

么枕生 主编

气候学研究

——统计气候学

气象出版社

气候学研究

——统计气候学

么枕生 主编

气象出版社

内 容 简 介

本书实际是一个论文集，这是国际上反映最新研究成果的常用形式。论文内容涉及面十分广泛，其中论著既有我们自己的，也有引进的，既有理论，也有应用，既有诊断分析，也有预报实践。这些理论结合实际的重要内容可供气候、地理、地质、地貌、水文、农业以及其他科学领域中研究与业务人员参考，也可用于高校教师丰富教材、学生选作课外读物。更重要的是各有关科学技术可用本书内容为参考去作好各种专业的长期预报，为农业增产、减轻自然灾害服务。

本书是气候学研究丛书的第二辑，第一辑《气候学研究——天地生相互影响问题》已于1989年8月由气象出版社出版。

气候学研究丛书

第一辑：气候学研究——“天、地、生”相互影响问题。纪念么枕生教授从事气象工作和执教50周年专辑，邹进上主编。已于1989年8月由气象出版社出版。

第二辑：气候学研究——统计气候学。么枕生主编，1991年4月由气象出版社出版

气候学研究——统计气候学

么枕生 主编

责任编辑 顾仁俭

气象出版社出版

(北京西郊白石桥路46号)

国防科工委印刷厂印刷

新华书店总店科技发行所发行 全国各地新华书店经销

*

开本：787×1092 1/16 印张：12.375 字数：306千字

1991年4月第一版 1991年4月第一次印刷

印数：1—1200 定价：9.05元

ISBN 7-5029-0554-5/P·0318

序 言

气候的形成与演变非常错综复杂，除有大气系统的内部因素外，还有地表环境、地球内部影响以及宇宙星体、日地空间环境等外部因素。这些影响气候的各个系统本身既在某种程度上具有不规则性变化，彼此还有耦合、反馈与重叠、交换过程。本人曾于1987年初倡议发展“天-地-生气候学”去研究这一错综复杂气候问题。这一倡议是在邹进上教授主编的《气候学研究——“天、地、生”相互影响问题》（纪念么枕生教授从事气象工作和执教50周年专辑）一书中正式发表了。这种天-地-生相互影响因素所形成这样的气候现象，必然反映到气候要素成为随机变量。概率论与统计理论正是研究这一随机现象的科学，统计气候学必然成为分析与预报气候现象的有力工具。中外气候预报（长期预报）至今仍沿用正在迅速发展的统计理论也正说明统计气候学的重要性。

我们固然可先用统计理论客观分析与预报气候变化的复杂现象，然后用物理机制说明其统计意义，当然也可以先分析其物理机制，作为统计分析的物理基础，或者二者结合起来去研究气候问题。但是，本书的重点是前者。统计气候学的内容非常广泛，包括有统计气候学与气候统计学的两种并不尽同的概念，前者是以气候学为主去应用统计理论与预报气候现象，后者是以统计学为主去研究适合于气候分析与预报的统计理论。在本书中，上面两种统计气候学的概念都有。

最近发展了具有吸引子的非线性动力学，研究在一个结构不稳定点上可以出现分叉（具有平衡态、周期性与混沌运动的系统分叉）。分叉又可分为两种，即突变分叉与微变分叉。非线性系统虽可用于较为单纯的天气学中，但用于研究长年变化的气候问题就有困难，其基本难点是在气候问题中并非同一系统逐年一直连续变化，所以非线性动力学中的一重要定理 Ruelle-Takens-Newhouse 定理就不能在气候学中应用于谱分析。更复杂的是气候内部与外部影响因素的数目与程度可以各年变化多端，结合各异，使逐年的气候结构本身形成不同，而且是有外在的趋势变化。虽然在非线性动力系统中吸引子的概念作为指导，但是用有强迫耗散项的气候动力模式去预报气候分叉仍是困难的，因为气候分叉（或转折）本身由于气候形成错综复杂，是因时因地随机变化，而且变化多端，难以掌握。但是，在统计气候学中，我们可以把逐年气候结构简化，把气候记录化为二分变量，援非线性系统的概念用门限游程自回归模式，去预报旱涝年分叉趋势已取得显著成效。

统计气候学中极值理论就是研究较长准周期所反映的灾害性旱涝（或热冷）。某年的旱涝可以是某种天气系统频繁出现或徘徊少动所造成的，也可以是多种天气系统重叠出现所造成的。更复杂的就是除有多年不遇的突变灾害性旱涝以外，还有长年不遇、渐变的连年灾害性旱涝。这些特大灾害性旱涝问题就是天-地-生气候学中的问题。只在大气环流本身内部提取信息是难以解决这个问题的，因为异常天气环流本身就是异常气候。为了预测这些特大灾害性旱涝，在目前只有用统计理论根据现有气候资料研究其分布特征，结合天-地-生气候学的研究成果，去推测其出现的可能性。这个特大灾害性旱涝预测的彻底解决，固有待于气候资料的很大增长，但仍可借助于地质时代气候资料的研究，因为地质时间尺度的周期振荡

(回旋)仍在参与未来世纪气候的如何转折。如果时间尺度扩大,这个天-地-生气候学中气候推测问题,仍可用门限游程自回归模式去解决。目前国内外纷纷研究引起地球温度不断增高的温室效应问题。这个问题本身就是天-地-生气候学中的课题。地质时间尺度的周期振荡更加强了统计理论在天-地-生气候学中的重要性。

