文章编号: 1004-4965 (2009) 02-0196-09

# 气候场的主分量逐步回归预测模型及应用

陈创买1. 周文2, 林爱兰3

(1.中山大学环境科学与工程学院大气科学系,广东广州 510275; 2.香港城市大学物理暨材料系,香港;3.中国气象局广州热带海洋气象研究所,广东广州 510080)

**摘** 要:提出一种气候场的主分量逐步回归预测模型,该模型将气候场的预测变成对该场主分量的预测。 提取对气候场变化有重要影响的 500 hPa 高度、太平洋及印度洋海温和全球海平面气压等含不同区域不同季节 的因子场的前若干个含高信息量的优质主分量因子。通过相关筛选和双重检验逐步回归,建立气候场的主分 量的预测方程,由此就建立气候场与多个因子场之间的联系,但是模型却仍然保持着两个场相关的特点。根 据气候场的特征向量的近似不变性,将其与主分量配合进行反算,从而得到气候场的预测。以广东汛期降水 预测作为试验例子,计算了它的主分量,分析了它的时空分布特征及分类,对 2003—2005 年的分布作预测并 与实测分布作比较及进行误差检测,发现预测效能显著。有关预测的年限、区域范围、要素和因子的物理背 景等问题有待进一步研究。

关键 词: 气候统计预测; 气候要素场; 主分量分析; 双重检验逐步回归; 广东汛期降水

中图分类号: P468.0 文献标识码: A

# 1 引 言

对气候要素场(以下简称气候场)的预测,在日 常气象业务中十分重要,不少学者对此进行过研究。 徐瑞珍等[1]作了两个场的相关分析,谢炯光等[2]把奇 异值分解方法用于广东季降水预测,张尧庭等<sup>[3]</sup>和 肯德尔<sup>[4]</sup>对两个场进行典型相关分析。但这些方法 仅局限于考虑两个场之间的相关。实际上影响气候 场变化的因素决不会仅仅是单一的因子场,例如广 东夏季降水决不会仅受海温场的影响,或仅受某一 高度场的影响。因此对气候场的预测如何与多个影 响因子场相联系是一个值得研究的问题。Hannack 等<sup>[5]</sup>对美国季降水量的预测,Broccoli等<sup>[6]</sup>对北太平 洋气压场的预测, Michael等<sup>[7]</sup>对雷暴天气的预测, 都从不同角度应用了主分量。金菊良等<sup>[8]</sup>用遗传门 限自回归模型对气象序列作预测。主分量分析能将 随时间变化的气候场分解成为空间函数(特征向量 矩阵)部分和时间函数(主分量矩阵)部分<sup>[9]</sup>,空间函 数部分概括场的不随时间变化的地域分布特点,而 随时间变化的主分量的前个占有原空间点变量的总

方差的很大部分。根据主分量的这些特点,可以找 到将对气候场的预测与多个因子场的影响相联系的 途径。首先,通过主分量分析,可以将对气候场的 预测变成对气候场的前若干重要主分量的预测。其 次,预测因子可取自对气候变化有重要影响的500 hPa高度场、太平洋及印度洋海温场和全球海平面气 压场等含不同区域不同季节要素场的前若干个主分 量,它们集中了各因子场的最重要信息。通过相关 筛选大量地收集那些含高信息量的预测因子,用逐 步回归分析来建立气候场与各气候因子场的广泛联 系。因为预测是对气候场的主分量来进行的,而且 各种气候场及因子场的主分量都与其特征向量即空 间分布型相对应,因此预测量与预测因子的相关, 实际上就是气候场的某种空间分布型与某因子场的 一定空间分布型的相关。这说明利用因子场的主分 量作为预测因子具有十分明确的气候背景,物理意 义十分奥妙。由于特征向量矩阵的近似不变性<sup>[10]</sup>, 所以当完成对主分量矩阵的预测后,可利用该两个 矩阵作回算,实现对原始场和未来气候场分布的预 测。以广东汛期(4-9月)降水为例进行探讨。

