

# 北太平洋海温分布型指数的年际变化及预测<sup>①</sup>

魏凤英

(中国气象科学研究院, 北京, 100081)

## 摘 要

从预测中国夏季降水趋势分布的需要出发, 定义了一个反映北太平洋海域表面温度变化的分布型指数。该指数较好地表征出海温的年际变化特征及厄尔尼诺和拉尼娜事件, 及其与中国夏季降水分布型式有较清晰的相关关系。在分析分布型指数变化特征基础上构建了一个统计预测模式。模拟计算及36个个例提前6个月的预测试验结果表明, 该模式可以较好地预测出北太平洋海温的变化趋势, 为提前半年做出中国夏季降水趋势分布预测提供了依据。

关键词: 海温分布型指数, 年际变化, 统计预测模式。

## 1 引 言

北太平洋海域是反映全球大气和海洋变化的敏感区域, 对全球气候具有重要影响的厄尔尼诺现象就发生在这一区域内的赤道中东太平洋。众多研究表明, 北太平洋海表温度呈现典型厄尔尼诺或拉尼娜型态, 主要表现在西风漂流区海温距平与赤道东太平洋海温距平符号相反, 即两区域海温为显著的负相关。同时, 许多研究也指出, 黑潮及暖池邻近海域的海温变化比较复杂且有其独特性<sup>[1,2]</sup>, 它与西风漂流区和赤道东太平洋的海温没有显著的相关关系, 且相关符号有时会随季节的变化而改变。我们在研究北太平洋海温与中国夏季降水遥相关结构时发现, 夏季降水分布型式与北太平洋海温的某种特定配置有一定联系<sup>[3]</sup>。这种特定配置是, 西风漂流区与赤道东太平洋区为反相关, 黑潮及暖池邻近海域则通常与赤道东太平洋区的相关符号一致。由于黑潮与暖池海域范围宽阔, 研究时选取的海域范围往往不同, 得到的结论也有较大的差异。文献[3]的工作所指的是15~25°N, 125~145°E的范围。依据海温变化制作中国夏季降水预测, 通常选取单一关键区域的海温, 例如, 选取赤道东太平洋区域, 在出现典型厄尔尼诺或拉尼娜强信号的年份, 可能会收到较好的预测效果。而在非厄尔尼诺或非拉尼娜的年份, 单一区域就不能客观、全面地体现海温对夏季降水的作用, 预测效果往往不稳定。本文旨在从中国夏季降水趋势分布预测的实际业务需要出发, 定义了一个反映北太平洋海表温度变化分布型的指数。分析了这一分布型指数的主要特征, 表明它不仅表征出海温的年际变化特征及厄尔尼诺和拉尼娜事件, 重要的是其与中国夏季降水分布型式呈现比单一区域更清楚、确定的相关关系。在

<sup>①</sup> 初稿时间: 1999年10月12日; 修改稿时间: 2000年7月12日。  
资助课题: 国家“九五”重中之重科技项目“我国短期气候预测系统的研究”。

分析该分布型指数的变化特征基础上构建了一个分布型指数的统计预测模式。

## 2 北太平洋海温分布型指数的定义

取国家气候中心提供的 1951 年 1 月 ~ 1998 年 12 月北太平洋(10 S ~ 0°; 120 E ~ 80 W) 范围  $5^\circ \times 5^\circ$  的 286 个格点海表温度, 在北太平洋上选用 18 个格点(35 ~ 40 N, 160° E ~ 160 W) 的平均海表温度  $T_{S1}$  代表西风漂流区的海温变化, 用 15 个格点(15 ~ 25 N, 125 ~ 145 E) 的平均海表温度  $T_{S2}$  代表黑潮与暖池附近区域的海温变化, 用 5 N ~ 5 S, 160 ~ 100 W 的 36 个格点平均海表温度  $T_{S3}$  代表赤道东太平洋的海温变化。为了减少纬度效应, 分别对  $T_{S1}$ ,  $T_{S2}$  和  $T_{S3}$  作标准化处理。依据我们对北太平洋海温与中国夏季降水遥相关的研究结果, 仿照 Wallace 利用遥相关型定义 PNA 型指数的作法定义<sup>[5]</sup>:

