第 59 卷 第 1 期　　气 象 学 报　　Vol. 59, No. 1
2001 年 2 月　　ACTA METEOROLOGICA SINICA　　Feb., 2001

赤道中东太平洋海温相似预报研究

任福民　　周琴芳

(国家气候中心, 北京, 100081)

摘　要

通过寻找过程相似的有效指标, 建立了一个适合于时间序列分析的相似预报模式。将该模式应用于 ENSO 的重要指标——NINO 3 区海温指数预报, 结果表明: 海温相似预报较持续性预报在预报效果(如误差和相关系数)上有明显的提高, 特别是在 6～8 个月时效上更为突出; 模式的有效预报时效为 8 个月, 基本上达到国际上同期的模式水平。在有效预报时效 8 个月内, 冬半年的预报相关性普遍高于夏半年, 其中, 12 月份的预报相关性最高, 而 6, 7 月份的预报相关性最低。对于所有时效, 2～4 月份的预报误差最小, 而 12 月份的预报误差最大。相似预报对于转折事件具有较好的预报能力, 尤其是对于 El Niño 结束和强 El Niño 开始。

关键词: 赤道中东太平洋, 海温, 相似预报, ENSO。

1　引　言

El Niño 和南方涛动(合称 ENSO)是迄今为止发现的海洋和大气年际变化中最强的信号。当 1982/1983 年强 ENSO 事件发生 4 个月时, 气象和海洋学家还在为这是不是一次 ENSO 事件而争论[1]。这次事件过后, ENSO 的预测问题受到越来越多的关注并成为学者研究的热点课题之一。到 20 世纪 80 年代末, 用于 ENSO 预测的两个模式——美国科学家 Cane 和 Zebiak 设计的耦合动力模式(简称 CZ 模式[2])以及 Barnston 等人研制的典型相关分析(CCA)统计模式[3]率先应用于业务预报试验, 接着又陆续有其他一些包括海气耦合模式、统计模式以及物理海洋与统计大气相结合的模式等用于 ENSO 预测的多种方法推出。CZ 模式和 CCA 模式应用于业务预报试验以来分别对 NINO 3 区(5°N～5°S, 150～90°W)和 NINO 3, 4 区(5°N～5°S, 170～120°W)海温指数的时效预报结果表明[4]: (1) 1993 年以前的预报好于 1993 年以后的预报; (2) 预报较实况有一定程度的滞后, 这种滞后现象随着预报时效加长而增大, 有效预报时效不足 9 个月; (3) 经测量得出, CZ 模式在时效为 3, 6 和 9 个月预报的平均均方根误差分别是 0.66℃, 0.71℃和 0.77℃。

CZ 模式和 CCA 模式代表了过去十几年 ENSO 预测模式的水平。这些模式基本上成功地预测了 1986～1992 年期间的 ENSO 事件。但是, 1993～1998 年又出现过 3 次 ENSO

初稿时间: 1998 年 10 月 20 日; 修改稿时间: 1999 年 2 月 25 日。
资助课题: ENSO 事件的监测和预测系统的研究。

和次 La Nina, 除了 NCEP 的耦合模式[5]和 CCA 模式对 1997/1998 这次 20 世纪最强的 ENSO 事件预报成功外, 国外几乎所有模式的预报都失败了。上述多数模式中的标准参数决定了模式的基本振荡周期约为 3～4 a。近期的研究表明, 20 世纪 80 年代初至 1992 年的几次 ENSO 事件之间的时间间隔正好与这些模式的固有振荡周期相接近; 然而, 1993 年以来 ENSO 事件频繁发生, 从而导致模式预报性能丧失[7]。

20 世纪 90 年代以来, 中国学者在深入研究和总结经验预报的基础上, 也陆续开展了 ENSO 预测的动力和统计模式研究。近两年由于国家 "九五"重中之重 "我国短期气候预测系统研究"项目的支持, 进展步伐尤其加快。但是, ENSO 预测是一个复杂和困难的问题, 如何使模式具有比较稳定的预报能力是 ENSO 预测面临的严峻考验。

