

尹宜舟,李焕连,2017.我国台风灾害年景预评估方法初探[J].气象,43(6):716-723.

# 我国台风灾害年景预评估方法初探<sup>\*</sup>

尹宜舟<sup>1</sup> 李焕连<sup>2</sup>

1 国家气候中心,北京 100081

2 中国气象局气象干部培训学院,北京 100081

**提 要:** 本文以热带气旋年潜在影响力指数(yearly tropical cyclone potential impact index, YTCPI)为纽带,初步探讨了我国台风灾害年景预评估方法,预评估检验结果显示,1991—2008年,除1996、1997和2004年预估年景偏轻外,其他年份均与实际年景相一致;2009—2013年独立样本预估结果显示,只有2009年没有预估正确;总体上可以看出借助YTCPI指数来预评估台风灾害年景是可行的。

**关键词:** 台风,灾害年景,预评估,短期气候预测

**中图分类号:** P456

**文献标志码:** A

**DOI:** 10.7519/j.issn.1000-0526.2017.06.008

## Preliminary Study on Pre-Evaluation Method of Typhoon Disaster in China

YIN Yizhou<sup>1</sup> LI Huanlian<sup>2</sup>

1 National Climate Centre, Beijing 100081

2 China Meteorological Administration Training Centre, Beijing 100081

**Abstract:** In this paper, the yearly tropical cyclone potential impact index (YTCPI) is used as the link to preliminarily study the method of typhoon pre-evaluation for annual disaster situation in China. The results of pre-evaluation test show that, from 1991 to 2008, the pre-evaluation of typhoon disaster for 1996, 1997 and 2004 was lower than the facts, and for other years matched with the actual situation well. The test results of independent samples in 2009—2013 show that, only in 2009 the pre-evaluation was not correct. In general, it's feasible to pre-evaluate the annual disaster situation of typhoon with YTCPI index.

**Key words:** typhoon, annual disaster situation, pre-evaluation, short-term climatic prediction

## 引 言

我国是世界上受台风影响最为严重的国家之一,平均每年有7.2个台风能造成明显灾情,所引起的直接经济损失约占当年GDP的0.4%,死亡人口在400人/年左右(雷小途等,2009;张娇艳,等,2011;丁一汇等,2013)。在全球气候变化背景下,登陆我国的台风强度明显增强,21世纪以来登陆台风

中有一半最大风力超过12级,且极端降水台风相对频发,因此我国防台减灾形势依然严峻(雷小途,2011;秦大河等,2015;江漫和漆梁波,2016)。

科学防台除了要提高台风短时预报水平之外,高精度和高准确度的台风灾害预评估同样重要,这在一定程度上可以争取防台减灾的主动性,减少盲目性,提高台风灾害的预报预警能力(魏应植,2008;李泽椿,2008;隋广军和康丹玲,2015)。台风灾前预评估目前以单个台风过程为主,一般以历史资料为

<sup>\*</sup> 国家自然科学基金项目(41505060)、公益性行业(气象)科研专项(GYHY201506002)和中国气象局气候变化专项(CCSF201722)共同资助

2016年5月26日收稿; 2017年4月11日收修定稿

第一作者:尹宜舟,主要从事气象灾害风险方面研究. Email: yin\_yizhou@sohu.com

基础,建立致灾因子与灾情因子或综合灾情因子之间的关系模型,通过输入模式预报产品,实现对台风灾害的预评估。如以广东省为例,先后有学者利用层次分析法(李春梅等,2006)、Elman神经网络(刘晓庆等,2013)、支持向量机(陈仕鸿等,2013)等方法进行了台风灾害损失建模。浙江省利用非线性神经网络或支持向量机方法分别建立了台风直接经济损失、农田受灾面积、倒塌房屋数的预评估模型(周福等,2012);张颖超等(2013)采用广义神经网络、极限学习法、支持向量机3种方法进行最优加权组合来对浙江省台风灾害损失进行预测。陈佩燕等(2009)在分析我国台风灾害成因的基础上,建立了我国台风灾情预评估方法,对历史台风的拟合和对2005年6个台风独立样本的回报均具有较好的效果。

单台风的灾害损失预评估方法已日趋成熟,对于年际尺度的灾害年景预评估方面则发展相对缓慢。卢文芳(1995)对上海地区的台风灾情进行了评估,并采用灰色预测模型GM(1,1),对中等以上灾情未来可能发生的年份进行了趋势预测,这是较早期的有关年际尺度灾害预评估方面的研究,但其仅是对灾年进行趋势预测。灾害年景预评估是在预估下一年灾害损失的基础上判断台风影响的偏重或偏轻。目前对于下一年的台风情况判断,主要是依赖于预测台风生成、影响或登陆的频数,以偏多或偏少来描述,但这难以反映影响的可能程度(偏重或偏轻)。

