doi:10.6043/j.issn.0438-0479.201909034

2020年5月

台风活跃季月活动频次指数的构建及其应用

陈 璇1,2,3,郑崇伟1,2,4*,左常鹏5,杜 鑫3,黄颖慧3

(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(LASG),北京 100029;2. 中国海洋大学山东省海洋工程重点实验室,山东 青岛 266100;3. 中国人民解放军 75839 部队,广东 广州 510510;

4. 海军大连舰艇学院,辽宁 大连 116018;5. 中国人民解放军 92515 部队,辽宁 葫芦岛 125000)

摘要:台风活动频次为每年汛期气象会商的重要内容之一,目前所使用的方案主要以数值模拟结果为主,且无法进行定量分析.本文采用美国国家环境预测中心(NCEP)的月平均高度场资料,基于其偏差信息,利用同化模型中的代价函数构建了一些表征西北太平洋5—10月间月尺度台风活动频次的指数,并利用这些指数建立了台风活跃季月活动频次指数模型.分析结果表明,该指数序列与台风频次序列的相关系数达 0.7以上,且指数模型能很好地表征台风活跃季月频次信息,可为台风月尺度活动频次预测提供参考.

关键词:偏差:指数:台风频次:西北太平洋

中图分类号:P 731

文献标志码:A

文章编号:0438-0479(2020)03-0394-07

西北太平洋是全球热带气旋活动最活跃的区域, 其中南海作为"海上丝绸之路"的关键水域之一,受热 带气旋影响尤为显著,台风活动对于海洋开发建设有 着重要影响,已有统计结果表明,西北太平洋活动的 热带气旋约占全球热带气旋总数的 $30\%^{[1]} \sim 33\%^{[2]}$, 全年皆可生成热带气旋;所生成的热带气旋中,约有 67%会发展成台风[2],其中登陆我国的约占生成总数 的 26%[3]. 我国学者很早就开始关注台风, 陈秋士 等[4]分析了15个台风个例,总结出200 hPa高度场上 有利于台风形成的3种流场类型;丁一汇等[5]比较了 多台风季和少台风季的大尺度环流系统差异;李崇 银[6]给出了赤道西风或西南季风的加强以及中等强 度冷空气影响下有利于台风生成的物理机制;李肖雅 等[7]认为热带气旋的生成位置可能与季风涡旋的 Rossby 波能量频散有关;王允宽等[8] 重点研究了冷空 气对台风形成的影响:陈笑晨等[9]则分析了澳大利亚 冷空气活动对台风形成的影响;吴国雄[10]分析了海温 对台风形成的影响. 随着对海气系统理解的加深,一 些研究进一步揭示了热带季节内振荡[11-13]、厄尔尼诺 现象[3,14]、南极涛动[15]、北太平洋涛动[16]等气候因素 与台风的关系.

每年的5—10月是西北太平洋台风活动的活跃季^[17],该时期与我国夏季强降水时间段相吻合,台风(活动)频次为每年汛期气象会商的一项关键内容.目前,主流的预报方案以数值预报的解释为主,多以历年统计结果为参考依据,主要包括厄尔尼诺-南方涛动(El Niño-Southern Oscillation, ENSO)指数、西北太平洋副高指数、北太平洋涛动指数、南极涛动指数、北太平洋海冰等,但这些指数与台风活动频次的相关性并不高,如:在台风活动的活跃季,南极涛动指数与台风年活动频次的相关系数为一0.48(相关性分析的显著水平为99%)^[16],北太平洋海冰^[18-19](北太平洋海冰面积指数)与台风(年)生成频次间的相关系数为0.4(相关性分析的显著水平为99%).

上述研究内容均与台风年活动频次有关:范可^[18]分析了1965—2004年间前一年12月至当年5月(冬春季)的北太平洋海冰指数对当年台风活动频次的影响; 王会军等^[15-16]则选取每年6—9月的北太平洋涛动指数

收稿日期:2019-09-28 录用日期:2020-02-11

基金项目:国家重点研发计划(2018YFB0904201)

Citation: CHEN X, ZHENG C W, ZUO C P, et al. The establishment of the monthly frequency indexs of typhoon during active season and its application[J]. J Xiamen Univ Nat Sci, 2020, 59(3): 394-400. (in Chinese)



^{*} 通信作者: chinaoceanzcw@sina. cn

引文格式: 陈璇, 郑崇伟, 左常鹏, 等. 台风活跃季月活动频次指数的构建及其应用[J]. 厦门大学学报(自然科学版), 2020, 59 (3): 394-400.

