

# 短期气候数值预报中的集合个数问题\*

赵彦 郭裕福 P4 A

(中国科学院大气物理研究所大气科学与地球流体力学数值模拟国家重点实验室, 北京 100029)

**摘要** 利用中国科学院大气物理研究所 IAP L2 AGCM1.1 模式 18 年 (1980~1997 年, 每年包含 28 个积分) 的集合后报试验结果, 讨论了数值预测中的最小集合个数问题。研究表明预测结果达到稳定所需的最小集合数随区域和年份而变化, 对于我国汛期降水跨季度预测, 最小集合数在全国范围为 19~20 个, 对于东南区域为 10 个左右, 东北、华北地区不应少于 20 个。当出现多平衡态时, 最小集合数增大, 这时应对各平衡态分别进行集合。研究结果同时还显示, 对于有预报能力的地区, 集合方法可以提高预测技巧及其可信度, 而在无技巧区域, 集合反使得预测效果更差, 因而有必要进行系统性订正。

**关键词:** 集合预报; 最小集合数; 多平衡态

## 1 引言

由于大气内部混沌行为, 气候预测从本质上讲是概率预报。当用气候模式做数值预测时, 对于同一模式, 在相同的外强迫作用下, 从不同的初值出发, 积分结果并不相同, 特别是在中、高纬度地区, 积分结果可能相差很大。所以对短期气候预测作集合积分是必要的, 即通过集合来消除随机误差和识别掩盖在大量气候噪声下的气候信号。

Leith<sup>[1]</sup>和 Murphy<sup>[2]</sup>从理论上证明了集合方法可以提高预报技巧, Barnett<sup>[3]</sup>、赵彦等<sup>[4]</sup>关于气候模拟和预测试验的研究也证实了集合预测较单个预测好。袁重光等<sup>[5]</sup>考察了 1997 年夏季降水距平集合预测个例, 分析表明 17 个积分中又可分 8 个积分集合和 9 个积分集合两类, 两类集合的降水距平有明显差别。这是首次在气候预测中发现多平衡态, 作者指出这种情况下集合个数应该加大。

总之, 用集合方法做气候模拟和预测试验已成共识。但是集合个数究竟应是多少? 是无穷大, 还是存在某个最佳值? 是否存在某个最小集合数, 当参加集合的积分个数超过此值时, 预测技巧基本接近极限? 如果存在, 这个最小集合数是多少? 这都是有待回答的问题。特别是随着数值气候预测的广泛开展, 动力模式的分辨率越来越高, 所耗机时越来越多, 而预测试验又受到预测时限和计算条件的限制, 选择既有代表性又符合经济原则的积分个数显得尤其必要, 但是目前通过定量分析来回答这个问题的研究还不多。Kumar 和 Hoerling<sup>[6]</sup>、Brankovic 和 Palmer<sup>[7]</sup>以及 Deque<sup>[8]</sup>对此做了有益的探讨。研究表明对于不同季节、不同区域、不同变量, 所需的最小集合数不同; 对于热带外地区的各变量不应低于 20 个积分; 对最小集合数的估计依赖于模式。在他们的研究中,

2000-06-05 收刊, 2001-01-15 收到修改稿

\* 国家重点基础研究发展规划项目 G1998040900 第一部分和优秀国家重点实验室研究项目基金 49823002 共同资助

集合积分的个数均不超过 10, 对热带外地区只能通过外推的方法估计最小积分数, 所得结果还有待于进一步证实。

本文将利用 IAP L2 AGCM1.1 模式 18 年 (1980~1997 年, 每年包含 28 个积分) 的集合后报试验结果, 以我国汛期降水为例, 通过实际计算来考察集合积分所需的最小集合数。

## 2 资料

本文所用的 IAP L2 AGCM1.1 模式, 大气分为 2 层, 水平分辨率为  $4^{\circ} \times 5^{\circ}$ 。从 1988 年起该模式就被用来制作跨季度旱涝预测试验<sup>[9]</sup>, 积分从 2 月至 8 月, 预报量是夏季 (6~8 月) 降水距平百分率, 到 1991 年发展成为短期气候距平数值预报系统 (IAP PSSCA)<sup>[10]</sup>。最新的评估表明, 该模式对中国汛期降水有一定的预测技巧, 特别是我国东南地区降水距平相关系数可达 0.33, 在这些预测试验中使用了当年 2 月 9 个初始场的集合<sup>[11]</sup>。