近年来有以台风的综合指数作为分析或预测对象,如累积气旋能量指数(Accumulated Cyclone Energy, ACE, 预测见 <http://tropicalstormrisk.com/>),其是台风生命史中风速强度平方的累加,也可以是某个时段内(如年、季等)出现的台风ACE累加。研究表明,西北太平洋年ACE指数有明显的年际和年代际变化(黄丽娜等,2013),可以寻找相关因子对年ACE进行预测,预测结果可以在一定程度上可以反映台风影响的偏重或偏轻,但是ACE体现的是台风自身的破坏潜力,难以反映其对某一国家或地区的影响状况。尹宜舟(2011)及尹宜舟等(2011)基于台风最佳路径资料,定义了热带气旋潜在影响力指数(TCPI),该指数分析对象可以是任意行政区域,从而克服了ACE指数的局限性。以TCPI指数为基础形成年指数(YTCPI),研究发现,YTCPI指数能够反映与我国有关的台风活动情况,且基本上能够反映台风对我国的影响程度(以直接经济损失表示);前期冬季主要环境场的信息能够较

好地反映在与YTCPI的相关关系之中;YTCPI作为一个综合指数,比登陆或影响频数作为预测对象更具优势;因此可以借助YTCPI指数来弥补频数预测的不足(尹宜舟等,2013)。

综上,鉴于YTCPI指数可以反映台风对我国的潜在影响程度,因此本文考虑以YTCPI指数为纽带来初步探讨台风灾害年景预评估方法。首先对YTCPI指数和年直接经济损失进行规范化处理,建立两者规范化后的关系模型;然后采用前期冬季大气海洋环境场资料,结合EOF展开后的空间模态分布及稳定的高相关区域,普查得到YTCPI指数的预测因子;利用逐步回归方法精简因子,采用BP神经网络方法(金龙,2004)对YTCPI指数进行预测;对预测结果进行规范化处理,利用关系模型推出年直接经济损失指标;最后依据事先设定的灾害年景分级标准来判别影响轻重。

## 1 资料方法

本文台风路径资料采用中国气象局上海台风所最佳路径资料(<http://www.typhoon.gov.cn/data/detail.php?id=33&type=5>),包括6h一次的中心位置、中心附近最大平均风速等。由于早期的台风资料存在较大的不确定性(邹燕等,2009;邹燕和赵平,2009),文中主要采用1971年以来的台风路径资料(1971—2013年)。月平均海表温度资料取自NOAA重建资料(<http://www.cdc.noaa.gov/cdc/data.noaa.ersst.html>),分辨率为 $2^{\circ} \times 2^{\circ}$ ,月平均大气资料为NCEP/NCAR全球客观再分析资料,分辨率为 $2.5^{\circ} \times 2.5^{\circ}$ 。台风直接经济损失资料取自于《中国气象灾害年鉴》或《全国气候影响评价》,因为20世纪90年代以来的台风损失资料相对可靠,因此本文台风直接经济损失年序列为1991—2013年。由于物价等的变动,年际间的直接经济损失资料没有可比性,采用商品零售价格指数(中华人民共和国国家统计局,2015),将直接经济损失订正至2000年价格水平。

YTCPI指数是一年之中,在研究区域内所有台风过程的TCPI指数累加,TCPI指数的定义为:

$$TCPI = \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^M b_j (a_j \bar{V}_i)^2 \quad (1)$$

其中 $i=1, \dots, N$ ,表示某次热带气旋过程对某地区(面状)影响的次数(以每6h作一次统计), $j=1,$

...,  $M$ , 表示热带气旋不同的影响区域, 即在不同的区域热带气旋的影响强度有差别, 以系数  $a$  为权重,  $\bar{V}_i$  为该次平均的热带气旋中心附近最大平均风速,  $b$  表示某地区受热带气旋影响的面积权重。若该地区完全在热带气旋某影响区域内, 则  $b$  为 1; 若部分在, 则依影响范围  $b$  取值在  $0 \sim 1$ , 若不在, 则  $b$  取值为 0。有关 TCPI/YTCPI 指数的介绍及计算信息详见文献(尹宜舟, 2011; 尹宜舟等, 2011; 2013)。因为缺少台湾省的灾害损失资料, 故 YTCPI 计算结果不包含台湾省数据。

为了消除量纲影响, 本文对直接经济损失及 YTCPI 指数进行规范化处理, 采用方法如下:

$$I_x = \begin{cases} \lg \frac{x}{a} + 1 & \text{当 } x \geq a \text{ 时} \\ \frac{x}{a} & \text{当 } x < a \text{ 时} \end{cases} \quad (2)$$