本人仅因在气候学的教学与研究中较早认识了统计理论在气候学研究中的重要性,并经50年的努力与推动才在我国用本书作为开创统计气候学这一气候学领域的新里程碑。在这个领域上,除已有四次国际统计气候学术会议论文集外,像这样以书形式出现的论文集在国际上还是仅有的。但是,统计理论的发展愈来愈快,而且其牵涉的基础也愈来愈广,同时气候学也在发展。今后如何使统计气候学这门边缘科学在我国更快地发展下去,除大力启发更多气候学领域内的青年人们,在已有的基础上作出更大贡献外,还要号召应用数学领域内的统计理论家们投入到这个领域的研究中,两者相辅相成,彼此渗透,才能使统计气候学得以日新月异,蓬勃发展下去。我国在非线性时间序列理论用于气候分析与气候预报(长期预报),得以作出优异成绩,就是用上述方式发展这个边缘科学的楷模。本人坚信统计气候学会永远是解决气候问题的有力工具,所以希望今后要以本书作为发展我国统计气候学的新起点,集中全国更多的力量,不断撰写出更多更新的统计气候学论著。

么枕生于南京大学大气科学系

1990年1月24日

目 录

(一) 统计分析理论与应用

- 功率谱分析中的气候周期是叠加周期.....么枕生 (1)
- 上海年降水量的准周期振动特征.....屠其璞 (9)
- 投影寻踪方法及其在气象中的应用.....史久恩、常 红 (16)
- 一种新的谱估计方法—— G 谱估计.....项静恬 (26)
- 天气气候状态转折规律的统计学探讨.....丁裕国 (40)
- ✓北太平洋海温场与华东地区气温场之间的典型相关及响应函数.....卢文芳 (50) Δ
- 用三维EOF分析中国大陆降水特征.....苏炳凯、徐桂玉、符淙斌 (59)
- 我国东部地区极值日降水量的分布模式及其特征.....王晓芙 (69)
- 功率谱分析中一些问题的理论处理.....么枕生 (78)

(二) 统计模式的拟合与试验

- 气候预测模型的若干试验、研究.....姚棣荣 (87)
- 中国夏季月降水量概率分布模式的研究.....丁裕国、程炳岩 (94)

(三) 统计预报理论与应用

- 线性回归诊断及其在降水量长期预测中的应用.....姚棣荣 (104)
- 卡尔曼滤波方法及其在天气气候分析与预报中的应用.....项静恬 (114)
- 指数修匀模式、门限指数修匀模式及其对气候预报的应用.....李翠华、么枕生 (123)
- 长江中下游地区逐月降水分布的预报.....胡瑞金 (134)

(四) 统计/动力预报

- 淮河流域汛期候降水量的统计-动力预报.....马开玉、王 强 (140)
- 用共轭方程理论作气温异常长期预报的初步研究.....梁佳兴、王得民 (145)

(五) 气候分布参数的统计分析

- 我国降水量统计特征数的地理分布和季节变化.....江 静 (155)
- 中国境内旱涝年转折周期的统计特征.....毛秀凤、么枕生 (165)

(六) 气候资料的插补与重建

- 气象资料插补试验.....周家斌、尹秀兰 (174)
- 根据代用资料重建中国五百年降水记录.....陆 巍 (182)

功率谱分析中的气候周期是叠加周期

么枕生

(南京大学大气科学系)

提 要

本文用两种模式去拟合气候时间序列,即简单气候振荡模式与复合气候振荡模式。后者是把气候时间序列分解为不同的子序列,每种子序列所对应的天气气候型都有其自己振荡周期。前者是把各种子序列结合一体的模式。根据这两种模式都证明了应用功率谱所分析出的周期是叠加周期。除应用人工记录证明这个观点外,还用气候学中所找出一些常见周期的特征去证明作者的观点。这样,我们认为叠加周期(准周期)不便作为气候预报的根据。

一、引 言

自傅里叶定理发表近 200 年来,很多重要计算问题已应用了傅里叶变换或与其相关的功率谱。现在二者已成为一般方法学,在数值化科学研究中称为傅里叶方法或谱分析方法。这就是把傅里叶变换应用于相关函数中。在各个科学领域内凡涉及到具有时间与空间重复变化的信号,都广泛应用了傅里叶方法。尤其在近 40 年来谱分析方法已广泛应用于气象学的各个领域。

谱分析技术应用于气象学中是 Panofsky (1953) 研究湍流谱开始的,以后这个技术在气象学中的应用已愈来愈广泛,又应用于气候学的问题中。Panofsky 与 Brier (1958) 认为由随机的短记录所计算的谱经过平滑,是代表无限长期记录所计算谱的估计量。他们认为谱曲线上的显著最高与最低对于预报很重要,就是那些不明显的峰值与谷值也是如此。Bryson 与 Dutton (1961) 更把功率谱应用于树木年轮与纹泥。Ward 与 Shapiro (1961) 又在天气气候学上作了气象学的周期研究。长期预报的动力处理目前尚有困难,所以这种预报技术常采用多种方法的组合,其中就有循环与振荡的研究。在我国除功率谱应用的许多论文外,更有许多专著发表。作者 (1990) 有专文去作介绍,在这里不必详述。

