# 春季海温对中国夏季降水影响 的诊断研究和预测试验<sup>\*</sup>

### 王蕾

(北京大学物理学院大气科学系,100871;中国气象局培训中心,北京,100081)

张人禾

黄嘉佑

(中国气象科学研究院,北京,100081)

(北京大学物理学院大气科学系,北京,100871)

### 摘 要

文中利用季降水异常集合的典型相关预测模式,以全球春季(3~5月)海温场作为因子场,对中国夏季降水场 进行了诊断研究,并对1998,1999及2000年这几个典型的中国夏季降水进行了回报试验。结果表明,春季海温与 中国夏季降水之间存在较好的关系,春季海温在较大程度上决定了中国夏季降水雨带及其分布类型。考虑面积因 子的集合典型相关预测方案对中国夏季降水具有较强的回报能力,此模式不仅能诊断出降水场和海温场中一些比 较典型的空间模态和时间变化规律,而且可以再现1998和2000年中国大部分地区的旱涝灾害。揭示了全球春季 海温的异常变化在中国夏季(6~8月)降水异常中的作用。

关键词: 集合的典型相关预测模式, 季节降水预测, 春季(3~5月) 海表温度异常, 夏季(6~8月) 降水场。

### 1 引 言

自 Glahn<sup>[1]</sup>提出典型相关分析以来,在气候预 测中典型相关分析得到了广泛的应用,它在 ENSO 和美国地面要素的预测中取得了令人瞩目的成就。 近年来,国内也将基于 EOF 的 CCA 方法用在了场 分析和地面要素的预测中<sup>[2~5]</sup>。由于 EOF- CCA 方法既浓缩了原场的主要信息,同时又考虑了场与 场之间的联系,使得大范围数值场的预测成为可能。

用于季降水异常预测的"集合的典型相关预测 模型"(简称 E- CCP),是美国 NASA 宇航局 God dard空间飞行中心最新研制的短期气候预测方 法<sup>[6]</sup>。这种新方法考虑不同海域的海表温度各自 对区域气候的影响权重综合作出预测,大大提高了 各季降水的可预测性。本文利用此方法,研究全球 海温场对中国降水的影响,并通过预测试验,考察此 方法对于中国季降水的预测能力。E- CCP 预测方 法实际是 BP<sup>[7]</sup>方案的一种改进,它既考虑了 EOF - CCA 方法的优点,同时又引进了集成预测的概 念<sup>[8]</sup>,因此不仅可以单纯考察某一因子在气候变化 中的作用,而且尽可能地多考虑多个因子场对要素 场的变化进行主体描述,可有效地提高预测的准确 性。由于海洋具有很强的"记忆力"和持续性,海气 相互作用在气候变化中起着重要的作用。本文用海 温作为因子场,用此模式对全球海温场在中国夏季 旱涝预测中的作用进行验证和分析,研究前期海温 场对中国夏季降水的影响过程,并用此模式对中国 夏季旱涝进行预测试验。

### 2 资料和预处理

本文利用美国气候预测中心 Smith 等<sup>[9]</sup> 1996 年重建的月平均海面温度(SST)(45°S~69°N), 1951年1月~2000年12月2°×2°的月平均海温资 料作为因子场。预测量场资料是基于最新版的 1951年1月~2000年12月Xie-Arkin 全球陆地 月降水资料集,空间分辨率是2.5°×2.5°。模式输 入时,分别将月平均海温和降水资料进行了季节滑 动平均的处理。春季(3~5月)海温距平场共有

初稿时间: 2004年5月18日;修改稿时间: 2004年8月12日。
 资助课题: 国家自然科学基金项目(40225012)和国家基础研究重大项目前期研究专项(2001CCB00500)。

