初始误差和模式误差对ENSO集合预报的影响

郑飞, 王慧, 朱江*

中国科学院大气物理研究所国际气候与环境科学中心, 北京 100029;

国家气象中心, 北京 100081;

中国科学院大气物理研究所, 大气边界层物理和大气化学国家重点实验室, 北京 100029

* 联系人, E-mail: jzhu@mail.iap.ac.cn

2008-11-11 收稿, 2009-01-19 接受

国家自然科学基金(批准号: 40805033, 40221503)、中国科学院知识创新工程方向性项目(编号: KZCX2-YW-202, KZCX1-YW-12-03)和国家重点基础研究发展计划(编号: 2006CB403600)资助项目

摘要 基于作者发展的一个 ENSO(El Niño-Southern Oscillation)集合预报系统, 利用 4 组 14 a 的(单一或集合)回报试验(试验方案按照是否在预报过程中考虑了初始或模式随机误差扰动进行划分), 分别从确定性预报和概率预报角度, 检验和探讨了随机的初始误差扰动和模式误差扰动对 ENSO 集合预报水平的影响. 试验结果初步表明, 主要体现了模式物理过程不确定性的随机模式误差扰动, 能够在整个 12 个月预报过程有效地提高集合预报系统的预报水平. 但是对该系统而言, 随机初始误差扰动对预报水平的影响相对较小, 其影响时效主要集中在预报的前 3 个月左右.

关键词

ENSO
集合预报
可预报性
初始误差扰动
模式误差扰动

对 ENSO 可预报性限制的机制目前仍然是一个争论的热点问题, 主要存在着两种假设. 最近的一些研究强调了初始误差的增长对模式模拟和预报的限制^[1,2], 并主要集中用一些确定性的方法来提高模式预报技巧^[3], 而另外一些工作则表明 ENSO 预报性能很大程度上是受高频的大气“噪音”或随机大气强迫的限制^[4,5]. 尽管模式误差的作用在这些文献中被广泛的强调, 但是目前的 ENSO 可预报性研究还主要集中在初始不确定性对预报的影响, 模式物理过程本身存在的不确定性对模式模拟和预报的影响并未真正地被考虑和研究^[6], 同时这些研究对模式的 ENSO 预报性能仅针对确定性预报的检验.

实际上, 由于 ENSO 是在热带太平洋具有“噪音”性的不规则年际震荡^[7], 其变化本身具有的非线性和不规则的特性, 即使在较短时间内的 ENSO 预测同样存在着一定的不确定性^[8], 因此, 对于 ENSO 预测也应该存在类似于在大气集合预报中对不确定性的考虑, 恰当的估计和模拟出 ENSO 预测的初始不确定性

和预报过程的不确定性, 以弥补单一确定性预报的不足^[9]. 同时, ENSO 可预报性也不单要从确定性预报角度研究, 同时需要从概率预报角度加以分析^[10].

郑飞^[11]新发展了一个 ENSO 集合预报系统, 该集合预报系统能够在集合预报过程中综合、系统地考虑初始不确定性和预报过程的不确定性的影响, 因此可以用来进一步从概率预报角度分析 ENSO 的可预报性问题^[12], 同时也为尝试区分初始误差和模式误差对可预报性的影响和作用^[13]提供了一个平台.

1 集合预报系统介绍及试验设计

本文所用的 ENSO 集合预报系统主要包括了 3 个组成部分. (1) 基础模式. 该系统是基于 Zhang 等人^[14]发展的一个太平洋区域 ICM(中等复杂程度海气耦合模式, intermediate coupled model). (2) 初始集合样本. 该系统采用 EnKF(集合卡曼滤波, ensemble kalman filter)同化^[15]方法同化 SST(sea surface temperature)和 SL(sea level)距平观测资料^[16,17]为集合预报系统提供初始的集合样本场, 试验比较表明该同化方法能够

