

李娇,任国玉,任玉玉,等. 辽宁地区夏季高温极值预测模型[J]. 气象与环境学报, 2012, 28(6): 50-57.

LI Jiao, REN Guo-yu, REN Yu-yu et al. Prediction models of summer extreme high temperature in Liaoning province [J]. Journal of Meteorology and Environment 2012, 28(6): 50-57.

辽宁地区夏季高温极值预测模型

李娇^{1,2,3} 任国玉² 任玉玉² 沈志超^{1,2} 孙秀宝^{1,2}

(1. 南京信息工程大学大气科学学院, 江苏 南京 210044; 2. 中国气象局气候研究开放实验室, 国家气候中心, 北京 100081; 3. 铁岭市气象局, 辽宁 铁岭 112000)

摘要: 利用 1957—2006 年辽宁地区夏季 23 个站极端最高气温资料和国家气候中心气候监测室的 74 项环流特征量资料, 应用 EOF 方法对高温极值样本进行分解, 研究辽宁极端高温的时空分布规律。结果表明: 第一特征向量表现为区域整体一致的特征, 中心区位于辽西北、辽北, 第二、三特征向量空间分布表现为东西部反位相和南北反位相的特征。普查前 3 个时间系数与前期环流指数的相关关系, 认为前 3 个时间系数的显著影响因子是不同的。采用 CSC 准则确定最优预测因子, 分别建立各时间系数的回归统计模型, 并对高温极值历史拟合序列进行回报检验和预测检验。回报结果表明, 各站历史拟合率均保持在一定水平, 但拟合率在辽西地区较差。各年历史拟合率极不均衡, 多数年份较为稳定, 但个别年份拟合率较低。未来 3 a 试验性预测效果逐年下降, 模型对未来 1 a 预测能力较好, 可以作为业务预测的参考。

关键词: 高温极值; EOF; 环流指数; 最优子集回归; 统计模型; 气候预测; 辽宁

中图分类号: P468.0+21 **文献标识码:** A **文章编号:** 1673-503X(2012)06-0050-08

引言

在全球气候变暖的背景下, 极端天气气候事件的频率和强度变化, 以及由其引发的气象灾害损失变化, 引起广泛关注。对于极端温度事件, 中国已有很多研究。这些工作主要侧重于分析极端温度事件的年代际和趋势变化规律^[1-5], 以及采用气候模式对未来可能的极端温度事件变化进行预估^[6-9]。也有一些研究着重从大气环流、海温异常角度探讨极端温度事件发生原因^[10-14]。孙建奇等^[10]分析了中国极端高温事件 (EHE) 与 500 hPa 高度场和 850 hPa 风场的相关关系。雷杨娜等^[12]对中国夏季高温日数的前 3 个模态与 500 hPa 高度场和海温因子进行诊断研究。邹瑾等^[14]对中国山东夏季极端高温年代际变化、异常空间分布、时间演变特征与赤道东太平洋海温异常的关系进行探讨。但从极端气温事件预测角度开展诊断分析的工作比较少, 针对辽宁地区开展夏季极端高温年际异常诊断分析工作未见报道。

本文从气候预测角度来研究辽宁省夏季极端高温事件。辽宁地处中国东北南部, 夏季气温和降水异常往往引起不同程度的负面影响。尤其是在大中城市区域, 由于地面气温不断升高, 夏季极端高温正在成为影响城市水资源、能源和电力供应以及市民日常生活的新的气象灾害。

短期气候预测的物理模型已有很多研究^[15-17]。

本文拟采用最优子集回归方法^[18-22], 选取相关性较好的前期环流指数因子, 建立相关因子最优子集回归模型, 对研究区夏季高温极值进行预测; 利用实测资料, 对预测高温极值进行回报和预测检验评价。

1 资料与方法

1.1 资料来源

使用国家气象信息中心整编的中国 756 个基本、基准站均一化地面气温数据集资料。由于建站年代不同, 同时个别站点存在间断点, 本文规定 1957 年为起始年, 并删除新民等 4 个观测记录有间断的台站序列。选取的 23 个气象站均匀分布于辽宁 (图 1), 资料完整性、连续性和均一性较好。大气环流特征量资料来源于国家气候中心气候监测室。

1.2 方法

以 1957—2006 年 23 个气象站历年 (夏季) 出现的高温极值为样本进行 EOF 分解, 选取与时间系数相关性较好的前期环流指数因子, 采用 CSC 准则确定最优子集作为预测方程, 并对高温极值进行历史拟合回报检验。由于特征向量具有稳定性, 将预测获取的前 3 个时间系数与对应特征向量进行重建, 得到 2007—2009 年高温极值, 最后利用实测资料对

