

# 华北春季干湿状况的时空分布

王春乙 安顺清 潘亚茹 刘文泽

(气象科学研究院)

## 提 要

本文利用Palmer提出的计算水分异常指数方法,计算了华北春季的Palmer指数数值,作为反映该地春季干湿状况的综合指数。使用经验正交函数方法分析了该地春季干湿状况的时空分布特征,并对其稳定性作了讨论,认为前四项典型的空间分布特征及相应随时间的演变规律是相当稳定的。

### 一、Palmer指数的计算

Palmer计算水分异常指数方法<sup>[1]</sup>,首先是从水分平衡角度入手的(通常是月),根据降水、气温、土壤贮水量的历史资料来计算水分异常指数。他把整个土层分为两层,上层为耕作层(表层),并假定达到田间持水量时,土壤有效水分含量为25mm,下层土壤有效水分含量取决于根层深度及土壤特性。在水文统计中,Palmer假定蒸散在表层土壤中以可能速率发生,待表层水分散失已尽时,下层水分才开始散失,同时还假定,下层土壤水分散失取决于最初表层的水分含量和待估计的可能蒸散(PE)以及土壤系统的有效持水量AWC值,因此有下式:

$$L_s = \min[S_s \text{ 或 } (PE - P)] \quad (1)$$

$$L_v = [(PE - P) - L_s] \frac{S_v}{AWC} \quad (2)$$

式中,  $P$  为降水量,  $S_s$ 、 $S_v$  为某月开始时上层和下层的土壤有效水分含量,  $PE$  为可能蒸散,  $L_s$ 、 $L_v$  为上、下层土壤水分散失量。

Palmer系统地考虑了可能蒸散、补充、散失、径流四个潜在值,它们的定义如下:

$$\text{可能蒸散 } PE = 1.6(10T/I)^a \quad (3)$$

$$\text{式中 } I = \sum_{i=1}^2 (T_i/5)^{1.514}$$

$$a = 6.75 \times 10^{-7} I^3 - 7.71 \times 10^{-5} I^2 + 1.79 \times 10^{-2} I + 0.49$$

$T$  为月平均气温,  $I$  为热指数。

$$\text{潜在补充 } PR = AWC - (S_s + S_v) \quad (4)$$

$$\text{潜在散失 } PL = PL_s + PL_v \quad (5)$$

$$PL_s = \min(PE \text{ 或 } S_s)$$

$$PL_v = (PE - PL_s) \frac{S_v}{AWC}$$

$$\text{潜在径流 } PRO = AWC - PR = S_s + S_v \quad (6)$$

相应的四个系数:

$$\text{蒸散系数 } \alpha = \overline{ET} / \overline{PE} \quad (7)$$

$$\text{补充系数 } \beta = \overline{R} / \overline{PR} \quad (8)$$

$$\text{散失系数 } \delta = \overline{L} / \overline{PL} \quad (9)$$

$$\text{径流系数 } \gamma = \overline{R_0} / \overline{PR_0} \quad (10)$$

则每月的实际降水  $P$  同  $CAFEC$  降水(当前状况的适宜气候降水)之差  $d$  便可求

$$d = P - \hat{P} \quad (11)$$

$$\hat{P} = \alpha PE + \beta PR + \gamma PR_0 - \delta PL \quad (12)$$

Palmer水分异常指数为:

$$Z = dK \quad (13)$$

这里,  $K$  为权重因子, 取决于平均水分供给  $(\overline{P} + \overline{L})$  和平均水分需要  $(\overline{PE} + \overline{R} + \overline{R}_0)$ , 并且它与  $d$  的绝对值平均  $\overline{D}$  有关。

