

亚洲500毫巴候平均环流与我国 候平均气温之关系的时空结构

章基嘉 孙照渤 陈松军*

提 要

本文从分析亚洲500毫巴候平均环流得到的前五项自然正交函数的时间系数出发,利用互谱分析方法,研究了候平均环流演变与我国大范围候平均温度的关系在频率域上的特征,得到了凝聚函数显著的主要频带;初步探讨了这种关系的时空结构。这对于深入认识长期天气过程和以环流演变作为因子预报候平均温度提供了依据和途径。

一、前 言

大气运动在空间上是多尺度的,在时间上是多频率的。也就是说,大气中存在着各种波长和周期的波动运动。在地球范围内,最大的空间尺度莫大于全球。因此,大气运动的低频部份,由于地球大气空间范围的限制,这种波动主要表现在时间尺度的延长上。

在天气预报中,如果所考虑的预报时效不同,也就有不同尺度的波动起主要作用。文献[1]在线性条件下,讨论了预报时效与大气中不同尺度波动的关系。无疑,这对研究各种不同天气过程的主导系统而言是重要的。本文从分析亚洲500毫巴候平均环流自然正交函数的前五项时间系数所表征的环流时变特征出发,用互谱分析方法研究了候平均环流的演变与我国候平均气温之间的关系在频率域上的变化及其在空间上的分布,试图进一步揭示500毫巴候平均环流与温度场之间的内在联系,为研究长期天气过程提供线索,从而为气温的中长期预报提供依据。

二、资料和计算方法

为了能表示我国不同地区的气温演变特征,我们选择了各地区具有代表性的三十六

*本院七六级同学王琴,巢亚萍在毕业实习期间参加了部份工作。

我们首先计算了各站候平均气温分别与五个自然正交函数的时间系数序列之间的同期相关系数,得到了五个相关场。而后用 Blackman-Tukey 方法,估计了各站温度和五个时间系数的功率谱密度。最后用互谱分析方法估计了各站候平均气温分别与五个时间系数之间的互相关函数和互谱密度函数以及凝聚函数。估计方法简述如下:

$$\hat{R}_x(\tau) = \frac{1}{N-\tau} \sum_{n=1}^{N-\tau} X_n \cdot X_{n+\tau} \quad \tau=0, 1, 2, \dots, m \quad (1)$$
$$\begin{aligned} \widetilde{G}_x(k) = & 2[\widehat{R}_x(0) + 2 \sum_{\tau=1}^{m-1} \widehat{R}_x(\tau) \cdot \cos(\frac{\pi \cdot \tau \cdot k}{m}) + \\ & + (-1)^k \widehat{R}_x(m)] \quad k=0, 1, 2, \dots, m. \end{aligned} \quad (2)$$
[illegible]

(樂長)

[illegible]

(噴賣 1)

The image shows a large grid of graph paper. The top row is a header with numbers 1 through 54. The grid is used for plotting a graph. A shaded area is present in the top left corner, and a dashed line is drawn across the grid. The grid is composed of small squares, and the numbers 1 through 54 are printed in the top row.

其中指标 k 称为调和数。为减少随机误差，用一组权重系数进行平滑处理，得到平滑估计

$$\begin{cases} \hat{G}_x(0) = 0.54\tilde{G}_x(0) + 0.46\tilde{G}_x(1) \\ \hat{G}_x(k) = 0.23\tilde{G}_x(k-1) + 0.54\tilde{G}_x(k) + 0.23\tilde{G}_x'(k+1) \\ \hat{G}_x(m) = 0.46\tilde{G}_x(m-1) + 0.54\tilde{G}_x(m) \end{cases} \quad (3)$$