$$I_{ST} = -0.50 T_{S1} + 0.25 T_{S2} + 0.25 T_{S3} \quad (1)$$

作为表征北太平洋海温分布型态的指数。式(1)中的系数含义是: 将北太平洋区域看作一个整体, 其典型配置是西风漂流区的海温变化与赤道东太平洋、黑潮及暖池的海温变化趋势相反。利用这一指数取代 3 个单一区域的海温变化, 反映整个北太平洋海温的分布型态, 以此作为中国夏季降水趋势分布预测的一个新指标。由式(1)计算出 1951 ~ 1998 年逐月海温分布型指数(图 1)。图 1 表示的分布型指数的平均值为 0.22, 其标准差为 0.66。以  $\pm 0.66$  为标准定义厄尔尼诺和拉尼娜事件, 那么, 从图 1 可以直观地看出, 分布型指数将 1951, 1953, 1957, 1963, 1965, 1969, 1972, 1976, 1982, 1987, 1991, 1993, 1994 和 1997 年发生的厄尔尼诺事件及 1955, 1964, 1968, 1971, 1974, 1975, 1985, 1988 年发生的拉尼娜事件均表征出来了, 说明式(1)定义的指数具有代表性。从图 1 可以得到这样直观的认识, 即 20 世纪 80

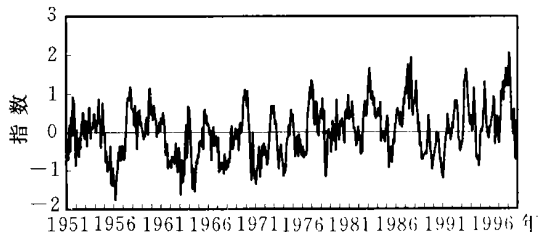


图 1 1951 年 1 月 ~ 1998 年 12 月北太平洋海温分布型指数变化

年代以前指数负值较突出, 80 年代以后则以正值更显著。也就是说, 80 年代前冷水事件出现的频次高、强度大; 80 年代后则是暖水事件发生频繁且强度高。

## 3 海温分布型指数与中国夏季降水分布

为了比较海温分布型指数与北太平洋主要海域的海温在与中国夏季降水相关关系的差异, 首先计算了北太平洋西风漂流区、黑潮与暖池和赤道东太平洋区前一年秋季(前一年 9 ~ 11 月)、冬季(前一年 12 月 ~ 当年 2 月)、春季(3 ~ 5 月)和夏季(6 ~ 8 月)海温与中国夏季降水的相关。结果表明, 前期各区域的海温与中国夏季降水的相关没有较大范围的高相关区域(图略)。同期 3 个区域的海温与夏季降水的相关是它们中最好的。由图 2a 看出, 西风漂流区的夏季海温与长江流域、西南西部、东北西部及新疆等地的夏季降水为负

相关,与长江以北及华南地区为正相关。但是,除了与西南及新疆地区的相关系数较高外,与中国东部大范围地区的相关均未达到显著性水平。黑潮与暖池区域的夏季海温与中国东部大部分地区降水为正相关(图 2b),仅与山东半岛及华南沿海小部份地区为负相关且亦未达到显著性水平。赤道东太平洋地区海温与江淮大范围地区及东北的夏季降水为正相关(图 2c),与华北及西北地区为负相关,但仅与西北地区的负相关是较显著的。

