南京气象学院学报

一九八一年 第一期

我国冬季气温时空分布的气候特征

屠其璞

冬季,我国大陆为冬季风控制,气候干冷。由于大范围环流状况的逐年振动,各地逐年冬季气候状况也可在相当大的幅度内变动,特别是冬季月份的气温,它的变率甚至比其它各季都大。因此,温度状况是表征我国冬季气候状况的主要指标。研究冬季气温变化的时间、空间分布规律,对于长期天气预报和气候展望无疑是有意义的。

一、冬季气温的年际振动

我国幅员辽阔,各地气候状况有明显差异,气温逐年振动的基本特征也不尽相同。 在作大范围长期天气预报或气候展望时,我们常常通过作出若干代表性测站的气温预报 而得到大范围温度状况的估计。从理论上看,代表性测站的选择最好是既能反应出我国 气温年际变化的基本类型,为数又不能过多,多了则增加不必要的工作量,少了则可能 遗漏大范围温度分布的重要细节。因此,研究气温年际振动的基本类型是有实际意义的。 这里,我们以一月平均气温序列为代表,用系统聚类法考察我国冬季气温逐年振动的基 本类型。为此,先令分布在全国的35个代表测站的一月气温序列各自成一类,计算它们 的序列相似系数矩阵

$$\mathbf{C}^{(0)} = \left(C_{ij}^{(0)} \right) \tag{1}$$

式生

$$C_{ij}^{(j)} = \frac{\sum_{i} (x_{ii} - x_{i}) (x_{ji} - \overline{x_{j}})}{\sqrt{\sum_{i} (x_{ii} - \overline{x_{i}})^{2}}} \sqrt{\sum_{i} (x_{ji} - \overline{x_{j}})^{2}}$$
(2)

显然 $C_{ij}^{(0)}$ 也就是常用的线性相关系数。找出相似系数最大的两类合并成新 类 G_{ij} ,並定义新类与其它各类的相似系数

$$C_{pq}^{(1)} = \min_{\substack{i \in G_p \\ j \in G_q}} C_{ij}^{(0)}$$
 (3)

根据系统聚类法原理,可以逐步选择相似系数最大的两类合并成新类和计算新类与其它 各类相似系数

$$C_{pq}^{(a+1)} = \min_{i \in G_p} C_{i_1}^{(a)}$$

$$i \in G_p$$

$$j \in G_a$$
(4)

並将此过程一直进行到所有各类合并成一类为止。但是,从分类的实际需要出发,当类间相似系数最大值小于某一指定标准时,聚类过程实际即可告结束。图 1 给出我国一月气温序列聚类过程图。图中纵坐标表示两类合并时的类间相似系数。在这里我们将聚类过程一直进行到类间最大相似系数小于0.70为止,这也就是相当于规定类内不同测站气温序列相似系数至少在0.70以上,或者说,相当于要求影响类内各站温度年际变化的共同因子的方差贡献大致不小于50%,即同类间各序列共同因子的影响超过非共同因子的影响。

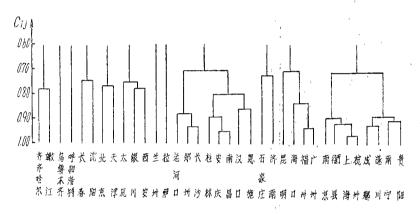


图1 一月气温序列聚类过程图

这里采用的类间相似系数的定义(4)式,相当于一般系统聚类法中的最大距离法。 观测资料表明,由于气候振动空间分布的连续性,水平距离不远的两个测站的气温年际 变化往往相当一致。如果用最大相似系数法(最小距离法)定义类间相似系数,则将很难 把不同类型的序列区别开来。用最小相似系数法聚类,如前所述,则可保证类内各站序 列的相似系数都达到某一指定标准。

根据图 1 给出的聚类过程,我国35个选站的一月气温序列可分成十二种类型。将各站序列标准化,计算各类平均的标准化气温序列,结果表明,福州、广州型序列与上海、杭州型序列的峰、谷出现年份和数值都很为一致,它们之间的相关系数达0.86,因此,尽管这两类的类间距离略小于0.70,从实际使用角度出发,将它们合并成一类仍然是合适的。这样,全国一月气温序列可分成十一种型式(表 1)。这也就是说,如果我们能对这十一类中的代表性测站作出一月气温的长期预报或气候展望,那么,全国大范围内气温分布的基本形势也就清楚了。