气候特征值  $k$  能够反映出不同地区、不同时期的气候差异。因此, 不同的地区应具有不同的  $k$  值来对  $d$  加以修正。据安顺清等人计算适合我国的气候特征值  $k$  [2] 为:

$$k = 584.08k' / \sum_{i=1}^2 (Dk') \quad (14)$$

$$k' = 4.0 \left[ \frac{\overline{PE} + \overline{R} + \overline{R}_0}{(\overline{P} + \overline{L})\overline{D}} \times 25.0 + 1.0 \right] + 0.5 \quad (15)$$

$$\overline{D} = \frac{1}{12} \sum_{i=1}^{12} d$$

修正后的Palmer指数为

$$Z = dk \quad (16)$$

Palmer指数既能反映干旱状况, 也能反映湿润状况。据Palmer的研究, 干湿期分类等级见表1。本文根据公式(16)计算了华北

表1 干湿期分类等级

Palmer指数值	等级
$\geq 4.00$	极端湿润
3.00—3.99	严重湿润
2.00—2.99	中等湿润
1.00—1.99	轻微湿润
0.50—0.99	初始湿润
-0.49—0.49	正常
-0.50—-0.99	初始干旱
-1.00—-1.99	轻微干旱
-2.00—-2.99	中等干旱
-3.00—-3.99	严重干旱
$\leq -4.00$	极端干旱

(北京、天津、承德、张家口、昌黎、保定、石家庄、惠民、德州、烟台、莱阳、济南、潍坊、青岛、兖州、菏泽、临沂、徐州、淮阴、蚌埠、阜阳、安阳、新乡、郑州、洛阳、南阳、信阳、许昌) 28站的1953

—1980年逐月的Palmer指数值, 采用各站的3、4、5月的Palmer指数的平均值, 作为反映华北春季干湿状况的综合指数。

## 二、华北春季干湿状况的时空分布特征

### 1. 计算方法

取1953—1980年28个站点的Palmer指数资料, 构成原始资料距平矩阵  ${}^n F_m$ , 进行自然正交分解, 其中  $n$  为时间(共28年),  $m$  为站点(28个),  $F_{i,j}$  为经中心化处理后的Palmer指数值, 即:

$$F_{i,j} = F'_{i,j} - \overline{F}_j \quad (17)$$

$F'_{i,j}$  为原始资料矩阵,  $\overline{F}_j$  为某站的平均值。相应协方差矩阵为

$${}^n A_m = {}^n F'_{m,n} {}^n F_m \quad (18)$$

$$\text{其中, } A_{i,j} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n F_{i,i} \cdot F_{i,j} \quad (19)$$

利用雅可比方法求其协方差矩阵的特征值及相应的特征向量, 从而把  ${}^n F_m$  分解成只依赖空间和时间的函数:

$${}^n F_m = {}^n T_m \cdot {}^m x_m \quad (20)$$

${}^n T_m$  为时间系数矩阵,  ${}^m x_m$  为空间函数矩阵。把特征值按降序排列, 按下式计算误差:

$$\varepsilon^2 = 1 - \frac{\sum_{i=1}^k \lambda_i}{\sum_{i=1}^n \lambda_i} \quad k \leq n \quad (21)$$

2. 华北春季干湿状况的空间分布特征  
按上述算法, 解出特征值, 按降序排列; 取其前15项特征值及累积方差(见表2)。

由于自然正交函数收敛快, 因此, 在实际分析中, 我们取其前5项, 占总体方差的77.3%。以后各项方差贡献较小, 可以不考虑。由文献[3]得知, 在对数坐标中,  $\lg \lambda_i$  和  $\lg i$  有较好的线性关系(见图1)。

相应的线性方程为

$$y = 3.15 - 1.36x \quad R = -0.997 \quad (22)$$

式中  $y = \lg \lambda_i$ ,  $x = \lg i$ 。从图1可以看出, 本例分解的结果具有较好的收敛性。取前5项

表 2

前15项特征值及累积方差 (%)

