

高寒草甸生态系统非线性振荡行为 周期性的研究*

II. 气温波动的功率谱分析及其波动周期与 初级生产力振荡周期的关系**

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

本文利用海北高寒草甸生态系统定位站建站以来积累的观测数据,运用随机过程功率谱分析的理论和方法,探讨高寒草甸生态系统年均气温振荡行为的周期性。

谱分析结果表明,高寒草甸的年均气温存在一个3年的平均波动周期,而高寒草甸的年降水量和初级生产力均以3—4年的平均周期振荡。年均气温与初级生产力波动周期不一致的原因,在于在高寒草甸生态系统中相对气温而言,降水则是引起初级生产力波动的更重要因子。以及高原的强烈太阳辐射的增温效应削弱了年均气温波动所引起的植物冠层温度的相对波动。

在高寒草甸生态系统中,周期性波动的年降水是诱发初级生产力受迫周期性振荡的主要激励源,而小幅度周期性振荡的年均气温只是一个辅助激励源。只有当初级生产力出现3年周期波动时,年均气温与初级生产力才同周期振荡。

关键词: 高寒草甸生态系统;非线性振荡行为周期性;年均气温波动的主周期;功率谱分析;随机过程和时间序列

周期性变化是自然界和人类社会的普遍现象。如气温的日周期变化,季节的年周期变化,地球气候的长时间尺度周期变化,生物种群数量的周期性变化,世界经济的周期性增长与衰退等等。

非线性的生态系统,其行为的基本模式是在随机扰动下的非线性振荡,并且在时间

* 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。

和空间上趋于周期性变化 (Wiener, 1964; Cardon 等, 1970; Platt 等, 1975)。而系统的振荡行为则是通过系统的状态变量或各组分的振荡行为表现出来的, 因此, 系统内各主要状态变量或组分波动 (振荡) 的周期性研究、它们的主频率或主周期及其相互关系的研究, 亦即系统行为的频率结构或周期结构的研究, 在生态系统结构、功能及其演变规律的研究中应占有重要地位。

高寒草甸生态系统的年度降水量和初级生产力都表现为随机扰动下的周期性波动。并且它们有相同的波动主周期: 3—4年的平均波动周期。年降水的周期性波动可能是诱发初级生产力以同样周期波动的激励源。初级生产力表现为“受迫振荡”。但是, 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, 但相位未必总是相同的, 即未必总是同步的 (本研究 I)。低温是高寒草甸生态系统的重要气候特征之一, 年均气温只有 -2°C 左右 (周立, 1991a)。由于海拔高, 热量不足, 植物生长期短促, 平均只有148天左右, 物候进程快。因此, 限制了初级生产者对全年丰富光能的有效利用, 净初级生产的全光谱光能利用率只有0.30%左右, 地上部分仅0.106%左右 (周立等, 1991b), 进而限制了整个系统的能量和物质积累。从这个意义上讲, 气温是高寒草甸生态系统生产力的主要限制因子。高寒草甸年均气温的波动幅度虽然不大, 但这种小幅度振荡是否也存在着周期性? 作为主要限制因子, 它的波动对初级生产力周期性波动有多大影响? 在研究系统行为频率结构时, 这也是一个重要研究内容。

本文利用海北高寒草甸生态系统定位站多年积累的观测数据, 采用时间序列功率谱分析方法, 探讨年均气温的变化趋势、波动的周期性, 并进而确定其波动主频率 (主周期) 与初级生产力波动主频率 (主周期) 的关系。显然, 本文的研究结果将进一步阐明高寒草甸生态系统的频率结构, 揭示作为外力的气温周期性波动对高寒草甸生物系统周期性振荡行为的作用, 加深对高寒草甸生态系统结构、功能及其运动规律的认识, 并为合理开发利用高寒草甸生态系统资源提供依据。

研究地点与观测结果

本研究在中国科学院海北高寒草甸生态系统定位站进行。海北站的自然地理及气候概况请参看本研究 I (本大集), 此处不再赘述。

用常规方法观测气温。由于海北站于1976年建站, 1980年起方有气象观测记录, 年均气温数据过少, 对于谱分析信息量不足。幸好与海北站直线距离约29公里的浩门农科所, 有一青海省海北州气象局的长期气象观测点。其气温观测的起始时间是1957年, 并在海北站地区有一短期观测点。1957—1980年浩门农科所的平均年均气温为 0.1°C , 而定位站为 2.0°C ^{*}, 用两地的平均年均气温偏差 (2.1°C) 订正浩门农科所的历年平均气温, 从而获得定位站1957—1980年的平均气温。1981—1991年的年均气温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1957—1991年的年均气温列于表1。为便于比较分析, 将1980—1991年矮嵩草草甸地上净初级生产力测定数据列于表2 (取自本研究

*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。

I)。

表1 海北高寒草甸生态系统1957—1991年的年均气温(℃)

Table 1 Yearly average air temperatures in 1957—1991 at Haibei Alpine Meadow Ecosystem Research Station(℃)

年 Year	1957	1958	1959	1960	1961	1962	1963
气温 Air temperature	-2.5	-1.7	-2.2	-2.0	-2.1	-2.5	-2.1
年 Year	1964	1965	1966	1967	1968	1969	1970
气温 Air temperature	-1.9	-2.0	-1.8	-2.4	-1.9	-1.4	-2.1
年 Year	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977
气温 Air temperature	-1.5	-1.4	-1.5	-1.5	-1.8	-2.5	-2.9
年 Year	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984
气温 Air temperature	-2.1	-2.2	-2.4	-1.1	-2.3	-2.5	-2.0
年 Year	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991
气温 Air temperature	-1.6	-1.9	-0.9	-1.1	-1.8	-1.5	-1.8
均值 Mean	标准差 Standard deviation						
	-1.9114			0.4490			