1074 个格点(60×28 经纬距),为消除小尺度的噪音 影响,模式中将海温资料进一步平滑成了 6(经度) ×4°(纬度)的资料集,其中格点资料是剔除缺测的 资料后得到的;在模式移植中构造了中国地形文件, 夏季(6~8月)降水距平场中有 157 个格点(28×17 经纬距)。平均值用的是 1961~1990 年的气候值, 在模式进行 EOF 分解时,进一步作了标准化处理。

# 3 集合的典型相关预测模式算法的改进和 计算步骤

最优集合典型相关预测模式是 Barnett 和 Preisendorfer<sup>[7]</sup>CCA 方案的一种改进,每个预测都 是基于对两个连续场进行 EOF 分解的典型相关分 析,而且该方法引进了集成预测的概念,集成预测的 最优权重主要取决于每个预测场的均方误差,均方 误差愈小,权重愈大。为了减少较高纬度的资料带 来的嗓音,程序中还考虑了面积因子。因此新的 CCA 模式的改进包括以下几点:(1)计算中考虑了 面积因子;(2)预测产品的检验和评价;(3)通过均方 误差场计算预测误差,可进行定量的预测质量评估; (4)多种预测的最优集成。

3.1 典型场的分析及预测

(1) 对因子场和预测场分别进行 EOF 分解, 对 两场分别计算 EOF 的系数  $X_n(t)$ 和  $Y_m(t)$ 作为 CCA 的输入场。其中

$$X_{n}(t) = \sum_{i=1}^{k} \frac{1}{\sqrt{\lambda_{n}^{k}}} \, \phi_{n}(x_{i}) \, X(x_{i}, t) \, A_{i}$$
(1)

$$A_i = \cos \phi_i \, \Delta \theta \, \Delta \phi$$

其中  $\Phi_n(x_i)$ 是因子场的第 n 个特征向量,  $\lambda_n^*$  是第 n个特征值,  $X(x_i, t)$ 是因子场,  $J_x$  是因子场中格点 的总数。 $A_i$  为第i 个网格点所代表的经纬度范围 的面积,  $\Phi_i$  是第i 个网格点的纬度,  $\Delta \theta$  和  $\Delta \Phi$  分别是 此面积范围的经度与纬度间隔。对预测量场的系数  $Y_m(t)$ 可用同样的方法求得。在本文的试验中选取 的前特征向量的个数: 因子场为 p, 预测场为 q, 实 际选取为 p = q = 15,  $k = \min(p, q)$ 。

(2) 计算谱空间的交叉协方差矩阵

$$\widetilde{\sum}_{XY} \approx \frac{1}{K} \sum_{t=1}^{K} X_n(t) Y_m(t)$$
 (2)

$$\widetilde{\sum}_{XY} = \widetilde{\sum}_{YX} \tag{3}$$

这里, K 为资料的长度。

(3) 对两场分别进行 CCA 分析, 并保证特征值 是非负的且两矢量是相互正交的。

(4) 考虑面积因子后,分别计算两场的第 k 个 空间模态。

$$k(x_{i}) = \sum_{n=1}^{p} u_{n, k} e_{n}^{X}(x_{i}) / \sqrt{X_{k}^{X}}$$
(4)

$$v_k(y_i) = \sum_{m=1}^{q} v_{m,k} e_m^Y(y_i) / \sqrt{\lambda_m^Y}$$
 (5)

其中

1L

$$e_n^X(i) = \Phi_n(x_i) \sqrt{A_i}$$

$$e_m^Y(j) = \Phi_m(\gamma_i) \sqrt{B_j}$$
(6)

这里  $u_{n,k}$ 和  $v_{m,k}$ 分别为因子场和预测场中第k个模态的权重;  $\phi_m(\gamma_i)$ 为预测场第 m 个特征向量。

(5) 分别计算两场第 k 个典型变量 U<sub>k</sub>(t), V<sub>k</sub>
 (t)

$$U_k(t) = \int_{\Omega_X} \mathrm{d} \, \Omega_X X(x_i, t) \ u_k(x_i) \tag{7}$$

$$V_k(t) = \int_{\Omega_Y} \mathrm{d} \,\Omega_Y \, Y(y_i, t) \, y_k(y_i) \qquad (8)$$