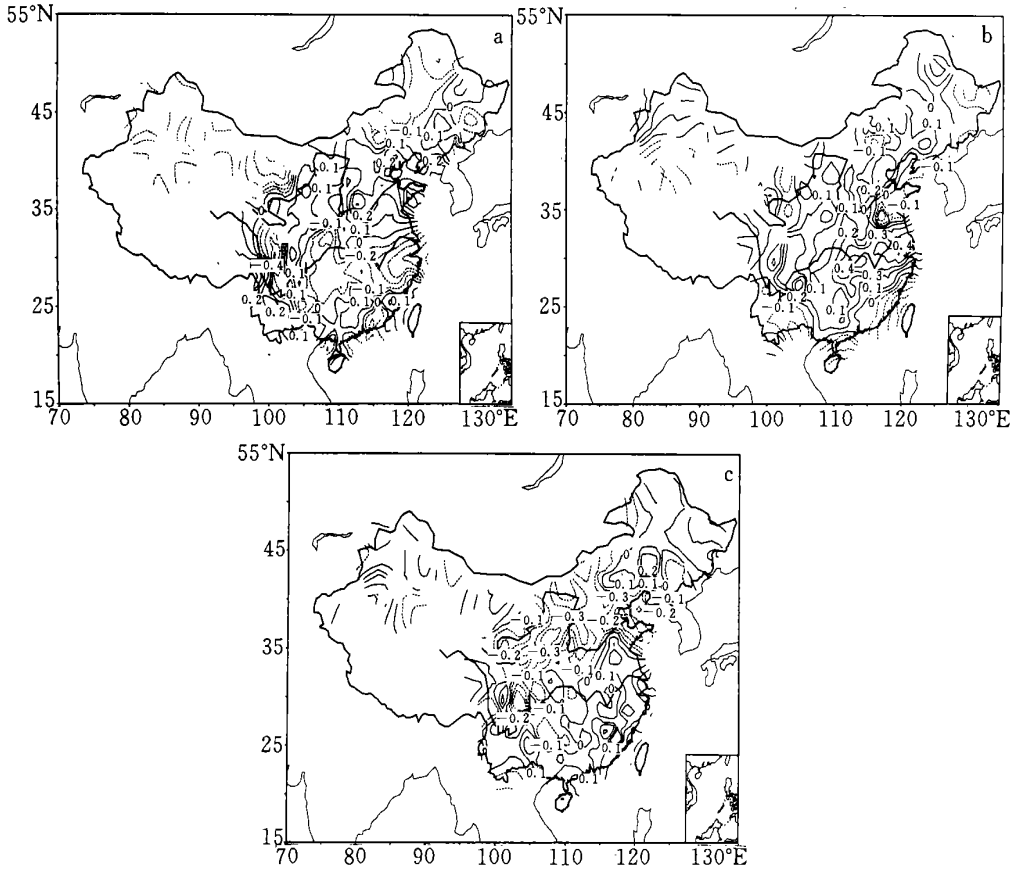


图 2 西风飘流区(a),黑潮与暖池区(b)和赤道东太平洋区(c)夏季海温与中国夏季降水的相关

由上述分析可见,北太平洋各关键区的海温特别是常被用来预报中国夏季降水的主要预报因素的赤道东太平洋海温与中国夏季降水并没有十分显著的相关关系。由此可见,用单一区域的海温作为预测中国夏季降水的主要依据就有可能影响预报效果。为与图 2 比较,分别计算了前期秋季(上一年 9~11 月)、冬季(上一年 12 月~当年 2 月)、春季(3~5 月)和同期夏季(6~8 月)季平均分布型指数与中国 160 个站夏季(6~8 月)降水量的相关(图 3)。由图 3a 可见,前一年秋季海温分布型指数与中国夏季降水的相关存在清晰的分布特征。海温分布型指数与长江以南大部、西北及西南大部地区的夏季降水为正相关,其中西北及西南部分地区的正相关系数超过 0.05(0.28) 显著性水平。同时,该指数与长江以北的淮河流域、华北大部、黄河中下游及东北南部为负相关,其中与黄淮地区的负相

关比较显著, 超过 0.05 (-0.28) 显著性水平, 负相关中心已超过 0.01 (-0.35) 显著性水平。从秋季到冬季至当年春季, 海温分布型指数与中国夏季降水的相关分布基本维持图 3a 的型式。只有华南等部分地区的相关符号改变, 个别地区相关强度有微弱变化。说明当前期海温分布型指数强(或弱)时, 中国的江南、西北及西南大部地区夏季降水易出现偏多(或偏少)、长江以北的广大地区偏少(或偏多)的分布型式。图 3b 是夏季北太平洋海温分布型指数与夏季降水的同期相关分布, 其相关分布结构及强度均与图 3a 有所不同。从图 3b 中看出, 正相关范围向北推至长江流域, 且正相关强度增强, 长江中下游的正相关系数超过 0.01 显著性水平, 其中上海、杭州、屯溪、宁波等站的相关系数均在 0.45 以上。华南、黄河流域及其以北地区为负相关, 且其范围向西扩展。表明当夏季海温分布型指数强(或弱)时, 中国夏季降水易出现长江流域偏多(或偏少), 华南及北方地区偏少(或偏多)的分布型式。