表2 矮嵩草草甸1980—1991年地上部分净初级生产力(克干重/平方米)

Table 2 Aboveground net primary production in 1980—1991 at *Kobresia humilis* meadow(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						
	340.35						56.42

功率谱分析方法

功率谱分析的理论和方法,在本项研究 I 中已有比较详细的谱述。这里只简要地介绍本文用到的功率谱分析主要计算公式,并不进行任何理论推导。

年均气温是一个随机变量,而历年的年均气温构成一个时间序列 (time series),也称为随机过程 (stochastic processes)。若以 X_t 表示第 t 年的年均气温,则历年的年均气温的集合 $\{X_t, t \in (1, 2, \dots)\}$ 是一个离散随机过程或离散时间序列。表1所列的时间序列

X_t 的一族观测数据, 称为该序列的一个样本函数或一次实现。时间序列的重要特征是时序性 (不可改变观测数据排列的时间顺序) 和随机性 (不可确切预知性)。时间序列有其统计规律, 虽然不能精确地预测时间序列的未来行为, 但可根据样本函数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。

时间序列的概率统计理论大多是关于平稳时间序列 (stationary time series) 的 (Chatfield, 1980)。为了应用这些理论通常移去时间序列的变化趋势和季节性波动, 将非平稳的时间序列转换为平稳时间序列。对于年均气温这样的非季节性变化时间序列, 如果含有变化趋势, 一阶差分足以“滤去”趋势使其达到平稳, 并且差分滤波器不影响其固有周期性 (Box 等, 1970)。设原来的时间序列 X_t ($t=1, 2, \dots$) 的样本函数为 $\{x_1, x_2, \dots, x_N\}$, 令

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

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

则得到一个新的时间序列 Y_t ($t=1, 2, \dots$) 的样本函数 $\{y_1, y_2, \dots, y_{N-1}\}$ 。该序列就是原来时间序列一阶差分滤波的结果。 ∇ 表示向前差分运算符。假如序列 $\{x_1, x_2, \dots, x_N\}$ 含有趋势, 我们就用差分后的新序列 $\{y_1, y_2, \dots, y_{N-1}\}$ 代替它进行功率谱分析。

设 x_i ($i=1, 2, \dots, N$) 是平稳离散时间序列 X_t 的一个样本函数 (一族观测数据或一阶差分滤波后的数据)。则样本均值为

$$\bar{x} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N x_i \quad (2)$$

而样本自协方差函数为

$$R_k = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N-k} (x_i - \bar{x})(x_{i+k} - \bar{x}) \quad (3)$$

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

式中 k 是相关延迟 (lag)。进而样本自相关函数为

$$r_k = R_k / R_0 \quad (4)$$

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

当然, 对于非平稳的离散时间序列也可以用 (2) — (4) 式计算其相应统计量。若以相关延迟 k 作为横轴, 以相关系数 r_k 为纵轴, 绘制自相关函数 r_k 关于 k 的点或折线图, 该图称为时间序列 X_t 的自相关图 (autocorrelogram)。利用自相关图可以粗略地判断任何时刻数据对未来数据的影响。因此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。

平稳时间序列 X_t 的估计功率谱或样本功率谱, 通常用截断样本协方差函数的加权福里哀 (Fourier) 变换

$$\hat{f}(\omega) = \frac{1}{\pi} \left\{ \lambda_0 R_0 + 2 \sum_{k=1}^M \lambda_k R_k \cos \omega k \right\} \quad (5)$$

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

计算。式中 ω 表示角频率, π 是 ω 的可分辨最高角频率, 称为折叠频率或奈奎斯特 (Nyquist) 频率, 可用 (5) 式估计 $[0, \pi]$ 区间上任一角频率的功率谱。 M 是截断点

(truncation point) ($M < N$); (5) 式中只有被截断的一部分自协方差函数 R_k ($k=0, 1, \dots, M$) 参加福里哀变换, 这是因为随着相关延迟 k 增加, R_k 的和式 (见 (3) 式) 中项数越来越少, 因而精度越来越低。所以只截取前面一部分精度高的 R_k ($k=0, 1, \dots, M$) ($M < N$) 参加运算。 λ_k ($k=0, 1, \dots, M$) 是延迟窗口 (lag window), λ_k 的值随着 k 的增大而越来越小, 意味着精度低的 R_k 起的作用越来越小。选取最常用的 Tukey 窗口。

$$\lambda_k = \frac{1}{2} \left(1 + \cos \frac{\pi k}{M} \right) \quad (6)$$

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

作为 (5) 式中的延迟窗口 $\{\lambda_k\}$ 。截断点 M 采用 Finerty (1980) 方法选取, 即选取 3 个最靠近 $N/10$, $\frac{1}{2}(N/10 + N/4)$ 和 $N/4$ 的整数, 分别利用 (5) 式估计功率谱, 以便找出最相近的估计。对于 Tukey 窗口, 其自由度 $\nu = 8N/3M$, 估计功率谱 $\hat{f}(\omega)$ 与自由度 ν 之积与真正功率谱密度函数 $f(\omega)$ 之比 $\nu \hat{f}(\omega)/f(\omega)$, 近似服从 χ^2 分布, 窗口带宽

