第 17 卷 第 3 期　　热 带 气 象 学 报　　Vol.17,No.3
2001 年 8 月　　JOURNAL OF TROPICAL METEOROLOGY　　Aug.,2001

文章编号：1004-4965（2001）03-0204-11

热带气旋登陆华东的客观预报方案

钟　元,　　胡　波

（浙江省气象科学研究所，浙江　杭州　310021）

摘　　要

热带气旋登陆华东属小概率事件。构造适当划分区间的阶梯函数能较好地反映登陆事件条件概率的非线性分布。应用阶梯函数变换的因子对登陆事件概率的预报性能优于线性相关的标准化因子。预报方案应用阶梯函数变换因子，通过非线性相关比筛选和 REEP 分析构造热带气旋登陆华东的预报模式。应用初始场资料与数值预报产品分别构造了统计-天气学、统计-气候学和统计-动力学的分类预报模式。应用分类预报模式的预报结果进行综合的预报集成提高了预报技巧。预报检验与试验表明本方案对热带气旋登陆华东具有一定的预报能力。

关　键　词：热带气旋;　登陆;　预报

中图分类号：P457.8　　文献标识码：A

1 引　　言

当前，在热带气旋（以下简称 TC）登陆问题研究[1, 2]中，对于 TC 登陆前的时段，登陆地点的预报无疑是至关重要的。事实上，在 TC 生成后，人们始终关心它是否会在某地登陆。

一般而言，在 TC 登陆前的 24～36 小时，其登陆地点已趋于明确，预报路径与大陆海岸线的交点便是预报的登陆地点。然而在 TC 登陆前的 48 小时，乃至 72～120 小时内，由于 TC 在移动过程中不断与环境场相互作用，而 TC 本身与环境场又不断地变化，使得登陆地点的确定变得十分困难。当预报时效超过 48 小时，路径预报本身的可信度就大为下降，依靠路径预报确定登陆地点或登陆的可能性就更加困难。

本文希望提出一种不依赖于路径预报而直接进行 TC 登陆预报的客观预报方案，该方案能在 72～120 小时的较长时效内给出 TC 的登陆预报。由于登陆的地点已明确定在华东沿海，所以登陆预报便归结于 TC 在华东登陆可能性的预报，其定量预报便是登陆

收稿日期：2000-04-27；修订日期：2000-10-26

基金项目：浙江省自然科学基金（495001）资助

作者简介：钟　元（1945－），男，福建省福州市人，研究员，主要从事台风预报研究。

张珊瑛参加部分资料工作。

概率的预报。

2　热带气旋登陆华东的气候概率

本文中 TC 登陆华东的含义是指 TC 在中国大陆的 23.5～32 °N 之间的东海沿岸登陆。预报区域为 10～30 °N，120～150 °E 海域。

1949～1998 年，在上述预报区域内的 TC 强度达到热带风暴、强热带风暴或台风的 TC 总数为 973 个。其中在华东登陆（以下简称登陆）的 TC 为 98 个。其登陆的气候概率为 10 %。一年中各月 TC 登陆的气候概率如表 1。1～4 月及 11～12 月，TC 登陆概率为 0，5～6 月及 10 月的登陆概率也在 3 %以下。7～9 月是 TC 发生与登陆最多的台风季节，该季节中，8 月份 TC 总数与登陆个数最多，7 月份 TC 登陆概率最大。7～9 月，预报区域内 TC 总数 542 个，登陆 TC 94 个，登陆的气候概率为 17.3 %。可见，即使在台风季节，TC 的发生与活动频繁，但登陆华东仍是小概率事件。

表 1　热带气旋登陆华东的气候概率

Table 1 Climatological probabilities of tropical cyclone landfalling in East China

月份	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	年
热带气旋总数	18	5	10	23	34	70	162	209	171	137	82	52	973
登陆个数	0	0	0	0	1	2	35	40	19	1	0	0	98
登陆概率 ／%	0	0	0	0	3	3	22	19	11	1	0	0	10

3　预报因子变换

3.1　阶梯函数与因子变换

对于进入预报区域的 TC，若未来在华东登陆，则登陆概率 p（Y=1）=1；若未来不在华东登陆，则登陆概率 p（Y=1）=0；预报登陆事件发生的概率 $\hat{p}(Y=1)\in[0,1]$。

