

# 冬小麦赤霉病与北太平洋海温场的相关分析及其预报

汤志成 居为民

(江苏省气象科学研究所)

## 摘 要

本文用经验正交函数展开的分析方法确定了太平洋海面温度场中和江苏省淮河以南各地小麦赤霉病显著相关的海区。对于显著相关海区的海面温度应用主成份分析进行处理,得到了数量较少而又能代表该海区海温状况主要信息的新因子,从而建立了各地赤霉病的长期预报模式,进行预报,效果较好。

### 一、前言

赤霉病是江苏省淮河以南地区冬小麦后期的主要病害,不仅能造成明显减产,而且还会使麦粒品质下降以至失去食用价值。其流行程度主要取决于菌源、寄主状况和气候条件。而现有小麦品种的感病特性和感病期年际间变化不大,菌源条件又极易得到满足,故每年的气象条件差异是赤霉病发生与流行的主要因素。它不仅直接影响病菌对寄主的侵染和病情的发展,而且还影响菌源量的累积和寄主的生长发育状况,因此,常称小麦赤霉病为“气象型”病害,一般的预报模式亦多以前期气象因子为主<sup>[1-2]</sup>。

本文首先根据全省小麦赤霉病发生和流行情况,采用模糊聚类方法,将全省分为4个区:即太湖和沿江(I);宁镇扬低山丘陵(II);里下河及其东部沿海(III);淮北(IV)。其中淮北区历年很少发病,这里不予分析。对其余3个区,则在各区内选择代表性较好、资料年代较长的代表站,并以代表站1964—1985年的逐年平均病穗率来代表各区的历年赤霉病发生、流行状况。然后利用经验正交函数展开技术<sup>[3]</sup>,确定了10°S以北太平洋地区286个格点的海表面温度场中与江苏淮河以南3个地区赤霉病显著相关的海区,再利用主成份分析进行处理,得到了新的主因子,最后分区建立了江苏小麦赤霉病的长期预报模式。

### 二、江苏省小麦赤霉病与太平洋海温的相关分析

海洋表面温度与大气运动的关系近年来研究甚多。海温异常对大气运动的影响有一滞后过程,是天气异常的主要原因之一。尤其是赤道东太平洋的海温异常(厄尔尼诺现象),可以造成大范围甚至全球的天气变化。为了研究江苏的小麦赤霉病的发生与流行同海温变化的关系,进行了如下分析:

#### 1. 相关系数场的经验正交展开方法

为了找出与各地区赤霉病显著相关的最主要海区,将通常用于一个要素场的经验正交函数方法应用到两个要素场间的交叉相关系数场作展开<sup>[3]</sup>。

将海温场(S)和赤霉病场(Y)之间的交叉相关系数矩阵写成

$$C_{m,n} = \left( \sum_{t=1}^{22} S'_{m,t} \times Y'_{n,t} \right) / 22 \quad (1)$$

式中 $S'_{m,t}$ 代表标准化的海温场, $m=1, \dots, 286$ 网格点, $t=1, \dots, 22$ 年; $Y'_{n,t}$ 代表标准化赤霉病场, $n=1, 2, 3$ 区, $t=1, \dots, 22$ 年。 $C_{m,n}$ 为由海温场空间序号和赤霉病场空间序号构成的二维相关系数矩阵。其平均乘积矩阵用下式计算:

$$H_{n_1, n_2} = \left( \sum_{m=1}^{286} C_{m, n_1} \times C_{m, n_2} \right) / 286 \quad (n_1, n_2 = 1, 2, 3) \quad (2)$$

在此, H 表示每个海温格点对于每个赤霉病区 (n1) 之间的相关系数与每个海温格点对于所有其它赤霉病区 (n2) 之间的相关系数的乘积对 286 个海温格点求平均。显然, H 是一个对称矩阵。