收稿日期: 2007-10-08; 修订日期: 2007-12-12

基金项目:广东省科技计划项目"广东干旱年景预测技术研究"(2005B32601007);国家自然科学基金(40675051)共同资助

通讯作者:陈创买,男,教授(已退休),主要从事气象学、气候学和统计气候预测的教学和研究。E-mail: chencm@pub.guangzhou.gd.cn

## 2 预测模型的数学原理

### 2.1 概 述

将要预测的气候场看作一个整体,根据主分量 分析的特点,对该场的主分量进行预测。首先对气 候场作标准化处理,而后进行主分量计算得到特征 向量矩阵和主分量矩阵,通过相关分析和逐步回归 计算,对该场的标准化主分量逐个建立预测方程。 预测因子可利用各种因子场的主分量。然后对该气 候场的标准化主分量的拟合和预测结果进行回算, 得到标准化变量和原始变量的气候场的拟合和预 测,并作误差估计和评估。

#### 2.2 数学原理

2.2.1 对气候场进行标准化处理

设原始气候场是含有p个空间点和m个时间点的 $p \times m$ 阶矩阵 $X_{n\times m}$ ,则其标准化变量矩阵为,

$$Z_{p \times m} = \begin{bmatrix} Z_{11} & \cdots & Z_{1m} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ Z_{p1} & \cdots & Z_{pm} \end{bmatrix}$$
(1)

于是原始气候场可以写成,

$$X_{p \times m} = S_p Z_{p \times m} + E'_p \tag{2}$$

其中  $E_p = (\overline{E_1}, \overline{E_2}, \dots, \overline{E_p})$ 为 p 阶平均值行矩阵,  $S_p = (s_1, s_2, \dots, s_p)$ 为标准差对角矩阵。

2.2.2 对气候场作主分量计算

对标准化气候场 Z<sub>nxm</sub> 作主分量计算<sup>[8]</sup>,

$$Z_{p \times m} = V_{p \times r} W_{r \times m} \tag{3}$$

其中  $V 为 p \times r$  阶特征向量阵,  $W 为 r \times m$  阶主分量 阵, (r 为 p 与 m 的最小值)。再取占 96%以上方 差的前 K ( $\leq 25$ ) 个主分量进行标准化,

$$Y_{r\times m} = \wedge^{-\frac{1}{2}} W_{r\times m} \tag{4}$$

其中 < <sup>-1</sup>/<sub>2</sub> 为以特征值开方为分母的对角阵。

2.2.3 对气候场的标准化主分量进行相关筛选和 逐步回归预测

由于主分量预测因子数量大,用于建立回归方程的因子是通过对该预测量与所有预测因子进行相关筛选而得。第 k 个预测量 y<sub>k</sub>与第 l 个预测因子 f<sub>i</sub>的相关系数为,

$$r_{kl} = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^{m} \frac{y_{ki} - \overline{y}_k}{S_k} \frac{f_{li} - \overline{f}_l}{S_l}$$
(5)

其中 $y_k$ 与 $f_l$ 为平均值,  $S_k$ 与 $S_l$ 为标准差。给定显著 性水平 $\alpha$ ,相应显著相关系数为 $r_\alpha$ ,若 $r_{kl} \ge r_\alpha$ ,则 相关显著,该因子可选出作为可能预测因子供逐步 回归计算。

对预测场的前 K(一般 K≤25)个标准化主分 量逐个建立回归方程,则第 k 个标准化主分量的回 归预测模型为,

$$\tilde{y}_{kt} = C_{k0} + \sum_{i=1}^{L_{k}} C_{ki} F_{kit} + e_{kt}$$

$$(k = 1, 2, \dots, K; \quad t = 1, 2, \dots, m)$$
(6)

其中  $C_{k0}$ 为常数,  $C_{ki}$ 为回归系数,  $F_{ki}$ 为预测因子,  $e_k$ 为误差, L为可能预测因子数。

对预测场第 k 个的标准化主分量进行逐步回归 计算,假设有 L<sub>k</sub>个预测因子进入回归方程,由式(6) 可得,

$$\hat{\tilde{y}}_{kt} = C_{k0} + \sum_{i=1}^{L_k} C_{ki} f_{kit}$$
(7)

$$(t = 1, 2, \cdots, m; \quad k = 1, 2, \cdots, K)$$

利用上述对气候场的前*K*个主分量的逐步回归 计算,可对该场的标准化主分量进行拟合和预测,

$$\hat{\tilde{y}}_{k\times(m+s)} = (\hat{\tilde{y}}_{k\times m} \quad \hat{\tilde{y}}_{k\times s})$$
(8)

其中 $\hat{y}_{k} = (\hat{y}_{k1}, \hat{y}_{k2}, \dots, \hat{y}_{k(m+s)})'$ ,由式(7)计算得出。 2.2.4 对标准化变量场和原始气候场的预测