由于在概率预报中预报对象是 0 与 1 的概率形式，因而必须对引入各种量纲和量值的预报因子进行变换，使之与预报对象相适应。目前多数概率预报的因子变换是把因子序列{x_j}作标准化处理

$$\hat{x}_j=(x_j-\bar{x})/s_x$$

$$\bar{x}=\frac{1}{N}\sum_{j=1}^{N}x_j \qquad (j=1,2,3,\cdots,N)$$

$$s_x=\sqrt{\frac{1}{N-1}\sum_{j=1}^{N}(x-\bar{x})^2}$$

式中 j 为样本序，N 为样本总数。

然后统计标准化因子序列{$\hat{x}_j$}与预报量的线性相关，应用 REEP（Regression Estimation of Event Probabilities 事件概率的回归估计）分析构造概率预报模式。

然而，绝大多数因子 x 与 TC 登陆事件发生概率 p（Y=1|X=x）的关系是非线性的。设 TC 登陆事件 Y 发生的概率 p（1|x）随因子 x 的分布为一简单的准正态分布函数（图1）。当通过线性相关得到一直线 $L=ax+b$ 来拟合 p（1|x）时，显然仅在区间[x_1，x_2]内 L 可以近似拟合 $p(1|x)$，而在 $x<x_1$,或 $x>x_2$的广大区间，L 与 $p(1|x)$有很大的误差。大多数因子的$p(1|x)$分布比准正态更为复杂,所以线性相关的 L 难以拟合非线性的 $p(1|x)$分布。

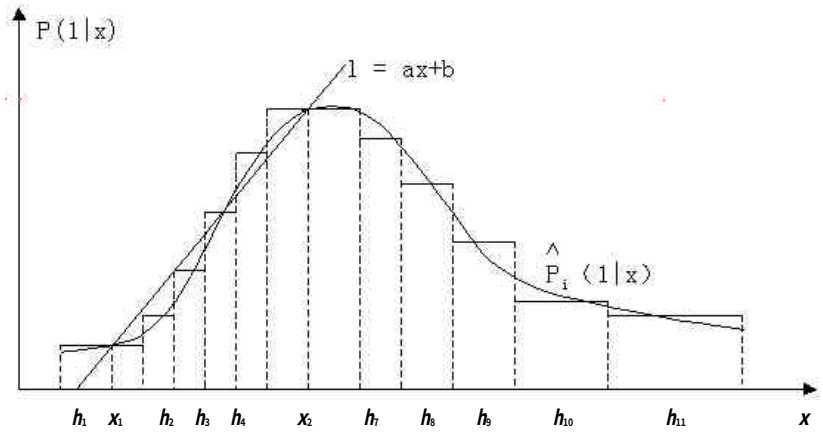

图1 TC 登陆事件发生概率 $p(1|x)$ 随 x 的分布及阶梯函数 $\hat{p}_i(1|x)$

Fig.1 The probability variations p (1|x) for TC landfalling event and step function $\hat{p}_i(1|x)$.

把因子序列{x_j}的值域[$x_{\min}, x_{\max}$]分为 H 个区间 h_i，在 h_i 区间内，TC 登陆事件发生的平均概率为

$$\hat{p}_i(1|x)=\frac{M_i}{N_i} \qquad \begin{pmatrix} i=1,2,\cdots,H \\ x\in h_i \end{pmatrix} \tag{1}$$

式中 N_i 为落在区间 h_i 的样本总数，M_i 为该区间内 TC 登陆事件发生的样本数。

因子序列{x_j}在所有区间的 $\hat{p}_i(1|x)$ 构成了一阶梯函数。

当因子序列{x_j}落在不同区间 h_i 内的值全部被该区间的阶梯函数值 $\hat{p}_i(1|x)$ 所取代后，便实现了因子变换，序列{x_j}变换为 $\hat{p}_i(1|x)$ 分布的序列

$$\{x_j\}\Rightarrow \hat{p}_{ij}(1|x) \qquad \begin{pmatrix} i=1,2,\cdots,H \\ j=1,2,\cdots,N \\ x\in h_i \end{pmatrix}$$

由图 1 可见，虽然 $\hat{p}_{ij}(1|x)$ 尚不能完全拟合 $p(1|x)$，但已能大体上反映 $p(1|x)$随 x

分布的特征。显然，变化后 $\hat{p}_{ij}(1|x)$ 对 $p(1|x)$ 的拟合优于 L，尤其在[x_{min}，x_1）与(x_2，x_{max}]的区间内。