引用格式: 郑飞, 王慧, 朱江. 初始误差和模式误差对 ENSO 集合预报的影响. 科学通报, 2009, 54: 2395~2401

Zheng F, Wang H, Zhu J. ENSO ensemble prediction: Initial error perturbations vs. model error perturbations. Chinese Sci Bull, 2009, 54, doi: 10.1007/s11434-009-0179-2

<https://engine.scichina.com/doi/10.1360/csb2009-54-16-2395>

为系统提供比较精确的且与模式动力协调的初值,同时初始集合样本的标准差空间分布特征也能够合理地表征热带太平洋表层和次表层初始随机误差分布^[18]。(3) 模式误差模式。由于 ICM 对海气耦合相互作用和次表层热力作用模拟存在不足,一个发展的用于 12 个月预报的一阶线性马尔可夫(Markov)随机误差模式(具体见式(1))被嵌套到集合预报系统中(见式(2)),来模拟模式物理过程中所存在的不确定性,这种方法被证明能够在集合预报过程中有效地模拟模式不确定性随时间的演变和发展^[19]。

由于耦合模式没有外强迫场,无法将模式误差归因于外强迫所导致的误差,因此我们将本文 ICM 的模式误差主要归因于模式本身的不完美所导致,将模式误差定义为模式预报结果与观测之间的偏差(不考虑初始误差和观测误差的影响)^[20]。然后利用 EOF(empirical orthogonal function)分析方法来分析模式预报 12 个月模式误差的主要空间分布(主要模态的空间场型)和时间变化特征(主要模态的时间系数),并构建了一个一阶马尔可夫随机模型来分模态模拟模式误差随预报时间的演变:

$$\begin{aligned} Q_j^{(t)} &= \sum_{i=1}^M \sigma_{i,j} \times T_{i,j}^{(t)} \times U_{i,j}(x, y) + \xi_j^{(t)}, \\ T_{i,j}^{(t)} &= \alpha_{i,j} \times T_{i,j}^{(t-1)} + \sqrt{1 - \alpha_{i,j}^2} \times w_{i,j}^{(t)}, \\ \xi_j^{(t)} &= \sigma_{resid,j} \cdot \zeta_j^{(t)}(x, y), \end{aligned} \quad (1)$$

其中, $U_{i,j}(x, y)$ 是模式误差在预报第 j 个月第 i 个模态的二维空间场型,对于同一个预报月的每一个模态而言, $U_{i,j}(x, y)$ 是一个固定的水平分布; $T_{i,j}^{(t)}$ 代表了预报第 j 个月 t 时刻第 i 个模态的标准化随机时间系数; $\sigma_{i,j}$ 是在预报第 j 个月第 i 个模态的模式误差的标准差; $\alpha_{i,j}$ 是预报第 j 个月第 i 个模态随机强迫的时间相关尺度; $w_{i,j}^{(t)}$ 是在预报第 j 个月第 i 个模态的“随机噪音”变量,是满足均值为 0, 方差为 1 的一维随机扰动,对于同一个预报月的各个模态而言,每个模态的随机向量之间必须满足相关系数为 0 以保证各个模态间的正交性;下标 i 表明了是 EOF 的第 i 模态,下标 j 代表的是预报的第 j 个月; M 是随机模式中所用到的模态数,为了保证能够使随机变量 Q_j 达到合理的强度,本文选取了前 10 个模态用于构建随机模型。(1)式保证了只要 $T_{i,j-1}^{(t)}$ 的方差是 1, 则 $T_{i,j}^{(t)}$ 方差也是 1;因此对于每一个模态,该方程能够产生一系列

的时间相关的并且满足均值为 0, 方差为 1 的随机扰动向量。 $\xi_j^{(t)}$ 是预报第 j 个月在 t 时刻的模式误差剩余的一个随机场, $\sigma_{resid,j}$ 是将前 M 个模态从“观测减预报”值中扣除的剩余量的标准差; $\zeta_j^{(t)}(x, y)$ 是一个满足均值为 0, 方差为 1 的二维“白噪声”变量,该随机场可以通过文献[15]中描述的方法生成。