两序列 $\{x_n\}$ 与 $\{y_n\}$ 的互相关函数, 表示了二个序列在不同时刻的相互依赖程度, 其估计值为

$$\begin{cases} \hat{R}_{xy}(\tau) = \frac{1}{N-\tau} \sum_{n=1}^{N-\tau} X_n \cdot Y_{n+\tau} \\ \hat{R}_{yx}(\tau) = \frac{1}{N-\tau} \sum_{n=1}^{N-\tau} X_{n+\tau} \cdot Y_n \end{cases} \quad (4)$$

$$\tau=0, 1, 2, \dots, m。$$

其中 τ 仍为滞后数。

两序列的互谱密度函数是如下定义的复值量。

$$G_{xy}(f) = C_{xy}(f) - iQ_{xy}(f) \quad (5)$$

其中实部 $C_{xy}(f)$ 称为共谱密度函数, 虚部 $Q_{xy}(f)$ 称为重谱密度函数, 它们在 $m+1$ 个离散频率

$$f_k = \frac{k}{2m} \text{ 上的估计值为}$$

$$\tilde{C}_{xy}(k) = 2 \left[\hat{A}_0 + 2 \sum_{\tau=1}^{m-1} \hat{A}_\tau \cos\left(\frac{\pi \cdot \tau \cdot k}{m}\right) + (-1)^k \hat{A}_m \right] \quad (6)$$

$$\tilde{Q}_{xy}(k) = 4 \sum_{\tau=1}^{m-1} \hat{B}_\tau \sin\left(\frac{\pi \cdot \tau \cdot k}{m}\right) \quad k=0, 1, 2, \dots, m。 \quad (7)$$

其中

$$\hat{A}_\tau = \frac{1}{2} [\hat{R}_{xy}(\tau) + \hat{R}_{yx}(\tau)] \quad (8)$$

$$\hat{B}_\tau = \frac{1}{2} [\hat{R}_{xy}(\tau) - \hat{R}_{yx}(\tau)]$$

$$\tau=0, 1, 2, \dots, m。$$

同样地, 在调和数 k 处用权系数 0.23, 0.54, 0.23 进行平滑处理, 求出平滑估计 $\hat{C}_{xy}(k)$ 和 $\hat{Q}_{xy}(k)$ 。

在实际工作中, 常常用凝聚函数这个无因次数指标度量二个序列间不同频率分量之间的依赖关系, 在 $m+1$ 个离散频率点上, 凝聚函数的估计值为^[4]

$$r_{xy}^2(k) = \frac{\hat{C}_{xy}^2(k) + \hat{Q}_{xy}^2(k)}{\hat{G}_x(k) \cdot \hat{G}_y(k)} \quad (9)$$

其中 $\hat{G}_x(k)$ 和 $\hat{G}_y(k)$ 分别为序列 $\{x_n\}$ 和 $\{y_n\}$ 在调和数 k 处的谱估计值。用此式估计凝聚函数时,最主要的是对式中各个量必须进行平滑处理。理论上可证明^[4], $0 \leq \hat{r}_{xy}^2(f) \leq 1$, 当 $\hat{r}_{xy}^2(f) = 0$ 时,说明两序列在该频率处完全不相关。称之为不凝聚;当 $\hat{r}_{xy}^2(f) = 1$ 时,说明两序列在该频率处完全相关,称之为完全凝聚。

为了对凝聚函数 $\hat{r}_{xy}^2(k)$ 的非零性和精度进行估计,可以给出与相关系数类似的检验方法。由经验研究,可以用下述转换来估算^[4]

$$W(f) = \frac{1}{2} \ln \left[\frac{1 + \hat{r}_{xy}(f)}{1 - \hat{r}_{xy}(f)} \right] = \tanh^{-1} \hat{r}_{xy}(f) \quad (10)$$

这里 $w(f)$ 服从均值和方差分别为

$$\begin{aligned} \mu_w(f) &= (\eta - 2)^{-1} + \tanh^{-1} \hat{r}_{xy}(f) \\ \sigma_w^2 &= (\eta - 2)^{-1} \end{aligned} \quad (11)$$

的近似正态分布。其中 η 为对原序列进行谱估计的自由度。由此,可用统计学方法给出以估计 $\hat{r}_{xy}^2(f)$ 为基础的凝聚函数 $\hat{r}_{xy}^2(f)$ 的 $(1-\alpha)$ 置信区间,从而可以推断在频率 f 处,凝聚函数 $\hat{r}_{xy}^2(f)$ 是否为零,也可对凝聚函数作区间估计。

我们在计算中*,取 $N=504$, $m=150$,计算得凝聚函数的显著标准为:

$$\begin{aligned} \alpha = 0.05 \text{ 时, } & \hat{r}_{0.05} \approx 0.5 \\ \alpha = 0.01 \text{ 时, } & \hat{r}_{0.01} \approx 0.6 \end{aligned}$$

