

风暴潮增水和台风浪联合分布 在北仑港中的应用

王红川

(南京水利科学研究院,江苏南京210029)

摘要:通过台风期间北仑港实测潮位、波浪资料统计分析,研究台风期间风暴潮增水特性和统计规律,采用概率统计理论研究风暴潮增水和波浪的相关性,建立风暴潮增水与波高的联合分布,提出考虑风暴潮影响的设计潮位、波浪组合的推算方法。 关键词:风暴潮增水;波浪;北仑港;联合分布 中图分类号: TV 131.4 文献标志码: A 文章编号: 1002-4972(2014)03-0051-06

> Application of combined distribution between wave height and set-up induced by storm surge

> > WANG Hong-chuan

(Nanjing Hydraulic Research Institute, Nanjing 210029, China)

Abstract: According to the measured water level and wave height during typhoon period, we study the characteristics of set-up induced by storm surge, analyze the relativity between storm surge water level and wave height using probability and statistical methods, and establish the combined distribution between set-up and wave height. A calculation method is provided to consider the combination effects of set-up by storm surges and wave height during typhoon period.

Key words: storm surge ; wave; Beilun port; combined distribution

风暴潮增减水是由风暴产生的相对于天文潮 位的水位增加或减少值。特别是增水值,如果与 天文潮高潮位叠加,有时产生的风暴潮水位比正 常水位高出许多,同时台风及其诱发的极端海况 (风速、波高、暴潮、海流等)严重威胁着沿岸 地区人民的生命财产安全。由于海洋环境条件的 复杂性、多样性及随机性,设计标准的选取是决 定工程结构安全度、造价、效益及合理形式的主 要因素^[1-3]。传统的设计标准(如多年一遇水位、 多年一遇波高等)无法考虑海洋环境条件的随机 组合,往往过高估计环境条件设计标准,造成不 必要的浪费。工程设计中海洋环境(如风暴潮增 减水、台风引起的波浪)的正确选定对于防护设 施的造价和安全具有重要的工程意义。 目前海洋工程设计中,传统的方法是单独 对工程海区的风、浪、潮、流等要素进行概率统 计,使用其各自的重现期年极值作为设计标准。 由于各种极值同时出现的概率极小,这种设计标 准往往导致过高的投资,造成不必要的浪费。 1990年以来,我国的众多学者对此方面的研究成 果也已逐步成熟,部分研究成果得到了工程界的 应用。

传统上,对于单个因素连续观测资料的分析 比较,普遍的方法是采用PIII型分布、Gumbel分 布、Weibull分布结合数学模型计算来推求多年一 遇的水文环境条件设计参数。刘德辅^[4]以实测和后 报资料为基础,使用多维联合概率的随机模拟技 术,提出了台风或飓风条件下极值预报模型——

收稿日期: 2013-05-29

作者简介:王红川(1966-),男,博士,教授级高工,从事海岸工程波浪动力研究。

复合极值分布理论。董胜等^[5]根据青岛地区多年 风暴潮增减水过程观测资料,提出了以Poisson-Gumbel分布对风暴潮增减水序列进行频率分析的 方法,并通过对不同长度序列资料计算比较后, 认为对于风暴潮产生的水文现象,采用Poisson-Gumbel分布求解多年一遇统计值具有独到之处. 它不仅考虑了增减水极值的原始分布,而且充分 利用风暴潮增、减水发生频次这一信息,即使观 测序列不长, 计算结果也能基本满足工程设计的 需要。刘德辅等¹⁰对复合极值分布理论做了进一步 研究,将该理论由一维拓宽到多维进行了理论论 述,使用国际上可行的多维联合极值分布模式建 立了一种新的多维复合极值分布模式,该模式既 考虑了不同海区每年台风出现的不同频次,又考 虑了台风诱发的多种极端海况(风速、波高、周 期、风暴潮、海流)出现的概率特性,构成一种 离散分布与多维联合极值分布组合而成的新型分 布模式——多维复合极值分布。董胜等^[7]对多维联 合极值分布模式又作了进一步研究,提出了海岸 地区致灾台风暴潮的长期分布模式。