表 1 全国一月气温序列分型

型号	代 表 测 站	型号	代 表 测 站
I	齐齐哈尔、嫩江	VI	兰州
I	乌鲁木齐	VII	拉萨
I	呼和浩特	IX	老河口、郑州、长沙、安庆、南昌、恩施、桂林、汉口
IV	长春、沈阳	X	石家庄、济南
V	北京、天津	XI	昆明、海口、福州、广州、南京、衢县、上海、杭
VI	太原、银川、西安		州、成都、遂川、南宁、贵阳

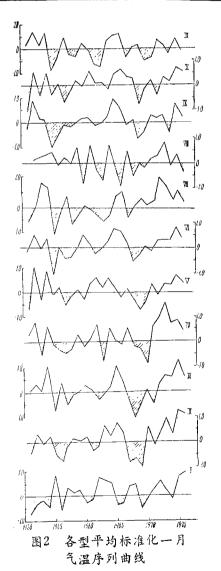


图 2 给出各类平均标准化气温 序 列 曲 线。从图可见,地理区域相邻的两类曲线,尽管它们变化趋势有某些相似之处,但峰、谷值出现年份和数值仍有相当明显的差别。例如,北京、天津型和沈阳、长春型,地理区域相邻,序列曲线趋势也有 些 相似,但1950年北京、天津一月气温 显 著 偏 低,沈阳、长春却是正距平;1963年,沈阳、长春一月气温明显偏低,京、津型却接近正常。这些差异表明,将它们划分成两种类型是合适的。

考察一月气温时间序列基本类型的地理分布,可以看到第 X型包括的区域从黄河中游呈脊状向两湖盆地伸到南岭北侧,在其外围,则为呈 U型分布的第 XI型。各类区界中这种分布型式,与我国大陆一月海平区区,与我国大陆一月海平企化实际场的形势十分相似。由于气温年际变化的产物,处于环流系统相似位置的测站具有相似的气温年际变化规律这一事实,是不难理解的。

各种不同类型的气温序列,不仅年际振动特点各不相同,它们的长期变化趋势也不完全一致。表2给出各型标准化气温序列在不同时段内的平均值。从气温的长期变化来看,我国大部分地区从五十年代以来都保持着上升的趋势,而且一般来说,北方较南方

明显。兰州、拉萨、呼和浩特和东北地区的长春、沈阳型,六十年代气温偏低,但七十年代前六年平均气温明显偏高。

世 段	1951—1960	19611970	1971—1976
I	-0.25	0.25	0.93
${\rm I\!I}$	-0.20	0.20	1.24
Ш	0.12	-0.12	0.94
IV	0.01	-0.01	1.70
V	-0.04	0.04	0.60
VI	-0.17	0.17	0.67
VI	0.10	-0.10	0.08
VII	0.21 **	-0.19	0.31
IX	-0.18	0.18	0.51
Χ	-0.27	0.27	0.57
XI	-0.06	0.06	1.27

表 2 不同时段内各类标准化气温序列的平均值*

地理区域相近的各类序列的相似性,从大范围环流影响来考虑是不难理解的。考察图 2 中各类平均序列曲线,有些类间相似程度在不同时段内有明显的差别。例如,北京、天津类和石家庄、济南两类曲线,在五十年代和七十年代都很相似,分别计算这两段的序列相似系数都为0.94,但在六十年代,它们峰、谷值的对应关系刚好相反,相似系数为 -0.67。对这些相似系数作 Z 变换(即相关系数的 Z 变换),並进行不同时段内相似系数差异的显著性检验,结果表明,六十年代两类序列的相似系数与五十年代、七十年代的相似系数之间的差异远远超过信度为0.01时的显著标准。由此可以认为,这两类序列在不同时段内的相似程度的变化並非抽样随机性所造成。拉塞尔(Russel) 但在研究美国的气候区划时曾经指出过柯本分类的气候地区边界的年际变动。这里的结果表明,气候区的边界也可能存在着长期变化趋势,我们这里给出的气温序列分类是指其多年气候特征而言的。由于气候区界的长期变动,在某一时段内,属于同一类型的某些测站,在另一时段内可能就不属于同一类了。在资料许可的情况下,如同研究气温本身的长期变化一样,研究不同测站气温相互联系特征的变化,无疑将有助于更好地掌握气候振动的规律。

