

利用太平洋海表温度作西北太平洋 热带气旋年频数预测

张文舟^{1,2}, 陈美娜¹, 赵惠芳³

(1. 厦门海洋预报台, 福建 厦门 361002; 2. 厦门大学, 福建 厦门 361002;
3. 晋江市气象局, 福建 晋江 362200)

摘 要: 本文利用 1950~2000 年全球月平均海表温度, 计算分析海表温度与西北太平洋热带气旋频数之间的相关性, 确定太平洋海表温度与西北太平洋热带气旋相关性好的海域作为预测模式的相关海区。从相关海区中选取代表格点海表温度资料构造出综合预测因子。利用综合预测因子建立一元线性和一元多项式非线性预测模式。经检验, 两种模式预测效果较为理想。因此, 利用太平洋海表温度与西北太平洋热带气旋频数的相关性建立预测模式作西北太平洋热带气旋频数预测是可行的。同时发现, 经过以上方法建立的线性模式和非线性模式预测结果相差甚微, 表明西北太平洋热带气旋频数与前一年太平洋某些海区海表温度经以上方法得到的综合预测因子之间线性相关性较为明显。

关键词: 太平洋海表温度; 热带气旋; 频数; 预测

中图分类号: P731 **文献标识码:** A **文章编号:** 1003 - 0239 (2003) 03 - 0018 - 07

1 前言

对西北太平洋(包括南海,下同)热带气旋(本文不含热带低压,下同)生成及活动情况的预测是风暴潮、台风浪等海洋灾害预测的基础,其预测的质量直接关系到风暴潮、台风浪等海洋灾害预测的准确性。太平洋海表温度变化对西北太平洋热带气旋生成有直接或间接的影响,许金镜(1998年)分析了西北太平洋赤道附近海温与中国东南沿海台风的关系,“结果表明,西北太平洋赤道附近海流区的海表温度不仅在同期具有高(低)与台风多(少)呈正相关关系,而且在前期存在着预测的先兆,特别是秋冬两季(冬半年)更加明显,具有较好的隔季相关关系”^[1];杨桂山等(1999年)对西北太平洋热带气旋频数的时空变化及与海表温度之间可能存在的相关关系进行了系统的研究,发现在西北太平洋海域,海表温度偏高对应热带气旋频数也偏多,高度显著的相关出现在热带气旋频数多年变化滞后海表温度1年左右^[2];谢定升等(2000年)利用西太平洋海温格点和热带气旋的年月频数资料,对西太平洋、南海以及登陆我国(或广东)的热带气旋的年、月频数进行预测实验,取得较好的效果^[3]。本文利用太平洋海表温度与西北太平洋热带气旋频数的相关性,建立相关预测模式,来改善西北太平洋热带气旋频数预测的质量。

收稿日期: 2002-10-22

作者简介: 张文舟(1973-),男,工程师,硕士研究生。

2 资料与方法

使用的海温资料为国家气候中心提供的全球 1950~2000 年 $5^{\circ} \times 5^{\circ}$ 格点月平均海表温度资料, 热带气旋频数选自上海台风研究所的《西北太平洋台风基本资料集》(1949~1980 年)、国家气象局的《台风年鉴》(1981~1988 年) 和《热带气旋年鉴》(1989~2000 年)。

本文选取与西北太平洋热带气旋生成频数相关性较好的前一年有关月份的不同“相关海区”(即相关性较好的海区)海表温度资料作为模式预测因子, 并将选出的因子进行合理分组、求和成为组合因子, 寻找合适的构造模型, 构造出综合预测因子, 利用综合预测因子建立一元线性和一元多项式非线性预测模式。

3 相关分析

对西北太平洋热带气旋频数与前一年全球月平均海表温度逐月逐格点进行相关计算, 分析相关系数绝对值大于 0.37 的格点分布发现, 太平洋(含周边海域, 下同)相关海区较大(相关系数绝对值大于 0.37 的格点较多, 有 83 个格点), 相关性最显著, 尤其在所罗门群岛附近海域, 12 月单格点相关系数达 -0.554; 其次是大西洋, 有 60 个格点; 印度洋和北冰洋相关性不显著(相关系数绝对值都不大于 0.37), 如表 1 所示。由表 1 可看出, 太平洋相关海区主要在热带太平洋, 其次为太平洋南部, 且多集中在 5~12 月, 而大西洋主要相关海区在大西洋北部, 其中部只有 3 个格点(中部指 $15^{\circ}\text{N} \sim 15^{\circ}\text{S}$ 之间, 北部指 15°N 以北, 南部指 15°S 以南)。这可能是由于太平洋海表温度对西北太平洋热带气旋生成有直接关系, 而热带气旋主要生成于热带太平洋, 因而热带太平洋海表温度变化与热带气旋频数变化相关性最好; 大西洋海表温度与西北太平洋热带气旋生成是遥相关关系, 为间接影响。

