



高寒草甸生态系统非线性振荡行为 周期性的研究*

I. 降水和初级生产力的功率谱分析及其波动周期**

周立 王启基 周琪

(中国科学院西北高原生物研究所) (吉林市职工大学)

摘 要

生态系统是一个非线性系统,其行为的基本模式是在随机扰动下的周期性波动。因此,在生态系统结构、功能及其运动规律的研究中,系统行为的频率结构(周期结构)研究应占有重要地位。

本文利用海北高寒草甸生态系统定位站多年积累的宝贵观测数据,运用随机过程(时间序列)功率谱分析的理论和方法,分别探讨年降水量和矮嵩草草甸地上净初级生产力非线性振荡行为的周期性,及气候因子对生物系统的作用。

谱分析结果表明,海北高寒草甸生态系统的年降水量和地上净初级生产力都存在3—4年的平均波动周期。年降水量的周期性波动是诱发初级生产力以同样周期波动的激励源。在周期性降水外力作用下,初级生产力表现为“受迫振荡”。由于随机扰动、众多制约因子的存在和生物系统的自我调控能力,二者虽然同主周期振荡,但初级生产力的相位未必总是与年降水量的相位相同。即未必总是同步的。

在全世界森林线以上的北部高寒地带和极地(统称冻原),小哺乳动物及其捕食者普遍存在一个3—4年的种群平均波动周期。处于同一地带的海北高寒草甸生态系统,作为各营养层次消费者基本食物来源的初级生产力,也恰好存在一个3—4年的平均波动周期。由此推测,高寒草甸生态系统的各级小哺乳动物种群似乎也应存在一个3—4年的平均波动周期。生物系统3—4年的平均波动周期能够发生于世界北部如此广阔的地区,似乎气候因子的周期性波动是诱发的基本原因。

* 国家自然科学基金和中科院海北高寒草甸生态系统定位站基金资助项目。

** 李英年同志提供部分气象观测数据,特此致谢。

关键词: 高寒草甸生态系统; 非线性振荡行为周期性; 年降水量和初级生产力的波动主周期; 功率谱分析; 随机过程和时间序列

生态系统既包含生命过程,也包含非生命过程。系统内各种生命或非生命组分之间的联系往往是非线性的(例如饱和型)(周立,1991b;周立等,1991a,1991c),亦即生态系统是一个非线性系统。非线性系统的基本特征是振荡行为,生态系统在时间和空间上趋于周期性变化;换言之,生态系统行为的基本模式是周期波动,生态系统相当于在随机扰动下的非线性振荡发生器(Wiener,1964;Cardon等,1970;Platt等,1975)。因此,要完整地描述一个生态系统,就应该包括确定和解释其行为的主要周期波动频率(频率结构)或周期(周期结构);而功率谱分析(power spectrum analysis)则是揭示随机过程(时间序列)主要波动周期的强有力工具。一个周期波动频率在系统行为中的重要性,取决于它关于平均值的方差对整个方差的相对贡献大小。相对方差最大的频率(周期)称为主频率(主周期)或特征频率(特征周期)。功率谱分析恰好将系统行为(时间序列)的方差分解为基频的各谐波频率的方差之和。因而可以确定相对方差最大的主频率(主周期)。其他峰值稍低的谱峰频率,可能是主频率的谐波,也可能是随机效应。功率谱分析可辨识频率范围的最高频率或奈奎斯特频率(Nyquist frequency) $f_q = 1/2\Delta$,由采样区间长度 Δ 的大小决定。

谱分析是50年代从通信理论发展起来的,时至今日只有约40年的历史。因其在理论上较复杂、需要较多的数学知识,并且要求长时期的动态数据记录,所以在生物学研究中应用得比较少(Platt等,1975)。Finerty(1980)的专著《The population ecology of cycles in small mammals》,用功率谱分析成功地探讨了全世界寒冷地带小哺乳动物的周期性种群波动。发现冻原地带的小哺乳动物及其捕食者均有3—4年的平均波动周期。而北方针叶林地带的哺乳动物及其捕食者则有10年的平均波动周期。在国内,尚未见到把谱分析应用于生物学研究的报道。

生态系统振荡行为的频率结构,由系统内各组分或各状态变量的波动主频率或主周期,以及它们之间的相互关系组成。

初级生产力是生态系统生物群落物质和能量的基本来源。它的波动很大程度上决定着生态系统各营养层次之间的物质迁移、能量转换速率和方向的变化,亦即很大程度上决定着生态系统的结构和功能的变化。因此,探讨高寒带草甸生态系统振荡行为的周期性,在生物各营养层次中应首先研究初级生产力的波动周期性。植物作为消费者的基本食物,其生产力的周期波动是引起消费者种群周期波动的诱因。

高寒草甸生态系统初级生产者生产过程的模拟结果表明(周立等,1991c),降水是引起初级生产力变化的最主要因素。那么把两者联系起来人们自然会问,在高寒草甸生态系统,作为大气物理现象的年降水量随机波动(振荡)是否存在着周期性?如果年降水波动确实有周期性,那么被它和其他因子(光、热、营养等)驱动、控制,在随机因素扰动下的初级生产力随机波动(振荡)是否也存在着周期性?其振荡主频率(主周期)是否与年降水量协调一致?本文采用谱分析理论和方法,分别计算高寒草甸生态系统年降水量波动和最主要的植被类型—矮嵩草草甸初级生产力波动的功率谱。进而确定各自波动的主

频率和主周期。探讨两个主频率或主周期之间的关系。

本研究将阐明高寒草甸生态系统在随机扰动下随时间运动的基本规律,确定其基本频率结构,深化对高寒草甸生态系统结构、功能及演变的认识;也为合理开发、利用系统资源提供依据,并为研究系统的稳定性和恢复能力奠定基础。

研究地点和观测结果

本研究在中国科学院海北高寒草甸定位站进行。该站位于青藏高原的东北隅,北纬 $37^{\circ}20'$ — $37^{\circ}45'$ 、东经 $101^{\circ}12'$ — $101^{\circ}33'$,地处祁连山东段冷龙岭南麓。冷龙岭由西北向东南方向绵延,长约300公里,宽约30公里,山脊海拔4 600米以上,终年积雪。定位站南侧有与冷龙岭平行走向的大板山,海拔4 000米左右。两山之间河谷纵深,高低悬殊,地形复杂。定位站地区海拔3 200—3 400米,周围被低山环绕,山势平缓,起伏不大。

气象观测站位于定位站中心(北纬 $37^{\circ}37'$,东经 $101^{\circ}19'$),海拔3 250米。因其海拔高,气温低,热量不足(年均气温 -2°C 左右)。迎风谷地的特殊地形,使其降水量高于邻近地区(年降水量500毫米左右)。季风性气候,降水量季节分配不均匀,多集中于暖半年(占全年降水量的88%左右)。空气稀薄干燥,日照时间长(2629小时/年左右),太阳辐射强烈(151.6 千卡/(厘米²·年)左右),属于高原大陆性气候(周立,1991b)。

土壤以高山草甸土、高山灌丛土和沼泽土为主。其中以高山草甸土分布最广。有机质分解缓慢,积累明显。

主要植被类型有矮嵩草草甸(*Kobresia humilis* meadow),金露梅灌丛(*Dasiphora fruticosa* shrub)和华扁穗草、青藏苔草沼泽化草甸(*Blysmus sinocompressus* and *Carex moorcroftii* swamp meadow),其中以矮嵩草草甸分布最广。

用常规方法观测降水量,用收获法估计地上部分年度净初级生产力。海北定位站于1976年建站,1980年起方有气象观测记录和初级生产力测定数据,对于谱分析而言数据量偏少。幸好与定位站直线距离约17公里的尕大滩,有一海北州气象局的长期气象观测点,其观测起始时间是1954年,并且在定位站有一短期观测点。1954—1980年尕大滩的平均年降水量为493.0毫米,而定位站的平均年降水量为499.3毫米^{*}。用两地的平均降水量偏差(6.3毫米)订正尕大滩历年的年降水量,从而获得定位站1954—1980年的年降水量。1981—1991年的年降水量仍采用定位站已有的气象观测记录。将两部分数据合并,定位站地区1954—1991年的年降水量列于表1。1980—1991年矮嵩草草甸地上净初级生产力测定数据列于表2。

功率谱分析的理论和方法

象年降水量(记为RN)、初级生产力(记为PD)这样变量的动态观测数据,有两个重要特性:①时序性。每一时刻的观测值都与这些变量过去状态存在某种关联,或者说当

* 门源县农牧业区划委员会,海北州农牧业区划大队1981门源县农牧业气候区划手册。

表1 海北高寒草甸生态系统1954—1991年年降水量
Table 1 The amounts of yearly rainfall in 1954—1991 at
Haibei Alpine Meadow Ecosystem Research Station

单位:毫米/年,Unit:mm/year

年 Year	1954	1955	1956	1957	1958	1959	1960
降水量 Rainfall amount	559.60	521.20	489.70	496.50	541.00	495.60	502.00
年 Year	1961	1962	1963	1964	1965	1966	1967
降水量 Rainfall amount	579.40	396.00	499.20	494.20	494.70	523.40	645.70
年 Year	1968	1969	1970	1971	1972	1973	1974
降水量 Rainfall amount	448.50	532.90	560.90	549.70	480.60	487.70	468.50
年 Year	1975	1976	1977	1978	1979	1980	1981
降水量 Rainfall amount	518.90	490.50	449.30	475.60	322.90	455.60	500.00
年 Year	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988
降水量 Rainfall amount	455.70	529.80	486.30	824.50	674.30	619.30	773.10
年 Year	1989	1990	1991	均值		标准差	
				Mean		Standard deviation	
降水量 Rainfall amount	850.40	520.30	425.30	529.97		104.55	

表2 矮嵩草草甸1980—1991年地上部分净初级生产力
Table 2 Aboveground net primary production
in 1980—1991 at *Kobresia humilis* meadow

单位:克干重/平方米 Unit:g dry wt./m²

年 Year	1980	1981	1982	1983	1984	1985	
生物量 Biomass	296.66	296.80	237.34	430.00	403.20	307.75	
年 Year	1986	1987	1988	1989	1990	1991	
生物量 Biomass	390.13	306.40	360.34	414.08	336.44	305.04	
均 值 Mean	标准差 Standard deviation						
	340.95						56.42