收稿日期: 2012-01-06; 修订日期: 2012-02-13。

基金项目: 国家“十一五”科技支撑项目 (2007BAC29B02) 和国家公益性行业专项 (201206024) 共同资助。

作者简介: 李娇, 女, 1986 年生, 在读硕士研究生, 主要从事气候预测与气候变化研究, E-mail: lijiaostu@163.com。

通信作者: 任国玉, E-mail: guoyoo@cma.gov.cn。

预测结果进行检验评价。

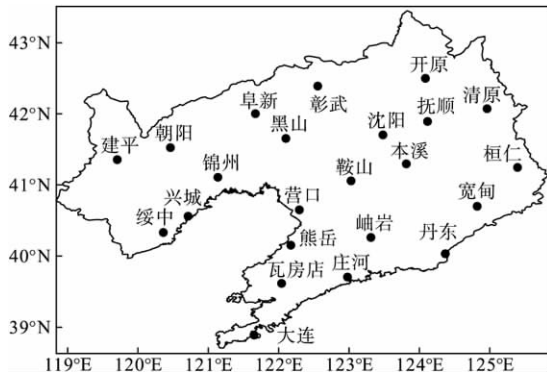


图 1 选用的辽宁省 23 个气象站点分布

Fig. 1 The distributions of selected 23 weather stations in Liaoning province

1. 2. 1 经验正交函数分解

经验正交函数分解^[23]是把原变量场分解为正交函数的线性组合,构成为数很少的互不相关典型模态,代替原始变量场,每个典型模态均含有尽量多的原始场信息。假设某个由 m 个空间点 n 次观测构成的气候变量场 X_{m×n},看作是 p 个空间特征向量和对应时间权重系数的线性组合:

X_{m×n} = V_{m×p}T_{p×n} (1)

式(1)中 T 为时间系数;V 为空间特征向量。这一过程将变量场的主要信息集中由几个典型特征向量表现出来。通过显著性检验的前几项特征向量,最大限度地表征了某一区域气候变量场的变率分布结构,特征向量所对应的时间系数代表了这一区域由特征向量所表征分布型的时间变化特征。

1. 2. 2 最优子集回归与 CSC 评分准则

最优子集回归^[23]是从自变量所有可能子集中以某种准则确定出一个最优回归方程的方法。在所有可能子集回归方程中,效果最好(以 CSC 达到最大为准则)的一个子集回归称为最优子集回归。CSC 准则是针对气候预测特点提出的一种考虑数量和趋势预测效果的双评分准则。旨在使预测模型拟合精度更好,趋势更准确。

设 k 为任一子集回归中的自变量个数,CSC_k 定义:

CSC_k = S₁ + S₂ (2)

式(2)中 S₁ 为数量评分,用来评定具体测量数据与模型预测值之差,即:

S₁ = nR² (3)

式(3)中 R 为复相关系数。

式(2)中 S₂ 为趋势评分,用最小判别信息统计表示:

S₂ = 2I = 2[∑_{i=1}^I ∑_{j=1}^I n_{ij}lnn_{ij} + nlnn - (∑_{i=1}^I n_i

lnn_i + ∑_{j=1}^I n_jlnn_j)] (4)

式(4)中 I 为预报趋势类别数;n_{ij} 为 i 类事件 j 类估计事件列联表的个数。

2 高温极值的 EOF 分解

对 1957—2006 年辽宁 23 个气象站极端高温序列进行 EOF 分析表明,第一特征向量的方差贡献最大,为 63.3%,第二、第三特征向量方差贡献分别为 8% 和 6%,其他特征向量方差贡献逐渐减小;前 3 个主要模态的累计方差贡献为 77.8% (表 1),基本反

表 1 高温极值的前 3 个 EOF 的方差贡献

Table 1 Variance contribution of first three EOF components of extreme high temperature

序号	特征值	方差贡献	累计方差贡献
1	14.56615	0.63331	0.63331
2	1.94054	0.08437	0.71768
3	1.40868	0.06125	0.77893

映高温极值的总体分布特征,因此选取前 3 个方差贡献较大的特征向量对应的时间系数进行预测。

第一特征向量(图 2a)表现为区域整体一致的分布,反映了辽宁夏季极端高温年际和年代际尺度变异的主要空间特征。第一特征向量场空间分布均为正值,表明尽管辽宁地形多样,但由于同属于温带大陆性季风气候,极端高温变化具有较好的空间一致性。大值中心位于辽西北和辽北,向南、向东依次递减。载荷量大值区即为夏季高温频发的地区。

第一时间系数(PC1)年代际变化及线性趋势如图 2b 所示。第一时间系数变幅最大,介于 -7 ~ 11 之间。PC1 越大,辽西北和辽北高温越强;反之亦然。总体来看,第一特征向量时间系数略呈波动性上升趋势,线性增加速率为 0.3/10 a。20 世纪 60—80 年代,第一特征向量时间系数的波动较平稳,从 90 年代中期开始,其振幅逐渐增大,波动频繁。20 世纪 90 年代末辽宁西北部和北部地区开始处于一个夏季高温频发的年代际背景中。

第二、第三特征向量的分布特征反映了高温极值分布的经向和纬向地带性(图 3a 和图 4a)。第二特征向量空间分布表现为西部和东部反位相的特征,主要受到海拔高度的影响。第三特征向量等值线分布呈现南北反位相分布型,可见是受到地理纬度的影响。高温极值的空间分布特征与贾燕^[24]基于 EOF 分析的辽宁省极端高温空间分布的研究相一致。