^{*}标准化时序列平均值按1951-1970年资料计算

^{**1952-1960}年平均值,序列平均值按1952-1970年资料计算

二、冬季气温距平空间分布的基本型式

气温的空间分布,不但受大范围环流的制约,而且还受到局地地理特征和局地环流的影响,因而十分复杂。在考察大范围气温空间分布特征时,常常可以忽略局地因子造成的温度分布细节,而仅仅根据大范围温度分布的主要特征,将逐年温度分布分成若干基本类型。为了客观地进行场的分类,可以使用多种统计方法。对气象要素场作正交函数展开,根据各典型场的权重系数进行分型的方法就是常用的统计方法之一[21[3]。

根据前述我国一月气温时间序列分型的结果,同时考虑到测站地理分布的均匀性和资料可用情况,选择上海、北京、乌鲁木齐、长春、广州、昆明、汉口等15个测站为代表站组成一月气温场序列(1951—1970),用自然正交函数作正交展开,即令

$$F_{ii} = \sum_{h=1}^{H} T_{ih} X_{hi}$$
 i=1,2,...20;
j=1,2,...15;

式中 F_{ii} 为标准化的气温值,i、j分别为场序号和测站序号; T_{ih} 为典型场的权重系数, X_{hi} 为典型场,h表示典型场序号。典型场 X_{hi} 也就是各站气温相关矩阵

$$\mathbf{R} = \begin{pmatrix} \mathbf{r}_{11} & \mathbf{r}_{12} & \cdots & \mathbf{r}_{1,15} \\ \mathbf{r}_{21} & \mathbf{r}_{22} & \cdots & \mathbf{r}_{2,15} \\ \cdots & \cdots & \cdots & \cdots \\ \mathbf{r}_{15,1} & \mathbf{r}_{15,2} & \cdots & \mathbf{r}_{15,15} \end{pmatrix}$$

$$(6)$$

的正规化特征向量。矩阵元素

$$r_{pq} = \sum_{i=1}^{20} F_{ip} F_{iq}$$
 p, q = 1, 2, \cdots 15:

用日个典型场拟合气象要素场的拟合精度可以用式

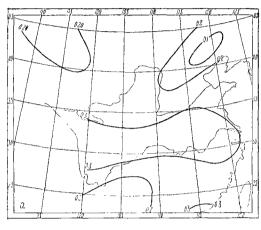
$$R = \sqrt{1 - \frac{\sum_{i} \sum_{j} \left(F_{ii} - \sum_{h=1}^{H} T_{ih} X_{hi}\right)^{2}}{\sum_{i} \sum_{j} F_{ii}^{2}}} = \sqrt{\frac{H}{\sum_{h=1}^{H} \lambda_{h}}}$$
(8)

表示。这里R的意义相当于回归分析中表示拟合效果的复相关系数。 λ_h 为第h个典型场的特征值,n为场上观测数据的数目。

表 3 给出一月气温场自然正交函数展开时前几个典型场的特征值和用它们拟合气温场时相应的 R 值。从表可见,用三个典型场即可对逐年一月气温分布作出相当满意的描述。

表 3 一月气温场自然正交函数展开时典型场的权重系数

h	1	2	3	4	5
λ	145.01	64.03	34.68	16.00	11.42
R	0.70	0.83	0.90	0.93	0.95



a.第一典型场

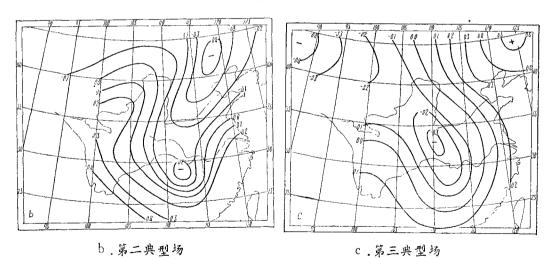


图3 一月气温场的典型场

图 3 给出一月气温场的前三个典型场。第一典型场描写了我国大范围内较为均匀的气温距平分布型式,在这个典型场中,全国气温有相同的距平符号,在第二、三典型场中,气温距平带有明显的经向分布特征,在这两个典型场中,我国大陆南北气温距平异号,在东北或西北地区有气温距平中心存在,等距平线呈舌状伸向东南沿海。

