第15卷第1期 2019年1月 气候变化研究进展 CLIMATE CHANGE RESEARCH Vol. 15 No. 1 January 2019

doi:10.12006/j.issn.1673-1719.2018.004

伍丽泉, 李清泉, 丁一汇, 等. BCC_CSM1.1气候模式年代际试验对北极涛动季节回报能力的初步评估 [J]. 气候变化研究进展, 2019, 15 (1): 1-11

Wu L Q, Li Q Q, Ding Y H, *et al.* Preliminary assessment on the seasonal hindcast skill of the Arctic Oscillation with decadal experiment by BCC_CSM1.1 climate model [J]. Climate Change Research, 2019, 15 (1): 1-11

BCC_CSM1.1 气候模式年代际试验对北极涛动 季节回报能力的初步评估

伍丽泉^{1,2},李清泉^{1,2},丁一汇²,王黎娟¹,辛晓歌²,魏

 1 南京信息工程大学气象灾害教育部重点实验室/气候与环境变化国际合作 联合实验室/气象灾害预报预警与评估协同创新中心,南京 210044;
2 国家气候中心 中国气象局气候研究开放实验室,北京 100081;
3 中国气象局国家气象信息中心,北京 100081

摘 要:本文基于国家气候中心气候系统模式 BCC_CSM1.1 自 1960—2004 年每年起报的年代际预测试验结果,初步评 估了该模式对北极涛动 (AO)的预报技巧。同时,把该模式年代际预测结果与历史试验模拟比较,分析了气候模式初 始化对年代际试验预测季节尺度 AO 及其年际变化的贡献。结果表明,年代际试验和历史试验均能反映出 AO 模态是 北半球中高纬大气变率第一模态的特征,其中年代际预测试验回报的 AO 模态与观测的空间相关系数高于历史试验。 两组试验基本能再现 AO 指数冬季最强、夏季最弱的特征。与历史试验相比,年代际预测试验回报月和冬季 AO 指数 与观测的相关系数更高,特别是年代际试验与观测的月 AO 指数相关系数达到了 0.1 的显著性水平。年代际试验回报月、 春季 AO 指数的变化周期更接近观测结果。因此,年代际试验中初始状态使用海温资料进行初始化,在一定程度上可 以提高 AO 的回报能力。

关键词: BCC_CSM1.1; 气候模式; 年代际; 北极涛动 (AO); 季节回报

引 言

近百年来北半球显著增温,其中气候变暖最 明显的是北极,其增暖是全球平均增暖的2倍以 上^[1]。北极涛动(AO)是北半球热带外行星尺度 大气变率的首要模态,即北极地区与中纬度大气 质量呈跷跷板变化^[2]。AO的活动中心覆盖了整个 极区,与欧亚大陆的地表气温的耦合作用较强^[2], 对中纬度风暴强度、高纬度阻塞形势和寒潮爆发 均有调制作用^[3]。AO 对中国冬季气候以及极端天 气事件有重要影响,也是反映气候变化的强信号。 一方面 AO 与冬季东亚气温有密切联系,当 AO 为正位相时,极区冷空气对中国北方地区影响不 大,我国大部偏暖^[4-5]。另一方面,AO 指数极端 异常时,会显著影响中国冬季最高、最低气温^[6]。 龚道溢等^[4]指出,年代际尺度上AO 对冬季气温、 降水均有显著影响。此外,AO 还会对东亚地区 其他季节的气候产生影响^[7-8]。因此,将AO 作为 研究对象,有助于理解中纬度地区(包括中国) 的气候变化机制。

耦合模式是描述气候系统中各圈层相互作用 和人类活动造成影响的客观工具,也是研究 AO

收稿日期: 2018-01-12;修回日期: 2018-04-13

资助项目: 国家自然科学基金项目 (41790471); 国家重点基础研究发展计划 (2016YFA0602200, 2012CB955203, 2013CB430202)