全部计算工作在DJS-6机上进行,下面对计算结果进行分析。

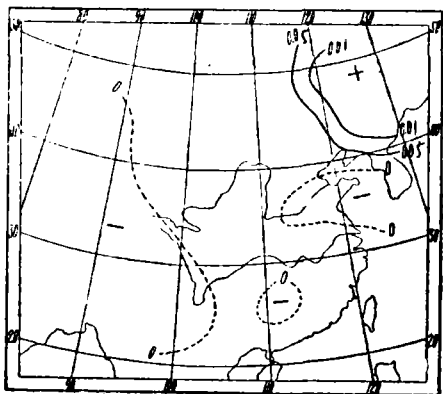


图1 第一特征向量时间系数与候平均气温的时间系数图(图中虚线为正负相关区分界线,实线为等信度线。以下各图均同)

三、计算结果分析

下面分别对同期相关场和互谱进行分析。

1. 同期相关分析

文献[2]曾给出了五个特征向量的形势图,并分析了它们所代表的天气学意义。由同期相关图可以看出,相关区的空间分布与特征向量所代表的天气学意义是吻合的。

第一特征向量表示在乌拉尔山地区阻塞高压强烈发展,巴湖到贝湖一带为横

槽。极锋在我国华北一带,冷空气小股小股地南下,影响华北一带。在这种形势下,东亚上空西风带环流平直,冷空气活动势力不强,有利于我国大范围升温。因此除黄河下游及华西一带为负相关区外,我国大范围气温偏高,普遍出现正相关。(图1)

*由于缺少资料,计算互谱时由原来的三十六站减为三十二站,减少的四站为:海拉尔,酒泉,锡林浩特和拉萨。

第二特征向量代表乌拉尔山阻高崩溃，代之以高空低槽，高压脊从中亚向东北方向伸展到西伯利亚中西部。我国大部份地区在脊前西北气流控制之下，引起普遍降温。因此在同期相关图上表现为除去东南沿海少数几站外，我国广大地区气温与第二特征向量呈负相关。由于第二特征向量的系统比较偏北，因此负相关区域中心的位置也偏北(图2)。

第三特征向量代表了东亚沿海槽加深，高空脊在亚洲西部发展，系统偏南。因此它对应的相关场为负相关区，地区分布也比较偏南(图3)。

第四特征向量代表亚洲中高纬度范围内 500 毫巴等压面上呈现两脊一槽型，系统比较偏北。在这种形势下，冷空气容易沿偏西路径南下影响我国中部广大地区，因此在相关图上也呈现出大片负相关区(图4)。