3.2　相关比

在统计非线性因子 $\hat{p}_{ij}(1|x)$ 与 TC 登陆事件 Y 发生的相关时，宜采用相关比 h_{yx} [3]

$$h_{yx}=\sqrt{1-\frac{1}{s_y^2}E[(Y-E[Y|X])^2]} \tag{2}$$

式中 $E[\,]$ 表示数学期望或平均值，Y 的标准差 $s_y=E[(Y-E[Y]^2],E[(Y-E[Y|x]^2]$ 代表 Y 的自回归曲线 $y_x=E[Y|x]$ 的最小均方离差。

当 Y 只取 0、1 时，$\hat{p}_c$ 为 TC 登陆事件发生 Y=1 的气候概率估计值，$\hat{p}_i(1|x)$ 为阶梯函数，则式（2）可化为

$$h_{yx}=\sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{H}\hat{w}_i(\hat{p}_i(1|x)-\hat{p}_c)^2}{\hat{p}_c(1-\hat{p}_c)}} \qquad \begin{pmatrix} i=1,2,\cdots,H \\ x\in h_i \end{pmatrix} \tag{3}$$

式中 $\hat{w}_i=N_i/N$，$\hat{p}_c=M/N$，$M=\sum_{i=1}^{H}M_i$。

M 为 N 个样本中，TC 登陆事件发生的总次数，M_i、N_i 及 $\hat{p}_i(1|x)$ 的定义同前。

通过式（1）的变换和式（3）的估算，便可评估因子{x_j}与 TC 登陆事件发生的非线性相关比。

3.3　变换对因子预报性能的影响

为评估变换对因子预报性能的影响，本文计算了 500 hPa 高度场 H、地面气压场 p、200 hPa 风场 V_{200}、850 hPa 风场 V_{850}、物理量场（见后文）及 TC 参数等因子的标准化序列{$\hat{x}_j$}及阶梯函数变换后的 $\hat{p}_{ij}(1|x)$ 序列与 TC 登陆事件 Y 发生的最高线性相关系数 r_{max} 与最高非线性相关比 h_{max} 以及 $|r|\geq 0.40$ 与 $h\geq 0.40$ 的最高相关因子数 n（表 2）。

表 2　因子变换前后与 TC 登陆事件相关

Table 2　The correlation between the transformation of predictors and TC landfalling events

	TC 参数	H	p	V_{200}	V_{850}	物理量
$r_{max}/\hat{x}_j$	0.45	0.43	-0.38	0.41	-0.36	0.42
$h_{max}/\hat{p}_{ij}(1|x)$	0.67	0.58	0.52	0.54	0.58	0.59
$n/\|r\|\geq 0.40$	4	15	0	2	0	6
$n/h\geq 0.40$	12	116	48	55	44	63

由于因子只在某些区间内对 TC 登陆事件有响应，而在另一些区间则无响应，是否

对因子的这一特性加以区别对待正是两种变换的差别所在。标准化因子与TC登陆事件的线性相关不考虑不同区间的不同相关性,统计整个区间的平均相关，导致不同区间的反相关相互抵消，造成总的相关不高。经过阶梯函数变换因子后，相关比分别统计各个区间内因子与TC登陆事件的相关。虽然在有些区间因子与TC登陆事件的发生有较高的相关，而在另一些区间因子与TC登陆事件的不发生有较高相关，但从式（3）可见阶梯函数与气候概率的方差总是正值，并不相互抵消，从而提高了总体相关比，并且高于线性相关。这表明，因子经阶梯函数变换后，能反映其与TC登陆事件非线性概率分布的内在联系，预报性能明显优于原因子序列。

应用变换后的因子构造预报模式的拟合率与预报技巧均有明显提高，可参见表3及表4。

3.4 因子变换的若干问题

进行因子变换时应对区间 h_i 进行适当划分。显然，h_i 应充分小，这样可避免 $\hat{p}_i(1|x)$ 在区间内过多地平滑，确保其精度；同时 h_i 又不宜过细，使每个区间内有足够的样本数，$\hat{p}_i(1|x)$ 才具有代表性和稳定性，避免其值受个别样本的异常影响而产生大的波动。