式中,  $x$  为原数值,  $I_x$  为规范化后的数值, 称为指标,  $a$  为基本值; 当  $x < a$  时,  $I_x$  取值区间为  $(0, 1)$ , 当  $x \geq a$  时, 则  $I_x \geq 1$ 。式(2)起源于冯利华(1993)提出的灾害损失定量计算的规范化方法, 钱燕珍等(2001)、雷小途等(2009)先后采用该方法进行了台风灾情规范化处理, 但是他们均是针对单个事件过程, 对于年景而言则需要重新设定  $a$  值。考虑  $a$  值不宜偏高或偏低, 本文  $a$  值定义为序列平均值与 0.5 倍标准差之和, 这样基本值就包含了序列平均情况以及样本序列围绕平均值变化的信息。考虑到直接经济损失资料序列长度有限以及最新气候态(1981—2010 年), 本文计算  $a$  值以 1991—2010 年序列为基础, 分别计算年直接经济损失和 YTCPI 的  $a$  值为 445 亿元和 294, 在具有更长时间序列的直接经济损失资料时, 可相应将统计时段扩展至 1991—2020 年(30 年), 以使得  $a$  值反映的是最新气候态情况。

灾害年景预估将以年直接经济损失所处等级来进行评判, 具体标准如表 1 所示, 由 1991—2010 年实际年直接经济损失规范化后的指标序列的平均值

表 1 年直接经济损失指标等级划分标准

Table 1 Standard of grade division of annual economic loss with normalization processing

| 指标      | 偏重                      | 中等偏重                          | 中等偏轻                          | 偏轻                      |
|---------|-------------------------|-------------------------------|-------------------------------|-------------------------|
| $y$     | $\geq \bar{y} + 0.5S_x$ | $(\bar{y}, \bar{y} + 0.5S_x)$ | $(\bar{y} - 0.5S_x, \bar{y})$ | $\leq \bar{y} - 0.5S_x$ |
| 年直接经济损失 | $\geq 0.8$              | $(0.61, 0.8)$                 | $(0.42, 0.61]$                | $\leq 0.42$             |

( $y$ ) 及标准差( $S_x$ ) 构成, 共分成 4 个等级。

## 2 YTCPI 指标与年直接经济损失指标关系模型

经统计, 1991—2013 年 YTCPI 指数与台风年直接经济损失之间的相关系数为 0.65, 通过了 0.001 的显著性水平检验(临界值为 0.64), 相关关系非常好, 如图 1 所示, 两者年际变化趋势基本一致。将两者年序列值按式(2)进行规范化处理, 结果显示两者相关系数达到 0.54, 仍具有非常高的相关关系。

本文将考虑指数、线性、对数、多项式、幂函数等模型来建立 YTCPI 指标与年直接经济损失指标之间的关系模型。图 2 给出了有关关系模型结果, 可以发现, 三次多项式拟合效果最好, 与实际值相关系数达到 0.73(表 2), 指数模型以及二次多项式模型次之, 相关系数均为 0.59, 其他在 0.55 及以下。三次多项式模型虽然相关系数最高, 但是其出现波浪式的变化, 可能与现实不太相符; 二次多项式模型可以看出在 YTCPI 指标取值较小时会出现较大值的损失指标, 也与现实不相符。因此综合考虑, 本文将采用指数模型预测直接经济损失指标, 模型如式(3)所示。

$$y = 0.1198e^{1.7776x} \quad (3)$$

## 3 YTCPI 指数预测

### 3.1 YTCPI 指数预测因子获取

采用相关普查方法获取 YTCPI 指数预测因

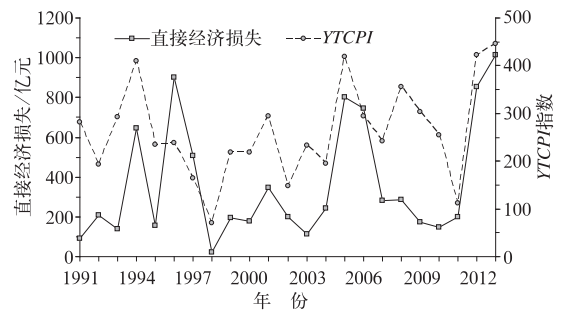


图 1 1991—2013 年 YTCPI 指数与年直接经济损失(不含台湾)

Fig. 1 YTCPI and annual direct economic loss over 1991—2013 (The data of Taiwan are not included)