构建了 1949—1998 年间当年台风活动频次的分析模型. 然而这些指数没有明显的超前或滞后关系,从时间上来看,更类似于因果关系的截取. 在实际应用中,除了预测年台风频次外,还涉及月尺度上台风活动频次的预测,然而少有文献给出较为实用的方法. 因此,构建一个较为实用的台风月频次预报模型颇具应用价值. 此类模型除所选取或构建的因子应与台风频次具有较好的超前或同期相关性外,还应具有以下特点:1) 所构建的指数具有较好的全局特性;2) 对于月尺度数据,台风以扰动或偏差的形式存在于相应数据(如月平均高度场)中;3) 从人工神经网络等算法上分析,指数的构建方式相当于图像处理中的池化操作,累积重要信息,剔除冗余量;4) 相比于人工神经网络等智能算法的黑箱特点,所构建的指数统计含义更加明确.

据此,本文利用美国国家环境预测中心(NCEP)的再分析高度场资料构建了一系列指数,并基于这些指数建立了台风月频次模型,进而给出台风月频次模型的检验效果.

1 数据与方法

1.1 指数构建

构建表征台风活跃季月频次的指数,需要将对台风活动有影响的要素与台风活动相关联的区域综合起来.结合前人的研究结果,本文着重选取两个区域参与指数构建,即大区(0°~360°E,-90°~90°N)和小区(低纬度西太平洋:120°~170°E,0°~25°N).采用这两个区域参与构建指数主要基于于西北太平洋台风活动的以下特点:

- 1) 西北太平洋台风活动较为频繁,约占全球热带 气旋总数的 33%^[2],是全球的活跃要素;
- 2) 多种天气和气候现象^[6-8,12-16,18-19] 均与台风有 一定联系;
- 3) 算法所需考虑的全局性使得大区应纳入考虑 范围:
- 4) 小区涵盖台风活动的主要区域^[1] 及对台风活动有较大影响的西太平洋暖池区域^[20],总体上能反映源地的特点,而这个特点在大区中可能会被掩盖;
- 5) 在台风活动初期,台风的影响未必能在整层大气中有明显的体现,即小区指数与台风频次的相关性不一定高,但这种影响应当被纳入考虑;
- 6) 基于越赤道气流对台风影响^[8]的考虑,将小区 扩展到赤道附近;
 - 7) 因主要关注台风月频次,故选取区域应与台风

活动区域关联较为紧密,其他区域对台风活动的影响可能没有小区直接.

综合而言,分成大区和小区两个区域是因为所选取的算法既要表征整体特征,又要凸显源地特点,参与构建指数的要素主要为: 200 hPa 高度场^[4]、500 hPa高度场和 850 hPa高度场. 选取 500 和 850 hPa主要是因为这两个高度场在日常预报中较为常用;只选取高度场而不采用其他要素场是因为与速度相关的要素(水汽通量、散度、涡度)及水汽分布等均能在高度场中有所反映. 高度场可以表征大尺度流场特征;在海上,月平均水汽分布与高度场,尤其是500 hPa副高活动区域、低空辐合辐散区域等关联紧密. 此外,因散度、强度、垂直速度等均是诊断量,计算的误差和偏差在量级上难以控制,不易提取特征,故未将其纳入考虑.

在指数构建过程中,必须将全局特征纳入指数中^[21-22].因此,本文选取三维变分同化中的代价函数^[23]用于构建指数,其中代价函数中的误差均由偏差替代(因选用的是格点再分析资料,故构建指数的代价函数不包含观测部分):

1) 计算要素场 H(要素场维度为 $m \times n$)的偏差 H_{bias} :

$$H_{\text{bias}} = H - H_{\text{mean}}$$
, (1)
式中, H_{mean} 为要素场 H 的气候平均态,可用 H 的多年
平均值替代,基于该偏差场序列构建偏差协方差矩阵
 $H_{1}(m \times m)$ 和 $H_{2}(n \times n)$.