谱分析应用于气候学中的目的就是要根据气候时间序列计算谱密度函数,去描述时间序列中具有不同频率振荡的概率分布。谐波分析是谱分析的特殊情况。根据傅里叶级数去作谐波分析时,乃设 T 为基本周期,其他周期都为基本周期的整数分数。在推导谱分析中的傅里叶变换时,我们首先要看解析函数是否满足狄利克雷条件。当然对观测资料而论,就没有这个问题。在满足狄利克雷条件下,如基本周期 $T \rightarrow \infty$, 则傅里叶级数变为傅里叶积分,最后用傅里叶变换分析任何不同长度的周期。为了修匀谱的估计量必须利用时间窗,但是为了配合已有资料只能选取有限的数据窗,而真实谱是在无限积分区间求得的,所以修匀后的谱并非真实谱,只是卷积积分而已。应用数据窗的结果,振幅谱与相位谱都可受到歪曲,还有另外不应有的现象出现。为寻求真实谱曾提出不同的方法。

在气候时间序列中除趋势外还有两种分量,一种是因气候特征而形成的周期分量;另一种

是因随机天气变化而形成的纯粹随机分量(白噪声)。周期分量又分为有规律的周期分量(谐波)与无规律的周期分量(准周期)。谐波具有已知确定周期,而准周期具有未知随机周期。年平均记录或历年同月的平均记录消掉了已知的谐波,但仍有未知的准周期振荡。有些作者认为功率谱是分析周期的最好工具,并把相关图上所反映的周期混为一谈(Stringer,1972; Barry and Perry, 1973)。么枕生(1989)把记录中无规律的周期分量称为组成周期,认为功率谱中所反映的周期是组成周期的叠加周期。相关图所反映的周期就是组成周期。转折周期与参数组成周期都是另外形式的组成周期(么枕生, 1989)。

叠加(准)周期必然由于随机抽样具有变化,所以准周期是在某种范围内随机变化的周期。这是由一些振幅、频率与相位随机变化的组成周期在频率尺度上叠加的结果。因为组成周期本身就是随机出现的,所以在某种频率上所找出的叠加周期必然随记录的长短与时段的不同而不同,甚或有歪曲甚至虚假周期,因而谱分析结果不能用于周期外推预报,也难用某些准周期为预报因子用回归方程去作预报,因为回归方程也是外推预报。Jones(1964)早已提出由自回归谱反算自回归模式的参数后,再用此模式进行预报就是这个观点。

准周期是叠加周期的概念是可以从时间函数用傅里叶级数模拟,再用谱的概念直观理解出来。这概念已用谱分析的参数处理方法证明过(么枕生, 1989)。现在本文更用谱分析的非参数处理方法,用数学式表明这个叠加周期的概念。如果准周期是由很多频率不同的广义谐波(振动波)叠加出来的,那么这种周期可变化于组成周期附近,且波长愈长,其谱值愈大,用AR谱所求得的线性变换周期就无后面缺点(么枕生, 1989)。

二、在简单气候振荡模式中的周期叠加

现在把代表时间序列的函数 $f(t)$ 称为时间函数,根据傅里叶定理,一个具有基本周期 T 的时间函数,在满足狄利克雷条件下可用无限傅里叶级数代表:

$$f(t) = a_0 + \sum_{n=1}^{\infty} (a_n \cos n\omega t + b_n \sin n\omega t) \quad (1)$$

设

$$\left. \begin{aligned} n\omega &= \omega_n = \frac{2n\pi}{T} \\ \Delta\omega &= \omega_n - \omega_{n-1} = \frac{2\pi}{T} \end{aligned} \right\} \quad (2)$$

于是,把傅里叶系数的表达式代入(1)后,根据(2)在 $T \rightarrow \infty$ 的条件下可把(1)变换为傅里叶积分:

$$f(t) = \frac{1}{\pi} \int_0^{\infty} d\omega \int_{-\infty}^{\infty} f(\lambda) \cos[\omega(t-\lambda)] d\lambda \quad (3)$$

这里以哑变数 λ 代替变量 t ,且 $\Delta\omega$ 可写如 $d\omega$,离散变量 ω_n 可写成连续变量 ω 。

仿(1)中的傅里叶系数,规定

$$\left. \begin{aligned} a_k &= \int_{-\infty}^{\infty} f(\lambda) \cos \omega_k \lambda d\lambda \\ b_k &= \int_{-\infty}^{\infty} f(\lambda) \sin \omega_k \lambda d\lambda \end{aligned} \right\} \quad (4)$$

且用下式规定 φ_k :

$$\left. \begin{aligned} \sin \varphi_k &= -b_k / [a_k^2 + b_k^2]^{\frac{1}{2}} \\ \cos \varphi_k &= a_k / [a_k^2 + b_k^2]^{\frac{1}{2}} \\ \tan \varphi_k &= -b_k / a_k \end{aligned} \right\} \quad (5)$$

这里的下标 k 作为随机变量的指示。再根据(5)可把(3)变换为

$$f(t) = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{\infty} g(\omega) e^{i\omega t} d\omega \quad (6)$$

这是因为

$$\begin{aligned} g(\omega) &= |g(\omega)| e^{i\varphi_k} = (a_k^2 + b_k^2)^{\frac{1}{2}} e^{i\varphi_k} \\ &= a_k - ib_k \end{aligned} \quad (7)$$

由于

$$a_k - ib_k = \int_{-\infty}^{\infty} f(t) (\cos \omega t - i \sin \omega t) dt$$

从(7)可写出

$$g(\omega) = \int_{-\infty}^{\infty} f(t) e^{-i\omega t} dt \quad (8)$$

式(8)与(6)就称为傅里叶变换对。

功率谱为

$$|g(\omega)|^2 = \left[\int_{-\infty}^{\infty} f(t) e^{-i\omega t} dt \right]^2 \quad (9)$$