本文用于分析的模式样本值来自 IAP L2 AGCM1.1 模式 18 年 (1980~1997 年) 的后报试验结果, 每年包含 28 个积分; 大气初始场资料取自美国国家环境预测中心 (NCEP) 的再分析资料, 包括风、相对湿度、高度场和温度场; 地温、地面湿度及雪盖等用该模式积分第 35 年的模式气候场代替; 海表面温度场采用 NCEP 的由 Reynolds 等<sup>[12]</sup>分析的全球海温资料。观测资料取自 1951~1999 年中国大陆 160 个站点的月平均降水量。为了与模式的年代相一致, 1980~1997 年降水距平百分率是以 1980~1997 年的 $\bar{x}$ 均值作为气候参考态。模式值和观测资料均用双线性插值到  $1^{\circ} \times 1^{\circ}$  格点上, 以减小样本少造成的计算不确定。

由于降水的可预报性随空间分布变化较大, 本文将分区域讨论上述问题。分别考察全国、东部以及东部的 3 个子区域 (东北、华北和东南) 所需的最小积分个数。

## 3 估计方法

如果  $x_{i,m}$  是某格点上第  $i$  个积分、第  $m$  年的模式值, 该年 28 个积分构成一组集合  $X_m = \{x_{1,m}, x_{2,m}, \dots, x_{28,m}\}$ 。定义  $x_{0,m}$  是该年的集合平均,

$$x_{0,m} = \frac{1}{I} \sum_{i=1}^I x_{i,m}, \quad I = 28. \quad (1)$$

在 28 个积分中任意选取  $n$  个积分进行组合, 可以有  $C_{28}^n$  种组合方式, 当  $4 \leq n \leq 25$  时, 可以证明  $C_{28}^n > 240$ 。随机选取其中的 240 种组合方式, 每种组合方式的集合平均作为一个样本, 可以构造一组由 240 个样本组成的随机序列  $Y_{n,m} = \{y_{1,n,m}, y_{2,n,m}, \dots, y_{240,n,m}\}$ , 其中每个样本记作  $y_{k,n,m}$ , 则有

$$y_{k,n,m} = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n x'_{j,m}, \quad (2)$$

这里  $k$  是样本序号,  $k = \overline{1, 240}$ ,  $x'_{j,m} \in X'_m$ ,  $X'_m$  是  $X_m$  的子集, 在某一空间范围内,

对由  $y_{k,n,m}$  和  $x_{0,r}$  构成的场量进行比较, 其空间距平相关系数记为  $r_{k,n,m}$ , 同号率记为  $l_{k,n,m}$ , 分别构成序列  $R_{n,m} = \{r_{1,n,m}, r_{2,n,m}, \dots, r_{240,n,m}\}$  和  $T_{n,m} = \{l_{1,n,m}, l_{2,n,m}, \dots, l_{240,n,m}\}$ , 可有如下一系列统计量:

$$\text{年均相关系数: } R_{n,m} = \frac{1}{240} \sum_{k=1}^{240} r_{k,n,m}, \quad (3)$$

$$\text{多年平均相关系数: } \bar{R}_n = \frac{1}{M} \sum_{m=1}^M R_{n,m}, \quad (4)$$

$$\text{年均相关系数方差: } D_{n,m} = \sqrt{\frac{1}{240} \sum_{k=1}^{240} (r_{k,n,m} - R_{n,m})^2}, \quad (5)$$

$$\text{多年平均相关系数方差: } \bar{D}_n = \frac{1}{M} \sum_{m=1}^M D_{n,m}, \quad (6)$$

$$\text{年均同号率: } T_{n,m} = \frac{1}{240} \sum_{k=1}^{240} l_{k,n,m}, \quad (7)$$

$$\text{多年平均同号率: } \bar{T}_n = \frac{1}{M} \sum_{m=1}^M T_{n,m}, \quad (8)$$

$$\text{年均同号率方差: } D_{n,m}^l = \sqrt{\frac{1}{240} \sum_{k=1}^{240} (l_{k,n,m} - T_{n,m})^2}, \quad (9)$$

$$\text{多年平均同号率方差: } \bar{D}_n^l = \frac{1}{M} \sum_{m=1}^M D_{n,m}^l, \quad (10)$$