第二时间系数(PC2)波动幅度略小(图 3b),为

-3.708 ~ 2.99。总体来看,PC2 略呈波动性下降趋势,线性递减率为 0.13/10 a,减少的趋势变化较为平

缓。第三时间系数(PC3)波动幅度最小(图 4b),为 -2.542 ~ 1.871,线性增加率为 0.326/10 a。

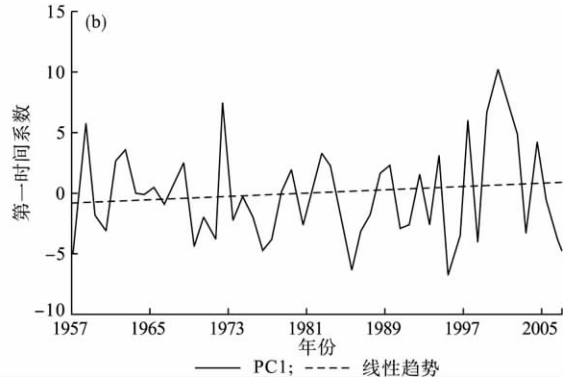
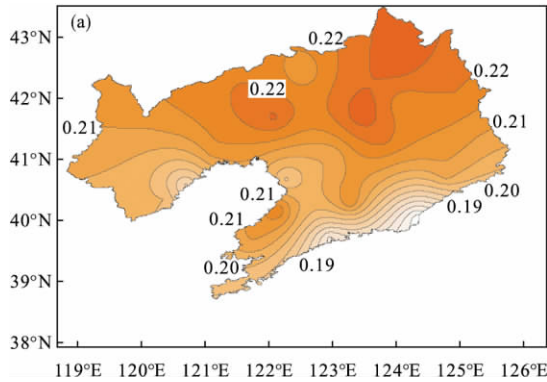


图 2 辽宁夏季高温极值场 EOF 第一特征向量的空间分布 (a) 和时间系数 (b)

Fig. 2 The spatial distribution of the first EOF vector of summer extreme high temperature (a) and its time coefficient (b) in Liaoning province

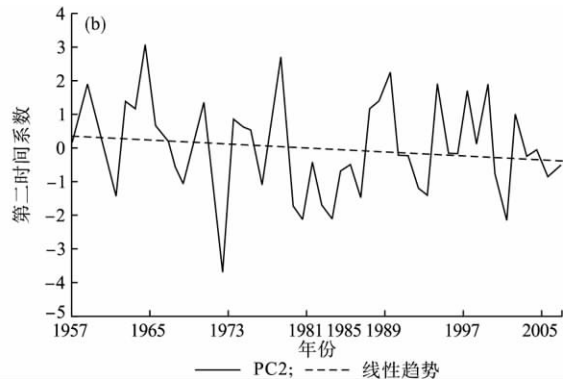
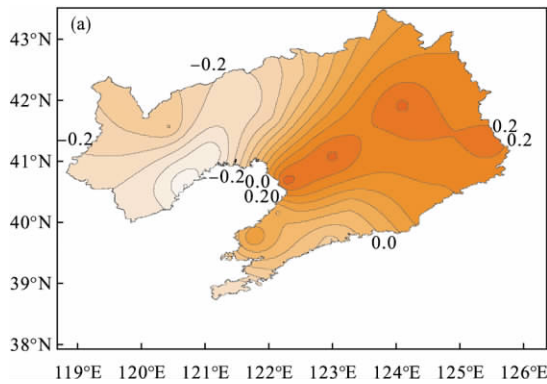


图 3 辽宁夏季高温极值场 EOF 第二特征向量空间分布 (a) 和时间系数 (b)

Fig. 3 The spatial distribution of the second EOF vector of summer extreme high temperature (a) and its time coefficient (b) in Liaoning province

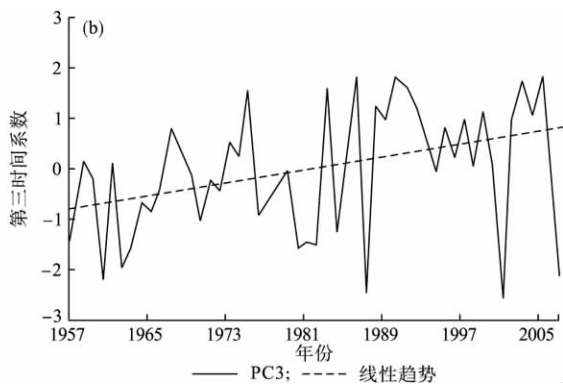
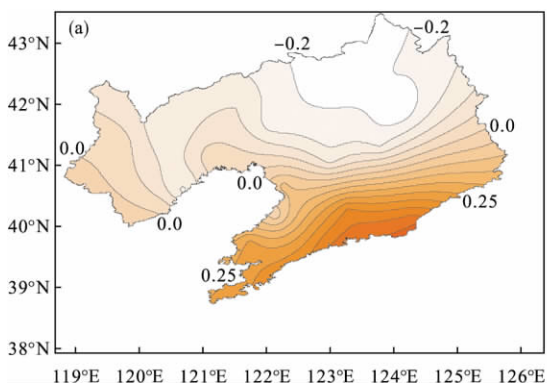


图 4 辽宁夏季高温极值场 EOF 第三特征向量空间分布 (a) 和时间系数 (b)

Fig. 4 The spatial distribution of the third EOF vector of summer extreme high temperature (a) and its time coefficient (b) in Liaoning province