设拟合时间函数 $f(t)$ 如下:

$$f(t) = \sum_{k=1}^M (a_k \cos \omega_k t + b_k \sin \omega_k t) \quad (10)$$

这里的 ω_k 是具有式(2)变换的离散随机变量。式(10)现称为简单气候振荡模式,把(10)代入(9)后,则

$$f(\omega) = |g(\omega)|^2 = \left[\int_{-\infty}^{\infty} \sum_{k=1}^M (a_k \cos \omega_k t + b_k \sin \omega_k t) (\cos \omega t - i \sin \omega t) dt \right]^2$$

根据正交关系,可求得

$$f(\omega) = \left[\sum_{k=1}^M (a_k - ib_k) \right]^2$$

于是,根据(7)可写成:

$$f(\omega) = \left[\sum_{k=1}^M g(\omega_k) \right]^2 = \sum_{k=1}^M |g(\omega_k)|^2 = \sum_{k=1}^M f(\omega_k) \quad (11)$$

这里假设谱密度都是正的,而且彼此独立。由(11)可知:根据时间函数 $f(t)$ 所计算的功率谱就是 M 个不同频率的组成功率谱 $f(\omega_k)$ 叠加而成的。这个结果相当于 M 个不同组成谐波叠加而成的。组成谐波和从AR模式推导的结果是一致的,即式(10)中各个谐波项就是求解AR模式所求得各谐波项;式(11)所代表功率谱就近似于AR谱。

三、在复合气候振荡模式中的周期叠加

我们可以认为气候振荡是天气变化与天气气候变化中短波、长波与超长波的叠加结果。

逐日天气系统虽然复杂，但是由于逐月以及逐年平均天气系统所叠加的天气气候系统已经简化，这就可以表示出某种平均天气气候是否盛行。因为西风指数循环过程不只和中纬度斜压情况以及锋面气旋有联系，更和冬季极地涡旋与极地高压建立、演变、转化或崩溃有联系，所以同一纬向或经向天气气候型式还具有副型。夏季南亚高压、伊朗高压以及北非高压的东西与南北振荡过程，不只是中低纬度天气气候型的重要型式，而且和中纬度天气气候型具有相互作用，使中纬度纬向天气气候型还具有相应的副型。南方涛动与 El Niño 现象也会使热带-副热带天气气候系统发生振荡，甚或影响到北半球中纬度上的超长波。总之，在组成逐年气候变化的气候系统虽可多端，但仍可按时间尺度与空间尺度划分为若干气候型类。不同的气候型类就有不同的周期源。更要注意的，就是不管什么样周期源所强迫的周期振荡都是瞬时振荡或准瞬时振荡，其振幅与相位都有变化。这样我们就有理由把形成不同周期源的气候时间函数分别用 $f_j(t)$ ($j=1, 2, \dots, L$) 代表，各地区对应于不同周期源的不同 $f_j(t)$ ，无论在性质上或数量上未必尽同。对同一地区的不同 $f_j(t)$ 可以分别作谱分析。这就是把功率谱解剖为不同周期源所形成的功率谱分量。

根据上面的概念，气候时间函数可写如下列形式的复合气候振荡模式：

$$f(t) = f_1(t) + f_2(t) + \dots + f_L(t) \quad (12)$$

现在设在不同时间函数 $f_j(t)$ 对应的不同周期源中组成周期各有其本身的概率分布函数。仍设 ω 为随机变量，各 $\omega_1, \dots, \omega_L$ 是独主的，并设

$$\omega t = \omega_1 t + \varphi_1 = \omega_2 t + \varphi_2 = \dots = \omega_L t + \varphi_L$$

其中 $\varphi_1, \varphi_2, \dots, \varphi_L$ 为各个天气气候型的相位。取 (12) 的傅里叶变换，则

$$\begin{aligned} \int_{-\infty}^{\infty} f(t) e^{-i\omega t} dt &= \int_{-\infty}^{\infty} f_1(t) e^{-i\omega t} dt + \int_{-\infty}^{\infty} f_2(t) e^{-i\omega t} dt + \dots + \int_{-\infty}^{\infty} f_L(t) e^{-i\omega t} dt \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} f_1(t) e^{-i(\omega_1 t + \varphi_1)} dt + \int_{-\infty}^{\infty} f_2(t) e^{-i(\omega_2 t + \varphi_2)} dt + \dots + \int_{-\infty}^{\infty} f_L(t) e^{-i(\omega_L t + \varphi_L)} dt \end{aligned} \quad (13)$$

$$\begin{aligned} g(\omega) &= \int_{-\infty}^{\infty} e^{-i\varphi_1} f_1(t) e^{-i\omega_1 t} dt + \int_{-\infty}^{\infty} e^{-i\varphi_2} f_2(t) e^{-i\omega_2 t} dt + \\ &\quad \dots + \int_{-\infty}^{\infty} e^{-i\varphi_L} f_L(t) e^{-i\omega_L t} dt \\ &= \sum_{j=1}^L e^{-i\varphi_j} g_j(\omega_j) \end{aligned} \quad (14)$$

功率谱为

$$\begin{aligned} f(\omega) &= |g(\omega)|^2 = \sum_{j=1}^L |g_j(\omega_j)|^2 \\ &= \sum_{j=1}^L f_j(\omega_j) \end{aligned} \quad (15)$$