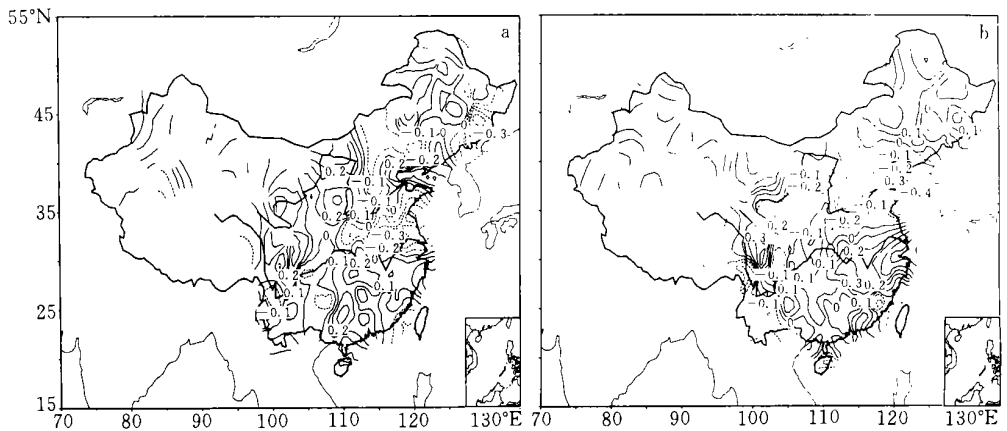


图 3 前一年秋季(a)和当年夏季(b)海温分布型指数与中国夏季降水相关

由上述比较可知, 北太平洋海温分布型指数与中国夏季降水存在一定的相关关系, 这种关系比单一区域海温与中国夏季降水的相关更为清晰、显著。海温分布型指数与中国夏季降水的相关关系可以解释为, 当前一年秋、冬季北太平洋海温分布型指数出现异常时, 即出现西风漂流区海温为负距平、赤道东太平洋和黑潮及暖池的海温为正距平的特定配置时, 通过 Hadley 环流经向动量和热量输送导致夏季副热带高压强度加强、位置偏南, 中国夏季就容易出现长江以南地区降水偏多、长江以北大部分地区降水偏少。北太平洋海温的这种特定配置与中国夏季降水分布存在大约 6 个月的时滞关系。因此, 本文定义的北太平洋海温分布型指数可以作为预测夏季降水趋势分布的主要依据。

#### 4 海温分布型指数的年际变化

用 Mann-Kedall 统计量<sup>[5]</sup>分析了 1951 年 1 月 ~ 1998 年 12 月间北太平洋海温分布型指数的突变特征。由图 4 看出, 指数顺序统计量曲线与逆序统计量曲线在 1980 年处有一交点且位于 95% 显著性水平的临界线之间。表明海温分布型指数在 20 世纪 70 年代

末、80年代初发生过一次显著的突变,即80年代前后两时段海温分布型指数变化有显著的差异。80年代后的指数比80年代以前有了明显的增强。

众所周知,厄尔尼诺是赤道中东太平洋海温周期性变暖的事件。那么,我们定义的海温分布型指数是否也具有周期特性呢?为此,用最大熵谱提取1951~1980年海温分布型指数的显著周期。样本量为576个月,最大波数取为288个月。结果表明,近48年以来海温分布型指数存在约4.5年的显著周期。为了分析海温分布型指数突变前后时段周期特性的差异,以出现突变的1980年为界,将分布型指数分成1951~1980年及1981~1998两部分。用最大熵谱分别提取两时段指数的显著周期。结果显示,1951~1980年时段的海温分布型指数存在48个月即4年的显著周期,1981~1998年时段的海温分布型指数的谱密度则对应应在54个月上。可见,80年代以来北太平洋海温的周期变化与近48年来整段海温变化是一致的,均存在4.5年的周期振荡。这一结果证明,我们定义的海温分布型指数的主要变化特征与众多科学家用这一海域海温的研究结果是一致的<sup>[6]</sup>。这一结果还表明80年代前后两时段海温分布型指数的差异主要不是表现在变化周期长短上,而是表现在冷暖事件出现的次数和强度上。1951~1980年间共出现14次海温异常事件,其中8次暖水事件,6次冷水事件。而1981~1998年的共18年间共出现8次异常事件,6次暖水事件,仅有2次冷水事件,且20世纪较强的3次暖水事件(1982~1983年,1986~1987年,1997~1998年)均发生在后一时期。