对于原始交叉相关阵  $C_{m,n}$  可按经验正交函数分析中的作法, 用其平均乘积矩阵  $H_{n_1, n_2}$  中的特征向量  $U_{n,i}$  展开。即

$$C_{m,n} = \sum_{i=1}^3 Q_{i,m} \times U_{n,i} \quad (3)$$

式中

$$Q_{i,m} = \sum_{n=1}^3 C_{m,n} \times U_{n,i} \quad (4)$$

而  $U_{n,i}$  可由下列矩阵方程

$$(H - \lambda I)U = 0 \quad (5)$$

求得。(3)式表明两个要素场之间的交叉相关系数矩阵可以分解为振幅系数矩阵和特征向量阵的线性组合。 $Q_{i,m}$  表示第  $m$  个格点上的第  $i$  个振幅系数, 它仅依赖于海温场的空间特征;  $U_{n,i}$  表示  $n$  个区上的第  $i$  个特征向量, 它仅依赖于赤霉病场的空间特征。

通过 (3) 式将相关系数的分布分解为成对的空间型式:  $Q_{n,i}$  型代表了海温场对相关系数的作用,  $U_{n,i}$  型代表了赤霉病场对相关系数的贡献。而且对应最大特征值的这一空间型对均方相关贡献最大, 特征值小的一对空间型对均方相关贡献也减小。

根据特征向量正交性, 对所有的  $i$  有

表 1 各月海温与赤霉病相关场的各特征值在所有特征值集合中所占比重

$I_i$ \ 月	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	1	2	3
$I_1$	0.935	0.791	0.760	0.773	0.784	0.750	0.845	0.849	0.854	0.851	0.847	0.859	0.884	0.864	0.869
$I_2$	0.038	0.162	0.201	0.184	0.162	0.182	0.011	0.097	0.108	0.114	0.116	0.107	0.085	0.098	0.095
$I_3$	0.026	0.047	0.039	0.043	0.054	0.068	0.050	0.054	0.038	0.034	0.037	0.034	0.032	0.038	0.036

注:  $I_i = \lambda_i / \sum_{i=1}^3 \lambda_i$

由 (3) 式可知, 相关系数值的大小和符号取决于振幅系数场 (Q) 的格点值和特征向量场 (U) 的格点值之乘积, 对于某个显著水平的相关系数值, U 场的边界值与 Q

$$\sum_{n_1, n_2} U_{n_1, i} \times U_{n_2, i} = \begin{cases} 0 & \text{当 } n_1 \neq n_2 \\ 1 & \text{当 } n_1 = n_2 \end{cases} \quad (6)$$

由 (3)、(5) 和 (6) 式可推得

$$\lambda_i = \left( \sum_{m=1}^{286} Q_{i,m}^2 \right) / 286 \quad (7)$$

即特征值等于振幅系数的平方在 286 个格点上的平均。再由 (3) 和 (7) 式可推得均方根相关系数

$$(\bar{C}_{m,n})^{1/2} = \left[ \left( \sum_{i=1}^3 \lambda_i \right) / 3 \right]^{1/2} \quad (8)$$

(8) 式表明, 均方根相关的大小可由特征值 ( $\lambda_i$ ) 的集合来描述。

由于经验正交函数收敛快,  $\lambda_i$  随  $i$  的增加递减很快。因此, (3) 式的结果只需选用少数几个  $\lambda_i$  值较大的空间型即可近似地表示。

## 2. 计算结果

本文由前一年 1 月到当年 3 月逐月分析了海温场和赤霉病场之间的相关关系。在计算了交叉相关系数场的平均乘积矩阵的特征值和特征向量后发现, 尽管时间不同, 但所得第一特征值  $\lambda_1$  在所有  $\lambda_i$  集合中所占比重都相当大 (表 1)。所以本文以第一特征值所对应的特征向量和振幅系数之线性组合的相关系数场的型式为主要模式, 来分析和讨论海温与赤霉病之间的相关情况。

场的边界值成反比, 并且边界值越大(小), 其所围面积越小(大)。本文取显著水平为 5%, 自由度为  $22 - 2 = 20$ , 查表得相关系数为 0.403。由该值和已知的赤霉病特征向量