3 环流因子预测模型

气象要素不仅有其自身震荡性变化,还受其他各种物理因子的影响。影响辽宁夏季高温的因素很多,如大气环流、海温、极冰和太阳活动等。预测夏季高温,必须考虑因子的多元性。采用 74 项环流指

数作为候选预测因子,包括大气环流特征指数因子和大气外强迫源因子两类。环流指数所处时段为上年 1 月至当年 2 月。提取夏季高温极值前 3 个特征向量的时间系数,初步筛选与其相关性较好的环流因子,然后根据是否具有物理意义进一步筛选预测因子。采用最优子集回归方法,建立时间系数预测

方程,最后与特征向量合成要素场。

3.1 前期影响因子的提取

通过普查各时间系数与上年1—12月和当年1—2月74项环流指数的相关系数(共 $74 \times 14 \times 3 = 3108$ 项),初选预测因子。经计算, $\alpha = 0.01$ 相关系数显著性检验临界值为0.361, $\alpha = 0.001$ 相关系数

显著性检验临界值为0.451。选取因子的标准为相关系数绝对值大于0.4(通过了 $\alpha = 0.01$ 的显著性检验),初选因子共计22个。根据是否具有物理意义,最终有18个因子入选。表2列出了与前3个时间系数相关性通过显著性检验且具有物理意义的环流因子。

表2 显著影响中国辽宁夏季高温极值时间系数(前3个)的环流因子

Table 2 The first three circulation indices influencing significantly time coefficient of summer extreme high temperature in Liaoning province

项目	月份	序号	环流特征量	相关系数	α
PC1	上一年7月	47	太平洋区极涡面积指数(2区,150°E—120°W)	-0.424	0.01
	上一年7月	55	北半球极涡强度指数(5区0°—360°)	-0.433	
	上一年7月	52	太平洋区极涡强度指数(2区,150°E—120°W)	-0.438	
	上一年8月	51	亚洲区极涡强度指数(1区,60°—150°E)	-0.412	
	上一年10月	25	北非—大西洋—北美副热带高压脊线(110°W—60°E)	0.464	
	上一年10月	24	北非副热带高压脊线(20°W—60°E)	0.404	
	上一年12月	67	中国青藏高原(25°—35°N,80°—100°E)	0.459	
	上一年12月	68	中国青藏高原(30°—40°N,75°—105°E)	0.502	
	上一年12月	46	亚洲区极涡面积指数(1区,60°—150°E)	-0.473	
	当年2月	24	北非副热带高压脊线(20°W—60°E)	0.462	
PC2	上一年9月	67	中国青藏高原(25°—35°N,80°—100°E)	0.425	0.01
	上一年9月	68	中国青藏高原(30°—40°N,75°—105°E)	0.453	
	上一年11月	67	中国青藏高原(25°—35°N,80°—100°E)	0.415	
PC3	上一年2月	41	大西洋副热带高压北界(55°W—25°W)	-0.402	0.01
	上一年3月	34	北半球副热带高压北界(5°E—360°)	-0.443	
	上一年7月	38	西太平洋副热带高压北界(110°—150°E)	-0.429	
	当年1月	28	东太平洋副热带高压脊线(175°—115°W)	-0.405	
	当年1月	39	东太平洋副热带高压北界(175°—115°W)	-0.461	

PC1 主要受到三类环流因子的影响,包括5个极涡特征值,3个副热带高压相关特征值,2个青藏高原的区域高度特征值。总体来讲,该要素场与上一年冬季影响因子相关程度更为密切。从与极涡指数的相关来看,它与极涡中心位置、中心强度相关不大,与极涡面积、强度相关较好。可见,夏季强高温受到前期极地冷空气扩散范围大小与强度的影响,也与极涡边缘变化较为密切,与极涡中心变化无明显相关。相关程度以前年冬季亚洲区极涡强度指数最大,为-0.473(通过了 $\alpha = 0.001$ 的显著性检验)。由表2可见,上一年太平洋区极涡面积越大、亚洲区、太平洋区、北半球极涡强度越强,上一年12月亚洲区极涡面积越大,则当年夏季PC1越小。结合第一特征向量场分布特征,当年夏季辽西北、辽北越不易出现强高温。从显著影响的副热带高压特征值来看,夏季高温极值与横跨东、西半球的北非—大西洋—北美副热带高压脊线和北非副热带高压脊线因子前期相关较好。袭祝香^[25]在吉林夏季低温预测因子研究中,认为前一年秋冬季副热带高压面积大有利于吉林夏季气温高。本文则得出夏季高温与副

热带高压脊线密切相关,选取的因子不同或许是由地域差异和资料不同(该文以夏季平均气温为研究对象)所造成。可见,上一年10月北非—大西洋—北美副热带高压脊线和北非脊线平均位置越偏北,当年2月北非副热带高压脊线平均位置越偏北,夏季中国辽西北、辽北高温极值越大。中国青藏高原是北半球最高、最大的高原,位于中国西部,对中国东部地区天气气候具有明显影响。上一年12月青藏高原500 hPa平均位势高度值越大,当年夏季辽西北、辽北高温越强。从相关程度来看,青藏高原(30°—40°N,75°—105°E)因子对辽西北、辽北高温的影响最大,可见较高纬度上的青藏高原高度场指数对辽宁的影响更大。