首先对气候场标准化主分量的拟合值和预测值 进行反算,使其变成普通主分量场,

$$\hat{W}_{k\times(m+s)} = \wedge^{\frac{1}{2}} \hat{\widetilde{Y}}_{k\times(m+s)} = \wedge^{\frac{1}{2}} (\hat{\widetilde{Y}}_{k\times m} \qquad \hat{\widetilde{y}}_{k\times s})$$
(9)

其中 $^{\frac{1}{2}}$ 为K阶特征值开方对角阵。

假定在很小的 *s* 时间内预测场的空间函数阵 *V<sub>sxr</sub>* 是不变的<sup>[10]</sup>,将式(9)代入式(3)右边得,

$$\hat{Z}_{p\times(m+s)} = V_{P\times K} \hat{W}_{K\times(m+s)} =$$

$$V_{P\times K} (W_{k\times m} \quad W_{k\times s}) = (\hat{Z}_{p\times m} \quad \hat{Z}_{p\times s})$$
(10)

其中 $\hat{Z}_{p\times(m+s)} = (\hat{z}_2, \hat{z}_2, \dots, \hat{z}_p)'$ 为对各站的标准化变量的拟合和预测。

其次,将式(10)代入式(2)的右端,得到原 始气候场的拟合和预测,

$$\hat{X}_{p \times (m+s)} = S_p \hat{Z}_{p \times (m+s)} + E_p'$$
(11)

其中 $E_p$ 及 $S_p$ 的意义与式(2)相同。

2.2.5 对预测结果的误差估计

由预测场和原始场可以估计预测误差。第 k 个 变量的绝对误差估计为,

$$D_{k} = \left[\frac{1}{m}\sum_{i=1}^{m} (\hat{x}_{ki} - x_{ki})^{2}\right]^{\frac{1}{2}} \quad (k = 1, 2, \dots, p) \quad (12)$$

$$\text{相对误差估计为},$$

$$E_{rk} = \frac{D_k}{x_k}$$
 (k = 1, 2, ...., p) (13)

式中<sub>xk</sub>为第 k 个变量的平均值。总平均相对误差为,

$$\overline{E_r} = \frac{\sum_{k=1}^{P} E_{rk}}{P}$$
(14)

## 3 广东汛期降水的时空变化特征

#### 3.1 资料及处理

预测场取广东 1954—2005 年 48 站月降水量为 基本资料,其中 1954—2002 年资料用于统计, 2003—2005 年资料用于试报。因子场取太平洋海温 场 1951—2003 年 286 个 5 × 10 格点月平均海温资料 和北半球 500 hPa 高度场 1951—2003 年 576 个 5 × 10 梅花格点月平均高度资料。全球海平面气压场 1951—2003 年 1 368 个 5 × 10 网格点月平均气压。 将太平洋海温场分为 5 个区,北半球 500 hPa 高度 场分为 11 个区,全球海平面气压场分为 7 个区。对 每个区各取 14 种季节。每一个区的每一种季节构成 一个因子场,总共可形成 322 个因子场。对它们进 行主分量分析,各取其前 8 个主分量作为预测因子。

14 个季节包括:春、夏、秋、冬,6 个自然季 节:1-2月、3-4月、5-6月、7-8月、9-10月 和11-12月,前、后汛期、夏半年和冬半年,实际 上还可以设立更多的季节。

北半球 500 hPa 高度场的 11 个区设为: 1 区: 东北半球北部(5~180°E, 45~85°N); 2 区:东 北半球南部(5~180°E, 10~45°N); 3 区:西北 半球北部(185~360°E, 45~85°N); 4 区:西北 半球南部(185~360°E, 10~45°N); 5 区:东北 半球(5~180°E,10~85°N); 6 区:西北半球(180~ 360°E,10~85°N); 7 区:整个北半球(5~360°E, 10~85°N); 8 区:太平洋地区南部(90~270°E, 10~45°N); 9 区:太平洋地区北部(90~270°E, 50~85°N); 10 区:北半球副热带高压区(5~360°E, 50~85°N); 11 区:北半球极涡区(5~360°E, 50~85°N);