相似预报的思想在国内长期预报如全国汛期预报中有过应用。然而, 这些工作主要是应用单一相似指标(如相关系数)来寻找相似年份进而作出预报; 其中有的学者增加引入均值差, 利用相关系数—均值差两维分布图来做预报。这些预报一般都只是定性的。本研究试图从事件动态变化的全过程入手, 在寻找到能够反映原序列、发展趋势以及发展程度等不同侧面的相似性的单一相似指标基础上, 通过适当技术综合引入一个全面、客观、有效的综合相似指标, 利用该综合相似指标建立相似预报模式, 并应用于 ENSO 的重要参数指标——NINO 3 区海温指数进行试验预报。

2 模式简介

2.1 几个概念

为便于表述, 先引入 5 个概念。

前期样本: 对于序列中给定点(起报点) t, 称以该点为末端确定长度为 L 的样本段(即 X_{t-L+1}至 X_t) 为它的前期样本。

相似点: 起报点 t 以前的任一点 $k(L \leq k < t)$ 称为它的相似点。

相似样本: 以相似点 k 为末端、长度为 L 的样本段称为前期样本的相似样本。

后期样本: 以点 $k+1$ 为起点、长度为最大预报步长 L_F 的样本段称为相似点 k 的后期样本。

相似指标: 反映相似点与起报点的前期变化之间相似程度的度量值称为相似指标。

2.2 相似指标的选取

如何选取相似指标是模式建立的关键。寻找、建立一个能够较全面地反映相似点与起报点之间相似程度的客观、有效的综合相似指标是其核心问题。为此, 首先需要选择好能反映相似性的不同侧面的单一指标, 然后再对它们进行适当、有效的综合从而得到合适的综合相似指标。

2.2.1 单一相似指标

对于时间序列 $X_t, t=1, \cdots, N$, 容易得到相应的速度(一阶偏差)序列 $T_t = X_t - X_{t-1}(t=2, \cdots, N)$ 和加速度(二阶偏差)序列 $A_t = T_t - T_{t-1} = X_t - 2X_{t-1} + X_{t-2}, t=3, \cdots, N$。预报问题实际上就是要预测后期的发展趋势和发展趋势的变化程度, 发展趋势在数学上是速度问题, 而发展趋势的变化程度则大致可以由加速度来反映, 如果仅仅在原序列基础上寻找相似指标则不容易把握好后期的演变状况, 因此自然就想到扩大寻找指标的范围。

基于上述考虑, 单一相似指标的选取从原序列、速度序列和加速度序列三方面进行考虑, 选择常用的反映相似程度的 3 个度量—— 相关系数、距平同号率和均值差, 同时引入一个新的度量—— 关联度[8]。于是, 对于时间序列中起报点 t 和相似点 k, 采用如下 10 个单一相似指标:

(1) 原序列相关系数

$$R_1 = \frac{\sum_{i=1}^{L}(X_{t-L+i} - \overline{X}_t)(X_{k-L+i} - \overline{X}_k)}{\sqrt{\sum_{i=1}^{L}(X_{t-L+i} - \overline{X}_t)^2}\sqrt{\sum_{i=1}^{L}(X_{k-L+i} - \overline{X}_k)^2}} \tag{1}$$

其中 $\overline{X}_t$ 为原序列前期样本均值, $\overline{X}_k$ 为原序列相似样本均值。R_1 的值域范围为 -1.0～1.0, R_1 越大说明相关程度越高。

(2) 原序列距平同号率

$$R_2 = \frac{1}{L}\sum_{i=1}^{L} S_X(i) \tag{2}$$

其中 $S_X(i) = \begin{cases} 1.0, & C_X > 0 \\ 0.5, & C_X = 0, \\ 0.0, & C_X < 0 \end{cases}$ $C_X = (X_{t-L+i} - \overline{X}_t)(X_{k-L+i} - \overline{X}_k)$。$R_2$ 的值域范围为 -1.0～1.0, R_2 越大说明位相相似程度越高。