其中各个 $f_j(\omega_j)$ 遵守 (11)。式 (15) 说明用功率谱分析出的周期就是长气候时间序列中各种组成周期的叠加周期，而且说明在功率谱的计算中已去掉组成波相位的信息，只有组成波振幅的叠加。

式 (15) 中各个时间函数 $f_1(t), \dots, f_L(t)$ 所包括的组成周期具有区域性，各地区 L 并不一致。另外，还有不同气候系统偶然重叠所对应的不同周期源，所以如命 N_j 代表某地第 j 种周

期源所形成波动的次数，其平均长度为 T_i ，则

$$N_1 T_1 + N_2 T_2 + \dots + N_L T_L = T'$$

实际基本周期 T 应小于 T' ，即

$$T < T' \quad (16)$$

时间函数所代表的记录序列因是实函数，所以式(14)应写如

$$g(\omega) = \sum_{i=1}^L \cos \varphi_i g_i(\omega_i) \quad (17)$$

$$f(\omega) = |g(\omega)|^2 = \left| \sum_{i=1}^L \cos \varphi_i g_i(\omega_i) \right|^2 \leq \sum_{i=1}^L |\cos \varphi_i|^2 \sum_{i=1}^L |g_i(\omega_i)|^2 \quad (18)$$

这个结论也正和(16)相符合的。

四、准周期是叠加周期的例证

作者(1989)认为：因为谱分析技术所分析出的周期是叠加的，所以在记录中确有的周期就会难以找出。例如，由

$$f(t) = 4 \sin \frac{2\pi}{5}t + 2 \sin \left(\frac{2\pi}{10}t + 30 \right) \quad (19)$$

人工计算的记录，用功率谱分析就很难分析出式(19)中的10年周期。式(19)中周期10就是基本周期，称为第一个谐波；10是5的2倍，所以周期5就称为第二个谐波。二者都看做是人工记录中的组成周期。

根据式(19)所计算30个人工记录，计算功率谱 $\left(f\left(\frac{k\pi}{m}\right), k=0, 1, \dots, m, m \text{ 为截点} \right)$ 的Hanning估计量，指出6.7年的周期最显著，依次为5年、4年与10年。这个面貌全非的现象，显然是修匀造成的。功率谱的粗估计量能反映出只有两个显著周期： $f_1\left(\frac{4\pi}{10}\right) = 2.8760$ 与 $f_1\left(\frac{2\pi}{10}\right) = 0.9408$ ，但还有一个不太显著2.5年虚假周期 $f_1\left(\frac{8\pi}{10}\right) = 0.5653$ 。现在 we 再看一看叠加过程使原有周期10年与5年变动情况。粗谱估计值总和为3.752。现在10年与5年正规化谱密度应各为 $\frac{0.9408}{3.752} = 0.25$ 与 $\frac{2.8760}{3.752} = 0.76$ 。人工记录的方差为10.336，所以10年与5年的谐波对于方差的贡献各为 $\frac{2}{10.336} = 0.19$ 与 $\frac{8}{10.336} = 0.77$ 。足见10年周期的显著性因叠加过程扩大多了，而5年周期的显著性变化不大。

根据上面的示例，在功率谱叠加过程中，不只可使谱值出现增大与减小现象，还会出现虚假周期。很短的周期因出现频繁，很长周期（低频振荡）因其振荡幅度很大，在功率谱中都能显著。在实际谱分析中是在较短记录中应用窗函数，这就不论振幅谱或相位谱都可被歪曲或平滑，其平滑程度和窗长度有关。窗长度愈短，则平滑效应愈大，因为已经不能代表真实谱，只可称为平均谱或加权谱，用式(19)人工记录的谱分析就说明这个问题。王强(1989)指出¹⁾，在人工记录的功率谱分析中还会有两个周期合并现象，这也是应用谱窗的后果。

1) 王强，谱分析若干问题之分析及其在大气科学中的应用，南京大学1989年博士论文。

现在再看一看用实测记录作功率谱分析的结果。准两年振荡早在1885年为 Clayton在美国发现了。自有功率谱分析方法以后,不只在气象资料中,在其他科学领域中都证实具有这样的周期振荡。黄嘉佑(1988)根据日降水量用交叉谱分析,李兆元等(1989)根据陕西树木年轮、屠其璞(1989)根据平均气温资料应用功率谱分析,也都找出这个准两年振荡。么枕生(1989)用上海(1873—1980)降水资料曾求得转折周期出现概率的估计值为

周期长度	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
出现概率	6.74	6.74	5.07	3.38	2.11	1.27	0.74	0.43	0.23	0.13	0.03

这个计算结果说明2—3年的转折周期最为常见,愈长的转折周期出现的概率愈短。因为大气中以2—3年的组成周期最为频繁,较长周期不易出现,比记录更长的周期还要作为趋势去掉,所以使2—3年周期的谱密度较大,应用功率谱就这样确定出准两年振荡。Poulter(1962)与Davis(1967)更试用两年循环去预报英国未来夏季天气情况,但是Murray与Moffitt(1969)则认为这个振荡在长期预报仅具有2级效应,因为这个振荡并非同等显著的,可被更为局部的效应(例如北大西洋环流强度变化)所掩蔽。掩蔽是叠加的同义语。

