k$  的估计值。对于有序系统， $k=0$ ，表示该系统能完全准确预测；对于随机系统， $k=\infty$ ，表示能做统计平均值

预测；当  $k$  等于某一有限值时，则表明该系统是混沌系统，其混沌程度随  $k$  值的增加而增大，这时只能作短期预测，并且该系统的平均可预报时间尺度为  $1/k^{[31]}$ 。从我国北方沙尘暴及强沙尘暴事件时间序列的  $k$  与  $m+1$  的变化关系（图5）可以看出，沙尘暴时间序列的  $k$  值随  $m+1$  变化不大，并且当  $m+1 \geq 11$  时， $k$  值的变化趋于稳定，近似为 0.1322，说明其平均可预测时间尺度为 7~8 a；强沙尘暴时间序列的  $k$  值随  $m+1$  的增大而逐渐减小，当  $m+1 \geq 12$  时， $k$  值的变化趋于稳定，近似为 0.1142，说明其平均可预测时间尺度为 8~9 a。

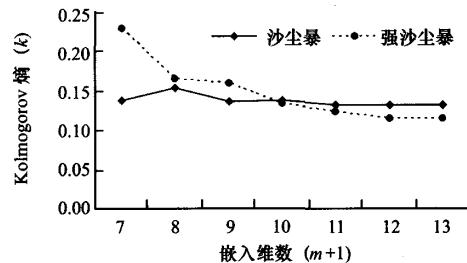


图5 Kolmogorov 熵( $k$ ) 与( $m+1$ ) 的关系  
Fig. 5 Relation between Kolmogorov entropy ( $k$ ) and value ( $m+1$ )

### 4.2 R/S 分析方法

R/S 分析的基本思想<sup>[32]</sup>是，改变所研究对象时间尺度的大小，研究其统计特性变化规律，从而可以将小尺度的规律用于大时间尺度范围，或者将大时间尺度得到的规律用于小尺度。基本的方法是：有一时间序列  $\{\xi(t)\}$ ， $t=1, 2, \dots$ ，对于任意正整数  $\tau=1$ ，定义：

均值序列

$$\langle \xi \rangle_\tau = \frac{1}{\tau} \sum_{t=1}^{\tau} \xi(t) \quad \tau = 1, 2, \dots$$

累积离差

$$X(t, \tau) = \sum_{u=1}^t (\xi(u) - \langle \xi \rangle_\tau) \quad 1 \leq t \leq \tau$$

极差

$$R(\tau) = \max_{1 \leq u \leq \tau} X(t, \tau) - \min_{1 \leq u \leq \tau} X(t, \tau) \quad \tau = 1, 2, \dots$$

标准差

$$S(\tau) = \left\{ \frac{1}{\tau} \sum_{t=1}^{\tau} [\xi(t) - \langle \xi \rangle_\tau]^2 \right\}^{1/2} \quad \tau = 1, 2, \dots$$

研究发现，如果存在如下标度关系

$$R/S \propto \left( \frac{\tau}{2} \right)^H$$

则说明所分析的时间序列存在 Hurst 现象,  $H$  为 Hurst 指数。赫斯特等人曾证明<sup>[32]</sup>关联函数

$$C(t) = 2^{2H-1} - 1$$

$C(t)$  反映了事物发展的未来状态与过去的相关特性, 并且当  $H=0.5$ ,  $C(t)=0$ , 未来状态与过去无关; 当  $H>0.5$  时,  $C(t)>0$ , 未来与过去呈正相关, 并且  $H$  偏离 0.5 越远, 这种相关性就越明显; 当  $H<0.5$  时,  $C(t)<0$ , 未来与过去呈负相关性。

