

# 香港沿岸台风暴潮灾害联合强度概率分析

陈磊

(浙江大学舟山海洋研究中心, 浙江 舟山 316021)

**摘要:**以香港东部鲗鱼涌和大埔滘两个验潮站的风暴增水数据为基础,以1999-2018年影响香港的台风过程所引发的风暴最大增水为研究对象,利用广义极值分布分别对两站的最大台风增水进行一元拟合,并基于二元Copula函数,构造两站最大台风增水的联合概率分布,根据其联合重现频率进行潮灾的联合强度概率分析。研究结果表明:两站台风暴潮最大增水变量的联合重现频次能够反映台风在香港东部引发的风暴潮的强度,这种联合概率分析较一元分析有更强的地区适用性。

**关键词:**台风; 风暴最大增水; 暴潮灾害; 联合重现频率; 二元Copula函数; 香港沿岸

中图分类号:P731.23

文献标识码:A

文章编号:1672-643X(2019)06-0020-04

## Joint intensity probability analysis of typhoon storm surge disasters along the coast of Hong Kong

CHEN Lei

(Ocean Research Center of Zhoushan, Zhejiang University, Zhoushan 316021, China)

**Abstract:** Based on the storm surge data of the two tide stations in Quarry Bay and Tai Po Kau in the east of Hong Kong, this paper focuses on the maximum storm surge caused by the typhoon processes affecting Hong Kong in 1999 - 2018. The generalized extreme value distribution was applied to uniformly fit the maximum typhoon surge of the two stations, and the joint probability distributions of the maximum typhoon surge at the two stations were constructed, and the joint intensity of the tidal disaster was calculated according to the joint recurrence frequency analysis based on the bivariate Copula function. The results showed that the joint recurrence frequency of the maximum storm surge variables at the two stations can reflect the intensity of storm surges triggered by typhoons in eastern Hong Kong. This joint probability analysis has stronger regional applicability than the unitary analysis.

**Key words:** typhoon; maximum storm surge; typhoon storm surge disaster; joint recurrence frequency; Copula function; the coast of Hong Kong

## 1 研究背景

中国香港地区位于台风频发的西北太平洋沿岸,每年都有热带气旋影响或者登陆,这也是沿岸居民和生态环境所面临的最不利的自然灾害风险<sup>[1]</sup>。台风经过香港时,它在不同的沿岸地区引发的风暴潮增水过程有所不同,对当地的破坏程度也有较大差异。选择台风过程引发的最大台风暴潮增水作为研究对象,它可以在一定程度上反映该风暴潮过程对该验潮站附近海域的影响。通过对香港多个验潮站观测得到的台风暴潮最大增水数据进行联合概率

分析,能够综合评估该台风暴潮过程对香港地区的整体影响。

对不同验潮站的风暴增水进行联合概率分析,需要通过一些方法获得联合概率分布。目前最常用的是Copula函数构造法<sup>[2-5]</sup>。Copula函数是一种多元性质的函数,通过引入参数描述不同变量间的相关性。实际上Copula函数是通过联合分布函数将它们各自的边缘分布函数结合在一起的函数,因此也可称之为连接函数。Copula函数已经广泛应用于陆地水文<sup>[6-7]</sup>、金融<sup>[8]</sup>、风险管理<sup>[9]</sup>、生物学<sup>[10]</sup>等多个领域。近年来Copula函数也被广泛引进到海

收稿日期:2019-04-12; 修回日期:2019-06-19

基金项目:国家自然科学基金项目(51109188)

作者简介:陈磊(1984-),男,浙江舟山人,硕士,工程师,主要从事海洋工程环境评价工作。

洋水文研究中。陈子燊等<sup>[11]</sup>、陈玲舫等<sup>[12]</sup>利用4类常用的二维 Archimedean Copula 函数,分别建立了粤东汕头海域年最大增水与相应风速、海口年最大增水与相应日期最大风速的联合概率分布。Dong 等<sup>[13]</sup>基于 Copula 和二元复合极值分布,建立了珠江口天文潮和增水的联合概率分布,并对其联合重现频率进行了分析。Rueda 等<sup>[14]</sup>针对风暴过程引发的极值波高和风暴增水,利用广义极值分布边缘和 Gaussian Copula 函数,构造了二者的联合概率模型,用以描述风暴的强度。