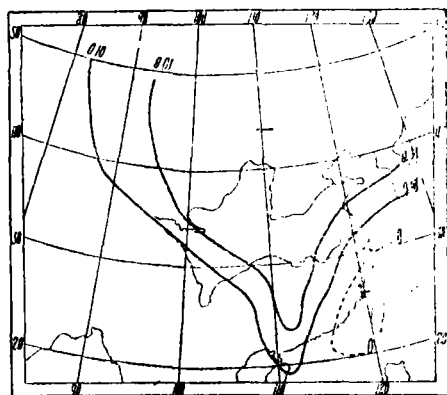


图2 第二特征向量时间系数与候平均气温的同期相关图

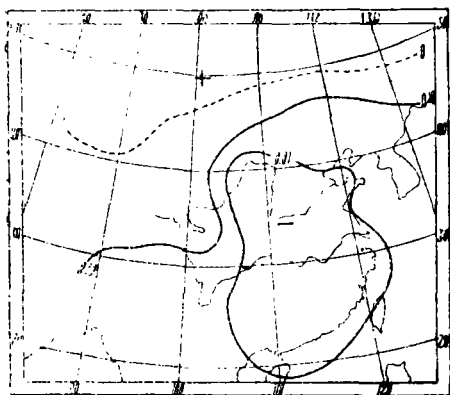


图3 第三特征向量时间系数与候平均气温的同期相关图

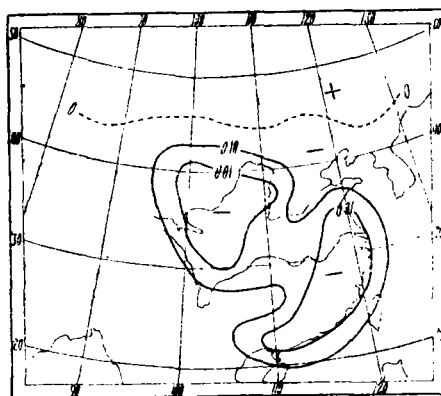


图4 第四特征向量时间系数与候平均气温的同期相关图

第五特征向量表示的是变形场形势，由于系统的空间尺度比较小，受它影响，相关区的尺度也小，分布比较零散(图略)。

必须指出，当这五个特征向量的时间系数出现负值时，我国大范围温度场的符号与上述情况相反。从对同期相关场的分析可以看出，它表示的天气学意义与实际预报经验是吻合的。因此，图1—4在预报出各特征向量的时间系数以后，是根据环流异常预报大范围气温异常的基础。

2. 互谱分析

众所周知, 互谱揭示了两序列不同频率分量的波动对其协方差函数的贡献。凝聚函数是一个衡量不同频率波动的相关程度的无因次数量指标, 在实际应用中使用凝聚函数有更大的优越性。

我们取最大后延 $m=150$ 候, 调数和 $k \leq 150$ 计算了五个特征向量的时间系数序列与三十二个站的候平均气温序列的互谱和凝聚函数。将其计算结果按表 1 的方法进行归纳统计。从表 1 可以看出各站的候平均气温与特征向量时间系数在不同频率上的凝聚关系。作为例子, 表 1 给出了第一特征向量与候平均气温不同频率下的凝聚函数表。

将五个特征向量的这种表综合为表 2。表 2 给出了不同频率 (用调数和表示) 凝聚函数显著 ($\alpha=0.05$) 的站点数 ($k \leq 80$)。

由表 1 和表 2 可以看出, 各站的候平均温度在不同的特征向量和不同的频率下凝聚的程度也不一样。如果在某一频率下, 多数站点 (比如 32 个站中的 20 个) 与某一特征向量时间系数的凝聚函数显著, 并且在空间上分布成片, 就可以认为, 该频率的波动与候平均气温存在的关系是密切的。分析发现, 在一些频带上, 凝聚函数显著的站点数相对来说比较集中。因此可以认为, 特征向量所代表的典型场与我国大范围候平均气温演变在这样一些频带上存在着的相关关系是可信的, 也就是说, 这些频带是候平均环流影响我国候平均气温变化的主要频带。抓住了这些频带, 就抓住了候平均环流与候平均气温之关系演变的规律。这是很有意义的。我们分析这些规律, 是为了把这些规律应用于天气预报。一般地说, 是把环流演变作为温度演变的因子来对待。这就提出了一个问题, 即环流的演变是否也在相同的频带上显著, 如若环流的演变在这些频带上也是显著的, 这就说明了环流演变作为气温演变的因子是可靠的。因此, 用同样的方法计算了特征向量时间系数的谱, 结果发现, 它们确实是一致的。这样的一致决非偶然, 它反映了大气运动本身所存在的规律性。这里的计算分析仅仅是从一个侧面反映了大气运动的这种规律性。表 3 给出了主要频带与特征向量时间系数的谱密度的峰值对照表。其中的主要频带是指, 当 $\alpha=0.05$ 时, 凝聚函数显著的站点数大于 20 站。

分析中还发现, 在一些频带上, 环流与气温的凝聚关系的区域性十分明显。例如当调数和 $k=2$ 时, 即相当于周期为 150 候的波动, 主要在长江以南各站是显著的 (图 5)。这个时间尺度大约与赤道地区平流层中、下部纬向风变化的准两年振荡的尺度相当, 只不过这是在对流层中部表现出来的规律性。

对计算结果进行分析以后, 可以得到如下一些结果。

(1) 从表 1 和表 2 可以看出, 在每一个离散频率点上都有一些站点的凝聚函数是统计显著的, 这种现象是由于大气运动本身的多频结构引起的。它说明了候平均环流与候平均气温之间的关系也是多频的。但在不同