前状态是过去状态的某种程度继续,因而这些变量的观测值均以时间顺序排列。如果改变其排列顺序,就会影响对这些变量的正确分析。我们通常用相关性、记忆性或惯性来描述变量当前状态对过去状态的关联特性,反映变量动态变化的规律。②随机性。不能确切地预知变量未来的状态。即使在相同的环境条件下进行重复观测或试验,所得结果也不尽相同。变量RN或PD的变化进程都与时间有关。即对于给定时间集合T中的每一时刻t,均对应于一随机变量RN(t)或PD(t)。把依赖于时间t的这一族随机变量{RN(t), t∈T}或{PD(t), t∈T}称之为随机过程(stochastic processes)。时间集合T可以是连续的,也可以是离散的(有限或可数个值),对应这两种时间集合的随机过程分别称为连续随机过程和离散随机过程。显然,随机过程RN(t)、PD(t)的时间集合T={1, 2, 3, ...}是离散的,因此它们是离散随机过程。为了与连续随机过程相区分,记为RN_t和PD_t。

($t=1, 2, \dots$)。随机过程也称为时间序列 (time series), 连续、离散随机过程分别称为连续、离散时间序列。随机过程 (时间序列) 的一族观测数据称为该过程 (该序列) 的一个样本函数或一次实现。具体到本文, 表1和表2所列的动态观测数据分别表示降水随机过程 RN_t 和初级生产力随机过程 PD_t 的一个样本函数或一次实现。虽然我们不能精确地预测时间序列的未来行为, 但可以根据样本函数来估计时间序列的统计特性, 并在某种程度上预测其未来状态。

在时间序列分析中, 平稳随机过程 (stationary stochastic processes) (平稳时间序列) 是很重要的一类随机过程。随机过程和概率统计理论大都是关于平稳随机过程的 (Chatfield, 1980), 因此, 为了应用这些理论通常移去时间序列的趋势和季节性变化, 将非平稳时间序列转换为平稳时间序列。所谓平稳随机过程, 粗略地说, 就是其统计特性不随时间的推移而变化, 或者说不随时间原点的选取而变化的随机过程。根据平稳随机过程的定义, 一个离散平稳随机过程 X_t ($t \in T$) 的均值和方差均为常数, 与时间 t 无关。

$$\mu(t) = E[X_t] = \mu$$

$$\sigma^2(t) = \text{Var}[X_t] = E[(X_t - \mu(t))^2] = \sigma^2$$

式中 $\mu(t)$ 、 $\sigma^2(t)$ 分别为平稳过程 X_t ($t \in T$) 的均值和方差函数。 E 和 Var 分别表示均值和方差运算符。 μ 、 σ^2 是常数, $t \in T$ 表示时间。其自协方差函数 (autocovariance function)

$$\begin{aligned} C(t_1, t_2) &= \text{Cov}[X_{t_1}, X_{t_2}] \\ &= E[(X_{t_1} - \mu(t_1))(X_{t_2} - \mu(t_2))] \end{aligned}$$

令 $\tau = t_2 - t_1$ 则

$$\begin{aligned} C(t_1, t_1 + \tau) &= E[(X_{t_1} - \mu)(X_{t_1 + \tau} - \mu)] \\ &= C(\tau) \end{aligned}$$

只是时间差 τ 的函数, 与时间 t_1 无关, 称 τ 为相关延迟 (lag); 而自相关函数 (autocorrelation function)

$$\rho(\tau) = C(\tau)/C(0) = C(\tau)/\sigma^2$$

也只是相关延迟 τ 的函数, 与时间无关。自相关函数与自协方差函数只差一个常数因子 $1/\sigma^2$ 。显然, 它等价于 X_t 标准化的自协方差函数。

由于所研究的时间序列 RN_t 和 PD_t 系离散时间序列, 以下只探讨离散时间序列的功率谱分析理论和方法。

设 x_i ($i=1, 2, \dots, N$) 是离散平稳时间序列 X_t 的一个样本函数 (一族观测数据), 则样本均值

$$\bar{x} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N x_i \quad (1)$$

是平稳序列 X_t 均值 μ 的无偏估计。而样本协方差函数

$$\begin{aligned} R_k &= \frac{1}{N-k} \sum_{i=1}^{N-k} (x_i - \bar{x})(x_{i+k} - \bar{x}) \\ (k &= 0, 1, 2, \dots, N-1) \end{aligned} \quad (2)$$

是平稳过程 X_t 自协方差函数 $C(k)$ 的渐近无偏估计 (即 $\lim_{N \rightarrow \infty} E(R_k) = C(k)$) (Jenkins 等 1968; Anderson, 1971)。式中 k 是相关延迟数, 其最大值为 $N-1$ 。而两个随机变量之比

$$r_k = R_k / R_0 \quad (3)$$

$$(k = 0, 1, \dots, N-1)$$

就是 X_t 自相关函数 $\rho(k)$ 的估计。若以相关延迟 k 作为横轴, 相关系数 r_k 作为纵轴, 绘制相关函数 r_k 关于 k 的点图, 该图称为时间序列 X_t 的自相关图 (autocorrelogram)。对于一个纯随机过程 (白色噪声), 其样本自相关函数 $r_0 = 1, r_k \approx 0 (k \neq 0)$; 只要 N 充分大, r_k 近似于正态分布 $N(0, \frac{1}{N})$ (Chatfield, 1980)。对于 $1-\alpha$ 置信水平

$$P\left[\left|r_k / \sqrt{\frac{1}{N}}\right| \leq \lambda_\alpha\right] = 1 - \alpha$$

$$(k = 0, 1, \dots, N-1)$$

r_k 的置信区间为

$$\left[r_k - \lambda_\alpha \sqrt{\frac{1}{N}}, r_k + \lambda_\alpha \sqrt{\frac{1}{N}}\right] \quad (4)$$

$$(k = 0, 1, \dots, N-1)$$

如果取 $1-\alpha=0.95$, 则 $\lambda_\alpha=1.96$ 。自相关函数主要用来建立任何时刻数据对未来数据的影响, 通常将基于自相关函数的推理过程称为时间序列的时域分析。由上面分析可以看出, 一个纯随机过程的自相关函数 r_k , 对于 $k \neq 0$, 其 95% 的值大致应落入 $\pm 1.96\sqrt{\frac{1}{N}}$ 的范围内。显然, 只要 N 充分大, 从直观的自相关图据此容易判断时间序列是否是纯随机过程。

为了揭示时间序列的频率结构, 用有限福里哀 (Fourier) 级数逼近离散平稳时间序列 $X_t (t=1, 2, \dots)$ 的样本函数 $x_t (t=1, 2, \dots, N)$ 。

$$x_t = a_0 + \sum_{p=1}^q [a_p \cos(2\pi pt/N) + b_p \sin(2\pi pt/N) + \epsilon_t] \quad (5)$$

$$(t = 1, 2, \dots, N)$$

显然, 求和号 \sum 内的每一项 $[a_p \cos(2\pi pt/N) + b_p \sin(2\pi pt/N)]$ 均可表成余弦形式: $M_p \cos[2\pi pt/N + \theta_p]$, 这里 $a_p = M_p \cos \theta_p, b_p = M_p \sin \theta_p, \theta_p$ 称为相位角。根据余弦函数运算规则, 若令 $\omega_p = 2\pi p/N (p=0, 1, \dots, \frac{N}{2})$, 则有

$$\begin{aligned} & \cos[(\omega_p + k\pi)t + \theta] \\ &= \cos(\omega_p t + k\pi t + \theta) \\ &= \begin{cases} \cos(\omega_p t + \theta); & \text{当 } k \text{ 为偶数时} \\ \cos[(\pi - \omega_p)t + \theta]; & \text{当 } k \text{ 为奇数时} \end{cases} \end{aligned}$$

因此, 高于 π 的角频率 $(\omega_p + k\pi)$ 所引起的变化不可能与 $[0, \pi]$ 区间上对应频率 $(\omega_p$ 或 $\pi - \omega_p)$ 所引起的变化区分开, 即所谓频率折叠 (混淆) 效应。 π 是 ω_p 的可分辨最高角频率, 又称为折叠频率或奈奎斯特 (Nyquist) 频率。于是最大的 $\omega_p = 2\pi p/N = \pi, P_{\max}$

$= \frac{N}{2}$, 从而 (5) 式中求和的上限 $q = \frac{N}{2}$ 。为了使有限福里哀级数 (5) 式中包含有最高角频率 π , 选取 N 为偶数, 如果 N 是奇数就去掉第一个观测值, 这样不会丢失太多的信息。根据上述分析, (5) 式可重写为

$$\begin{aligned} x_t &= a_0 + \sum_{p=1}^{N/2} [a_p \cos(2\pi pt/N) + b_p \sin(2\pi pt/N)] + \epsilon_t \\ &= a_0 + \sum_{p=1}^{N/2} [a_p \cos \omega_p t + b_p \sin \omega_p t] + \epsilon_t \end{aligned} \quad (7)$$

$(t = 1, 2, \dots, N)$

此处

$$\begin{aligned} \omega_p &= 2\pi p/N \\ (p &= 0, 1, \dots, \frac{N}{2}) \end{aligned} \quad (8)$$

(7) 式中各频率组分的系数 a_p ($p=0, 1, \dots, N/2$) 及 b_p ($p=1, 2, \dots, N/2$), 可以通过最小二乘法使 $\sum_{t=1}^N \epsilon_t^2$ 最小来估计。但是, 当 $p = \frac{N}{2}$ 时, (7) 式中最高频率项

$$a_{N/2} \cos \pi t + b_{N/2} \sin \pi t \equiv a_{N/2} \cos \pi t \quad (9)$$

$(t = 1, 2, \dots, N)$

于是, (7) 式可改写为

$$x_t = a_0 + \sum_{p=1}^{N/2-1} [a_p \cos \omega_p t + b_p \sin \omega_p t] + a_{N/2} \cos \pi t \quad (10)$$

$(t = 1, 2, \dots, N)$

由于方程 (10) 式中有 N 个待定系数 a_p ($p=0, 1, \dots, N/2$) 和 b_p ($p=1, 2, \dots, N/2-1$)。而左端样本函数也恰好有 N 个值 x_t ($t=1, 2, \dots, N$)。 N 个方程构成的方程组 (10) 式恰好确定这 N 个系数, 使 (10) 式精确成立。从而误差项 ϵ_t ($t=1, 2, \dots, N$) 等于 0, 故在 (10) 式中去掉了 ϵ_t 。

利用三角函数系 $\{\cos \omega_p t, \sin \omega_q t \mid p, q = 1, 2, \dots, \frac{N}{2}\}$ 的正交性

$$\sum_{t=1}^N \cos \omega_p t = \sum_{t=1}^N \sin \omega_q t = 0 \quad (11)$$

$$\sum_{t=1}^N \cos \omega_p t \cos \omega_q t = \begin{cases} 0; & \text{当 } p \neq q \text{ 时} \\ N; & \text{当 } p = q = \frac{N}{2} \text{ 时} \\ N/2; & \text{当 } p = q \neq \frac{N}{2} \text{ 时} \end{cases} \quad (12)$$

$$\sum_{t=1}^N \sin \omega_p t \sin \omega_q t = \begin{cases} 0; & \text{当 } p \neq q \text{ 时} \\ 0; & \text{当 } p = q = \frac{N}{2} \text{ 时} \\ N/2; & \text{当 } p = q \neq \frac{N}{2} \text{ 时} \end{cases} \quad (13)$$

$$\sum_{t=1}^N \cos \omega_p t \sin \omega_q t = 0; \text{ 对任何 } 0 \leq p, q \leq N \quad (14)$$