本文选择香港东部沿岸的两个验潮站——鲗鱼涌和大埔滘,基于1999-2018年间影响香港的台风过程所引发的最大风暴增水数据,利用广义极值分布和二元 Copula 函数,建立鲗鱼涌和大埔滘两地最大风暴增水的联合概率分布,对台风引发的香港东部风暴潮灾害强度进行综合评估。

## 2 风暴增水的概率模型

一场台风经过某地区时,会引发附近各海域潮位不同程度的增加<sup>[15]</sup>。不同验潮站会测得台风过程中该站的最大风暴增水,统计一定期间的长周期序列,可以进行风暴增水概率分布的拟合。对两个验潮站进行联合重现概率分析时,需要构建合适的联合概率模型。

### 2.1 边缘概率分布

相较于皮尔逊Ⅲ型分布,广义极值(GEV)分布属于理论上的极值分布,更为适用于台风过程引发的最大增水数据。因此,本文选用 GEV 分布作为边缘分布,对台风过程中某验潮站的最大风暴增水(设为随机变量  $X$ )进行拟合。GEV 分布的累积概率分布函数为:

$$F(x) = \exp\left\{-\left[1 + \xi\left(\frac{x - \mu}{\sigma}\right)\right]^{-1/\xi}\right\}, \quad 1 + \xi(x - \mu)/\sigma > 0 \quad (1)$$

式中: $\mu$ 为位置参数; $\sigma$ 为尺度参数; $\xi$ 为形状参数。本文选用极大似然法进行参数估计。

### 2.2 二元 Copula 函数

Copula 函数的概念是由 Sklar 提出,二元 Copula 函数结构简单,而两种事物的相关性又便于寻找规律。二元 Copula 函数  $C(u, v)$  是从  $[0, 1]^2 \rightarrow [0, 1]$  的映射。

本文选用二元 Gumbel - Hougaard Copula 函数来构造联合概率分布。其分布函数  $C(u, v)$  结构形式为:

$$C(u, v; \theta) = \exp\left\{-\left[(-\ln u)^\theta + (-\ln v)^\theta\right]^{1/\theta}\right\} \quad (2)$$

式中: $\theta$ 为相关参数,且  $\theta \geq 1$ ,其与 Kendall 秩相关系数  $\tau$  有个固定的相关关系。具体关系为  $\tau = 1 - 1/\theta$ 。当  $\theta \rightarrow +\infty$  时,  $U$  与  $V$  趋于完全相关;当  $\theta = 1$  时,  $U$  与  $V$  独立。

### 2.3 风暴增水最大值的联合概率分布

Sklar 定理是所有 Copula 理论的基石,通过 Sklar 定理可以完成多个边缘分布向联合分布的转换。其内容如下:

假若  $F_{XY}(x, y)$  是关于随机变量  $X$  和  $Y$  的二维联合分布函数,随机变量  $X$  和  $Y$  的边缘分布函数分别为  $F_X(x)$  和  $F_Y(y)$ ,根据 Sklar 定理则必然存在一个二元 Copula 函数  $C(u, v)$  满足对任意的  $(x, y) \in [-\infty, +\infty]^2$ ,则有:

$$F_{XY}(x, y) = C(u, v) = C(F_X(x), F_Y(y)) \quad (3)$$

若  $F_X(x)$  与  $F_Y(y)$  连续,则  $C(u, v)$  是唯一的,否则  $C(u, v)$  由  $\text{Ran}F_X \times \text{Ran}F_Y$  唯一确定( $\text{Ran}$ 表示值域)。反之,如果  $C(u, v)$  为二元 Copula 函数,  $F_X(x)$  和  $F_Y(y)$  分别为  $X$  和  $Y$  为边缘分布函数,则由公式(3)确定的函数  $F(x, y)$  即为变量  $X$  和  $Y$  的二维联合分布函数。

对于两验潮站的台风过程中,最大风暴增水分别用随机变量  $X$  和  $Y$  表示,  $X$  和  $Y$  的边缘分布服从 GEV 分布,选用二元 Gumbel - Hougaard Copula 作为连接函数。则根据 Sklar 定理和公式(3),可得到同一台风过程中两验潮站的最大风暴增水的联合概率分布  $F_{XY}(x, y)$ 。其中:

$$F_X(x) = \exp\left\{-\left[1 + \xi_X\left(\frac{x - \mu_X}{\sigma_X}\right)\right]^{-1/\xi_X}\right\} \quad (4)$$

$$F_Y(y) = \exp\left\{-\left[1 + \xi_Y\left(\frac{y - \mu_Y}{\sigma_Y}\right)\right]^{-1/\xi_Y}\right\} \quad (5)$$