在本文中,  $M=18$ 。

## 4 集合个数和相关系数

### 4.1 模式值之间的比较

根据经验和仔细观察可知, 当两个场的相关系数、同号率达到 0.80 时, 这两个场的分布已基本“相似”; 当相关系数达到 0.90、同号率达到 0.85 时, 两个场的中心强度及位置都已非常接近, 这时就视作这两个场“等同”, 把达到“等同”所需的最小积分数记为  $N_{\min}$ 。在下面的分析中将以相关系数和同号率作为基本指标, 考察  $N_{\min}$  的变化规律。

#### 4.1.1 多年平均状况

首先考察后报试验不同个数初始场集合平均与 28 个积分的集合平均 (参照场) 之间多年平均相关系数  $\bar{R}_n$ 、多年平均同号率  $\bar{T}_n$  随集合个数增加的变化 (图 1), 可以看到:

(1) 随着集合个数增加, 距平相关系数和同号率迅速增加并逐渐趋近于 1.00, 对应的方差逐渐减小。这表明积分个数越多的集合平均与 28 个积分的集合平均越接近, 同时由取样的随机性造成的差异减小。

(2) 对于不同区域达到“等同”的要求不同, 并且到达“等同”天数后, 相关系数和同号率的增加率较小。  $N_{\min}$  在全国范围约需 19~20 天, 东部约需 18~19 天; 单个区域中东南所需个数最少, 10 天左右即可, 东北最多, 约需 20~21 天, 华北比东北略少。

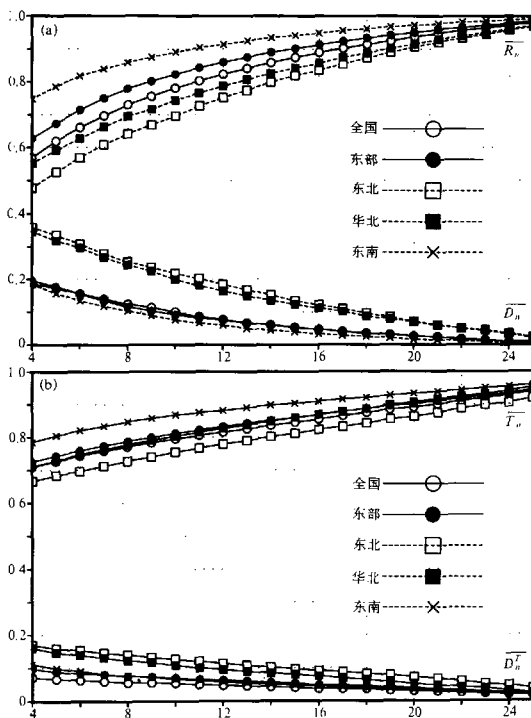


图1 预报试验与参照场多年平均相关系数 $\bar{R}_n$ 、同号率 $\bar{T}_n$ 及其方差随集合个数(横坐标)的变化  
(a)  $\bar{R}_n$ 及其方差 $\bar{D}_n$ 随集合个数的变化; (b)  $\bar{T}_n$ 及其方差 $\bar{D}_n$ 随集合个数的变化

图2是相关系数大于0.90的概率( $P_{(r \geq 0.90)}$ )和同号率大于0.85时的概率( $P_{(t \geq 0.85)}$ )随集合个数的变化曲线。表1给出最小积分数 $N_{\min}$ 和对应的 $P_{(r \geq 0.90)}$ 、 $P_{(t \geq 0.85)}$ 。

表1 1980~1997年平均最小积分数 $N_{\min}$ 和对应的 $P_{(r \geq 0.90)}$ 、 $P_{(t \geq 0.85)}$

	全国	东部	东北	华北	东南
$N_{\min}$	19	19	21	20	10
$P_{(r \geq 0.90)}$	61%	82%	68%	77%	69%
$P_{(t \geq 0.85)}$	82%	77%	70%	85%	68%