场U便可相应地定出海温场Q的边界值。在海温场Q上边界值所围的区域,即为信度 $\alpha \geq 5\%$ 的显著相关海区。

经计算,与各区赤霉病显著相关的海区如下:①加利福尼亚寒流区(25—35°N、120—130°W)的显著相关区范围,以前一年1月份为最大,对应于3个赤霉病区的最大相关系数亦高达-0.765、-0.519和-0.556,相关系数的高值区在其西部和北太平洋暖流区交界处,中心位置在35°N、135°W附近。自前一年的2月以后显著相关区开始逐步缩小,到8月以后除少数格点以外,大范围的显著相关区已不存在。②黑潮区(30—35°N、130—150°E)的海温,在前一年10月份以前与各区赤霉病呈负相关,10月份以后显著相关区消失,到当年1月以后则转为正相关。其中1月份相关性最好,对应于3个区的显著相关区都存在,最大相关系数为0.684、0.478、0.645。③北太平洋暖流区(40—45°N、165°E—155°W)的海温,前一年4月以前与各区赤霉病呈正相关,7月以后则呈负相关,但显著相关区的范围相对都较小。④赤道逆流区(5°N、150°E—110°W)的海温,前一年1、2月份存在着与各区赤霉病显著负相关区,显著相关区3月开始消失,到7月份以后其东南部的海温则与赤霉病显著正相关。⑤北赤道暖流区(15—20°N、150°E—150°W)的海温与I区赤霉病的相关性好于其余两个区,在前一年1、11月和当年3月都有显著相关区存在。⑥赤道东太平洋区(0—10°S、90°W—180°)的海温与各区赤霉病相关最好,除前一年1月份与I区显著负相关,自前一年7月以后都存在着与各区赤霉病显著正相关的海区,以赤道10°W附近的显著相关区维持时间最长,从前一年7月到当年1月都存在。就时间而言,该海区的海温与赤霉病关系最好的是前一年的夏秋季节,如9月份10°S—5°N、85—140°W范围的海温与各区赤霉病相关均显著,中心位置至5°S、100°W附近。

分析结果表明,各区赤霉病都对应有显著相关海区,仅时间、范围、位置、相关系

数大小不同而已,其中以I区赤霉病和海温相关最好,III区次之,II区最差。各海区中又以赤道东太平洋、黑潮暖流和赤道逆流区的海温和各区赤霉病相关较好,而北赤道暖流地区的海温相关稍差。就时间而言,前一年的1—4月(图1)和前一年7月至当年3月两者相关较好(图2),而前一年5、6月份两者相关性较差(图3)。