(3) 原序列关联度

$$R_3 = \frac{1}{L}\sum_{i=1}^{L} {}_i, \quad {}_i = \frac{\triangle_{\min}(i) + \triangle_{\max}(i)}{\triangle(i) + \triangle_{\max}(i)} \tag{3}$$

其中 $\triangle(i) = (X_{t-L+i} - X_{k-L+i})$; $\triangle_{\min}(i) = \min_{k=L+2,t}(\triangle(i))$; $\triangle_{\max}(i) = \max_{k=L+2,t}(\triangle(i))$; $k = L+2, t$ 为权重参数, 取值在 0.0～1.0 之间; ${}_i$ 称为关联系数, 表示相似样本第 i 点在所有的相似样本第 i 点中与前期样本中第 i 点的相对距离程度; ${}_i$ 的值域范围为 0.5～1.0, ${}_i$ 越大说明相对距离越近。R_3 为相似样本内关联系数的平均, 它表示的是某一相似样本在所有相似样本中与前期样本的相对距离程度; 容易推出 R_3 的值域范围也为 0.5～1.0, R_3 越大说明相对距离越小。

(4) 速度序列相关系数

R_4 的算法类似于 R_1, 只需用速度序列替换原序代入式中。

(5) 速度序列距平同号率

R_5 的算法类似于 R_2, 只需用速度序列替换原序代入式中。

(6) 速度序列关联度

R_6 的算法类似于 R_3, 只需用速度序列替换原序代入式中。

(7) 加速度序列相关系数

R_7 的算法类似于 R_1, 只需用加速度序列替换原序代入式中。

(8) 加速度序列距平同号率

R_8 的算法类似于 R_2, 只需用加速度序列替换原序代入式中。

(9) 加速度序列关联度

R_9的算法类似于R_3, 只需用加速度序列替换原序代入式中。

(10) 原序列均值差

$$R_{10} = \overline{X}_t - \overline{X}_k \tag{4}$$

R_{10}为相似样本与前期样本的平均绝对距离, 越小相似性越好。

2.2.2 综合相似指标

基于综合相似指标要全面、客观、有效地反映相似性的考虑, 对单一相似指标采取了如下方式进行综合:

$$R_s = \sum_{i=1}^{9} a_i R_i - bR_{10} \tag{5}$$

其中$a_1, \cdots, a_9$, 和b是权重系数; $0.0 \le a_1, \cdots, a_9, b \le 1.0$, 且$\sum_{i=1}^{9} a_i = 1.0$。根据各单一相似指标反映相似性的特点, 综合相似指标生成时$R_1, \cdots, R_9$取正贡献, R_{10}取负贡献。由各单一相似指标的值域可以推算出R_s的值域范围为$-2.0 \sim 1.0$, R_s越大表明相似样点与起报点的相似程度越高。

2.3 预报方案

针对预报问题考虑的侧重点如原序列相似、速度序列相似以及加速度序列相似的不同, 设计了以下4种预报方案:

(1) 原序列后期样本均值差平移

对于相似点k, 用其原序列后期样本对起报点t进行的均值差平移预报为

$$X'_{t+i} = X_{k+i} + \triangle\overline{X} \qquad i = 1, L_F \tag{6}$$

其中$\triangle\overline{X} = \overline{X}_t - \overline{X}_k$。

(2) 原序列后期样本点值差平移

对于相似点k, 用其原序列后期样本对起报点t进行的点值差平移预报为

$$X'_{t+i} = X_{k+i} + \triangle X \qquad i = 1, L_F \tag{7}$$

其中$\triangle X = X_t - X_k$。

(3) 速度序列后期样本平移

对于相似点k, 用其速度序列后期样本对起报点t进行的平移预报为

$$X'_{t+i} = X_t + \sum_{j=1}^{i} T_{k+j} \qquad i = 1, L_F \tag{8}$$

容易证明, 对于等间距离散序列, 预报方式(2)和(3)是等价的。

(4) 加速度序列后期样本平移

对于相似点k, 用其加速度序列后期样本对起报点t进行的平移预报为

$$X'_{t+i} = X_t + \sum_{j=1}^{i} (T_t + \sum_{j1=1}^{j} A_{j1}) \qquad i = 1, L_F \tag{9}$$