由于 $p(1|x)$ 的非线性分布，区间 h_i 的划分要适合该分布，因而不应是均匀的，保证 $\hat{p}_i(1|x)$ 的精度与可靠性。

阶梯函数 $\hat{p}_i(1|x)$ 为区间 h_i 内TC登陆事件发生的平均概率，其值在区间内恒定，这有悖事实，并导致变换误差。当 x 从一个区间进入另一个相邻区间时，$\hat{p}_i(1|x)$ 的值发生跳跃，表明该函数在间断点处不连续。在间断点附近 x 值的微小变化可能导致 $\hat{p}_i(1|x)$ 的剧烈振荡，产生变换误差。为此Parzen提出一种概率密度的无偏估计模型[4]：它在 x 的区间 h_i 内用双曲线函数代替应用直方图方法[5]的阶梯函数，使概率拟合曲线在相邻区间连续而无间断点，从而减少了拟合误差。然而该估计模型仅是一种理想情况，它需要充分多的样本支持才能保证估计的偏差较小。在一般情况下，样本总是有限的，尤其当区间内只有较少的样本时，其估计误差甚至大于阶梯函数。此外，该模型的计算量剧增。因此在实用中样本数少于1000时，应用阶梯函数更简捷方便。

在实用中，因子 x 的值可能超出历史值域[x_{min}，x_{max}]，虽然可用与 x 最靠近区间的 $\hat{p}_i(1|x)$ 进行变换，但有可能导致变换误差。

4 预报因子

经过试验分析，选取了气候持续性、初始环境场及数值预报产品等三类预报因子。

4.1 气候持续性因子

该因子为TC初始位置、移向、移速、强度与近中心风速等参数及其6、12与24小

时变量，b 效应，气候平均转向点等。

4.2　初始环境场因子

4.2.1　高度场因子

因子为 850 hPa、700 hPa、500 hPa 与 200 hPa 等层次高度场及其 24 小时变量。

4.2.2　温度场因子

因子为 850 hPa、700 hPa、500 hPa 与 200 hPa 等层次温度场及其 24 小时变量。

4.2.3　地面场因子

因子为海平面气压场、地面温度场及其 24 小时变量。

4.2.4　流场因子

因子为 850 hPa、500 hPa 与 200 hPa 等层次纬向、经向风速及其 24 小时变量。

4.2.5　物理量场因子

(1) 环境气流。

许多研究表明，距 TC 中心 5～7 纬距半径上的环境风场与 TC 周围云区气流有密切关系，并强调了对流层中层对 TC 引导的重要性[6,7]。本文按下式计算环境地转气流的经、纬向速率 u_g、v_g，流向 dg，全风速 $|\vec{v}|$ 及距 TC 中心与纬距处环境气流动能 E_k 等因子

$$v_g = \frac{g}{f}(\sum H_w - \sum H_E)/16D$$

$$u_g = \frac{g}{f}(\sum H_s - \sum H_N)/12D$$

$$dg = \mathrm{arctg}(\frac{v_g}{u_g})$$

$$|\vec{v}| = \sqrt{v_g^2 + u_g^2}$$

$$E_K = \frac{g^2}{4f^2D^2}[(H_w - H_e)^2 + (H_s - H_n)^2]$$

式中 g 为重力加速度，f 为柯氏参数，格距 D=556 km，$\sum H_w$、$\sum H_E$ 分别为距 TC 中心 10 纬距 5°×5° 正方形网格西边与东边 4 个格点高度值之和，$\sum H_s$、$\sum H_N$ 分别为网格南边与北边 3 个网格点高度值之和，H_w、H_e、H_s、H_n 分别为距 TC 5 纬距的点为中心，其西、东、南、北 5 纬距格点的高度值。

(2) 高度场的自然正交展开函数 EOF。

在 20～45°N，100～140°E 的区域内取 5°×5° 网格的 6×9 的 54 个格点 500 hPa 高度值，对所有样本作自然正交展开[8]，即把高度场 H_{ij} 分解成仅与空间有关的特征向量函数 x_{pj} 及仅与时间有关的时间系数 T_{ip}

$$H_{ij} = \sum_{p=1}^{n} T_{ip} X_{pj} \qquad \begin{pmatrix} i = 1,2,\cdots,n \\ j = 1,2,\cdots,54 \\ p = 1,2,\cdots,54 \end{pmatrix}$$