$i$	$\lambda_i$	$\lambda_i / \sum_{i=1}^n \lambda_i$	$\sum_{i=1}^k \lambda_i / \sum_{i=1}^n \lambda_i$	$i$	$\lambda_i$	$\lambda_i / \sum_{i=1}^n \lambda_i$	$\sum_{i=1}^k \lambda_i / \sum_{i=1}^n \lambda_i$
1	1439.68	41.8	41.8	9	70.45	2.0	88.9
2	569.44	16.5	58.3	10	62.47	1.8	90.7
3	278.33	8.1	66.4	11	58.27	1.7	92.4
4	237.97	6.9	73.3	12	52.84	1.5	93.9
5	136.95	4.0	77.3	13	40.58	1.2	95.1
6	134.95	3.9	81.2	14	36.97	1.1	96.2
7	106.57	3.1	84.3	15	33.10	1.0	97.2
8	91.05	2.6	86.9				

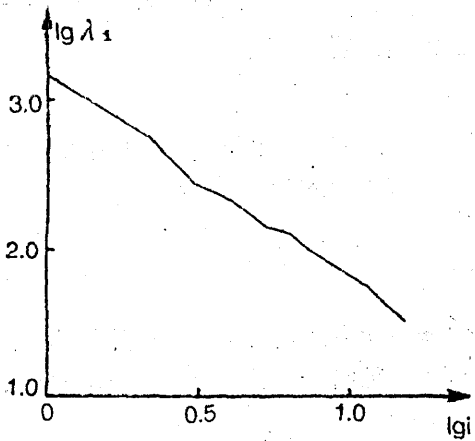


图 1

特征向量分析其春季干湿状况的空间分布特征，得到一些有意义的结果。

第一特征向量 (见图 2)：全区一致型。即华北春季干湿分布具有明显的全区一致性，此项占总体方差为41.8%，中心位于河北南部、山东西部、河南北部地区。由此说明，华北春季干湿状况的大范围分布特征是很突出的。

第二特征向量 (见图 3)：南北相反型。即华北春季的干湿分布具有南北相反分布趋势，此项占总体方差的16.5%，分界线与黄河走向一致。它说明，华北春季若北部干旱，则南部湿润；若北部湿润，则南部干旱。北部中心位于河北中北部及京津地区，南部中心位于山东东南部及江苏北部。

