

阮成卿, 李建平. 2016. 华北汛期降水分离时间尺度降尺度预测模型的改进 [J]. 大气科学, 40 (1): 215–226. Ruan Chengqing, Li Jianping. 2016. An improvement in a time-scale decomposition statistical downscaling prediction model for summer rainfall over North China [J]. Chinese Journal of Atmospheric Sciences (in Chinese), 40 (1): 215–226, doi:10.3878/j.issn.1006-9895.1503.14317.

# 华北汛期降水分离时间尺度降尺度预测模型的改进

阮成卿<sup>1,2</sup> 李建平<sup>3,4</sup>

1 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, 北京 100029

2 中国科学院大学, 北京 100049

3 北京师范大学全球变化与地球系统科学研究院, 北京 100875

4 全球变化研究协同创新中心, 北京 100875

**摘 要** 本文采用偏相关预报因子挑选法和条件降尺度法, 对已有的华北汛期(7~8 月)降水时间尺度分离(TSD)降尺度模型进行了改进。利用偏相关法, 找到一个新的影响华北汛期降水年际分量的前期预报因子, 即 6 月北大西洋—欧亚遥相关(AEAT)。该因子将扰动信号储存于北大西洋三极子结构, 并在 7~8 月释放出来影响下游贝加尔湖低压系统的发展, 从而影响华北汛期降水。利用 6 月 Niño3 指数和 AEAT 指数, 本文建立了条件 TSD 统计降尺度模型, 即按照预报因子的强度进行逐年分类, 对于每个分类设计相应的预报模型, 从而避免信息较弱因子的干扰。条件 TSD 降尺度方法显著改善了华北汛期降水的预测技巧, 在独立检验阶段, 预报降水与观测降水的相关系数由原模型的 0.61 提高到 0.77, 符号一致率从 70% 提高到 87%。

**关键词** 华北汛期降水 分离时间尺度 偏相关 条件降尺度

文章编号 1006-9895(2016)01-0215-12

中图分类号 P461

文献标识码 A

doi:10.3878/j.issn.1006-9895.1503.14317

## An Improvement in a Time-Scale Decomposition Statistical Downscaling Prediction Model for Summer Rainfall over North China

RUAN Chengqing<sup>1,2</sup> and LI Jianping<sup>3,4</sup>

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

2 University of Chinese Academy of Sciences, Beijing 100049

3 College of Global Change and Earth System Science, Beijing Normal University, Beijing 100875

4 Joint Center for Global Change Studies, Beijing 100875

**Abstract** This paper applies partial-correlation predictor selection and a conditional downscaling method to improve a Time-Scale Decomposition (TSD) statistical downscaling model of summer (July and August, JA) rainfall over North China. A new preceding predictor, the North Atlantic–Eurasia Teleconnection (AEAT) in June is found by using the partial-correlation predictor selection method. This predictor stores its signal in the tripole sea surface temperature pattern in the North Atlantic and impacts on the development of depressions over Baikal in the following July and August, which further influences the rainfall over North China. A conditional TSD statistical downscaling model is built with the

收稿日期 2014-11-16; 网络预出版日期 2015-04-01

作者简介 阮成卿, 男, 1987 年出生, 博士研究生, 主要从事气候变化、气候预测方面的研究。E-mail: ruanchq@lasg.iap.ac.cn

通讯作者 李建平, E-mail: ljp@bnu.edu.cn

资助项目 中国科学院战略性先导科技专项子课题 XDA05090403, 国家自然科学基金资助项目 41375110、41475076

Funded by “Strategic Priority Research Program—Climate Change: Carbon Budget and Relevant Issues” of the Chinese Academy of Sciences (Grant XDA05090403), National Natural Science Foundation of China (Grants 41375110 and 41475076)

predictors of Niño3 index and AEAT Index (AEATI). Rather than fixed models for every year, indices are classified into several types according to the predictor strength, and corresponding models are built for each type. The conditional statistical model avoids the influence from weak predictors for a particular year. In independent validation, the conditional TSD downscaling model improves the performance of Summer Rainfall over North China (NCSR) prediction. The correlation coefficient between observed and predicted rainfall increases from 0.61 to 0.77 and the anomaly sign consistency rate increases from 70% to 87%.

**Keywords** North China summer rainfall, Time-scale decomposition, Partial correlation, Conditional downscaling

## 1 引言

华北地区是我国的农业主产区, 人口密集, 经济发达, 地处副热带, 东临太平洋, 夏季降水集中在 7 月和 8 月, 并受东亚夏季风影响 (Li and Zeng, 2002L; Li and Zeng, 2003; 黄荣辉等, 2006)。自上世纪 70 年代以来, 华北降水显著减少, 给当地的生产、生活和生态环境带来影响 (Xia et al., 2007)。而近十年来, 华北汛期降水又有回升的趋势 (Guo et al., 2012; 李建平等, 2013)。华北降水变化的复杂性和影响的重要性表明, 建立有效的降水预报模型有重要的应用价值。

统计降尺度是研究区域气候问题的常用方法 (Yarnal et al., 2001, Fowler et al., 2007, Nicholas and Battisti, 2012), 该方法通过建立大尺度环流预报因子与局地预报量的统计关系 (Giorgi and Mearns, 1991, Hewitson and Crane, 2006), 来对局地气候进行预测 (Li and Smith, 2009; Guo et al., 2011; Liu et al., 2011; Sauter and Venema, 2011; García-Bustamante et al., 2012; Guo et al., 2012)。而大尺度环流信息通常来自大气环流模式 (General circulation models, GCMs) 的模拟, 这将不可避免的引入模式误差。但如果统计降尺度方法从前期信号中寻找预报因子, 建立该因子与区域气候的统计关系, 则可不依赖于 GCMs 的模拟能力, 有利于对局地降水做出更准确的预测。

一个物理现象有多种时间尺度变率特征, 而不同变率往往不是同一外强迫因子调控的结果。因此有必要对物理现象按时间尺度分解, 分别研究各尺度的影响机制和预报模型, 再将不同模型的结果叠加作为对物理现象的预测, 这就是时间尺度分离 (Time-scale decomposition, TSD) 的降尺度预测方法 (李建平等, 2013)。研究表明, 华北汛期降水同时有显著的年际变率和年代际变率 (陆日宇, 2002), 因此, 前人建立了 TSD 统计降尺度预测模型 (Guo et al., 2012)。结果显示, 年际尺度上华北

汛期降水与前期 6 月赤道中东太平洋 ( $5^{\circ}\text{S}\sim 5^{\circ}\text{N}$ ,  $150^{\circ}\text{W}\sim 90^{\circ}\text{W}$ ) 的海温密切相关, 其可在西北太平洋的低层大气激发异常环流从而影响华北降水; 年代际尺度上在东印度洋—西太平洋暖池海温的作用下, 华北降水与前期 6 月西南印度洋海平面气压有同步变化关系。分别建立华北汛期降水年际和年代际的预测模型, 并将两者之和作为总降水预测值。TSD 统计降尺度模型显示出较好的预测效果, 并正确预测了随后几年 (2011~2013 年) 的华北降水 (李建平等, 2013)。

华北汛期降水 TSD 模型中已经发现 6 月 Niño3 指数是预测年际变量降水的有效预报因子, 但局地气候可能受多个外强迫因子的影响, 那么是否还有其他预报因子能用于降水预测? 在寻找新的预报因子时, 为了避免 Niño3 指数的干扰, 本文提出偏相关的预报因子选取法, 将 Niño3 指数的信号从降水序列中线性剔除, 用降水的剩余部分来寻找下一个预报因子。通过这种方法寻找的预报因子, 是与 Niño3 指数未能解释的降水变率部分紧密联系的, 从而对 Niño3 指数因子进行补充, 这可以不断提高统计模型的技巧。另外, 因为新因子和 Niño3 指数分别与降水序列中不同部分的变率相对应, 所以通过这种方法找到的因子, 也能间接的保证其与 Niño3 指数的独立性。