PC2 主要受青藏高原高度场的影响。杨青^[26]研究了东北夏季气温与青藏高原指数的同期相关,发现青藏高原指数高,东北夏季气温高,且该指数与辽宁东部的关系密切。这也印证了青藏高原因子对第二模态的显著影响。由表2可见,两者的前期相关较好,上一年秋季青藏高原500 hPa平均位势高度越大,当年夏季高温区主要出现在东部,西部高温减

弱,这对辽西高温预测具有指示意义。

PC3 主要受前期副热带高压北界以及副热带高压位置指数的影响。前期副热带高压北界越偏南,副热带高压脊线平均位置越偏南,当年的夏季高温区也偏南。可见前 3 个时间系数的显著影响因子是不同的,识别出这些前期环流因子对预测夏季高温极值的分布类型具有指示意义。

3.2 影响机制

已有研究多为讨论同期因子对高温事件的影响机制,包括选取高度场因子和大气环流特征指数因子。研究认为^[27],对流层中上层的位势高度异常和低层温度平流是影响地表气温两个最重要的环流因子。孙建奇等^[10]指出,高温事件发生日数与同期上空高度场呈显著正相关,因为正异常位势高度有利于一个地区维持晴好的天气条件,晴朗的天气有利于高温天气形成,同时也为高温极值的出现创造了可能。

极涡和副热带高压是代表冷暖势力的两大环流系统。从大气环流系统主体的地理方位可知,同期影响因子中只有西太平洋副热带高压和亚洲区极涡与本区夏季气温具有直接联系;其他系统只能通过遥相关或大气波列传递间接影响到本区夏季气温。一般情况下,西太平洋副热带高压位置越偏北、强度越强、面积越大,则辽宁夏季越易出现高温;亚洲区极涡强度越弱、面积越小,辽宁夏季高温越强,东北和辽宁的冷夏事件越少。总之,辽宁夏季的气温变化受到各个环流因子相互作用的综合影响,不是单个因子作用的结果。

尽管可以识别出前期环流因子与辽宁夏季极端高温物理量的相关关系,然而其间的机理相当复杂,超出本文分析范围。夏季高温前期影响因子的天气动力学原因有待进一步研究。

3.3 建模和模拟能力

按照表 2 顺序,分别从小到大定义自变量。根据 CSC 评分最大的准则,确定最优子集作为回归方程。前 3 个时间系数的预测方程:

$$y_1 = 20.455 - 0.2x_3 - 0.206x_4 - 0.097x_9 + 1.077x_{10} \quad (5)$$

$$y_2 = -50.269 + 0.039x_1 + 0.032x_3 \quad (6)$$

$$y_3 = 12.479 - 0.064x_1 - 0.134x_2 - 0.187x_3 + 0.125x_4 - 0.318x_5 \quad (7)$$

以 PC1 为例,式(5)中 x_3 、 x_4 、 x_9 和 x_{10} 分别对应太平洋区极涡强度指数、亚洲区极涡强度指数、亚洲区极涡面积指数和北非副热带高压脊线。将选取 4 个因子的实测值代入式(5),可得到高温极值第一时间系数的拟合值。3 个最优子集回归方程的均方根

误差 $RMSE$ 、复相关系数 R 和 F 检验值如表 3 所示,可见时间系数的均方根误差不断减小,复相关系数变化不明显。3 个回归方程的 F 全部通过了显著性水平为 0.01 的 F 检验(表 3)。

表 3 3 个最优子集回归方程的均方根误差 $RMSE$ 和复相关系数 R 及 F 检验

Table 3 $RMSE$, multiple correlation coefficients and F test for three optimum subset regression equations

项目	PC1	PC2	PC3
$RMSE$	2.73	1.21	0.84
R	0.70	0.50	0.71
F	11.53	25.00	22.53

3.3.1 历史拟合回报检验

利用最优子集回归方程对历史各年高温极值进行拟合回报。从图 5a 可以看出,各站历史拟合率均保持在一定水平,可以作为气候预测的参考。各站历史拟合率有小幅波动,绝对误差小于 2°C 的拟合率为 0.82—0.98,平均值为 0.903;绝对误差小于 1°C 的拟合率为 0.40—0.68,平均值为 0.553。从单站来看,拟合率在辽西地区较差。可能是由于辽西地区高温受到本地因素的影响较大,外部因子预测效果不理想,有待结合其他方法进一步改进预测方程。

由图 5b 可见,各年历史拟合率极不均衡,多数年份拟合稳定,绝对误差小于 2°C 的拟合率较高,数值大于 0.8、0.9 的年数分别为 43 a、36 a。但个别年份拟合率较低,有 4 a 绝对误差小于 1°C 的拟合率在 0.3 以下,可能是因为某些影响因子没有引进方程,在特殊年份这些因子起到主要作用。