$$b = \frac{4}{3M} \cdot 2\pi \quad (7)$$

(Jenkins and Watts, 1968)。b 的单位与角频率相同, 均为弧度/单位时间, 本文中单位时间 = 1 年。

年均气温的变化趋势与波动周期

为了便于直观考察, 将海北站 1957—1991 年 35 年的年均气温绘于图 1。图 1 显示, 1957—1974 年的年均气温呈波浪式上升。之后于 1974—1977 年间急剧下降。从 1978 年开始新一轮波浪式上升。35 年间极端最低年均气温出现在 1977 年 (-2.9°C)。而极端最高年均气温出现在 1987 年 ($+0.9^\circ\text{C}$)。1957—1980 年 24 年的平均年均气温为 -2.02°C , 标准差为 0.39°C , 变异系数为 0.19。而 1980—1991 年 12 年的平均年均气温为 $+1.74^\circ\text{C}$, 标准差为 0.50°C , 变异系数为 0.29。1980—1991 年 12 年的平均气温较前 24 年的平均气温升高 0.28°C , 而且在该段时间内年均气温的波动幅度有所增大; 同期的降水量也呈现类似的变化趋势 (见本项研究 I); 这与近十余年来全球气候的剧烈变化有关。纵观 35 年间的年均气温, 确实存在着气候变暖的趋势, 但其变化并非持续上升, 而是一段时期波浪式上升, 接着一段时间波浪式下降, 然后开始新一轮更大幅度的波浪式上升和下降。也许存在这样阶段性升、降的长周期, 但由于观测数据较少, 跨越的时间长度较短, 长周期出现的次数太少, 即使真的存在长周期也无法用这样少的数据加以判定, 这里只能将其看作一种变化趋势。下面我们注意力集中到波动的短周期上。

由于年均气温变化既掺杂着上述趋势, 又有随机扰动, 因而其波动不规则 (图 1), 直观上难以判断波动是否存在周期性。若考察其自相关图 (图 2), 自相关函数的变化也不规则, 也难断定波动的周期性存在与否。因此, 我们首先用差分滤波器滤去趋势。令 x_1, x_2, \dots, x_{35} 分别表示 1957—1991 年逐年的年均气温, 用 (1) 式滤波后得到的新序列 y_t ($t=1, 2, \dots, 34$) 绘于图 3。从图 3 可以看出 y_t 的大部分谷—峰—谷波动时间长度是 3 年, 也就是说, y_t 可能有一个 3 年左右的平均波动周期。若利用 (4) 式计算 y_t ($t=1, 2, \dots,$