由此可见, 太平洋海表温度对西北太平洋热带气旋生成影响较显著, 此外, 太平洋海表温度资料在我们实际业务工作中获取相对较容易, 故本文把太平洋作为西北太平洋热带气旋频数预测模式建立的因子区域。

表 1 全球相关系数绝对值大于 0.37 的格点分布

区域		月												合计
		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	
太平洋	15°N 以北	0	0	0	0	0	1	4	1	0	2	0	4	12
	热带地区	0	0	0	0	7	3	1	2	9	8	5	10	45
	15°S 以南	0	0	0	3	7	4	1	0	2	4	2	3	26
大西洋	15°N 以北	2	2	2	2	0	0	2	6	0	8	12	9	45
	热带地区	0	0	0	2	1	0	0	0	0	0	0	0	3
	15°S 以南	0	5	0	3	2	0	0	1	0	0	1	0	12
印度洋		0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
北冰洋		0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0

经分析,太平洋相关海区主要位于西北太平洋、南半球澳大利亚东部附近海域、中太平洋南部和南美西部附近海域等。除中太平洋南部(140°~180°W, 0°~25°S)相关时段主要集中在5月,且为正相关外,其它相关海区相关时段主要在6~12月,一般为负相关。这与杨桂山等认为“高度显著的相关出现在热带气旋频数多年变化滞后海表温度1年左右”^[2]的结论是相吻合的。

4 模式建立

本模式采用了谢定升等的方法^[3],但在预测因子选取和综合预测因子构造上作了较大的改进。

4.1 预测因子选取

根据相关分析,在太平洋相关海区选取代表格点作为预测因子,为避免格点之间互相削弱或重复,选取时遵循以下原则:

- (1) 相关性质相同,即同为正相关或同为负相关;
- (2) 相关系数绝对值尽可能大;
- (3) 同一月份同一相关海区仅选一个代表格点。

由于正相关的格点数较少又较集中,故本文只选择负相关的格点。将选出的格点每三个进行自由组合,求其每年格点值的和(组合因子)序列与西北太平洋热带气旋频数的相关系数,保留相关系数绝对值大的组合,最后得到如表2所示3组9个代表格点。

由表可见,由组合因子计算出的相关系数比组合前任一格点的相关系数绝对值都要大,显然相关性有所提高。

表2 预测因子组合

组合序号	月份	经度	纬度	单格点相关系数	组合因子相关系数
1	6	135.5°E	35.5°N	-0.407	-0.502
	7	135.5°E	0.5°N	-0.454	
	8	94.5°W	4.5°S	-0.393	
2	8	109.5°W	20.5°N	-0.443	-0.634
	10	89.5°W	39.5°S	-0.38	
	10	125.5°W	5.5°N	-0.453	
3	11	79.5°W	19.5°S	-0.404	-0.654
	11	165.5°E	9.5°S	-0.433	
	12	160.5°E	9.5°S	-0.554	

4.2 构造综合预测因子

将上面组合因子系列(记为 H_1 、 H_2 、 H_3)按下面方法构造综合预测因子:

$$X=f_1H_1+f_2H_2+f_3H_3$$

f_i 为权重系数, $f_i=R_i^n/(R_1^n+R_2^n+R_3^n)$, $i=1, 2, 3$ 为组合序号; $n=1, 2, 3, \dots$ (R_1, R_2, R_3 为组合因子相关系数)。 n 取值不同, 各权重系数所占的比重也不同, 如图 1 所示。 n 越大, 相关系数绝对值大的所占的比重也越大。 因此, 调整 n 的取值, 可适当改变各组合因子在综合因子中所占的比重, 使综合预测因子与预报量之间的相关性达到最佳, 从而提高综合预测因子的预测能力。

分析不同的 n 计算的综合预测因子与西北太平洋热带气旋频数的相关系数可知, 当 n 取 7~10 时, 相关性较好, 如图 2 所示。 本文 n 取 8, 相关系数为 -0.731, 通过 $\alpha=0.01$ 的显著性检验水平, 其相关性明显比各组合因子的要好。

