

10°C 积温及其持续期的中短周期分析*

王 馥 棠

(中央气象局气象科学研究院)

提 要

应用谱分析和周期图方法,探讨农业气象热量因子的周期波动,可取得较好的定量结果。上海等地的10°C活动积温、有效积温及其持续期的中短周期分析表明,农业气象热量因子具有7—8年和2—3年的周期波动,尤以8年周期最为显著。在三要素中,又以有效积温的周期波动最为稳定。

作者试图通过这个研究为农业气象预报和农业气候分析提供一些参考依据,并将谱分析方法引用于农业气象研究。

一、引 言

在农业气象预报、作物产量-天气模拟及农业气候分析中,客观地分析气象与农业气象要素时间序列的周期性具有重要的理论与实践意义。

经验表明,采用谱分析研究时间序列的周期性,可避免其它周期分析方法中的某些基本缺陷。所以在长期预报与天气气候的分析研究中,谱分析获得了日益广泛的应用。但由于农业生产过程的错综复杂和农业气象资料的缺乏,在农业气象研究中,谱分析的应用尚不多见。

近来,内嶋善兵卫曾分析了10°C积温谱值的纬向变化^[1]。但由于在分析中采用了十年滑动平均作滤波处理,因而对周期在十年以下的中高频波未作任何分析。H. Häckel在对四十年黑麦资料作回归分析过程中,发现七年滑动平均曲线能较好地反映出产量资料的连续性^[2]。他认为,这种现象可能与种子质量及耕作措施的变化有关。我国的研究者们除对平均气温作了谱分析外,对东北三站的22年积温序列(1950—1971)还进行了周期图分析,发现用3年、4年与7年周期作叠加拟合外延趋势预报有一定的效果^[3]。

本文通过对最常用的农业气象要素10°C积温及其持续期的谱分析和周期图试验,以探讨农业气象要素时间演变的周期性,尤其着重分析对农业生产有重要影响的中短周期波动特征,为农业气象研究和农业有关部门提供参考依据,并尝试将谱分析方法应用于我国的农业气象研究。

分析所用的资料,有我国积温资料连续年代最长的上海(1873—1972)、青岛(1916—1976)和天津(1932—1978)等三站的10°C活动积温 $\sum T_A$ 、10°C有效积温 $\sum T_E$ 和大于10°C的持续期 $\sum P$ 资料,并参用了阿尔汉格尔斯克(1834—1956)和伊尔库次克(1882—1950)等地的有关资料^[4]。个别年与月的缺测资料均经订正和补全。

* 本文于1980年3月27日收到,1980年7月9日收到修改稿。

二、基本原理和方法

根据随机过程理论, 可以把任一平稳随机过程时间序列 $x(t)$ 看成是无数个频率无限接近的、且具有两两互不相关的随机振幅的周期振动的迭合。由各周期振动的强度对波长组成一个连续的谱, 其谱值即相当于周期振动的“能量”。因此, 平稳随机过程谱分析的物理意义就在于谱函数决定了平稳随机过程的谱能量分布。

以富氏级数的指数形式展开的随机平稳过程的功率谱为^[5]

$$S(\omega) = \int_{-\infty}^{\infty} e^{-i\omega\tau} r(\tau) d\tau$$

式中 $\omega = k\omega_0$, ω_0 为圆频率, $\omega_0 = \frac{2\pi}{T}$; k 为正常数, 取 1 到 $m-1$, 只取整数, m 为最大后延; $r(\tau)$ 为自相关函数, τ 为落后时间数, 自 0 到 m , 只取整数。

因此, 可以应用谱分析方法对气象或农业气象要素时间序列的相关函数进行富氏级数转换, 求得各种周期振动的谱分布。每一个周期振动均对应一个谱值。那些周期振动的“能量”最大, 附近曲线的峰值明显, 则这些周期振动就越为重要。

实际上, 气象或农业气象观测的数值总是次数有限的离散观测值, 所以只能据此求得真正谱的估计值。

具体计算步骤与方法是^[5,6]:

1. 为取得近于平稳的时间序列输入量, 以获得较好的谱估计值计算效果, 将原序列数据作三、四与五年滑动平均处理试验, 再按

$$x_i = \frac{\bar{x}_i - \bar{\bar{x}}_i}{\sigma_i} \quad (1)$$

将滑动平均序列标准化。式中, \bar{x}_i 为各要素 ($\sum T_A$, $\sum T_E$ 与 $\sum P$) 的三、四或五年的滑动平均值, $\bar{\bar{x}}_i$ 为滑动平均序列的平均值, σ_i 为滑动平均序列的标准差。

2. 算标准化时间序列 x_1, x_2, \dots, x_N 的自协方差:

$$R(\tau) = \frac{1}{N-\tau} \sum_{i=1}^{N-\tau} (x_i - \bar{x})(x_{i+\tau} - \bar{x}) \quad (2)$$

式中 N 为序列长度, τ 为落后时间数, $\tau = 0, 1, 2, \dots, m$, m 为最大后延时间, \bar{x} 为序列 x_1, x_2, \dots, x_N 的平均值。

再代入下式求谱估计值

$$\left. \begin{aligned} \hat{S}_0 &= \frac{1}{2m} [R(0) + R(m)] + \frac{1}{m} \sum_{\tau=1}^{m-1} R(\tau) \\ \hat{S}_k &= \frac{R(0)}{m} + \frac{2}{m} \sum_{\tau=1}^{m-1} R(\tau) \cos\left(\frac{\pi k \tau}{m}\right) + \frac{1}{m} R(m) (-1)^k \\ \hat{S}_m &= \frac{1}{2m} [R(0) + (-1)^m R(m)] + \frac{1}{m} \sum_{\tau=1}^{m-1} (-1)^\tau R(\tau) \end{aligned} \right\} \quad (3)$$

式中 k 自 1 到 $m-1$, 加上 \hat{S}_0 及 \hat{S}_m 共有 $m+1$ 个谱估计值。

3. 由于落后一个单位时间的相关系数 ($r_1 = R_1/R_0$) 为较大正值, 说明序列有持续性, 故可用红噪声标准谱对谱估计值进行检验。

$$S_k = \bar{S} \left[\frac{1 - r_1^2}{1 + r_1^2 - 2 r_1 \cos \frac{\pi k}{m}} \right] \quad (4)$$

k 取 0 到 m , 其中 \bar{S} 为 $m+1$ 个谱估计值的平均, 即

$$\bar{S} = \frac{1}{2m} (S_0 + S_m) + \frac{1}{m} \sum_{i=1}^{m-1} S_i \quad (5)$$

按自由度查统计表算出给定置信限的标准谱上界, 即可检验分布中峰值的显著性。本文系用 95% 置信限的红噪声标准谱上界对周期在十年以下的各谱估计值进行检验。

4. 在第二步计算基础上, 进行最大后延 m 为 7 和 8 的倍数试验, 以进一步区别各主要周期。

5. 用周期图选主要周期的方法例证谱分析结果。周期图原理及其演算方法请见文献[5], 这里不再详述。

三、结果与讨论

1. 对于积温来说 (无论是 ΣT_A , 还是 ΣT_E), 三年、四年与五年滑动平均预处理均能取得比较一致的结果, 即各种处理均不影响超过标准谱上界的各主要周期的峰态显示 (表 1)。各站各主要周期并不因滑动年数不同而有明显的改变。而 ΣP 的峰态却有随滑动年数的增多, 向低频波区间偏移的现象 (图 1 a—c)。如上海三年平滑后的最显著周期为 5.2—5.6 年, 四年平滑后为 15.5 年, 五年滑动后就变为 20.6 年。

表 1 上海、青岛、天津 10°C 积温及其持续期的谱分析周期¹⁾表

地名	滑动平均年数	主要周期 (年)										
		ΣT_A				ΣT_E				ΣP		
上海	3	7.7	6.8	2.1	2.0	7.8	6.9	6.2	5.2	5.6	2.1	
	4	7.8	6.9			7.8	6.9	8.9	6.2	15.5	2.5	
	5	7.8				7.8	6.9	8.9	6.2	20.6	15.5	2.1
青岛	3	7.2				7.6				9.0	7.2	
	4					7.6		2.7		9.0		
	5		2.6			(19.0) ²⁾				9.0		
天津	3							2.0				
	4											
	5											