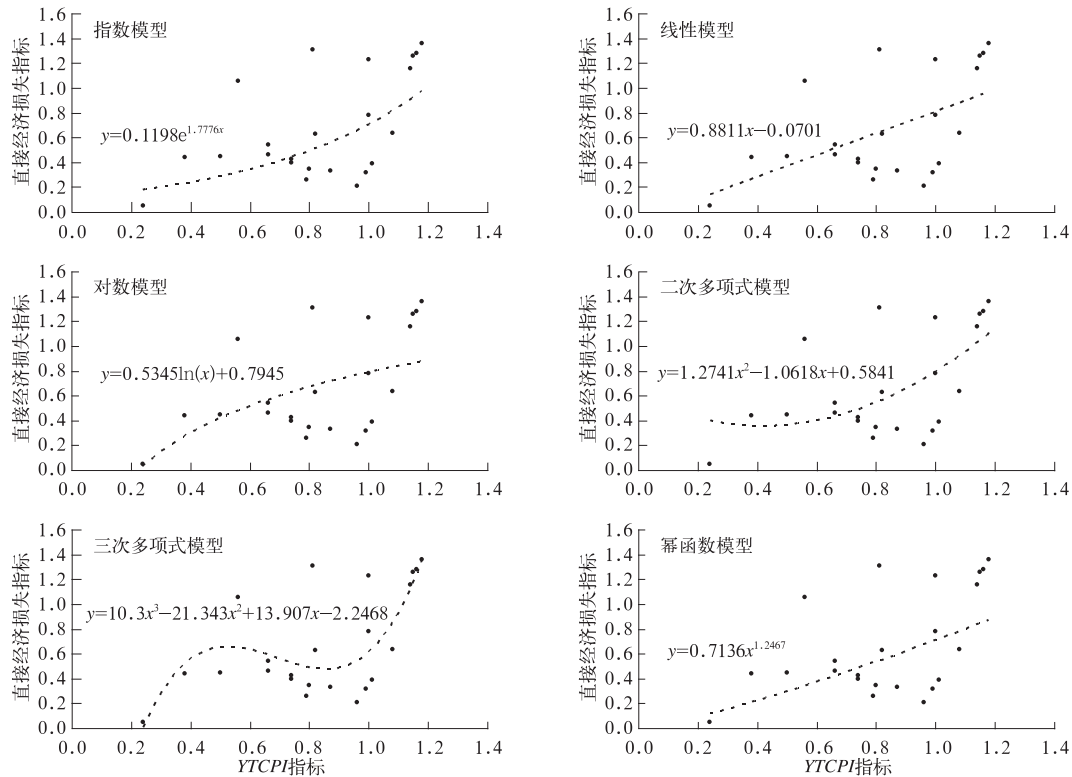


图 2 YTCPI 指标与年直接经济损失指标函数关系模型

Fig. 2 Function model between YTCPI and annual direct economic loss with normalization processing

表 2 各函数关系模型拟合年直接经济损失指标的结果与实际值相关系数

Table 2 Correlation coefficient between fitting results by different models and actual direct economic loss

|     | 指数模型 | 线性模型 | 对数模型 | 二次多项式模型 | 三次多项式模型 | 幂函数模型 |
|-----|------|------|------|---------|---------|-------|
| 年指标 | 0.59 | 0.54 | 0.50 | 0.59    | 0.73    | 0.55  |

子,普查区域为 40°S~70°N、40°~300°E,物理量场主要考虑前期冬季平均的(12,1 和 2 月)500 hPa 高度场(HGT500)、850 hPa 高度场(HGT850)、海平面气压场(SLP)、海表温度场(SST)。

为了确保预测因子的稳定性,减小因预测因子与预报量之间的不稳定关系而引起的预测结果的不确定性,借鉴文献(王会军等,2012)方法来获取稳定的成片高相关区域。首先从 1971 年开始,以 30 年为研究时段,逐年滚动求取平均物理量场格点数值与 YTCPI 指数的相关系数,滚动至 1984—2013 年为最后一组,共计 14 组。其次,标记出 14 组中相关系数均通过 0.05 显著性水平检验(临界相关系数为 0.36)的格点,关注成片的格点区域,且称之为高相关区,相关格点称为稳定格点,其他格点在 2/3 及以上组中的相关系数通过 0.05 显著性水平检验的称为非稳定格点。再次,对物理量场进行 EOF 分解,绘制主模态空间分布图,查看闭合中心,与高相关区

进行对比,标记出两者相对应的区域。最后,根据分布情况,将对应区域内稳定格点的物理量值进行平均,所得数值作为预测 YTCPI 的可选因子之一。

对前期冬季平均的 HGT500 物理量场进行 EOF 分解,前四个模态的方差贡献率分别为 0.26、0.16、0.12、0.1,第一模态为主要模态。图 3 给出了第一模态空间系数以及与 YTCPI 指数的相关系数空间分布。可以看出第一模态空间系数(图 3a)在研究区域内主要有 5 个中心,分别位于贝加尔湖西侧、东北太平洋、中太平洋、北美洲的北部和南部,其中东北太平洋和北美洲南部为正中心。除北美洲南部外,其他 4 个中心在相关系数分布图(图 3b)上均有成片的稳定格点区域与之对应,且符号一致。图 3b 中的蓝色框标记出了对应区域,将各框内红色格点的 HGT500 分别进行平均,且形成年序列,最终形成 4 个预测因子。统计显示,这 4 个预测因子与 YTCPI 的相关系数分别为 -0.55、-0.41、0.47、

-0.36,均通过了 0.05 显著性水平检验。

同样对前期冬季平均的 HGT850、SST、SLP 物理量场进行处理,将 EOF 展开的第一模态空间系数分布中心与相关系数高相关区进行比对,最终分别得到 4、2、4 个预测因子(图 4~图 6)。