2.4 预报模式的建立

对于起报点t, 根据综合相似指标从大到小排列容易得到前J个最优相似点$k_1, k_2, \cdots, k_J$。由这些最优相似点共同作出的相似预报可按如下方案集成:

$$X''_{t+i} = \sum_{i=1}^{J} a_i X'_{t+i}(k_i) \tag{10}$$

其中

$$a_i = \frac{R_s(k_i)}{\sum_{i=1}^{J} R_s(k_{i1})}$$

将前面各有关式子代入式(10), 即得到相似预报模式。从前面的思路知道, 模式中的可调参数有前期样本长度 L、最大预报步长 L_F、预报方案 P、最优相似点个数 J 以及权重参数 , b 和 $a_1, a_2, \cdots, a_9$ 一共 15 个。

可调参数中只有最大预报步长 L_F 对预报结果无影响, 可根据实际需要进行选择。前期样本长度选择时应当适中; 长度太长会掩盖起报点临近时段的变化特点, 长度太短又难以很好地反映出前期的变化特征, 因而一般 L 在 5～15 的范围内选择。预报方案可在 4 种方案中选择。最优相似点个数可适当考虑后期演变的多种可能性, 一般 J 在 1～5 的范围内选择。而 11 个权重参数 , b 和 $a_1, a_2, \cdots, a_9$ 则均在 0.0～1.0 内取值。

3　预报试验及讨论

NINO 3 区海温指数采用 1950 年 1 月至 1998 年 6 月的逐月资料, 从 1980 年 1 月起进行预报试验。

3.1　模式定型

通过对相似预报模式中的可调参数进行调节选择, 对不同模型的试验预报效果进行了比较, 这些模型不仅包含了 10 种单一指标的相似预报, 也涵盖了对其中任意几个单一指标的组合以及同一组合中不同加权方式的模型。最后, 从 4000 多个模型中按不同时效预报相关系数的大小进行排序, 综合优选得到适合于 NINO 3 个区月海温指数预报的相似预报模型。15 个参数 $L, L_F, P, J,$, b 和 $a_1, a_2, \cdots, a_9$ 依次为 8, 12, 2, 3, 0.7, 0.1, 0, 0, 10/17, 0, 0, 0, 7/17, 0, 0。前期样本长度为 8 个月, 既能够较好地反映出前期的变化特征, 又不会因为前期样本长度过长而掩盖了起报点临近时段的变化特点; 综合相似指标中包含有原序列关联度($a_3 = 10/17$)、加速度序列相关系数($a_7 = 7/17$) 和原序列均值差($b = 0.1$) , 较全面地反映了各方面的相似性; 预报方案为第二方案, 充分考虑了相似点的后期样本演变特征; 最优相似点个数为 3, 说明预报中综合考虑了后期演变的多种可能性。这表明, 根据 NINO 3 区月海温指数的变化特点对相似预报模式进行优选定型, 对于做好预报是十分重要的。

3.2　结果及讨论

图1给出相似预报在时效为3, 6, 9以及12个月的1980年1月～1998年6月 NINO 3 区海温指数预报曲线。虚线为实际值, 实线为预报值。与实况相比, 时效为3 和 6 个月的预报总体上在强度上吻合较好, 只是在位相上存在一定的滞后; 随着预报时效增大, 预报位相滞后现象变得突出, 影响了预报的效果。说明相似预报在位相上还不能完全克服目前国际上各种预报模式普遍存在的滞后现象。

海温的持续性很强, 1～3 个月的滞相关系数很高, 6 个月的滞相关系数仍大于 0.4。国外模式的有效预报时效基本上接近 9 个月。图 2 为相似预报和持续性预报与实况的相关系数随预报时效的分布。可以看出, 总的说来, 单一指标相似预报的相关系数与持续性