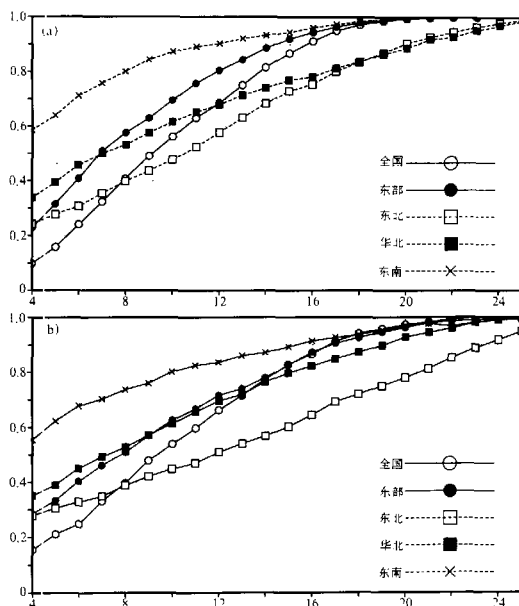


图2 多年平均 $P_{(t \geq 0.90)}$ 和 $P_{(t \geq 0.85)}$ 随集合个数(横坐标)的变化  
(a)  $P_{(t \geq 0.90)}$ 随集合个数的变化; (b)  $P_{(t \geq 0.85)}$ 随集合个数的变化

可以看到, 当积分个数达到最小积分数 $N_{\min}$ 时, 组合之间“等同”的概率均超过60%, 说明此时选取样本的随机性减小, 预测效果基本达到稳定。

#### 4.1.2 逐年变化情况

以华东区域为例, 选取 $N_{\min}$ 较小的1988年、1983年和 $N_{\min}$ 较大的1990年、1993年, 考察 $N_{\min}$ 的变化(图3)。表2给出最小积分数 $N_{\min}$ 和对应的 $P_{(t \geq 0.90)}$ 、 $P_{(t \geq 0.85)}$ 。

表2 华东区域最小积分数 $N_{\min}$ 和对应的 $P_{(t \geq 0.90)}$ 、 $P_{(t \geq 0.85)}$

	1983年	1988年	1990年	1993年	18年平均
$N_{\min}$	9	5	21	13	10
$P_{(t \geq 0.90)}$	68%	78%	69%	71%	69%
$P_{(t \geq 0.85)}$	92%	92%	100%	100%	68%

可以看到,  $N_{\min}$ 的变化范围很大, 对于1988年,  $N_{\min} = 5$ , 远小于平均数10, 而1990年,  $N_{\min} = 21$ , 远大于平均数。为什么会有如此大的差异? 对1988年和1990年

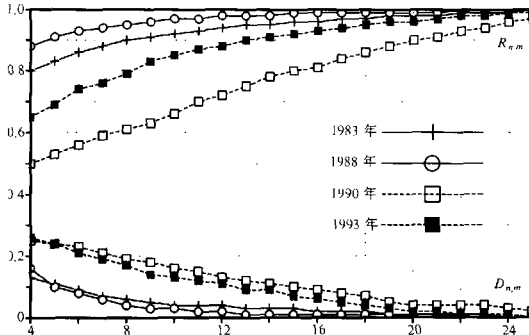


图3 年平均相关系数 $R_{n,m}$ 及其方差 $D_{n,m}$ 随集合个数(横坐标)的变化

的 28 个积分在华东区域作经验正交函数 (EOF) 展开发现 (图 4), 对于 1988 年只存在一个主导模态, 第一模态的方差为 68.4%; 而 1990 年存在两个主要模态, 第一、第二模态的方差分别为 31.3%、20.0%。所以不难理解 1988 年  $N_{\min}$  小, 而 1990 年  $N_{\min}$  大。值得一提的是 1990 年的情形与袁重光<sup>[5]</sup>提到的多平衡态是一致的, 在这种情况下, 不加区别地用算数平均作为集合结果显然是不合适的, 分类集合更为合理。