由 (10) 式不难计算出

$$\begin{aligned}
 a_0 &= \bar{x} = \frac{1}{N} \sum_{t=1}^N x_t \\
 a_{N/2} &= \frac{1}{N} \sum_{t=1}^N (-1)^t x_t \\
 a_p &= \frac{2}{N} \sum_{t=1}^N x_t \cos(\omega_p t) \\
 b_p &= \frac{2}{N} \sum_{t=1}^N x_t \sin(\omega_p t) \\
 (p &= 1, 2, \dots, N/2 - 1)
 \end{aligned} \tag{15}$$

此处 $\omega_p = 2\pi p/N$ ($p=1, 2, \dots, \frac{N}{2}$)。 (10) 式表明时间序列的观测值 x_t ($t=1, 2, \dots, N$) 可以分解为静态分量 ($a_0 = \bar{x}$) 与各频率组分 $2\pi/N, 4\pi/N, \dots, \pi$ 正弦波的叠加和。 $\omega_1 = 2\pi/N$ 称为基波, 而 $\omega_p = 2\pi p/N$ ($p=2, 3, \dots, N/2$) 称为第 p 次谐波, 因而基于 (10) 式的时间序列分析又称为福里哀分析 (Fourier analysis) 或谐波分析 (harmonic analysis)。

时间序列样本函数 x_t ($t=1, 2, \dots, N$) 关于其平均值的变化量为

$$\sum_{t=1}^N (x_t - \bar{x})^2 \tag{16}$$

由 (10)、(15) 式

$$\begin{aligned}
 &\sum_{t=1}^N (x_t - \bar{x})^2 \\
 &= \sum_{t=1}^N \left[\sum_{p=1}^{N/2-1} (a_p \cos \omega_p t + b_p \sin \omega_p t) + a_{N/2} \cos \pi t \right]^2
 \end{aligned} \tag{17}$$

利用 (11) — (14) 式, 不难将 (17) 式化简为

$$\sum_{t=1}^N (x_t - \bar{x})^2 = \sum_{p=1}^{N/2-1} N(a_p^2 + b_p^2)/2 + Na_{N/2}^2 \tag{18}$$

从而

$$\frac{1}{N} \sum_{t=1}^N (x_t - \bar{x})^2 = \sum_{p=1}^{N/2-1} (a_p^2 + b_p^2)/2 + a_{N/2}^2 \tag{19}$$

(19) 式左端是时间序列观测值的有效方差 (尽管除数不是 $N-1$), 而右端 $(a_p^2 + b_p^2)/2$ 表示第 p 次谐波对整个方差的贡献。 $a_{N/2}^2$ 表示最高角频率 π (第 $N/2$ 次谐波) 对整个方差的贡献。(19) 式表明, 时间序列的整个方差可以分解为各组成频率正弦波方差之和。

在通信理论中, $\frac{1}{N} \sum_{t=1}^N (x_t - \bar{x})^2$ 表示通过线路电阻的电信号功率, 而振幅平方 $(a_p^2 + b_p^2)/2$ 和 $a_{N/2}^2$ 则分别表示通过线路电阻的第 p 和 $\frac{N}{2}$ 次谐波的功率。(19) 式指明通过线路电信号, 其各次谐波功率的分布规律。(19) 式也称为巴塞尔 (Parseval) 等式, 它揭示了时间序列在时域内的平均功率 (对时间 t 积分) 等于频域内的功率 (对频率积分) 之和。

由 (19) 式可以获得样本函数在离散频率

$\omega_p = 2\pi p/N$ ($p=1, 2, \dots, \frac{N}{2}$) 上的线谱 $(a_p^2 + b_p^2)/2$ 或 $a_{N/2}^2$ 。但是时间序列通常有连续的频谱。如果我们把线谱 $(a_p^2 + b_p^2)/2$ 看作区间 $[\omega_p - \frac{\pi}{N}, \omega_p + \frac{\pi}{N}]$ 上频率对方差的贡献, 即以区间 $[\omega_p - \frac{\pi}{N}, \omega_p + \frac{\pi}{N}]$ 为底边的矩形面积等于 $(a_p^2 + b_p^2)/2$ 。则

$$(a_p^2 + b_p^2)/2 = \text{高}(h) \times 2\pi/N$$

令 $h = I(\omega_p)$, 则

$$I(\omega_p) = N(a_p^2 + b_p^2)/4\pi \quad (20)$$

对于 $a_{N/2}^2$, 则把它看作区间 $[\frac{(N-1)\pi}{N}, \pi]$ 上频率对方差的贡献。于是

$$I(\pi) = Na_{N/2}^2/\pi \quad (21)$$

$I(\omega_p)$ ($p=1, 2, \dots, \frac{N}{2}$) 表示样本函数 x_t 在区间 $[\omega_p - \frac{\pi}{N}, \omega_p + \frac{\pi}{N}]$ 内频率的平均强度。若以角频率 ω 为横坐标, 频率强度 $I(\omega)$ 为纵坐标, 将各频率的强度 $I(\omega)$ 绘于图上, 该图称为周期谱图 (periodogram)。周期谱图直观地表示出样本函数中各频率成分的强度。因此, 它是功率谱密度函数 (简称功率谱) 的一种估计。

对于 $p \neq \frac{N}{2}$, 由 (20)、(15) 式

$$I(\omega_p) = \left[\left(\sum_{t=1}^N x_t \cos \omega_p t \right)^2 + \left(\sum_{t=1}^N x_t \sin \omega_p t \right)^2 \right] / N\pi \quad (22)$$

利用 (11) 式可改写为

$$\begin{aligned} I(\omega_p) &= \left[\left(\sum_{t=1}^N (x_t - \bar{x}) \cos \omega_p t \right)^2 + \left(\sum_{t=1}^N (x_t - \bar{x}) \sin \omega_p t \right)^2 \right] / N\pi \\ &= \sum_{t=1}^N \sum_{s=1}^N (x_t - \bar{x})(x_s - \bar{x})(\cos \omega_p t \cos \omega_p s + \sin \omega_p t \sin \omega_p s) / N\pi \end{aligned} \quad (23)$$

注意

$$\cos \omega_p t \cos \omega_p s + \sin \omega_p t \sin \omega_p s = \cos \omega_p (s - t)$$

若令 $s - t = k$, 则

$$\cos \omega_p t \cos \omega_p (t + k) + \sin \omega_p t \sin \omega_p (t + k) = \cos \omega_p k$$

再由 (2) 式

$$\begin{aligned} \frac{1}{N} \sum_{t=1}^{N-k} (x_t - \bar{x})(x_{t+k} - \bar{x}) &= R_k \\ (k = 0, 1, \dots, N-1) \end{aligned}$$

于是

$$I(\omega_p) = \left(R_0 + 2 \sum_{k=1}^{N-1} R_k \cos \omega_p k \right) / \pi \quad (24)$$

R_k 是偶函数, 因此

$$I(\omega_p) = \sum_{k=-(N-1)}^{N-1} R_k e^{-i\omega_p k} / \pi \quad (25)$$

(24) 和 (25) 式分别表明, $I(\omega_p)$ 恰好是样本协方差函数的有限离散福里哀余弦变换和有限离散福里哀变换。

就本质而言, $I(\omega_p)$ 是定义在 $[0, \pi]$ 上离散点 ω_p 上的函数, 考虑到时间序列通常有连续的频谱, 若按 (24) 式定义 $[0, \pi]$ 上任一频率的周期谱图强度 $I(\omega)$ 为

$$I(\omega) = \left(R_0 + 2 \sum_{k=1}^{N-1} R_k \cos \omega_k \right) / \pi \quad (26)$$

$(\omega \in [0, \pi])$

则有

$$\lim_{N \rightarrow \infty} E[I(\omega)] = f(\omega) \quad (27)$$

$(\omega \in [0, \pi])$

$I(\omega)$ 是 $f(\omega)$ 的渐近无偏估计 (Chatfield, 1980); 式中 $f(\omega)$ 是平稳时间序列 X_t 的功率谱密度函数 (功率谱)

$$f(\omega) = \left(C_0 + 2 \sum_{k=1}^{\infty} C_k \cos \omega k \right) / \pi \quad (28)$$

而协方差函数 C_k 恰好是 $f(\omega)$ 的逆福里哀变换

$$C_k = \int_0^{\pi} \cos \omega k f(\omega) d\omega \quad (29)$$

或者说, 功率谱 ($f(\omega)$) 与自协方差函数 (C_k) 在福里哀变换意义下是等价的 (Chatfield, 1980)。功率谱密度函数 $f(\omega)$ 表示随机过程中 $[0, \pi]$ 区间上各频率成分的强度, 由于

$$\int_0^{\pi} f(\omega) d\omega = \sigma^2$$

因而 $f(\omega) d\omega$ 表示 $(\omega, \omega+d\omega)$ 区间上频率对随机过程整个方差 σ^2 的贡献, 对于 $f(\omega)$ 达到全局峰值的频率 ω_m , 在其邻域内的频率对整个方差的贡献 $f(\omega_m) d\omega$ 相对最大, 因此 ω_m 是随机过程的主频率。

根据上述讨论, 以随机过程的一个样本函数 (有限时间序列观测值) 出发有两种途径可以获得其样本功率谱: (1) 周期谱图分析, 利用公式 (15)、(20) 和 (21) 式计算在离散频率 $\omega_p = 2\pi p/N$ ($p=1, 2, \dots, \frac{N}{2}$) 上的 $I(\omega_p)$ 。(2) 福里哀余弦变换, 先估计样本自协方差函数 R_k , 然后利用 (26) 式计算 $I(\omega)$ 。这两种方法都是将 $I(\omega)$ 作为随机过程功率谱的估计。遗憾的是, 尽管 $I(\omega)$ 是功率谱 $f(\omega)$ 的渐近无偏估计 ((27) 式), 但是 $I(\omega)$ 不是 $f(\omega)$ 的一致估计 (consistent estimator), 即当观测次数 $N \rightarrow \infty$ 时, $I(\omega)$ 的方差 $Var [I(\omega)]$ 并不趋于 0 (platt and Denman, 1975)。功率谱的一致估计, 一般通过对 $I(\omega)$ 的平滑处理得到。

最常用的平滑方法是截断样本协方差函数的加权福里哀变换

$$\hat{f}(\omega) = \frac{1}{\pi} \left\{ \lambda_0 R_0 + 2 \sum_{k=1}^M \lambda_k R_k \cos \omega k \right\} \quad (30)$$