作者简介: 伍丽泉, 女, 硕士研究生; 王黎娟(通信作者), 女, 教授, wljfw@163.com

2

现象和预测其变率的有效工具。气候模式能否真 实再现 AO 模态及其气候影响,是其能否开展 AO 机制研究的必要基础。同时, AO 作为北半球热 带外大气低频变化第一模态,是评估模式模拟性 能的重要内容之一。基于国际耦合模式比较计划 的历史模拟试验研究表明,气候模式能够模拟出 AO 模态的主要特征, 但对 AO 分布在北大西洋 和北太平洋活动中心强度的模拟存在明显的偏差, 夸大了后者的强度,甚至强于前者^[9-13]。已有的 研究表明,气候模式季节预测系统对冬季 AO 的 时空特征及其气候异常具有较高的预报技巧[14-15]。 冬季, AO 的季节预测能为欧亚区域气候预测提 供有用的信息,从而拓展新的气候服务。然而, 政府制定规划往往需要时间尺度比季节更长的预 测。Dunstone 等^[16] 使用英国气象局的年代际气候 预测系统,提前一年预测出北大西洋涛动(NAO) 的时空特征。NAO 与 AO 有很多相似之处, 甚至 有学者认为 NAO 是 AO 在北大西洋的局地表现^[17]。

为了更好地评估和改进气候模式,国际耦合 模式比较计划第五阶段(CMIP5)增加了耦合模 式的年代际预测试验,其输出结果有利于预估未 来气候变化^[18]。以往的研究多是利用历史试验的 结果评估模式对 AO 模拟效果^[11-13]。本文利用中 国气象局国家气候中心参加 CMIP5 的气候系统模 式 BCC_CSM1.1 年代际试验输出结果,评估该模 式对 AO 回报能力,并利用气候模式年代际试验 第 1 年的预测结果探索季节尺度 AO 及其年际变 化的可预报性。此外,本文还采用了该模式历史 试验的结果,以便了解模式初始化对 AO 回报能 力的影响,为未来的气候预估以及模式发展完善 提供依据。

1 模式、资料和方法

1.1 BCC_CSM1.1 模式

BCC_CSM1.1 模式是全球气候耦合模式,包含大气、海洋、陆面、海冰模式分量。其中大气模式为BCC_AGCM2.1,水平分辨率约2.8°×2.8°,垂直方向有26层^[19]。海洋模式为MOM4_L40,

水平分辨率 1°, 经向上热带地区加密为 (1/3)°, 垂直分为 40 层^[20]。陆面模式为 BCC_AVIM1.0, 是大气、植被、土壤互相作用的模式。海冰模式 SIS 水平分辨率也为 1°×1°, 垂直方向包含 1 层 积雪和 2 层海冰。耦合模式的详细情况可以参见 文献 [21]。

1.2 资料

BCC_CSM1.1 模式开展的 CMIP5 试验具体 介绍可参见文献 [22]。其中,历史试验是以工业 革命前控制试验为基础,取不同初始场在 1850— 2012 年进行积分,仅考虑了外强迫的影响,没有 考虑初始化方案。年代际预测试验的初始化使用 了美国简单海洋资料同化(SODA)的全球月平 均海温再分析资料^[23]。初始化方案是将模拟的海 温向 SODA 海温资料逼近,恢复时间是 1 d。年 代际试验将 BCC_CSM1.1 模式在观测外强迫资料 的驱动下对 1960—2004 年期间的每年起始进行 10 年的模拟,共 3 个样本。年代际和历史试验所 采用的强迫场由 CMIP5 统一提供,包括温室气体、 气溶胶、臭氧、太阳常数和碳排放^[22]。

为评估模式回报性能,使用 1961—2005 年的 HadSLP2(r)的海平面气压 (SLP)资料^[24],其水 平分辨率是 5.0°×5.0°。为便于讨论,在与模式结 果相对比时,将该资料简称为观测资料。由于观 测资料与模式资料水平分辨率不同,故使用双线 性插值将其统一插值到水平分辨率为 2.5°×2.5° 的规则网格上。

1.3 方法

本文定义 AO 为北半球热带外(20°N 以北) 逐月海平面气压(SLP)距平场面积加权后进行 经验正交函数(EOF)分解得到的第一模态^[25]。 参考美国国家气候预报中心(CPC)关于 AO 指 数的计算方法,把逐月 SLP 距平场投影到 AO 模 态并进行标准化处理得到 AO 指数。在 EOF 分 解前,随纬度变化对 SLP 距平场做面积加权。将 AO 模态表示为 SLP 距平场对 AO 指数的回归系 数,以便比较其振幅强度。 1 期