当局地降水受多个预报因子调控时, 预报因子之间可能产生干扰, 直接建立降水与预报因子之间的多元线性回归模型并不合理。因为不同预报因子提供的信息强弱是逐年变化的, 当预报因子信息较强时, 该预报因子引起的气候强迫范围也更大, 效果更强, 波及更远; 而当预报因子较弱时, 其影响效果就较小, 应该被忽略。尤其是对遥相关类的预报因子, 这种现象更明显。为此, 本文提出条件 TSD 降尺度的概念: 在不同条件下, 统计降尺度模型所使用的预报因子和预报方程并不固定, 而是根据每年各个预报因子提供信息的强弱来判断, 做出具体的选择。这样某年信息较弱的预报因子在该年预测

时会被忽略，避免其对该年降水预测产生干扰。

本文主要工作是对已有的华北降水 TSD 降尺度模型的年际部分进行改进。利用偏相关方法来寻找新的影响降水年际变率的前期预报因子，建立条件 TSD 统计降尺度模型来进行预测，并与原模型进行比较。

## 2 数据

本文采用的降水数据为中国气象局气候中心整理的中国 160 测站 7~8 月月平均降水资料 (1951~2013 年)。华北区域的选择为 (35°N~40°N, 110°E~122°E)，其内共有 15 个测站 (安阳、北京、长治、德州、菏泽、济南、临汾、临沂、青岛、石家庄、太原、天津、潍坊、邢台、烟台)，将 15 个测站 7~8 月平均降水量定义为华北汛期降水 (Summer Rainfall over North China; NCSR) 序列。

本文所采用的气象环流场资料为 NCEP/NCAR (美国国家环境预测中心/国家大气研究中心) 再分析资料，水平分辨率为  $2.5^\circ \times 2.5^\circ$ ，垂直分层为 17 层 (Kalnay et al., 1996)；海表面温度 (Sea surface temperature, SST) 资料为 Hadley 中心提供的第一套月平均海表面温度资料，水平分辨率为  $1^\circ \times 1^\circ$  (Rayner et al., 2003)；使用的 Niño3 指数来自美国国家海洋和大气管理局 (<http://www.cpc.noaa.gov/data/indices> [2015-01-05])。所有数据均为月平均数据。

## 3 方法

华北汛期降水同时有明显的年际和年代际变率，因此应当建立 TSD 统计降尺度模型。本文将降水及其他数据按照傅里叶分解的方式，得到不同时间尺度的分量，将周期小于或等于 7 年的高频部分作为年际分量，周期大于 7 年的低频部分作为年代际分量。对这两种尺度的降水分量分别建立年际、年代际变率的降尺度模型，具体原理及步骤参见 Guo et al. (2012) 和李建平等 (2013)。本文主要针对年际模型进行改进，年代际尺度上仍使用原模型。

已有的 TSD 降尺度模型显示，Niño3 指数是预测 NCSR 年际变率的有效预报因子，所以本文采用偏相关法寻找新的预报因子。首先建立 Niño3 指数与 NCSR 的线性回归模型：

$$\tilde{A}_{\text{NCSR}} = -17.34 A_{\text{Niño3}}, \quad (1)$$

其中， $A$  表示各变量的年际分量，波浪上划线  $\tilde{\phantom{A}}$  表示回归模型的估计值。然后将 Niño3 指数解释的降水变率从原降水序列中去除：

$$R_{\text{NCSR}} = A_{\text{NCSR}} - \tilde{A}_{\text{NCSR}} = A_{\text{NCSR}} + 17.34 A_{\text{Niño3}}, \quad (2)$$

得到与 Niño3 指数无关的剩余 NCSR 降水量  $R_{\text{NCSR}}$ 。用  $R_{\text{NCSR}}$  与环流场进行相关分析，来寻找新的预报因子。

当多个预报因子被选入统计模型后，对预报因子指数做标准化处理，用指数的绝对值作为衡量每年因子信息强弱的指标。然后按照指数对预报因子进行分类，对于每一类个例分别建立相应的统计关系，得到条件 TSD 统计降尺度模型。进行实际预测时，按照每年预报因子指数大小，选择对应的预报模型，以提高预报技巧。

观测资料共有 63 年 (1951~2013 年)，选取前 40 年 (1951~1990 年) 作为预报因子的挑选和模型的拟合阶段，用剩余的 23 年 (1991~2013 年) 作为模型的独立检验阶段。

## 4 北大西洋—欧亚遥相关 (AEAT) 因子的选入及其对 NCSR 的影响机制

### 4.1 AEAT 因子的选入

将扣除 Niño3 指数信号的 7~8 月  $R_{\text{NCSR}}$  与 6 月环流场做相关分析，来寻找影响该部分降水变率的前期预报因子 (图 1)。分析结果显示，在气压场上，北大西洋东部呈现 NAO (北大西洋涛动) 负位相结构，中纬度部分为负相关，高纬度部分为正相关 (Li and Wang, 2003)。北大西洋北部，有一沿欧亚大陆北侧向下游传播的波列结构，该结构在对流层中层 (图 1b) 尤其明显，可影响至东亚中部地区。这种波列结构与 AEAT (North Atlantic-Eurasia Teleconnection) 的结构相类似 (李建平等, 2013)，前人研究指出 AEAT 是夏季北大西洋影响东亚夏季风的途径之一 (Wu et al., 2009; Wu et al., 2012)。在 SST 场上，由于 Niño3 指数因子的去除，热带东太平洋没有明显的高相关区；但在北大西洋东部区域，中部为 SST 显著负相关区，北部为 SST 显著正相关区 (图略)。

将图 1 中各个高相关区 (虚线方框所示) 的物理量面积加权平均定义为潜在预报因子指数。对于图 1b 中欧亚大陆北侧波列相关区，因其与 AEAT 结构相似，将这四个区域平均的位势高度 ( $H$ ) 根

据相关系数的符号定义为 AEAT 指数:

$$I_{\text{AEAT}} = \frac{1}{4}(H_A - H_B + H_C - H_D), \quad (3)$$

下标 A、B、C、D 分别代表北大西洋北部、欧洲东北部、中亚地区和东亚东部地区四个活动中心(图 1b)。对  $I_{\text{AEAT}}$  和其他潜在预报因子分别与  $R_{\text{NCSR}}$  进行剔除一个的交叉检验(Guo et al., 2011; Guo et al., 2012), 并计算均方根误差(Root-mean-square error, RMSE)。其中  $I_{\text{AEAT}}$  因子具有最小的 RMSE, 为 40.3 mm, 并且其与 NCSR 的相关系数为 0.57, 达到 99% 信度水平(表 1)。 $I_{\text{AEAT}}$  是去除 ENSO 信号后与 NCSR 相联系的预报因子, 将其选入华北汛期降水年际模型。

表 1 因子选择阶段(1951~1990 年)均方根误差最小的 5 个潜在年际预报因子及其所在区域。 $R$  为预报因子与 NCSR 的相关系数; RMSE 为剔除一个交叉检验过程中观测与拟合的 NCSR 之间的均方根误差, 单位: mm

Table 1 Five potential interannual predictors with the minimum RMSE in predictor selection of period 1951–1990 and their locations.  $R$  is the correlation coefficient between potential predictors and NCSR (Summer Rainfall over North China); RMSE is the root-mean-square error between observed and fitted NCSR in the leave-one-out cross validation, unit: mm

| 潜在预报因子                 | 经度范围          | 纬度范围        | $R$    | RMSE/<br>mm |
|------------------------|---------------|-------------|--------|-------------|
| 500 hPa 位势高度场上 AEAT    | 32.5°W~120°E  | 37.5°N~50°N | 0.57** | 40.3        |
| 850 hPa 位势高度场上格陵兰岛东部区域 | 30°W~22.5°E   | 60°N~77.5°N | 0.53** | 40.6        |
| SLP 场上格陵兰岛东部区域         | 27.5°W~35°E   | 60°N~77.5°N | 0.52** | 40.9        |
| 200 hPa 位势高度场上格陵兰岛东部区域 | 40°W~2.5°E    | 60°N~80°N   | 0.54** | 41.8        |
| SLP 场上南太平洋区域           | 140°E~177.5°E | 60°S~42.5°S | 0.49** | 44.6        |

\*\*达到 99% 信度水平。

## 4.2 6 月 AEAT 对 7~8 月 NCSR 的影响机制

AEAT 与华北汛期降水的年际部分有较好的相关性, 那么 6 月的预报因子是如何影响 7~8 月降水的呢? 大气系统的记忆性较弱, 而海洋的异常信号往往能持续一个季节(Nan et al., 2009; 郑菲和李建平, 2013)。Wu et al. (2009) 和 Wu et al. (2012) 等发现, 春季时 NAO 可在北大西洋强迫产生海温三极子结构, 夏季时三极子海温可影响下游的东亚夏季风的强度, 进而影响长江汛期降水。那么 6 月

AEAT 是否也有类似的海洋强迫作用?