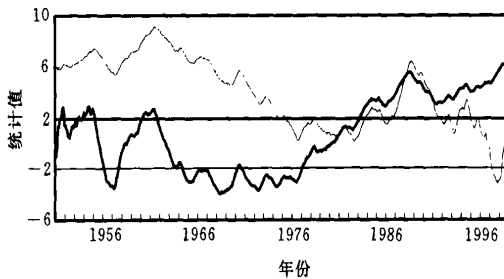


图4 海温分布型指数MK突变曲线  
(细曲线为:逆序,粗曲线为:顺序,两条横直线  
为95%显著性水平临界线)

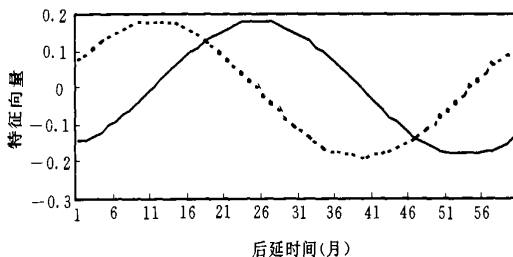


图5 T-EOF1和T-EOF2的变化曲线  
(实线为T-EOF1,虚线为T-EOF2)

为了预报的需要,我们用奇异谱分析<sup>[7]</sup>(Singular Spectrum Analysis, SSA)进一步研

究了 20 世纪 80 年代以来海温分布型指数的年际变化。取 1981 年 1 月~1998 年 12 月共 216 个月的样本。为了使海温分布型指数序列频率结构简化, 首先对指数序列作 40~80 个月的 Butterworth 带通滤波, 再对滤波后的序列进行奇异谱分析。最大时间后延取为 60 个月。T-EOF1 和 T-EOF2 解释总方差的 94%, 应该说代表了北太平洋海温变化的绝大部分信息。

图 5 为这对 T-EOF 的变化曲线。两个 EOF 曲线呈现出十分明显的周期性。大约存在 50~60 个月的周期。表 1 列出 T-EOF1 和 T-EOF2 对应的 TPC1 和 TPC2 最强振荡所对应的主要周期。奇异谱分析进一步证实, 80 年代以来海温分布型指数隐含有 4~5 年的显著周期。

表 1 海温分布型指数 SSA 中 TPC1 和 TPC2 振荡周期

滞后月数	15	14	16	13	17	12
滞后相关	0.99	0.99	0.98	0.98	0.96	0.96
振荡周期月	60	56	64	52	68	48

## 5 海温分布型指数的预测

上述研究表明, 北太平洋海温分布型指数异常与中国夏季降水分布有较确定的相关关系。预测出未来海温分布型指数的变化就可以对夏季降水的分布型式有一大致估计。

有关海温异常变化及厄尔尼诺的预测已有很多研究<sup>[8-10]</sup>, 这里利用海温分布型指数具有显著周期振荡的特点, 设计出一种统计模式。这一模式的基本思想是利用 SSA 识别出显著振荡行为的信号分量, 用某种办法将这些信号分量提取出来, 同时滤掉分布型指数序列中的噪音和不可预测分量。在此基础上建立海温分布型指数预测模式。假定海温分布型指数序列  $I_{ST}(t)$  由 SSA 识别出  $M$  个显著周期振荡, 则定义信号分量函数为:

$$G_L(i) = \frac{1}{N^L} \sum_{j=0}^{N_L-1} I_{ST}(i+jL) \quad i = 1, 2, \dots, L \quad (2)$$