在我国沿海地区,无论是风暴潮的灾情预报 还是防潮堤坝的建设,多以海岸潮位的变化(常 常采用警戒潮位)作为相对标准。有研究表明, 严重的台风暴潮灾害往往是风暴潮与天文大潮相 遇、同时叠加向岸大浪造成的。实测资料显示, 8923[#]和9711[#]台风期间,浙江镇海观测站的潮位 记录分别为4.32 m和5.22 m(相当于约100 a一遇的 极值水位),均超过当地警戒水位(4.30 m), 这两次台风由风暴潮引起的增水分别是0.76 m和 1.69 m。同时镇海观测站观测到的最大波高分别为 3.7 m和3.2 m。为了克服单纯使用水位大小判别灾 情失真的不足,考虑台风导致的高水位和海浪等 要素对风暴潮灾害的贡献,使用多维联合概率分 布函数分析海岸地区的致灾风暴潮的长期分布模 式,进行联合重现期的推算,对防潮减灾规划和 工程建设具有指导意义。

1 一维复合极值分布

假设每年风暴出现次数为n(n=1,2,3,…), 其相应的概率为P(n=k)=P_k为一离散型的随机变 量,遵从Poisson分布;而台风强度及其引起的 相应海洋环境参数极值的分布函数为*G*(*x*),服从 Gumbel分布(我国海域的实测和后报资料证实了 这一假定^[4,6]),则两者可构成一个新的分布—— 复合极值分布:

$$F(X) = \sum_{k=1}^{\infty} p_{k} [G(X)]^{k}$$
(1)

假定n符合Poisson分布:

$$p_{k} = \frac{\lambda^{k}}{k!} e^{-\lambda} \qquad (2)$$

风暴增减水(或波高)极值符合Gumbel 分布:

$$G(x) = \exp\{-\exp[-a(x-\beta)]\}$$
(3)

式中: α, β为待定参数。由式(1)可得:

$$F(X) = \sum_{k=1}^{\infty} e^{-\lambda} \frac{\lambda^{k}}{k!} [G(X)]^{k} = e^{-\lambda[1 - G(x)]} \quad (4)$$

设*P*为设计频率,则重现期*T*=1/*P*,累积频率*F*(*x*)= 1-*P*。由式(3)和(4)可得与*P*相对应的特征值 *X*₂为:

$$X_{p} = -\frac{1}{a} \ln \left\{ -\ln \left[1 + \frac{1}{\lambda} \ln(1-P) \right] \right\} + \beta \quad (5)$$

2 二维联合概率随机模型

若风暴潮平均每年出现次数为 λ ,每年出现次 数n符合泊松分布P;而每次风暴过程中的极值水位 及相伴出现的波高设为(ζ , η),无风暴年份的水 位及伴随出现的波高设为(ζ , γ)。设(ζ , η)和 (ζ , γ)为二维连续型随机变量,两者的联合概率 分布函数分别为G(x, y)和Q(x, y)。则称

$$F(x,y) = P_0 Q(x,y) + \sum_{k=1}^{\infty} p_k k \cdot \int_{-\infty}^{y} \int_{-\infty}^{x} G_X(u)^{k-1} g(u,v) du dv$$
(6)

为离散型分布 P_k 与连续型分布G(x,y)构成的 二维复合型极值分布。如存在(ξ_0 , γ_0)满足 $P\{(\xi > \xi_0) U(\gamma > \gamma_0)\}=0$,即Q(x,y)=1,由上式可 推导为

$$F(x,y) = \exp(-\lambda) \cdot \left\{ 1 + \lambda \int_{-\infty}^{y} \int_{-\infty}^{x} \exp[\lambda G_{x}(u)g(u,v)dudv] \right\}^{(7)}$$

$$\overline{A}G(x, y) \ \widehat{P} \stackrel{(7)}{\to} Gumbel \ \widehat{D} \overline{\pi}, \ \operatorname{dsd}(7) \ \widehat{P}$$

到二维的Poisson-Gumbel分布:

$$G(x,y) = \exp\left\{-\left[\exp\left(-\frac{x-\mu_1}{\alpha\sigma_1}\right) + \exp\left(-\frac{y-\mu_2}{\alpha\sigma_2}\right)\right]^{\alpha}\right\} (8)$$

式中: α 是表示随机变量x和y之间相关性的参数, 若 $r_{1,2}$ 为随机变量x和y之间的相关系数, α 可按 $\sqrt{1-n_2}$ 进行估计。对式(8)中的随机变量x和y求偏导数,得到x和y的联合概率密度函数为:

$$g(x,y) = \frac{1}{\alpha\sigma_{1}\sigma_{2}}A^{\frac{1}{\alpha}}B^{\frac{1}{\alpha}}(A^{\frac{1}{\alpha}} + B^{\frac{1}{\alpha}})^{\alpha-2} \cdot$$
(9)
$$[\alpha(A^{\frac{1}{\alpha}} + B^{\frac{1}{\alpha}})^{\alpha} - (\alpha - 1)]G(x,y)$$
$$\begin{cases} A = \exp(-\frac{x - \mu_{1}}{\sigma_{1}}) \\ B = \exp(-\frac{y - \mu_{2}}{\sigma_{2}}) \end{cases}$$
(10)