图 2 为 6 月  $I_{\text{AEAT}}$  与同期 500 hPa 位势高度场和 SST 场的年际相关分析。由此可见, 在北大西洋上空, 位势高度场呈现 NAO 负位相结构; 在欧亚大陆北侧, 波列状结构经欧洲东北部、中亚地区传播至东亚地区, 中国大部分地区为位势高度负相关。在同期的 SST 场上, 北大西洋地区中部为负相关, 两侧为正相关。可见, 6 月 AEAT 也可以在海温场上强迫产生三极子结构, 与春季 NAO 的海温强迫相似(Wu et al., 2009; Wu et al., 2012)。这种海温异常可能是将 6 月信号持续至 7~8 月的关键, 故定义北大西洋海温三极子指数(Tripole SST index,  $I_{\text{TSST}}$ ):

$$I_{\text{TSST}} = \frac{1}{4}T_H - \frac{1}{2}T_M + \frac{1}{4}T_L, \quad (4)$$

等号右侧分别代表北大西洋高纬度、中纬度和低纬度三个中心的海表温度。6 月  $I_{\text{AEAT}}$  与  $I_{\text{TSST}}$  的相关系数为 0.35, 达到 99% 的信度水平(表 2)。

表 2 1951~2013 年, 年际部分的 6 月  $I_{\text{AEAT}}$ 、6 月  $I_{\text{TSST}}$ 、7~8 月  $I_{\text{TSST}}$ 、7~8 月贝加尔湖低压指数 BDI (37.5°N~47.5°N, 85°E~105°E) 区域平均的 500 hPa 位势高度) 和 NCSR 的年际交叉相关

Table 2 Cross correlation between interannual components of  $I_{\text{AEAT}}$  (AEAT index) in June,  $I_{\text{TSST}}$  (Tripole SST index) in June,  $I_{\text{TSST}}$  in JA, and BDI (Baikal depression index, area-weighted mean of 500-hPa geopotential height over 37.5°N–47.5°N, 85°E–105°E) in JA and NCSR

|                         | 相关系数                  |                       |                         |           |      |
|-------------------------|-----------------------|-----------------------|-------------------------|-----------|------|
|                         | 6 月 $I_{\text{AEAT}}$ | 6 月 $I_{\text{TSST}}$ | 7~8 月 $I_{\text{TSST}}$ | 7~8 月 BDI | NCSR |
| 6 月 $I_{\text{AEAT}}$   | —                     |                       |                         |           |      |
| 6 月 $I_{\text{TSST}}$   | 0.35**                | —                     |                         |           |      |
| 7~8 月 $I_{\text{TSST}}$ | 0.25*                 | 0.44**                | —                       |           |      |
| 7~8 月 BDI               | -0.30*                | 0.01                  | -0.28*                  | —         |      |
| NCSR                    | 0.61**                | 0.17                  | 0.07                    | -0.36**   | —    |

\*达到 95% 信度水平; \*\*达到 99% 信度水平。

图 3a、b 分别为 6 月和 7~8 月  $I_{\text{TSST}}$  与同期 SST 场的年际相关分析, 可见不论 6 月还是 7~8 月, 北大西洋海温的三极子结构都是存在的, 而且两者的相关系数为 0.44, 达到 99% 的信度水平(表 2)。那么 7~8 月的三极子结构是否就是由 6 月的海温异常持续而来? 为此, 我们首先从 6 月海温变率中分解出能够持续到 7~8 月的部分:

$$T_p = T(t)\text{Cov}[T(t+1), T(t)] / \text{Var}[T(t)], \quad (5)$$

其中,  $T$  表示海表面温度;  $t$  表示 6 月,  $t+1$  表示 7~

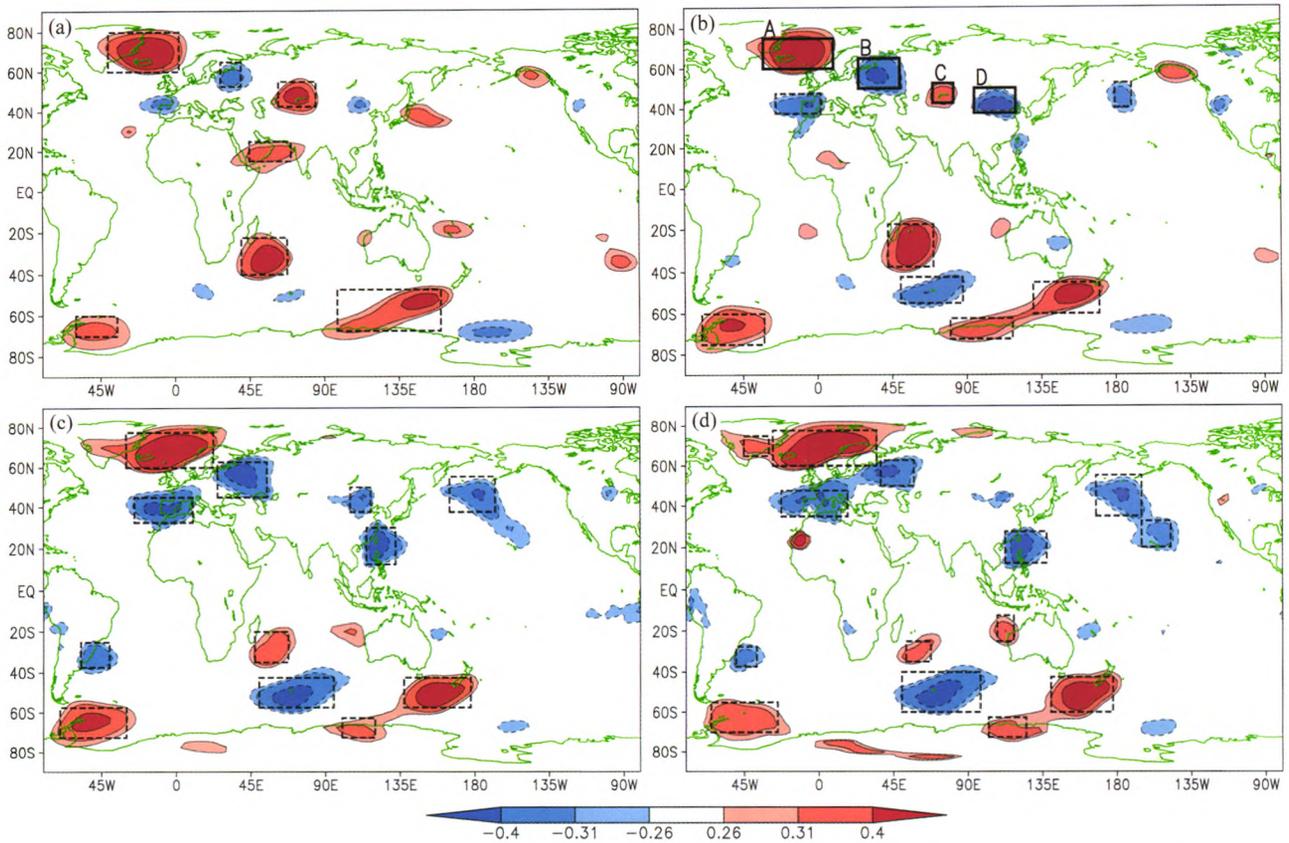


图 1 7~8 月 NCSR 与 6 月环流场年际部分变量相关图 (去除了 ENSO 信号): (a) 200 hPa 位势高度场; (b) 500 hPa 位势高度场, 欧亚大陆上实线方框代表 AEAT 的中心; (c) 850 hPa 位势高度场; (d) SLP (sea level pressure) 场。等值线表示相关系数;  $(\pm)0.26\sim(\pm)0.31$  区域、 $(\pm)0.31\sim(\pm)0.40$  区域、 $>0.40$  ( $<-0.40$ ) 区域分别达到 90%、95% 和 99% 信度水平; 每个虚线方框为潜在预报因子