由于初始化导致年代际预测中产生了系统 误差,即模式气候态与观测相比存在偏移,这 将影响对模式回报能力评估^[26-29]。因此本文采 用世界气候研究计划(WCRP)推荐的方法, 通过对回报结果计算距平去除气候偏移^[28-29]。 BCC CSM1.1 模式年代际预测试验的起报时间 为1960—2004年每年的9月1日、11月1日、 次年1月1日,每年3个样本,每个样本积分10 年。例如,试验从1960年起报时,3个样本分别 从1960年9月1日和11月1日、1961年1月1 日起报。根据 CMIP5 试验统一规定, BCC 模式 3 个样本统一存储 1961 年 1 月至 1970 年 12 月的回 报结果。试验从其他年份起报时,以此类推。为 避免随机初值的影响,采用年代际和历史试验中 3个不同起始时刻样本,集合平均之后的结果。 根据预测时效对回报数据重新排列,选取预测起 始时刻之后第1年的输出结果,作为提前1年的 预测结果。将每年起报、提前1年的预测结果连 接起来,构成1961年1月—2005年12月的长序列。 定义前一年12月至当年2月为当年的冬季。由于 没有 1960 年 12 月的输出结果,因此舍弃了 1961 年冬季。第一个冬季 (DJF) 取为 1961 年 12 月一 1962年2月, 春季 (MAM)、夏季 (JJA) 和秋 季 (SON) 依次为 3-5 月、6-8 月、9-11 月。 每个季节有44年的数据。为了与各个季节相对应, 逐月的回报序列是 1961 年 12 月—2005 年 11 月。 此外,还采用相关分析、谱分析、滑动 T 检验以 及 EOF 分析等统计方法。

2 结果分析

2.1 AO 的基本模态

AO 模态是评估气候模式回报能力的重要内容之一。对观测、年代际和历史试验逐月北半球热带外 SLP 距平场进行 EOF 分析得到第一模态(EOF1,图1)。由图1(a)可以看到,观测的AO模态共有3个活动中心。图1(a)中观测的负极区覆盖整个北极,呈偶极结构,一极位于格陵兰岛东南部,另一极则偏向于欧亚大陆,位于乌拉尔

山脉附近,强度达-1.5 hPa。一个正极区中心在 北大西洋,并向欧洲延伸;另一正极区则分布在 北太平洋地区,强度为1hPa以上,但比北大西 洋的活动中心强度弱,整体呈现环状模的结构特 征。观测的 AO 模态与 Thompson 等^[2-3] 得到结果 一致。年代际(图1b)和历史试验(图1c)均能 基本再现北极地区与观测范围和强度相当的负极 区,也对环状模有一定的预报技巧。两组试验回 报的北太平洋正距平中心均强于北大西洋地区。 但年代际试验回报的北大西洋正中心强于历史试 验,而北太平洋正中心比历史试验弱。因此, 进行初始化的年代际试验在一定程度上能够改变 AO中高纬度正活动中心的强度,与观测更加接近。 模式与观测的偏差不受 AO 定义方式的影响,例 如使用1000 hPa 位势高度计算得到的 AO 模态(图 略)也有正距平中心强度的偏差。以往的一些研 究^[9-10] 也发现气候模式往往夸大冬季 AO 模态中 位于北太平洋的正值区, 且强度强于北大西洋的 活动中心。Gong 等^[13]认为这种误差是由于模式 高估了实际 AO 与北太平洋 SLP 主导模态 (NPM) 之间的微弱联系造成,这一偏差可以通过线性回 归去除 AO 指数中 NPM 变率进行订正。但这种偏 差订正仅是统计方法,并没有改善气候模式。

BCC_CSM1.1 模式的年代际和历史试验均能 反映出 AO 模态是北半球中高纬大气年际变率的 第一模态。观测 AO 模态的解释方差为 20.8%, 年代际和历史试验的 AO 解释方差都比观测偏高, 但与历史试验(25.0%)相比,年代际试验结果 (23.8%)更接近观测。另外,计算年代际试验 AO 空间模态与观测的空间相关系数为 0.84,也 略高于历史试验 AO 模态与观测的空间相关系数 (0.81),二者均达到 0.05 的显著性水平。

综上所述,对于北半球热带外 SLP 距平场 EOF1 的模拟,与历史试验比较,年代际试验与 观测更接近。

2.2 AO 指数的基本特征

图 2 是观测与年代际和历史试验模拟的四季 AO 指数。很明显,模式与观测一致, AO 指数在



-2 -1 0 1 2 SLP 距平 /hPa

图 1 1962—2005 年北半球热带外 SLP 距平的 EOF 分解第一模态 Fig. 1 The leading EOF mode of extra-tropical SLP (sea level pressure) anomalies in the Northern Hemisphere during 1962–2005 in observation (a), decadal experiment (b) and historical experiment (c)