综上,共普查到 14 个 YTCPI 指数预测因子,相关关系如表 3 所示,可以看出相关系数大多通过了 0.01 的显著性水平检验。因涉及到的因子较多,采用逐步回归方法进行精简,过程中逐渐引入因子,至

再加入因子对于整体方差贡献不大的时则停止引入。最终挑选出 9 个预测因子,分别为 HGT500\_X1, HGT850\_X1, HGT850\_X2, HGT850\_X3, HGT850\_X4, SST\_X1, SST\_X2, SLP\_X1, SLP\_X3。

### 3.2 YTCPI 指数预测

采用 BP 神经网络方法对 YTCPI 指数进行预测,预测因子共 9 个,因此模型输入层设置 9 个输入

表 3 1971—2013 年 YTCPI 预测因子与 YTCPI 相关系数\*

Table 3 Correlation coefficients between YTCPI and the predictors during 1971—2013

| 因子        | 相关系数  | 因子        | 相关系数  | 因子     | 相关系数  |
|-----------|-------|-----------|-------|--------|-------|
| HGT500_X1 | -0.55 | HGT850_X2 | -0.39 | SLP_X1 | -0.60 |
| HGT500_X2 | -0.41 | HGT850_X3 | 0.45  | SLP_X2 | -0.42 |
| HGT500_X3 | 0.47  | HGT850_X4 | 0.43  | SLP_X3 | 0.44  |
| HGT500_X4 | -0.36 | SST_X1    | 0.53  | SLP_X4 | 0.44  |
| HGT850_X1 | -0.57 | SST_X2    | -0.38 |        |       |

\* 通过 0.05 显著性水平检验的临界相关系数为 0.3,通过 0.01 的显著性水平检验的临界相关系数为 0.39

Note: Critical correlation coefficients with significance levels  $\alpha=0.05$  and  $\alpha=0.01$  are 0.3, 0.39, respectively.

节点,隐层 1 个;一般隐层节点(简称为隐节点)数为输入节点数的 75%,故设置 7 个隐节点;输出层设置 1 个节点,供输出 YTCPI 指数拟合预测结果。设置最小训练速率为 0.1,动态参数为 0.6, Sigmoid 参数为 0.9,允许误差为 0.001,最大迭代次数为 3000 次,即误差达到 0.001 或者误差未达到 0.001 时但迭代次数达到 3000 时,系统将停止训练,返回最终的各节点权值。1971—2008 年作为训练样本,2009—2013 年的独立检验样本(图 7)。经过迭代学习 1679 次时,模型误差达到允许误差,训练停止。

YTCPI 指数拟合结果显示,1971—2008 年实际值与拟合值之间的相关系数为 0.92,相对误差绝对值的平均为 12.4%,2009—2013 年独立样本检验显示,除 2010 年外,其他 4 个年份预测结果与实际较接近(表 4)。将 YTCPI 指数拟合预测结果按照式(2)进行规范化处理,得到 YTCPI 指标,结果如图 7 所示,拟合值与实际值相关系数为 0.92,相对误差绝对值的平均为 10%,独立样本显示同样是 2010 年较差,其他年份与实际接近(表 4)。

## 4 灾害年景预评估及检验

为了减小不确定性,本文以 YTCPI 指标拟合预测值( $x$ )为基础,以其绝对误差绝对值的平均(为 0.12)作为变化幅度,构成 YTCPI 指标上限( $x+$

0.12)及下限( $x-0.12$ ),将( $x\pm 0.12$ )分别代入式(3),得到具有上下限的直接经济损失指标值,最后将损失指标转换成定性的灾害年景预评估结果,如图 8 及表 5 所示。可以看出,1991—2008 年,只有 1996、1997 和 2004 年没有预估出损失程度。1996 和 1997 年可能主要归结于原始的 YTCPI 指标较小(图 7),难以对应有较大的灾损指标拟合值,表明 YTCPI 指数还有改进的空间;2004 年主要是由于 YTCPI 指数预测值偏小,导致损失指标拟合值偏小,可以通过进一步改进 YTCPI 指数预测因子及方法模型等来提高准确率。2009—2013 年独立样本灾害年景预评估结果显示,只有 2009 年没有预估正确,主要是因为 YTCPI 指标较大,对应的灾损指标预估偏大,而实际灾损偏小。

表 4 2009—2013 年 YTCPI 独立样本预测检验

Table 4 Independent sample test for YTCPI over 2009—2013

| 年份   | 实际值    | 预测值    | 相对误差 /% | 实际值 规范化 | 预测值 规范化 | 规范化后 相对误差 /% |
|------|--------|--------|---------|---------|---------|--------------|
| 2009 | 303.86 | 373.17 | 22.8    | 1.01    | 1.10    | 9.3          |
| 2010 | 254.69 | 77.47  | -69.6   | 0.87    | 0.26    | -69.7        |
| 2011 | 112.57 | 86.28  | -23.4   | 0.38    | 0.29    | -22.8        |
| 2012 | 422.67 | 420.19 | -0.6    | 1.16    | 1.16    | -0.42        |
| 2013 | 445.5  | 404.63 | -9.2    | 1.18    | 1.14    | -3.50        |