Brankovic 和 Palmer 认为, 当外强迫强烈, 如强 ENSO 年时,  $N_{\min}$  相对较小, 其结论是分析强、弱 ENSO 年的相关系数有无显著差异而得到的<sup>[7]</sup>。本文采用与其类似的做法, 通过考察年均相关系数  $R_{n,m}$  与 ENSO 强度的关系, 发现两者之间没有统计意义上的相关, 因此尚得不到当外强迫强烈时, 集合积分个数相对较少的结论, 当然这一结果可能与统计样本较短有关。

#### 4.2 模式值和观测值的比较

分析方法不变, 只是在比较两个场时, 将前文中的 28 个积分的集合平均  $x_{0,m}$  用该年的观测值代替, 比较预测场和观测场之间的相关系数、同号率和其他一些统计特征。这些量主要反映模式的预报能力, 但是通过对积分个数与预报技巧之间关系的考察, 也可以对估计积分个数提供一些有益信息。图 5 是积分个数和相关系数、积分个数和相关系数方差的变化曲线, 可以看到正 (负) 相关系数随着积分个数增加而略有增加 (减少), 然后变化平缓, 似乎达到“饱和”。假设 28 个积分已使集合预测技巧达到极限,  $t$  检验表明积分个数大于 4 时, 预测技巧已与极限值没有显著差异, 但是, 当积分个数较小时, 预测技巧的方差大, 意味着集合效果的随机性大, 信度低, 集合尚未达到稳定, 这时仍以较大的集合个数为好。

图 5 中还有一个有趣的现象, 随着积分个数增加正、负相关系数的绝对值均略有增加, 然后变化缓慢, 说明集合方法对于具有预测技巧的区域是改善的, 对于预测技巧为负的区域, 如果不做系统性订正, 预测效果将更差。

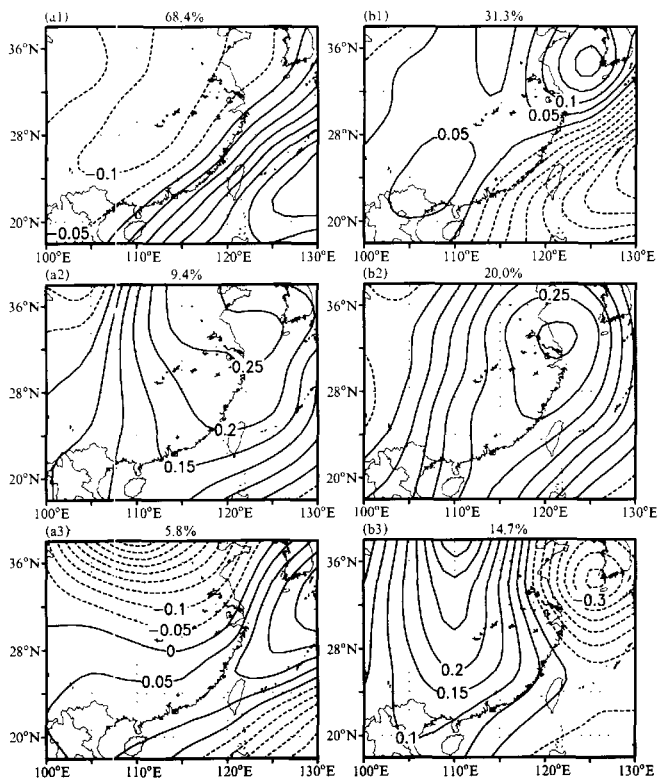


图4 东南区域1988、1990年汛期集合后报试验降水距平百分率EOF分析的前3个特征向量百分数与相应特征向量所占的方差:(a<sub>1</sub>),(a<sub>2</sub>),(a<sub>3</sub>)为1988年的第一、二、三特征向量;(b<sub>1</sub>),(b<sub>2</sub>),(b<sub>3</sub>)为1990年的第一、二、三特征向量

## 5 讨论

在 Brankovic 和 Palmer<sup>[7]</sup>的工作中,通过对强、弱 ENSO 年的对比,应用  $t$  检验方法考察热带和热带外区域 500 hPa 环流场,气温和降水的最小集合数  $N_{\min}$ ,认为对于大部分热带地区,2~3 个积分即可,而对于热带外地区,即使在强 ENSO 年时,