3.3.2 试验性预测结果检验

图 6 给出了 2007—2009 年辽宁各站高温极值预测值与观测值的绝对误差。从 3 a 平均看,阜新、朝阳、建平和岫岩绝对误差大于 3.0°C ,辽西地区预测准确率较差。逐年来看,2007 年预测效果最好,有 14 个站预测误差在 2°C 以内。以误差小于 2°C 的站点数量作为指标来看,预测效果逐年下降。研究表明,环流因子预测模型对未来 1 a 预测能力较好,可以作为业务预测的参考。此外,如果本文选取的因子范围再广一点,EOF 截断误差再小一点,预测效果可能会更好。

在对高温极值序列进行历史拟合回报和预测检验后,将 1957—2009 年 23 站预测值与观测值作配对样本 t 检验,样本量为 53。从差分 t 检验结果可知,各站双侧 Sig 值为 0.478—0.995,均大于 0.05 (95% 信度检验),因此预测值与观测值差异不显著。

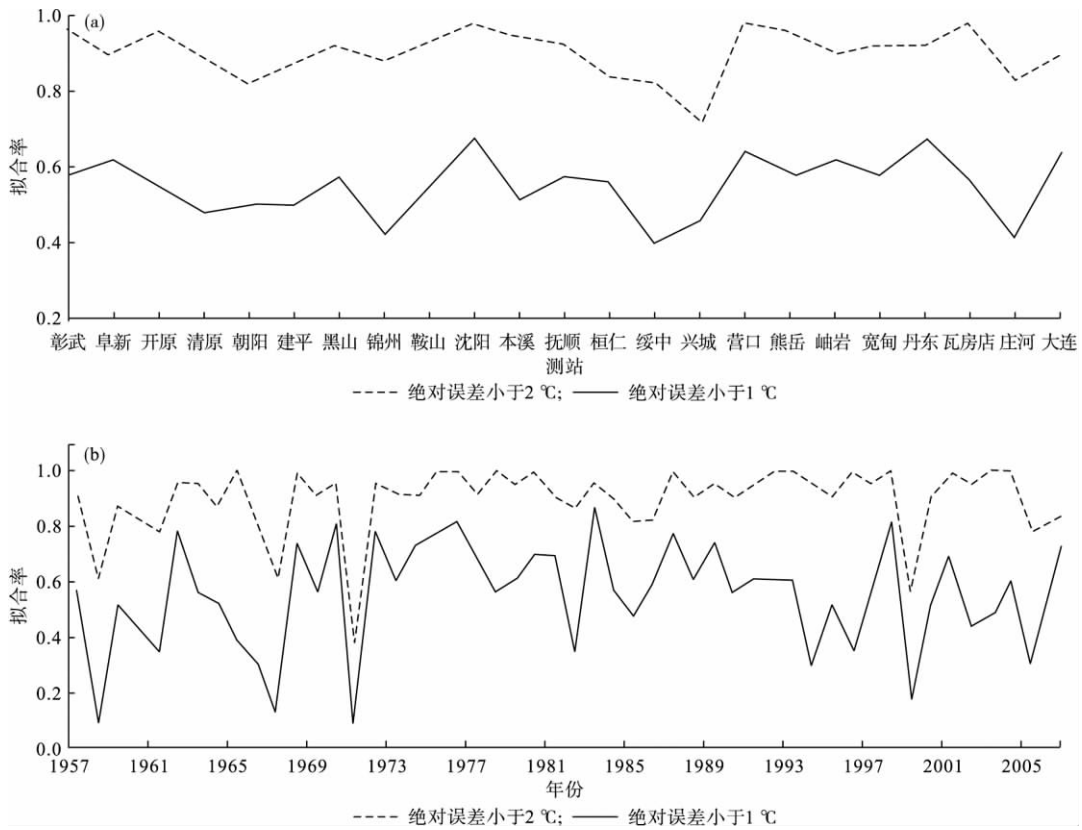


图 5 辽宁夏季高温极值历史回报各站 (a) 和逐年 (b) 拟合率

Fig. 5 The fitting rate of past records of summer extreme high temperature for the 23 weather stations (a) and each year (b) in Liaoning province