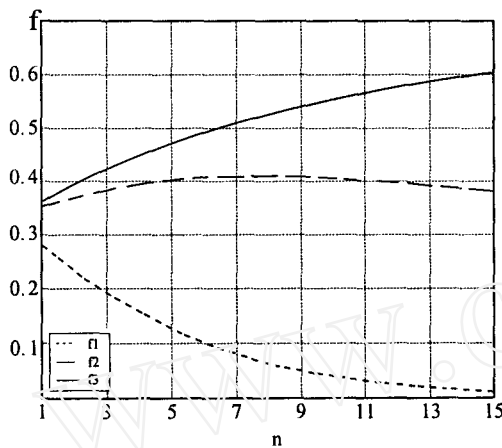


图 1 权重系数随 n 变化曲线图

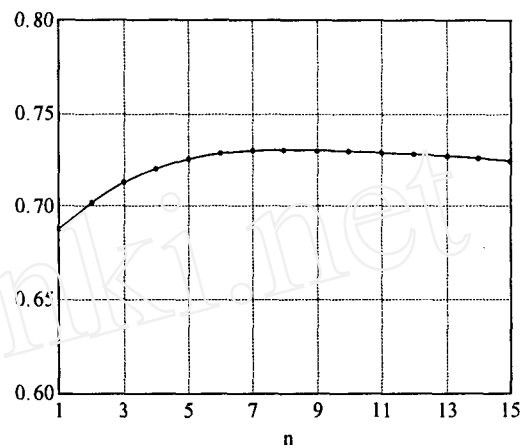


图 2 综合相关系数随 n 变化曲线

4.3 模式建立

利用综合预测因子, 建立一元线性回归方程预测模式 (简称一元线性模式) 和一元多项式非线性预测模式。

一元线性模式为:

$$Y=a+bX, \quad (X \text{ 表示综合预测因子, } Y \text{ 表示西北太平洋热带气旋频数预测值}).$$

用最小二乘法求得 $a=415.0664$, $b=-5.2679$

一元多项式非线性预测模式为:

$$Y=a_0+a_1X+a_2X^2+\dots+a_nX^n, \quad (X, Y \text{ 代表意义同前}).$$

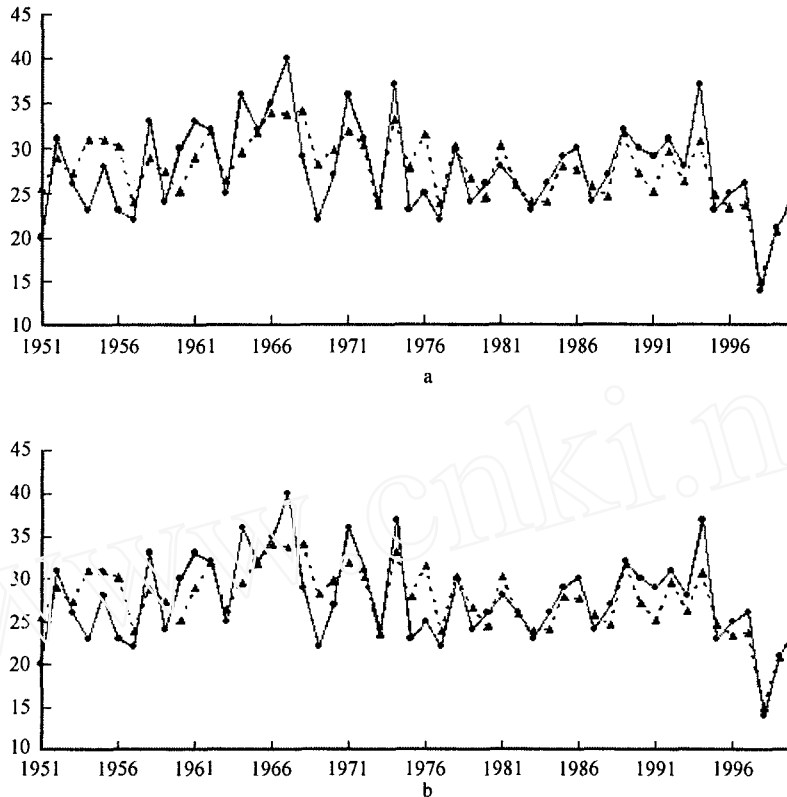
根据实际需要, 取 $n=2$ 即可, 将 X^2 作为一个新变量, 用最小二乘法可求得:

$$a_0=461.5229, \quad a_1=-6.5278, \quad a_2=0.0085$$

5 预测结果检验

利用上一元线性模式和一元多项式非线性模式分别对 1951~2000 年热带气旋频数进行拟合, 结果表明, 线性模式和非线性模式预测结果相差很小, 如图 3 所示, 平均绝对误差都为 2.77, 绝对误差在 3 个 (含 3 个) 以内的年份占 68%。 根据现有资料, 用一元

