

中国台风灾害区划及设防标准研究

——双层嵌套多目标联合概率模式及其应用

刘德辅^{①*}, 庞亮^②, 谢波涛^②, 伍远康^③

①中国海洋大学防灾研究所, 青岛 266003;

②中国海洋大学工程学院, 青岛 266100;

③浙江省水文局, 杭州 310009

* E-mail: liu@ouc.edu.cn

收稿日期: 2007-01-22; 接受日期: 2007-09-14

国家自然科学基金(批准号: 50679076)和国家防汛抗旱总指挥部办公室基金(批准号: 20060120)资助项目

摘要 鉴于台风灾害加剧趋势, 中国必须构建一套完整的防灾、减灾体系. 针对台风特征、致灾因素、相应后果和防灾需求, 使用多维复合极值分布理论, 构造一个双层嵌套、多目标的联合概率预测模式, 进而建立台风灾害区划及相应防灾设防标准体系.

关键词

台风灾害区划
设防标准
多维复合极值分布
随机模拟
联合概率预测

继 2005 年卡特里娜飓风给美国新奥尔良带来毁灭性的破坏以后, 2006 年我国又遭受了几场台风的重创. 纵观 2006 年台风的特征, 始于 2006 年 5 月的珍珠台风导致南海一座深海平台破坏, 止于 2006 年 12 月 13 日的尤特台风在西沙附近导致船舶沉没, 其间, 有破坏力强大的桑美超强台风, 有在登陆后持续 150 h 后才消亡的比利斯台风等, 在本年度带来的人员伤亡和财产损失均非常严重. 全球气候变暖、海平面上升、台风强度频次及其致灾后果的增长, 对我们在防灾、减灾方面的研究提出了新的要求. 如何依据台风特点及其致灾后果, 针对不同区域对防灾设防标准的要求, 构造一套中国台风灾害区划及设防标准系统, 已成当务之急.

台风(飓风)灾害区划及相应设防标准研究, 各国尚无成熟的经验与成果. 美国将墨西哥湾和大西洋沿岸先是划分为七个区, 对各区建立了相应的标准设计飓风(SPH, Standard Project Hurricane)和最大可能飓风(PMH, Probable Maximum Hurricane)^[1]. 随后, 又进一步划分为十一个区, 并给出了相应的飓风特征值^[2~5]. 但是, 早在 20 多年前我们提出的应用于台风灾害概率预测的复合极值分布理论(一维型式)^[6]及其在美国沿岸飓风特征长期概率预测的结果表明, 其 50 年一遇值与 1000 年一遇值与美国 NOAA 建议的 SPH 和 PMH 接近. 而唯独在新奥尔良附近海域和东佛罗里达一带, 我们的预测值大大超过 NOAA 预测的飓风强度^[7](见图 1). 同样, 使用我

们新开发的多维复合极值分布理论(Multivariate Compound Extreme Value Distribution, MCEVD)所得概率预测结果与 1983, 2000, 2003 年美国学者研究成果相比, 我们的成果在新奥尔良所在区域, 也更为符合实际情况 [2~4,8] (见图2). 在对新奥尔良灾害的分析中, 更进一步证实了多维复合极值分布理论预测结果的正确性 [9,10].