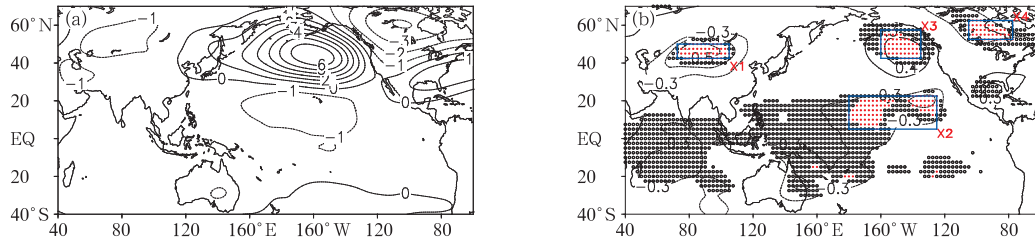


图 3 前期冬季 HGT500 EOF 第一模态空间分布图(a)及其与 YTCPI 高相关区(b)  
 (图 3a EOF 第一模态空间系数放大 100 倍, 方差贡献率为 26%; 图 3b 曲线为 1971—2013 年前期冬季 HGT500 与 YTCPI 相关系数, 所呈现的区域均通过 0.05 的显著性水平检验, 红色点为稳定格点, 灰色点为非稳定格点, X 及编号表示预测因子所在区域编号; 下同)

Fig. 3 First EOF mode of HGT500 (a) and the high-relation region between YTCPI and HGT500 (b) in previous winters

(Values in Fig. 3a are multiplied by 100 and variance contribution rate is 26%; curves in Fig. 3b are correlation coefficients between YTCPI and HGT500 during 1971—2013 with a significance level at  $\alpha=0.05$ ; red/gray points indicate stable/unstable grid points; X and their serial numbers indicate the region with predictors; similarly hereinafter)

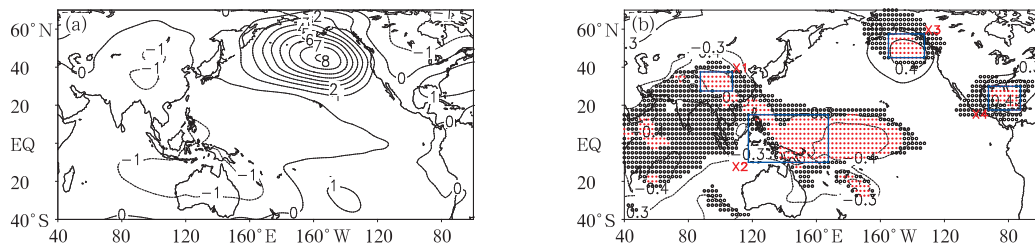


图 4 同图 3, 但为 HGT850, EOF 第一模态方差贡献率为 27.44%

Fig. 4 Same as Fig. 3, but for HGT850, variance contribution rate of the first EOF mode is 27.44%

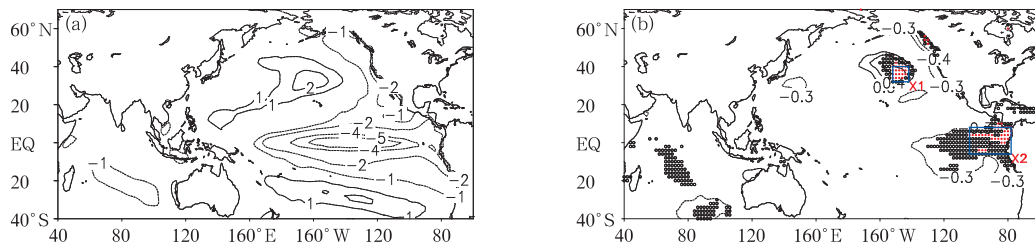


图 5 同图 3, 但为 SST, EOF 第一模态方差贡献率为 38.53%

Fig. 5 Same as Fig. 3, but for SST, variance contribution rate of the first EOF mode is 38.53%

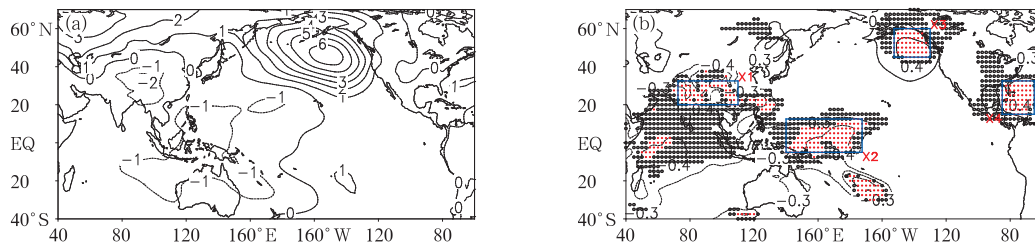


图 6 同图 3, 但为 SLP, EOF 第一模态方差贡献率为 26.67%

Fig. 6 Same as Fig. 3, but for SLP, variance contribution rate of the first EOF mode is 26.67%