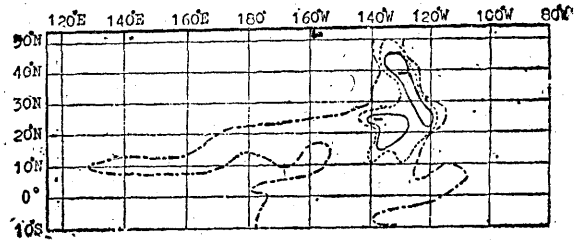


图1 前一年1月显著相关海区  
点划线表示I区边界,实线表示II区边界,虚线表示III区边界,下同

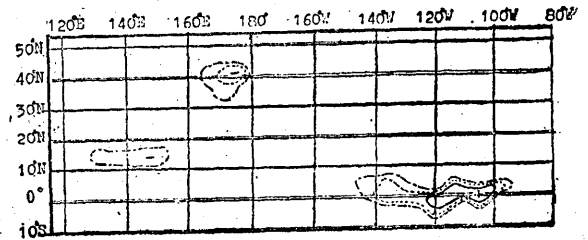


图2 前一年8月显著相关海区

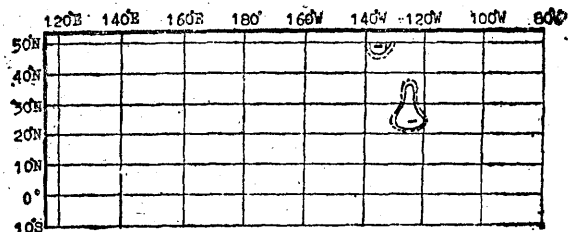


图3 前一年6月显著相关海区

### 三、赤霉病预报模式的建立

对于各区赤霉病,都有多个显著相关的海区存在,同一海区往往也有连续数月相关。建模中,我们在同一相关显著的海区中以其中显著相关区范围最大、信度最高的月份的海温来代表该区的海温信息。从而确定了I、II、III区赤霉病最显著相关的代表区域(表2)。

表2 与各区冬小麦赤霉病最显著相关的代表区域

区	年	月	范 围	序 号	格点数	最大相关系数
I	前 一 年	1	25-50°N, 115-150°W	1	26	-0.766
		1	15-20°N, 125°E-120°W	2	31	-0.773
		1	5-10°N, 130°E-105°W	3	35	-0.652
		1	0-10°S, 180°-110°W	4	29	-0.688
		2	40-45°N, 170°E-180°	5	3	0.495
		4	20-30°N, 120-140°E	6	8	-0.554
		9	45-50°N, 160-175°W	7	5	-0.612
		9	20-30°N, 145-170°E	8	10	-0.690
		9	5°N-10°S, 85-140°W	9	23	0.697
		11	0-10°S, 165°W-180°	10	7	0.529
	当 年	1	25-30°N, 140-155°E	11	6	0.684
		2	5°N-10°S, 135-150°W	12	12	0.568
		3	10-20°N, 140-165°W	13	8	-0.537
II	前 一 年	1	15-25°N, 130-145°W	2	6	-0.495
		2	40-45°N, 170°W-180°	3	3	0.444
		2	0-5°N, 150-160°W	4	4	-0.466
		3	20-25°N, 170-175°W	5	3	-0.456
		4	20-25°N, 125-130°W	6	2	-0.470
		7	EQ, 160-165°W	7	2	0.440
		7	EQ, 140-145°W	8	2	0.498
		8	5°N-5°S, 95-125°W	9	9	0.492
	当 年	1	25-30°N, 150-155°E	10	2	0.478
III	前 一 年	1	10-45°N, 120-145°W	1	24	-0.556
		2	40-45°N, 170°W-180°	2	3	0.427
		2	0-5°N, 150-160°W	3	4	-0.499
		8	5°N-5°S, 95-140°W	4	13	0.527
		9	45-50°N, 160-175°W	5	4	-0.467
		9	25-30°N, 150-160°E	6	5	-0.526
		11	10-15°N, 155-165°E	7	7	-0.502
		11	0-10°S, 165°W-180°	8	8	0.527
	当 年	1	25-30°N, 140-155°E	9	6	0.605
		2	5°N-10°S, 135-145°W	10	7	0.476

对表2选出的海区,再采用主成份分析<sup>1)</sup>,将原来显著相关海区的多格点海温距平值线性地组合成少数几个互不相关的主因子,这些主因子基本上保持了原来多格点变量的主要信息,又大大地减少了因子个数。从表2的显著相关海区,各区分别得出37、19、25个新的主因子(见表3)。

再以这些新的主因子,用逐步回归方法进行筛选,建立了各区冬小麦赤霉病的长期预报模式如下:

$$\hat{y}_1 = -0.4478x_{11} + 0.2892x_{15} - 0.7556x_{20} + 0.1816x_{25}$$

表3 各赤霉病区的各相关海区的主因子个数

海区序号	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	合计
赤霉病区 I	3	4	4	3	2	3	2	3	4	2	1	3	3	37
II	3	2	2	2	2	2	1	1	2	2				19
III	5	2	2	3	2	2	3	2	2	2				25

+ 24.7955

(F = 31.49\*\*, S = 8.01,

R = 0.939)