11年太阳黑子循环已经发现了几个世纪。Landsberg等(1959)曾用Woodstock学院(1943—1954)温度与降水资料,应用功率谱分析指出温度与降水的周期性在时间上并不固定,而是逐年变化很大。在长周期谱不管在温度或降水都没找出22年周期(双太阳黑子周期)或35年周期(Brückner),但在温度谱中指出两个非常显著的最大值,即1.8到2.7年的周期和50年以上的周期;11年太阳黑子循环明显,因为这是太阳循环的第二个谐波(5.6年);11年循环无论振幅与周期都随时间而变化;还有2.2, 2.8, 5.5, 22—23, 33—35与55—57年的亚周期与不同周期长度间的拍差频率;更有80—89, 178, 400与1700年的长期变化也提出来了。Michelle等(1979)在美国西部用树木年轮模式重建的干旱面积指数(DAI)具有将近22年的周期性(显著性水平为0.01)。Stockton等(1983)在增加树木年轮格点后,证实在DAI序列中仍有22年周期,谱峰少受影响,其显著性随重建模式所用的后延具有变化,并用周期图还分析出18.6年分量(交点循环)。李兆元等(1989)根据陕西树木年轮资料没找出太阳活动的22年周期。屠其璞(1989)根据各地平均气温资料支持太阳活动22年周期和我国气温变化具有联系,但否定了用22年周期的外推气候预报。以上关于11年周期与22年双周期在功率谱上的许多不同反映,作者认为仍可用抽样振动下的周期叠加去解释,也应考虑到不同地区具有不同的叠加过程[参见(11)],更应考虑到稀有灾害性天气气候事件都是南北天气气候系统多年不遇,而且因地而异的偶然重叠造成的。

功率谱密度类似概率密度(或频数函数),已由动态化为静态,功率谱曲线是按频率的大小而计算的,只能用谱密度的估计值计算在不同频率上的置信区间,自然不能把谱分析结果直接用于周期外推预报,何况只有当基本周期 $T \rightarrow \infty$ 才没有抽样振动问题,但是这无限长的基本周期永远不会真正达到的。根据某地区主宰天气气候型 $f_i(t)$ 中的组成周期[参见(11)]去作那一地区的气候预报还有某些可能性,因这样的预报和门限游程自回归相仿。但是,就是根据组成周期外推预报也有困难(么枕生, 1989)。

谱分析理论是由傅里叶级数发展的,因而谱分析理论具有两种含义不同的应用:一种是应用谱分析理论的条件是假定不同振幅的波动以不同的频率随时间而共同移动,仅因相位差异振动开始有别;第二种是应用记录去拟合时间序列的周期振荡。在第一种应用中,在某种

频率上的叠加过程所引起的现象,在某些科学技术中可具有意义很大的应用价值。在第一种应用中由叠加过程出现的可用价值,正是第二种应用的缺点,因为在某种周期上的叠加过程可扩大或缩小其显著性,甚或造成虚伪周期。这两种应用的共同点都是有叠加过程,因为都是根据从傅里叶级数(1)所发展的傅里叶方法。在气候学中,只能根据功率谱的第二种应用方法去研究气候周期性变化。在气候学的功率谱中不会出现混淆现象,更不会出现由调制定理所推论的白噪声现象,但要注意谱分析理论在这种应用中的缺点。因为不同地区的天气气候并不一致,所以用功率谱分析方法找出准周期去描述和比较不同气候特征时,是具有很大意义的,但应计算出标有水平大小的置信区间,且应考虑到样本振动,取同一年代去比较。

参 考 文 献

- [1] Panofsky, H.A., The variation of the turbulence spectrum with height under superadiabatic conditions, Q.J.R. Meteorol. Soc., 79, (1953).
- [2] Panofsky, H.A. and Brier, G.W., Some Applications of Statistics to Meteorology, PA State Univ., University Park, PA, 224 (1958).
- [3] Bryson, R.A. and Dutton, J.A., Some aspects of the variance spectra of tree rings and varves, Ann. N.Y. Acad. Sci., 95, (1961).
- [4] 么枕生, 我国气候科学四十年来的蓬勃发展, 地理研究, 9(1990).
- [5] Stringer, E.T., Techniques of Climatology, W.H. Freeman and Company, 539, (1972).
- [6] Barry, R.G. and Perry, A.H., Synoptic Climatology. Methods and Applications, Methuen & Co Ltd., 555(1973).
- [7] 么枕生, 自回归模式在气候研究中的应用, 《气候学研究——“天、地、生”相互影响问题》, 气象出版社, 502(1989).
- [8] Jones, R.H., Spectral analysis and linear predication of meteorological time series, J. Appl. Met., 3, (1964).
- [9] 黄嘉佑, 准两年周期振荡在我国降水量中的表现, 大气科学, (3), (1988).
- [10] 李兆元、李莉、王秀琴、高智, 中国黄帝陵古柏与陕西近五百年(1470—1974年) 的气候变化, 《气候学研究——“天、地、生”相互影响问题》, 气象出版社, (1989).
- [11] 屠其璞, 太阳活动对我国气温变化影响的统计研究, 《气候学研究——“天、地、生”相互影响问题》, 气象出版社, (1989).
- [12] Poulter, R.M., The next few summers in London, Weather, 17, (1962).
- [13] Davis, N.E., The summers of northwest Europe, Met. Mag., 96, (1967).
- [14] Murray, R. and Moffitt, B.J., Monthly patterns of the quasi-biennial pressure oscillation, Weather, 24, (1969).
- [15] Landsberg, H.E., Mitchell, J.M., Jr. and Crutcher, H.L., Power spectrum analysis of Climatological data for Woodstock College, Mary land, Mon. Weather Rev., 87, (1959).
- [16] Michell, J.M. Jr., Stockton, C.W., and Meko, D.M., Solar terrestrial influences on weather and climate, eds. B.M. McCormac and T.A. Seliga, D. Reidel Publishing Company, Dordrecht, (1979).
- [17] Stockton, C.W, Mitchell, J.M. Jr., and Meko, D.M., A reappraisal of the 22-year drought cycle, ed. B.M. McCormac, Colorado Associated Uni. Press, (1983).