1) 表中所列的各周期均通过 95% 置信限的红噪声检验。

2) 括弧内周期系十分接近标准谱上界的周期。

各参考站资料从略。

2. 图 2 是各站活动积温 (ΣT_A) 经三年滑动平均处理后计算的谱分布曲线 (其它要素和参考站的谱曲线从略)。比较各曲线, 可以看到, (a) 各站的谱分布基本相似, 地理纬度的影响不十分显著; (b) 资料序列越长, 谱分布曲线的峰态越明显, 超过标准谱

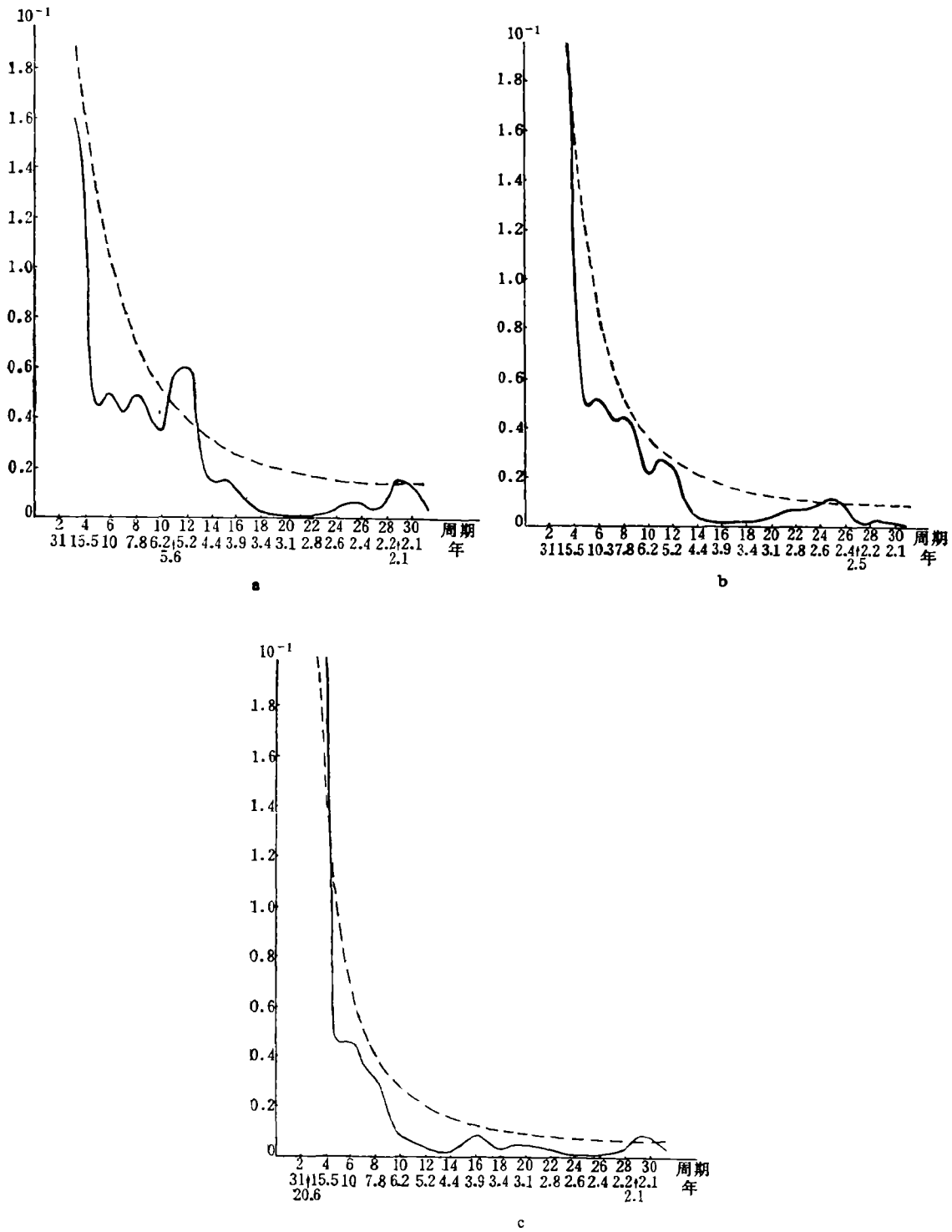


图 1 上海 10°C 积温持续期 3、4 与 5 年平滑后的谱分布
 (a 为三年平滑, $m=31$, b 为 4 年平滑, $m=31$, c 为 5 年平滑, $m=31$, 实线为谱分布
 线, 虚线为 95% 置信限的标准谱上界。以下各图同本图说明)