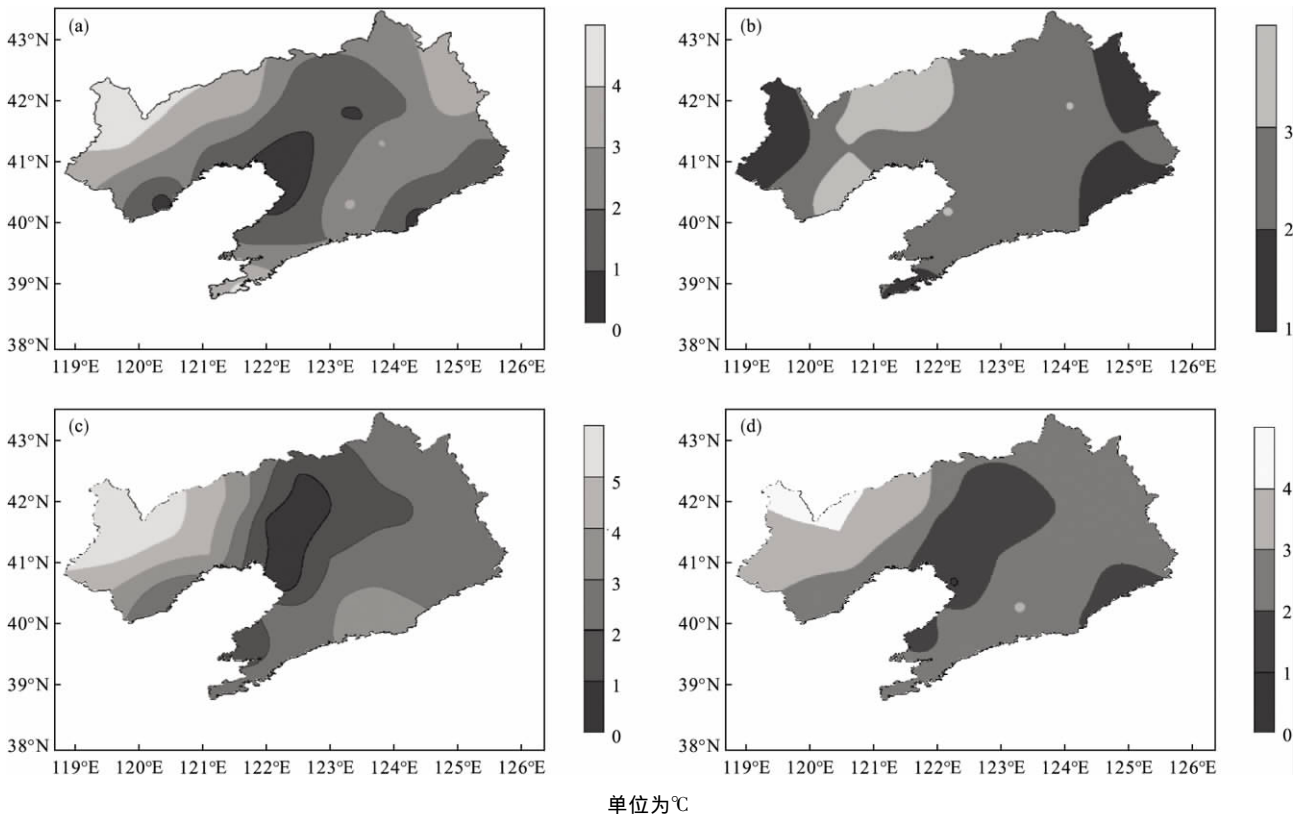


图 6 2007 年 (a)、2008 年 (b) 和 2009 年 (c) 辽宁各站夏季高温预测值绝对误差与 3 a 平均绝对误差 (d)

Fig. 6 The absolute errors of prediction values of summer extreme high temperature in the 23 weather stations of Liaoning province in 2007 (a) 2008 (b) 2009 (c) and their average (d)

4 结论与讨论

(1) 对辽宁夏季高温极值序列进行 EOF 分析, 第一特征向量表现为区域整体一致特征, 中心区位于辽西北、辽北, 反映了极端高温年际和年代际尺度变异的主要空间特征。第二、第三特征向量空间分布表现为东西反位相和南北反位相特征, 主要反映了高温极值的经向和纬向地带性。

(2) PC1 受到三类环流因子的影响, 包括极涡特征值、副热带高压特征值和青藏高原的区域高度特征值; PC2 主要受到青藏高原高度场的影响; PC3 主要受前期副热带高压北界以及副热带高压位置指数的影响。前 3 个时间系数的显著影响因子是不同的, 识别出这些前期环流因子对预测夏季高温极值的分布类型具有指示意义。