式中  $L$  为所要提取信号的周期长度;  $N_L$  为满足  $N_L \leq \lfloor \frac{N}{L} \rfloor$  的最大整数;  $N$  为序列样本量。对  $G_L$  作延拓

$$G_L(t) = G_L(t - L \cdot \text{INT}(\frac{t-1}{L})) \quad t = 1, 2, \dots, N \quad (3)$$

即将长度为  $L$  的信号分量从序列中提取出来。重复  $M$  次上述过程就得到  $M$  个不同长度的信号分量。以信号分量函数为基础构建分布型指数预测模式

$$I_{ST}(t) = \sum_{i=1}^M a_i G_i(t) + e(t) \quad t = 1, 2, \dots, N \quad (4)$$

式中  $a_i$  为权重系数,  $e(t)$  为随机误差。若作  $q$  步预报, 则只需将式(3)中的  $G_L(t)$  延拓至  $t = N+q$ , 代入式(4)即可。

利用式(2)和(3)将用 SSA 识别出的 60, 56, 64, 52, 68, 48 个月的强信号分量从 1981 年 1 月~1998 年 12 月 216 个月的分布型指数序列中提取出来构建预测模式。图 6a 中实线是观测值, 虚线是模式的模拟值。可以看到, 模拟效果相当不错, 尤其是 1981~1998 年

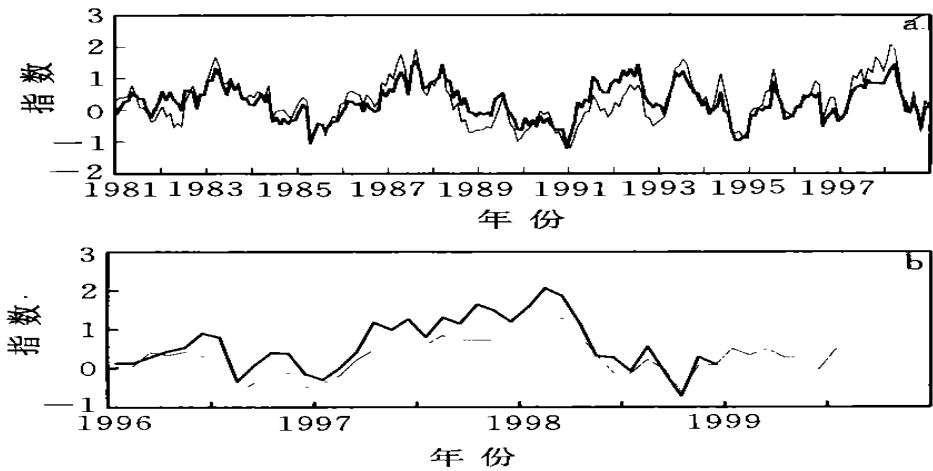


图6 北太平洋海温分布型指数模拟和预测

(a. 1981年1月~1998年12月模拟, b. 1996年1月~1998年12月提前6个月预测及1999年1~12月预测; 实线为观测值, 虚线为模拟值)

间的1982~1983, 1986~1987, 1991~1992, 1993, 1994, 1997~1998年几次厄尔尼诺及1988~1989年的拉尼娜过程均有较好的模拟。

用构建的预测模式对1996年1月~1998年12月共36个个例提前6个月的做预测试验。即用1981年1月~1995年7月175个样本的资料建模作6步外推预测, 第6步为1996年1月的预测。再取1981年1月~1995年8月176个样本的资料建模作6步外推预测, 得到1996年2月的预测, 依次类推, 作出1996年1月~1998年12月共36例预测试验。36例预测相关系数高达0.82。由图6b中虚线看出, 1996年末至1997年初的负指数, 1997年春指数开始上升直至发展为1997~1998年的强增暖及1998年秋开始的衰减过程均基本预测出来了。只是增暖开始的时间及强度与观测值有一定差异。36例预测试验表明, 该预测模式具有一定的预测能力。图6b中1999年1~12月虚线部分是用本预测模式作出的预测。预测1999年海温分布型指数变化不很稳定, 但直至年底不会有异常冷暖事件发生。