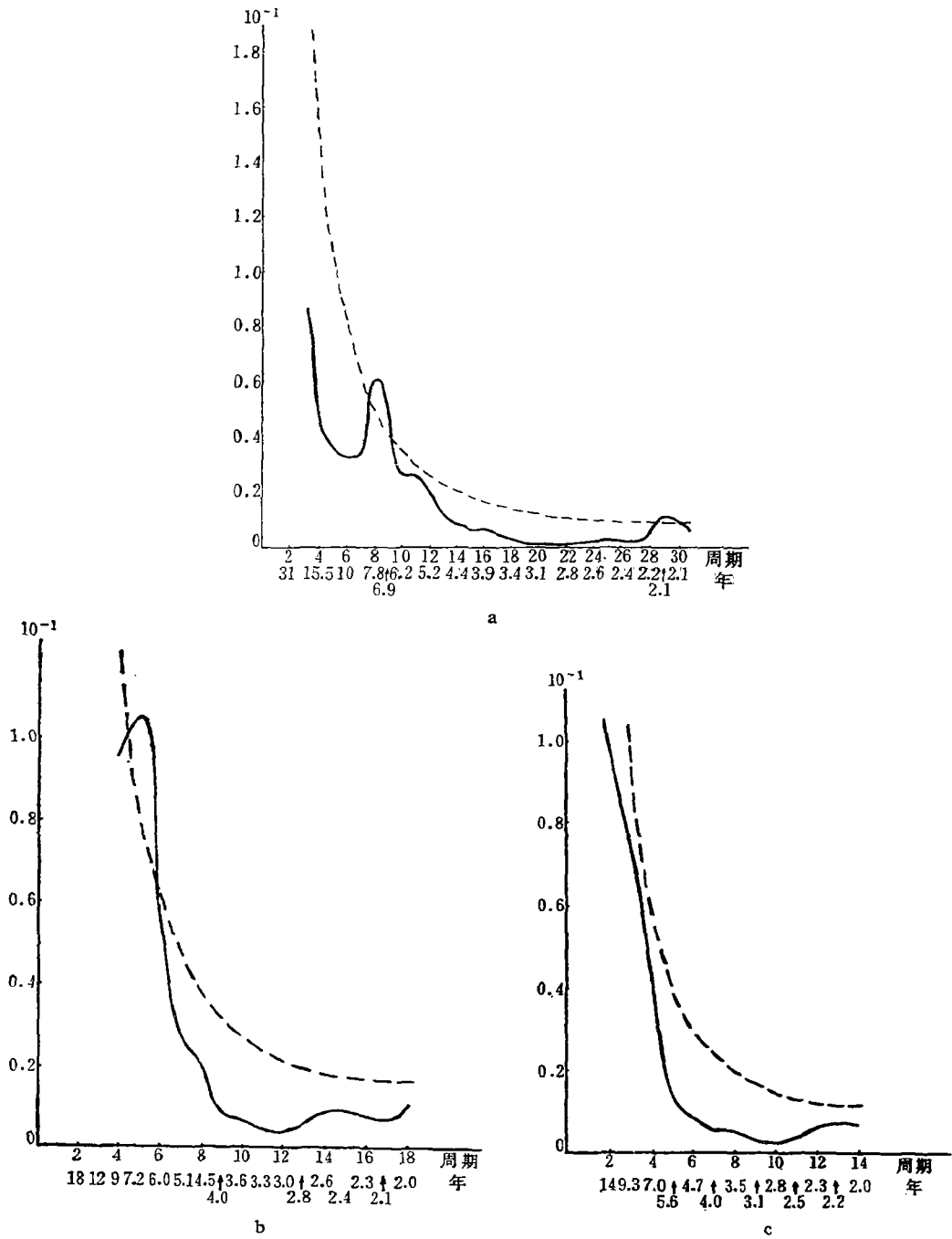


图 2 上海、青岛和天津 ΣT_A 三年平滑后的谱分布
(a 为上海, $m=31$, b 为青岛, $m=18$, c 为天津, $m=14$)