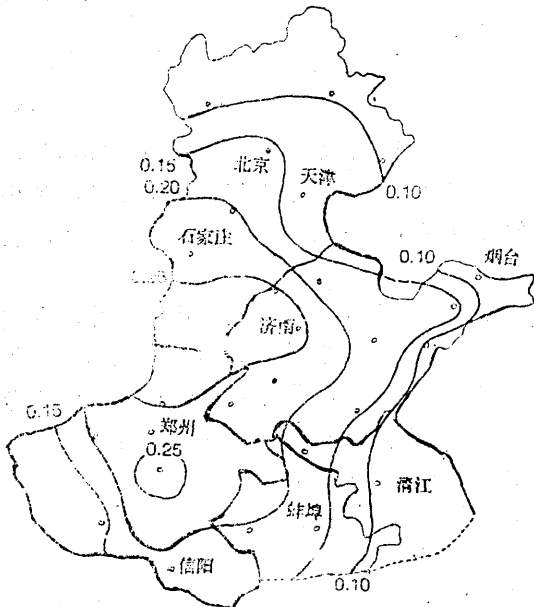


图 2 第一特征向量分布图

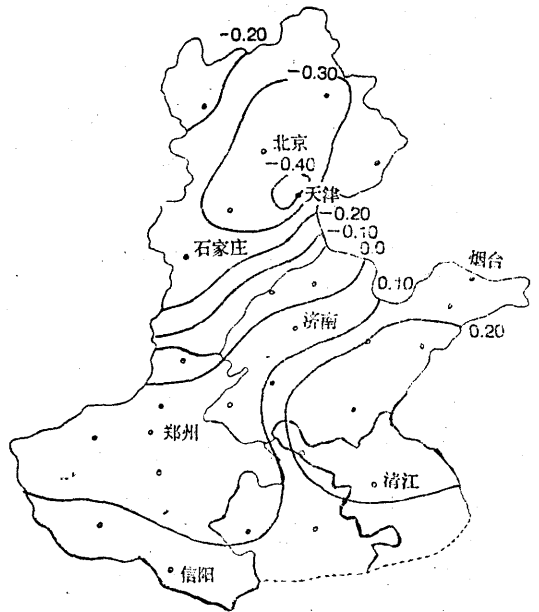


图 3 第二特征向量分布图

第三特征向量 (见图 4): 中部与南、

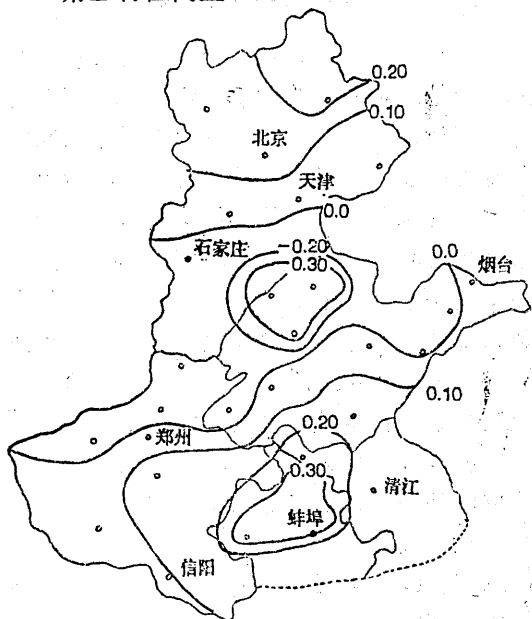


图 4 第三特征向量分布图

北部相反型。即黄河流域的春季干湿分布与北部和南部具有相反分布趋势, 此型占总体方差的 8.1%。它说明华北春季若北部和南部干旱, 则黄河流域湿润, 若黄河流域干旱, 则北部和南部便湿润。

第四特征向量 (见图 5): 东北、西南相反型。即东北与西南具有相反分布趋势, 此项占总体方差为 6.9%。它说明华北春季若是东北干旱, 则西南湿润, 若是西南干旱, 则东北便是湿润。

第五特征向量分布趋势较零乱, 规律不明显, 这里不再讨论。上述四种场的典型分布, 反映了华北春季干湿状况的主要空间分布特征。

### 3. 华北春季干湿状况的时间分布特征

在分析了华北春季干湿状况的空间分布的基础上, 再进一步分析出这些典型的空间分布的演变规律是十分必要的。这里, 只要研究典型空间分布的时间系数的演变规律便可得出华北春季干湿状况的时间分布特征。

为了分析各特征向量所构成的典型场所对应的时间系数的历史演变规律, 采用了谱

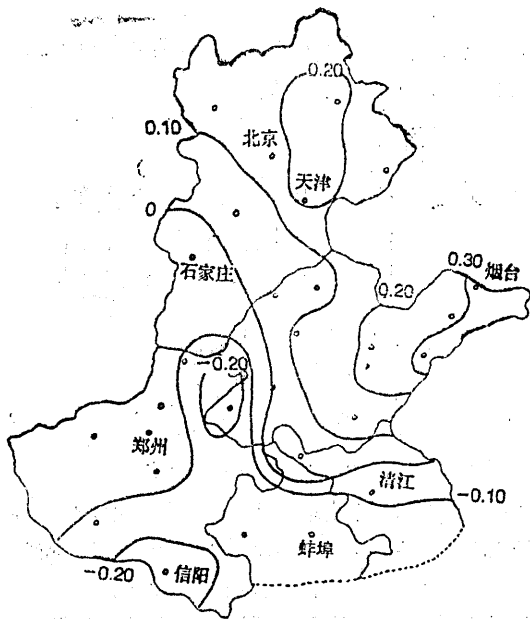


图 5 第四特征向量分布图

分析方法提取各时间系数序列的主要周期。首先对时间系数进行标准化处理, 令:

$$\bar{T}_{i,t} = \frac{T_{i,t} - \bar{T}_i}{\sigma_i} \quad t=1,2,3,4$$

$$i=1,2,\dots,28$$

式中,  $\bar{T}_i$  为第  $i$  个时间系数序列的平均值,  $\sigma_i$  为标准差。

谱分析采用的公式如下

$$s_0 = \frac{1}{2m} \left[ r(0) + \sum_{\tau=-1}^{m-1} r(\tau) \right]$$

$$\left( 1 + \cos \frac{\pi l}{m} \right)$$

$$s_l = \frac{1}{m} \left[ r(0) + \sum_{\tau=-1}^{m-1} r(\tau) \right]$$

$$\left( 1 + \cos \frac{\pi l}{m} \right) \cos \frac{l\pi\tau}{m}$$

$$s_m = \frac{1}{2m} \left[ r(0) + \sum_{\tau=-1}^{m-1} r(\tau) \right]$$

$$\left( 1 + \cos \frac{\pi l}{m} \right) \cos \pi\tau$$

式中,  $m$  为最大后延,  $l$  为谐波序号,  $s_l$  为方差线谱, 本例  $m=7$  (即  $N/4$ )。

为了分析和比较各频率段上的功率谱值的显著性, 对谱函数各峰值进行显著性检

验。若自相关系数 $r(1)$ 接近于零或为负值，采用白噪声过程谱检验：

$$s \geq \bar{s} \left( \frac{x_r^2}{f} \right)$$

若 $r(1)$ 为正值，采用红噪声过程谱检验：

$$g_l = \bar{S} \left[ \frac{1 - r^2(1)}{1 + r^2(1) - 2r(1) \cos \frac{\pi l}{m}} \right]$$

$$s_l = g_l \left( \frac{x_r^2}{f} \right)$$

$$\bar{s} = \frac{1}{2m} (s_0 + s_m) + \frac{1}{m} \sum_{l=1}^{m-1} s_l$$

$$f = (2n - m/2)/m$$

$r$ 为 $x^2$ 检验时所选取的显著水平。谱函数峰值检验结果见表3。由表3可见，第一特征

表3 谱函数各峰值检验结果

时间系数 周期 (年)	第1	第2	第3	第4
	时间系数	时间系数	时间系数	时期系数
0.1	14.7.5	3.5.5	3.2.5	2
0.05	7.5	3.5	2.5	

向量即华北春季干湿状况的全区一致性具有14、7、5年的长周期变化规律，并且周期比较显著。第2—4特征向量，即华北春季干湿状况的南北相反型、北部和南部与中部相反型、东北与西南相反型具有短周期变化规律，并且周期越来越短，越来越不明显。

表4 两段时间的特征值及累积方差

i	$\lambda_i$		$\lambda_i / \sum_{i=1}^n \lambda_i$		$\sum_{i=1}^k \lambda_i / \sum_{i=1}^n \lambda_i$	
	前段*	后段	前段	后段	前段	后段
1	477.59	322.66	51.9	44.0	51.9	44.0
2	159.96	160.66	17.4	21.9	69.3	65.9
3	80.59	70.47	8.8	9.6	78.1	75.5
4	58.93	60.52	6.4	8.3	84.5	83.8
5	51.40	39.95	5.6	5.5	90.1	89.3
6	34.63	27.85	3.8	3.8	93.9	93.1
7	19.98	15.60	2.2	2.1	96.1	95.2
8	14.18	12.53	1.5	1.7	97.6	96.9
9	11.95	10.49	1.3	1.4	98.9	98.3
10	6.95	5.83	0.8	0.8	99.7	99.1

前段指1953—1966年，后段指1967—1980年

### 三、经验正交函数分解的稳定性分析

经验正交函数分解过程并不是固定不变的，而是随着分解的对象和资料的长短而变化。因此，上述分析的华北春季干湿状况的稳定性，还是值得讨论的。文献[3]指出，自然正交函数稳定性的条件是，所分析的气象过程是 $n$ 维平稳随机过程，并且假定它满足各态历经性。本例所用的Palmer水分指数，经过上述标准化处理之后，能够满足此条件。本文利用文献[4]方法，对经验正交函数分解的稳定性作些具体的讨论。