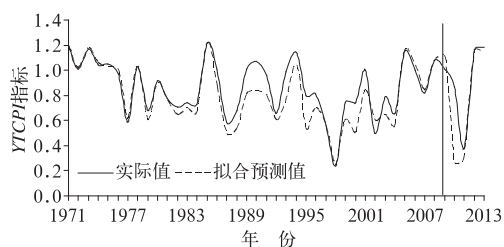


图 7 1971—2013 年 YTCPI 指标拟合  
预测值与实际值对比

(2009—2013 年为独立检验样本)

Fig. 7 Comparison between fitting results  
and actual values of normalized  
YTCPI during 1971—2013

(Samples in 2009—2013 are independent samples)

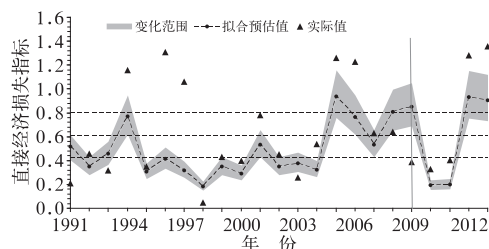


图 8 1991—2013 年直接经济损失指标  
拟合预测值与实际值对比

(2009—2013 年为独立检验样本)

Fig. 8 Comparison between fitting results  
and actual values of normalized direct  
economic loss during 1971—2013

(Samples in 2009—2013 are independent samples)

表 5 1991—2013 年灾害年景预评估检验 (2009—2013 年为独立检验样本)

Table 5 Independent sample test of pre-evaluation for annual disaster situation over 2009—2013  
(Samples in 2009—2013 are independent samples)

| 年份   | 预评估年景     | 实际年景 | 年份   | 预评估年景     | 实际年景 |
|------|-----------|------|------|-----------|------|
| 1991 | 偏轻—中等偏轻   | 偏轻   | 2003 | 偏轻—中等偏轻   | 偏轻   |
| 1992 | 偏轻—中等偏轻   | 中等偏轻 | 2004 | 偏轻        | 中等偏轻 |
| 1993 | 偏轻—中等偏轻   | 偏轻   | 2005 | 中等偏重—偏重   | 偏重   |
| 1994 | 中等偏重—偏重   | 偏重   | 2006 | 中等偏重—偏重   | 偏重   |
| 1995 | 偏轻        | 偏轻   | 2007 | 中等偏轻—中等偏重 | 中等偏重 |
| 1996 | 偏轻—中等偏轻   | 偏重   | 2008 | 中等偏重—偏重   | 中等偏重 |
| 1997 | 偏轻        | 偏重   | 2009 | 中等偏重—偏重   | 偏轻   |
| 1998 | 偏轻        | 偏轻   | 2010 | 偏轻        | 偏轻   |
| 1999 | 偏轻—中等偏轻   | 中等偏轻 | 2011 | 偏轻        | 偏轻   |
| 2000 | 偏轻        | 偏轻   | 2012 | 中等偏重—偏重   | 偏重   |
| 2001 | 中等偏轻—中等偏重 | 中等偏重 | 2013 | 中等偏重—偏重   | 偏重   |
| 2002 | 偏轻—中等偏轻   | 中等偏轻 |      |           |      |

综上,预评估检验结果显示,本文以 YTCPI 为纽带对下一年台风灾害年景进行预评估是可行的。

## 5 结论与讨论

在台风年际尺度预测上,目前主要是以频数预测为主,而业务实际中难以通过频数来充分判定台风对我国的潜在影响程度,基于此,本文尝试以 YTCPI 指数为纽带,借助其与台风直接经济损失之间的较好关系,采用 YTCPI 指数预测结果来推断损失程度,以此来初步探讨我国台风灾害年景预评估方法。

灾害年景预评估及检验结果显示,1991—2008 年,只有 1996、1997 和 2004 年没有预估出损失程度,独立样本(2009—2013 年)只有 2009 年没有预

估正确,总体上可以看出本文借助 YTCPI 指数来预评估台风灾害年景是可行的。

本文中,台风灾害年景预评估的准确性,主要依赖于 YTCPI 指标与年直接经济损失的关系模型以及 YTCPI 指数的预测模型。在灾害损失确定的过程中存在一定的不确定性,如 2010 年的 YTCPI 指标预测结果偏低很多,年景预评估结果对应为偏轻,与实际灾害年景一致,预评估正确有一定的凑巧因素在内。若假设 2010 年的 YTCPI 指标完全预测正确,即为 0.87,对应的损失指标为 0.46~0.7,年景预评估为中等偏轻至中等偏重,则与实际灾害年景不一致;在 2009 年也存在这样的情况,YTCPI 指标预测结果误差较小,对应年景预评估为中等偏重至偏重,而实际年景为偏轻。上述现象一方面表明 YTCPI 指数的预测模型还需要进一步改进,可以通过考虑更多的预测因子或者其他预测方法来提高预