式(1)可以描述在不同的预报月模式误差随时间的演变过程,同式(2)一起,就可以简单的描述一个完整的非线性随机模式:

$$\psi^{(t)} = f(\psi^{(t-1)}) + \sqrt{\Delta t} Q_j^{(t)}, \quad (2)$$

其中, $\psi^{(t)}$ 代表了 t 时刻的模式态; f 是非线性模式算子; Δt 是模式积分步长; $Q_j^{(t)}$ 代表了预报第 j 个月 t 时刻的模式误差。

由于式(2)的非线性特征导致加入的随机模式误差会随模式的预报非线性增长,因此我们必须对加入的随机模式误差扰动的大小进行检验,以保证预报样本的范围不会过大或过小。我们通过比较一组集合预报 12 个月(100 个)样本离散度的空间分布与模式误差 EOF 分析的主要模态空间分布(比较图见文献[11])。发现在较短的预报时效内,样本离散度的空间分布与模式误差 EOF 分析得到的前 3 个模态(方差贡献达到 81.2% 以上)空间结构基本一致。随着预报时间的延长(EOF 第一模态方差贡献逐渐增大,到预报 12 个月时达到 71.8%),样本的离散度体现了 EOF 第一模态的空间特征。分析结果显示,预报样本离散度随时间的变化基本上符合预先对模式误差的分析结果,扰动方法能够较好地控制预报样本的离散度随预报时间的增长变化,说明我们采用的随机模式误差扰动方案是合理的。

为了能够区分初始误差扰动和模式误差扰动在集合预报过程中的作用,本文设计了 4 组不同的(单一或集合)回报试验,以检验和对比两种随机扰动对 ENSO 集合预报水平的影响,具体细节见表 1 所示。两种随机误差扰动均服从高斯分布。

Exp1 是单一预报方案,它的单一初始场是由

表 1 对比试验设计

试验	预报方案	初始误差扰动	模式误差扰动
Exp1	单一预报	×	×
Exp2	集合预报	√	×
Exp3	集合预报	×	√
Exp4	集合预报	√	√

EnKF同化结果的样本均值提供, 预报过程不考虑初始误差扰动和模式误差扰动. Exp2, Exp3和Exp4均为具有100个样本的集合预报方案. Exp2为仅考虑初始误差扰动的集合预报方案, 由EnKF同化结果提供集合初始场(100个初始样本), 同时不考虑预报过程中模式误差的作用. Exp3为仅考虑模式误差扰动的集合预报方案, 其单一初始场由EnKF同化结果的样本均值提供(1个初始样本), 集合预报过程中加入随机模式误差扰动. Exp4是标准的集合预报方案^[18], 由EnKF同化结果提供集合初始场(100个初始样本), 同时考虑预报过程模式误差的集合预报方案. 因此, 我们可以通过比较不同预报方案的预报技巧(包括确定性预报技巧和概率预报技巧)之间的差异来分析初始随机误差和模式随机误差对ENSO集合预报水平的影响. 4组后报试验均从1992年11月~2006年10月总共14年的每个月都开始预报, 每个预报样本都预报12个月. 所用到的检验观测资料是由Smith等人^[16]重建的1992~2007年的月平均SST距平资料.

2 试验结果

本文将从确定性预报和概率预报两方面来检验预报方案的预报技巧, 首先是对4组预报方案的确定性预报技巧的检验和比较.