#### 4.3 趋势预测

根据沙尘暴及强沙尘暴过程的平均可预报时间尺度, 分别把两时间序列划分为 6 个和 5 个时间段, 并进行 R/S 分析, 得到它们的 Hurst 指数, 如表 1、表 2 所示。由表 1 可知, 1954—1961 年的我国北方沙尘暴事件的 Hurst 指数大于 0.5, 说明未来 7~8

a 内(即 1962—1969) 沙尘暴事件的变化趋势与这一时期相一致; 同理, 1970—1977 年沙尘暴的变化趋势与 1962—1969 年相反; 1978—1985 年的变化趋势与 1970—1977 年相反; 1986—1993 年的变化趋势与 1978—1985 年相反; 1994—2001 年的变化趋势应与 1986—1993 年相同; 2002—2009 年的变化趋势应与 1994—2001 年相反。由表 2 可知, 1954—1962 年我国强沙尘暴事件的 Hurst 指数大于 0.5, 说明未来 8~9 a 内(即 1963—1971) 强沙尘暴事件的变化趋势与这一时期相同; 同理, 1972—1980 年强沙尘暴的变化趋势与 1963—1971 年相反; 1981—1989 年变化趋势与 1972—1980 年相反; 1990—1998 年变化趋势与 1981—1989 年相反; 1999—2007 年变化趋势应与 1990—1998 年相反。

表 1 1954—2002 年我国北方沙尘暴事件的 Hurst 指数

Tab. 1 Hurst exponent of dust-storm event sequences during 1954—2002 in Northern China

时间段	1954—1961	1962—1969	1970—1977	1978—1985	1986—1993	1994—2001
Hurst 指数	0.56889	0.35629	0.348	0.44133	0.58929	0.40639

表 2 1954—2002 年我国北方强沙尘暴事件的 Hurst 指数

Tab. 2 Hurst exponent of severe-dust-storm event sequences during 1954—2002 in Northern China

时间段	1954—1962	1963—1971	1972—1980	1981—1989	1990—1998
Hurst 指数	0.5204	0.2693	0.4521	0.4416	0.4732

根据可预报时间尺度, 分别将近 49 a 来中国北方沙尘暴及强沙尘暴过程各时段发生次数与变化趋势表示出来(图 6, 图 7)。由图 6 可知, 1954—1961 年, 1962—1969 年, 1978—1985 年这三个时间段内的沙尘暴事件均呈现出先增加后减少的趋势; 而 1970—1977 年, 1986—1993 年, 1994—2001 年这三个时间段则相反, 均呈现出先减少后增加的趋势。由图 7 可知, 1954—1962 年, 1963—1971 年, 1981—1989 年这三个时间段内的强沙尘暴事件均呈现出

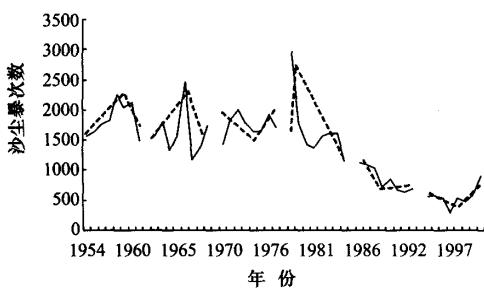


图 6 近 49 a 沙尘暴发生次数(实线)与变化趋势(虚线)

Fig. 6 The occurrences and changing trend of dust-storm in recent 49 years in Northern China

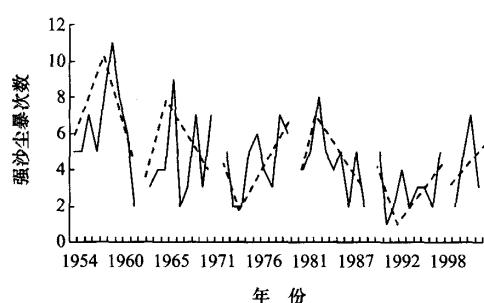


图 7 近 49 a 强沙尘暴发生次数(实线)与变化趋势(虚线)

Fig. 7 The occurrences and changing trend of severe-dust-storm in recent 49 years in Northern China

先增加后减少的趋势; 而 1972—1980 年, 1990—1998 年这两个时间段则相反, 均呈现出先减少后增加的趋势。这种现象刚好与前面 Hurst 指数所揭示的趋势相吻合, 从而说明 Hurst 指数能够较好的表征我国北方沙尘暴及强沙尘暴事件的发生规律。因此, 可以根据 Hurst 指数来推断未来相应时段内我国北方沙尘暴及强沙尘暴事件的变化趋势。根据 1994—2001 年间沙尘暴事件的 Hurst 指数及其变