由于特征向量 x_{pj} 是由给定场所有样本序列本身具有的特征所规定的，它反映了给定场的特征和性质。T_{ip} 是该特征函数的时间权重系数。EOF 高度场展开收敛快，取 p=1～10 时，前 10 项的总和就占总方差的 93 %。本文取 T_{ip} 为因子。

(3) 车贝雪夫正交多项式展开典型场。

采用与（2）相同的区域及网格，把 500 hPa 高度场 $H(j,l)$ 用车贝雪夫正交多项式 $y_k(j)\ y_s(l)$ 展开[9]，展开时取截止阶数 k=5，s=8

$$H(j,l)=\sum_{k=0}^{K}\sum_{s=0}^{S}A_{ks}y_k(j)y_s(l)$$

$$A_{ks}=\frac{\sum_{j=j_0}^{j_N}\sum_{l=l_0}^{l_M}H(j,l)y_k(j)y_s(l)}{\sum_{j=j_1}^{j_N}y_k^2(j)\sum_{l=l_1}^{l_m}y_s^2(l)}$$

函数 $y_k(j)y_s(l)$ 数值的空间分布是不随时间变化的典型场，具有一定天气学意义，尤其是低阶典型场代表了相当明确的环流特征。该展开收敛快，取以上截止阶数展开的逼近误差仅占总方差的千分之一。车贝雪夫系数 A_{ks} 即为典型场的时间权重系数，取为预报因子。

(4) 环流特征量。

某些大尺度的天气系统，如西风槽与脊的位置和强度，西太平洋副热带高压的脊线，西伸脊点、北界位置、面积与强度指数等特征与 TC 的运动密切相关。应用 500 hPa 高度场客观地构造这些特征量，取为预报因子。

(5) 纬圈谱。

应用谐谱分析的方法[10]，把 500 hPa 高度场沿纬圈作富里叶级数展开

$$H(j,l)=a_0(j)+\sum_{k=1}^{\infty}[a_k(j)\cos kl+b_k(j)\sin kl]$$

$$a_0(j)=\frac{1}{2p}\int_0^{2p}H(j,l)\,\mathrm{d}\,l$$

$$a_k(j)=\frac{1}{p}\int_0^{2p}H(j,l)\cos kl\,\mathrm{d}\,l$$

$$b_k(j)=\frac{1}{p}\int_0^{2p}H(j,l)\sin kl\,\mathrm{d}\,l$$

展开时沿 20～80 °N 纬圈，每个纬圈取 72 个格点高度值，计算 k=1～10 波的富里叶系数 $a_k(j)$、$b_k(j)$、振幅谱 $c_k(j)$、位相谱 $q_k(j)$ 等谐波参数谱和能谱 $E_k(j)$、角动量输送谱 $J_k(j)$、扰动动能与平均动能转换率谱 $E'\bar{E}_k(j)$ 等作为因子。波谱因子与大气环流特征对应，与中期天气有相同的时间与空间尺度，对 TC 登陆的中期预报具有一定意义。

4.3 数值预报产品及其导出因子

应用数值天气预报的 24～120 小时预报产品，构造 4.2 中的各类因子。

4.4 说 明

(1) 台风自身的结构对其登陆亦有较大影响，但在预报时难以取得定量化的观测数据，无法构造预报因子。

(2) 物理量因子多数由 500 hPa 高度场构造，有可能部分因子不独立，但这些因子若线性有关，则在 REEP 分析时会被剔除，不会进入预报模式。

5　预报方案

考虑到一个预报方程包含的预报信息有限，为了使更多的预报信息进入预报模式，预报方案设定为先进行若干个分类预报模式构造，最后对这些分类预报模式的预报结果进行预报集成。

5.1　因子变换与初选

首先应用阶梯函数 $\hat{p}_i(1|x)$ 对所有待选因子进行非线性变换，再进行相关比分析，以通过信度 $a=0.05$ 的因子入选。

5.2 分类预报模式构造

对气候持续性初选因子应用 REEP 分析，构造统计-气候学预报模式 SC；

对初始环境场的初选因子应用 REEP 分析，构造统计-天气学预报模式 SS；

对同时刻环境场的初选因子应用完全预报方法（PP）构造统计-动力学预报模式 SD（该方法应用时用数值预报产品因子代替同时刻因子）。

$$\hat{p}_r(Y=1|X_{r1},X_{r2},\cdots,X_{rM})=b_{r,0}+\sum_{k=1}^{M}b_{r,k}X_{r,k}$$

$$X_{r,k}=\hat{p}_{ri,k}(1|x)$$

$$\begin{pmatrix} r=SC,SS,SD \\ k=1,2,\cdots,M \\ i=1,2,\cdots,H \\ x\in h_i \end{pmatrix}$$