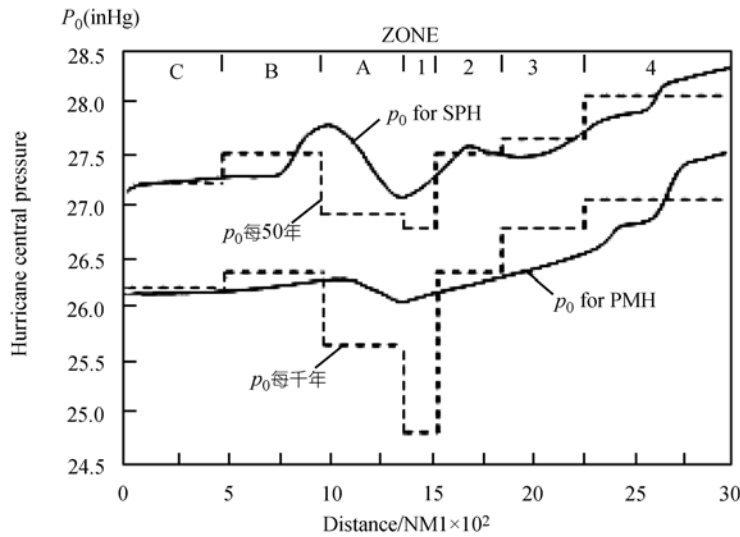


图1 复合极值分布与 NOAA 建议值对比图

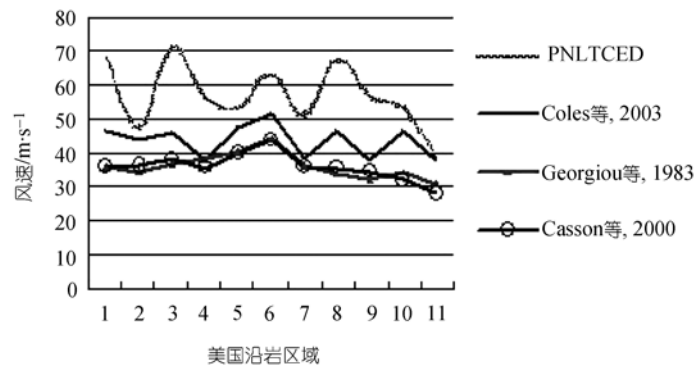


图2 使用不同方法计算百年一遇飓风风速对比图

本文的主要理论依据—复合极值分布理论(CEVD), 在于引入台风出现频次符合泊松分布, 以台风过程极值取样取代传统的年极值取样而构成相应的CEVD. 自 1980 年CEVD公开在美国发表以来 [6], 经过二十多年不断深入和拓宽, 不但列为全国统编教材正式内容和正在编入我国海港水文设计规范, 并在近四十项工程设计中得到应用. 该理论也获得国外同行的引用和应用 [11~15]. 如前所述, 使用同样的资料, 对Katrina和Rida飓风的概率预测结果, CEVD明显较NOAA预测值更为合理. 特别值得提出的是Kirby等在“美国洪水概率分析总结”一文中指出: “将基于事件取样和联合概率结合起来将大大推动特大洪水概率预测的发展” [11], 而MCEVD理

论的立论依据与Kirby和Moss所期待的特大洪水预测模式发展方向不谋而合. 因此, MCEVD预测结果较传统方法更为合理的结论也就不言而喻了.

本文以多维复合极值分布理论为依据, 拟建立一个以台风特征联合出现的不同概率预测值为外层、台风致灾因素(大风、暴雨、巨浪、洪水等)为内层, 针对不同致灾后果(海堤破坏、房屋倒塌、水库溃坝、农田淹没及相应人员伤亡、经济损失)严重程度的双层嵌套多目标的联合概率预测模式, 应用于台风灾害区划及防灾设防标准综合系统的构建.

1 多维复合极值分布的理论推导

设随机向量 $(\xi_1^*, \dots, \xi_n^*)$ 及 $(\xi_1, \dots, \xi_n)$ 的分布函数分别为 $Q(x_1, \dots, x_n)$ 及 $G(x_1, \dots, x_n)$, $g(x_1, \dots, x_n)$ 为 $\xi_1, \dots, \xi_n$ 的联合概率密度函数. 将随机变量 ξ_1 的第 i 次独立观测值及其伴随的其余随机变量 ξ_i 记为 $(\xi_{1i}, \dots, \xi_{ni})$, $(i=1, 2, \dots)$, N 为与 ξ_{1i}^* , ξ_{1i} 皆独立、且取值范围为非负整数的随机变量, 其概率分布率为 $P(N=i) = p_i$, $\sum p_i = 1 (i=1, 2, \dots)$, 定义随机向量

$$(X_1, \dots, X_n) = \begin{cases} (\xi_{1i}^*, \dots, \xi_{ni}^*), & N=0, \\ (\xi_{1i}, \dots, \xi_{ni}) | \xi_{1i} = \max_{1 \leq j \leq N} \xi_{1j}, & N=1, 2, \dots, \end{cases}$$

则 $(X_1, \dots, X_n)$ 的联合分布函数为

$$F(x_1, \dots, x_n) = p_0 Q(x_1, \dots, x_n) + \sum_{i=1}^{\infty} p_i \cdot i \cdot \int_{-\infty}^{x_n} \dots \int_{-\infty}^{x_1} G_1^{i-1}(u) g(u_1, \dots, u_n) du_1 \dots du_n,$$

式中 $G_1(u_1)$ 是 $G(x_1, \dots, x_n)$ 的边缘分布.

证明

$$F(x_1, \dots, x_n) = p_0 \cdot Q(x_1, \dots, x_n) + \sum_{i=1}^{\infty} p_i \cdot P(X_1 < x_1, \dots, X_n < x_n | N=i),$$