化趋势可以预测,2002年以后的7~8 a内,我国北方沙尘暴事件将具有先增加后减少的趋势;根据1990—1998年间强沙尘暴事件的Hurst指数及其变化趋势可预测,1999年以后的8~9 a内,我国北方强沙尘暴过程也2007年变化趋势应与1990—1998年相反。

## 5 结论

借助于分形理论,通过对1954—2002年中国北方720个气象站的沙尘暴观测资料和681个气象站的强沙尘暴过程观测资料进行分析发现:我国北方地区沙尘暴及强沙尘暴事件具有近似一致的变化态势,即自20世纪50年代以来呈逐渐减少,但近期又相对增多的变化趋势。我国北方沙尘暴及强沙尘暴过程的时间序列具有分形特征,其关联维数分别是2.64和3.34,说明要恰当描述其变化特征,进行动力系统建模,分别至少需要3个和4个状态变量。沙尘暴与强沙尘暴事件的平均可预测时间尺度分别为7~8 a和8~9 a。Hurst指数能够较好的表征我国北方沙尘暴及强沙尘暴事件的发生规律。根据Hurst指数及其变化趋势可以预测,2002年以后的7~8 a内,我国北方沙尘暴事件将具有先增加后减少的趋势;1999年以后的8~9 a内,我国北方强沙尘暴过程也将具有先增加后减少的趋势。从已过去的几年来沙尘暴及强沙尘暴的发生情况看,与实际状况基本一致。

## 参考文献(References):

- [1] 陈晓光,张存杰,董安祥.甘肃省沙尘暴过程的划分及统计分析[J].高原气象,2004,23(3):374—381.
- [2] 李岩瑛,李耀辉.河西走廊东部沙尘暴预报方法研究[J].中国沙漠,2004,24(5):607—610.
- [3] 王式功,董光荣.沙尘暴研究的进展[J].中国沙漠,2000,20(4):349—356.
- [4] 李耀辉.近年来我国沙尘暴研究的新进展[J].中国沙漠,2004,24(5):616—622.
- [5] Qian Weihong, Tang Xu, Quan Linsheng. Regional characteristics of dust storms in China[J]. Atmospheric Environment, 2004, 38:4895—4907.
- [6] Lu Hua, Shao Yaping. Toward quantitative prediction of dust storms: an integrated wind erosion modelling system and its applications[J]. Environmental Modelling & Software, 2001, 16:233—249.
- [7] McTainsh G H, Lynch A W. Quantitative estimates of the effect of climate change on dust storm activity in Australia during the Last Glacial Maximum[J]. Geomorphology, 1996, 17:263—271.
- [8] Orlovsky L, Orlovsky N, Durdyev A. Dust storms in Turkmenistan[J]. Journal of Arid Environments, 2005, 60: 83—97.
- [9] Barnum B H, Winstead N S, Wesely J, et al. Forecasting dust storms using the CARMA-dust model and MM5 weather data [J]. Environmental Modelling & Software, 2004, 19: 129—140.
- [10] Wang Xunming, Dong Zhibao, Zhang Jiawu, et al. Modern dust storms in China: an overview[J]. Journal of Arid Environments, 2004, 58:559—574.
- [11] Natsagdorj L, Jugder D, Chung Y S. Analysis of dust storms observed in Mongolia during 1937—1999[J]. Atmospheric Environment, 2003, 37:1401—1411.
- [12] 黄兆华.我国西北地区历史时期的风沙尘暴[C]//中国沙尘暴研究.北京:气象出版社,1997:31—36.
- [13] 王涛,陈广庭,钱正安,等.中国北方沙尘暴现状及对策[J].中国沙漠,2001,21(4):322—327.
- [14] 丁瑞强,王式功.近45 a我国沙尘暴和扬沙天气变化趋势和突变分析[J].中国沙漠,2003,23(3):306—310.
- [15] 李栋梁,王涛,钟海玲.中国北方沙尘暴气候成因及未来趋势预测[J].中国沙漠,2004,24(3):376—379.
- [16] 董安样,白虎志.河西走廊强和特强沙尘暴变化趋势的初步研究[J].高原气象,2003,22(4):422—425.
- [17] 马力文,赵光平.夏盐池地区沙尘暴发生特征的统计分析[J].中国沙漠,2004,24(2):218—222.
- [18] 王式功,董光荣,杨德保,等.中国北方地区沙尘暴变化趋势初探[J].自然灾害学报,1996,6(2):31—37.
- [19] Wang Shigong, Wang Jinyan, Zhou Zijiang, et al. Regional characteristics of three kinds of dust storm events in China [J]. Atmospheric Environment, 2005, 39:509—520.
- [20] 钱正安,贺慧霞,瞿章,等.我国西北地区沙尘暴的分级标准和个例谱及其统计特征[C]//中国沙尘暴研究.北京:气象出版社,1997:28—31.
- [21] 张广兴,李霞.沙尘暴观测及分级标准研究现状[J].中国沙漠,2003,23(5):586—591.
- [22] Zhou Zijiang, Wang Xiwen. Analysis of the severe group dust storms in eastern part of Northwest China[J]. Journal of Geographical Sciences, 2002, 12(3):357—362.
- [23] 周自江,章国材.中国北方的典型强沙尘暴事件(1954—2002)[J].科学通报,2003,48(11):1224—1228.
- [24] 仪垂祥.非线性科学及其在地学中的应用[M].北京:气象出版社,1995:226—241.
- [25] 周寅康,包浩生.淮河流域洪涝变化吸引子维数研究[J].地理科学,1998,18(4):362—367.
- [26] Eckmann J P. Ergodic theory of chaos and strange attractors [J]. Rev Mod Phys, 1985, 57(3):617—656.
- [27] 赵晶,徐建华.河西走廊沙尘暴频数的时序分形特征[J].中国沙漠,2003,23(4):415—419.
- [28] 谢正栎,张永勤.淮河流域洪水的分形特征及可预报时间研究[J].南京大学学报(自然科学版),2003, 39(1):113—119.
- [29] Procaccia I G. Estimation of the Kolmogorov entropy from a chaotic signal[J]. Physical Review A, 1983, 28:2591—2593.