Analysis of Climatic Periods as Superposed Periods in Power Spectrum

Yao Zhensheng (C.S. Yao)

(Department of Atmospheric Science, Nanjing University)

Abstract

In this paper, two types of models, namely simple climate oscillation model and complex climate oscillation model, are used to fit the climatic time series. In the latter model, it is postulated that the climatic time series are decomposed into a number of different sub-series, each of which corresponds to one's own oscillation periodicities, while the whole sub-series are gathered together in the former model. It can be proved that the periods estimated by means of power spectral technique are superposed ones. The view point of the author has been verified by periods in the artificial data. The same is true for the well-known periods quoted from the different authors. Furthermore, it has immediately been noted that the climatic prediction is not appropriate on the basis of superposed periods (quasi-periods).

上海年降水量的准周期振动特征

屠其璞

(南京气象学院)

提 要

本文根据1873—1982年上海年降水量资料,讨论了上海年降水量准周期振动特征。结果表明,年降水量序列35年周期振动是上海年降水量序列中最重要的准周期振动分量;降水量年际变化符号交替呈现的3年左右准周期振动特征,实质上不是序列自相关特征的反映,而是降水量随机振动的产物。对降水量与太阳活动相关分析的结果表明,太阳活动11年周期对上海年降水量的平均值和均方差都有一定影响,但影响的程度受到太阳活动世纪周期的制约。根据上海年降水量准周期振动特征估计,90年代前期上海年降水量平均值可望接近多年平均值,而90年代后期到下个世纪初,将是上海年降水量的偏少阶段。

降水量的变化,与农业生产有密切关系,所以,关于旱涝以及与其相关的降水量的变化规律,是气候变化重要研究课题之一。王绍武^[1]曾经分析上海年降水量的变化,指出上海年降水量有36年准周期变化。在这里,我们将根据更多的观测资料对上海年降水量的准周期振动特征作进一步探讨,以供展望未来气候的变化参考。

一、上海年降水量的代表性

长江中下游地区只有上海有百年以上连续气象观测记录,分析上海年降水量的准周期振动特征,我们不但期望能对上海年降水量规律有所认识,也希望能对上海附近地区的降水变化特征有所了解。实际上,任何一个设置确当的测站所取得的资料,都应在一定的空间范围内有一定的代表性。

计算并分析110°E以东、27—35°N范围内27个测站年降水量与上海年降水量的线性相关系数表明,线性相关系数等值线大致呈以上海为中心的半椭圆向西伸展,椭圆的长轴大致与纬圈平行,短轴则基本与经线一致。用最小二乘法可拟合得各站年降水量与上海年降水量相关系数空间变化的经验公式:

$$r(\lambda, \varphi) = \exp \left[- \left(\frac{\Delta x}{620} \right)^2 - \left(\frac{\Delta y}{211} \right)^2 \right] \quad (1)$$

式中 $\Delta x = 111 \Delta \lambda \cos \varphi = 111 (\lambda - \lambda_0) \cos \varphi$, $\Delta y = 111 \Delta \varphi = 111 (\varphi - \varphi_0)$, λ_0 和 φ_0 分别为上海站的经纬度。这一经验公式得到的拟合值与观测值的相关达0.915, 剩余均方差仅为0.067, 相当好地描写了相关系数的空间变化规律。从(1)式可知,各站与上海年降水量相关系数随测站与上海经向距离的增加而减小的速率要比随纬向距离增大而减小的速率大得多,前者约为后者的3倍,反映了长江中下游降水量距平纬向带状分布的气候特征。根据(1)式,在上海为中心的长半轴为220公里、短半轴为75公里的椭圆内,除受局地因子影响特别明显的地形复杂地区之外,各地年降水量与上海年降水量的相关系数可望达0.70以上,而在长半轴为430公里、短半轴为145公里的椭圆内,各地年降水量与上海年降水量的相关则可望在0.50

以上。由此可见，上海年降水量的多年变化特征，对于安庆以东、长江与钱塘江之间的平原地区是有相当好的代表性的，对上海年降水量多年变化统计特征的分析，对认识这一地区降水的统计气候特征也将是有帮助的。

二、上海年降水量的35年准周期振动

上海年降水量35年左右的准周期振动是非常明显的。图1给出1873—1982年间上海年降水量以及它的35年移动平均变化曲线。从图可见，在过去的110年中，上海年降水量的长期趋势并不明显，而11年移动平均曲线则呈现了三个相当规则、完整的波动，指示着上海年降水量序列中存在30—40年周期振动分量的可能性。