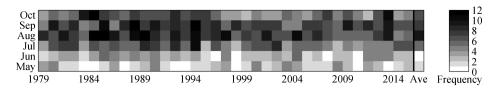
2) 利用 Chen^[23]给出的代价函数计算方法构建指数 *I*_b:

 $I_{h} = \operatorname{Tr}(^{\mathrm{T}} \boldsymbol{H}_{\text{bias}} \boldsymbol{H}_{1} \boldsymbol{H}_{\text{bias}}) + \operatorname{Tr}(\boldsymbol{H}_{\text{bias}} \boldsymbol{H}_{2}{}^{\mathrm{T}} \boldsymbol{H}_{\text{bias}}),$ (2) 式中, Tr 为矩阵的迹.

1.2 数据、模型及检验方法

本文以 NCEP 再分析月平均高度场资料(http://www.esrl.noaa.gov/psd/data/gridded/data.ncep.reanalysis.html)构建相关指数,该资料空间分辨率为 $2.5^{\circ}\times 2.5^{\circ}$,时间分辨率为 1 个月;所采用的台风数据来源于中国气象局(CMA)热带气旋资料中心(http://tcdata.typhoon.org.cn/zjljsjj_sm.html)提供的CMA最佳路径数据集[24](1979年1月至2016年6月),各月台风频次见图1(若某个台风跨月,则在所跨的月份中各计1次).

本文以逐步回归模型[25]作为主要的应用模型,首先通过生成6个随机数挑选出6个年份的数据构建对比库(随机对比检验部分:PART_R),以其他数据固定选择的指数因子;然后在交叉对比检验部分



Ave 表示各月多年平均值.

图 1 西北太平洋台风活跃季的台风频次

Fig. 1 The frequency of typhoon in the concentrated period of typhoon activity in the western North Pacific

(分为 PART1、PART2 和 PART3)采用相同的因子 建模并进行对比检验,以验证所选的指数因子的可 靠性.

2 指数指示效果及模型效果检验

2.1 指数指示效果

本文构建了6个关于台风月活动频次的指数,这些指数与台风频次的Pearson相关系数见表1,其中超前指的是指数超前1个月,即每年4—9月的指数序列对应于5—10月的台风序列.6个指数中,同期指示效果较好的(相关系数的绝对值大于0.3)为850hPa的小区指数;具有超前指示效果的为大区的3个指数,其中,200和500hPa的大区指数与台风频次的相关系数均在0.7以上,基本可以表征每年5—10月间逐月台风频次,具有明显的实用价值.

表 1 各指数与台风频次的相关系数
Tab. 1 The correlation coefficients of each index and the monthly frequency of typhoons

北紫米和	相关系数		
指数类型	同期	超前	
200 hPa 大区	0.297 1	0.743 6	
500 hPa 大区	0.257 9	0.7247	
850 hPa 大区	-0.032 2	0.4910	
200 hPa 小区	0.2393	0.0939	
500 hPa 小区	-0. 108 8	0.1434	
850 hPa 小区	0.421 1	0.1593	

2.2 指数模型效果检验

经逐步回归筛选,入选的因子包括 200 hPa 的大 区指数(超前)、500 hPa 的小区指数(同期和超前)和 850 hPa 的小区指数(同期). 台风月频次模型形式如 式(3):

$$p = a_1 I_{500_s_b} + a_2 I_{500_s_m} + a_3 I_{850_s_m} + a_4 I_{200_g_b} + c,$$
(3)

式中,p 代表当月台风活动频次, a_i (i=1,2,3,4)代表回归系数,c 为常数项,I 代表对应指数(其中,下标数字代表高度场层次,g 代表全球,s 代表小区,m 代表同期,b 代表超前).在后期的应用过程中,可在此基础上对同期的指数用数值预报进行替换,同时采用逐步回归模型校准人选参数,以达到预报效果.

本文主要采用相关系数(CC)、平均误差(ME)、平均绝对误差(MAE)、均方根误差(RMSE)、模型输出与(观测)台风月频次完全一致的序列在对比检验序列中的占比($P_{100\%}$)、模型输出与观测的误差绝对值 \leq 1的序列占比(P_1)、误差绝对值 \leq 2的序列占比(P_2)以及误差绝对值 \leq 3的序列占比(P_3)8项参数来综合对比检验模型(3)的可靠性和回报效果(即模型(3)是否通过显著性检验).