式中: $\sigma_X$ 和  $\sigma_Y$ 分别为  $X$  和  $Y$  的尺度参数; $\xi_X$ 和  $\xi_Y$ 分别为  $X$  和  $Y$  的形状参数; $\mu_X$ 和  $\mu_Y$ 分别为 GEV 分布中  $X$  和  $Y$  的位置参数。

### 2.4 风暴联合强度

这里应用两验潮站的风暴增水联合重现频次作为其强度的表征。设某台风过程经过时,引发两验潮站的最大风暴增水分别为  $x_0$  和  $y_0$ ,则风暴增水联合重现频次  $T(x_0, y_0)$  的定义为:

$$\begin{aligned} T(x_0, y_0) &= \frac{1}{P(X > x_0, Y > y_0)} \\ &= \frac{1}{1 - F_X(x_0) - F_Y(y_0) + F_{XY}(x_0, y_0)} \end{aligned} \quad (6)$$

式中: $F_X(x)$ 和  $F_Y(y)$ 分别为  $X$  和  $Y$  对应的边缘分布函数,服从相应的 Gumbel 分布,  $F_{XY}(x, y)$  为联合概率分布。

### 3 实例分析

本文选用1999-2018年香港东部鲗鱼涌和大埔滘两个验潮站的风暴增水数据,每场台风过程引发的这两站的最大风暴增水序对见图1。从图1中可看出,二者存在较强的线性相关性,且存在一特大值(2018年9月超强台风山竹所致)。鲗鱼涌验潮站和大埔滘验潮站分别位于香港东岸的南北两侧,可以在一定程度上代表台风风暴潮对香港东部的影响。

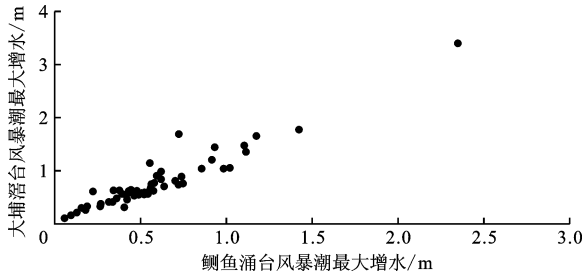


图1 1999-2018年鲗鱼涌和大埔滘台风风暴潮最大增水序对

表1 鲗鱼涌站和大埔滘站台风风暴潮最大增水序列的参数估计及GEV分布拟合

| 站点  | 参数估计   |          |        | 平均离差<br>平方和 | K-S检验  |             |
|-----|--------|----------|--------|-------------|--------|-------------|
|     | $\mu$  | $\sigma$ | $\xi$  |             | $D_n$  | $D_n(0.05)$ |
| 鲗鱼涌 | 0.4228 | 0.2532   | 0.0877 | 0.0170      | 0.0677 | 0.1848      |
| 大埔滘 | 0.5423 | 0.3099   | 0.1579 | 0.0150      | 0.1078 | 0.1848      |

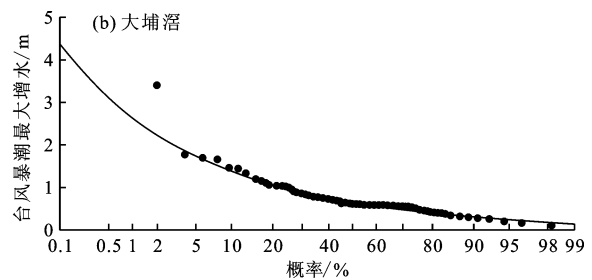
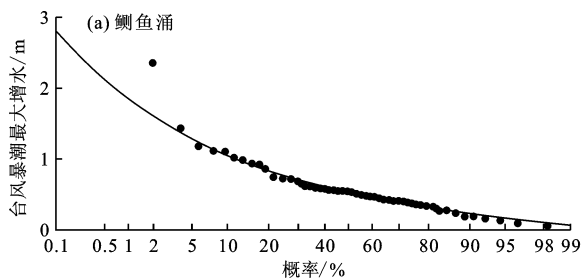


图2 鲗鱼涌和大埔滘台风风暴潮最大增水GEV分布拟合

表2 鲗鱼涌站和大埔滘站台风风暴潮最大增水的拟合优度检验结果

| 相关参数     | $\chi^2$ 检验 |                | K-S检验  |             | 赤池统计量<br>AIC |
|----------|-------------|----------------|--------|-------------|--------------|
|          | $\chi^2$    | $\chi^2(0.05)$ | $D_n$  | $D_n(0.05)$ |              |
| $\theta$ | 40.2767     | 50.9985        | 0.1050 | 0.1848      | -333.6374    |