图1给出了4组确定性预报分别与观测在Niño3.4区的相关系数和均方根误差随预报时效的变化, 检验了4组方案的确定性预报技巧. 从图1上可以看出, 首先4种方案在所有预报月的预报水平从相关系数和均方根误差两个方面都要优于持续性预报, 验证了EnKF同化方法能够为集合预报系统提供较为精确的初始场以保证系统的预报水平^[18]. 4种方案确定性预报技巧比较具体如下: (1) 比较试验方案Exp1和Exp2预报水平的差异, Exp2在预报前3个月的预报技巧略高于Exp1, 而到预报4个月 after Exp2与Exp1的预报水平逐渐接近. 说明初始误差扰动在预报前3个月对提高预报技巧有一定的作用, 但是随着气候模式预报时效的延长, 初始随机扰动对确定性预报水平的影响逐渐消亡. 同时试验方案Exp3和Exp4预报水平的差异也基本上体现了这一点. (2) 比较试验方案Exp1与Exp3的确定性预报结果, Exp3在预报前几个月的预报技巧略高于Exp1, 而随着预报时效的延长, Exp3的预报技巧逐渐明显高于Exp1, 到预报12个月时, Exp3的相关系数比Exp1高0.08左右, 同时均方根误差则要比Exp1小0.14. 说明

图1

4组预报(单一预报和集合预报样本均值)与观测的Niño-3.4指数的相关系数(a)和均方根误差(b)随预报时效的变化

模式误差扰动在整个预报时段, 尤其是较长预报时段能够使得样本均值平滑掉一些不可预报的噪音, 进而提高预报样本均值的预报技巧. (3) 比较试验方案Exp2与Exp3的预报水平, Exp2在预报前3个月的预报技巧要高于Exp3, 而到预报3个月 after Exp3的预报技巧要明显高于Exp2. 同样说明了初始随机扰动在预报前几个月的有效性, 而模式误差扰动对预报技巧的提高作用则可以持续到更长的预报时效, 且作用更加明显. (4) 试验方案Exp4样本均值在所有预报月预报技巧均最高, 说明了我们综合考虑初始扰动和模式误差的集合预报方案的合理性. 为了验证上面分析结果的普适性, 我们还进一步分别检验了4组方案在春季和其他季节的确定性预报技巧, 以及4

组方案对极端事件和正常事件的确定性预报技巧. 整体而言, 比较结果与图 1 结论基本一致, 本文就不再复述.

本文接着从概率预报角度比较了 3 组集合预报方案的概率预报技巧, 并选用常用的相对作用特征 (relative operating characteristic, 简称 ROC) [12,21] 方法来检验和描述集合预报方案对某一事件的预报准确率 (本文按照 1971~2000 年 30 年气候态 Niño3.4 指数出现频率的概率分布将事件划分为暖事件 (事件出现在高百分位 66.6%~100.0% 的范围)、正常事件 (事件出现在中百分位 33.3%~66.6% 的范围) 以及冷事件 (事件出现在低百分位 0~33.3% 的范围). 相对作用特征是信号探测理论在数值天气预报中的一种应用, 对二分类要素序列进行检验. 在每个格点上, 考虑一个事件 (如暖事件) 发生或不发生两种状态. 用实况去检验预报, 其结果必是下列情况之一, 预报准确、正确否定、漏报和空报. 这样可以构成如下的双态分类联列表 (见表 2).

表 2 双态分类联列表^{a)}

预报	观测	
	出现	不出现
出现	A	B
不出现	C	D

a) A 表示预报准确, B 表示空报, C 表示漏报, D 为正确否定

这样就可以定义命中率 (H) 和假警报率 (F):

$$\text{Hit Rate } (H) = \frac{a}{a+c}, \quad (3)$$

$$\text{False Alarm Rate } (F) = \frac{b}{b+d}. \quad (4)$$

根据设置不同的预报事件发生的概率临界值 (0~100%), 得到的不同的命中率和假警报率可在笛卡尔坐标上绘成一曲线, 这曲线称之为 ROC 曲线. 曲线落在对角线左侧意味着有预报技巧, 落在对角线上及右侧即无预报技巧. 进一步可以得到 ROC 曲线所包含的面积, 即 ROC 面积 (简称 ROCA):

$$\text{ROCA} = \int_0^1 H(x) dx = \sum_{i=1}^M (H_{i+1} + H_i)(F_{i+1} - F_i), \quad (5)$$

其中, M 概率临界值的分类数, ROC 面积大于 0.5 说明集合预报系统有预报技巧.