冬季最强,其次是春季和秋季,夏季最弱。且观 测显示,1962—2005年冬季 AO 指数有明显增强 趋势,且在 20 世纪 80 年代中期有从负位相向正 位相的显著年代际转换(图 2a)。进一步对 AO 指 数进行滑动 T 检验(图 3),发现观测的冬季 AO 指数在 1986年出现年代际突变(图 3a),并且观 测的秋季 AO 指数在 1994年有从正位相向负位相 的年代际突变(图 3d),但是年代际和历史试验都 没能再现冬季和秋季 AO 指数的这个观测特征(图 2 和图 3)。朱献等^[30]也指出 28 个 CMIP5 模式的 历史试验都没能模拟出冬季 AO 指数从负位相向 正位相的年代际转变特征。

表1给出了观测及年代际和历史试验模拟的 四季标准化 AO 指数的线性趋势。观测的冬、春、 夏季 AO 指数呈上升趋势,只有冬季 AO 指数通 过了 0.05 的显著性检验,历史试验模拟的冬季 AO 指数亦呈上升趋势(0.14 (10a)⁻¹),但比观测 结果弱,年代际试验回报的冬季 AO 指数与观测 趋势相反。年代际试验和历史试验回报的春、夏 季 AO 指数呈明显上升趋势,且比观测强。观测 的秋季 AO 指数趋势为 0,而年代际试验回报和 历史试验模拟的上升趋势明显。 1 期

伍丽泉,等: BCC CSM1.1 气候模式年代际试验对北极涛动季节回报能力的初步评估



Fig. 2 Seasonal AO indices during 1962–2005 in observation (a–d), decadal experiment (e–h) and historical experiment (i–l) (The four columns from left to right mean winter, spring, summer and autumn. The black lines indicate 9-year running means)

表 1 1962—2005 年观测、年代际和历史试验的四季 AO 指数的线性趋势

Table 1 Linear trend of seasonal AO indices during 1962–2005 in observation, decadal experiment and historical experiment

			(10a)
时段	观测	年代际试验	历史试验
冬季	0.25**	-0.10	0.14
春季	0.01	0.14	0.12
夏季	0.03	0.25**	0.14
秋季	-0.00	0.17	0.25**

注: ** 表示通过 0.05 的显著性检验。

为进一步分析年代际和历史试验对月和四季 AO 指数年际变率的回报能力,分别计算了模拟 与观测 AO 指数的相关系数(表 2)。由表 2 可见, 年代际试验回报的月 AO 指数与观测的相关系数 (去趋势前、后均为 0.08)通过了 0.1 的显著性 检验,明显高于历史试验的月 AO 指数与观测的 相关系数(去趋势前、后分别为 -0.01 和 -0.02)。 AO 在冬季信号最强,而在其他 3 个季节较弱。 对于冬季 AO 指数,年代际试验模拟与观测的相 关系数在去趋势前、后分别为 0.20 和 0.23,也明 显好于历史试验的结果(去趋势前、后分别为 0.03 和 -0.04)。因此,年代际试验对月、冬季 AO 指 数有一定预报技巧。年代际和历史试验模拟春季、 夏季和秋季的 AO 指数都不理想,与观测 AO 指 数甚至在夏季出现负相关关系。但在秋季,年代 际试验结果好于历史试验结果,年代际试验回报 的 AO 指数与观测的相关系数为正相关(0.07), 而历史试验为负相关(-0.14)。表 2 分别计算了 回报与观测的已去除线性趋势的 AO 指数的相关

气候变化研究进展 2019年 6 冬季 春季 夏季 秋季 (a) (b) (c) (d) 4 2 滑动统计量 0 观测 -2 -4 (f) (g) (h) (e) 4 2 滑动统计量 年代际 0 试验 -2 -4(j) (k) (1) (i) 4 2 骨动统计量 历史 0 试验 -2 -41970 1980 1990 2000 年 1970 1980 1990 2000 年 1970 1980 1990 2000 年 1970 1980 1990 2000 年 注:黑虚线为0.05显著性水平临界值。



Fig. 3 The moving *T*-test of seasonal AO indices during 1962–2005 in observation (a–d), decadal experiment (e–h) and historical experiment (i–l) (The four columns from left to right mean winter, spring, summer and autumn. The black bashed lines show significant at the 0.05 level)