5.3　预报集成

对三种分类预报模式 SC、SS 和 SD 的预报结果应用全回归分析进行预报集成

$$\hat{p}_{CF}(r=1|\hat{p}_r)=B_0+\sum_{r=1}^{3}B_r\hat{p}_r \qquad (r=1，2，3)$$

表 3 为 TC 登陆华东的分类预报模式与预报集成的回归参数。表中 *F* 为 *F* 检验值，*L* 为因子个数，*R* 为复相关系数，*S* 为剩余标准差。$\hat{p}_{SF}$ 为应用标准差因子构造的预报模式。

由表 3 可见，用标准化因子构造的 $\hat{p}_{SF}$ 预报效果最差。应用阶梯函数变换后因子构造的 SC、SS 和 SD 三个分类预报的效果有很大的改善，尤其应用数值预报产品的 SD 预报效果最好。预报集成 $\hat{p}_{CF}$ 的效果优于分类预报模式。这是由于预报集成综合了较多的预报信息，并使分类预报不同倾向的正负误差得到了平滑的结果。

表3 预报模式的回归参数

Table 3 Regression parameters of the prediction model

	$\hat{p}_{SF}$	$\hat{p}_{SS}$	$\hat{p}_{SS}$	$\hat{p}_{SD}$	$\hat{p}_{CF}$
F	1.8	4.5	5.0	8.0	23.0
L	15	13	13	12	3
R	0.65	0.85	0.88	0.92	0.96
S	0.46	0.24	0.19	0.15	0.11

6 模式检验与预报试验

应用1993～1997年的31个TC，115个独立样本（该样本不参加模式构造）对预报方案进行了模式检验。并对1998～1999年的14个TC，进行了实时预报试验（表4）。对预报结果的评估采用*B*评分（Brier score）和B_s评分（Skill score）

$$B=\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}(F_i-O_i)^2$$

$$B_s=(1-B/B_C)\times 100\%$$

上式中F_i为预报TC登陆概率，O_i为该TC登陆实况概率：$O_i(Y=1)=1$，$O_i(Y=0)=0$。N为预报次数。B_c为应用TC登陆气候概率作预报的*B*评分。

*B*的值在[0，1]间，*B*值越小越好，*B*=0表示*N*次预报全部报对，*B*=1表示*N*次预报全部报错。B_s为模式预报评分*B*与气候概率评分B_c之间的相对误差，当模式预报结果优于气候概率预报（$B<B_c$）时，$B_s>0$，表明模式有预报技巧；当模式预报评分劣于气候概率预报（$B>B_c$）时，$B_s<0$，表明模式为负预报技巧。B_s值超过20 %表明有较高技巧。

表4 预报方案的预报结果评估

Table 4 Assessment of results of prediction schemes

	*B*评分		B_s评分 / %	
	标准化	因子变换	标准化	因子变换
模式检验	0.33	0.19	13	39
预报试验	0.35	0.17	-5	31

模式检验与预报试验的结果表明，应用阶梯函数变换因子的模式预报结果的*B*和B_s评分分别比标准化因子对照组的评分提高了0.14～0.18及26 %～36 %。显然，应用阶梯函数变换因子后方案的预报技巧有了很大的提高。

应用预报模式对呈倒抛物线异常路径并在浙江舟山登陆的9806号台风6次预报的平均登陆概率、*B*与B_s分别为80 %、0.06与43 %。应用预报模式对西行北折异常路径并在福建龙海登陆的9914号台风折向前5次预报的平均登陆概率、*B*与B_s分别为77 %、0.08与52 %（图2）。