式(7)为考虑波高、风暴潮增水的二维联合分布 模型。若随机变量*X*和*Y*超过某值*x*和*y*时,其发生 概率*p*与累计频率*G*互余,对应的联合重现期*T*则 为*p*的倒数。

3 北仑港风暴潮特性研究

3.1 北仑港风暴潮特性

本文依据北仑海洋站1980—1988年实测潮位资料,采用分潮模式进行潮汐调和分析,给出天文潮预报,对期间的实测潮位进行增减水分离,获得北 仑站的风暴增、减水特征值,以及典型的风暴潮增 减水过程^[8]。同时依据当地海洋站的实测资料分析 典型台风期间的观测波高值,建立台风期间风暴潮 增水与波高之间的关系;结合二维概率随机模型分 析风暴潮引起的增水和波高的统计性质。

通常认为风暴潮由实测水位值减去对应时刻 的天文潮推算值的"剩余"来表征。根据计算得 出的台风期间风暴潮增减水过程,可以得出每次 台风期间的最大增减水值。根据分析,8310[#]号台 风近年在北仑水域引起的风暴潮增水强度最大, 最大增水1.80 m;台风引起的风暴潮增水持续时 间长,0.5 m以上增水时间达2 d以上;台风期间北 仑海洋站实测最大风速达30 m/s;北仑水域普遍 出现偏北大风,观测波高*H*1/10为1.5 m,波向NNW 向,实测最高潮位为4.59 m(浙江吴淞基面)。此 外,8615[#]台风引起的风暴潮增水最大值也大, 为1.23 m,8615[#]台风在北仑地区也普遍出现大 风和大浪,北仑海洋站实测最大风速为32 m/s,风向NW方向,同时观测到波高H_{1/10}达2.4 m^[9]。

可见,在北仑地区,引起台风风暴潮增水的 天气一般同时会出现大风大浪的海况;出现台 风减水的天气时,台风路径一般离北仑水域较 远,当地海况较为平静。因此,风暴潮增水情 况下的台风天气对当地水域的建筑物以及沿岸 海堤的影响较为严重,特别是在台风天气正值 天文高潮出现时,引起水位抬高以及大浪的同 时作用,对沿岸码头水陆域的设计高程影响应引 起特别重视。

3.2 北仑港风暴潮增水与波高联合概率统计

引起较大风暴潮增水的台风在北仑水域的 波高也大,同时相应风速也大。而出现较大风暴 潮减水的台风天气,由于台风路径离当地海域较 远,北仑水域实测波高并不显著增加。本文将台 风引起的风暴潮增水与波高之间建立一种对应关 系,通过概率分布模式分析致灾风暴潮的潮位与 波高的联合分布,给出一种致灾风暴潮灾害的重 现期推算方法。

通过分析发现,一般出现较大风暴潮增水的 台风天气,海域的风浪也大,期间出现的高潮潮 位也大。图1分别列出了北仑海洋观测站在发生 致灾风暴潮时的风暴最大增水和最大波高、最高 潮位、最大波高的对应关系。从图1可以看出, 风暴最大增水和对应最大波高有一定的一致性; 另外,几次最大增水(增水大于0.7 m)均出现 在当地高潮期间,台风期间浪大、风速也相对较 大,前4次最大增水台风对应的实测波高分别为 1.5,2.4,0.8,0.9 m。

通过分析台风期间实测的波高与最大风暴 潮增水值之间的关系,发现台风暴潮增水值越 大,相应台风天气出现的波高也越大,通过相 关分析可以得出,台风天气条件下,北仑站的 波高与风暴潮增水有如下关系: Y=1.03X,相关 系数为0.8。

这说明,有台风引起的风暴潮增水、台风引 起的波浪之间有一定的相关性,表现为台风期间 的水位与波高之间也有一定的联系。如果在工程 设计中将设计波高和设计潮位作为两个独立的变量考虑,将一定重现期(如50 a一遇)的波高和相应重现期水位(50 a一遇)组合作为设计标准,这样组合后的重现期已不再是50 a一遇的工况,由于这两个海况之间存在一定的相关性,也不能将两者的重现期简单相乘结果看作为它们组合后的重现期。