它与离散福里哀变换 (26) 式相比有两点不同: 1. (26) 式是对全部的样本协方差函数 R_k ($k=0, 1, \dots, N-1$) 进行离散福里哀变换, 但 (30) 式中只有被截断的一部分 R_k ($k=0, 1, \dots, M$) ($M < N$) 参加福里哀变换, M 称为截断点 (truncation point)。这是因为随着相关延迟 K 的增大, R_k 的和式 (见 (2) 式) 中项数越来越少, 因而精度越来越低。所以只截取前而一部分精度高的 R_k ($k \leq M < N$) 参加运算。2. (30) 式

中样本协方差函数的每个值 R_k 都乘一权函数值 λ_k ($k=0, 1, \dots, M$), λ_k 的值随着 K 增大越来越小。意味着精度低的 R_k 起的作用越来越小。 $\{\lambda_k\}$ 被称为延迟窗口 (lag window), 而 (26) 式相当于权函数值恒为1。

为了利用 (30) 式获得功率谱的估计 $\hat{f}(\omega)$, 需要选择合适的延迟窗口和截断点 M 。经常采用的延迟窗有 Tukey 窗口和 Parzen 窗口, 用这两个窗口估计的功率谱非常接近。故我们选取最常用的 Tukey 窗口。

$$\lambda_k = \frac{1}{2} \left(1 + \cos \frac{\pi K}{M} \right) \quad (31)$$

$(K = 0, 1, \dots, M)$

截断点 M 的选取比较困难。若 M 太大, 则 $\hat{f}(\omega)$ 的行为变得与 $I(\omega)$ 相似, 估计误差增大; 若 M 太小, 功率谱的某些重要特征可能被平滑掉。Chatfield (1980) 建议选取 M 值在 $2\sqrt{N}$ 附近, Platt 等 (1975) 建议 M 值在 $N/10$ 到 $N/4$ 之间选取。Jenkins 等 (1968) 建议选取3个不同的 M 值进行尝试。Finerty (1980) 综合上述建议, 选取3个 M 值: $\frac{N}{10}$, $\frac{1}{2} \left(\frac{N}{10} + \frac{N}{4} \right)$ 和 $\frac{N}{4}$ 的最相近整数。本文以 Finerty 选取法作为选取截断点的基础。附带说明, (30) 式原则上可以估计 $\omega \in \left[0, \frac{\pi}{\Delta} \right]$ 上任何频率的功率谱, 本文采样观测数据的时间间隔 $\Delta=1$ (年), 即可以估计 $[0, \pi]$ 上任何频率的功率谱。

若定义当 $k > M$ 时, $\lambda_k = 0$, 并且定义 $\lambda_{-k} = \lambda_k$ ($k=1, 2, \dots$), 则延迟窗口 $\{\lambda_k\}$ 的福里哀变换

$$K(\omega) = \frac{1}{2\pi} \sum_{k=-\infty}^{\infty} \lambda_k e^{-i\omega k} \quad (32)$$

$\omega \in (-\pi, \pi)$

称为谱窗口 (spectral window)。谱窗口相当于一个噪声滤波器, 窗口越宽通过的噪声越多。反之亦然。谱窗口的宽度称为带宽 (band width)。它表示从这个窗口可以看到的周期谱图部分。由于 $\nu \hat{f}(\omega)/f(\omega)$ 近似服从 χ^2 分布 (ν 是自由度) (Chatfield, 1980), 对于 χ^2 分布变量, 其方差

$$\text{Var}[\chi^2] = 2\nu$$

于最

$$\text{Var}[\nu \hat{f}(\omega)/f(\omega)] = \nu^2 \text{Var}[\hat{f}(\omega)/f(\omega)] = 2\nu$$

$$\text{Var}[\hat{f}(\omega)/f(\omega)] = \frac{2}{\nu}$$

对于 Tukey 窗口, 以 $\nu [\hat{f}(\omega)/f(\omega)]$ 的自由度 $\nu=8N/3M$, 因此

$$\text{Var}[\hat{f}(\omega)/f(\omega)] = \frac{3M}{4N} \quad (33)$$

Tukey 窗口的带宽 b 为

$$b = \frac{4}{3M} \cdot 2\pi \quad (34)$$

(Jenkins 等, 1968)。由于本文以角频率 ω 表示频率, 因此 b 的单位也是角频率 (弧度/单位

时间)。对照 (33)、(34) 式可以看出, 截断点 M 越大, 方差越大, 带宽越窄。带宽与方差成反比变化, 选择 M 等价于选择带宽。

由于 $\nu \hat{f}(\omega)/f(\omega)$ 服从 ν 个自由度的 χ^2 分布, 其 $100(1-\alpha)\%$ 显著程度的双边带置信区间的概率表达式为

$$P[\chi_{\nu, 1-\frac{\alpha}{2}}^2 < \nu \hat{f}(\omega)/f(\omega) < \chi_{\nu, \frac{\alpha}{2}}^2] = 1 - \alpha \quad (35)$$

式中 $\chi_{\nu, 1-\frac{\alpha}{2}}^2$ 和 $\chi_{\nu, \frac{\alpha}{2}}^2$ 分别为满足下列概率条件的 χ^2 分布上侧分位数

$$P[\chi_{\nu, 1-\frac{\alpha}{2}}^2 < \nu \hat{f}(\omega)/f(\omega)] = 1 - \frac{\alpha}{2} \quad (36)$$

$$P[\chi_{\nu, \frac{\alpha}{2}}^2 < \nu \hat{f}(\omega)/f(\omega)] = \frac{\alpha}{2} \quad (37)$$

于是, $f(\omega)$ 的 $100(1-\alpha)\%$ 双边带置信区间为

$$\frac{\nu \hat{f}(\omega)}{\chi_{\nu, \frac{\alpha}{2}}^2} < f(\omega) < \frac{\nu \hat{f}(\omega)}{\chi_{\nu, 1-\frac{\alpha}{2}}^2} \quad (38)$$

$$(\omega \in [0, \pi])$$

年度降水量和地上 净初级生产力的波动周期

海北站历年降水量和历年矮嵩草草甸地上净初级生产力分别绘于图1和图2。从图1可以看出, 1954—1984年期间的年降水量波动幅度较小, 比较平稳, 其均值为498.44毫米, 标准差55.69毫米, 变异系数为0.11。但1985—1991年期间的年降水量有增高的趋势(均值649.60毫米), 并且波动幅度增大(标准差147.32毫米, 变异系数0.22)。年降水量时间序列呈现明显的非平稳性(表1)。年初级生产力时间序列(表2)没有明显的趋势, 比较平稳的波动(图2), 可以认为是平稳时间序列。年降水量和初级生产力的波动不规则, 尤其是降水量。从图1和图2直观上很难判断其波动是否存在周期性。利用(3)式分别计算其样本自相关函数, 并绘于图3和图4。从它们的自相关函数来看, 都呈现衰减振荡趋势。但其波动也不规则。因而难以判断波动的周期性。然而可以断言, 即使它们真的周期性波动, 也不可能存在整数年或近似整数年的波动周期。因为若其有整数年或近似整数年的波动周期, 其自相关图必然呈现同样周期的振荡(Finerty, 1980)。我们用功率谱分析来判断降水量和初级生产力是否存在一个波动主周期。若其存在, 确定其大小。

对于平稳的初级生产力时间序列, 首先按(1)、(2)式计算样本协方差函数 R_k , 然后采用 Tukey 窗口[(31)式]以(30)式计算在 $[0, \pi]$ 区间上等距离散点 $\omega_j = \pi j/Q$ ($Q=9$) ($j=0, 1, \dots, Q$) 上的功率谱 $\hat{f}(\omega_j)$ 。因为没有整数年或近似整数年的周期, 所以 Q 取为9, 使得 ω_j 尽量取值非整数年周期角频率。由于初级生产力的数据太少(只有12个), 若按 Finerty (1980) 方式选取截断点 M , 则 $\frac{N}{10} = 1.2$, 最相近的整数是1。于是 M 的第一个值是1。由(30)式不难看出, 此时 $\hat{f}(\omega) = \text{常数}$, 因而 $\hat{f}(\omega)$ 值对于确定波动周期性没有意义。所以, 我们把 M 的第一个值取为最靠近 $N/5$ 的整数2。为了使各 M 点不重叠, 第三个截断点取为最靠近 $N/3$ 的整数4。显然, 介于二者之间的 M 第二个值恰好是3。