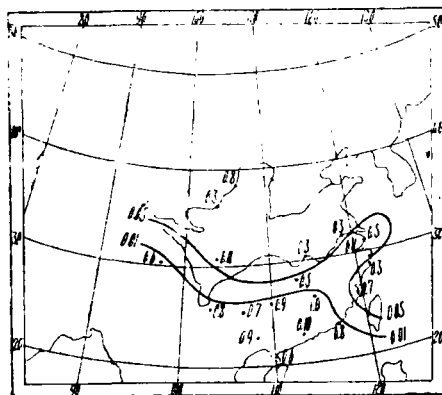


图5 调数和 $k=2$ 时的凝聚函数显著图

的频率上关系的紧密程度不一样,不同的典型场环流形势与气温的关系在频率域上的结构也不一样。因此研究它们之间的关系时,需注意其频率对应关系。

(2)调和数 $k = 80$ 时,相当于周期为 3.8 候,即大约为 19 天周期的波动。取 k 为 80—150 时,相当于周期为 19~10 天左右的波动,这个尺度相当于超长波的时间尺度,关于超长波已经研究得比较多了,从我们的计算中可以看出,超长波对气温的作用是显著的,但为了不使表 2 过长,我们把 $k > 80$ 的部分略去了。当取调和数 $k \leq 80$ 时,就代表了大气运动中尺度更大,频率更低的部分。由前面的分析可以看出存在一些主要频带,这

表 2 不同频率下凝聚函数显著 ($\alpha=0.05$) 的站点数 ($k \leq 80$)

向 量	k	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25	26	27
第一特征向量		16	22	25	23	23	19	22	23	14	28	31	29	13	19	14	16	11	28	24	22	18	14	12	14	10	14	28
第二特征向量		19	23	13	13	22	26	15	27	11	13	12	28	16	5	10	20	24	22	7	25	13	11	4	8	9	8	16
第三特征向量		17	22	17	7	4	19	10	22	1	25	17	29	12	16	10	23	9	17	23	25	22	28	8	10	20	15	28
第四特征向量		14	18	11	1	23	20	11	12	16	21	30	15	13	8	20	28	12	9	11	12	18	9	9	19	16	15	12
第五特征向量		14	9	7	7	22	8	10	2	16	17	6	24	9	6	6	4	21	24	5	8	22	10	6	13	12	14	18

k	28	29	30	31	32	33	34	35	36	37	38	39	40	41	42	43	44	45	46	47	48	49	50	51	52	53	54
第一特征向量	7	9	10	12	14	23	24	5	16	16	14	9	11	16	15	9	7	24	23	17	21	14	22	14	8	11	2
第二特征向量	8	16	17	8	18	7	29	30	19	27	21	7	20	24	28	27	6	7	16	22	28	16	26	20	16	18	10
第三特征向量	8	23	8	18	24	15	18	27	22	18	14	11	18	9	5	9	9	17	19	16	15	24	20	21	7	22	14
第四特征向量	22	25	16	28	26	24	28	27	22	26	4	16	7	15	27	23	16	14	23	17	10	11	28	18	22	14	15
第五特征向量	14	25	12	18	15	26	13	5	18	14	19	9	18	12	24	8	7	13	12	5	12	13	14	10	20	9	4

k	55	56	57	58	59	60	61	62	63	64	65	66	67	68	69	70	71	72	73	74	75	76	77	78	79	80
第一特征向量	6	22	8	24	25	24	2	16	6	23	22	23	20	19	9	9	8	23	9	7	11	19	10	17	6	16
第二特征向量	11	23	25	28	20	16	15	22	21	19	21	26	28	27	8	8	16	11	5	8	16	19	11	23	30	22
第三特征向量	15	10	12	24	11	16	8	1	23	21	22	24	9	24	22	1	14	12	13	9	17	13	22	22	18	23
第四特征向量	14	28	29	27	15	12	6	13	0	21	19	14	14	16	8	24	26	7	8	12	12	25	17	26	22	19
第五特征向量	11	26	17	18	2	20	19	26	23	18	9	12	26	21	28	30	18	13	8	13	13	15	14	21	20	17