图1 北仑站实测最高水位直方图

这种台风引起的风暴潮增水(或从而引起的

高潮位)与相应的波高具有一定程度的关联,可 采用二维复合分布模式来描述台风暴潮过程中极 值水位与相应波高的联合概率。

首先利用一维复合极值分布模型分别对北仑 站的风暴潮增水、实测波高进行频率分析。表1列 出了采用复合极值分布计算得到的重现期波高、 风暴潮增水和高潮位,其中重现期高水位中包含 了各年份中出现的风暴潮信息。这里需要说明的 是,由于表中依据的北仑海洋站波高、潮位资料 年限较短,这里的分析结果仅供分析波高与风暴 潮增水研究比较用,在实际工程应用中还需收集 更长序列资料重新推算。

从分析结果来看,北仑站50 a一遇波高为 3.09 m, 50 a一遇的风暴潮增水为2.21 m。50 a一 遇高水位为5.28 m。

表1 北仑站重现期要素

重现期/a	波高H4%/m	增水/m	高潮位/m
100	3.50	2.46	5.53
50	3.09	2.21	5.28
25	2.68	1.95	5.03
10	2.13	1.61	4.68
5	1.70	1.34	4.41
2	1.04	0.93	4.00

如考虑当地台风天气条件下,由台风引起的 风暴潮增水和相应波高之间在一定程度上的相关 性,可采用二维复合极值分布模型分析波高与风 暴潮增水之间的联合概率密度和联合超值概率。 根据北仑多年实测台风期的波高和相应增水值, 采用统计方法分别计算极值波高和增水的均值、 方差及两者的相关系数等参数,由式(8)和式(9)可 以求得台风引起的波高和增水二维超值概率和概 率密度,进一步可计算相应的条件概率。

图2是台风增水和对应波高联合概率密度分布,从图中可以看出,在台风期间由不同强度台风产生的北仑水域的风暴潮增水和北仑站的波高值出现频率最多的范围为增水值为0.5~0.8 m,波高值为0.4~0.8 m。

图3列出了当产生50 a一遇、10 a一遇风暴 潮潮增水时,波高的条件概率密度分布,从图3 可见,在50 a一遇风暴潮增水(2.21 m)时最可



能出现的波高值为2.6 m, 10 a一遇风暴潮增水 (1.61 m)时最可能出现的波高值为1.7 m。也可 用台风期间实测高潮位和对应实测波高建立联合 概率分布分析潮位与波高的重现期关系,分析表 明,如以台风期间的波高与高水位之间建立相关 关系,相关程度相对较小,相关系数为0.3左右。



图4列出了当产生10 a一遇高潮位和实测8310[#] 台风时,波高的条件概率密度分布,从图6可见, 在10 a一遇高潮位(4.68 m)时最可能出现的波高 值为0.6 m,而采用风暴潮增水分析得出的10 a一 遇风暴潮位最可能出现的波高为1.7 m,与8310[#]台 风观测数据较为一致。

分析资料年限中出现了2次较大台风过程,分 别是8310[#]台风和8615[#]台风^[10],这两次台风均对北 仑地区产生了较大的波高和风暴潮。两次台风期 间,北仑水域均出现大风,8310[#]台风出现的最大 风速为30 m/s,实测最大波高为1.5 m,产生的增



水达1.8 m,根据本文波高和风暴潮增水二维模式 分析得出的相应重现期为26 a一遇;8615[#]台风出 现的最大风速为32 m/s,实测最大波高为2.4 m, 产生的增水达1.23 m,分析得出的相应重现期为 29 a一遇。

由于台风天气引发的风暴潮增水和波浪之间 的相关系数比台风天气下的高潮位与波高的相关 系数大,因而利用风暴潮最大增水与波高建立二 维联合概率分布要好于采用台风天气下高水位和 波高建立的分布。

4 结语

 1)台风引起的风暴潮增水与台风浪之间具有 一定的相关性,本研究提出了一种考虑台风导致
 的风暴潮增水和海浪波高两者之间的二维复合分
 布模式,适用于描述台风暴潮过程中风暴潮增水
 极值和相应极大波高的联合概率。

2)根据北仑海洋站台风期间实测潮位、波 浪资料采用分潮模式进行潮汐调和分析,获得北 仑站的风暴增、减水特征值,风暴潮增水和波高 具有一定的相关性,可建立风暴潮增水与波高的 联合分布计算台风重现期。本文实例计算分析表 明,8310[#]和8615[#]台风在北仑地区产生的风暴潮灾 害的重现期约为30 a。