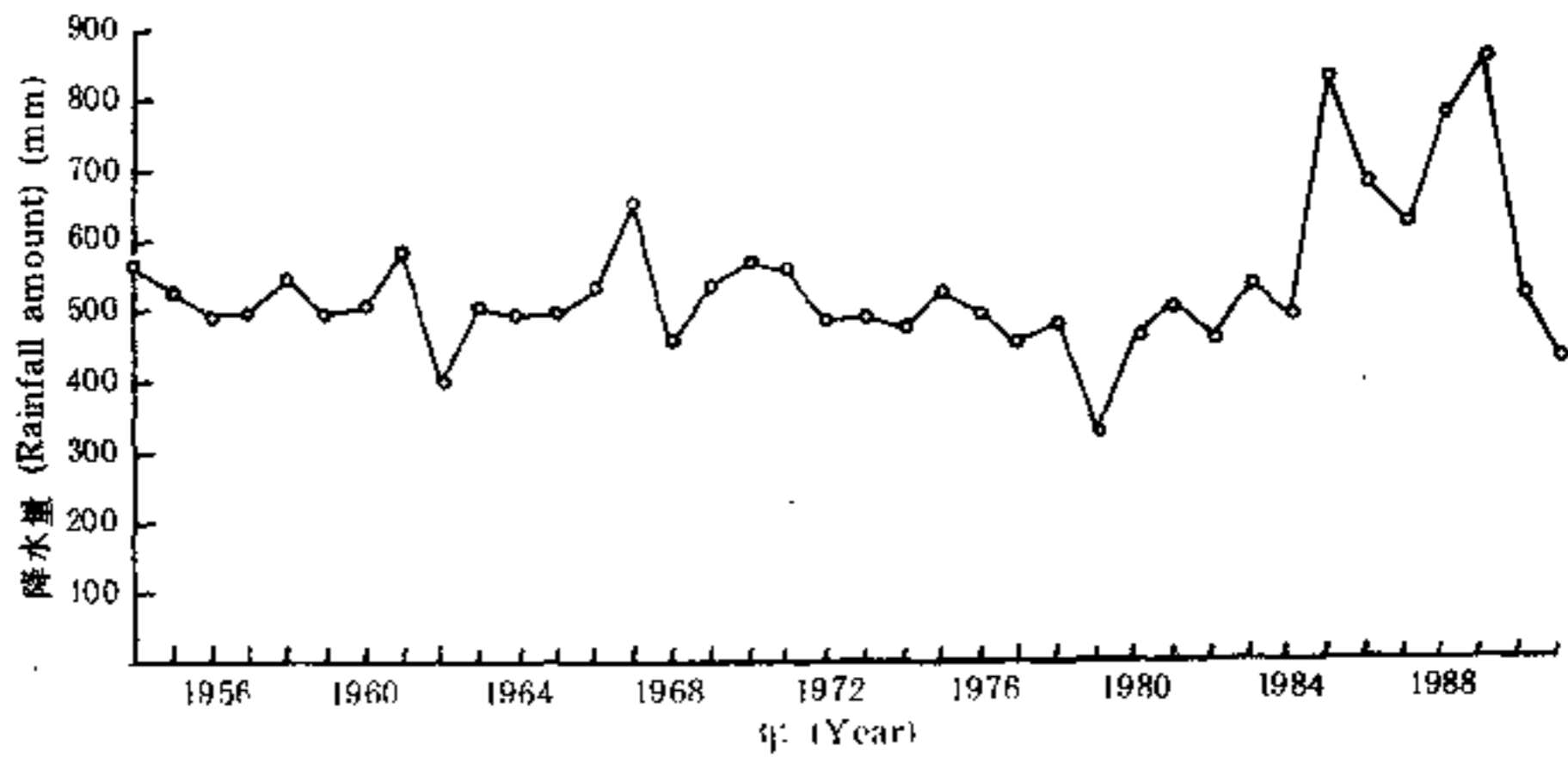


图1 海北高寒草甸生态系统定位站历年 (1954—1991) 降水量
 Fig. 1 The amounts of yearly rainfall in 1954—1991
 at Haibei Alpine Meadow Ecosystem Research Station

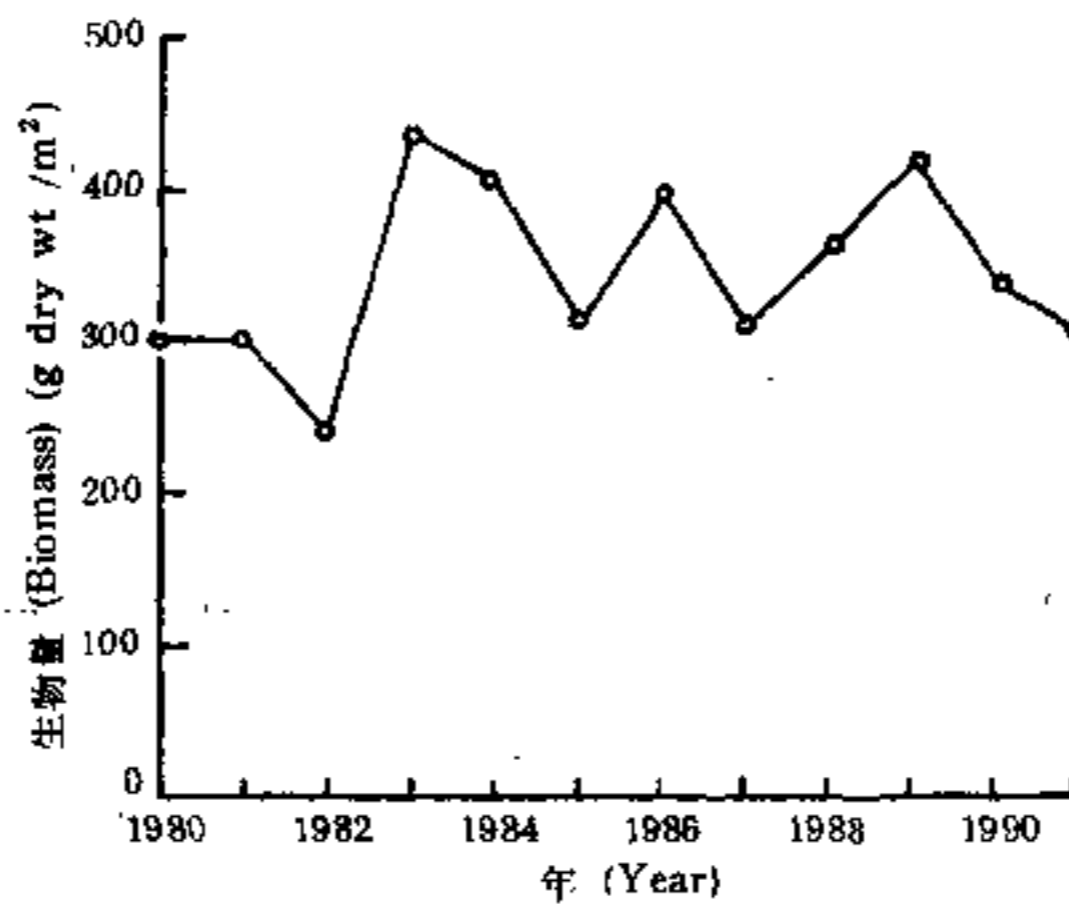


图2 海北高寒草甸生态系统定位站历年 (1980—1991) 矮嵩草甸地上净生产力
 Fig. 2 Aboveground net primary production in *Kobresia humilies* meadow in 1980—1991
 at Haibei Alpine Meadow Ecosystem Research Station

对于非平稳的年降水量时间序列, 为了利用前述的功率谱分析方法, 采用差分 (differencing) 方法“滤去”趋势, 使不平稳的降水量时间序列变为平稳的随机过程。设原来的时间序列为 $\{x_1, x_2, \dots, x_N\}$, 令

$$y_t = x_{t+1} - x_t = \nabla x_t \quad (39)$$

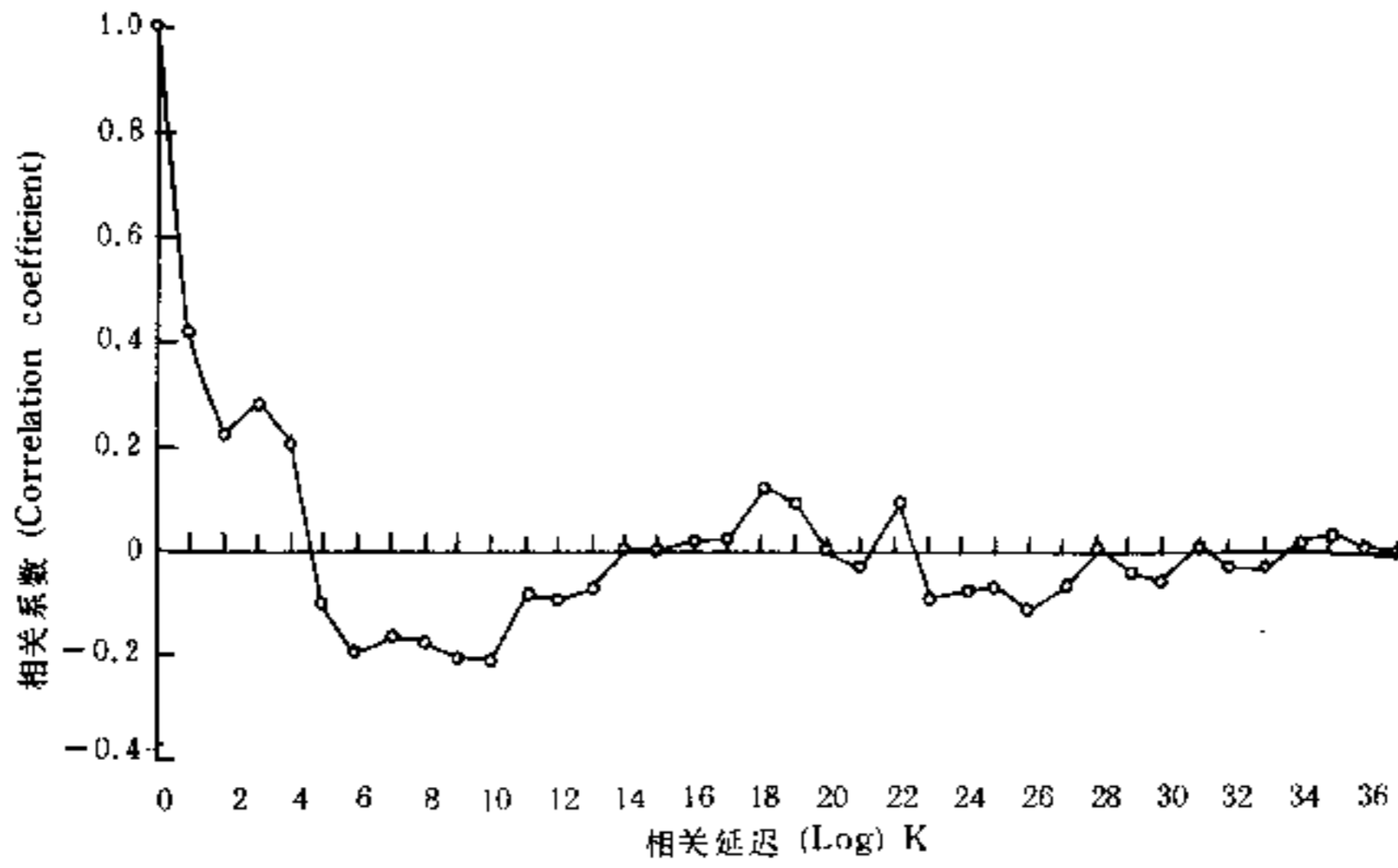


图3 历年降水量 (1954—1991) 自相关图
 Fig. 3 The autocorrelogram for yearly rainfall data (1954—1991)