在随机对比检验部分(PART_R),通过随机数生成器,任意生成6年作为对比年(本文生成的为1989年、1991年、1999年、2000年、2007年、2016年这6年5月的数据),其他年份用于构建模型(3)的系数.交叉检验部分的3个分组依次为:PART1,1990年9月至2016年6月参与构建回归模型,1979年1月至1990年8月用于对比检验;PART2,1990年9月至2002年6月用于对比检验,其他数据参与构建回归模型;PART3,2002年7月至2016年6月用于对比检验,其他数据参与回归模型;内ART3,2002年7月至2016年6月用于对比检验,其他数据参与回归模型构建.各对比检验部分模型的回归系数见表2.

表 2 中的各系数相对稳定在一个区间内,其中,500 hPa 小区指数与台风频次呈负相关(a_1 和 a_2);850 hPa 小区指数(同期)和 200 hPa 大区指数(超前)(a_3 和 a_4)与台风频次呈正相关,且大区指数所占权重高于小区指数.由此可以看出 200 hPa 大区指数的趋势变化对于台风频次的趋势变化影响较大(由最小二乘法可得出以下结论:若某一信号可由其他信号线性叠加而成,则该信号的趋势变化等于各组成信号的趋

http://jxmu.xmu.edu.cn

势变化乘以叠加权重).

随机对比检验与交叉对比检验结果见表 3,对应

图示分别为图 2~5,图中观测序列指基于 CMA 台风最佳路径数据统计得到的每月台风活动频次数据.

表 2 各对比组部分模型回归系数及常数项

Tab. 2 Regression coefficients and constant term in the model of different comparison parts

对比组	a_1	a_2	a_3	a_4	С
PART_R	-0. 577 8	-0. 293 7	0.744 1	1.8958	-77.4153
PART1	-0. 447 7	-0. 463 9	0.6640	1.784 2	-69. 330 2
PART2	-0. 575 0	-0. 250 0	0.7527	1.765 8	-72.9784
PART3	-0. 431 4	-0. 423 8	0.6425	2.1020	-84.386 2

表 3 回归结果的检验

Tab. 3 Test of regression results

检验部分	对应图示	CC	ME	MAE	RMSE	$P_{100\%}$	P_1	P_2	P_3
PART_R	图 2	0.8329	-0. 187 5	1.125 0	1.5120	0.3125	0.6875	0.875 0	1.0000
PART1	图 3	0.7917	0.7714	1.457 1	1.866 3	0.257 1	0.6286	0.8143	0.9000
PART2	图 4	0.8167	-0.128 6	1.385 7	1.735 6	0.228 6	0.557 1	0.8429	0.985 7
PART3	图 5	0.8073	-0.666 7	1, 333 3	1.5315	0.1905	0.6429	0.857 1	0.9762

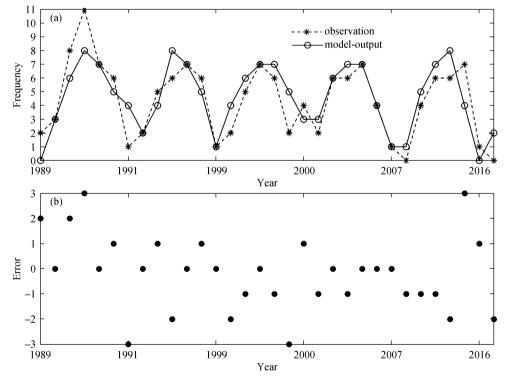


图 2 PART_R 的观测序列和模型输出序列对比(a)及观测与模型输出结果误差分布(b)

Fig. 2 The comparison between the series of observation and model-output (a) and the distribution of observation and model-output errors (b) of PART_R

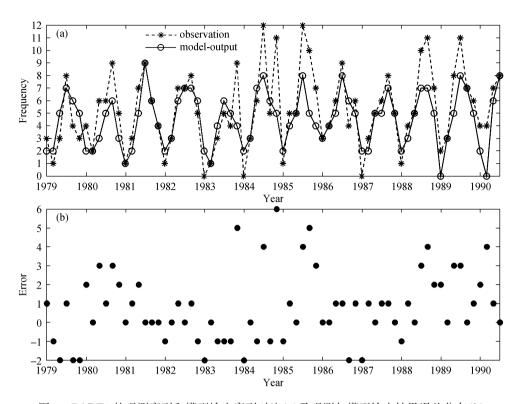


图 3 PART1 的观测序列和模型输出序列对比(a)及观测与模型输出结果误差分布(b) Fig. 3 The comparison between the series of observation and model-output (a) and the distribution of observation and model-output errors (b) of PART1