北太平洋海温场的 5 个区设为: 1 区: 北太平 洋西部(110~180°E, 10°S~15°N); 2 区: 北 太平洋东北部(180~270°E, 15~50°N); 3 区: 赤道东太平洋(180~270°E, 10°S~15°N); 4 区:全北太平洋(110~285°E, 15°S~50°N); 5 区:太平洋热带区(110~285°E, 10°S~35°N)。 全球海平面气压场的 7 个区设为: 1 区:东北 半球区(0~180°E, 0~40°N); 2区:东南半球区(0~180°E, -40~0°N); 3区:西北半球区(180~360°E, 0~40°N); 4区:西南半球区(180~360°E, -40~0°N); 5区:东半球区(0~180°E, -40~40°N); 7区:全球区(5~360°E, -40~40°N).
3.2 广东汛期平均降水及标准差的分布

广东汛期平均降水分布(图1)有3个大降雨 中心分别位于海陆丰地区、清远-佛冈和阳江地区, 其中心雨量均达到1800mm以上。小雨中心出现 在东北部、北部、西部和雷州半岛地区,雨量在1100 mm以下。图2为广东汛期降水标准差分布,它和 平均分布场非常相似,也有4个大小值分布中心。



#### 3.3 广东汛期降水的主分量计算

对广东汛期(4—9 月)降水进行主分量计算得到 特征向量矩阵和主分量矩阵,其前 25 个主分量所占 总方差百分数如表 1,显然前 4 个主分量已占总方 差约 69%,前 25 个达 97.1%。以下对前 4 个主分量 和特征向量作分析。

表1 广东汛期降水前25个主分量所占方差

主分量	特征值	占总方差/%	累计方差/%
1	24.02	46.20	46.20
2	5.63	10.82	57.03
3	3.48	6.70	63.74
4	2.74	5.28	69.02
5	1.87	3.61	72.63
6	1.49	2.87	75.50
7	1.20	2.30	77.81
8	1.11	2.13	79.94
24	0.23	0.45	96.65
25	0.23	0.44	97.09

#### 3.4 广东汛期降水的时空分布特征

3.4.1 第1特征向量及主分量

广东汛期降水第 1 特征向量分布如图 3。全省 均为正值,大值中心分布在珠江三角洲及至西北和 北部,东南伸至汕头。小值中心分布在梅州、清远 和西南部及雷州半岛。这是全省性的涝(旱)分布 (I)型。当第 1 主分量为正(负)时出现全省性 的涝(旱)。从表 1 可知这一分布型占总方差的 46.2%。最严重的旱、涝年份都与这一型分布有关。 图 4 是第 1 主分量变化曲线,从图 4 可见,1973、 2001 和 1961 年主分量有最大值属于严重的涝年; 1956、1963 和 1991 年主分量有最小值属于严重的 旱年。例如 1973 年广东汛期降水全为正距平分布 (图 5),即是涝,有 4 个大值区分别出现在潮汕、 珠海至阳江、雷州半岛和粤北地区。小值区分别出 现梅州、郁南至信宜地区。这与平均分布有比较大 的差异。1956 年广东汛期降水与 1973 年完全相反 为负距平分布,即是干旱,严重干旱出现在汕头、 珠海、韶关和信宜,均在-40%以上(图 6)。



1954 1957 1960 1963 1966 1969 1972 1975 1978 1981 1984 1987 1990 1993 1996 1999 2002 图 4 广东汛期降水第 1 主分量变化曲线 横坐标为年份。

### 3.4.2 第2特征向量及主分量

11 8 -1 -4 -7 -10 -13

图 7 是广东汛期降水第 2 特征向量分布,全省 呈正和负两种相态,零值等值线从珠江口至西部的 封开将广东分成两半,东至中北部为负,南至西南 至雷州半岛为正,在西北部的连州还有一块正值区。 显示一种东至中北部旱(涝)、南至西南至雷州半岛 涝(旱)分布(Ⅱ)型。当第 2 主分量为正(负)时出现东 至中北旱(涝)、南至西南至雷州半岛涝(旱)。第 2 主 分量变化曲线最大值出现在 2002、1976 和 1985 年, 最小值出现在 1961、1977 和 1983 年。

#### 3.4.3 第3特征向量及主分量

图 8 是广东汛期降水第 3 特征向量分布,它具 有两种相态,零值等值线一条从深圳至和平,另一 条从阳江西至化州北将广东分为 3 部分。中西北部 为正,东部和西南至雷州半岛为负。它属于中西北 部涝(旱),东部和西南至雷州半岛旱(涝)分布 (Ⅲ)型。当第 3 主分量为正(负)时中西北部涝 (旱)而东部和西南至雷州半岛旱(涝)。第 3 主 分量变化曲线最大值出现在 1964 和 1998 年,最小 值出现在 1990 年。