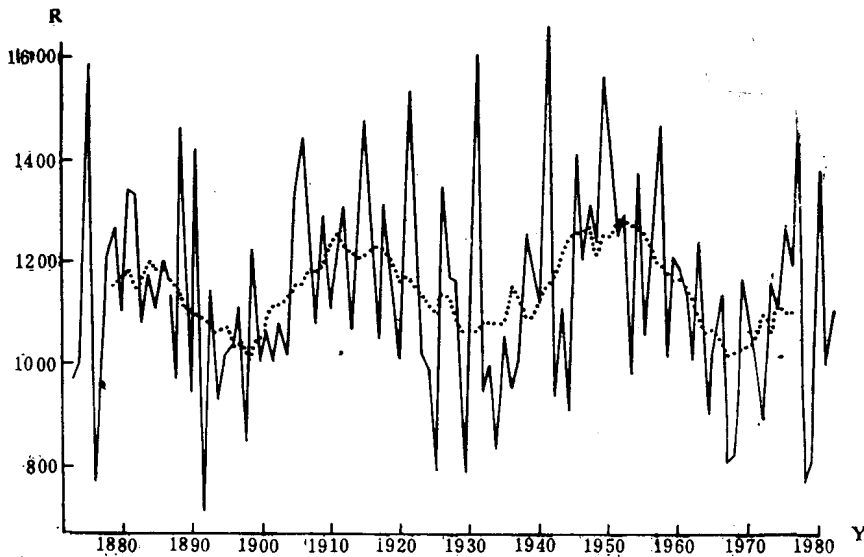


图1 上海年降水量及其35年移动平均曲线

根据移动平均曲线提供的线索，我们对上海年降水量作周期图分析^[2]，以便较为具体地确定准周期振动的平均周期。结果表明，当试验周期 $\tau=35$ 年时，试验周期强度达极大值。实际上，在 $\tau=35$ 年附近，试验周期强度都是很大的，由于抽样波动，极大值出现的试验周期长度略有差异是不奇怪的，因此，可以认为，补充了新的观测资料之后的分析，进一步印证了王绍武的分析结果^[1]。对 $\tau=35$ 年时试验周期强度作统计显著性检验表明，它超过了信度 $\alpha=0.001$ 时的显著标准，因而可以在统计学上确认上海年降水量序列中35年准周期振动分量的存在。

用最小二乘法拟合上海年降水量的长期趋势和35年周期分量可得

$$c_{35}(t) = 1136.9 + 106 \sin\left(\frac{360^\circ}{35}t + 12^\circ\right)$$

这一周期分量对原序列给出11.9%方差贡献，与原序列的相关系数为0.345，在降水量序列中如此清晰的周期振动特征是不多见的。

上海年降水量35年准周期振动，不仅表现为周期的不同位相平均降水量的明显差异，还直接导致在周期不同位相各种等级降水量出现频率的明显变化，表1给出在35年周期不同位

表1 上海年降水量在35年周期不同位相段各级降水量出现频数

降水量 \ 位相段	$-45^\circ < \varphi \leq 45^\circ$	$45^\circ < \varphi \leq 135^\circ$	$135^\circ < \varphi \leq 225^\circ$	$225^\circ < \varphi \leq 315^\circ$
$R > R + 0.5\sigma$	10(7.9)	14(7.6)	3(6.3)	2(7.2)
$R - 0.5\sigma \leq R < R + 0.5\sigma$	8(9.8)	8(9.5)	12(7.9)	8(8.8)
$R < R - 0.5\sigma$	12(12.3)	7(11.9)	9(9.8)	17(11.0)

注：表中R和σ分别为年降水量的多年平均值和均方差，括号内数字为根据气候概率求得的理论频数。

相各种等级降水量出现频数。从表可见，在35年周期分量极大（小）值年前后，降水量偏多（少）的频率明显地大于气候概率。对表1作频数列联表独立性检验，从另一角度证实了上海年降水量序列中35年周期分量的统计显著性。

尽管上海年降水量序列中35年周期振动的振幅达106mm，但与降水量自然变率相比，还是一个较小的量，从原序列中提取周期分量以后的余序列均方差仍达原序列均方差的94%，因此，对逐年降水量的气候预报来说，单一的考虑35年准周期振动是不会取得令人满意的效果的。分析1873—1982年间11个10年平均年降水量与相应时段周期分量 $c_{35}(t)$ 平均值的相关散布表明，两者的相关系数达0.91，实测平均值对周期分量平均值的均方误差为33.2mm，仅为实测平均值均方差的43%，可见，35年周期振动特征用于展望长期气候变化趋势是有一定现实意义的。

35年左右周期振动现象，在水文气象现象中是相当普遍的^[3]。分析我国各不同气候区域代表测站降水量主成分的结果^[4]也表明，35年左右的准周期振动，是我国各地降水量序列中存在最普遍的周期振动分量之一，在上海及其附近区域，35年准周期振动对序列的方差贡献最为突出。表2给出对上海附近一些测站的年降水量序列用最小二乘法配合35年周期振动分量时的相关系数。从表可见，在年降水量与上海年降水量相关系数大于0.50的区域内，各站年降水量序列中35年周期分量的方差贡献大致也都能达到统计显著标准，因而展望这一区域的降水量长期变化趋势时，考虑35年左右的准周期振动分量也是有一定现实意义的。

表2 上海附近测站年降水量与35年周期振动分量的相关系数

测站	r	测站	r
太仓	0.47	芜湖	0.39
苏州	0.47	南通	0.25
东山	0.39	镇江	0.22
安庆	0.52	九江	0.34

三、年降水量的短周期振动

除了移动平均曲线显示的明显的35年左右准周期振动外，上海年降水量年际变化值正负符号的交替指示着上海年降水量序列中可能存在着平均周期为3年左右的准周期振动。记上海年降水量年际变化值

$$\Delta R_t = R_{t+1} - R_t$$