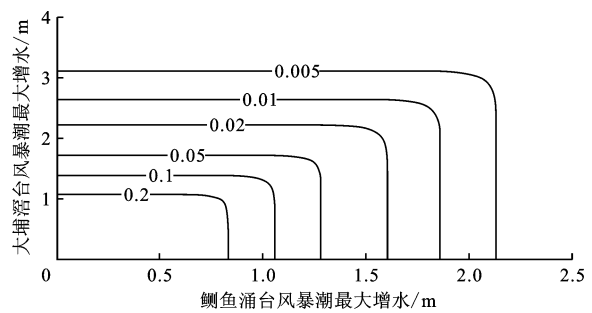
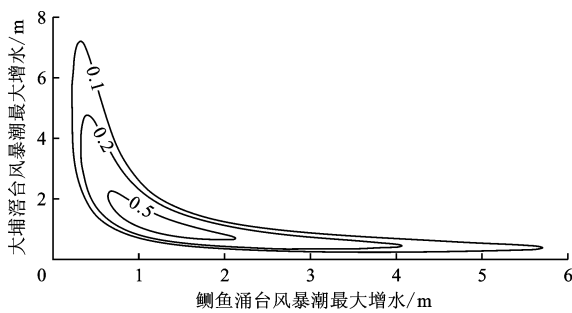


图3 鲗鱼涌和大埔滘台风风暴潮最大增水的联合密度和联合概率等值线

#### 3.1 边缘分布拟合

利用公式(4)和(5)的GEV分布,分别对鲗鱼涌和大埔滘两个验潮站的台风风暴潮最大增水序列进行拟合。参数估计和拟合结果见表1和图2。

结果显示,GEV分布对两个序列的拟合优度较好,平均离差平方和均较小,且在置信度为0.05的条件下,均通过了K-S检验( $D_n < D_n(0.05)$ )。

#### 3.2 联合强度分析

获得边缘GEV分布的拟合结果后,根据Sklar定理和公式(3),利用Gumbel-Hougaard Copula,得到鲗鱼涌和大埔滘两验潮站的台风过程最大风暴增水的联合概率分布 $F_{XY}(x, y)$ 。

对建立的二元概率分布进行拟合优度检验,包括 $\chi^2$ 检验和K-S检验(见表2)。结果表明,采用Gumbel-Hougaard Copula获得的二元模型拟合良好,在置信度为0.05的条件下,通过了这两种检验。图3(a)、3(b)分别为联合密度等值线和联合概率等值线。

通过公式(6),可以计算鲷鱼涌和大埔滘两验潮站的风暴增水联合重现频次  $T(x_0, y_0)$ 。结果见表 3,给出的联合重现频次值可作为台风暴潮的联合强度。

表 3 1999 - 2018 年鲷鱼涌站和大埔滘站台风暴潮最大增水的联合强度

| 年份   | 台风名称 | 联合强度 | 年份   | 台风名称 | 联合强度  |
|------|------|------|------|------|-------|
| 1999 | 利奥   | 4.2  | 2009 | 凯萨娜  | 1.9   |
| 1999 | 森姆   | 3.5  | 2010 | 康森   | 1.1   |
| 1999 | 丹尼   | 2.1  | 2010 | 灿都   | 1.2   |
| 2000 | 啟德   | 2.3  | 2010 | 凡亚比  | 1.0   |
| 2000 | 碧利斯  | 1.1  | 2010 | 鲇鱼   | 3.7   |
| 2000 | 悟空   | 1.9  | 2011 | 纳沙   | 3.7   |
| 2001 | 飞燕   | 1.1  | 2011 | 尼格   | 6.0   |
| 2001 | 榴莲   | 1.7  | 2012 | 韦森特  | 14.2  |
| 2001 | 尤特   | 13.2 | 2012 | 启德   | 1.9   |
| 2001 | 玉兔   | 2.7  | 2012 | 天秤   | 1.4   |
| 2003 | 伊布都  | 9.2  | 2013 | 尤特   | 2.0   |
| 2003 | 科罗旺  | 2.5  | 2013 | 天兔   | 4.3   |
| 2003 | 杜鹃   | 19.0 | 2013 | 罗莎   | 1.5   |
| 2004 | 康森   | 1.3  | 2014 | 威马逊  | 2.0   |
| 2004 | 圆规   | 1.9  | 2014 | 海鸥   | 7.9   |
| 2004 | 艾利   | 1.0  | 2015 | 莲花   | 1.6   |
| 2005 | 达维   | 4.0  | 2015 | 彩虹   | 1.9   |
| 2006 | 珍珠   | 2.8  | 2016 | 妮姐   | 2.5   |
| 2006 | 派比安  | 3.0  | 2016 | 莫兰蒂  | 1.5   |
| 2006 | 西马仑  | 1.3  | 2016 | 鲇鱼   | 1.2   |
| 2008 | 浣熊   | 1.9  | 2016 | 莎莉嘉  | 1.9   |
| 2008 | 风神   | 1.8  | 2016 | 海马   | 2.2   |
| 2008 | 鹦鹉   | 5.8  | 2017 | 天鸽   | 19.4  |
| 2008 | 黑格比  | 32.8 | 2017 | 卡努   | 8.4   |
| 2009 | 莫拉菲  | 3.3  | 2018 | 山竹   | 384.2 |
| 2009 | 巨爵   | 11.7 | 2018 | 玉兔   | 2.1   |