表 4 给出逐年一月气温场自然正交函数展开前三个典型场的系数T;1、T;2和T;3。

****	表 4 一月气温场的自然正交函数展开系数及其分型						
年 分i	T.1	T _{i2}	Т,3	分 型	C_{ih}		
1951	-1.6805	2.0967	0.7571	NB ₁	0.56		
1952	5.1125	-1.5563	1.3409	N A	0.86		
1953	0.8559	2.4596	-1.3555	NB_1	0.70		
1954	3.7457	0.9641	2.2696	NΑ	0.70		
1955	-5.4333	-0.5488	1.4864	LA	0.92		
1956	-2.6061	-0.4593	1.1044	LA	0.83		
1957	0.1529	2.9920	0.0547	NB_1	0.99		
1958	-1.6166	-0.2912	-0.7255	LA	0.81		
1959	-0.4900	-1.3704	0.1151	LB_1	0.88		
1960	1.2065	0.6362	-1.1971	NA	0.44		
1961	0.5804	-0.8494	0.2186	LB ₁	0.65		
1962	-1.6752	-2.9039	0.7492	LB_1	0.71		
1963	-1.9124	-3.1755	-2.1312	LB_1	0.55		
1964	2.1190	-1.0301	1.1453	NA	0.65		
1965	4.5758	-1.1879	-0.9742	NA	0,91		
1966	3.7510	-1.1820	-1.0385	NA	0.85		
1967	-1.5840	-1.3306	1.3161	LA	0.42		
1968	-0.2966	0.7067	-1.4242	LB_2	0.78		
1969	-2.7211	3,6091	0.9045	NB_1	0.61		
1970	-2.0848	0.0574	-2.6160	LB ₂	0.61		
1971	-0.3567	-2.4817	-0.0558	LB_1	0.98		
1972	2.0160	1.2173	0.9016	NA	0.64		
1973	2,6332	-1.1511	0.6487	N.A	0.80		
1974	-0.1281	-0.6454	0.9555	NB_2	0.68		
1975	4.8157	-1.7729	-0.3134	NA	0.99		
1976	1.5802	-2.1742	-0.6737	LB_1	0.62		

表 4 一月气温场的自然正交函数展开系数及其分型

在场序列的自然正交函数展开过程中,相关矩阵的特征向量起了一个较好的拟合实际场的典型场的角色。实际上,並不要求计算相关矩阵的资料长度与场序列长度完全一致。章基嘉等^[3]的研究指出,当计算相关矩阵的样本容量足够大时,求得的特征向量就相对稳定。这时,我们可以用某一基本时期内场序列展开求得的典型场来展开延长后的场序列,从而避免随着场序列的延长而逐年重复进行计算工作量十分浩大的特征向量求解过程。我们用1951—1970年一月气温场自然正交函数展开的典型场展开1971—1976年一月气温场序列,並按(8)式前半部计算拟合精度。结果表明,它们与表3给出的结果

很为一致。因此我们不但可以用1951—1970年资料求得的典型场展开1971—1976年一月气温场序列,在相当长的一段时期内,也应该可以用来展开继续延长的气温场序列。