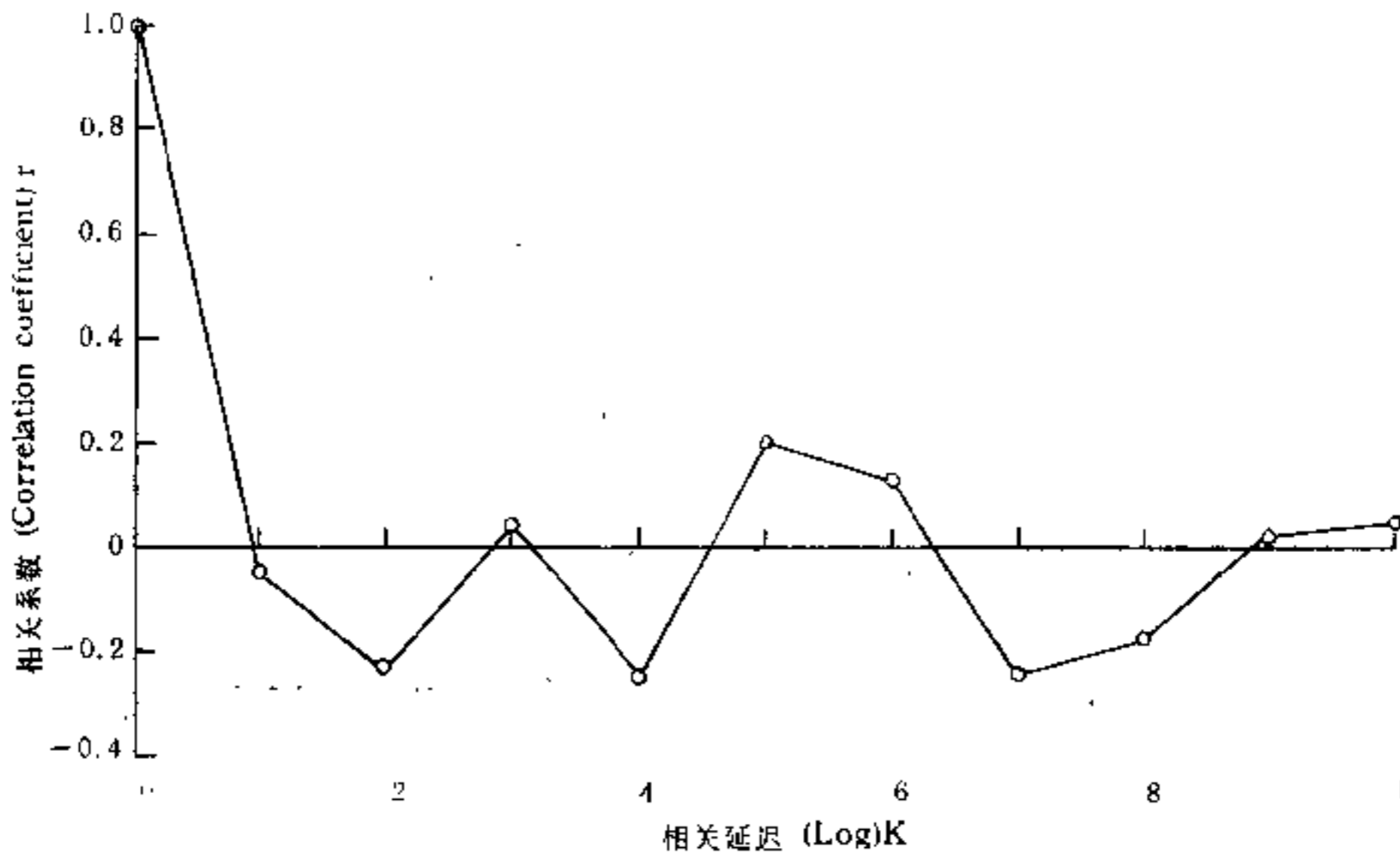


图4 历年矮蒿草草地地上净初级生产力 (1980—1991) 自相关图
 Fig. 4 The autocorrelogram for aboveground net primary production data (1980—1991) at *Kobresia humilis* meadow

$$(t = 1, 2, \dots, N - 1)$$

则得到一个新的时间序列 $\{y_1, y_2, \dots, y_{N-1}\}$ 。 ∇ 是向前差分运算符。对于一般的非平稳随

机过程,通常一阶差分足以使其达到平稳,并且差分滤波器不影响其固有的周期性(Box等,1970)。因此,首先将年降水量时间序列样本函数(表1)按(39)式差分化,然后,象计算初级生产力功率谱一样计算新的时间序列 $\{y_1, y_2, \dots, y_{N-1}\}$ 的功率谱。其截断点仍按Finerty(1980)方式选取。

由于数据量少,没有必要采用快速福里哀变换(FFT)。将上述计算过程程序化,在IBM PC系列微机上完成功率谱计算。

频率 f 与角频率 ω 之间的关系为 $\omega=2\pi f$,于是

$$f_j = \frac{\omega_j}{2\pi} = \frac{\pi j/Q}{2\pi} = \frac{j}{2Q} \quad (40)$$

$(j = 0, 1, \dots, Q)$

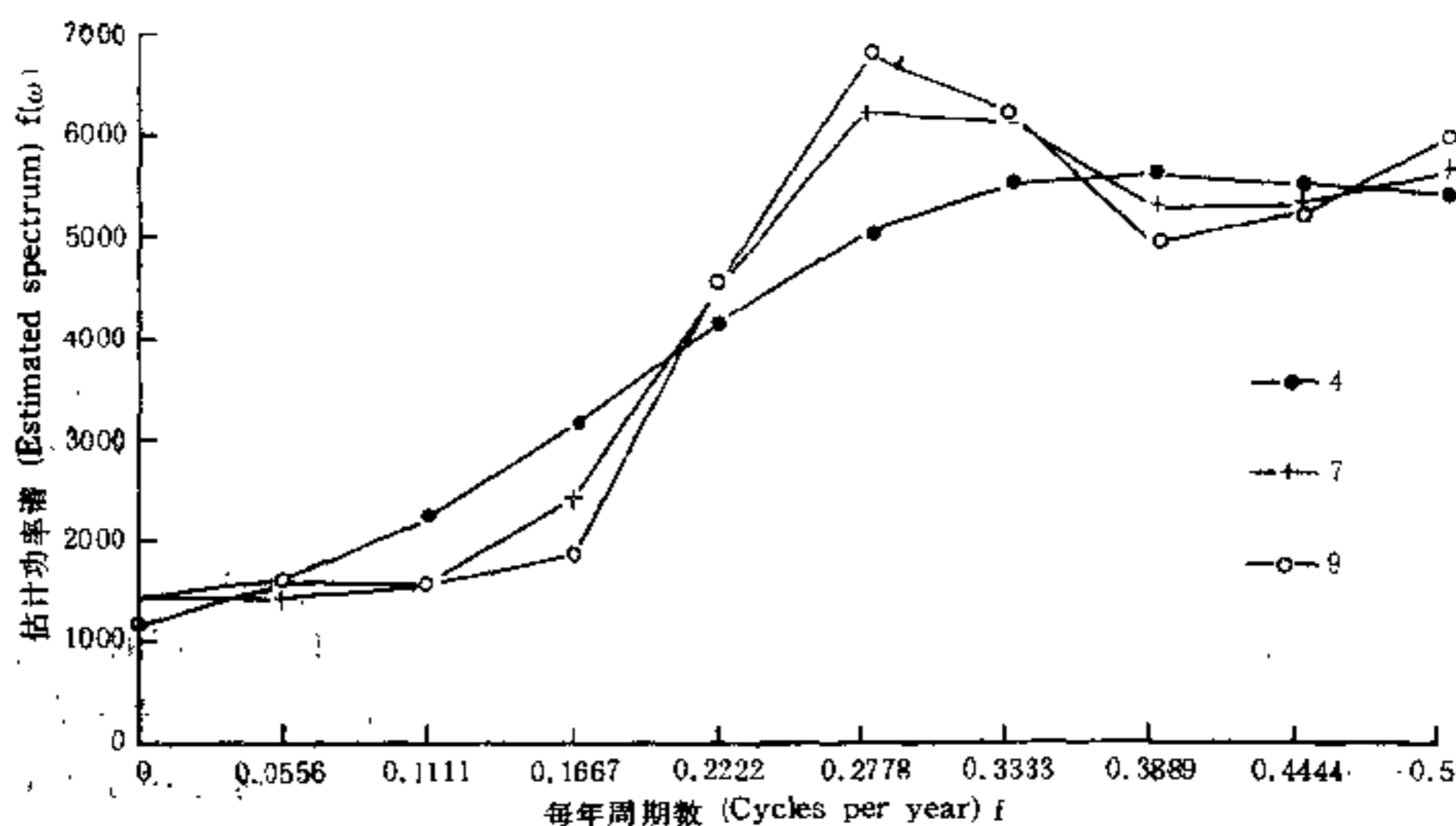


图5 高寒草甸生态系统年降水量估计功率谱 (a) $M=4$; (b) $M=7$; (c) $M=9$ 。

Fig. 5 Estimated power spectra for yearly rainfall at the alpine meadow ecosystems with (a) $M=4$; (b) $M=7$; (c) $M=9$ 。

注意,降水量和初级生产力的等距采样时间是1年,因而角频率 ω 的单位是弧度/年, f 的单位是周(期)/年。于是奈奎斯特(Nyquist)频率 $f_c=0.5$ 周/年。以频率 f 为横坐标,以估计功率谱 $f(\omega)$ 为纵坐标,分别将年降水量和矮蒿草甸年度地上净初级生产力在离散频率点上的估计功率谱 $f(\omega_j)$ 绘于图5和图6。在图例中,所标阿拉伯数字分别指明截断点 M 的值。由(34)式,截断点 $M=2, 3, 4, 7, 9$ 的带宽分别为0.67, 0.44, 0.33, 0.19和0.15周/年。无论是初级生产力还是降水量,数据均偏少,从而 M 值偏小, Tukey窗口带宽偏大。因此,图5和图6的谱曲线都很平滑,没有出现尖锐的窄峰。尤其是初级生产力谱线(图6)过于平滑。图5显示,对于 $M=7$ 和 $M=9$ 两条谱线非常靠近。在频率 $f=0.2778$ (周/年)附近有一明显的谱峰。表明年降水量存在一个大约 $\frac{1}{f}=3.600$ 年的主周期。或者说