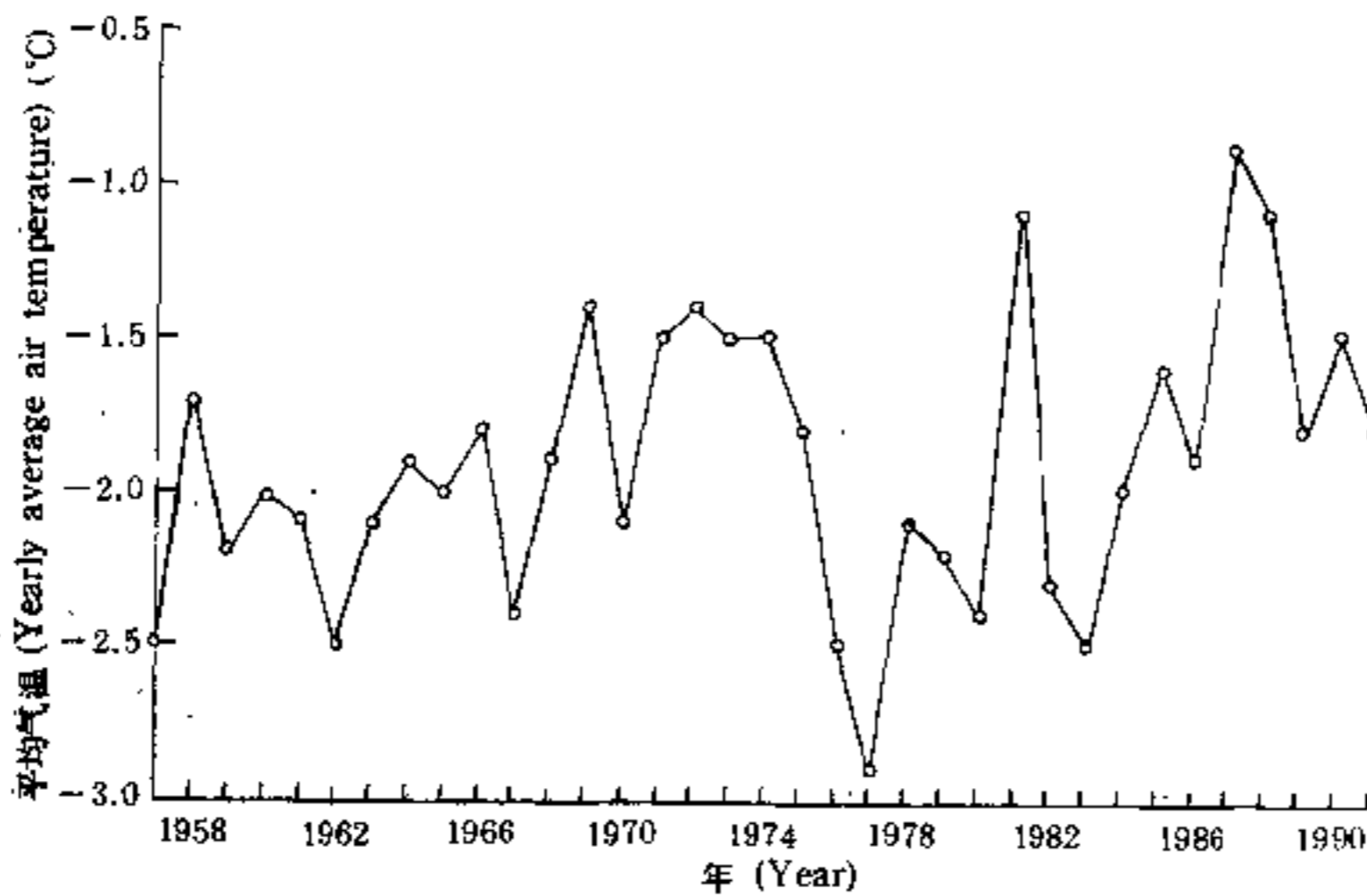


图1 海北高寒草甸生态系统定位站历年(1957—1991)年均气温

Fig. 1 Yearly average temperatures in 1957—1991 at Haibei Alpine meadow Ecosystem Research Station

34) 的自相关函数 r_k ($k=0, 1, \dots, 33$), 从其自相关图(图4)来看更可确认这一点。在图4中, 自相关函数比较规则地振荡, 谷—峰—谷波动周期几乎都是3年; 其峰值(局部最大正相关系数)基本上出现在相关延迟 $k=3, 6, 9, 12, 15, \dots$ 等3的倍数年上。在所有的 r_k ($k=0, 1, \dots, 33$) 中, 除 $r_0=1$ (任何序列均如此) 外, r_3 有最大正值。并且随着 k 的增大 r_k 呈衰减振荡。这些特征进一步表明年均气温可能存在一个3年左右的平均振荡周期。因为以整数年周期规则振荡的时间序列, 其自相关函数也以相同周期规则振荡, 自相关函数的峰值恰好出现在该整数年周期整数倍的相关延迟值上。如果该序列是无限的, 其自相关函数的振幅可能并不衰减。但对有限长度的序列, 由于随着延迟 k 的增大 r_k 中所含求和项数越来越少((4)、(3) 式), r_k 可能呈现衰减振荡。

为了比较准确地确定年均气温时间序列的振荡周期, 我们再对其进行功率谱分析。对于差分后得到的序列 y_t ($t=1, 2, \dots, 34$), 先利用 (2)、(3) 式计算其自协方差函数 R_k 。然后采用 Tukey 窗口 ((6) 式) 按 (5) 式估计在 $[0, \pi]$ 区间上等距离散点 $w_j = \pi j / Q$ ($j=0, 1, \dots, Q$) 上的功率谱 $f(w_j)$ 。频率 f 与角频率 w 的关系为 $w = 2\pi f$, 因此, 与 w_j 对应的 f_j 为

$$f_j = \frac{w_j}{2\pi} = \frac{\pi j / Q}{2\pi} = \frac{j}{2Q} \quad (8)$$

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

由于年均气温的等距采样时间是1年, 因而角频率 w 的单位是弧度/年, 频率 f 的单位是周(期)/年。由 (8) 式奈奎斯特频率 $f_0 = 0.5$ 周/年。通过前面的直观分析, 估计年均气温时间序列可能有一个近似3年的主周期。若取 $Q=9$, 则 $f_6 = \frac{6}{18} = \frac{1}{3}$ 周/年。频率 f_6 的周期恰好是3年, 故取 $Q=9$, 以便考察在3年周期上功率谱值。为了可靠地识别年均气温