表 3 影响我国候平均气温的主要频带与特征向量时间系数的谱函数峰值对照表

类 别	调 和 数
第一 主要频带 特征向量 谱函数峰值	2,3,4,5 7~8, 10~12, 18~20, 27, 33~34, 45~46, 50,56, 58~60, 64~66, 72, 2, 4, 8, 11,13,14,18, 28,33, 43,45, 50, 57, 69,
第二 主要频带 特征向量 谱函数峰值	2, 5,6, 8, 12, 17~18, 20, 34~35,37~38,41~43,47~48,50,56~58,62~63,65~68,78~80 2,3, 5, 8, 11~12, 16,18~20,27,34, 42, 47, 50,55,57,61, 66, 70,78
第三 主要频带 特征向量 谱函数峰值	2, 8, 10,12, 16,19~22, 27,29,32,35~36, 49,51,53, 58,63~66,68,69,77~78, 80 2,3 6,7, 11~13, 19~20,22~23,27 33,36,39,40,46~47,50, 55, 62~64,67, 81
第四 主要频带 特征向量 谱函数峰值	5, 10~11, 16, 28~29,31~37,42~43,46,50,52, 56~58, 64, 70~71,76,78~79 2,3, 5,6, 10~11,15~16,20,23,25,28,32,33,35,36,42, 46, 60,64, 78
第五 主要频带 特征向量 谱函数峰值	5, 12, 17~18, 21, 29, 33, 42, 56, 62~63, 67~70, 78 2, 5,6, 13~14, 17~18,21~23,28, 33, 42~43, 49, 56,59~60, 63,64, 70,77~78

些主要频带与相应的周期列于表4。

表 4 主要频带与周期长度对照表

调和数	2	5—6	8	10—11	17—18	27	33—34	50
周期(天)	750	300	187	150—135	90—85	55	45	30

(3)由表4可以看出,所指的主要频带都存在于某一范围内,而不是数学意义下的那种严格的周期关系,这说明大气运动仅具有准周期(韵律)性质,而且这些周期的作用还会随时间有所变化,也就是说大气运动具有特殊的非平稳性。这就提示我们在制作天气预报时,既要应用大气运动的准周期性,又要注意大气运动的这种特殊的非平稳性。

(4)长期天气预报中常用的一些韵律关系,例如300天,180天,90天,45天等,这些准周期的振动在各个特征向量上都有程度不同的表现。由于它比其它周期有更广泛的普遍性,人们比较容易认识它,这可能是长期以来人们经常发现并应用这种关系的原因之一。本文从候平均环流与候平均温度场的频率与空间的结构上再次证明这种准周期性的普遍存在。

(5)候平均环流与候平均气温之间的关系在频率上和空间上的结构是不相同的,尤其明显地是南北方的差别。前面曾指出的准两年周期的波动大约在 30°N 以南候平均环流与候平均气温之间的凝聚函数是显著的。这在前四个特征向量都有所反映。另外还应该指出调和数 $k=50$,即相当于周期为6候,大约为30天的波动,也是一些台站常用的周期对应关系。但这种关系在第一、第三两特征向量中主要是在我国南方的关系显著(即凝聚函数显著的22和20个站点中大部分在南方)。而第二、第四两特征向量则在全国范围内皆为显著。这就启示我们,在制作中长期预报时,必须考虑环流与天气时空结构上的这种差异。

四、结 束 语

本文从用自然正交函数分解候平均环流得到的有天气学意义的特征向量出发,用其系数代表候平均环流的演变,研究了它们与我国大范围候平均气温之间的关系在频率上和空间上的结构及其规律,得到了一些有意义的结果,这对认识长期天气过程是有意义的,也为用环流演变作为因子预报天气要素提供了途径和依据。但是,应该指出,本文所揭示的大气运动和气象要素场在频域和空间上的关系还是初步尝试。特别是,除气温以外,象降水这样对国计民生有重大影响的气象要素,我们将在另文进行讨论。

参 考 文 献

- [1] 章基嘉,长期天气预报的若干基本问题,南京气象学院编《中长期天气预报论文汇编》,1979,9。

- [2] 章基嘉、孙照渤、兰国民, 亚洲500毫巴候平均环流的天气统计学分析, 南京气象学院学报, 1979, 1.
- [3] 章基嘉、孙照渤、陈松军, 论自然正交函数的稳定性, 南京气象学院学报, 1979, 2.
- [4] J. S. 贝达特、A. G. 皮尔索著 (凌福根译), 随机数据分析方法, 国防工业出版社, 1976, 12.