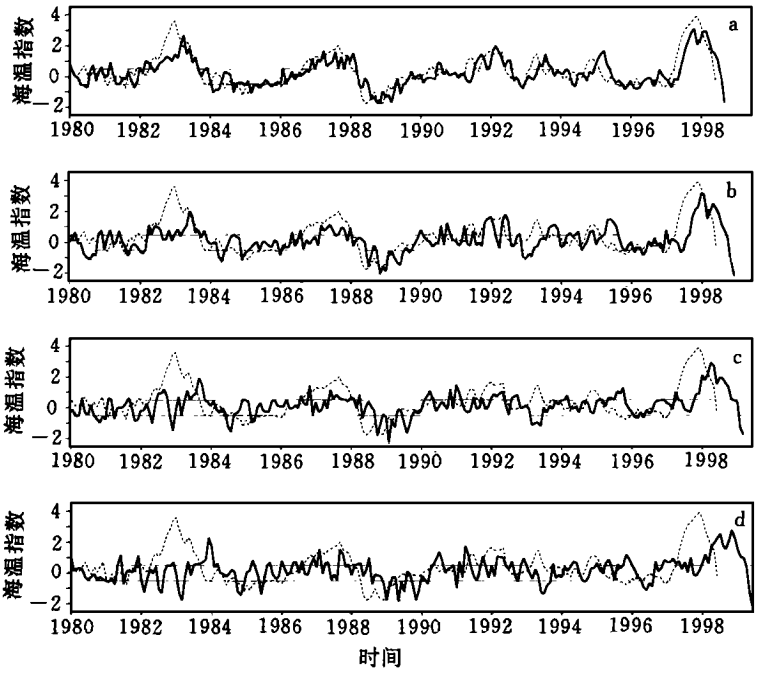

图 1 1980年 1月～1998年 6月 NINO 3 区海温指数相似预报的时效预报曲线

(a. 3 个月;b. 6 个月;c. 9 个月; d. 12 个月。实线: 预报值, 虚线: 实际值)

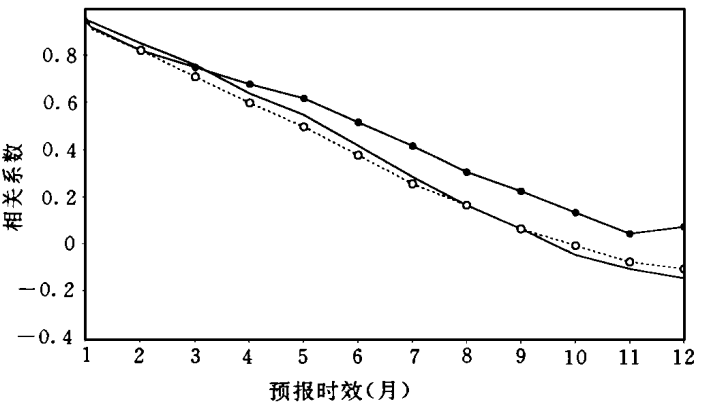

图 2 预报相关系数分布

(实心圆线为综合指标相似预报, 实线为持续性预报, 空心虚线为单一指标相似预报)

预报接近, 甚至在时效小于 8 个月时还略低于持续性预报; 而优选的综合指标相似预报则明显好于这两种预报。前 3 个月的预报两种方法很接近, 但从第 4 个月起, 相似预报明显优于持续性预报; 当时效为 7 个月和 8 个月时, 相似预报的相关系数仍分别达到 0. 45 和 0. 36, 较持续性预报分别高出 0. 11 和 0. 12。当时效在 9 个月以上时, 相关系数降至 0. 29 以下。因而, 初步可以认定相似预报方法的有效预报时效为 8 个月。

为了分析相似预报模式在不同预报时效和不同月份上的预报效果, 图 3 给出了预报

相关系数的时效-月份分布(见图 3), 横坐标为实际月份, 纵坐标为预报时效。可以看出, 在有效预报时效 8 个月内, 冬半年的预报相关性普遍高于夏半年, 其中, 12 月份的预报相关性最高, 而 6, 7 月份的预报相关性最低。在冬半年月份, 6 个月的预报相关系数仍普遍高于0. 5, 而在夏半年月份却已略低于0. 4。对于预报时效在 9 个月以上的预报, 全年均表现为弱的相关, 其中在冬半年的 1～3 月份还出现负相关。