表 2 1962—2005 年年代际和历史试验模拟的月及四季 AO 指数与观测的相关系数 Table 2 Correlation coefficients of monthly and seasonal AO indices during 1962–2005 between decadal experiment and historical experiments and observations

时段	年代际试验原始序列	年代际试验去趋势后	历史试验原始序列	历史试验去趋势后
月	0.08*	0.08*	-0.01	-0.02
冬季	0.20	0.23	0.03	-0.04
春季	0.01	0.01	0.07	0.07
夏季	-0.18	-0.20	-0.12	-0.13
秋季	0.07	0.08	-0.14	-0.15

注:*表示通过0.1的显著性检验。

系数, 以避免线性趋势的影响。结果发现, 除了 历史试验的冬季 AO 指数与观测的相关系数在去 趋势前、后由正值(0.03)变为负值(-0.04)外, 其他相关系数没有明显变化。 此外,表3给出了观测和回报的不同季节 AO 指数的相关系数。结果发现,观测的 AO 指数, 除了春 – 夏为负相关 (-0.10),其他季节均呈正 相关。其中,观测的 AO 指数冬 – 夏、秋 – 冬有 1 期

表 3 1962—2005 年观测和模拟的不同季节 AO 指数的相关 系数

Table 3 Correlation coefficients between different seasonal AO indices during 1962–2005 from observation and simulations

时段	观测	年代际试验	历史试验	
冬-春	0.23	0.18	0.01	
冬-夏	0.36**	-0.05	-0.06	
秋-冬	0.33**	-0.06	0.32**	
春-夏	-0.10	0.17	0.05	
秋-春	0.08	0.33**	-0.08	
夏-秋	0.14	0.14	0.29**	

注: ** 表示通过 0.05 的显著性检验。

显著相关性,相关系数分别是 0.36 和 0.33。只 有历史试验对 AO 指数秋 - 冬的持续性有一定的 模拟能力,相关系数为 0.32,通过 0.05 的显著 性检验。与观测结果比较,年代际试验回报抓住 了 AO 指数冬 - 春、秋 - 春,以及夏 - 秋的正 相关关系,且明显好于历史试验模拟结果。Sun 等^[14]的研究也表明,在当前的数值模式中,海 表面温度 (SST),特别是热带太平洋 SST 的变 率是季节气候预测的主要因子。在本研究中,与 模式历史试验相比,年代际预测试验考虑了海洋 初始化,海洋初值更接近于观测结果,模式预测 的海温也更加接近观测。因此,年代际预测有助 于改进 AO 的预测,进而提高 AO 不同季节间关 系的预测能力。

2.3 AO 指数的变率

表4给出了观测及年代际试验回报和历史试 验模拟的四季 AO 指数的方差。由表4可见,观 测中冬季 AO 指数变率最强,春、秋季次之,夏 季最弱。年代际试验和历史试验都能抓住这个 特征,但模式回报的冬季变率强度比观测弱, 其他季节模拟的变率均比观测强。因此,BCC_ CSM1.1模式低估了冬季 AO 指数的变化、高估了 其他季节的变化。与历史试验相比,年代际试验 改进了模式对冬季和夏季 AO 变率的模拟能力, 回报与观测的 AO 指数方差比分别增加 5% 和减 少 43%,但春季和秋季没有改善。

表 4 1962—2005 年观测、年代际和历史试验的四季 AO 指数方差

Table 4 Variance of seasonal AO indices during 1962–2005 from observation, decadal experiment and historical experiment

时段	观测	年代际试验	历史试验
冬季	1.44	0.88 (61%)	0.81 (56%)
春季	0.37	0.71 (192%)	0.54 (146%)
夏季	0.07	0.13 (186%)	0.16 (229%)
秋季	0.27	0.36 (134%)	0.36 (134%)

注: 括号内的百分数表示模拟与观测的方差百分比。

为了考察不同试验对 AO 周期性变率的再现 能力,计算了观测和模拟的月及四季 AO 指数功 率谱(图4和图5)。在功率谱计算前,AO 指数 均已去除线性趋势。如图4所示,观测的月 AO





Fig. 4 Smoothed power spectra for monthly AO index during 1962–2005 derived from observation (a), decadal experiment (b) and historical experiment (c)

气候变化研究进展

2019年



图 5 1962-2005 年四季 AO 指数的功率谱

Fig. 5 Smoothed power spectra for seasonal AO indices during 1962–2005 derived from observation (a-d), decadal experiment (e-h) and historical experiment (i-l)