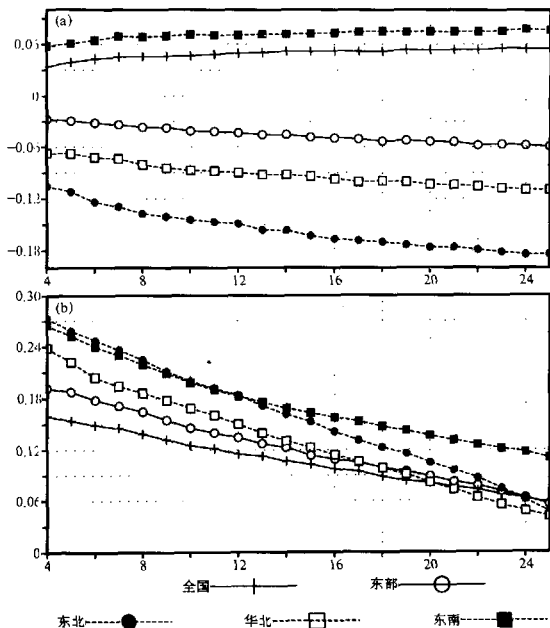


图5 后报试验与观测场多年平均相关系数 $\bar{R}_n$ 及其方差 $\bar{D}_n$ 随集合个数(横坐标)的变化  
(a)  $\bar{R}_n$ 随集合个数的变化; (b)  $\bar{D}_n$ 随集合个数的变化

$N_{\min}$  不应小于 20。Deque<sup>[8]</sup>通过对“理想模式”(perfect model)的研究,对降水场仅估计了热带地区  $N_{\min} = 3$ , 热带外地区未做估计。Kumar 和 Hoerling<sup>[6]</sup>通过对内部方差和外部方差的比较,推测 6~10 个积分可以满足集合的要求。总之,由于分析方法不同和积分个数的限制,估计的最小集合数  $N_{\min}$  不尽相同。在目前的气候模拟和预测研究中,不少研究者将集合个数选在 6~10 之间,其主要原因可能是受计算条件的限制,从本文以及 Brankovic 和 Palmer 的研究结果来看,对于热带外地区 6~10 个积分可能偏少。

对  $N_{\min}$  的估计是与模式的可预报性相联系的。赵彦等<sup>[3]</sup>对海温和大气初始场作用的敏感性试验研究表明,在纬度较低的地区,降水的年际变化主要受海面温度(SST)异常的控制,大气内部动力作用是次要的,随着纬度增加,大气内部动力作用逐渐增大,而由 SST 异常引起的可预报性减小,为了消除随机误差,识别气候信号所需的积分数随之增加,说明可预报性的高低对估计  $N_{\min}$  有指示作用。



## 6 结论

本文利用 IAP PSSCA 的 18 年集合后报试验结果,通过考察模式值之间的相似性和模式值与观测值的相关程度,估计了集合积分所需的最小积分个数并对相关问题进行了讨论,得到以下主要结论:

(1) 对于不同区域,集合积分所需的最小集合数  $N_{\min}$  不同。对于我国汛期降水预测至少需要 19~20 个积分;对于东南区域 10 个积分基本可满足要求,而华北、东北所需积分不应低于 20 个。有一点必须说明的是,本文所得到的最小集合数一定程度上会依赖于研究所用的模式,不同的模式最小集合数可能会有所差别。总之,在计算条件许可时,积分个数以尽可能多一些为好。

(2) 对于不同年份,集合积分所需的最小集合数  $N_{\min}$  不同。特别是对于出现多平衡态时,  $N_{\min}$  应较大,并需对各平衡态分别集合。