线性模式和一元多项式非线性模式预测 2001 年西北太平洋热带气旋频数分别为 27(26.65) 个和 26(26.43) 个, 预测 2002 年分别为 24(24.23) 个和 24(24.00) 个, 实测 2001 年西北太平洋有 26 个热带气旋生成。由此可见, 两种模式预测结果是理想的。



(a. 一元线性模式; b. 一元多项式非线性模式; 实线表示西北太平洋热带气旋实测频数, 虚线表示预测频数; 横轴为年份, 纵轴为热带气旋频数。)

图 3 两种模式预测结果检验和对比

6 讨论与结论

从两种模式后报结果可看出, 1977 年以后的拟合较 1950~1976 年的拟合效果更好。以一元线性拟合模式为例分析, 从相关性来看, 1950~2000 年拟合结果与实测结果的相关系数为 0.73, 1951~1976 年拟合结果与实测结果的相关系数为 0.62, 而 1977~2000 年拟合结果与实测结果的相关系数为 0.89, 显然 1977 年以后的拟合结果与实测结果相关性明显比 1951~1976 年的要好; 从离散度来看, 1951~1976 年的实测结果标准偏差为 5.51, 拟合结果标准偏差为 2.98, 1977~2000 年的实测结果标准偏差为 4.51, 拟合结果标准偏差为 3.56, 前者实测结果标准偏差明显大于后者实测结果标准偏差, 而根据海表温度预测的结果标准偏差又明显小于后者相应的标准偏差, 这说明 1977 年以后的实测结果与预

测结果离散性较为接近,更符合实际情况。之所以产生这种前后明显差异,笔者认为可能以下两种原因:(1)80年代以前由于观测手段较落后,西北太平洋热带气旋观测容易出现误测或漏测,这方面已引起了部分学者的注意;(2)早期全球海表温度观测计算的方法与现在的方法有所不同,因此国家气候中心将早期的海表温度资料与现在的资料拼接起来得到较长时间序列的全球海表温度,尽管拼接效果很好^[4],但两种资料毕竟不同,很难达到一致,利用这些资料来建立热带气旋拟合模式和进行模式后报检验,前后效果自然有些差别。

模式预测检验结果表明,利用太平洋海表温度与西北太平洋热带气旋频数的相关性建立预测模式作西北太平洋热带气旋频数预测是可行的。若资料时间序列积累够长,利用80年代以后的资料来建立预测模式效果会更好些。本文中一元线性模式和一元多项式非线性模式预测结果相差甚微,说明西北太平洋热带气旋频数与前一年太平洋某些海区海表温度经以上方法得到的综合因子之间有明显的线性相关性,实际应用中采用一元线性模式既简单易行又能达到非线性模式同样的效果。

参考文献:

- [1] 许金镜. 西太平洋赤道附近海温与中国东南沿海台风关系的初步分析[J]. 台湾海峡, 1998, 17(3): 278~281.
- [2] 杨桂山, 施雅风. 西北太平洋热带气旋频数的变化及与海表温度的相关研究[J]. 地理学报, 1999, 54(1): 22~29.
- [3] 谢定升, 张瑞晖, 梁凤仪. 热带气旋的年月频数预测[J]. 海洋预报, 2000, 17(4): 60~68.
- [4] 江 澄, 崔盘茂. 四套不同的全球海面温度资料集的对比分析[M]. 北京: 气象出版社, 2000, 12~17.

USING SST OF THE PACIFIC TO FORECAST THE FREQUENCY OF TROPICAL CYCLONE ON THE NORTHWEST PACIFIC

ZHANG Wen-zhou^{1,2} CHEN Mei-na¹ ZHAO Hui-fang³

(1. Xiamen Marine Forecasting Center, Xiamen 361002 China; 2. Xiamen University, Xiamen 361002 China; 3. Jinjiang Meteorological Observatory, Jinjiang 362200 China)

Abstract: In this paper, we have calculated and analyzed the correlation coefficient between the sea-surface temperature (SST) and the frequency of tropical cyclone on the Northwest Pacific by using the global SST from 1951 to 2000, and have determined some sea areas where the correlation between the SST and the frequency of tropical cyclone on the Northwest Pacific is good. From these areas, the SST data on some representative points have been selected to form an aggregative forecasting factor. Using the factor, we have formed a simple linear model and a one-variable polynomial nonlinear model. The tests of the two models show that they are both fairly effective. At the same time, we find that the forecasted results of the two models are almost the same, which shows that the linear correlation between the frequency of tropical cyclone on the Northwest Pacific and the aggregative forecasting factor made of the SST of the Pacific is more obvious. **Key words:** the SST of the Pacific; tropical cyclone; frequency; forecast.