其中, Ω 和 Ω 分别为因子场和预测场的面积

(6) 计算两场第 k 个典型相关系数 ß, 使得

(7) 计算 t<sup>'</sup> 时刻预测量场

$$\overset{\langle}{Y}(y_i, t') = \sum_{n=1}^{p} \left( \sum_{k=1}^{p} v_{n,k} \varphi_k U_k(t) \right) \cdot \sqrt{\frac{\lambda^Y}{\lambda^K}} \phi_n(y_i)$$
 (10)

3.2 预测技巧的评估

模式预测技巧的估计采用两种检验方法。第1 种被称为"Pattern Correlation"的评估方法。表达式 为

$$r = \frac{\sum_{i} R_{i} \dot{R}_{i}}{\sqrt{\sum_{i} R_{i}^{2}} \sqrt{\sum_{i} \dot{R}_{i}^{2}}}$$
(11)

这里  $R_i$  为第 i 年预测场的观测距平值,  $\hat{R}_i$  为第 i 年的预测距平值。

具体做法是:每次模式预测方程的建立,是由所 有可用资料中去掉第 k 年的资料,然后用保留的第 k 年的因子资料作为因子场观测值进行预测,而保 留的第 k 年的预测对象资料作为实况。重复以上 过程,使 k 取遍所有可能的取值,可以得到预测值 序列和实况序列。通过计算两个序列的相关系数 (称为预测技巧)来衡量预测的效果。因为保留的资 料没有参与任何与模式方程建立有关的过程,所以 这些资料可以认为是独立的。按照这种做法,预测 检验的结果接近实际预测情况,而非事后预测。第 2种被称为"Heidke Score"的评估技巧,采用两级评 估,表达式为:

$$H_{\rm s} = \frac{H - E}{T - E} \times 100 \tag{12}$$

其中, *T* 为预测的总数, *E* 是正确随机预测的期望 值, *H* 是正确预测的实际数。当预测距平值和观测 距平值同号时, 认为预测是正确的。如果每次预测 都是正确的, 那么 *H*<sub>s</sub>为 100, 如果全部错报, 则 *H*<sub>s</sub> 为- 100。

3.3 预测误差的估计

本模式采用均方误差的估计方法。误差场被定 义为

 $\varepsilon^{2}(y) = \left\{ \left( Y(y, t') - \hat{Y}(y, t') \right)^{2} \right\}$ (13)  $\varepsilon^{2}(y) = \varepsilon^{2}_{q}(y) + \varepsilon^{2}_{r}(y)$ (预测误差加上残差 误差) (14)

预测误差 
$$\varepsilon_q^2(y) = \sum_{m=1}^q \varepsilon_m^2 \phi_m^2(y)$$
 (15)

而第 m 个模态的预测误差为

$$\epsilon_m^2 = \lambda_m^Y \sum_{k=1}^{Y} \left( 1 - \rho_k^2 \right) \left( v_m^{(k)} \right)^2$$
(16)

以上的数学原理和方法可详看文献[6]。

## 4 中国夏季降水与全球春季海温分布特征

对 1951~ 1998 年全球春季(3~5月)海温距平 场和当年中国夏季(6~8月)降水距平场经过标准 化处理后分别进行 EOF 分解。中国夏季降水经过 EOF 分解后,前 10 个特征向量其累积方差贡献为 71%,前15个特征向量浓缩了83%的信息。图1a, b为中国夏季降水EOF分解的第1和第2特征向 量,它主要浓缩了中国夏季降水的气候特征。从图 中可以看到,中国夏季降水分布不均,各地区降水差 异较大。第1特征向量场(图1a,方差贡献为12. 4%)表明中国夏季降水最主要的分布特征呈正、负 区域相间分布,中国东部地区近于纬向分布,反映江 淮流域和东北地区北部的夏季旱涝变化趋势与黄河 流域及华北地区和华南大部分地区汛期旱涝变化趋 势相反。当长江流域和东北地区北部降水偏少时, 黄河流域和华北及华南大部分地区降水偏多;反之, 当长江流域和东北地区北部降水偏多时,黄河流域 和华北及华南大部分地区降水偏少。降水变化最明 显的区域分别位于黄河上中游及长江流域。