指数的2个峰值周期分别为13个月和5个月,均 通过了 0.1 的显著性水平。这与左金清等^[31]给出 的峰值周期为12个月和6个月一致。这意味着 AO 指数具有半年和1年左右的短周期振荡。年 代际和历史试验基本再现了观测 AO 的半年周期 变化,但是仅年代际试验对1年周期有一定表现 能力,只通过了红噪声信度检验。各个季节 AO 指数的功率谱分析如图 5 所示。观测的冬季 AO 指数有2~3年的短周期变化,在年代际尺度上 有11年的变化周期,通过红噪声信度检验。模拟 结果均呈现4~5年的短周期,无明显长周期变 化。观测的春季 AO 指数有明显的 4~5 年短周期, 无长周期振荡特征。两组试验能抓住春季 AO 指 数短周期变化特征,但历史试验出现虚假的9~10 年长振荡周期。夏季,观测和模拟的 AO 指数没 有明显周期特征。秋季,历史试验能大致反映观 测的 AO 指数 4 年左右的短周期,年代际试验则 呈现出观测 AO 指数的 11 年长周期。总的来看, 年代际试验对 AO 周期变化的回报能力比历史试 验模拟能力好。

3 结论与讨论

本文利用中国气象局国家气候中心 BCC_ CSM1.1 模式参加 CMIP5 计划的年代际试验和历 史试验结果以及 HadSLP2(r) 的海平面气压资料, 着重评估了该模式年代际试验对 AO 模态和指数 的回报能力,并分析了模式初始化对年代际预测 的影响,主要结论如下。

(1) 年代际试验和历史试验都能在北半球热带 外模拟出 AO, AO 空间模态与观测的空间相关系 数均达到 0.05 的显著性水平,年代际试验(0.84) 略好于历史试验(0.81);观测 AO 模态能解释 SLP 变化总方差的 20.8%,与历史试验(25.0%) 相比,年代际试验结果(23.8%)更接近观测。

(2)两组试验都能抓住观测 AO 指数在冬季最 强、春季和秋季次之、夏季最弱的特征,但模拟 的 AO 指数冬季偏强,其他季节偏弱。观测的冬 季和秋季 AO 指数分别在 1986 年和 1994 年发生 了年代际突变,并且观测的冬季 AO 指数呈现显 著的上升趋势,但是年代际和历史试验都没能很 好地再现这些观测特征。年代际试验与观测的月 AO 指数相关系数明显高于历史试验的月 AO 指 数与观测的相关系数。年代际试验与观测的冬季 AO 指数相关系数也明显好于历史试验的结果。 因此,年代际试验对月、冬季 AO 指数有一定预 报技巧。

(3) 观测的 AO 指数,除了春 – 夏为负相关, 其他不同季节均呈正相关。其中,观测的 AO 指数 冬 – 夏、秋 – 冬有显著相关性,相关系数分别为0.36 和0.33。年代际试验回报抓住了 AO 指数冬 – 春、 秋 – 春和夏 – 秋的正相关关系,且明显好于历史 试验模拟结果。两个试验都低估了冬季 AO 指数的 变率、高估了其他季节的变率。与历史试验相比, 年代际试验对冬季和夏季 AO 指数变率的回报能力 较好,但春季和秋季没有改善。

(4) 观测的月 AO 指数具有半年和1年左右的 周期振荡,年代际和历史试验基本再现了观测 AO 的半年周期变化,但是仅年代际试验对1年周期 有一定再现能力。两组试验抓住了春季观测 AO 指 数4~5年周期的年际变化,但没能抓住冬季观 测 AO 指数2~3年周期的年际变化和 AO 年周期 的年代际变化。秋季,历史试验能大致反映观测的 AO 指数4年左右的短周期,年代际试验则呈现出 观测 AO 指数的11年长周期。