- [30] 周寅康,王腊春.淮河流域洪涝变化的混沌特征[J].自然灾害学报,1999,8(1):42—47.
- [31] 刘东林,帅典勋,吴晓江.基于相空间重构的计算机网络的动态力学特性分析[J].计算机工程与应用,2001,37(21):57—59,
- [32] 陈颙,陈凌.分形几何学[M].北京:地震出版社,1998:138—145.

## Fractal Characteristics and Trend Forecast of Dust-Storms and Severe-Dust-Storms in Northern China

YIN Xiao-hui<sup>1</sup>, WANG Shi-gong<sup>2</sup>

(1. Beijing Meteorological Bureau, Beijing 100089, China; 2. School of Atmospheric Sciences, Lanzhou University, Lanzhou 730000, China)

**Abstract:** Dust-storm is a kind of common harmful weather phenomenon. A lot of domestic and international experts and scholar have paid close attention to the prediction of them due to the high frequency and severe calamity of dust-storms. This paper first reviewed the international progress of relevant research, and then analyzed the fractal characteristics of dust-storms and severe-dust-storms in recent 49 years in Northern China according to the observed data from 1954 to 2002. Finally, we used the R/S analytical method to predict the variation tendency of them. The results showed that the dust-storm and severe-dust-storm events have an approximate unanimous variation tendency; namely, the occurrence of dust-storm and severe-dust-storm reduced gradually since 1950s but increased relatively in recent years. The temporal sequences of dust-storms and severe-dust-storms in Northern China have fractal characteristics. The correlative dimensions are 2.64 and 3.34, and the average predictable periods are 7~8 years and 8~9 years respectively. The Hurst indexes can reflect the rules of dust-storms and severe-dust-storms in Northern China very well. According to the indexes and the variation tendency of dust-storm and severe-dust-storm, we can predict that the occurrence of dust-storm in Northern China will increase first and reduce next from 2002 to 2010 and the occurrence of severe-dust-storms will have a similar trend from 1999 to 2008.

**Keywords:** dust-storm; fractal theory; phase space reconstruction; forecasting time scale; R/S analysis