第2特征向量(图1b,方差贡献为11.0%)和第 1特征向量所反映的中国夏季降水的分布明显不 同,表明中国夏季降水次主要分布特征呈近于南北 经向分布。东北、黄河下游、长江下游,青藏高原东 部及云贵高原西部降水偏多外,其余大部分地区降 水偏少,反之亦然,旱涝表现最集中的地区位于河套 附近及长江中游及华南地区。上述两个主要分布型 基本反映出了中国夏季降水变化的主要特征。

从全球春季海温前两个特征向量场(图 2)可以 看到,第1模态(方差贡献为 22.0%)主要表现了太 平洋地区 ENSO 事件的特征,即整个太平洋海温场 的分布关于赤道对称,赤道中东太平洋海温偏低 (高)时,中纬度南北太平洋海温偏高(低);热带印度 洋海温表现出一致的偏低(高)型;大西洋海温在美



国工 中国复子阵穴为工和为之行证问重功 (a.第1特征向量, b.第2特征向量) Fig. 1 The first (a) and second (b) spatial patterns of summer precipitation in China



图 2 全球春季海温的第 1,2特征向量场 (a.第1特征向量,b.第2特征向量) Fig. 2 The first (a) and second (b) spatial patterns of SSTA

from Mar to May of global

国大陆附近与低高纬度的海温呈反向分布。第2模态(方差贡献为 9.7%) 与第1模态相比,东赤道太 平洋为正距平,西北太平洋为负距平,黑潮-西风漂 流区为正距平,即当赤道东太平洋和黑潮-西风漂 流区海温出现正(负)异常时,西北太平洋为负(正) 异常,而印度洋和大西洋海温的分布与第1模态相 比基本相似。

# 5 春季全球海温场与中国夏季降水场的遥相关分布特征

对春季海温场和中国夏季降水场做自然正交函 数展开后,为了充分提取原场的主要信息,缩小维 数,减小计算量,根据特征值的大小,对两场进行截 断处理,海温场取p个主分量,降水场取q个主分 量,CCA 过程中所取分量数 $k = \min(p,q)$ 。在本文 试验中,分别取k = p = q = 10, k = p = q = 15, k = p= q = 20,表1给出了选取不同海温场和降水场主 分量个数的试验结果比较。从表1中可看出,CCA 过程中所取的典型因子越多,典型相关系数越大,均 方误差越小,其拟合程度愈好,但其预测效果不一定 越好,而取15对典型因子时,其预测效果是最好的, 这说明在增加典型因子的同时,虽然能够增加拟合 程度,但也不可避免的会带来噪音。这与文献[2]的 结论是一致的。

图 3 为第 1 对典型相关场,海温场与降水场之间的第 1 模态相关系数 *R*<sub>1</sub>(*U*, *V*)为0.95。这个主要模态的相关系数越大,说明拟合效果越好。从图 3 可看出,春季海温大致呈纬向分布,海温变化最明显的区域位于西赤道太平洋和北大西洋地区。北太

平洋、北大西洋、西赤道太平洋及赤道东太平洋及以 南海温升高,赤道印度洋海温升高,阿拉伯海温降低 时,对应中国黄河以南,长江流域及河套西部、新疆 西部降水偏多,其他地区降水偏少。当海温出现相

#### 表1 选取因子场和预测场主分量个数的试验结果比较

Table 1 The comparison of experimental results of principal components numbers selected from predictor field and predict and field