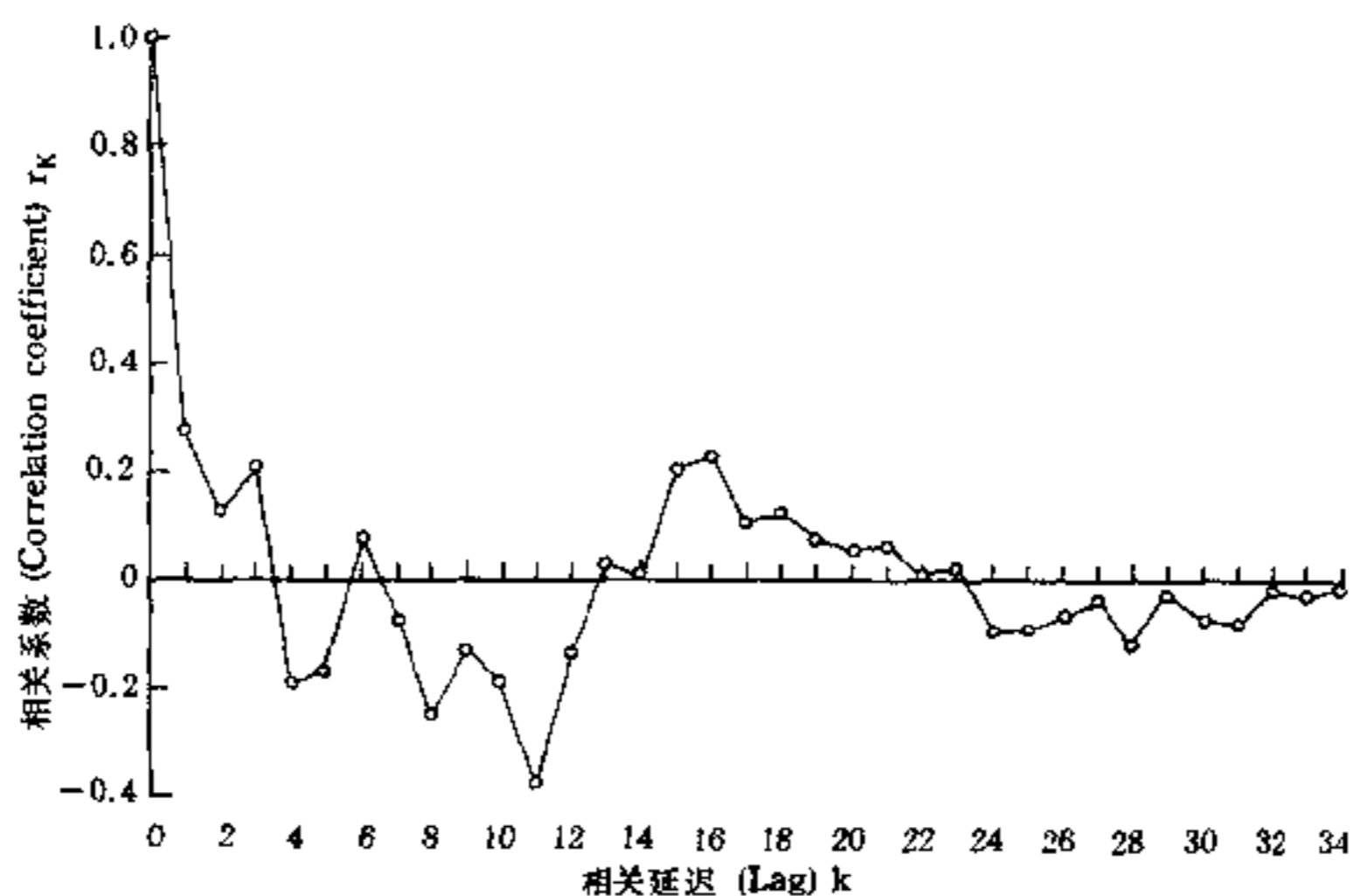


图2 历年 (1957—1991年) 年均气温自相关图

Fig. 2 The autocorrelogram for yearly average air temperature data (1957—1991)

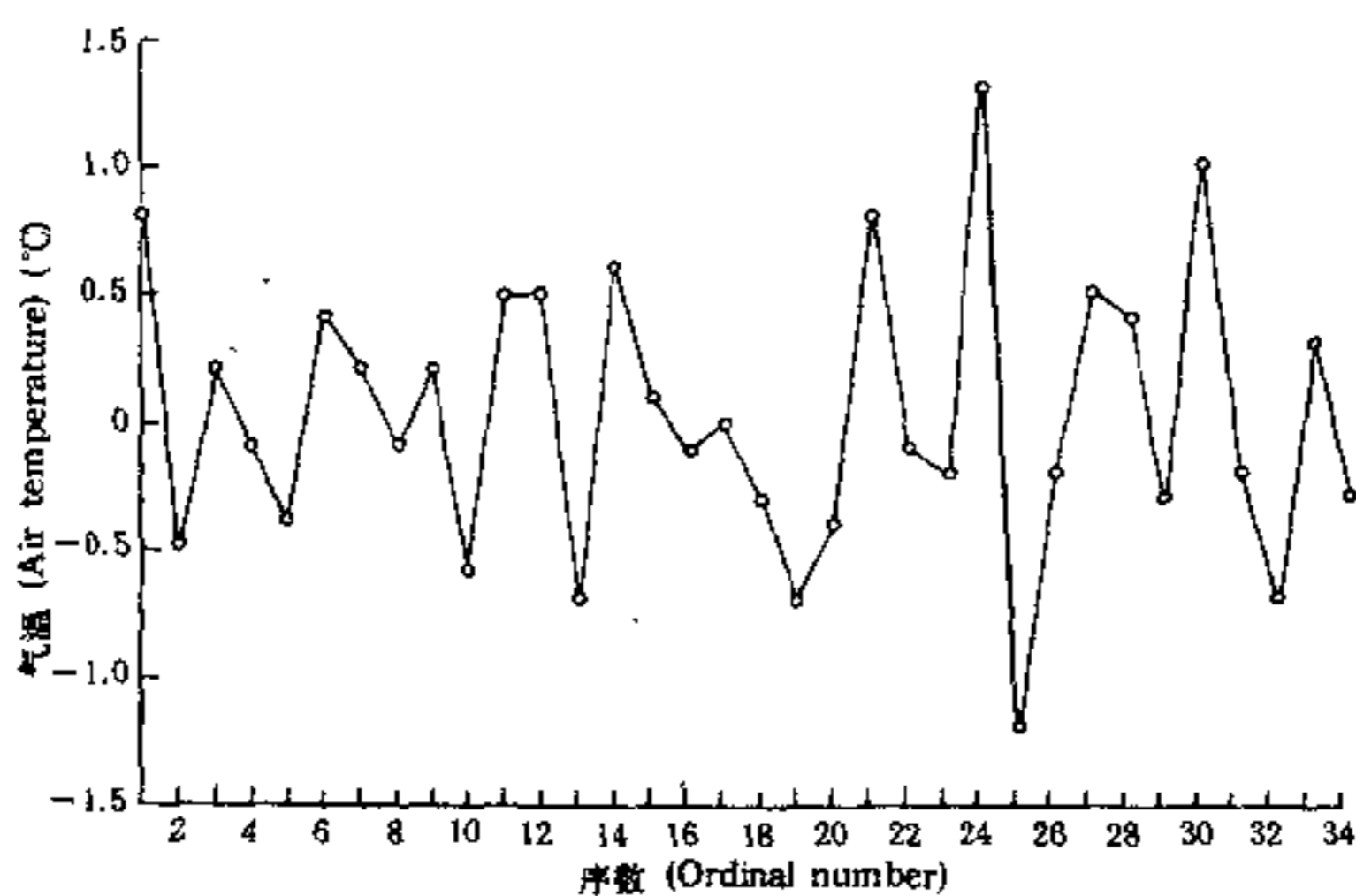


图3 差分年均气温序列得到的新序列

$$y_t \quad (t=1, 2, \dots, 34)$$

Fig. 3 A new series y_t ($t=1, 2, \dots, 34$) resulting from differencing the series of yearly average air temperature