测准确率;另一方面表明,YTCPI指标与直接经济损失指标之间的关系可能还受到主观因素影响,如防灾减灾措施和意识等,导致较大值的YTCPI指标对应较小值的损失指标,不考虑防灾减灾意识及能力等主观因素外,可以通过改进YTCPI指数、采用其他指数、增加更多的灾害损失指标等来进一步提高有关指数与灾害损失的相关关系,以使得模型更加合理。

文中对于预测因子的选取主要依赖于EOF展开的主模态和有关相关系数的空间分布比对,虽然抓住了有关物理量场的主要信息,但是降维后在一定程度上会造成信息丧失,因此其间的联系或影响机制还有待进一步深入研究。

## 参考文献

- 陈佩燕,杨玉华,雷小途,等,2009.我国台风灾害成因分析及灾情预估[J].自然灾害学报,18(1):64-73.
- 陈仕鸿,唐丹玲,隋广军,等,2013.基于SVR的广东省台风灾害损失评估[J].海洋环境科学,32(6):939-943.
- 丁一汇,朱定真,石曙卫,等,2013.中国自然灾害要览(上卷)[M].北京:北京大学出版社,158-190.
- 冯利华,1993.灾害损失的定量极端[J].灾害学,8(2):17-19.
- 黄丽娜,高建芸,孙健,等,2013.西北太平洋台风累积动能气候异常特征分析[M].气象,39(8):995-1003.
- 江漫,漆梁波,2016.1959—2012年我国极端降水台风的气候特征分析[J].气象,42(10):1230-1236.
- 金龙,2004.神经网络气象预报建模理论与应用[M].北京:气象出版社,1-208.
- 雷小途,2011.全球气候变化对台风影响的主要评估结论和问题[OL].中国科学基金,2:85-89,DOI:10.16262/j.cnki.1000-8217.2011.02.014.
- 雷小途,陈佩燕,杨玉华,等,2009.中国台风灾情特征及其灾害客观评估方法[J].气象学报,67(5):875-883.
- 李春梅,罗晓玲,刘景鑫,等,2006.层次分析法在热带气旋灾害影响评估模式中的应用[J].热带气象学报,22(3):223-228.
- 李泽椿,2008.登陆我国台风影响预评估模型[J].中国应急管理,8:12-17.
- 刘晓庆,唐丹玲,隋广军,等,2013.利用Elman神经网络模型评估广东热带气旋灾情[J].数学的实践与认识,43(16):104-111.
- 卢文芳,1995.上海地区热带气旋灾情的评估和灾年预测[J].自然灾害学报,4(3):40-45.
- 钱燕珍,何彩芬,杨元琴,等,2001.热带气旋灾害损失的估算与应用方法[J].气象,27(1):14-18.
- 秦大河,张建云,闪淳昌,等,2015.中国极端天气气候事件和灾害风险管理及适应国家评估报告(精华版)[R].北京:科学出版社,2-13.
- 隋广军,唐丹玲,2015.台风灾害评估与应急管理[M].北京:科学出版社,165-217.
- 王会军,范可,郎咸梅,等,2012.我国短期气候预测的新理论、新方法和新技术[M].北京:气象出版社,171-173.
- 魏应植,2008.雷达和卫星图像在登陆福建台风预报中的应用[D].南京信息工程大学博士学位论文,28-31.
- 尹宜舟,2011.我国热带气旋潜在影响力分析[D].博士学位论文.北京:中国科学院研究生院.
- 尹宜舟,罗勇,肖风劲,等,2013.热带气旋潜在影响力指数[J].中国科学:地球科学,43(12):2086-2098.
- 尹宜舟,肖风劲,罗勇,等,2011.我国热带气旋潜在影响力指数分析[J].地理学报,66(3):367-375.
- 张娇艳,吴立广,张强,2011.全球变暖背景下我国热带气旋灾害趋势分析[J].热带气象学报,27(4):442-454.
- 张颖超,范金平,邓华,2013.基于组合预测的浙江省台风灾害损失预测[J].自然灾害学报,22(6):223-231.
- 中华人民共和国国家统计局,2015.中国统计年鉴2015[G].北京:中国统计出版社.
- 周福,陈海燕,娄伟平,等,2012.浙江省台风灾害评估与风险区划[G].浙江杭州:浙江教育出版社,75-87.
- 邹燕,赵平,2009.几种台风资料的对比及台风年鉴数据的订正[J].热带气象学报,25(3):295-299.
- 邹燕,赵平,乔林,2009.基于台风年鉴资料的台风风一压公式重建[J].热带气象学报,25(2):163-168.