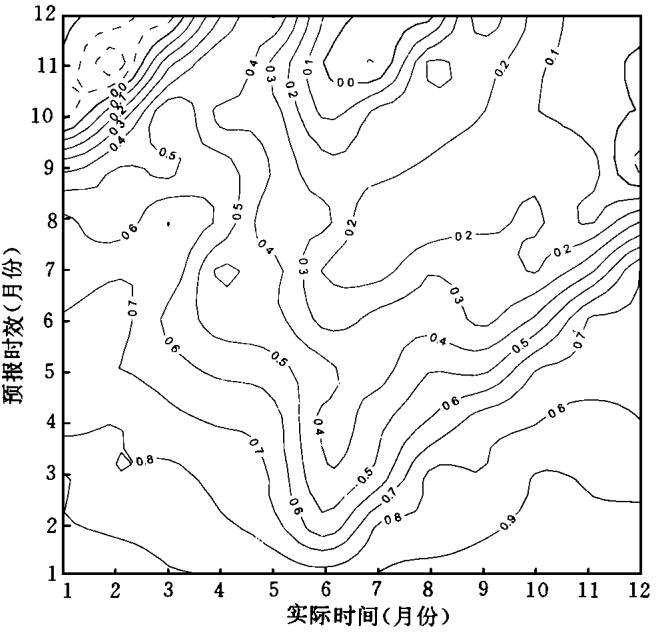

图 3　相似预报相关系数的时效—月份分布

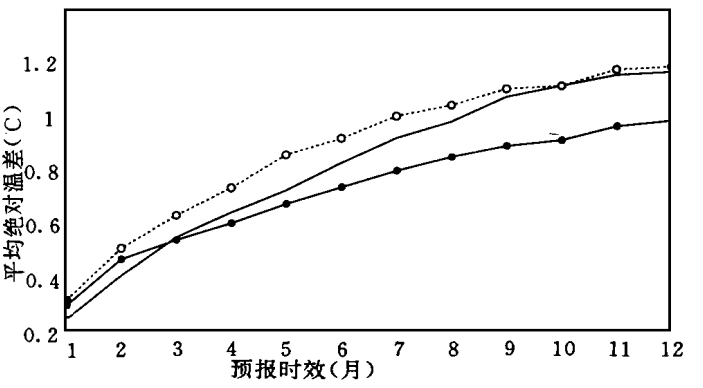

图 4　预报平匀绝对误差分布

(实心圆线为综合指标相似预报, 空心圆线为单一指标相似预报, 实线为持续性预报)

图 4 给出单一指标(相似系数)相似预报、优选的综合指标相似预报和持续性预报与实况的平均绝对误差随预报时效的分布。图中显示, 总体上优选的综合指标相似预报误差最小, 持续性预报次之, 而单一指标相似预报的误差甚至还明显大于持续性预报。在前两

个月持续性预报略好相似预报, 但从第 3 个月起, 相似预报较持续性预报逐步有提高; 当时效为 6～8 个月时, 有明显的提高, 误差值平均降低了 0.10℃。相似预报在时效为 3, 6, 9 个月的平均绝对误差分别为 0.56, 0.73 和 0.86℃, 由于与 CZ 模式在预报统计时段和统计量上的差异, 无法作全面比较, 但两模式的统计值在数值上大体相当。