时间序列的波动主周期和主频率, 依 Finerty (1980) 方法选取3个截断点: $M=3, 6, 9$, 对每一个 M 值分别计算离散功率谱 $\hat{f}(\omega_j)$ ($j=0, 1, \dots, 9$), 得到一条估计功率谱折线。将上述计算过程编为程序, 在微机上完成功率谱计算。

以频率 f 为横坐标, 以估计功率谱 $\hat{f}(\omega)$ 为纵坐标。将 $M=3, 6, 9$ 三条估计功率谱曲

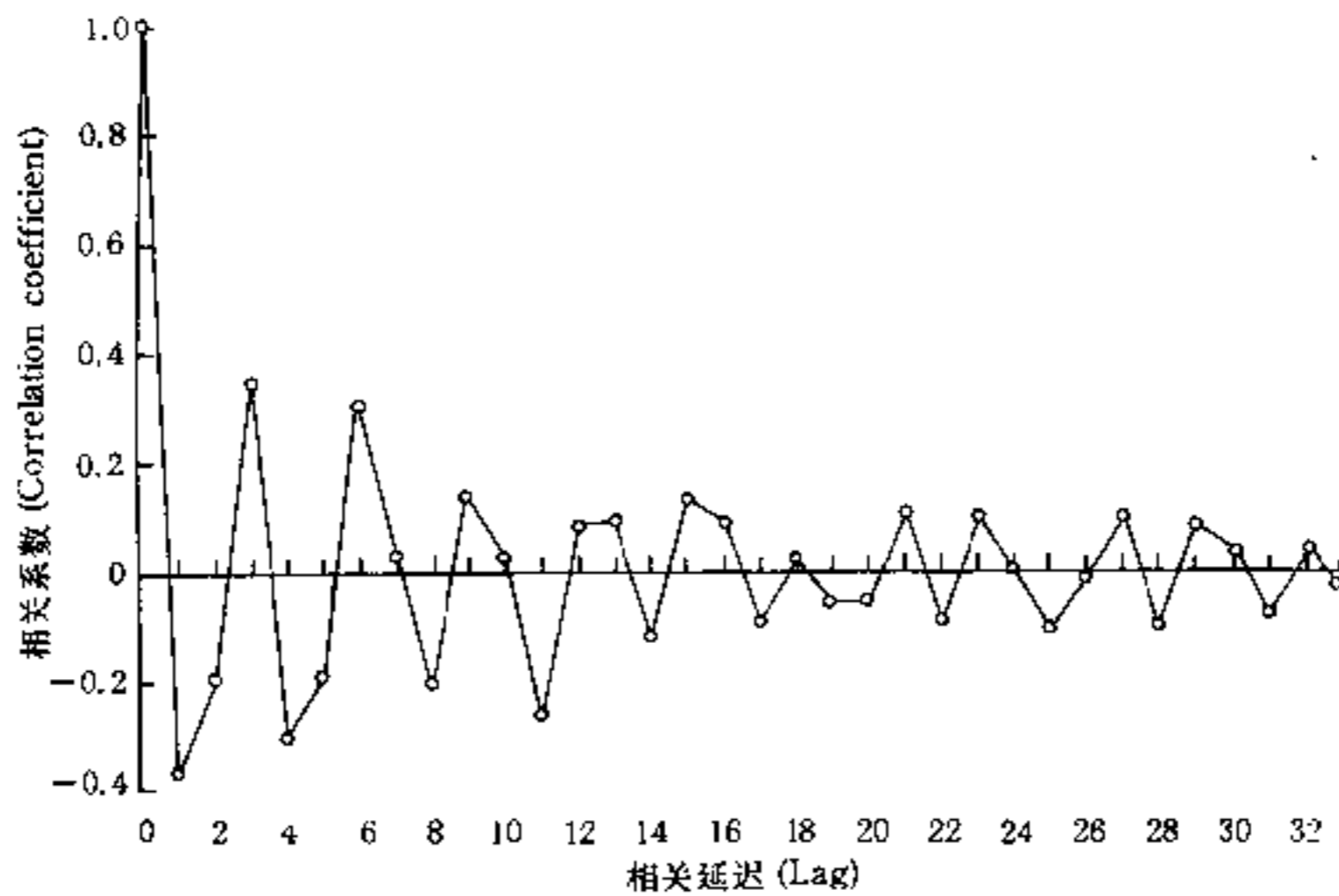


图4 序列 y_t ($t=1, 2, \dots, 34$) 的自相关图

Fig. 4 The autocorrelogram of the series y_t ($t=1, 2, \dots, 34$)