将1953—1980年的Palmer指数值资料分成两部分，按第二部分所介绍的方法，进行经验正交分析。两段资料的正交分解结果（取其前10项）见图6和表4。图6为两段按降序排列的特征值 $\lambda_i$ 的对数（ $\lg \lambda_i$ ）和序号 $i$ 的对数（ $\lg i$ ）所构成的。两段方程分别为

1953—1966年

$$y_1 = a_1 + b_1 x_1 = 2.75 - 1.73 x_1$$

$$R = -0.983$$

1967—1980年

$$y_2 = a_2 + b_2 x_2 = 2.66 - 1.70 x_2$$

$$R = -0.979$$

$$a_1/a_2 = 1.034 \quad b_1/b_2 = 1.018$$

从图6中可以看出，两直线十分接近， $a_1/a_2$ 、 $b_1/b_2$ 均十分接近于1。表4表明，

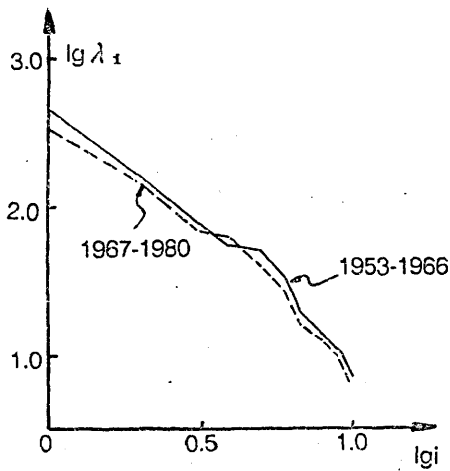


图 6

两段分解的特征值及累积方差也十分接近。这说明华北春季干湿分布的4种典型场及所对应随时间的演变规律是十分稳定的。这对我们了解华北春季干湿状况的时空分布特征及制作未来的干湿趋势预报有一定的实际意义。

#### 四、结 语

1. 自然正交分解方法, 最大优点是收敛快, 给分析带来方便, 意义明确。本文取其前5项, 精度可达77.3%, 能够满足要求。

## The temporal-spatial distributions of the dry/wet conditons over North China

Wang Chunyi An Shunqing Pan Yaru  
(Academy of Meteorological Science)

### Abstract

Here the water abnormal index given by Palmer is used to calculate Palmer index in spring over North China, which is considered as a comprehensive index of the dry and humidity conditions in spring over the regions. The method of the empirical orthogonal function was used to analyse the character of temporal-spatial distributions of the dry and humidity condition in spring, and its stability was discussed, too. It is thought that the spatial distribution characters of the first 4 items and their temporal evolution laws are very steady.

2. 经验正交分析表明, (1) 华北春季干湿状况的主要分布特征为全区一致性, 并且具有准长周期变化规律; 其次为南北相反型、北部和南部与中部相反型, 具有短周期变化规律。(2) 华北春季干湿状况的时空分布特征具有较好的稳定性, 这对根据时间系数的演变规律来制作未来时刻的干湿趋势预测提供了方便。

3. 本例表明, 利用Palmer综合指数来分析华北春季干湿状况是可行的, 它比用单一气象要素来分析要好些。自然正交分解结果能够客观地反映春季干湿状况, 结果令人满意。

4. 如果选点时再考虑山西的情况, 结果可能会更好一些。

### 参 考 文 献

- [1] Palmer, W.C., Meteorological Drought Res, pap., No. 45 V.S., Weather Bureau, pp. 58, 1965.
- [2] 安顺清等, 帕默尔干度模式的修正, 气象科学研究院院刊, No. 1, 1986.
- [3] 章基嘉等, 亚洲500毫巴候平均环流的天气统计学分析, 南京气象学院院报, No.1, 1979.
- [4] 白人海等, 东北夏季低温的空间分布及其环流条件, 气象, No.5, 1984.