为了弄清在不同预报时效和不同月份上, 相似预报与实况的误差程度, 制作了平均绝对误差的月份—预报时效分布。如图 5 所示, 横坐标为实际月份, 纵坐标为预报时效。可以看出, 对于所有时效的预报, 2～4 月份始终是一个稳定的低误差区, 随着预报时效的增大, 误差从 0.3℃逐步升至 0.7℃; 而 5～7 月份始终处于相对高的误差区, 误差从 0.4℃迅速升至 0.8℃, 在 5 个月以上时效基本上稳定在 0.8～1.0℃; 12 月份则几乎始终处于高误差区, 特别是在大于 4 个月时效后, 误差从 0.7℃攀升至 1.2℃, 这主要是由于大部分强 El Niño 和强 La Nina 的峰值主要出现在该月[9], 从而造成海温预报误差增大。在 4 个月预报时效以下, 1 月和 8～11 月均处于低误差区, 误差值一般在 0.3～0.5℃, 而在其它预报时效, 这些月份的预报则基本上处于较大的误差区。

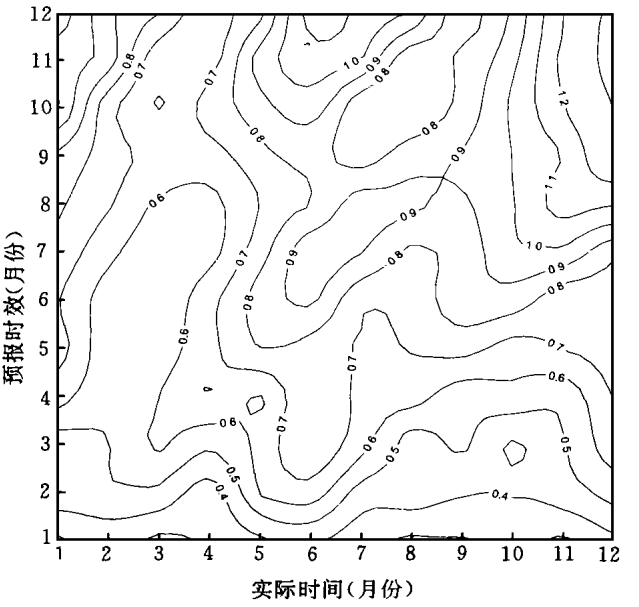

图 5 相似预报平均绝对误差的时效—月份分布

从上面的分析知道, 综合指标相似预报明显优于持续性预报, 而且也较单一指标相似预报有明显提高。众所周知, 对于转折事件, 持续性预报是没有预报能力的。那么, 相似预报模式的预报能力又如何呢? 表 1 列出了 1980 年 1 月～1998 年 6 月转折事件相似预报的时效统计结果。这期间共发生了 6 次 El Niño 和 3 次 La Nina, 对 El Niño 开始和结束的预报准确率均为 0.67, 而对 La Nina 开始和结束的预报准确率均达到 1.0。当然, 准确率统计的条件是相当宽容的, 对转折事件所做的 12 次时效预报中只要出现一次预报正确, 统计时就认为对转折事件的预报是成功的。从表中看出, 对 El Niño 开始预报成功的例子有 1982/1983 和 1997/1998 年两次, 这恰好是20 世纪两次最强的 El Niño; 这可能主

要是得益于综合相似指标较全面地反映了 ENSO 循环前期相似性, 特别是由于引入了单一指标—— 加速度序列相关系数——可以比较好地预示陡升的发生; 从国际上认可的两个美国模式的时效预报结果可以看出, 在对 1997/ 1998 年 El Niño 开始的预报中, CCA 模式的预报是成功的, 而 CZ 模式的预报则完全失败, 不仅没有预报出 El Niño 可能发生的趋势, 甚至预报了相反的结果。对 El Niño 结束预报很成功的例子有 1982/ 1983, 1986/ 1988 以及 1991/ 1992 年, 其中 1982/ 1983 年结束前的 10 次时效预报中有 9 次正确。而对于 La Nina 开始和结束的预报中成功的例子分别有 1995/ 1996 和 1988/ 1989 年, 分别在转折事件发生前的 4 次和 5 次时效预报中都报对了。

表 1　转折事件相似预报的时效统计(1980 年 1 月～1998 年 6 月)