模式检验与预报试验结果表明本方案对 TC 登陆华东的具有预报技巧。

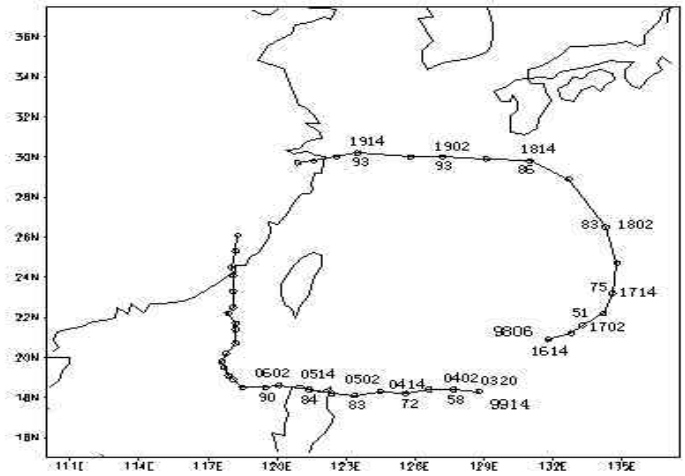

图 2　模式对 9806 与 9914 号台风的预报结果

TC 移动方向左侧的数字为预报登陆概率（%），右侧数字为时间。

Fig. 2　The landfall predictions of TC 9806 and TC 9914.　The numbers on the left side of TC forward direction are landfall probability predictions, those on the right are time.

7　结　　语

(1) TC 在华东登陆属小概率事件。

(2) 建立在区间概率分布基础上的阶梯函数较好地反映了 TC 登陆事件条件概率的非线性分布。经过阶梯函数变换后的非线性因子的预报性能优于标准化因子。阶梯函数区间的适当划分是构造较优变换的关键。应用变换因子与非线性相关比筛选及 REEP 分析相结合的技术有利构造有效的 TC 登陆预报模式。

(3) 选择和构造物理意义明确的预报因子是提高模式预报能力所必需的。

(4) 应用数值预报产品统计释用技术构造的统计-动力学预报模式建立在动力学基础上，具有较高的预报能力。对分类预报的结果进行综合预报集成，由于包含了较多的预报信息和对分类预报的平滑，提高了预报能力。

(5) 模式检验与预报试验表明，热带气旋登陆华东的预报方案具有预报技巧。

参 考 文 献

[1] 陈联寿. 台风登陆问题研究的进展[A]. 苏州：第十一届全国热带气旋科学讨论会文集[C]，1999. 11—13.

[2] FRANK D，MARKS. Landfalling tropical cyclone research program[R]. WMO Tropical Meteorology Research Programmed (TERP) Report No. 59 , 1998. 263—287.

[3] 么枕生. 气候统计学基础[M]. 北京： 科学出版社，1984. 235—240.

[4] PARZEN E. An Estimation of a probability density function and mode [J]. *Ann Math Stat*，1962, **33**: 155—167.

[5] FUKUNAGA K. Introduction to statistical pattern recognition[M]. Academic press, 1972. 67—85.

[6] CHAN J C L, GRAY W M. Tropical cyclone movement and surrounding flow relationships[J] . *Mon Wea Rev*, 1982, **110**: 1354—1374.

[7] 钟 元，金一鸣，李汉惠，等. 穿越副高北上的台风路径与环境场的关系[J]. 热带气象，1992，**8**：160—168.

[8] JAMES E PEAK, WILLIAM E WILSON, RUSSEL LELBERRY, et al. Forecasting tropical cyclone motion using empirical orthogonal function representations of the environmental wind fields[J]. *Mon Wea Rev* 1986, **114:** 2466—2476.

[9] 周家斌. 车贝雪夫多项式及其在气象中的应用[M]. 北京：气象出版社，1990. 15—24.

[10] 黄嘉佑，李 黄. 气象中的谱分析[M]. 北京：气象出版社，1984. 174—217.

THE FORECASTING SCHEME OF LANDFALLING TROPICAL CYCLONE AT SOUTHEAST CHINA

ZHONG Yuang, HU Bo

(Zhejiang Research Institute of Meteorological sciences, Hangzhou 310021,China)

Abstract

In this paper, a forecasting scheme of landfalling tropical cyclone at Southeast China was developed. Predictors were transformed by using step functions that were made up of mean probabilities of tropical cyclone landfalling event in divided intervals. The forecasting model was constructed with nonlinear correlation ratios between transformed predictors and tropical cyclone landfalling event and REEP. A consensus forecast was derived from statistical-climatic prediction, statistic-synoptic prediction and perfect prediction. Forecasting verification with independent samples and forecasting experiments indicated that the forecasting scheme of landfalling tropical cyclone at Southeast China is available.

Key words: tropical cyclone; landfall; forecast