CCA 中所取分量数	10	15	20
第一典型相关系数	0.76	0.95	0.97
平均均方根误差	0.46	0.42	0.39
预测技巧	0.05	0.19	0.11

注: 这里的预测技巧采用了 Pattern Correlation 的评分方法, 即 用式(11) 计算的。

反变化时,即对应这些地区的降水也呈相反变化。 总之,第1对典型因子表现出太平洋、大西洋、印度 洋海温距平场正、负区域呈南北分布时,对应中国夏 季雨带呈纬向分布,且降水响应最明显的区域位于 西南一华中一黄河以南及长江流域及新疆的西部。

第2对典型相关场的模态相关系数为0.86。 从图4可看出,太平洋海温分布变化与第1型基本 一致,基本呈南北纬向变化,北太平洋海温降低,黑 潮一西风漂流区海温升高,赤道中东太平洋有一狭 长的海温降低区,赤道以南海温升高。这一点与第 1型海温分布是一致的。变化较大的是印度洋和大 西洋海温由第1型的正、负距平区域南北分布改为 东西分布。谭言科等<sup>[10]</sup>利用长期观测资料分析了 印度洋海温距平的年际变化及其海气耦合特征,结 果表明热带印度洋海温距平的变化存在显著的距平 符号东西一致的单极型和距平符号东西相反的偶极









型, 其出现的概率分别为 67% 和 33%。李崇银<sup>[11]</sup> 对近百年的观测资料的分析表明, 赤道印度洋海温 存在着偶极子型振荡的变化特征, 它在 9~ 11 月最 强, 而在 1~ 4月最弱。因此赤道印度洋在春季主要 表现为南北振荡, 但有时候也表现为东西振荡(负位 相)的形式。陈烈庭<sup>[12]</sup>的分析研究指出, 在 El Nino 期间, 印度洋东暖西冷的海温梯度是减弱的, 而在反 El Nino 时期这种冬暖西冷的温度梯度是加强的。当 全球海温这样分布时, 对应中国夏季降水 105°E 以西 呈经向分布, 以东雨带呈纬向分布。即东北北部、华 北、江淮及华南沿海降水偏多。如果海温呈相反变 化, 其相应雨带也呈相反变化。

前两对春季海温的典型相关场表明,春季全球 海温与中国夏季雨带及其分布型式之间存在较好的 关系。当前期北太平洋、北大西洋海温、赤道西太平 洋海温和赤道印度洋海温上升(或下降)时,对应江 淮、西南地区的西部、以及西北地区的西部降水偏多 (或偏少),黄河以北和华南降水易偏少(或偏多)。 当赤道东太平洋出现厄尔尼诺(或反厄尔尼诺)时长 江上中游及西北地区西部易出现多雨或少雨,黄河 以北及华南易出现少雨或多雨。全球春季海温和中 国夏季降水 CCA 第1 模态的典型相关变量 *U*<sub>1</sub>和 *V*<sub>1</sub>的变化曲线及 *V*<sub>1</sub>的四阶多项式拟合曲线(图5) 的变化特点: 20 世纪 50年代至60年代中期为线性 下降趋势,60年代中期至80年代中期为上升趋势, 80年代后期至90年代中期又处于下降趋势。

# 6 全球春季海温对中国夏季降水的预测试验

前节的分析表明,全球春季海温变化对中国夏 季降水及其分布型有较大的影响。本节将利用集合 的典型相关预测模式,用 1951~1998 年春季海温场 和中国夏季降水场资料,取它们做自然正交函数展 开后前 15 对典型因子,分别对中国 1998,1999 和 2000 年这几个典型年的夏季降水场进行回报试验。 图 6 给出了 1998 年回报场(图 6a) 和观测场(图 6b)。



图 5 CCA 第 1 模态的典型相关变量 U<sub>1</sub>, V<sub>1</sub> 及 V<sub>1</sub>4 阶多项式 拟合 Fig. 5 The canonical component time series for mode 1 and fourth order polynomial regression