(3) 对于模式具有预报能力的区域,集合方法可以提高预报技巧及其可信度;而在负技巧区域,集合效果可能更差,这必须通过改进模式或进行系统订正等加以解决。

## 参 考 文 献

- 1 Leth, C. E., Theoretical skill of Monte Carlo forecasts, *Mon. Wea. Rev.*, 1974, **102**, 409~418.
- 2 Murphy, J. M., The impact of ensemble forecasts on predictability, *Quart. J. Roy. Meteor. Soc.*, 1988, **114**, 463~493.
- 3 Barnett, T. M., Monte Carlo climate forecast, *J. Climate*, 1995, **8**, 1005~1022.
- 4 赵彦,李旭,袁重光,郭裕福, IAP 短期气候距平预测系统的定量评估及订正技术的改进研究,气候与环境研究, 1999, **4**, 357~364.
- 5 袁重光,赵彦,李旭等,曾庆存,气候预测中的集合方法初探,大气科学, 2000, **24**, 207~214.
- 6 Kumar, A. and M. P. Hoerling, Prospects and limitations of seasonal atmospheric GCM predictions, *Bull. Amer. Meteor. Soc.*, 1995, **76**, 335~345.
- 7 Brankovic, C. and T. N. Palmer, Atmospheric seasonal predictability and estimates of ensemble size, *Mon. Wea. Rev.*, 1997, **125**, 859~874.
- 8 Deque, M., Ensemble size for numerical seasonal forecasts, *Tellus*, 1997, **49A**, 74~86.
- 9 曾庆存,袁重光,王万秋,张荣华,跨季度气候距平数值预测试验,大气科学, 1990, **14**, 10~25.
- 10 李旭,短期气候异常的数值模拟与预测研究,中国科学院大气物理研究所博士学位论文, 1992.
- 11 赵彦,林朝晖,李旭,袁重光, IAP PSSCA 两组预测试验的评估及比较,大气科学, 2000, **24**, 215~222.
- 12 Reynolds, R. W., A real-time global sea surface temperature analysis, *J. Climate*, 1988, **1**, 75~86.
- 13 赵彦,郭裕福,短期气候数值预测中海温和初始场的敏感性试验,应用气象学报, 2000, **11** (增刊), 64~71.

## Estimations of Ensemble Size for Numerical Climate Predictions

Zhao Yan and Guo Yufu

(State Key Laboratory of Numerical Modeling for Atmospheric Sciences and Geophysical Fluid Dynamics,  
Institute of Atmospheric Physics, Chinese Academy of Sciences, Beijing 100029)

**Abstract** Ensemble size has been estimated by using the hindcast results of 18-year (1980~1997), 28

members contained in each year. Taking extra-seasonal predictions of the summer rainfalls in China for example, the rainimum ensemble size necessary to approach stable prediction result varies with area and year. The minimum ensemble size is 19 to 20 for the whole China, 10 or so for Southeast China, at least 20 for North China and Northeast China. In the year when the phenomenon of multi-equilibrium-state is found, the rainimum ensemble size will be large. It is also shown that ensemble method is able to improve predictions for the area with positive skill, but not for the area with negative skill. In this case, correction of systematic errors is needed.

**Key words:** ensemble prediction; minimum ensemble size; multi-equilibrium-state

## 东亚气候国际会议 (CEAC) 征文通知

为交流东亚气候及其数值模拟研究进展状况, 促进该研究领域的国际合作, 由中国科学院大气物理研究所大气科学和地球流体力学数值模拟国家重点实验室、中国气象局国家气候中心和中国国家自然科学基金委员会联合筹办的东亚气候国际会议 (CEAC), 定于 2002 年 8 月 7-9 日在中国哈尔滨召开。会议拟就如下专题开展交流和研讨:

1. 东亚季风;
2. 全球气候变化的区域响应;
3. 海-陆-气相互作用及其影响;
4. 东亚气候数值模拟研究。

现就以上四个专题征集论文, 国内参加者征文截止期限为 2002 年 4 月 15 日, 欢迎感兴趣者踊跃投稿。详细内容请查看会议网页 <http://www.lasg.ac.cn/CEAC2002/>。

CEAC 会务组将于 2002 年 4 月底发出论文审查意见和有关会议其它具体事项的第二轮通知, 如有其它建议请与我们联系。

投稿联系方式:

通信地址: 北京 9804 信箱中国科学院大气物理研究所大气科学和地球流体力学数值模拟国家重点实验室 CEAC 会务组

邮政编码: 100029

E-mail: [CEAC@lasg.iap.ac.cn](mailto:CEAC@lasg.iap.ac.cn)

传真: 86-10-62043526

网址: <http://www.lasg.ac.cn/CEAC2002/>

东亚气候国际会议 (CEAC) 会务组

2002 年 1 月 20 日