通过比较表 4 给出的一月气温场自然正交展开前三个典型场系数的 大 小, 即 实 际 场与哪一个典型场最为相似, 我们将一月气温场划分为如下几种基本类型:

$$A \, \overline{\mathbb{P}} \, \left\{ \begin{array}{l} \mathbb{P}_{i1} = \mathbb{P}_{i1} \\ \mathbb{P}_{i2} = \mathbb{P}_{i2} \\ \mathbb{P}_{i2} = \mathbb{P}_{i2} \\ \mathbb{P}_{i2} = \mathbb{P}_{i2} \\ \mathbb{P}_{i3} = \mathbb{P}_{i2} \\ \mathbb{P}_{i3} = \mathbb{P}_{i3} \\ \mathbb{P}_{i4} = \mathbb{P}_{i4} = \mathbb{P}_{i4} \\ \mathbb{P}_{i4} = \mathbb{P}_{i4} \\ \mathbb{P}_{i4} = \mathbb{P}_{i4} = \mathbb{P}_{i4} \\ \mathbb{P}_{i4} = \mathbb{P}_{i4} = \mathbb{P}_{i4} \\ \mathbb{P}_{i4} = \mathbb{P}_{i4} = \mathbb{P}_{i4} = \mathbb{P}_{i4} \\ \mathbb{P}_{i4} = \mathbb{P}_{i4} = \mathbb{P}_{i4} = \mathbb{P}_{i4} \\ \mathbb{P}_{i4} = \mathbb{P}_{i4} = \mathbb{P}_{i4} = \mathbb{P}_{i4} = \mathbb{P}_{i4} = \mathbb{P}_{i4} = \mathbb{P}_{i4} \\ \mathbb{P}_{i4} = \mathbb{P}_{i4} = \mathbb{P}_{i4} = \mathbb{P}_{i4} = \mathbb{P}_$$

当一月气温场属 NA型时,全国大部地区气温呈正距平,反之,当一月气温场属LA型时,出现全国范围的气温负距平; B型气温场的特点是我国大陆气温距平南北异号,LB型代表南冷北暖的气温距平分布型式,NB型代表南暖北冷的气温距平分布; B_1 型和 B_2 型的差别则用以区别主要距平中心的位置在东北地区或西北地区。

从表 4 的分型结果可以看到,有些年份典型场系数差别很为明显,这些年份实际气温分布与典型场的型式就甚为接近。有些年份,几个典型场的系数相当接近,尽管我们仍可从中选出一个典型值並作出分型,但实际气温分布与典型场就有较大的差异。对一个指定的实际气温场、各站距平平方和

$$\sum_{j=1}^{n} F_{ij}^{2} = \sum_{j=1}^{n} \left(\sum_{h=1}^{n} T_{ih} X_{hi} \right)^{2} = \sum_{j=1}^{n} \sum_{h=1}^{n} T_{ih}^{2} X_{hi}^{2}$$

$$= \sum_{h=1}^{n} T_{ih}^{2} \left(\sum_{j=1}^{n} X_{hi}^{2} \right) = \sum_{h=1}^{n} T_{ih}^{2}$$
(9)

第 h 个典型场代表的距平分布型式对第 i 个实际场距平平方和的贡献可以用式

$$C_{ih} = \frac{T_{ih}^{2}}{\sum_{h=1}^{n} T_{ih}^{2}}$$
(10)

表示。 C_{ih} 越大,第 h 个典型场对实际场的方差贡献越大,或者说,实际场越接近于 典型场。这也就是我们前面用 $\mid T_{ih} \mid$ 进行分型的根据。

如前所述,对于一月气温场来说,三个典型场的叠加已经可以给出实际气温分布相 当准确的描写,即有

$$F_{ii} \approx \sum_{h=1}^{3} T_{ih} X_{hi}$$

于是,
$$C_{ih} \approx \frac{T_{ih}^2}{\frac{\sum\limits_{h=1}^{2}T_{ih}^2}{h-1}}$$

表 4 最后一栏给出各年 C_{ih} 值。从表可见,1975年和1955年分别为最典型的NA型和LA型,1971年和1957年则分别为最典型的 LB_{i} 型和 NB_{i} 型。

我们还可以用自然正交函数展开系数表示逐年大范围气温距平程度。这是因为

$$\sum_{j=1}^{n} |F|_{ij}^{2} \approx \sum_{h=1}^{3} |T|_{ih}^{2}$$

根据北京大学地球物理系统计预报组划分的太阳 黑 子活 动 11 年 周 期 位相*,统计太阳黑子 11 年周期中各位相。 $\sum_{k=1}^{3} T_{kk}^2$ 的平均值(图 4),可