Fig. 1 Correlation maps between interannual components of NCSR in JA (July and August) and relevant circulation fields in June after removing the signal of ENSO during 1951–1990: (a) 200-hPa geopotential height; (b) 500-hPa geopotential height, the solid boxes over Eurasia are the centers of AEAT (the North Atlantic–Eurasia Teleconnection); (c) 850-hPa geopotential height; (d) SLP (sea level pressure). The contours represent correlation coefficients;  $(\pm)0.26\sim(\pm)0.31$  area,  $(\pm)0.31\sim(\pm)0.40$  area, and  $>0.40$  ( $<-0.40$ ) area indicate statistically correlation above the 90%, 95% and 99% confidence levels, respectively; the dashed boxes are the regions of potential predictors

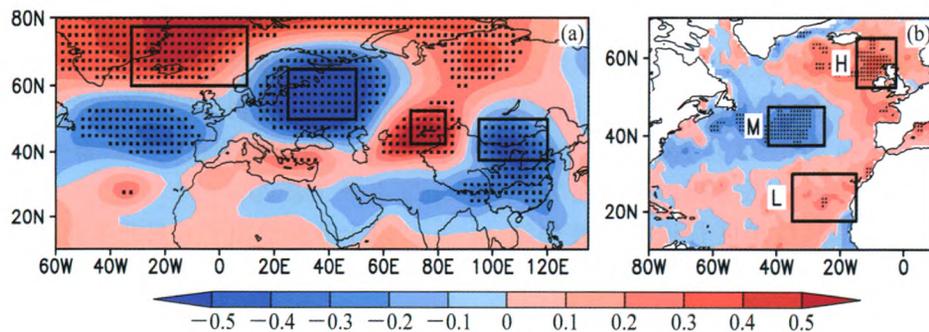


图 2 6 月  $I_{AEAT}$  与 6 月 (a) 500 hPa 位势高度场 (方框代表 AEAT 区域) 和 (b) SST 场 (方框代表海温三极子区域) 的年际相关图。打点区域达到 95% 信度水平

Fig. 2 Correlation maps between interannual components of June  $I_{AEAT}$  and (a) 500-hPa geopotential height (boxes indicate the areas of AEAT) and (b) SST (boxes indicate the areas of Tripole SST) in June. Stippled areas indicate statistically significant correlation above the 95% confidence level

8 月; Cov 和 Var 分别表示协方差与方差 (Pan, 2005; Wu et al., 2009)。然后将 6 月持续海温 ( $T_p$ ) 和 6 月总海温 ( $T(t)$ ) 分别与 7~8 月  $I_{TSS}$  做回归分析,

并比较两者海温三级子结构的形态。结果如图 3c、d 所示, 北大西洋三极子海温的分布型在两个图中并未有明显变化, 在  $T_p$  中仅强度略有减弱。可见 6

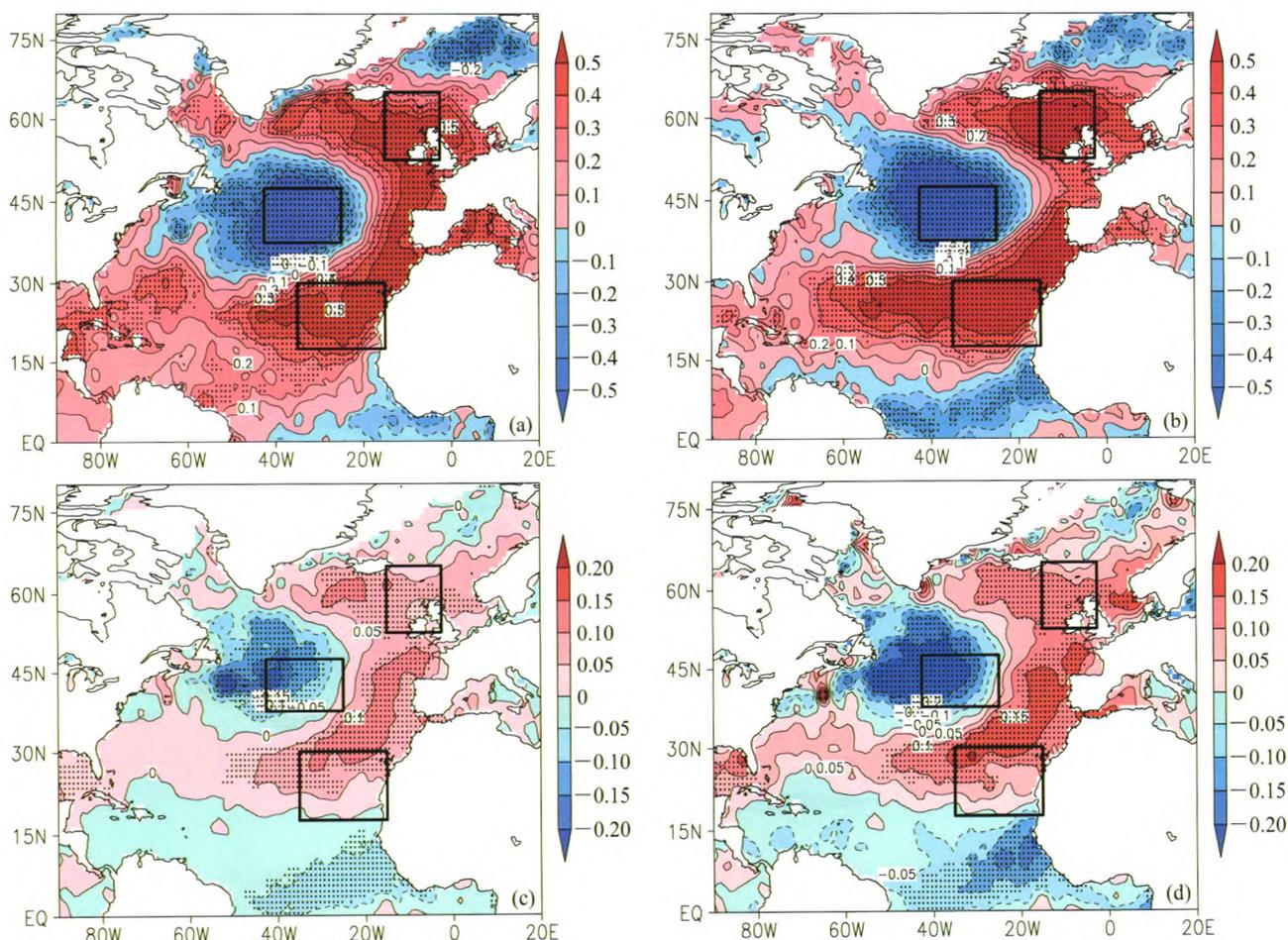


图3 (a) 6月  $I_{TSSST}$  与 6月 SST 场年际相关图。(b) 同 (a), 但为 7~8月  $I_{TSSST}$  与 7~8月 SST 场。(c) 回归到 7~8月  $I_{TSSST}$  的 6月 SST 异常的持续部分, 单位:  $^{\circ}\text{C}$ 。(d) 同 (c), 但为 6月全部 SST。图中打点区域达到 95% 信度水平, 方框代表北大西洋海温三极子区域

Fig. 3 (a) Correlation map between interannual components of  $I_{TSSST}$  in June and SST in June (b) Same as (a), but for  $I_{TSSST}$  and SST in JA. (c) Interannual component of persistence SST anomaly (units:  $^{\circ}\text{C}$ ) regressed on  $I_{TSSST}$  in JA. (d) Same as (c), but for total SST in June. Stippled areas indicate statistically significant correlation above 95% confidence level, boxes indicate the areas of TSST

月北大西洋三极子可以持续至 7~8 月, 从而可以将 6 月 AEAT 的强迫信号传递至随后的 7~8 月。

7~8 月北大西洋三极子海温异常会对下游气候产生什么影响? 图 4a 为 7~8 月  $I_{TSSST}$  与 7~8 月 500 hPa 位势高度场的年际相关分析。可见在 7~8 月时三极子海温能在中纬度地区强迫产生波列结构, 活动中心分别位于北大西洋中部、欧洲西北部、黑海地区、中亚地区和贝加尔湖南侧地区, 而贝加尔湖南侧的低压系统与中国北方降水密切相关(赵声蓉和宋正山, 1999)。将  $37.5^{\circ}\text{N}\sim 47.5^{\circ}\text{N}$ ,  $85^{\circ}\text{E}\sim 105^{\circ}\text{E}$  区域平均的 500 hPa 位势高度定义为贝加尔湖低压指数 (Baikal depression index, BDI), 该指数与 7~8 月  $I_{TSSST}$  的相关系数为  $-0.28$ , 达到 95% 信度水平 (表 2)。BDI 与整层水汽输送通量的相关分析显示 (图 4b), 当 BDI 偏强时, 存在以贝加尔湖