图 2 比较的是 3 种集合预报方案对 Niño3.4 区 3 种事件预报的 ROC 面积评分. 对于不同预报月, 3 种

图 2 Niño3.4 区 3 种事件的 ROC 面积随预报时效的变化

预报方案在Niño3.4区对于3种事件均有一定的概率预报技巧, ROC面积均大于0.5。相比较而言, 在不同预报月, 3种方案对冷事件的预报技巧均最高, 暖事件次之, 而对正常事件预报技巧最低^[12]。同时, 图2也明显地体现了初始误差扰动和模式误差扰动对概率预报水平的影响。(1) 仅考虑模式误差扰动的预报方案Exp3与预报方案Exp4的概率预报技巧在预报的前几个月的微小差异主要体现了初始误差扰动的作用, 而随着预报时效的延长, 初始误差扰动的作用也逐渐消亡。(2) 仅考虑初始误差扰动的预报方案Exp2在预报前几个月与预报方案Exp4的概率预报水平相当, 差异不大(ROCA差异小于0.05)。但随着预报时效的延长, Exp2的概率预报技巧逐渐明显地低于Exp4。到预报12个月时, 暖事件的差异在0.1左右, 正常事件的差异在0.12左右, 而冷事件的差异最小, 在0.03左右。这说明了合理的模式误差扰动可以在整个预报过程中影响和提高概率预报技巧。(3) 同时预报方案Exp2的概率预报技巧在整个预报过程都小于方案Exp3, 也进一步说明了模式误差扰动对概率预报的影响要明显地大于初始误差扰动的影响。

为了进一步地分析初始误差扰动和模式误差扰动影响集合预报系统可预报性的机理, 本文选用常用于检验气候预测的潜在可预报性的信噪比方法^[22,23]来分析比较不同类型的随机扰动对ENSO可预报性的影响。信噪比方法是通过对比估计气候信号和气候噪声的方差, 来检验气候系统的潜在可预报性的。

$$R = \frac{\hat{\sigma}_S^2}{\hat{\sigma}_N^2}, \quad (6)$$

其中 R 为统计的气候要素的信噪比, $\hat{\sigma}_S^2$ 为气候要素的信号方差, $\hat{\sigma}_N^2$ 为气候要素的噪声方差。

本文中气候要素的信号为样本均值预报的 SST 距平值, $\hat{\sigma}_S^2$ 即为 SST 距平值预报的年际方差; 而气候要素的噪声为集合预报 SST 距平的样本离散度, $\hat{\sigma}_N^2$ 即为平均的预报样本离散度的平方。信噪比的值越高表明预报系统受随机噪声的影响越小, 对气候要素的潜在预报能力也就越高。

图3比较了3种集合预报方案预报结果的信噪比随预报时效的变化。可以看出, 对于不同的预报月, 综合考虑了初始误差扰动和模式误差扰动的集合预报方案 Exp4 的信噪比最高, 表明该方案的可预报性也最高。试验 Exp2 的信噪比从预报 4~5 个月以后开始

迅速降低, 说明初始扰动在预报 4~5 个月以后存在不合理或过快地增长, 使模式系统的性能受到随机扰动的影响增大, 从而降低了只考虑初始误差扰动的预报方案的预报性能。试验 Exp3 的信噪比在预报前几个月要略低于 Exp4, 也表明考虑了初始误差扰动在预报初始几个月能够对提高系统的预报性能起到一定的促进作用, 而随着预报时效的延长, 模式误差扰动则能够使预报样本的离散度随时间的演变更好地跟随预报要素的方差的变化, 较好地约束随机误差的增长, 从而明显提高集合预报系统的预报水平。本文对信噪比的分析结果指出了在集合预报过程中综合考虑初始误差扰动和模式误差扰动对改善模式预报性能的必要性, 也进一步解释了不同预报方案的预报水平的差异。