以看到近两个黑子周中一月气温距平程度的变化。在太阳黑子活动低值年前后,大范围气温距平比较明显;而在太阳黑子活动高值年前后,大范围气温分布比较接近平均状况。将太阳黑子周划分成低值和高值两个阶段,

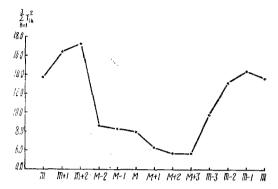


图 4 太阳黑子活动 11 年周期内气温 $\frac{3}{h=1}$ 工 $\frac{7}{h}$ 三年移动 平均值 $\frac{7}{h}$

用 t 检验法检验两个阶段内 $\sum_{h=1}^{3} T_{_{1h}}^{^{2}}$ 平均值差异的显著性,结果表明,它们在信度为0.01时可以认为差异是显著的。

一定的气温分布型式,都与相应的大气环流特征相关联。我们按式

$$I_{z} = \frac{\sum_{i=1}^{L} Z_{1i} - \sum_{i=1}^{L} Z_{2i}}{L(\varphi_{2} - \varphi_{1})}$$
(11)

$$I_{M} = \frac{1}{m} \sum_{j=1}^{m} \frac{Z_{1j} - Z_{2j}}{(\lambda_{2} - \lambda_{1})\cos_{j}\varphi_{j}}$$
 (12)

计算东亚大陆中高纬度(90°—130°E, 40°—60°N)范围内一月纬向环流指数和 经 向环流指数。式中 ϕ_1 和 ϕ_2 分别表示计算 I_2 的纬度范围, Z_{1i} 和 Z_{2i} 分别为 ϕ_1 和 ϕ_2 两个纬度圈上500毫巴高度读数, L为均匀取点进行高度读数的点数。 λ_2 和 λ_1 为计算 I_M 的经度范

^{*}见《气象科技资料》(内部),1973,3。

围, Z_{1i} 和 Z_{2i} 表示第j 个纬圈上 λ_1 和 λ_2 经度的500毫巴高度读数。将环流指数距平(1951—1970 年平均)与温度分型相对比,结果表明,全国大范围温度呈负距平的 LA 型和北方地区有明显的温度负距平区向南伸展的NB型多出现在 I_M 为正距平,即偏北气流较强的年份(9/11),反之,大范围温度正距平的NA型和北方有正距平区南伸的 LB 型则 多出现在 I_M 为负距平、即偏北气流较弱的年份(13/15)。当 I_Z 为正距平时,大范围气温距平分布多呈A型,反之则以B型为多。正交展开所得的分型结果与大气环流指标的密切相关,也可以作为分型的气候学意义的一个佐证。

三、结 论

通过上述讨论,对我国冬季气温时、空分布的气候特征,可以归结为如下几点认识:

- 1.我国一月气温的年际变化可以分成十一种基本类型。
- 2.我国大部分地区从五十年代以来,冬季气温仍然保持着上升的趋势。
- 3.一月气温距平空间分布可分成四种基本型式,即NA、LA、NB、LB型,每种型式都与一定的大气环流特征相关联:
- 4.在近两个太阳黑子活动11年周期中,低值年前后一月气温距平比较明显,而在高值年前后,气温分布接近正常。

参考文献

- [1] 矢泽大二,气候学,农业出版社,1964。
- [2] 张家诚等, 气象学报, 第33卷第2期, 1963。
- [3] 章基嘉等, 南京气象学院学报, 124-135, 1979, 2。

Some Climatic Characteristics of Winter Temperature Variations with Time and Space in China

Tu Qipu

ABSTRACT

Classification of temperature variations with time and space is useful to climate research and long-range weather prediction. For these purposes analyses have been made of the time series of January temperature at 35 stations in China. These series can be divided into eleven groups according to the analogous coefficients between them. The characteristics of January temperature distribution have also been studied by using some statistical methods. It is shown that there are four main types of January temperature distribution and all of them are related to the circulation indices. It is also found that there exist some significant statistical relationships between the temperature anomalies in China and the sunspot activities.