由表 3 可知,2018 年 9 月的超强台风山竹所引发的风暴潮强度最大,其联合重现频次达到了 384.2,这与实际情况相符。2000 年 8 月的台风悟空在鲷鱼涌站和大埔滘站所引发的最大风暴增水分别为 0.49、0.55 m;2008 年的台风浣熊在这两站引发的最大风暴增水分别为 0.38、0.62 m,但其联合重现频次均为 1.9。同样类似的情况如 1999 年 4 月的台风利奥与 2013 年的超强台风天兔等。这说

明综合考虑两验潮站的数据,可以综合评估台风暴潮对香港东部沿岸的影响。

## 4 结 论

本文基于 1999 - 2018 年香港东部鲷鱼涌和大埔滘两个验潮站的台风暴潮增水数据,对香港东部沿岸的台风暴潮强度进行了联合概率评估,并得出如下结论。

(1) 鲷鱼涌和大埔滘两验潮站在台风过程中的最大风暴增水序列分别采用 GEV 分布拟合,结果优良。GEV 分布适合这两个验潮站。

(2) 以 GEV 分布作为边缘分布,采用 Gumbel - Hougaard Copula 构造的二元联合概率分布,适合鲷鱼涌和大埔滘两站的最大风暴增水数据对,拟合良好。Gumbel - Hougaard Copula 构造的二元联合概率分布函数具体的构造过程和使用方法可以推广到其他类似事例当中。

(3) 基于两站最大风暴增水变量的联合重现频次,能够反映台风在香港东部引发的风暴潮的强度,这种联合概率分析较一元分析有更强的地区适用性,因为事物本身是有相关性的,这种联合在一起综合考虑也更有其合理性。

### 参考文献:

[1] 毛献忠, 姜 茜. 深圳香港海域可能最高潮位和浪高计算分析[J]. 海洋工程, 2012,30(2):129 - 135.

[2] NAGLER T, SCHELLHASE C, CZADO C. Nonparametric estimation of simplified vine copula models: comparison of methods[J]. Dependence Modeling, 2017,5(1):99 - 120.

[3] PORTIER F, SEGERS J. On the weak convergence of the empirical conditional copula under a simplifying assumption[J]. Journal of Multivariate Analysis, 2018,166:160 - 181.

[4] XIANG Z, WILSON A. System reliability and component importance under dependence: A Copula approach [J]. Technometrics, 2017, 59(2):215 - 224.

[5] KIRILIOUK A, SEGERS J, TAFAKORI L. An estimator of the stable tail dependence function based on the empirical beta copula[J]. Extremes, 2018, 21(1):1 - 20.

[6] 李大鸣, 顾利军, 高正廉, 等. 基于 Copula 函数的桃林口水库防洪风险分析[J]. 水利水电技术, 2017, 48(3):158 - 164.

[7] 马晓晓, 宋松柏. 基于 Copula 函数的不完全降水序列频率计算方法研究[J]. 水力发电学报, 2017,36(2):9 - 17.

[8] LIU B Y, JI Q, FAN Y. A new time - varying optimal copula model identifying the dependence across markets[J]. Quantitative Finance, 2017,17:1 - 17.