统计要素	El Niño 开始	El Niño 结束	La Nina 开始	La Nina 结束
发生次数	6	6	3	3
准确率	0. 67	0. 67	1. 0	1. 0
转折事件发生年 (报对次数/ 最早报对时效)	1982(6/ 9) 1986(2/ 12) 1991(0/ 0) 1993(0/ 0) 1994(3/ 8) 1997(4/ 4)	1983(9/ 10) 1988(8/ 11) 1992(9/ 12) 1993(0/ 0) 1995(0/ 0) 1998(2/ 3)	1984(1/ 2) 1988(3/ 5) 1995(4/ 4)	1986(1/ 1) 1989(5/ 5) 1996(3/ 4)

4　小　结

通过上述分析和讨论, 可以得出如下结论:

(1) 相似预报模式是一种时间序列分析方法。针对预报对象的变化特征, 选择适当模式定型是提高预报能力的有效途径。

(2) 海温相似预报较持续性预报在预报效果如误差、相关系数上表现出明显的提高, 特别是对于 6～8 个月时效上更为突出; 模式的有效预报时效为 8 个月, 基本上达到国际上同期的水平。

(3) 在有效预报时效 8 个月内, 冬半年的预报相关性普遍高于夏半年, 其中, 12 月份的预报相关性最高, 而 6、7 月份的预报相关性最低。对于所有时效, 2～4 月份的预报误差最小, 而 12 月份的预报误差最大。

(4) 相似预报对于转折事件具有较好的预报能力, 尤其是对于 El Niño 结束和强 ElNiño 开始。

致谢: 本工作研究过程中, 与张先恭研究员进行过有益的讨论, 在此表示感谢。

参考文献:

1　王绍武. 气候诊断研究进展. 北京: 气象出版社, 1993. 76～79

2　Zebiak S E, Cane M A. A model El Niño—Southern Oscillation. Mon Wea Rev, 1987, 115, 2262- 2278

3　Barnston A G, Ropelewski C F. Prediction of ENSO episodes using canonical correlation analysis. J Climate, 1992, 7, 1316- 1345

4　Climate Prediction Center U S A. Climate Diagnostics Bulletin, 1988. 1- 1998. 7

5　Ji M A, Leetmaa, Kousky V E. Coupled model forecasts of ENSO during the 1980s and 1990s at the National

Meteorological Center. J Climate, 1996, 9, 3105- 3120

6 Bernett T P, Latif M N, Graham M. Flugel S. ENSO and ENSO-related predictability Part I: Prediction of equatorial Pacific sea surface temperatures with a hybrid coupled ocean-atmosphere model. J Climate, 1993, 6, 1545- 1566

7 王绍武. 气候预测研究. 北京: 气象出版社, 1996. 7～10, 102～106

8 项静恬, 史久恩. 非线性系统中数据处理的统计方法. 北京: 科学出版社, 1997. 145～146

9 李晓燕, 翟盘茂. ENSO 事件指数与指标研究. 气象学报, 2000, 58(1): 102～109

A STUDY ON ANALOGUE FORECAST OF SST IN THE EQUATORIAL CENTRAL- EASTERN PACIFIC

Fumin Ren Qinfang Zhou

(*National Climate Center*, *Beijing*, 100081)

Abstract

After defining a effective index for process similarity, an analogue model, which is suitable for doing similarity forecast for a time series, was established. The model was applied to an important index for ENSO's monitoring -NINO 3 SST anomaly, and some results had been discovered. Firstly, similarity forecast is obviously better than persistence forecast in prediction effects such as mean absolute error and correlation coefficient, especially in 6- 8 months lead predictions, the maximum lead of effective prediction is 8 months, so the prediction ability of the model almostly reaches the level of the models in the world. Secondly, for the effective lead time (≤ 8 months) predictions, the correlation skills are generally better in winter half year than in summer half year, with the best in December and the worst in June and July. Meanwhile, for all lead predictions, the smallest mean absolute error occurs during February to April, and the larggest in December. Finally, similarity forecast has better ability in turn-point prediction, especially for El Nino's ending and strong El Nino's beginning.

Key words: The Equatorial Central-eastern Pacific, SST, Similarity forecast, ENSO.