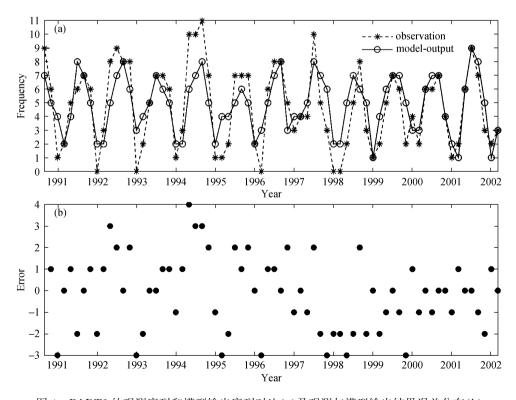


图 4 PART2 的观测序列和模型输出序列对比(a)及观测与模型输出结果误差分布(b) Fig. 4 The comparison between the series of observation and model-output (a) and the distribution of observation and model-output errors (b) of PART2

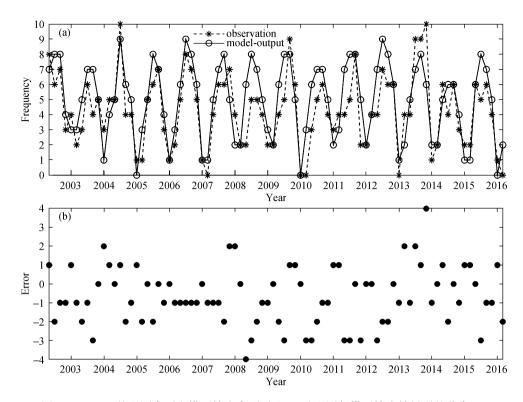


图 5 PART3 的观测序列和模型输出序列对比(a)及观测与模型输出结果误差分布(b) Fig. 5 The comparison between the series of observation and model-output (a) and the distribution of observation and model-output errors (b) of PART3

对比检验结果表明,模型输出与观测结果的走势基本吻合(图 $2\sim5$);两者的相关系数基本维持在 0.8 左右,误差绝对值《2 的占比均控制在 0.8 以上,误差绝对值《1 的占比除 PART2 外均控制在 0.6 以上 (表 3);且随机检验部分和交叉检验部分均包含一般年和 ENSO 年.总体而言,模型输出结果具有一定的参考价值.在台风活跃季的月预报业务中预报员需预报次月台风个数,预报量为 $m\sim n$ 个(如 $6\sim 8$ 个),在这种预报方案下,本文所给出的指数模型预报结果基本可以直接使用.

3 结 论

- 1) 在西北太平洋台风活跃季,本文所构建的部分指数与台风月频次有较好的相关性:850 hPa 的小区指数与台风活动频次的同期相关性较好,相关系数为0.421 1;而 200 和 500 hPa 的大区指数与台风活动频次的超前相关性很好,相关系数均达 0.7 以上.这 3 个指数在台风月频次预测和分析中具有参考价值.
- 2) 模型输出结果与观测台风活动频次的相关系数维持在 0.8 左右,模型输出与观测结果之间的误差绝对值≤2 的在对比样本总数中占比达 80%以上.在

西北太平洋台风活跃季,基于这些指数构建的模型在台风月频次预测中具有一定的应用价值.

参考文献:

- [1] World Meteorological Organization. Global guide to tropical cyclone forecasting [R]. Geneva: WMO, 2017.
- [2] 陈联寿,端义宏,宋丽莉,等. 台风预报及其灾害[M]. 北京:气象出版社,2012:1-4.
- [3] 陈玉林,周军,马奋华. 登陆我国台风研究概述[J]. 气象 科学,2005,25(3):319-329.
- [4] 陈秋士,桑建国. 大尺度运动对台风形成影响的天气分析 [J]. 气象学报,1965,23(4):486-497.
- [5] 丁一汇, 莱特 E R. 影响西太平洋台风形成的大尺度环流 条件[J]. 海洋学报, 1983, 5(5): 561-574.
- [6] 李崇银. 环境流场对台风发生发展的影响[J]. 气象学报, 1983,41(3):275-284.
- [7] 李肖雅,吴立广,宗慧君.季风涡旋影响西北太平洋台风 生成初步分析[J].大气科学学报,2014,37(5):653-664.
- [8] 王允宽,刘俊清,黄中华. 台风形成中冷空气作用的模拟 实验[J]. 大气科学,1988,12(4):374-381.
- [9] 陈笑晨,智协飞,赵欢,等.澳大利亚冷空气活动对西北太平洋热带气旋生成的影响[J].大气科学学报,2017,40 (1):61-70.
- [10] 吴国雄. 海温异常对台风形成的影响[J]. 大气科学,