从这两张图上可看出回报场和观测场极为相似, 几 条大的雨带基本都报出来了。四川西部-华中-长 江上中游地区的多雨带、东北雨带、新疆西部雨带及 河套附近的多雨带, 还有黄河以北至华北和华南地 区的少雨带, 都与实况基本一致。有趣的是, 预测场 和降水的第1个典型因子图极为相似。这也正说明 了EOF-典型相关分析的优点, 它既提取了原场的 主要信息, 同时又考虑了两场之间的联系, 因此提高 了预测的准确性。所以用这种模式可以再现 1998 年中国大部分地区夏季的旱涝形式。

图 7 是模式对预测技巧的评估情况。从图 7a 中可看出,48 a 的回报试验场与实况场之间均为正 相关,且有 37 a 两场的场相关系数 ≥0.4,最大的相 关系数为 0.84,说明回报场和观测场是非常相似 的,表明预测模型有很好的预测能力。图 7b 是另一 种预测技巧评分,从这个两级评分中可看出,48 a 预 测评分均为正,最大 Heidke 评分为 0.64,说明预测 场和观测场的同号率是很高的。

均方误差(简称 RMSE) 反映预测值和实际值之 间的均方差异。从图 8 中可看出,长江以南- 青藏 高原及河套地区均方误差较大,这与中国降水的气 候变化特点是一致的。在这些地区,降水量变化较 大,预测误差也较大。

为了进一步检验模式的预测能力,又用全球春 季海温对中国 1999 和 2000 年的夏季降水做了回报 试验。试验中对 1999 年夏季降水的回报不是很好 (图略),但对 2000 年的预测是比较成功的,预测场 和观测场基本一致(图9)。江淮的洪涝和黄河以北 的旱情预测都是较为准确的,几个旱涝的中心都基 本跟实况相符。它的型相关和 $H_s$ 评分 50 a 中均有 49 a 为正相关,其中有 40 a 型相关系数  $\geq$ 0.4,最大 型 相关系数为0.82。张人禾<sup>[13,14]</sup>、黄荣辉<sup>[15]</sup>对





Fig. 7 Forecasting skills of using previous season MAM SST to predict JJA precipitation (a. pattern correlation , b. Heidke score . EOFS were computed using the data during 1951- 1997)



图 8 春季海温对中国夏季降水的预报均方误差场

Fig. 8 Expected values of the forecasting error field when predicting JJA precipitation using the previous season MAM SST El Nino影响中国不同季节的降水做了诊断研究,发现 El Nino在其成熟位相对中国降水有明显影响。 进一步的研究表明, El Nino期间常伴随着弱的印度 季风,这时西南季风较弱,而东南季风增强,强盛的 西北太平洋副高控制华南使得那儿的降水稀少。另 外,印度季风的减弱,使得到达华北的水汽较少,因 而华北降水稀少。而位于副高西北侧的强盛的西南 气流使得江淮流域降水偏多。这可以作为解释 1998和 2000年 El Nino事件影响中国夏季旱涝的 可能依据。

7 结论与讨论

春季全球海温与中国夏季降水之间存在较好的





之间非线性关系的一种线性近似,但它有效地提高

了季降水的预测能力。不过,在数学方法上,它仍然 是一个统计预测模式,而短期气候变化包含着大量

的非线性部分,因此如何充分考虑不同因子如积雪、

陆面过程的影响,进一步提高模式的可预测性,是下

一步需要考虑的问题。

关系,春季全球海温在较大程度上决定了中国夏季 降水雨带及其分布类型。考虑面积因子的 CCA 方 案是一个有效的预测工具。回报试验表明,此模式 不仅能诊断出降水场和海温场中一些比较典型的空 间模态和时间变化规律,而且可以再现 1998 和 2000 年中国大部分地区的旱涝灾害。