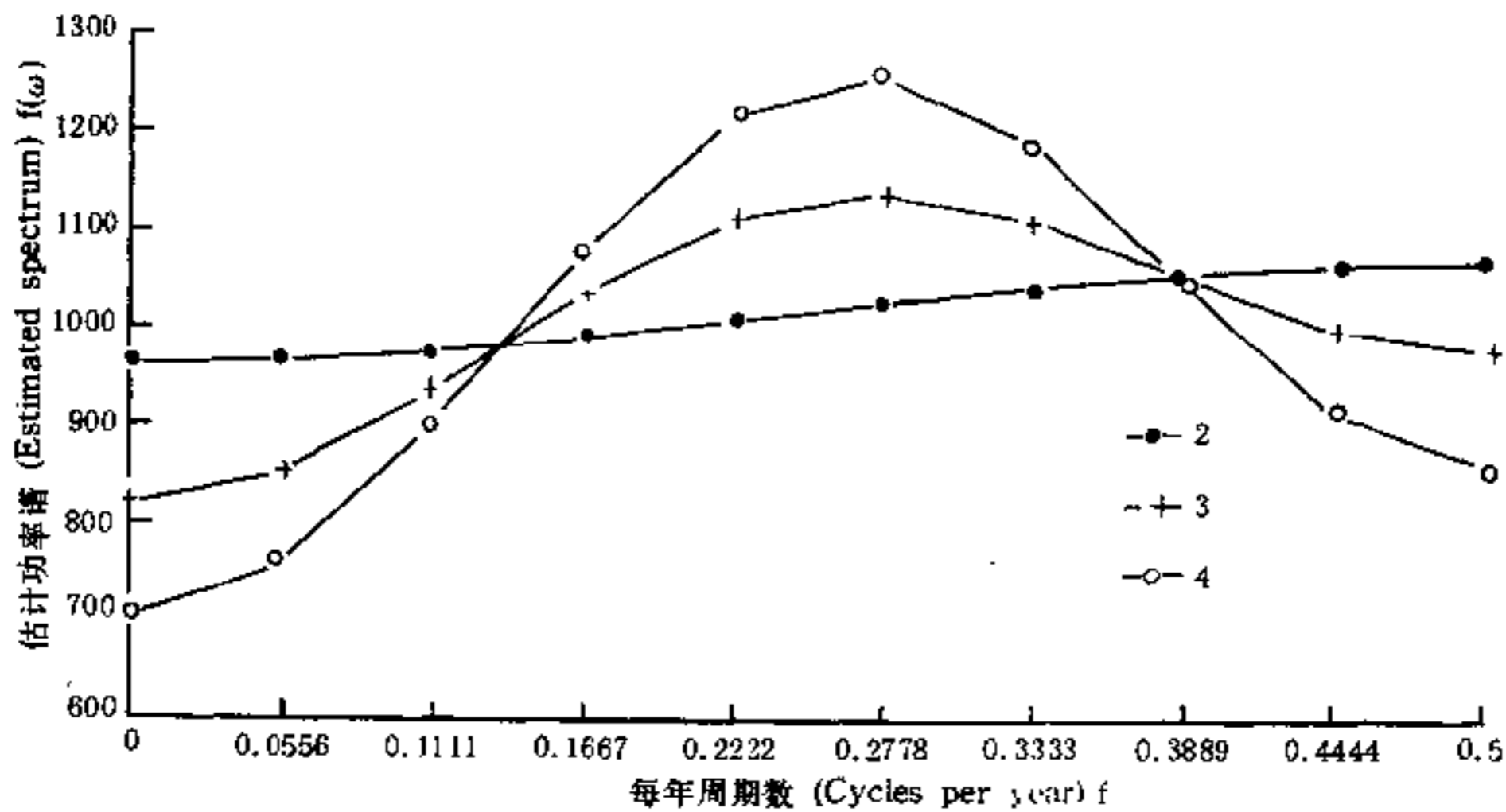


图6 高寒草甸生态系统矮嵩草草甸地上净初级生产力估计功率谱 (a) M=2; (b) M=3; (c) M=4.

Fig. 6 Estimated power spectra for the aboveground net primary productivity of *Kobresia humilis* meadow at the alpine meadow ecosystems with (a) M=2; (b) M=3; (c) M=4.

年降水量的变化周期位于3—4年之间。M=4时频带宽度过大，把这一谱峰平滑掉了，因而M=4的谱线是一条没有明显峰值的平滑曲线。对于初级生产力（图6），当M=3和M=4时，两条功率谱线比较靠近，亦在频率 $f=0.2778$ （周/年）附近有一最大峰值，说明矮嵩草草甸地上净初级生产力也存在一个大约3.6年的主周期，即3—4年的变化周期。由此可见，高寒草甸植物生产能力的变化周期（波动频率）与年降水量的变化周期（波动频率）大致是相同的。图6中M=2的谱线，呈一平坦缓升的直线。这是由于窗口频带过宽（0.67周/年），已经覆盖了所观察的0—0.5周/年频率范围。把该频率范围内所有的谱峰平滑得看不见了。在图5和图6中，当 f 趋向奈奎斯特频率0.5（周/年）时，各谱线均不趋于0，可能是0.5以上频率的折叠效应引起的混淆。

由于随机扰动，随机过程的样本函数可能在较大范围内变化。样本功率谱也随之变化。因此，有必要根据样本功率谱在一定置信水平上给出随机过程精确功率谱的置信区间估计。由（38）式可以看出，功率谱的置信区间随着频率变化。下面仅就峰值频率和出现峰值的谱线（对于降水量，M=7和9；对于初级生产力，M=3和4）给出 $1-\alpha=90\%$ 的置信区间估计。首先计算自由度 ν ，对于Tukey窗口 $\nu=\frac{8N}{3M}$ 。关于年降水量，当M=7时， $\nu=14.1$ 。当M=9时， $\nu=10.98$ 。为了简化，将其取为最相近的整数 $\nu=14$ 和 $\nu=11$ 。然后依据（36）、（37）式，从 χ^2 分布上侧分位数表中查出该自由度的 χ^2 分布统计量 $\frac{\nu \hat{f}(\omega)}{f(\omega)}$ 的上侧分位数 $\chi_{\nu, 1-\frac{\alpha}{2}}^2$ 和 $\chi_{\nu, \frac{\alpha}{2}}^2$ ， $\chi_{14, 0.95}^2=6.571$ 、 $\chi_{14, 0.05}^2=23.685$ 、 $\chi_{11, 0.95}^2=4.575$ 、 $\chi_{11, 0.05}^2=19.675$ 。在谱峰频率 $f_p=0.2778$ ，对于M=7，其估计功率谱 $\hat{f}(f_p)=6226.79$ ，对于M=9， $\hat{f}(f_p)=6804.14$ 。再根据（38）式计算出在 f_p 点功率谱 $f(f_p)$ 的置信区间：对于M=7， $f(f_p)$ 的90%置信区间为（3680.60，13266.64）。对于M=9为（3804.09，16359.68）。关于初级生产力，

$v \approx 11$ ($M=3$) 和 $v \approx 8$ ($M=4$), 用类似的方法可以计算出 $f(f_p)$ 的90%置信区间分别为 (634.89, 2730.36) ($M=3$) 和 (646.05, 3665.66) ($M=4$)。由于观测数据量 N 偏少, 因而置信区间过宽。显然, 随着积累的观测数据增多 (样本容量增大), 置信区间会变得越来越窄, 对精确功率谱的估计也会越来越准确。

讨 论

海北高寒草甸生态系统定位站位于欧亚大陆腹地、青藏高原的东北隅, 海拔高, 而且局部地形复杂。独特的地理位置和地理条件决定了高寒草甸生态系统的气候特征: 大陆性、季风性和高原性。通风谷地的特殊地形虽使定位站地区的年降水量高于邻近地区, 达到500毫米左右, 但空气稀薄干燥, 太阳辐射强烈, 水分蒸散量大, 全年干燥度 $k=2.1$, 仍属半干旱地区 ($1.50 \leq k \leq 3.99$)。尽管大部分降水 (88%左右) 是由夏季风带来, 但植物集中生长发育的暖半年 (5—10月) 的干燥度仍较高 ($K=1.6$), 只是接近半湿润地区 ($1.0 \leq k \leq 1.49$)。因此, 降水量仍然是高寒草甸生态初级生产力的关键制约因素之一 (周立, 1991b; 周立等, 1991c)。

大气—地球构成一个巨大的系统, 太阳辐射是大气地球系统中一切物理过程的基本动力。地球围绕太阳以一年为周期公转, 地面接收的太阳辐射也随之周年变化, 使得各地气候有规律地按季节周期变化, 表现为气候的年周期性。但是, 由于太阳本身的强烈活动, 太阳辐射可能发生变化, 太阳能量输出系统的外部参数也可能发生变化, 此外, 局部下垫面特性也可能变化, 这些变化引起地—气热量平衡、水分输送和大气环流的变化, 从而引起气候的变化, 此即气候的随机性。作为大气地球物理过程产物的降水, 其变化既表现出年周期性, 又表现出随机性。就宏观的随机变化趋势而言, 在海北定位站地区, 从1954—1984年的31年间, 围绕500毫米左右的年降水量波动幅度不大, 但从1985年以来的7年间, 伴随全球气候的急剧变化, 定位站地区的降水呈现明显地增加趋势 (平均年降水量达649.60毫米), 并且年降水量的波动幅度增大 (图1, 表1)。就微观的随机波动而言, 大气—地球系统本身的非线性性质决定了系统的周期性振荡行为。在海北站地区, 年降水量的平均振荡周期是3—4年, 即从概率统计角度来看两次峰值 (谷值) 的时间间隔是3—4年, 或者说每隔3—4年出现一次相同类型的值。由于存在着随机扰动, 这个规律并非确定不变的, 只是随机意义下的主周期。这个降水波动周期是由海北站地区特殊的地理位置和地理条件, 以及其与大气—地球系统的特定联系决定的。

从生态系统初级生产力的角度来看, 降水起着一种驱动和控制的作用。接着主周期随机波动的年降水量相当于一个周期性激励源或者生物群落的周期性边界条件。在这伴的降水条件激励下, 非线性的初级生产者亚系统有可能表现出两种振荡行为: ①与降水同周期随机波动。生物系统的能量结构是耗散结构, 要维持这个系统就需要能量补给源, 降水外力就是这伴的补给源之一。在周期性降水外力作用下, 生物系统可能表现为“受迫振荡”; 即与外力同频率振荡。②不管降水的周期性振荡, 由初级生产者亚系统内部机制或其他外部因子决定其随机波动主要周期。本文的谱分析结果表明, 高寒草甸生态系统的初级生产力表现为第①种振荡行为, 即初级生产力与年降水量以相同的主频率 (主周期) 随

机波动。初级生产力受许多外部因素制约,年降水量能够调控初级生产力的振荡周期这一点说明,对于高寒草甸生态系统的生物群落年降水的变化是引起生物生产力变化的重要气候因素。

初级生产过程受水、光、热、二氧化碳浓度、矿质营养元素以及初级生产者之间竞争等诸多因素影响,就降水而言,降水的季节分配也是和年降水量同等重要的影响初级生产力的因素,对植物生长发育瞬时起关键作用的是最小限制因子(其他因子可能有一定程度的补偿作用)。在高寒草甸生态系统中每一生长发育阶段初级生产的主要限制因子不同,只有在植物生长早期土壤可利用水(还有温度)才是主要限制因子(周立等,1991c),因此,初级生产力并不总是与年降水量同步变化。此外,生态系统作为一个有组织结构的整体,具有自我调控能力。生态系统在各种扰动下维持不变的能力称为稳定性(stability)。如果生态系统在扰动下已经发生状态变化,那么它恢复到原来状态的能力称为恢复能力(resilience)(Holling, 1973; Noy-Meir 等, 1986)。由于生态系统具有稳定能力和恢复能力,如果扰动(例如降水)强度不超过其调节范围,系统可能不变或与扰动非同步变化。即使扰动超出这个范围,也可能在一定时滞之后产生响应,这也是初级生产力与年降水量波动相位并不总吻合的另一原因。为了便于比较二者的相位关系,将图1和图2合并绘于图7。从图7可以看出,1980—1984年和1986—1991年期间两者基本上是同相位变化。但在1984—1986年期间两者反相变化,1985年的降水量达到一个异常高的峰值(824.50毫米),而初级生产力却降到一个谷值(307.75克/米²)。这表明对于高寒草甸生态系统年降水量是控制初级生产者亚系统行为的主要外力,但系统的行为并非由单一的年降水量决定,而是各种内部和外部因素共同作用的结果。

1989年年降水量和初级生产力都达到一个峰值(图7)。依据它们3—4年而波动主周期,两者在1992或1993年可能达到另一个峰值。其余年份以此类推。

Finerty (1980) 的研究结果表明,在极地和世界各地的森林线以上的高寒地区(统称冻原),其小哺乳动物及其捕食者种群存在一个短的波动周期:3—4年的平均周期;而在北方森林中小哺乳动物及其捕食者有一个平均10年的种群波动周期。Finerty 从小哺乳动物种群内部作用和外部作用机制探讨了出现种群周期波动现象的各种原因;但没有给出一个肯定的结论。究竟这些因子是如何协同地引起种群周期波动?哪些因子是诱发种群周期波动的关键因子?