为中心的气旋式结构, 而华北地区位于气旋结构的东南侧, 盛行西南风, 从而将中国西南的水汽输送至华北地区, 有利于华北降水的产生 (图 4c)。而且 BDI 与 NCSR 的相关系数为  $-0.36$ , 也达到 99% 信度水平 (表 2)。

以上分析给出了 6 月北大西洋—欧亚遥相关影响 7~8 月华北降水的物理机制, 即 6 月 AEAT 首先将异常信号储存至北大西洋海温三极子结构中, 然后在 7~8 月释放出来, 调控贝加尔湖低压系统的发展, 再通过影响水汽输送来影响华北汛期降水。

### 4.3 含有 AEAT 因子的 TSD 模型

6 月 AEAT 可通过北大西洋三极子海温结构来影响 7~8 月华北降水, 下面将 6 月  $I_{AEAT}$  引入 TSD 统计降尺度模型的年际部分, 利用 1951~1990 年观测数据, 建立年际分量的二元线性回归模型:

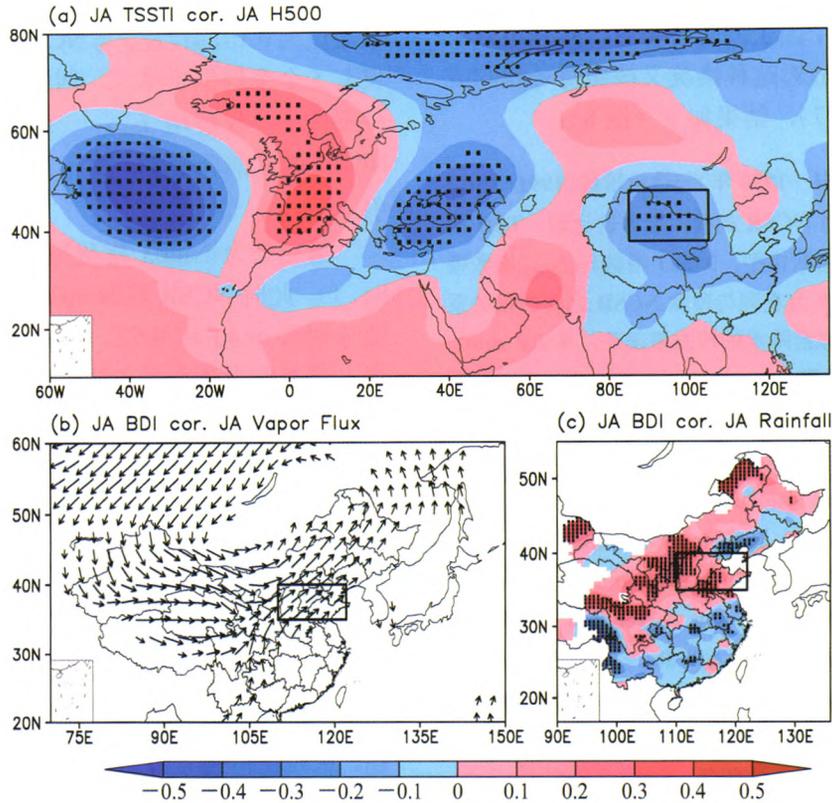


图 4 (a) 7~8 月  $I_{TSSST}$  与 7~8 月 500 hPa 位势高度场的年际相关, 打点区域达到 95% 信度水平, 方框代表贝加尔湖低压区域。(b) 7~8 月 BDI 与 7~8 月整层水汽输送通量的年际相关, 箭头表示达到 95% 信度水平, 方框代表华北区域。(c) 7~8 月 BDI 与 7~8 月降水的年际相关, 打点区域达到 95% 信度水平, 方框代表华北区域

Fig. 4 (a) Correlation map between interannual components of  $I_{TSSST}$  in JA and 500-hPa geopotential height in JA, stippled areas indicate statistically significant correlation above 95% confidence level, the box indicates the area of Baikal depression. (b) Correlation map between interannual components of BDI in JA and all-level water vapor transport flux in JA, arrows indicate statistically correlation above 95% confidence level, the box indicates the area of North China. (c) Correlation map between interannual components of BDI in JA and rainfall in JA, stippled areas indicate statistically correlation above 95% confidence level, the box indicates the area of North China

$$\tilde{A}_{NCSR} = -18.9A_{Ni\ddot{o}3} + 30.1A_{AEAT}, \quad (6)$$

其中,  $A$  表示各变量的年际分量, 波浪上划线 $\sim$ 表示回归模型的估计值。将模型在 1991~2013 年进行独立检验, 结果显示 (图 5a、表 3), 相对于仅使用 Niño3 指数一个预报因子, 引入  $I_{AEAT}$  的新模型的预报效果有较大提升。对于年际部分降水, 相关系数由 0.56 提升至 0.73, RMSE 由 46.8 mm 降低至 39.7 mm, 符号一致率也从 74% 提升至 83%。叠加上年代际模型的预测结果后, 含有 AEAT 指数的模型对总降水的预测效果也优于原模型。

## 5 条件 TSD 模型的建立及其与原模型比较

### 5.1 按照强度对预报因子分类

对华北降水的年际部分, 本文找到了新的预报

因子  $I_{AEAT}$  指数, 但直接建立二元回归模型是否是最优的? Niño3 指数与 AEAT 都是通过遥相关作用影响华北汛期降水, 如果某年预报因子强度偏低, 则其影响也较弱。在这种情况下, 若模型中仍考虑该因子作用, 则会引入无用信息, 降低模型预报技巧。

图 6 为 NCSR 与 Niño3 指数和  $I_{AEAT}$  年际分量的散点图, 由图可见, 两个预报因子与 NCSR 都有显著的相关。但是仅当 Niño3 指数强度超过 0.5 时 (图 6a), 散点才集中在第二、四象限; 而对于 (-0.5, 0.5) 区间的散点, 则较为随机的分布在各个象限。同样的现象在图 6b 中也有发生, 当  $I_{AEAT}$  介于 (-0.5, 0.5) 之间时, 其与 NCSR 的相关性并不显著。因此对于华北汛期降水而言, 应当按照条件降尺度的方法, 分情况来建立统计模型。

以 0.5 为阈值, 将 1951~2013 年共 63 个个例分成 Niño3 指数强弱年和  $I_{AEAT}$  强、弱年, 并进行组合。考虑到当两个因子同时较强时, 其强迫效果可能叠加或相消, 故对这种情况又按照符号相同或相反分成两类 (图 7), 结果如下 (图 8):

表 3 在拟合阶段(1951~1990 年)与检验阶段(1991~2013 年), 新旧 TSD 模型对 NCSR 的模拟能力的比较。TSD 模型包括仅使用 Niño3 指数模型、Niño3 指数与  $I_{AEAT}$  指数模型和条件 TSD 模型。 $R$  为观测与预测 NCSR 之间的相关系数; RMSE 为观测与拟合降水的均方根误差, 单位: mm;  $P$  为降水距平符号一致率