虽然 E- CCA 方法只是预测场和观测场两场

### 参考文献

- 1 Glahn H. Canonical correlation and its relationship to discriminate analysis and multiple regression. J Atmos Sci, 1968, 25: 23~ 31
- 2 黄茂怡, 黄嘉佑. CCA 对中国夏季降水场的预报试验和诊断结果. 应用气象学报, 2000, 11( 增刊): 31~39
- 3 黄嘉佑,黄茂怡.主分量逐步筛选因子典型相关分析及其预报试验.应用气象学报,2000,11(增刊):72~78
- 4 晏红明, 严华生, 谢应齐. 中国汛期降水的印度洋SSTA 信号特征分析. 热带气象学报, 2001, 17(2): 109~116
- 5 余金波, 吴洪宝. 3 个月平均气温距平的 CCA 预报方法. 南京气象学院学报, 2001, 24(2): 171~177
- 6 Samuel S P Shen, William K M, Lau A. Canonical Ensemble Correlation Prediction M odel for Seasonal Precipitation Anomaly. NASA/TM, 2001, 209989
- 7 Barnett T P, Preisendorfer R. Origins and levels of monthly and seasonal forecast skill for United States surface air temperatures determined by Canonical correlation analysis. Mon Wea Rev , 1987, 115(9): 1825~ 1847
- 8 杜钧. 集合预报的现状和前景. 应用气象学报, 2002, 13(1): 16~28
- 9 Smith T M, Reynolds R W, Livezey R E, et al. Reconstruction of historical sea surface temperature using empirical orthogonal functions. J Climate, 1996, 9: 1403~ 1420
- 10 谭言科,张人禾.热带印度洋海温的年际异常及其海气耦合特征.大气科学,2003,27(1):53~66
- 11 李崇银,穆明权.印度洋海温偶极子和太平洋海温异常.科学通报,2001,46(20):1747~1751
- 12 陈烈庭. 热带印度洋- 太平洋海温纬向异常及其对亚洲季风的影响. 大气科学(特刊), 1988, 142~148
- 13 Zhang Renhe. Relations of water vapor transports from indian monsoon with those over East Asia and the summer rainfall in China. Adv Atmos Sci, 2001, 18: 1005~ 1017
- 14 Zhang Renhe. A diagnostic study of the impact of El Nino on the precipitation in China. Adv Atmos Sci, 1999, 16(2): 229~ 241
- 15 Huang Ronghui, Zhang Renhe. The 1997/98 ENSO cycle and its impact on summer climate anomalies in East Asia. Adv Atmos Sci, 2000, 17 (3): 348~ 362

# DIAGNOSTIC ANALYSES AND HINDCAST EXPERIMENTS OF SPRING SST ON SUMMER PRECIPITATION IN CHINA

Wang Lei

(Department of Atmosphere Sciences, School of Physics, Peking University, Beijing 100871; Training Center of China Meteorological Administration, Beijing 100081)

Zhang Renhe

(China Academy of Meteorological Sciences, Beijing 100081)

Huang Jiayou

(Department of Atmosphere Sciences, School of Physics, Peking University, Beijing 100871)

#### Abstract

Based on the ensemble canonical correlation prediction (E-CCP) model for seasonal precipitation anomaly, diagnostic analyses and hindcast experiments were made on summer (JJA) precipitation in China for these typical years, such as 1998, 1999 and 2000, using global spring sea surface temperature anomalies (SSTA) as predictor fields. The results show that the correlation between global spring (MAM) SSTA and summer precipitation in China is obvious. To a great extent, MAM SSTAs determine the patterns of summer rain belt in China. The E-CCP scheme with an area- factor performs well in the forecasting of summer precipitation in China. It not only can make out some typical space modes and their time changes in precipitation and SST field, but also can reproduce the drought/flood of summer in 1998 and 2000.

**Key words:** Ensemble canonical correlation prediction model, Seasonal precipitation forecasting, Spring (MAM) sea surface temperature anomaly (SSTA), and Summer (JJA) precipitation in China, strong signal.