#### 3.4.4 第4特征向量及主分量

图 9 是广东汛期降水第 4 特征向量分布,可见 出现两种相态,零值等值线从东北部的蕉岭经紫金 至郁南的西部,将广东分成南与北两部分。北面为 负、南面为正。它属于北旱(涝)、南涝(旱)分 布(IV)型。当第 4 主分量为正(负)时,表现为 北旱(涝)、南涝(旱)分布。第 4 主分量变化曲 线 1965 年有一个极大值出现北旱、南涝分布,1962 和 1968 年有极小值出现相反分布。



#### 3.5 广东汛期降水的分类

把广东汛期降水的历年分布看成是由该年前 4 个主分量的方差贡献所组成<sup>[21-22]</sup>,分布类型就可用 前 4 个主分量确定,因为主分量有正和负,从量上 反映了特征向量随时间演变的规律。其绝对值最大 者表示该特征向量场的贡献最大,从而定出该年和 历年的分布类型分出 I、 II、 III、 IV。将主分量的 正和负分别记为 a 和 b,得 I<sub>a</sub>、 I<sub>b</sub>、 II<sub>a</sub>、 II<sub>b</sub>、 II<sub>a</sub>、 II<sub>b</sub>、 V<sub>a</sub>、 V<sub>b</sub>。由于第 I 型是全广东汛期降水涝(旱) 型,它的方差贡献较大,属于 I 型的年数也多,但 并不是所有属于 I 型年份都会有象典型的 I 型那样 的分布,为了区分那些汛期降水严重涝和严重旱的 年份有必要再细分。为此定义一个数据结构函数 YC,它是气候场第 1 主分量中前第 k绝对最大值其 累积方差占第 1 主分量总方差的 30%以上。以  $T_1$ 表示第 1 主分量,若  $T_1 \ge$  YC 为 a,  $T_1 \le$  -YC 为 b,  $0 \le T_1 < YC$ 为 c,  $-YC < T_1 < 0$ 为 d, 得 I<sub>a</sub>、 I<sub>b</sub>、 I<sub>c</sub>、 I<sub>d</sub>,分别表示广东汛期降水严重涝、严重旱、 偏涝、偏旱 4 种状况。本文计算的 YC = 6.438,分 型结果见表 2。

经统计出现 I 型的有 26 年占 53.2%,其中 I<sub>a</sub> 为 6 年占 12.3%, I<sub>b</sub>为 2 年占 4.1%, I<sub>a</sub>+ I<sub>b</sub>=8 年占 16.4%,这些是属于全省性严重涝和严重旱的 年份,以 1973、2001 年和 1956、1963 年为代表。 I<sub>c</sub>为 6 年占 12.3%, I<sub>d</sub>为 12 年占 24.6%,出现 II、 Ⅲ、 Ⅳ型的分别有 9、6 和 8 年。这 3 个型合共占 46.8%是属于涝和旱分布不均匀的年份。