Table 3 Comparison of performances of old and new TSD models for NCSR simulation during the training period (1951~1990) and the independent validation period (1991~2013). TSD models include the model with only Niño3 index the model with Niño3 index and  $I_{AEAT}$ , and the conditional TSD model.  $R$  is the correlation coefficient between observations and NCSR. RMSE is the root-mean-square error between observed and fitted NCSR, unit: mm.  $P$  is the anomaly sign consistency rate

|     |         | 拟合阶段 (1951~1990 年) |                      |        | 检验阶段 (1991~2013 年) |                      |        |
|-----|---------|--------------------|----------------------|--------|--------------------|----------------------|--------|
|     |         | 仅 Niño3 指数         | Niño3 指数+ $I_{AEAT}$ | 条件 TSD | 仅 Niño3 指数         | Niño3 指数+ $I_{AEAT}$ | 条件 TSD |
| 年际  | $R$     | 0.34               | 0.68                 | 0.74   | 0.56               | 0.73                 | 0.81   |
| 分量  | RMSE/mm | 48.0               | 37.4                 | 34.3   | 46.8               | 39.7                 | 39.8   |
|     | $P$     | 65%                | 73%                  | 75%    | 75%                | 83%                  | 88%    |
| 年代际 | $R$     | 0.95               | 0.95                 | 0.95   | 0.62               | 0.62                 | 0.62   |
| 分量  | RMSE/mm | 15.5               | 15.5                 | 15.5   | 26.3               | 26.3                 | 26.3   |
|     | $P$     | 98%                | 98%                  | 98%    | 78%                | 78%                  | 78%    |
| 总降水 | $R$     | 0.70               | 0.82                 | 0.85   | 0.61               | 0.66                 | 0.77   |
|     | RMSE/mm | 50.5               | 40.5                 | 37.1   | 58.1               | 56.9                 | 54.6   |
|     | $P$     | 74%                | 83%                  | 87%    | 70%                | 78%                  | 87%    |

第一类为 Niño3 指数强而  $I_{AEAT}$  弱年(图 8a、b), 共有 17 个个例。图 8a 中仅一个个例没有位于第二、四象限, 且 Niño3 指数与 NCSR 的相关系数为 -0.81, 达到 95% 新度水平; 而对于  $I_{AEAT}$ , 其与 NCSR 的相关系数仅为 0.25, 图 8b 的散点分布也无明显特征。可见对于 Niño3 指数强而  $I_{AEAT}$  弱年, 仅利用 Niño3 指数一个预报因子就足以对华北降水进行预报, 而  $I_{AEAT}$  因子并不能提供有效的信息。如果此时仍引入  $I_{AEAT}$  因子, 则只会增加随机误差。

$$\tilde{A}_{NCSR} = \begin{cases} -27.8A_{Niño3} + 13.0, & |A_{Niño3}| > 0.5 \text{ 且 } |A_{AEAT}| < 0.5 \text{ (方案一)} \\ 27.1A_{AEAT} - 22.1, & |A_{Niño3}| < 0.5 \text{ 且 } |A_{AEAT}| > 0.5 \text{ (方案二)}, \\ -18.7A_{Niño3} + 27.0A_{AEAT} + 6.25, & \text{其他 (方案三)} \end{cases} \quad (7)$$

第二类为 Niño3 指数弱而  $I_{AEAT}$  强年(图 8c、d), 共有 16 个个例。此时 Niño3 指数与 NCSR 的相关系数仅为 0.10, 而  $I_{AEAT}$  与 NCSR 的相关系数为 0.72, 仅有 5 个个例位于第二、四象限, 由此可见, 在这种条件下, 仅使用  $I_{AEAT}$  一个预报因子就可以解释 NCSR 的大部分变率, 并不需要 Niño3 指数因子的引入。

第三类为 Niño3 指数与  $I_{AEAT}$  都较弱的年(图 8e、f)。此时 NCSR 与 Niño3 指数和  $I_{AEAT}$  的相关系数分别为 -0.40 和 0.52, 都未能达到 95% 的信度水平。这表明当两个因子的强度均较弱时, 这两个因子都不能对 NCSR 产生有效的强迫作用。但这一分类中仍有部分个例有较大的降水异常, 可见对于这一类年, NCSR 可能受其他因子的调控。

第四类为 Niño3 指数与  $I_{AEAT}$  均强且异号的年(图 8g、h), 仅 6 个个例, 而 NCSR 与 Niño3 指数和  $I_{AEAT}$  的相关系数分别为 -0.88 和 0.83, 都达到 95% 的信度水平。此时 Niño3 指数和  $I_{AEAT}$  都可为 NCSR 的预测提供信息, 且强迫效果相同、相互叠加, 从而使得两者与 NCSR 的相关系数都达到了较高的数值。但这类情况的个例较少, 将不利于建立稳定的统计模型。

第五类为 Niño3 指数与  $I_{AEAT}$  均强且同号的年(图 8i、j)。此时共有 11 个个例, NCSR 与两个预报因子的相关系数分别为 0.38 和 0.55, 均未能达到 95% 的信度水平。可能的原因是对于这些年, Niño3 指数与  $I_{AEAT}$  都有较大的强迫效果, 但由于两个因子的作用相反、相互抵消, 使得实际 NCSR 的预测更加复杂。

### 5.2 条件 TSD 模型的建立、检验与比较

根据以上分析, 本文按照预报因子的强度提出不同的预报方案(图 6): 方案一, 对于强 Niño3 指数而弱  $I_{AEAT}$  的年, 仅使用 Niño3 指数作为预报因子; 方案二, 对于 Niño3 指数弱  $I_{AEAT}$  强的年, 仅使用  $I_{AEAT}$  作为预报因子; 方案三, 其他三种类型情况较为复杂, 各有其不利建模的问题, 固将这些类型归为一类, 使用 Niño3 指数和  $I_{AEAT}$  两个预报因子。根据 1951~1990 年的观测数据, 建立条件 TSD 降尺度统计模型的年际部分:

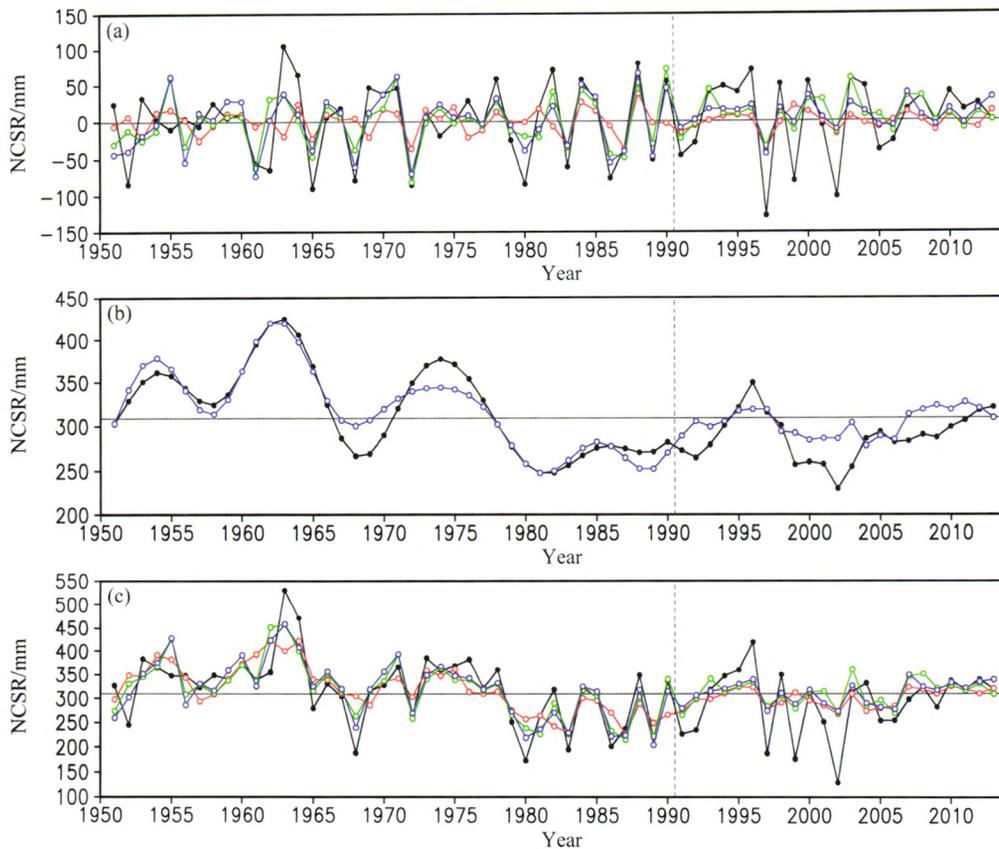


图 5 (a) NCSR 年际部分时间序列 (黑色为观测, 红色为使用 Niño3 指数模型, 绿色为 Niño3 指数与  $I_{AEAT}$  指数模型, 蓝色为条件 TSD 模型), 模型拟合阶段为 1951~1990 年, 独立检验阶段为 1991~2013 年, 单位: mm。(b) 同 (a), 但为年代际部分时间序列。(c) 同 (a), 但为总降水时间序列  
Fig. 5 (a) Time series of the interannual components of NCSR from observations (black), the model with only Niño3 index (red), the model with Niño3 index and AEATI (green), and the conditional TSD model (blue), the training period is 1951–1990 and the independent validation period is 1991–2013. Units: mm. (b) As (a), but for the interdecadal components. (c) As (a), but for the total precipitation