同样地处冻原地带的高寒草甸生态系统,其初级生产力也恰好存在一个3—4年的平均波动周期。年降水的周期性变化似乎是诱发初级生产力以同样周期波动的关键因子。由此推测,生物系统3—4年的周期性波动能够普遍地发生于地理位置各异、广阔的全世界冻土地带,气候因子的周期性波动可能是诱因。高寒草甸初级生产者亚系统是一个非线性系统,它可能有自己固有的振荡主频率。但在降水周期性外力的作用下初级生产力以基本相同的周期“受迫振荡”,其自身而有振荡频率似乎并没有显示出来。由于存在着随机扰动,无论是年降水量还是初级生产力,都不可能精确地、数学或物理意义下的周期波动,振幅也不会那么规则。系统参数的改变也可能引起某种变化趋势,就象年降水量那样。再考虑到其他外部因子的作用和系统自身的调控能力,两者的振荡关系可能同主频率并非总是同步的。

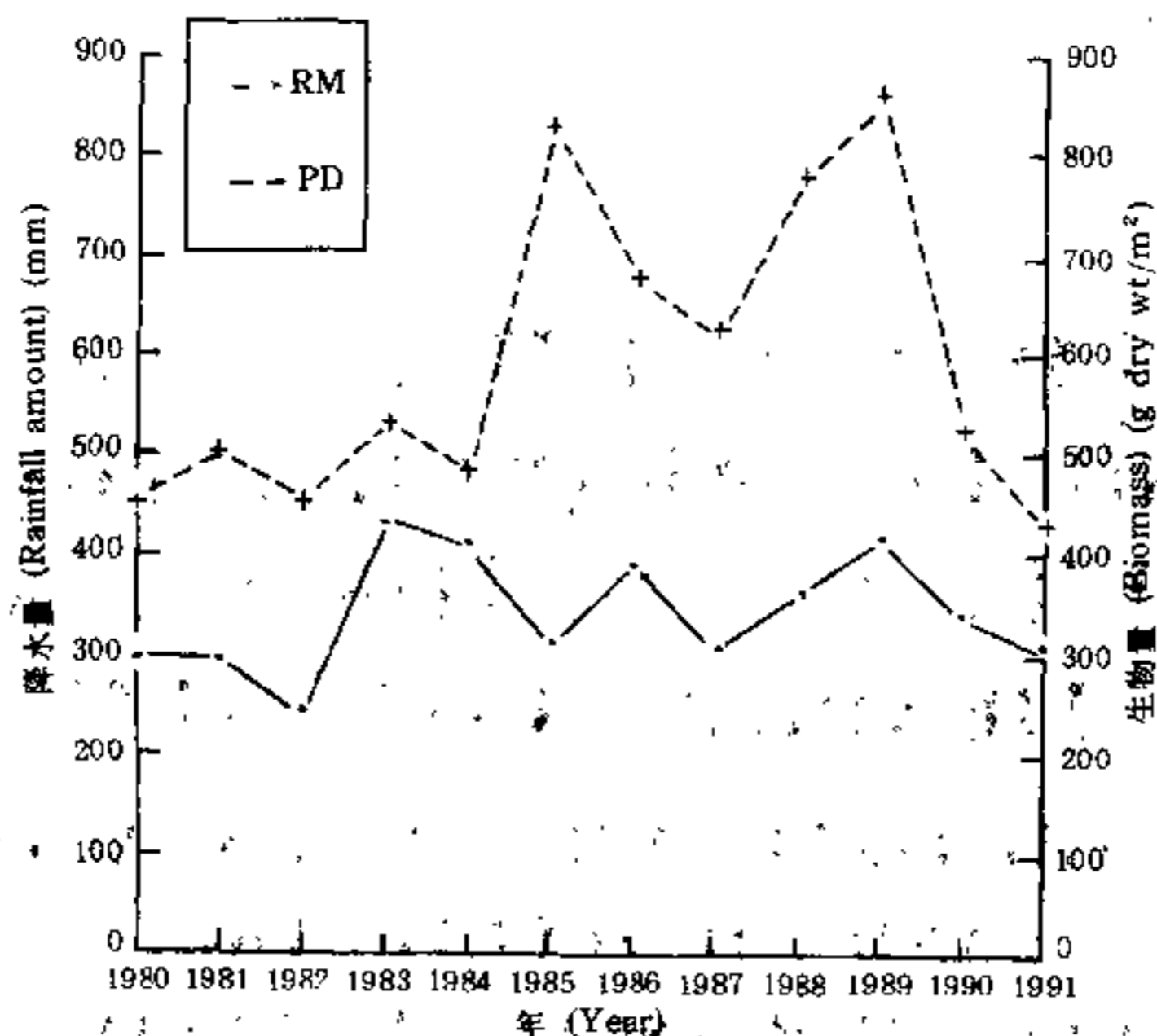


图7 1980—1991年年度降水量 (RN) 与地上净初级生产力 (PD) 的比较

Fig. 7 Comparison of yearly rainfall amount (RN) with aboveground net primary productivity (PD) in 1980—1991

初级生产力是生态系统一切消费者的基本食物来源，周期性波动的初级生产力显然是诱发各营养层次消费者周期波动的振荡源。由此推测，高寒草甸各营养层次的野生消费者也应有3—4年的平均波动周期，恰好与 Finerty 总结的普遍规律相一致。这有待于积累观测数据，继而进一步地探讨。同时通过其他生态因子的分析，进一步证实降水对初级生产力周期性波动的关键作用。

参 考 文 献

- 周立, 王祖望, 1991a, 高寒草甸生态系统研究的若干数学模拟模型. 科学出版社.
- 周立, 1991b, 高寒草甸生态系统非生命亚系统模拟模型及其应用程序: 方案1.0. 高寒草甸生态系统研究的若干数学模拟模型, 1—44. 科学出版社
- 周立, 王启基, 1991c, 高寒草甸生态系统初级生产者亚系统模拟模型及其应用程序: 方案1.0. 高寒草甸生态系统研究的若干数学模拟模型, 45—111. 科学出版社
- Anderson T W, 1971, The statistical analysis of time series. New York, Wiley.
- Box, G E P, Jenkins G M, 1970, Time series analysis, forecasting and control. San Francisco, Holden-Day.
- Cardon S Z, Iberall A S, 1970, Oscillations in biological systems. Curr. mod. Biol. 3: 237—249.
- Chatfield C, 1980, The analysis of time series; an introduction. Second edition. London and New York, Chapman and Hall.
- Finerty J P, 1980, The population ecology of cycles in small mammals. New Haven and London, Yale Univ.
- Holling C S, 1973, Resilience and stability of ecological systems. Ann. Rev. Ecol. Syst. 4: 1—23.
- Hsu H P, 1967, Fourier analysis. New York, Simon and Schuster.
- Jenkins G M, Watts D G, 1968, Spectral analysis and its applications. San Francisco, Holden-Day.

- Noy-Mier, Walker B H, 1986, Stability and resilience in rangelands. In Joss, P. J., Lynch, P. W. and Williams, O. B. (eds) Rangelands: a resource under siege. Cambridge, Cambridge Univ. p21-25.
- Platt T, Denman K L, 1975, Spectral analysis in ecology. Ann. Rev. Ecol. Syst. 6,189-210.
- Wiener N, 1964, On the oscillations of non-linear systems. In Gurland, J. (ed) Stochastic models in medicine and biology. Mathematics and Research Center Publications, 10,393. Madison, Wisconsin Univ. p167-174.

STUDIES ON THE CYCLES OF NONLINEAR OSCILLATION BEHAVIOR AT THE ALPINE MEADOW ECOSYSTEM

I. THE POWER SPECTRUM ANALYSIS AND THE FLUCTUATION CYCLES OF RAINFALL AND PRIMARY PRODUCTIVITY

Zhou Li Wang Qiji

(Northwest Plateau Institute of Biology,
The Chinese Academy of Sciences)

Zhou Qi

(Labour Worker University of Jieliu City)

Abstract

The alpine meadow ecosystem is a nonlinear system, the fundamental mode of its behavior is nonlinear cyclic oscillations acting random disturbances. According to this view, the ecosystem may be seen as an ensemble of nonlinear oscillators. Therefore, a complete description of the ecosystem would include a frequency structure, a list of the frequencies of all of its dominant cycles in studied on the structure, function and development of the ecosystem.

To recognize dominant cycles of ecosystem behavior in the presence of random effects can be a formidable task, the only known applicable mathematical technique is the method of power spectrum analysis.

In this paper, using observed data at Haibei Alpine Meadow Ecosystem Research Station and the theory and method of spectral analysis for time series, we discuss the existence of cycles for nonlinear oscillations in yearly rainfall and aboveground net primary

productivity at the alpine meadow ecosystem, and determine their dominant cycles, respectively.

The results of spectral analysis indicate that the average oscillation cycles of 3 to 4 years are actually existed in the fluctuations of the yearly rainfall and aboveground net primary productivity at the ecosystem. The cyclic fluctuation of yearly rainfall may be seen as an exciting source or a cyclic boundary condition of biological communities, the cyclic behavior of the primary productivity may result from cyclic rainfall forcing, and the primary production is oscillated with the same cycles of 3 to 4 years as yearly rainfall. But their phases are not always the same, because processes of primary production are in progress under the control of random disturbances and many factors, and the ecosystems are ability to regulate themselves under external disturbances.

The populations of small mammals and their predators generally have short fluctuation cycles with an average peroid of 3 to 4 years in tuntra areas in northern hemisphere (Finerty, 1980). The alpine meadow ecosystem is in same areas, and its primary productivity, that is the hasic source of food for all consumers, also has average fluctuation cycles of 3 to 4 years, thereby we infer that the same cycles of 3 to 4 years may exist in the populations of small mammals and their predators at the alpine meadow ecosystem.

Key words: Alpine meadow ecosystem; The cyclic behavior of nonlinear oscillation, Power spectrum analysis; Stochastic processes and time series; The dominant cycles of fluctuation for yearly rainfall amount and primary productivity