表 2 广东汛期(4-9月)降水分布的类型

年份	Ι	II	III	VI	类型	年份	Ι	II	III	VI	类型
1954	- 0.58	- 0.64	2.09	- 0.25	IV b	1979	1.51	- 0.57	- 0.49	- 0.65	IVa
1955	3.69	- 4.2	2.75	- 1.56	Шь	1980	0.23	1.72	- 0.36	1.4	IVь
1956	- 10.85	0.52	1.38	0.12	Iь	1981	4.25	3	2.88	1.36	Ιc
1957	2.96	- 2.54	- 0.49	- 0.93	I c	1982	- 0.67	- 0.58	- 0.4	- 2.03	IVa
1958	- 5.77	0.55	- 1.92	0.23	I d	1983	- 3.46	- 3.74	- 1.78	- 0.63	Шь
1959	7.34	- 2.47	- 0.06	0.5	I a	1984	0.5	1.45	- 1.07	1.4	IV <sub>b</sub>
1960	1.4	- 2.15	- 2.66	2.73	$III_{b}$	1985	- 1.11	3.76	- 2.09	1.21	II a
1961	8.66	- 4.5	0.18	2.41	I a	1986	- 2.71	- 0.21	- 0.77	- 0.14	I d
1962	- 1.39	- 0.8	2.47	0.79	IV b	1987	0.71	- 0.06	2.71	- 1.28	$III_a$
1963	- 10.72	2.45	- 0.31	0.31	Iь	1988	- 3.07	- 1.72	1.66	- 0.45	Ιd
1964	- 0.6	- 0.5	3.13	1.17	$III_{a}$	1989	- 3.3	- 0.44	1.65	2.9	I d
1965	2.11	2.29	2.41	0.79	IV a	1990	- 6.01	- 3.63	- 5.03	0.52	I d
1966	- 0.93	- 2.34	- 0.2	- 1.02	Шь	1991	- 6.71	0.55	- 0.5	- 1.67	I d
1967	- 4.3	1.03	0.21	1.19	Ιd	1992	- 1.1	1.01	- 0.99	1.04	I d
1968	- 0.67	- 3.02	- 1.24	- 2.78	IV b	1993	7.1	- 1.68	1.66	0.21	I a
1969	- 5.46	0.04	0.3	- 2.04	I d	1994	5.76	3.39	- 0.89	- 1.11	I c
1970	2.56	0.84	0.58	- 1.17	I c	1995	- 2.21	1.08	- 1.13	- 1.34	I d
1971	- 2.19	0.87	2.36	- 0.06	$III_a$	1996	0.33	0.13	2.82	0.77	III <sub>a</sub>
1972	2.49	2.46	- 0.67	- 0.2	I c	1997	7.96	- 0.56	- 1.23	- 3.26	I a
1973	11.9	0.2	- 2.94	1.13	I a	1998	- 0.17	1.69	3.15	- 1.05	$III_a$
1974	- 3.3	0.97	- 0.57	1.1	Ιd	1999	- 2.64	- 1.01	- 0.13	- 0.33	I d
1975	3.32	- 0.8	1.76	- 0.14	I c	2000	- 2.54	- 2.62	- 1.53	2.28	Шь
1976	2.07	4.05	- 1.17	- 0.12	II a	2001	9.47	2.86	- 2.23	- 0.11	I a
1977	- 3.75	- 4.36	- 0.8	0.02	Шь	2002	0.59	5.21	- 2.16	- 1.68	II a
1978	- 0.7	3.06	- 0.32	0.44	II a						

# 4 广东汛期降水的主分量逐步回归 预测

根据第2节预测模型数学原理的步骤对广东汛 期降水进行主分量逐步回归预测。

#### 4.1 预测因子的相关筛选

由于预测因子的数量大,逐步回归运算有困难, 必须将气候场的前 25 个主分量逐个与所有因子进 行相关筛选,给定显著性水平α=0.05,适当调整 α的值,通常可选出 70 个高相关因子供逐步回归使 用。各个因子的单相关系数在 γ=0.300 以上,最大 达 0.545。

#### 4.2 双重检验逐步回归

对广东汛期降水场的前 25 个主分量逐个利用 相关筛选所得高相关因子进行双重检验逐步回归计 算,设定 F-信度检验<sup>[11]</sup>的临界值 P<sub>a</sub> =95%,得到该场 的前 25 个主分量的回归方程。下面仅对第 1 主分量 及其对应的特征向量进行分析。

广东汛期降水第1主分量的双重检验逐步回归 预测方程为,

$$y = -0.503\ 86+0.484\ 69\ x_1+0.241\ 40\ x_2 - 0.409\ 35\ x_3-0.246\ 92\ x_4+0.371\ 67\ x_5 - 0.249\ 58\ x_6+0.263\ 43\ x_7+0.200\ 79\ x_8 + 0.184\ 82\ x_6 - 0.194\ 42\ x_{10}$$
(15)

其中x<sub>1</sub>为太平洋东北部7—9月海温场第5主分量; x<sub>2</sub> 为东北半球4—6月500 hPa高度场第2主分量; x<sub>3</sub>为太 平洋地区南部夏季500 hPa高度场第7主分量; x<sub>4</sub>为 北太平洋1—2月海温场第4主分量; x<sub>5</sub>为东北半球北 部10—12月500 hPa高度场第7主分量; x<sub>6</sub>为西北半球 冬半年500 hPa高度场第6主分量; x<sub>7</sub>为赤道东太平 洋5—6月海温场第4主分量; x<sub>8</sub>为热带太平洋9—10 月海温场第4主分量; x<sub>9</sub>为西北半球北部7—9月500 hPa高度场第7主分量; x<sub>10</sub>为全太平洋4—6海温场第7 主分量。复相关系数为R=0.875 9。图10是广东汛期 降水第1主分量的预测曲线。可见预测值对实测值的 拟合程度相当高。