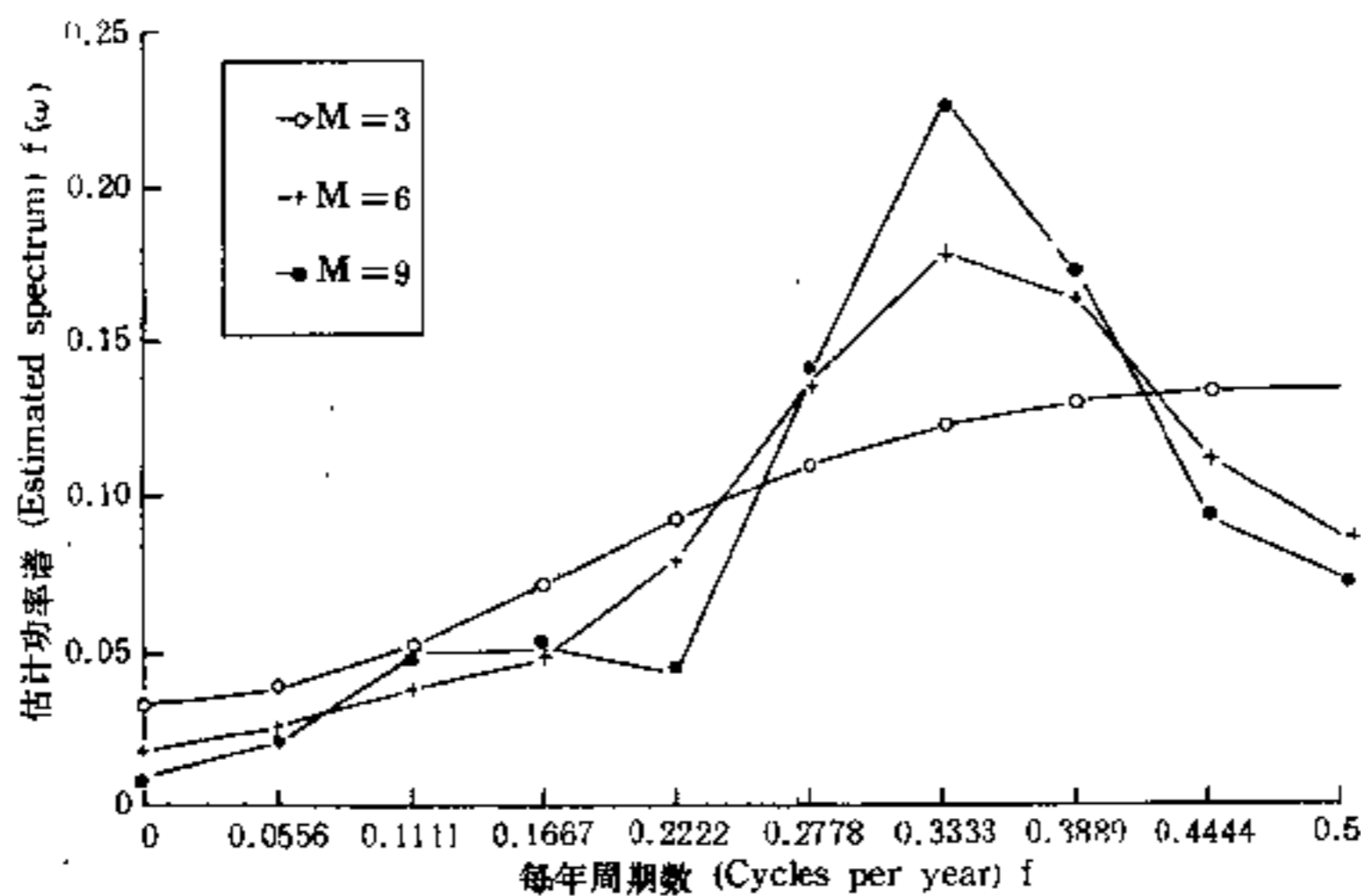


图5 高寒草甸生态系统年均气温波动的估计功率谱 (a) $M=3$; (b) $M=6$; (c) $M=9$.

Fig. 5 Estimated power spectra for oscillations of yearly average air temperature at the alpine meadow ecosystem with (a) $M=3$; (b) $M=6$; (c) $M=9$.

线一并绘于图5。图5显示, $M=6$ 和 $M=9$ 的两条谱线比较靠近, 并且在频率 $f=0.3333$ (周/年) 处都有一个明显的最大谱峰。表明年均气温波动确实存在一个大约 $\frac{1}{f}=3$ 年的主周期。而 $M=3$ 的谱线是一条没有明显峰值的平滑缓升曲线。这是由于 $M=3$ 时, 窗口宽度过大, 把这一谱峰平滑得消失了。由 (7) 式, $M=3, 6, 9$ 的窗口宽度分别为 $0.44 \times 2\pi$, $0.22 \times 2\pi$ 和 $0.15 \times 2\pi$ 弧度/年, 若将它们转换为频率 ($f=\omega/2\pi$) 单位, 则分别为 $0.44, 0.22$

和0.15周/年。 $M=3$ 的 Tukey 窗口宽度达0.44周/年,已经接近所考察的0—0.5周/年整个频率范围。因而把这一谱峰平滑掉了。此外, $M=9$ 的谱线,在 $f=0.1111$ 周/年处有一幅度很小的谱峰。而 $M=6$ 的谱线由于窗口较宽又将其平滑掉了,它可能是随机扰动产生的效应。因为 $f=0.1111$ 的混淆频率是 $n \pm 0.1111$ ($n=1, 2, \dots$),它不可与主频率 $f=0.3333$ 的高次谐波频率 $n \times 0.3333$ ($n=2, 3, \dots$)相重合,因而不可能是主频率高次谐波的折叠结果 (Bendat 等, 1971)。由于观测数据较少,精确功率谱的置信区间估计较宽,估计粗糙,这里就不予列出了。