## 6 结论

(1) 本文定义的北太平洋海温分布型指数与中国夏季降水存在比单一区域海温更清晰、显著的相关关系。从前一年秋季直至次年春季的海温分布型指数与中国江南、西北及西南大部地区的夏季降水为正相关, 与长江以北广大地区为负相关。这种相关形态对于中国夏季降水趋势分布预测有指示意义。夏季海温分布型指数与中国夏季降水的同期相关分布结构与强度均与前期有所不同。夏季分布型指数与长江流域夏季降水为正相关, 与华南及北方地区为负相关。

(2) 海温分布型指数不但可以表征出历次厄尔尼诺和拉尼娜事件, 且较好地反映出北太平洋海温的主要变化特征。分析表明海温分布型指数在20世纪70年代末80年代初发生过一次显著突变。80年代前后时段海温分布型指数变化有显著差异, 主要表现在冷、

暖事件出现的次数及强度的差别上。最大熵谱分析表明, 1951~1998 年时段存在 4.5 a 的周期振荡; 1951~1980 年时段的周期振荡为 4 年; 1981~1998 年时段的周期变化与近 48 年整段的变化是一致的。奇异谱分析进一步证实了这一结果。

(3) 以 SSA 分析为基础, 本文提出了一种可行的提取海温主要信号分量的办法, 设计出一种北太平洋海温分布型指数的统计预测模型。由 1981 年 1 月~1998 年 12 月模式的模拟及 1996 年 1 月~1998 年 12 月 36 例提前 6 个月的预测试验结果表明, 该模式可以将海温暖、冷异常事件较好地模拟出来, 并将海温的增暖、发展及衰减过程基本预测出来。无疑, 具有较高预测技巧且提前若干月的海温分布型指数变化趋势预测, 可以为中国夏季降水趋势分布的预测提供有用的信息。

## 参考文献

- 1 符淙斌, 苏炳凯. 北太平洋主要海流区海面温度的长期振荡. 海洋与湖沼论文集, 1981: 29~40
- 2 叶笃正等主编. 当代气候研究. 北京: 气象出版社, 1991. 220~225
- 3 魏凤英. 全球海表温度变化与中国夏季降水异常分布. 应用气象学报, 1998, 9(增): 100~108
- 4 Wallace J M, Gutzler D S. Teleconnection in the geopotential height field during the Northern Hemisphere winter. *Mon Wea Rev*, 1981, 109: 784~812
- 5 魏凤英. 现代气候统计诊断与预测技术. 北京: 气象出版社, 1999, 102~105
- 6 Glantz M H 著, 王绍武等译. 变化的洋流——厄尔尼诺对气候和社会的影响. 北京: 气象出版社, 1998, 15~25
- 7 Vautard. SSA: A toolkit for noisy Chaotic Signals. *Physica*, 1992, D58: 96~126
- 8 Ropelewski C F. Predicting El Nino events. *Nature*, 1992, 356: 476~477
- 9 Cane M A, Zebiak S E, Dolan S C. Experimental forecasts of El Nino. *Nature*, 1986, 321(26): 827~831
- 10 Tangang F T, et al. Forecasting ENSO events: A neural network-extended EOF approach. *J Climate*, 1998, 11: 29~41

# INTERANNUAL VARIATION OF SST PATTERN INDEXES IN NORTH PACIFIC AND ITS PREDICTION

Wei Fengying

(*Chinese Academy of Meteorological Sciences, Beijing 100081*)

## Abstract

Accounting for improvement of the summer rainfall prediction in China on the basis of the sea surface temperature (SST) data, distribution pattern indexes of SST in North Pacific are defined, which can represent interannual variation of SST and El Nino and La Nina events. It is found that there are stronger correlation between the indexes and summer rainfall in China. Regarding the indexes as main predictors and combining them with atmospheric circulation indexes and rainfall oscillation, a statistical prediction model of summer rainfall in China has been built. The results of simulating and 36 predicting experiments 6 months ahead show that the variation of SST can be predicted by the model and can provide basis for predicting summer rainfall in China.

**Key words:** Distribution pattern indexes of SST, Interannual variation, Statistical prediction model.