图3 3种集合预报方案的信噪比随预报时效的变化

3 结论和讨论

本文简介了作者等人发展的ENSO集合预报系统中随机的初始误差扰动和模式误差扰动对预报性能的影响和作用。同时本文只试验了随机的初始误差扰动对ENSO预报结果的影响, 并未考虑了其他的初始扰动生成方法(如CNOP (conditional nonlinear optimal perturbation)方法^[11], 奇异值向量^[24] (singular vector)、Breeding方法^[25]等)。因此, 相比Chen等人^[2]、Duan和Mu^[26]以及Mu等人^[27]研究认为预报误差主要是由初始误差所决定, 本文的研究则表明, 随机的初始误差扰动对预报水平的提高作用主要集中在预报最初几个月, 且会随预报时效的延长逐渐消亡。而合

理的模式误差扰动则可以在整个预报过程有效地提高系统的预报水平,表明了模式误差亦是影响气候预测系统的预报误差的关键因子^[9~11,28].初步得到如下结论.

(1) 为提高集合预报水平,集合预报过程中合理地考虑模式误差随机扰动是必要的.作者等人发展的模式误差扰动方法能够较好地模拟模式误差随时间的演变,提高模式系统预报变量的信噪比,从而提高集合预报系统的确定性预报水平和概率预报水平,并且能够抑制随机误差不合理增长对预报不确定性的影响.

(2) 集合同化方法生成的随机初始误差扰动在预报最初几个月对系统预报性能的提高作用不容忽视.

但随着预报时效的延长,随机误差不合理增长使得模式系统更加噪音化,导致降低系统的可预报性.

值得注意的是,本研究是建立在一个相对简单的集合预报系统基础上,并且对于研究ENSO可预报性而言,回报试验实施的时间相对较短(14年卫星高度计资料的限制).同时正如文献^[2, 26, 27]所强调的初始误差的重要性,本文由集合同化方法生成的随机初始扰动对预报性能的影响仍需要做更深入的研究,以验证其是否存在模式依赖性.因此,本文作者发展的集合预报方法和本文结论需要进一步地在不同耦合模式和更长时间回报试验中加以验证,并需要将集合同化方法生成随机初始扰动的方法与其他初始扰动生成方法^[1,24,25]进行深入比较.

致谢 感谢匿名审稿人对本文提出详细和宝贵的意见.感谢美国马里兰大学的张荣华博士提供的基础 ICM 模式,以及对本文工作的许多帮助和建议.

参考文献

- 1 穆穆,段晚锁. ENSO 可预报性研究的一个新方法: 条件非线性最优扰动. 科学通报, 2003, 48: 747—749
- 2 Chen D, Cane M A, Kaplan A, et al. Predictability of El Niño in the past 148 years. *Nature*, 2004, 428: 733—736 [\[DOI\]](#)
- 3 Chen D, Cane M A, Zebiak S E, et al. Bias correction of an ocean-atmosphere coupled model. *Geophys Res Lett*, 2000, 27: 2585—2588 [\[DOI\]](#)
- 4 Moore A M, Kleeman R. Stochastic forcing of ENSO by the intraseasonal oscillation. *J Clim*, 1999, 12: 1199—1220 [\[DOI\]](#)
- 5 Zavala-Garay J, Moore A M, Kleeman R. Influence of stochastic forcing on ENSO prediction. *J Geophys Res*, 2004, 109: C11007, doi: 10.1029/2004JC002406
- 6 Palmer T N, Alessandri A, Andersen U, et al. Development of a European multi-model ensemble system for seasonal to inter-annual prediction. *Bull Am Meteorol Soc*, 2004, 85: 853—872 [\[DOI\]](#)
- 7 Tziperman E, Stone L, Cane M A, et al. El Niño chaos: Overlapping of resonances between the seasonal cycle and the Pacific ocean-atmosphere oscillator. *Science*, 1994, 264: 72—74 [\[DOI\]](#)
- 8 Latif M, Anderson D, Barnett T, et al. A review of the predictability and prediction of ENSO. *J Geophys Res*, 1998, 103: 14375—14393 [\[DOI\]](#)
- 9 Palmer T N, Shutts G J, Hagedorn R, et al. Representing model uncertainty in weather and climate prediction. *Annu Rev Earth Planet Sci*, 2005, 33: 163—193 [\[DOI\]](#)
- 10 Kirtman P B. The COLA anomaly coupled model: Ensemble ENSO prediction. *Mon Weather Rev*, 2003, 131: 2324—2341 [\[DOI\]](#)
- 11 郑飞. ENSO 集合预报研究. 博士学位论文. 北京: 中国科学院大气物理研究所, 2007. 66—75
- 12 郑飞, 朱江, 王慧. ENSO 集合预报系统的检验评价. *气候与环境研究*, 2007, 12: 587—594
- 13 Hacker J, Hansen J, Berner J, et al. Future scientific directions: Predictability. *Bull Amer Meteorol Soc*, 2005, 86: 1733—1737 [\[DOI\]](#)
- 14 Zhang R H, Zebiak S E, Kleeman R, et al. Retrospective El Niño forecast using an improved intermediate coupled model. *Mon Weather Rev*, 2005, 133: 2777—2802 [\[DOI\]](#)
- 15 Evensen G. The ensemble Kalman filter: Theoretical formulation and practical implementation. *Ocean Dyn*, 2003, 53: 343—367 [\[DOI\]](#)
- 16 Smith T M, Reynolds R W. Improved extended reconstruction of SST (1854—1997). *J Clim*, 2004, 17: 2466—2477 [\[DOI\]](#)
- 17 Lagerloef G S E, Mitchum G, Lukas R, et al. Tropical Pacific near-surface currents estimated from altimeter, wind, and drifter data. *J Geophys Res*, 1999, 104: 23313—23326 [\[DOI\]](#)