讨 论

高寒草甸生态系统的年降水量和初级生产有着相同的3—4年平均波动周期,而且大部分年份两者的变化方向是一致的,即同升同降。周期性波动的年降水似乎是诱发初级生产力以相同周期波动的主要外力。在周期性降水外力作用下,初级生产力表现为受迫振荡(本研究 I)。作为该系统生物群落重要限制因子的气温,也是调控初级生产过程的外力。但年均气温以3年的平均周期波动,而初级生产力却以3—4年的平均周期波动,两者振荡主频率并不一致。原因何在?首先,高寒草甸生态系统定位站地处半干旱地区,降水量变化仍是引起初级生产力变化的关键因素,而气温变化的作用相对较小(周立, 1991a; 周立等, 1991b)。其次,定位站地区海拔高(平均3250米),空气稀薄,雨量少,透明度系数高,日照时间长,太阳辐射强烈,白天的植物冠层温度由于截断辐射的增温效应而远高于气温,6、7月份的辐射增温可达 10°C 左右;而海北站地区日平均气温 $\geq 10^{\circ}\text{C}$ 的积温不超过 300°C (周立, 1991a; 周立等, 1991b)。因此,辐射增温是植物光合作用乃至初级生产力的重要热量补充源;由于年际气温变化幅度较小(图1),标准差只有 0.45°C (表1),而白天的植物冠层温度是气温和辐射增温的叠加和,大幅度的辐射增温进一步削弱了小幅度年际气温波动所引起的白天冠层温度的相对波动。因此,在太阳辐射比较强烈的整个植物生长期,尤其是生长旺盛的6、7月份,由于年际气温波动引起的光合温度的年际变化也相对较小,再考虑到光合作用的温度效应曲线是饱和型的(周立等, 1991b),即随着温度增高温度波动对光合作用影响越来越小。可以说,年均气温的小幅度周期性振荡对初级生产力的年际变化影响较小。我们说气温是高寒草甸生态系统生产力的重要限制因子,主要指其限制了植物生长天数、光能利用,进而限制了初级生产力,并非指其变化是引起初级生产力变化的主要因子。相对于变化幅度和影响较大的年降水量,年均气温的小幅度周期波动只是初级生产力周期性波动的辅助激励源,因而初级生产力的周期性波动主周期与年降水相同(3—4年)。只有在出现3年周期变化时,才与年均气温的波动主周期相同。

Finerty (1980) 发现世界北部各地的高寒冻原地带的小哺乳动物及其捕食者,普遍存在3—4年的种群波动周期。地处同一地带的高寒草甸生态系统,其主要气候因子降水、气温以3—4年或3年的周期波动,在它们的驱动下,作为消费者基本食物来源的初级生产力也以3—4年的周期波动。由此推测,这一地带主要气候因子的3—4年周期性波动可能是诱发生态系统以3—4年周期波动的原因。

1990年的年均气温达到一个局部峰值(图1)。根据年均气温平均3年的波动周期,1992年可能是一个低温年,而1993年的年均气温可能达到另一个局部峰值(高温年)。其余年份的年均气温变化以此类推。由于存在着随机扰动,年均气温的周期性波动不可能是数学或物理意义下的严格周期波动。这种预测也不可能是确定性的。

整个地气圈系统参数的改变可能引起某些地气物理量的某种变化趋势。就像近十年来降水和气温的上升趋势。由于地气圈的变化是一种长时间尺度的变化,短时间尺度上的观测只能发现某些系统变量的短周期波动。也许这些趋势还预示着长周期变化,这有待于积累长时间的观测数据而加以判别。

参 考 文 献

- 周立, 1991a, 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, 周立、王祖望主编 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, 1991b, 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, 周立、王祖望主编 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。
- Bendat J S, Piersol A G, 1971, *Random data, analysis and measurement procedures*. New York, Wiley-Interscience.
- 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.
- Jenkins G M, Watts D G, 1968, *Spectral analysis and its applications*. San Francisco, Holden-Day.
- 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
OF AIR TEMPERATURE
FLUCTUATION AND THE RELATIONSHIP
BETWEEN ITS CYCLES
AND THE FLUCTUATION CYCLES OF
PRIMARY PRODUCTIVITY**

Zhou Li Wang Qiji

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

Zhou Qi

(Labour Worker University of Jielin 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 average air temperature at the alpine meadow ecosystem, and determine its dominant cycles.

The results of spectral analysis indicate that an average oscillation cycle of 3 years are actually existed in the fluctuations of the yearly average air temperature at the alpine meadow ecosystem. But the

fluctuations of the yearly rainfall and aboveground net primary productivity each and all have average oscillation cycles of 3 to 4 years at the ecosystem. The fluctuation cycles in yearly average air temperature and primary productivity are not consistent. Because rainfall is a more important factor for the fluctuation of primary productivity comparing with air temperature at the alpine meadow ecosystem, and the effect of increase temperature resulting from intensive solar radiation in the plateau decreases relative fluctuation in canopy temperature in daylight caused by the fluctuation of yearly average air temperature.

The cyclic oscillation of yearly rainfall may be seen as a main exciting source for the cyclic fluctuation of primary productivity, and the cyclic oscillation of yearly average air temperature within a narrow range only is an auxiliary exciting source. Only when average oscillation cycle of 3 years is presented in primary productivity, the oscillations of yearly average air temperature and primary productivity have the same cycle of 3 years.

Key words: Alpine meadow ecosystem; The cyclic behavior of nonlinear oscillation; The dominant cycle of fluctuation for yearly average air temperature; Power spectrum analysis; Stochastic processes and time series.