(下转第 29 页)

- [12] 刘逸豪,贾翔,侯博展,等. 叶尔羌河流域胡杨春尺蠖虫态发育节律对地表温度的响应[J]. 生态科学,2019,38(2):119-129.
- [13] 刘蛟,刘铁,黄粤,等. 基于遥感数据的叶尔羌河流域水文过程模拟与分析[J]. 地理科学进展,2017,36(6):753-761.
- [14] 段祥佩,魏兴萍,刘迅. 1961-2014年重庆市降水量的时空变化特征[J]. 重庆师范大学学报(自然科学版),2018,35(6):40-48+144.
- [15] 莫崇勋,阮俞理,莫桂燕,等. 水文变异对水库汛期分期及汛限水位确定的影响[J]. 水利水电技术,2018,49(2):1-7.
- [16] 何庆龙,周维博,夏伟. 延安市近60年降水时空特征分析[J]. 水资源与水工程学报,2018,29(1):31-37.
- [17] 冯一鸣,李金铭,高成成. 基于脑血氧信号近似熵的麻醉深度监测方法研究[J]. 航天医学与医学工程,2018,31(4):458-463.
- [18] 金红梅,何文平,张文. 噪声对滑动移除近似熵的影响[J]. 物理学报,2012,61(12):613-621.
- [19] 黄生志,黄强,王义民,等. 基于启发式分割和近似熵法的径流序列变异诊断[J]. 中山大学学报(自然科学版),2014,53(4):154-160.
- [20] 孙增寿,李晓鹏,韩培琰,等. 基于小波包样本熵的连续梁桥损伤识别[J]. 振动、测试与诊断,2018,38(5):916-921+1077-1078.
- [21] SONG Jiangling, HU Wenfeng, ZHANG Rui. Automated detection of epileptic EEGs using a novel fusion feature and extreme learning machine [J]. Neurocomputing, 2016,175(part A):383-391.
- [22] 张亮亮,贾元华,牛忠海. 基于近似熵的交通流序列趋势变化检测[J]. 北京交通大学学报,2014,38(6):7-11.
- [23] 张玉国. 基于样本熵的阿城站月径流序列复杂性分析[J]. 黑龙江水利科技,2013,41(1):110-112.
- [24] 刘庆丹,李久华,杨会杰. 汇率波动性的近似熵与样本熵分析[J]. 技术与创新管理,2016,37(4):438-441.
- [25] 李立,曹锐,相洁. 脑电数据近似熵与样本熵特征对比研究[J]. 计算机工程与设计,2014,35(3):1021-1026.
- [26] 王鹏赫,赵成义,王丹丹,等. 气候变化对叶尔羌河流域极端水文事件的影响[J]. 生态科学,2018,37(6):1-8.
- [27] 何兵,高凡,闫正龙,等. 叶尔羌河径流演变规律与变异特征[J]. 水资源与水工程学报,2018,29(1):38-43+49.
- [28] 孙本国,沈永平,王国亚. 1954-2007年叶尔羌河上游山区径流和泥沙变化特征分析[J]. 冰川冻土,2008,30(6):1068-1072.
- [29] 高鑫,张世强,叶柏生,等. 1961-2006年叶尔羌河上游流域冰川融水变化及其对径流的影响[J]. 冰川冻土,2010,32(3):445-453.

(上接第23页)

- [9] 徐映梅,徐璐. 中国金融业跨市场风险测度与分析——基于GARCH-Copula-CoVaR模型[J]. 统计与信息论坛,2015(4):28-32.
- [10] HUANG Shengzhi, LI Pei, HUANG Qiang, et al. Copula-based identification of the non-stationarity of the relation between runoff and sediment load[J]. International Journal of Sediment Research, 2017,32(2):221-230.
- [11] 陈子燊,刘曾美,李志强. 基于Copula函数的海岸增水高度与相应风速的遭遇概率分析[J]. 海洋学报(中文版),2012,34(6):11-18.
- [12] 陈玲舫,韩树宗,车志伟,等. 琼州海峡海口站近岸风暴增水概率风险分析[J]. 海洋工程,2017,35(2):115-122.
- [13] DONG Sheng, CHEN Chengchao, TAO Shanshan, et al. Stochastic model for estimating extreme water level in port and coastal engineering design [J]. Journal of Ocean University of China, 2018,17(4):744-752.
- [14] RUEDA A, CAMUS P, TOMÁS A, et al. A multivariate extreme wave and storm surge climate emulator based on weather patterns [J]. Ocean Modelling, 2016,104:242-251.
- [15] 于福江,董剑希,李涛,等. 风暴潮对我国沿海影响评价[M]. 北京:海洋出版社,2015.