综上所述,与历史试验结果相比,年代际试验使用 SODA 的海温再分析资料进行初始化,在

一定程度上改进了 AO 模态以及 AO 指数的年际 和年代际变率的回报能力。历史试验仅考虑了外 强迫的影响,没有考虑初始化方案,年代际试验 考虑了海洋初始化,将模拟的海温向观测海温资 料逼近,有更为准确的海洋初值。Jadin^[32]指出, AO 的外部生成机制可以用北太平洋 SST 偶极子 的年际变化对平稳行星波的热激发来解释。本文 的研究也表明,由于采用了海洋初始化方案,在 观测的海温强迫下,年代际试验对 AO 变率的预 报技巧较历史试验有所提高。但仍存在不足之处, 如 BCC CSM1.1 模式模拟的 AO 模态正距平在北 太平洋均强于北大西洋地区。年代际预测试验采 用的海洋初始化方案对 AO 模态和变率的预报技 巧有所提高,但对 AO 长期趋势预测没有贡献。 为此,在未来的年代际预测试验中,将通过改进 海洋初始化方案以及引入大气的初始化,进一步 提高气候模式对 AO 的预测技巧。

参考文献

- Cohen J, Screen J A, Furtado J C, *et al.* Recent Arctic amplification and extreme mid-latitude weather [J]. Nature Geoscience, 2014, 7 (9): 627-637
- [2] Thompson D W J, Wallace J M. The Arctic Oscillation signature in the wintertime geopotential height and temperature fields [J]. Geophysical Research Letters, 1998, 25 (9): 1297-1300
- [3] Thompson D W, Wallace J M. Regional climate impacts of the Northern Hemisphere annular mode [J]. Science, 2001, 293: 85-89
- [4] 龚道溢,王绍武.近百年北极涛动对中国冬季气候的影响[J]. 地理 学报,2003,58(4):559-568
- [5] 梁苏洁,丁一汇,赵南,等.近50年中国大陆冬季气温和区域环流的年代际变化研究[J].大气科学,2014,38 (5):974-992
- [6] 所玲玲,黄嘉佑,谭本馗.北极涛动对我国冬季同期极端气温的影响研究[J].热带气象学报,2008,24(2):163-168
- [7] 琚建华,吕俊梅,任菊章.北极涛动年代际变化对华北地区干旱化的影响[J].高原气象,2006,25(1):74-81
- [8] He S P, Gao Y Q, Li F, et al. Impact of Arctic Oscillation on the East Asian climate: a review[J]. Earth-Science Reviews, 2017, 164: 48-62
- [9] Miller R L, Schmidt G A, Shindell D T. Forced annular variations in the 20th century Intergovernmental Panel on Climate Change Fourth Assessment Report models [J]. Journal of Geophysical Research Atmospheres, 2006, 111, D18101
- [10] 辛晓歌,周天军,宇如聪.气候系统模式对北极涛动的模拟[J].地 球物理学报,2008,51(2):337-351
- [11] Cattiaux J, Cassou C. Opposite CMIP3/CMIP5 trends in the wintertime

1期

Northern Annular Mode explained by combined local sea ice and remote tropical influences [J]. Geophysical Research Letters, 2013, 40 (14): 3682-3687

- [12] Zuo J Q, Li W J, Ren H L. Representation of the Arctic Oscillation in the CMIP5 models [J]. Advances in Climate Change Research, 2013, 4 (4): 242-249
- [13] Gong H N, Wang L, Chen W, et al. Biases of the wintertime Arctic Oscillation in CMIP5 models[J]. Environmental Research Letters, 2017, 12, 014001
- [14] Sun J, Ahn J. Dynamical seasonal predictability of the Arctic Oscillation using a CGCM [J]. International Journal of Climatology, 2015, 35 (7): 1342-1353
- [15] Stockdale T N, Molteni F, Ferranti L. Atmospheric initial conditions and the predictability of the Arctic Oscillation [J]. Geophysical Research Letters, 2015, 42 (4): 1173-1179
- [16] Dunstone N, Smith D, Scaife A, et al. Skilful predictions of the winter North Atlantic Oscillation one year ahead [J]. Nature Geoscience, 2016, 9 (11): 809-814
- [17] Ambaum M, Hoskins B J, Stephenson D B. Arctic Oscillation or North Atlantic Oscillation? [J]. Journal of Climate , 2001, 14 (16): 3495-3507
- [18] Taylor K E, Stouffer R J, Meehl G A. An overview of CMIP5 and the experiment design [J]. Bulletin of the American Meteorological Society, 2012, 93 (4): 485-498
- [19] Wu T W, Yu R C, Zhang F, et al. The Beijing Climate Center atmospheric general circulation model: description and its performance for the present day climate [J]. Climate Dynamics, 2010, 34 (1): 123-147
- [20] LI Q Q, Tan J, Wang L N, et al. Simulation of the natural distribution of carbon and nutrients in the ocean based on the global ocean carbon cycle model MOM4_L40 [J]. Chinese Journal of Geophysics, 2015, 58 (1): 1-19
- [21] Wu T W, Li W P, Ji J J, et al. Global carbon budgets simulated by the Beijing Climate Center climate system model for the last century [J].