3)致灾台风风暴潮对沿海地区的影响因素有 较多因素,本文风暴潮灾害的重现期分析也仅仅 考虑台风浪和风暴潮增水两个因素,对于由台风 风暴潮引起的更多灾害因素有待于进一步研究, 扩展多维联合概率分布模型。另外,重现期灾害 研究主要基于长期观测资料的统计和分析,本次 研究的依据资料仅为验证分析模型的有效性,有 必要收集长系列资料对该地区的台风暴潮灾害作 进一步研究。

参考文献:

- [1] 冯士筰.风暴潮导论[M].北京:科学出版社, 1982.
- [2] Welander P.Numerical prediction of storm sur-ges[J]. Advances in Geophysics, 1961(8): 315-379.
- [3] 王静,李维涛,陈丽棠.海堤工程防洪标准与区域社会 经济发展[J].水利技术监督,2005(3):47-51.
- [4] 刘德辅, 亢清珍, 韦勇, 等. 海洋环境因素极值组合及设计标准[J]. 水科学进展, 1998, 9(2): 146-150.

- [5] 董胜, 刘德辅. 不完整风暴增减水序列的统计分析[J].
 海洋通报, 1999, 18(6): 63-70.
- [6] 刘德辅,王莉萍,宋艳,等.复合极值分布理论及及其工程应用[J].中国海洋大学学报,2004,34(5):893-902.
- [7] 董胜,郝小丽,李锋,等.海岸地区致灾台风暴潮的长期 分布模式[J].水科学进展,2005(16):42-46.
- [8] 丁千龙.海口港风暴潮分析与预报[J].海洋预报, 1999, 16(1): 41-47.
- [9] 南京水利科学研究院.金塘大浦口集装箱码头工程波 浪数模计算[R].南京:南京水利科学研究院,2005.
- [10] 国家海洋局. 1989—2008年中国海洋灾害公告[R]. 北京: 国家海洋局, 2009.

(本文编辑 武亚庆)

4 结论

 1)我国船舶溢油损失序列不服从正态分布, 而是呈现出"尖峰、厚尾"的特点。

2)将分段建模与完整建模相比,分段建模
 对原始损失数据的主体和尾部均有较好的拟合效
 果,拟合结果显著优于完整建模。

3) DTD-GPD 模型克服了单纯传统损失分布 法或单独使用极值理论描述船舶溢油损失分布特 征的不足,更准确地刻画了船舶溢油损失分布。

参考文献:

 王君, 潘伟然, 张国荣, 等. 厦门湾海上溢油风险的评估 与分析[J]. 台湾海峡, 2009 (4): 31–36.

- [2] 申瑞婷, 胡宗敏, 梁刚. 港口船舶溢油环境风险评价方 法研究[J]. 水运工程, 2011(11): 159–163.
- [3] Coles S. An Introduction to Statistical Modeling of Extreme Values [M]. London: Springer,2001.
- [4] Embrechts P, Kluppelberg C, Mikosch T. Modelling Extremes Events for Insurance and Finance[M]. Berlin: Springer Verlag, 1997.
- [5] 赵智红,李兴旭.非寿险中巨额损失数据的拟合与精算[J].数理统计与管理,2010,29(2):336-347.
- [6] 欧阳资生. 极值理论: 巨灾保险的统计理论基础[J]. 统 计与决策, 2006(11): 13-14
- [7] 张庆洪, 葛良骥. 厚尾稳定分布巨灾风险的集合分散效 应[J]. 统计与决策, 2008(3): 29-33.

(本文编辑 武亚庆)

(上接第50页)

- [8] Soni P, Salokhe V M. Influence of dimensions of UHMW-PE protuberances on sliding resistance and normal adhesion of Bangkok clay soil to biomimetic plates[J]. Journal of Bionic Engineering, 2006, 3(2): 63-71.
- [9] GB/T 50123—1999 土工试验方法标准[S].
- [10] 郭玉华, 胡长友, 林荃,等. 附着力测量仪[P]. 中国: CN 201449366 U. 2010.
- [11] 张先伟, 王常明. 结构性软土的黏滞系数[J]. 岩土力学, 2011, 32(11): 3 276-3 282.
- [12] Spektor M. Principles of soil-tool interaction[J]. Journal of

Terramechanics, 1981, 18(1): 51-56.

- [13] Ren L Q, Tong J, Chen B C. Fractal phenomena in soil and wettability research[J].Transactions of CSAE, 1993, 9(1): 1–6.
- [14] 房后国. 海积软土固结过程中结合水的行为[D]. 长春: 吉林大学, 2001.
- [15] 刘德新, 岳湘安, 候吉瑞, 等. 固体颗粒表面吸附水层厚 度实验研究[J]. 矿物学报, 2005, 25(1): 15-19.

(本文编辑 郭雪珍)