图 10 广东汛期降水第 1 主分量预测曲线 横坐标为年份。 实线为原值,点线为平均值,短划线为预测值,2003-2005 年仅有预测值。

## 5 广东汛期降水分布的预测

对 2003 年广东汛期降水分布的预测(图 11) 结果显示,除了雷州半岛地区外,全省都为负距平, 汛期降水严重偏少 10%~20%,东南部沿海达 30%。 从实测结果(图 12)看,全省绝大部分地区均为负 距平,但是在梅汕地区、海陆丰地区、珠江口西地 区各有一块小范围正距平,与预测的情形相反。雷 州半岛为负距平也与预测结果相反。总的来说 2003 年的预测基本上准确。

2004 年广东汛期降水分布的预测(图 13)表明, 全省大部分地区为负距平,西北部和西南部的部分 地区为正距平。实测结果(图 14)则是,全省除了 广州至东莞地区有一小片正距平外,其余地区均为 负距平。预测结果基本上准确。

由 2005 年广东汛期降水分布预测(图 15)结 果可知,广东中南部至中北部及至东北部为正距平, 东南部的小片地区和西至西南部地区为负距平。西 部的零值等值线从封开西南部经郁南西部、罗定、 阳春到阳西。实测结果(图 16)表明,大致西南部 地区为负距平,其余地区为正距平,零值等值线从 镇海湾经顺德沿纬线向西至罗定的北部,然后在湛 江有个小正值区,在清远至佛冈有一小的负值区。 因此预测准确率大于 70%。

从以上预测试验例子来看,主分量逐步回归预 测模型对于一个省范围的降水的预测是成功的。



25 24 23 22 21 111 112 113 114 115 110 116 117 图 13 2004 年广东汛期降水预测距平分布 25 24 23 22 21 112 113 114 115 110 116 图 15 2005 年广东汛期降水预测距平分布

为了与业务预测质量检验一致,利用李辑等<sup>[12]</sup> 短期气候预测评估方法:按6级预测评分公式进行 评估,

$$P_6 = \frac{N_0 + f_1 N_1 + f_2 N_2}{N + f_1 N_1 + f_2 N_2} \times 100.0$$
(16)

其中 N 为测站总数,  $N_0$  为预测与实况距平符号相同的站数与符号不同但相差只有一级的站数之和;  $N_1$  为预测与实况同为偏级的站数与实况为特级的站数之和。 $N_2$  为预测与实况同为特级的站数及实况为偏级的站数之和。 $f_1 = 0.5$  为偏级预测正确加分权重系数。 $f_2 = 1.0$  为特级预测正确的加分权重系数。对 2003—2005 年广东汛期降水的预测结果按式(16)进行评分,它们的得分分别为:89.0%、94.4%和 91.3%。这个结果明显比李辑等对辽宁省近 10 年短期气候预测质量评估检验结果好<sup>[12]</sup>。

为了进一步检验预测效果,本文还对所预测的 年份分别计算了预测场与实测场的相关系数。结果 2003—2005年两个场的相关系数分别为:0.3427、



0.699 0 和 0.657 4, 它们都分别超过显著性水平为
 *α* = 0.02 和 *α* = 0.01 的相关显著性检验。

# 6 结论和讨论

(1) 气候场的主分量逐步回归预测模型,将气候场的预测变成对气候场的主分量的预测。

(2) 预测因子取自对气候场有重要影响的 500 hPa 高度、太平洋及印度洋海温和全球海平面气压 等含不同区域不同季节的诸多因子场的前若干主分 量,可为气候场的预测提供大量的高信息量的优质 因子。

(3)利用相关筛选和双重检验逐步回归分析, 建立气候场的变化与多种因子场的变化的联系,这样它就超越了典型相关分析、奇异值分解等方法仅 考虑两个场之间相关的限制。

(4) 因为预测对象和预测因子都是主分量,所 以两者的关系反映了气候场的某种特定分布型与预 测因子场的某一特定分布型之间的关系,因此模型 仍然保持着两个场相关的特点。