- 18 Zheng F, Zhu J, Zhang R H. Impact of altimetry data on ENSO ensemble initializations and predictions. *Geophys Res Lett*, 2007, 34: L13611, doi: 10.1029/2007GL030451
- 19 Zheng F, Zhu J, Zhang R H, et al. Ensemble hindcasts of SST anomalies in the tropical Pacific using an intermediate coupled model. *Geophys Res Lett*, 2006, 33: L19604, doi: 10.1029/2006GL026994
- 20 Zheng F, Zhu J. Balanced multivariate model errors of an intermediate coupled model for ensemble Kalman filter data assimilation. *J Geophys Res*, 2008, 113: C07002, doi: 10.1029/2007JC004621
- 21 Mason S J, Graham N E. Conditional probabilities, relative operating characteristics, and relative operating levels. *Weather Forecast*, 1999, 14: 713—725 [\[DOI\]](#)
- 22 Tang Y M, Lin H, Moore A M. Measuring the potential predictability of ensemble climate predictions. *J Geophys Res*, 2008, 113: D04108, doi: 10.1029/2007JD008804
- 23 王绍武, 朱锦红. 短期气候预测的评估问题. *应用气象学报*, 2000, 11(S1): 2—11
- 24 Kleeman R, Moore A M. A new method for determining the reliability of dynamical ENSO predictions. *Mon Weather Rev*, 1999, 127: 694—705 [\[DOI\]](#)
- 25 Yang S C, Cai M, Kalnay E, et al. ENSO bred vectors in coupled ocean-atmosphere general circulation models. *J Clim*, 2005, 19: 1422—1436
- 26 Duan W S, Mu M. Applications of nonlinear optimization methods to quantifying the predictability of a numerical model for El Nino-Southern Oscillation. *Prog Nat Sci*, 2005, 15: 915—921 [\[DOI\]](#)
- 27 Mu M, Duan W S, Wang B. Seasondependent dynamics of nonlinear optimal error growth and ENSO predictability in a theoretical model. *J Geophys Res*, 2007, 112: D10113, doi: 10.1029/2005JD006981
- 28 Moore A M, Kleeman R. The dynamics of error growth and predictability in a coupled model of ENSO. *Quart J Roy Meteorol Soc*, 1996, 122: 1405—1446 [\[DOI\]](#)