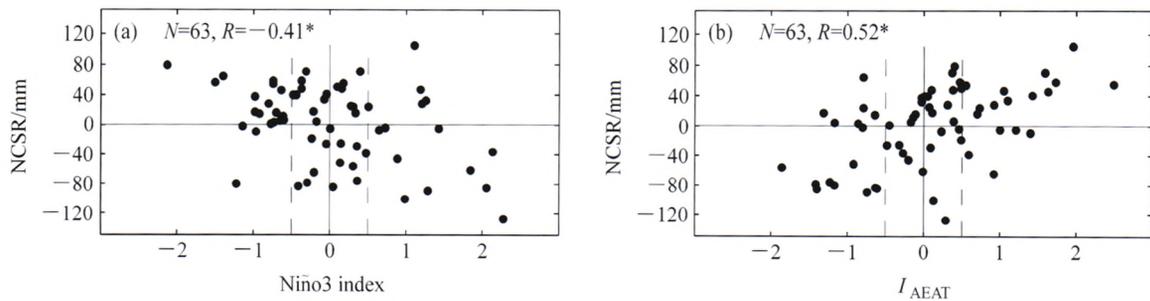


图 6 NCSR (单位: mm) 与标准化的 (a) Niño3 指数和 (b)  $I_{AEAT}$  年际部分的散点图。N 为个例次数, R 为相关系数, 星号表示达到 95% 信度水平  
Fig. 6 Scatter plots of interannual components of NCSR (units: mm) and standardized (a) Niño3 指数 and (b)  $I_{AEAT}$ . N is the case number and R is the correlation coefficient (\* indicates statistically correlation at the 95% confidence level)

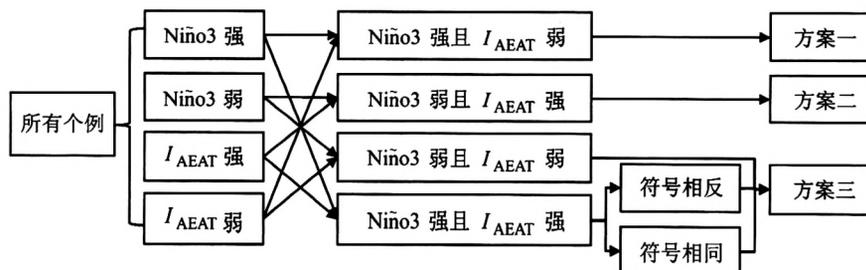


图 7 条件降尺度模型示意图

Fig. 7 Schematic diagram of the conditional statistical downscaling model

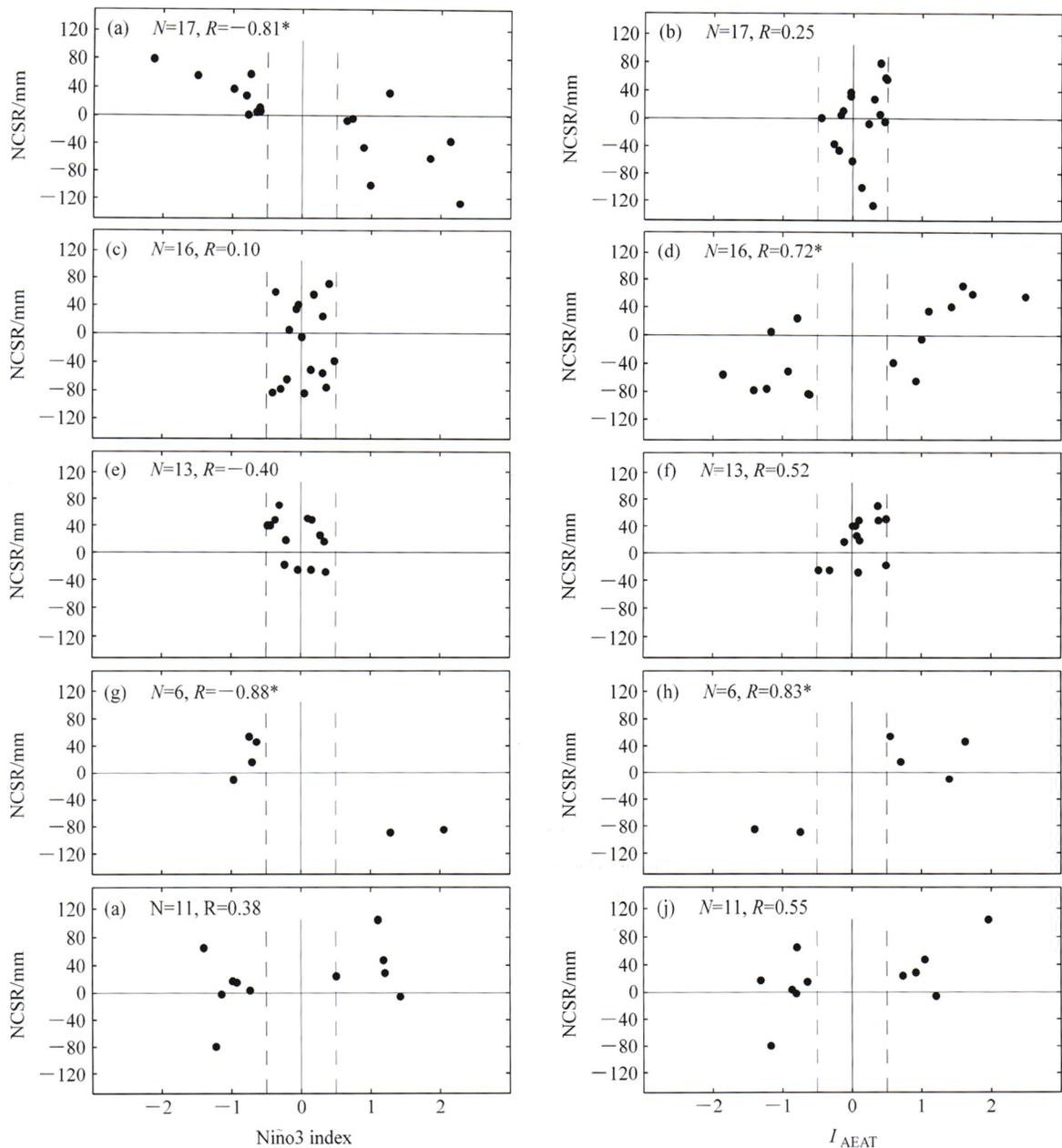


图 8 同图 6, 但为 (a)、(b) Niño3 指数强而 AEATI 弱年, (c)、(d) Niño3 指数弱而 AEATI 强年, (e)、(f) Niño3 指数弱 AEATI 也弱年, (g)、(h) Niño3 指数强 AEATI 也强且反号年, (i)、(j) Niño3 指数强 AEATI 也强且同号年

Fig. 8 As Fig. 6, but for (a, b) years of strong Niño3 index and weak AEATI, (c, d) years of weak Niño3 index and strong AEATI, (e, f) years of weak Niño3 index and weak AEATI, (g, h) years of strong Niño3 index and strong AEATI with opposite phases, and (i, j) years of strong Niño3 index and AEATI with the same phase

$A_{Niño3}$  和  $A_{AEATI}$  均为标准化的预报因子年际分量。具体进行预报时, 根据当年 6 月观测的  $A_{Niño3}$  和  $A_{AEATI}$  的强度, 来选择相应预报方程。

利用 1991~2013 年的观测数据对模型进行独立检验, 结果显示 (图 5 和表 3), 相对于二元回归模型, 条件 TSD 统计降尺度模型使华北汛期降水的预测技巧得到进一步的提升, 年际分量的相关系数

和符号一致率分别从 0.73 和 83% 提高到 0.81 和 87%。对于总降水的预测, 条件模型将相关系数从 0.66 提高为 0.77, RMSE 从 56.9 mm 降低到 54.6 mm, 符号一致率从 78% 提高到 87%。可见, 利用条件 TSD 降尺度模型, 根据逐年的预报因子特点来选择合适的预报方程, 优于直接的多元线性回归模型。