http://jxmu.xmu.edu.cn

- 1992,16(3):322-332.
- [11] 李维京. 现代气候业务[M]. 北京:气象出版社,2002:
- [12] 潘静,李崇银,宋洁. 热带大气季节内振荡活动对西北太平洋台风的调制作用[J]. 大气科学,2010,34(6): 1059-1070.
- [13] 周伟灿,沈海波,赵海坤.热带季节内振荡对西北太平洋台风生成的大尺度环境的影响[J].大气科学学报,2015,38(6):731-741.
- [14] 张宏杰,武亮,黄荣辉. 两类 El Niño 型对西北太平洋季 风槽及热带气旋生成的可能影响[J]. 气候与环境研究, 2018,23(2):150-160.
- [15] 王会军,范可. 西北太平洋台风生成频次与南极涛动的 关系[J]. 科学通报,2006,51(24):2910-2914.
- [16] 王会军,孙建奇,范可.北太平洋涛动与台风和飓风频次的关系研究[J].中国科学 D辑:地球科学,2007,37(7):966-973.
- [17] 寿邵文. 中国天气概论[M]. 北京: 气象出版社, 2012: 345-347.
- [18] 范可. 北太平洋海冰,一个西北太平洋台风生成频次的预测 因子? [J]. 中国科学 D辑: 地球科学,2007,37(6):851-856.

- [19] 范可. 西北太平洋台风生成频次的新预测因子和新预测 模型[J]. 中国科学 D 辑: 地球科学, 2007, 37 (9): 1260-1266.
- [20] 李克让,周春平,沙万英.西太平洋暖池基本特征及其对气候的影响[J].地理学报,1998,53(6):511-519.
- [21] 陈璇,郑崇伟,张伟涛,等. 更为广义的线性回归模型及 其气象应用[J]. 解放军理工大学学报(自然科学版), 2017,18(2):144-149.
- [22] 陈璇,游小宝,郑崇伟,等. 一种新的线性回归模型及其应用示例[J]. 大气科学,2019,43(2):389-400.
- [23] CHEN X. A preliminary study on dimension-reduction algorithm for variational methods in three dimensions [J/OL]. Preprints, 2018. [2019-09-27]. https://www.preprints.org/manuscript/201801.0293/v2.
- [24] YING M, ZHANG W, YU H, et al. An overview of the China Meteorological Administration tropical cyclone database [J]. Journal of Atmospheric and Oceanic Technology, 2014, 31:287-301.
- [25] 黄嘉佑. 气象统计分析与预报方法[M]. 北京:气象出版 社,2004;81-100.

The establishment of the monthly frequency indexs of typhoon during active seasons and its application

CHEN Xuan^{1,2,3}, ZHENG Chongwei^{1,2,4*}, ZUO Changpeng⁵, DU Xin³, HUANG Yinghui³

(1. State Key Laboratory of Numerical Modeling for Atmospheric Sciences and Geophysical Fluid Dynamics (LASG), Institute of Atmospheric Physics, Chinese Academy of Sciences, Beijing 100029, China; 2. Shandong Key Laboratory of Ocean Engineering, Ocean University of China, Qingdao 266100, China; 3. No. 75839 Troops of the Chinese People's Liberation Army, Guangzhou 510510, China; 4. Dalian Naval Academy, Dalian 116018, China; 5. No. 92515 Troops of the Chinese People's Liberation Army, Huludao 125000, China)

Abstract: Prediction of typhoon frequency is one of the important contents in flood season meteorological consultation. At present, the schemes used in the consultation are mainly based on model-outputs, and not suitable for quantitative analysis. In this paper, the monthly average data of height from the National Centers for Environmental Prediction (NCEP) and the deviation information are applied in establishing some indexes to characterize monthly occurrence of typhoon in the western North Pacific during May to October using the cost function of data assimilation models, and an index model of the monthly frequency of typhoon during active seasons is established. The results show that the correlation coefficients between the index series and the typhoon frequency series reach above 0, 7, and the model based on the indexes is a good indicator of the monthly frequency information of typhoon during active seasons, which provides a good reference in predicting the monthly frequency of typhoon.

Keywords: deviation; index; typhoon frequency; western North Pacific