(3) 回报结果表明, 各站历史拟合率均保持在一定水平, 但拟合率在辽西地区较差。各年历史拟合极不平衡, 多数年份很稳定, 但个别年份拟合率较低。

(4) 从未来 3 a 试验性预测结果看, 预测效果逐年下降。模型对未来 1 a 预测能力较好, 可以作为业务预测的参考。

参考文献

- [1] 任福民, 翟盘茂. 1951—1990 年中国极端气温变化分析[J]. 大气科学, 1998, 22(2): 217—227.
- [2] 周雅清, 任国玉. 中国大陆 1956—2008 年极端气温事件变化特征分析[J]. 气候与环境研究, 2010, 15(4): 405—417.
- [3] 任国玉, 初子莹, 周雅清, 等. 中国气温变化研究最新进展[J]. 气候与环境研究, 2005, 10(2): 701—716.
- [4] 翟盘茂, 潘晓华. 中国北方近 50 年温度和降水极端事件变化[J]. 地理学报, 2003, 58(增刊): 1—10.
- [5] 黄丹青, 钱永甫. 我国极端温度事件的定义和趋势分析[J]. 中山大学学报, 2008, 47(3): 112—116.
- [6] 张天宇, 程炳岩, 唐红玉, 等. 21 世纪重庆极端气温事件的预估分析[J]. 西南大学学报, 2011, 33(1): 120—127.
- [7] 王冀, 江志红, 丁裕国, 等. 21 世纪中国极端气温指数变化情况预估[J]. 资源科学, 2008, 30(7): 1084—1092.
- [8] 王冀, 江志红, 宋洁, 等. 基于全球模式对中国极端气温指数模拟的评估[J]. 地理学报, 2008, 63(3): 227—236.
- [9] 张勇, 曹丽娟, 许吟隆, 等. 未来我国极端温度事件变化情景分析[J]. 应用气象学报, 2008, 19(6): 655—660.
- [10] 孙建奇, 王会军, 袁薇, 等. 我国极端高温事件的年代际变化及其与大气环流的联系[J]. 气候与环境研究, 2011, 16(2): 199—208.
- [11] 蔡佳熙, 管兆勇, 高庆九, 等. 近 50 年长江中下游地区夏季气温变化与东半球环流异常[J]. 地理学报, 2009, 64(3): 289—302.
- [12] 雷杨娜, 龚道溢, 张自银, 等. 中国夏季高温日数时空变化及其环流背景[J]. 地理研究, 2009, 28(3): 653—662.
- [13] Guan Z, Yamagata T. The unusual summer of 1994 in East Asia: IOD teleconnections[J]. Geophysical Research Letters, 2003, 30(10): 1541—1544.
- [14] 邹瑾, 冯晓云, 胡桂芳, 等. 山东省夏季极端高温异常气候变化特征分析[J]. 气象科技, 2004, 32(3): 182—186.
- [15] 邹陈, 毛炜峰, 吉春容, 等. 用前期月环流指数预测新疆棉区稳定 $\geq 10^{\circ}\text{C}$ 初日[J]. 干旱区研究, 2010, 27(4): 621—627.
- [16] 赵连伟, 金巍, 张运福, 等. 辽宁冬季气温时空分布特征及其预测概念模型[J]. 气象与环境学报, 2009, 25(1): 19—22.
- [17] 汪秀清, 马树庆, 袭祝香, 等. 东北区夏季低温冷害的长期预报方法研究[J]. 灾害学, 2005, 20(1): 36—39.
- [18] 张德宽, 杨贤为, 邹旭恺. 均生函数—最优子集回归在高温极值预测中的应用[J]. 气象, 2003, 29(4): 44—47.
- [19] 李东辉, 于海龙, 郭军军. 利用最优子集回归和均生函数方法预测汛期降水趋势分布[C]//第六届长三角气象科技论坛论文集, 2009.
- [20] 张存杰, 董安祥, 郭慧. 西北地区干旱的 EOF 模型[J]. 应用气象学报, 1999, 10(4): 503—508.
- [21] 时兴合, 秦宁生, 赵冰燕, 等. 最优子集回归在青藏高原冬季降水、气温预报中的应用及改进[J]. 气象科学, 2001, 21(2): 221—229.
- [22] 李玲萍, 尚可政, 钱莉, 等. 最优子集回归在夏季高温极值预报中的应用[J]. 兰州大学学报, 2010, 46(6): 54—58.
- [23] 魏凤英. 现代气候统计诊断与预测技术[M]. 北京: 气象出版社, 2007: 106—107, 244—245.
- [24] 贾燕. 基于 EOF 分析辽宁省极端气温时空分布的研究[J]. 安徽农业科学, 2008, 36(11): 4589—4590, 4620.
- [25] 袭祝香. 吉林省夏季低温的预测因子研究[J]. 自然灾害学报, 2008, 17(2): 156—160.
- [26] 杨青. 东北夏季气温变化特征及其影响因子[D]. 南京: 南京信息工程大学, 2005.
- [27] 孙建奇, 王会军. 东北夏季气温变异的区域差异及其与大气环流和海表温度的关系[J]. 地球物理学报, 2006, 49(3): 662—671.

Prediction models of summer extreme high temperature in Liaoning province

LI Jiao^{1 2 3} REN Guo-yu² REN Yu-yu² SHEN Zhi-chao^{1 2} SUN Xiu-bao^{1 2}

(1. College of Atmospheric Sciences ,Nanjing University of Information Science and Technology ,Nanjing 210044 ,China; 2. The Laboratory for Climate Studies of China Meteorological Administration ,National Climate Center ,Beijing 100081 ,China; 3. Tieling Meteorological Service ,Tieling 112000 ,China)

Abstract: Based on the summer extreme high temperature data from the 23 weather stations in Liaoning province and 74 circulation indices information from the climate monitoring department of the National Climate Center (NCC) ,China Meteorological Administration(CMA) ,the temporal and spatial distribution features of summer extreme high temperature in Liaoning province were analyzed by a Empirical Orthogonal Function(EOF) decomposition method. The results show that the first EOF vector is characterized by a uniform anomaly over the whole area and the centers are in the northern and northwestern Liaoning province ,while the second and third EOF vectors are the reversed phase patterns in the east and west areas and in the south and north areas ,respectively. The correlation coefficient between first three time coefficient series and preceding circulation indices are calculated. It is found that the influencing factors are different for the three time coefficients. The optimum subset regressions are chosen as prediction equations using a CSC evaluation method and the fitting rate of past records in the 23 weather stations and each year are tested. It shows that the fitting rate of past records in the 23 weather stations is generally stable , except for in the western Liaoning province. In addition ,the fitting rate is unbalanced each year and it is stable in most years ,while it is low in few individual years. While the prediction effect is good for the first year in the future it declines yearly in the following two years. The results can be used as references in climatic prediction.

Key words: Extreme high temperature; Empirical orthogonal function(EOF) ; Circulation index; Optimum subset regression. TIF; Statistic models; Climate prediction; Liaoning province