## 6 总结与讨论

本文对 TSD 模型的年际部分进行了改进, 找到了一个新的影响华北汛期降水的前期预报因子, 6 月 AEAT。该因子可以在北大西洋强迫产生海温三极子结构, 由于海洋的记忆性较强, 三极子可将大气信号持续至 7~8 月, 并对下游欧亚大陆产生强迫作用, 调控贝加尔湖低压系统的发展, 从而进一步影响华北降水。在此过程中, 北大西洋海温三极子结构充当了海洋桥的作用 (李建平等, 2013)。而 AEAT 的强迫作用表明, 在北半球夏季, 北大西洋的异常信号也可传递到下游地区, 影响局地气候的发展。因此在做夏季东亚短期气候预测时应考虑 AEAT 的作用。

利用 Niño3 指数和  $I_{AEAT}$  两个指数, 本文进一步提出了条件降尺度模型的概念。按照预报因子的强度, 将多年观测分成若干类, 对于每种类型针对性的建立各自的统计模型。进行实际预测时, 按照当年预报因子的强度选择相应的预报模型, 这样就能根据实际情况选择最优的方案, 并能避免信息较弱预报因子的干扰。在模型的独立检验过程中, 条件降尺度模型的预报效果也优于直接的线性回归模型。

也应注意到, 虽然条件 TSD 降尺度模型在大多数年份做出了较好的华北汛期降水预测, 但在某些极端年份, 如 1995 年、1996 年、1997 年、1999 年和 2002 年, 统计模型的预测在降水距平大小上仍有偏差。这表明极端事件与一般事件有不同的特征, 而本模型的不同预报方程都是基于线性回归模型, 这可能是造成这些年份降水预报较差的原因。另外对于 ENSO 和 AEAT 指数都偏弱的年份, 条件 TSD 模型未能提出很好的预报方案。对于这些年份是否还有其他预报因子影响华北降水, 将是下一步的工作。

### 参考文献 (References)

- Fowler H J, Blenkinsop S, Tebaldi C. 2007. Linking climate change modelling to impacts studies: Recent advances in downscaling techniques for hydrological modelling [J]. *Int. J. Climatol.*, 27 (12): 1547–1578.
- García-Bustamante E, González-Rouco J, Navarro J, et al. 2012. North Atlantic atmospheric circulation and surface wind in the northeast of the Iberian Peninsula: Uncertainty and long term downscaled variability [J]. *Climate Dyn.*, 38 (1–2): 141–160.
- Giorgi F, Mearns L O. 1991. Approaches to the simulation of regional climate change: A review [J]. *Rev. Geophys.*, 29(2): 191–216.
- Guo Y, Li J P, Li Y. 2011. Statistically downscaled summer rainfall over the middle–lower reaches of the Yangtze River [J]. *Atmos. Oceanic Sci. Lett.*, 4 (4): 191–198.
- Guo Y, Li J P, Li Y. 2012. A time-scale decomposition approach to statistically downscale summer rainfall over North China [J]. *J. Climate*, 25 (2): 572–591.
- 黄荣辉, 陈际龙, 黄刚, 等. 2006. 中国东部夏季降水的准两年周期振荡及其成因 [J]. *大气科学*, 30 (4): 545–560. Huang Ronghui, Chen Jilong, Huang Gang, et al. 2006. The quasi-biennial oscillation of summer monsoon rainfall in China and its cause [J]. *Chinese Journal of Atmospheric Sciences (in Chinese)*, 30 (4): 545–560.
- Hewitson B C, Crane R G. 2006. Consensus between GCM climate change projections with empirical downscaling: Precipitation downscaling over South Africa [J]. *Int. J. Climatol.*, 26 (10): 1315–1337.
- Kalnay E, Kanamitsu M, Kistler R, et al. 1996. The NCEP/NCAR 40-year reanalysis project [J]. *Bull. Amer. Meteor. Soc.*, 77 (3): 437–471.
- Li J P, Zeng Q C. 2002. A unified monsoon index [J]. *Geophys. Res. Lett.*, 29 (8): 115-1–115-4.
- Li J P, Zeng Q C. 2003. A new monsoon index and the geographical distribution of the global monsoons [J]. *Adv. Atmos. Sci.*, 20 (2): 299–302.
- Li J P, Wang J X L. 2003. A new North Atlantic oscillation index and its variability [J]. *Adv. Atmos. Sci.*, 20 (5): 661–676.
- 李建平, 任荣彩, 齐义泉, 等. 2013. 亚洲区域海—陆—气相互作用对全球和亚洲气候变化的作用研究进展 [J]. *大气科学*, 37 (2): 518–538. Li Jianping, Ren Rongcai, Qi Yiquan, et al. 2013. Progress in air–land–sea interactions in Asia and their role in global and Asian climate change [J]. *Chinese Journal of Atmospheric Sciences (in Chinese)*, 37 (2): 518–538.
- Li Y, Smith I. 2009. A statistical downscaling model for southern Australia winter rainfall [J]. *J. Climate*, 22 (5): 1142–1158.
- Liu Z F, Xu Z X, Charles S P, et al. 2011. Evaluation of two statistical downscaling models for daily precipitation over an arid basin in China [J]. *Int. J. Climatol.*, 31 (13): 2006–2020.
- 陆日宇. 2002. 华北汛期降水量变化中年际和年际尺度的分离 [J]. *大气科学*, 26 (5): 611–624. Lu Riyu. 2002. Separation of interannual and interdecadal variations of rainfall in North China [J]. *Chinese Journal of Atmospheric Sciences (in Chinese)*, 26(5): 611–624.
- Nan S L, Li J P, Yuan X J, et al. 2009. Boreal spring Southern Hemisphere annular mode, Indian Ocean sea surface temperature, and East Asian summer monsoon [J]. *J. Geophys. Res.*, 114 (D2): D2103.
- Nicholas R E, Battisti D S. 2012. Empirical downscaling of high-resolution regional precipitation from large-scale reanalysis fields [J]. *J. Appl. Meteor. Climatol.*, 51 (1): 100–114.
- Pan L L. 2005. Observed positive feedback between the NAO and the North Atlantic SSTA tripole [J]. *Geophys. Res. Lett.*, 32 (6): L06707.
- Rayner N A, Parker D E, Horton E, et al. 2003. Global analyses of sea surface temperature, sea ice, and night marine air temperature since the late nineteenth century [J]. *J. Geophys. Res.*, 108 (D14): 4407.
- Sauter T, Venema V. 2011. Natural three-dimensional predictor domains

- for statistical precipitation downscaling [J]. *J. Climate*, 24 (23): 6132–6145.
- Wu Z W, Wang B, Li J P, et al. 2009. An empirical seasonal prediction model of the East Asian summer monsoon using ENSO and NAO [J]. *J. Geophys. Res.*, 114 (D18): D18120.
- Wu Z W, Li J P, Jiang Z H, et al. 2012. Possible effects of the North Atlantic Oscillation on the strengthening relationship between the East Asian summer monsoon and ENSO [J]. *Int. J. Climatol.*, 32 (5): 794–800.
- Xia J, Zhang L, Liu C M, et al. 2007. Towards better water security in North China [J]. *Water Resour. Manage.*, 21 (1): 233–247.
- Yarnal B, Comrie A C, Frakes B, et al. 2001. Developments and prospects in synoptic climatology [J]. *Int. J. Climatol.*, 21 (15): 1923–1950.
- 赵声蓉, 宋正山. 1999. 华北汛期旱涝与中高纬大气环流异常 [J]. *高原气象*, 18 (4): 535–540. Zhao Shengrong, Song Zhengshan. 1999. Floods and droughts in northern China and general circulation anomalies over middle and high latitudes [J]. *Plateau Meteor. (in Chinese)*, 18(4): 535–540.
- 郑非, 李建平. 2013. 前冬南半球环状模对春季华南降水的影响及其机理 [J]. *地球物理学报*, 55 (11): 3542–3557. Zheng Fei, Li Jianping. 2012. Impact of preceding boreal winter Southern Hemisphere annular mode on spring precipitation over South China and related mechanism [J]. *Chinese J. Geophys. (in Chinese)*, 55 (11): 3542–3557.