上界的谱值也较多,且大都集中于周期 (T) 为 6—8 年区间与 2—3 年区间。相反,序列短 (如天津, $N=47$), 谱分布曲线就比较平缓,基本上没有超过红噪声检验的峰值 (图 2 c)。当然,对于周期分析来说,十分接近标准谱上界的峰值仍然有一定的参考价值,它表明很有可能存在该峰值所对应的波动周期。

3. 在所分析的三要素 (ΣT_A , ΣT_E 和 ΣP) 中, 积温的谱峰比较稳定和集中, 其中又以 ΣT_E 的谱峰更为集中, 呈单峰型 (图 1 a, 2 a, 3)。这说明有效积温序列是一个较为平稳的随机序列, 它必然可取得较好的统计效果。这种结果与农业气象的实践经验 (有效积温好用) 是相一致的。

4. 最大后延 m 的倍数试验 (见表 2) 再次表明, 各站 ΣT_A 与 ΣT_E 的主要周期相对一致, 大多为 7 年或 8 年周期; 2 年周期也很明显, 这与天气气候上人们熟知的 2—3 年周期是基本吻合的。而对 ΣP 来说, 除共同具有 2.1—2.2 年周期外, 谱峰离散。

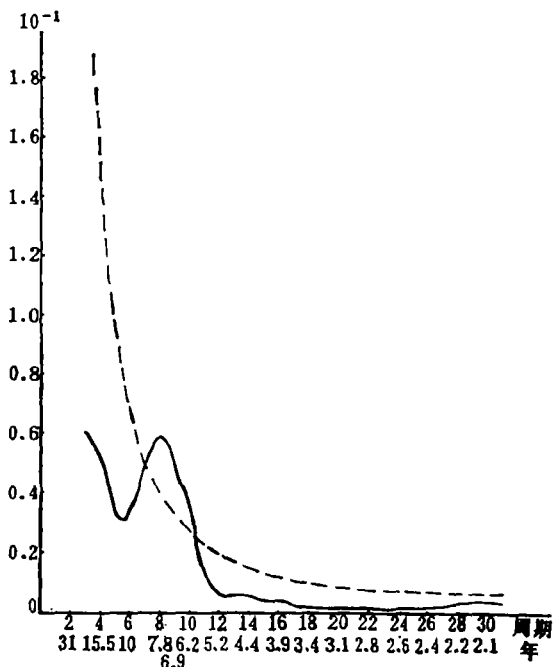


图 3 上海 ΣT_E 的谱分布 ($m=31$)

表 2 最大后延倍数试验周期表

地 名	最大后延倍数	主 要 周 期										
		ΣT_A		ΣT_E			ΣP					
上 海	7	7.0	8.0		8.0	7.0	6.2		5.6	5.1	2.2	2.1
	8	7.1	8.0	2.1	2.0	8.0	7.1	6.4		5.3	5.8	4.9
青 岛	7	7.0				7.0				8.4		(2.2) ¹⁾
	8	8.0	6.9			8.0	6.8			9.6	8.0	6.0
天 津	7							3.5	3.1			(2.2)
	8	(8.0)						2.1	2.0	(8.0)		(2.2)
阿尔汉格尔斯克	7	8.8	7.8			8.8	7.8	7.0		7.0	6.4	
	8	8.9	8.0			8.8	8.0	6.7		7.3	6.7	

1) 说明同表 1。

5. 从表 3 所列的周期图计算结果中, 可明显地看到, 在各站各要素的时间序列中, 表现最显著的是八年周期, 它普遍地具有较大的振幅和较高的方差百分比。这说明, 在