(5) 对广东汛期降水的预测试验,基本时空分 布和变化特征清晰,预测效果显著。

(6) 关于预测年限的问题有待进一步深入研究。本文所取预测年限为3年,即提前3年起报。 事实上还可做许多不同年限的预测试验,比如1年, 2年, ……, 10年等。 (7) 关于预测因子的气候物理背景问题十分重要,有待另文分析研究。

(8)关于预测区域的问题,目前已做过的区域 有:广东省、珠江流域、中国,以一个省的范围效 果最好。

(9)关于预测要素的问题,已做过的试验有: 区域性的降水、温度、水资源;单站的降水序列, 温度序列等。这些都是实际业务预测最需要的内容。

#### 参考文献:

[1] 徐瑞珍,张先恭. 经验正交函数在两个气象场相关分析中的应用[J]. 气象学报, 1982, 40(1): 117-122.

[2] 谢炯光,秦冰冰,王静渊. 奇异值分解及其在季降水预报中的应用[J]. 气象学报, 1997, 55(1): 117-124.

[3] 张尧庭, 方开泰. 多元统计分析引论[M]. 北京: 科学出版社, 1983: 302-315.

[4] 肯德尔 M[英]. 中国科学院计算中心概率统计组译, 多元分析[M]. 北京: 科学出版社, 1983: 76-89.

[5] HARNACK R P, LANZANTE J R. Specification of United States seasonal precipitation[J]. Mon Wea Rev, 1985, 113 (3): 319-325.

- [6] BROCCOLI A J, HARNACK R P. Predictability of monthly North Pacific sea level pressure from monthly sea surface temperature for the period 1933-1976[J]. Mon Wea Rev, 1981, 109 (10): 2107-2117.
- [7] MICHECL P J, CLUCCI S J. Modification of MOS-derived thunderstorm probabilities over complex terrain with continental scale upper air data: Preprints 10th conf on weather forecasting and analysis[J]. Amer Met Soc, 1984, 65 (1): 160-164.

[8] 金菊良,杨晓华,金保明,等.遗传门限自回归模型在气象时间序列预测中的应用[J]. 热带气象学报,2001,17(4):415-422.

[9] 黄嘉佑. 气象统计分析与预报方法(第三版)[M]. 北京: 气象出版社, 2004: 66-67.

[10] GRAY B H. On the stability of temperature eigenvectors pattern[J]. J Climatology, 1981, 1: 273-281.

[11] 陈创买,周文.关于因子显著性问题的F-信度检验法[J].热带气象学报,2001,17(4):679-682.

[12] 李辑, 金巍, 赵连伟. 辽宁省近 10 年短期气候预测质量评估检验[J]. 气象, 2007, 33(4): 82-87.

#### MODEL OF PREDICTION OF PRINCIPAL COMPONENT-STEPWISE REGRESSION OF CLIMATIC FIELD AND ITS APPLICATIONS

CHEN Chuang-mai<sup>1</sup>, ZHOU Wen<sup>2</sup>, LIN Ai-lan<sup>3</sup>

Department of Atmospheric Sciences, SUN YAT SEN University, Guangzhou 510275, China;
 Depart of Physics and Materials, City University of Hong Kong, China;

3. Guangzhou institute of Tropical Marine Meteorology, CMA, Guangzhou 510080, China )

**Abstract:** A prediction model has been presented of principal component stepwise regression of the climate field. The model changes the prediction of the climate field to that of the principal component of that field. From the 500 hPa height and the sea surface temperature of Pacific and Indian ocean and the sea-level pressure of global in various seasons and regions, excellent principal component factors have been extracted with high information content and important influence on the climate field. Through correlation screening and double test stepwise regression, a prediction equation is developed for the principal component of the climate field, and the relation of the climate field with multiple fields of factors has been established. But the model keeps the correlation between the two element fields. According to the approximate invariability of eigenvectors of the climate field, the prediction of climate field is obtained by return computation, together with the principal component and the characteristics of special-temporal distribution and its classification are computed and analyzed. The prediction of field for 2003—2005 is made and comparisons with the field of observations and errors test are established. The results show that the predictive efficacy is remarkable. Questions concerning the predicted length (years), regional coverage, physical background of elements and factors will need further research.

**Key words:** climatic statistical prediction; climatic element field; principal component analysis; double test step-wise regression; flood period rainfall in Guangdong