1) 黄嘉佑编, 气象统计预报试用教材, 北京大学地球物理系气象专业

$$\hat{y}_2 = -0.2341x_2 + 0.5372x_5 \\ - 0.5108x_{12} - 0.9453x_{19} + 9.45 \\ (F = 10.66^{**}, S = 4.25, \\ R = 0.846)$$

$$\hat{y}_3 = -0.1853x_1 + 0.2426x_3 \\ - 0.3442x_8 + 0.6580x_{16} \\ + 0.2579x_{25} + 10.7818 \\ (F = 10.77^{**}, S = 7.48, \\ R = 0.878)$$

式中  $\hat{y}_i$  为第  $i$  区的赤霉病病穗率估计值,  $x_i$  分别为各区中第  $i$  个主因子。

#### 四、预报模式的检验和试报

赤霉病流行程度按以下标准分级: 病穗率  $y < 10\%$  为轻;  $10\% \leq y < 20\%$  为中等偏轻;  $20\% \leq y < 30\%$  为中;  $30\% \leq y < 40\%$  为中等偏重;  $y \geq 40\%$  为大流行。预报值与实况等级一致评为正确, 差一级为基本正确, 差 2 级或以上均评为错。用上述各区赤霉病预报模式, 对历史资料进行了回代检验。自 1964—1985 年 22 年中, I 区正确 15 次、基本正确 6 次, 错报 1 次, 预报准确率 21/22; II 区正确 17 次, 基本正确 5 次, 预报准确率 22/22; III 区正确 17 次, 基本正确 5 次, 准确率 22/22。特别是对于 1973、1977、1983 年的赤霉病大流行年表现有很好的预报能力。

我们还用此模式在 1986 和 1987 年进行了实际试报。1986 年预报 I、II 区为轻, III 区为中偏轻, 实况均为轻; 1987 年预报 I 区

为中等, II、III 区为轻, 与实况一致。预报效果极好。

#### 五、小结

1. 将用于一个要素场的经验正交函数用于两个要素之间的交叉相关系场的展开, 可以得到两个要素场中最主要相关区域, 有较广泛的应用性。

2. 我省淮河以南各区赤霉病的流行程度都在  $10^\circ\text{S}$  以北太平洋海面温度场中存在着显著相关海区, I 区的相关性最好, III 区次之, II 区再次之。以前一年冬、春、秋季和当年冬季海温与赤霉病相关较好, 而前一年春末夏初相关性较差。各海区中, 以赤道东太平洋、黑潮暖流和赤道逆流区海面温度和赤霉病相关较好。

3. 海温和赤霉病相关的时效可长达一年以上, 且相关海区的范围是较大的、稳定的, 因而可以用于赤霉病的长期预报。所建预报模式有较高的历史拟合率和良好的实际预报效果, 可以作为业务应用方法之一。

#### 参考文献

- [1] 湖北省麦类赤霉病长期预报协作组, 湖北省小麦赤霉病流行的统计学模式及长期预报的研究, 中国农业科学, 1983 年第 1 期。
- [2] 农牧渔业部农作物病虫害测报站, 农作物病虫害预测预报资料(下册), 农业出版社, 1981 年 2 月。
- [3] J. T. Prohaska, Technique for analyzing the linear relationships between two meteorological fields, Mon. Wea. Rev., Vol 104, No. 11, 1345—1353, 1976.

## The correlation analysis and prediction of winter wheat gibberellin with SST field of the North Pacific

Tang Zhichang      Ju Weimin

(Meteorological Institute of Jiangsu province)

#### Abstract

In this paper, the regions, over the North Pacific, whose SSTs are significantly correlated with the winter wheat gibberellin in partial Jiangsu Province, the areas south to the Huaihe River, are determined using expansion method of EOF. SSTs of the significantly correlative regions are transformed into a few new factors repressing the main information of all the SST by means of the analysis of principle components. Based on those factors the long-range prediction model are given and the prediction are obtained.