Journal of Geophysical Research Atmospheres, 2013, 118 (10): 4326-4347

- [22] 辛晓歌,吴统文,张洁.BCC 气候系统模式开展的 CMIP5 试验介绍 [J]. 气候变化研究进展,2012,8 (5): 378-382
- [23] Carton J A, Giese B S. A reanalysis of ocean climate using Simple Ocean Data Assimilation (SODA) [J]. Monthly Weather Review, 2008, 136: 2999-3017
- [24] Allan R, Ansell T. A new globally complete monthly historical gridded mean sea level pressure dataset (HadSLP2): 1850–2004 [J]. Journal of Climate, 2006, 19: 5816-5842
- [25] Thompson D W J, Wallace J M. Annular modes in the extratropical circulation. Part I month-to-month variability [J]. Journal of Climate, 2000, 13: 1000-1016
- [26] García-Serrano J, Doblas-Reyes F J. On the assessment of near-surface global temperature and North Atlantic multi-decadal variability in the ensembles decadal hindcast [J]. Climate Dynamics, 2012, 39: 2025-2040
- [27] Goddard L, Kumar A, Solomon A, *et al.* A verification framework for interannual-to-decadal predictions experiments [J]. Climate Dynamics, 2013, 40: 245-272
- [28] Wei M, Li Q Q, Xin X G, et al. Improved decadal climate prediction in the North Atlantic using EnOI-assimilated initial condition [J]. Science Bulletin, 2017, 62: 1142-1147
- [29] Xin X G, Gao F, Wei M, et al. Decadal prediction skill of BCC-CSM1.1 model in East Asia [J]. International journal of Climatology, 2018, 38: 584-592
- [30] 朱献,董文杰,郭彦. CMIP3 及 CMIP5 模式对冬季和春季北极涛 动变率模拟的比较 [J]. 气候变化研究进展, 2013, 9 (3): 165-172
- [31] 左金清, 李维京, 任宏利. CMIP5 模式对北极涛动的模拟评估 [J]. 气候变化研究进展, 2013, 9 (3): 157-164
- [32] Jadin E A. Arctic Oscillation and interannual variations of the sea surface temperature in the Atlantic and Pacific [J]. Russian Meteorology and Hydrology, 2001, 18: 28-40

Preliminary assessment on the seasonal hindcast skill of the Arctic Oscillation with decadal experiment by BCC CSM1.1 climate model

WU Li-Quan^{1, 2}, LI Qing-Quan^{1, 2}, DING Yi-Hui², WANG Li-Juan¹, XIN Xiao-Ge², WEI Min³

1 Key Laboratory of Meteorological Disaster, Ministry of Education/Joint International Research Laboratory of Climate and Environment Change/Collaborative Innovation Center on Forecast and Evaluation of Meteorological Disasters, Nanjing University of Information Science & Technology (NUIST), Nanjing 210044,

China; 2 Laboratory for Climate Studies, National Climate Center, China Meteorological Administration,

Beijing 100081, China; 3 National Meteorological Information Center, China Meteorological Administration,

Beijing 100081, China

Abstract: This study assesses projection skill of Arctic Oscillation (AO) in initialized decadal experiment with the Beijing Climate Center Climate System Model (BCC_CSM1.1). As compared with the observations and uninitialized historical experiment, the contribution of climate model initialization to predict the seasonal scale AO and its interannual variations is estimated. Results show that the spatial correlation coefficient of AO mode, which depicts the dominant mode of the extra-tropical atmospheric variability, simulated by the decadal experiment is higher than that in the historical experiment. The two groups of experiments can basically reproduce the characteristics of the strongest winter AO index and the weakest summer index. Compared with historical experiment, the correlation coefficient of the monthly and winter AO index is higher in the decadal experiment. In particular, the correlation coefficient of the monthly AO index between the decadal simulations and the observation reached 0.1 significant level. Furthermore, the periodicity of the monthly and spring AO index are achieved only in the decadal experiment. Hence, the hindcast skill of AO is robust when the initial state is initialized by sea surface temperature data.

Keywords: BCC_CSM1.1; Climate model; Decadal; Arctic Oscillation (AO); Seasonal hindcast

1期