表 3 上海等地的10°C积温及其持续期的周期图计算表

要素	地点	周期长度 (年)									
		2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
ΣT_A	上海	451.58	221.53	2621.18	251.99	406.11	1796.39	4374.66	353.33	674.55	1691.97
	青岛	1581.18	172.79	88.59	483.10	1782.34	256.10	4133.74	369.36	812.84	256.71
	天津	2523.24	769.12	496.15	2830.96	2911.57	1300.67	3131.19	93.38	1456.14	257.42
	阿尔汉格尔斯克	320.92	23.33	1214.19	387.08	407.60	215.42	1072.18	256.35	437.46	337.65
ΣT_B	上海	198.76	5.72	792.73	55.77	241.32	361.30	2472.34	76.11	221.72	215.89
	青岛	934.29	138.28	94.29	326.15	1090.02	346.88	2086.16	316.57	229.86	154.40
	天津	601.30	175.17	584.71	6203.47	508.07	636.15	6.40	459.27	3039.28	1070.53
	阿尔汉格尔斯克	104.56	0.84	687.46	405.97	96.10	534.43	882.47	73.12	671.36	765.05
ΣP	上海	0.22	1.31	5.22	2.63	1.23	4.04	3.96	3.41	4.49	9.52
	青岛	0.86	0.02	1.51	9.68	1.80	0.52	5.7	6.64	2.58	0.4
	天津	6.59	16.78	1.42	6.84	10.47	1.46	33.92	9.25	2.89	3.61
	阿尔汉格尔斯克										

* 实线框 系经 $U^2(L) > 1$ 检验的主要周期，虚线框 系在没有上述主要周期情况下， A^2 最大的周期。

农业气象热量因子的时间序列中确实存在着八年周期的变化规律。持续期的周期规律不很集中,可能由持续日数不是一种直接的农业气象热量因子所导致,它不能反映出与作物生长直接有关的热量强度和多寡的变化,而是反映了具有一定温度条件的作物可生长时期的长短变化。

由上述分析可见,谱分析方法能揭露农业气象热量因子的中短周期变化,这对农业生产实践、农业气象预报和分析都是颇有意义的,它为农业气象研究提供了一个有用的工具。

正如前面已经提到,在生产实践中,人们常常把作物产量的周期波动与种子质量及农枝措施的可能变化相联系,似乎后者也存在有周期规律。实际上,这种相互联系至今尚难以确切阐明。作者认为,作为作物生长主要环境条件之一的农业气象热量因子,其周期波动必将影响作物的生长、发育和产量,是引起产量序列周期波动的重要原因之一。关于本文所讨论的农业气象热量因子八年周期的成因及其与产量序列周期波动的联系有待于作进一步的研究。

参 考 文 献

- [1] 内嶋 善兵卫,有效积算气温の永年变化と变动特性,“农业气象”(日)31(4),1976.
- [2] Häckel, Von. H., Ein Klimaveragbeich zwischen den amerikanischen und den potentiellen deutschen Anbaugelieten für die cranberry (*Vaccinium macrocarpon* Ait), “Erwerbsobstbau” 17, 1975.
- [3] 黑龙江省气象科学研究所农气气候室,黑龙江省热量资源变异的初步分析,(油印本)1976,2.
- [4] Давитая, Ф. Ф., Прогноз обеспеченности теплом и некоторые проблемы сезонного развития природы, Гидрометиздат, 1964.
- [5] 北京大学地球物理系统预报组,气象统计预报(讲义),1976.
- [6] 李小泉,瞿栋根,亚洲500毫巴月平均环流指数(1936—1962年)的谱分析,《气象学报》,34, No. 2, 1964.

ON THE PERIODICITY OF ACCUMULATED TEMPERATURE

Wang Fu-tang

(Academy of Meteorological Science, Central
Meteorological Service)

Abstract

Periodic fluctuation of agrometeorological thermal factors is investigated by using methods of spectrum analysis and periodogram. Analysis on the medium to short periods of active and effective accumulated daily mean temperature above 10°C and its duration in Shanghai, Tsingtao and Tientsin show that period lengths of about 7—8 and 2—3 years are prominent, especially [that of 8 years. The periodic fluctuation of effective accumulated temperature is more stable.