其中

$$\begin{aligned} P(X_1 < x_1, \dots, X_n < x_n | N=i) &= \sum_{k=1}^i P(\{X_1 < x_1, \dots, X_n < x_n\} \cap \{\max_{1 \leq j \leq i} \xi_{1j} = \xi_{1k}\} | N=i) \\ &= i \cdot P(\xi_{11} < x_1, \dots, \xi_{n1} < x_n, \xi_{11} > \xi_{1j}, j=2, 3, \dots, i | N=i) \\ &= iE \left\{ E \left\{ \prod_{k=1}^n I_{\{\xi_{1k} < x_k\}}(\omega) I_{\{\xi_{11} > \xi_{1j}, j=2, 3, \dots, i\}}(\omega) \right\} | (\xi_{11} = U_1, \dots, \xi_{n1} = U_n) \right\} \\ &= iE \left\{ \prod_{k=1}^n I_{\{U_k < x_k\}}(\omega) E \left\{ I_{\{U_1 > \xi_{1j}, j=2, 3, \dots, i\}}(\omega) \right\} | (\xi_{11} = U_1, \dots, \xi_{n1} = U_n) \right\} \\ &= i \cdot \int_{-\infty}^{x_n} \dots \int_{-\infty}^{x_1} G_1^{i-1}(u) g(u_1, \dots, u_n) du_1 \dots du_n, \end{aligned}$$

故

$$F(x_1, \dots, x_n) = F_0(x_1, \dots, x_n) - \varepsilon(x_1, \dots, x_n),$$

$$F_0(x_1, \dots, x_n) = p_0 + \sum_{i=1}^{\infty} p_i \cdot i \cdot \int_{-\infty}^{x_n} \dots \int_{-\infty}^{x_1} G_1^{i-1}(u) g(u_1, \dots, u_n) du_1 \dots du_n,$$

$$\varepsilon(x_1, \dots, x_n) = p_0[1 - Q(x_1, \dots, x_n)],$$

式中 $(U_1, \dots, U_n)$ 与 $(\xi_{11}, \dots, \xi_{n1})$ 独立同分布, I_A 为 A 上的示性函数, 证毕.

定义 有一种一维离散型随机变量的概率分布 $\begin{pmatrix} 0 & 1 & 2 & \dots & k & \dots \\ p_0 & p_1 & p_2 & \dots & p_k & \dots \end{pmatrix}$, 有一种多维连续型随机变量的分布函数 $G(x_1, \dots, x_n)$, 其联合概率密度函数存在且为 $g(x_1, \dots, x_n)$, $G_1(u)$ 是其边缘分布, 记:

$$F_0(x_1, \dots, x_n) = p_0 + \sum_{i=1}^{\infty} p_i \cdot i \cdot \int_{-\infty}^{x_n} \dots \int_{-\infty}^{x_1} G_1^{i-1}(u) g(u_1, \dots, u_n) du_1 \dots du_n, \quad (1)$$

则称 $F_0(x_1, \dots, x_n)$ 为这两种分布构成的多维复合极值分布. 可以证明当忽略 $\varepsilon(x_1, \dots, x_n)$ 时, $F(x_1, \dots, x_n)$ 可由 $F_0(x_1, \dots, x_n)$ 代替^[6].

根据不同形式的一维离散型分布和多维连续型分布可以构成多维复合极值分布的各种具体形式. 通常, 每年的台风频次符合泊松分布

$$P_i = \frac{e^{-\lambda} \lambda^i}{i!}.$$

(1)式可表示为:

$$F_0(x_1, \dots, x_n) = e^{-\lambda} + \int_{-\infty}^{x_n} \dots \int_{-\infty}^{x_1} \sum_{i=1}^{\infty} \frac{e^{-\lambda} \lambda^i}{i!} i G_1^{i-1}(u_1) g(u_1, \dots, u_n) du_1 \dots du_n. \quad (2)$$

令 $m = i - 1$, 则

$$\begin{aligned} F_0(x_1, \dots, x_n) &= e^{-\lambda} + \int_{-\infty}^{x_n} \dots \int_{-\infty}^{x_1} \sum_{m=0}^{\infty} \frac{e^{-\lambda} \lambda^m}{m!} G_1^m(u_1) \lambda g(u_1, \dots, u_n) du_1 \dots du_n \\ &= e^{-\lambda} (1 + \lambda \int_{-\infty}^{x_n} \dots \int_{-\infty}^{x_1} e^{\lambda G_1(u_1)} g(u_1, \dots, u_n) du_1 \dots du_n). \end{aligned} \quad (3)$$

相应的概率密度函数为:

$$f(x_1, \dots, x_n) = \lambda e^{-\lambda[1-G_1(x_1)]} g(x_1, \dots, x_n).$$

2 台风特征的长期联合概率预测

由于每年台风频次、路径各不相同, 在其形成、发展和登陆、消亡过程中, 台风各种特征也不断变化, 以致在我国沿海和内陆不同区域的台风特征组合也差异甚大. 这些特征与致灾强度和后果都有直接关系. 因此, 研究影响不同区域台风特征组合及其相应后果分析, 是台风灾害区划的重要组成部分. 台风特征大多采用中心气压差(ΔP)、最大风速半径($R_{\max}$)、台风移动速度(s)、台风中心与影响区域最小距离(δ)和台风移动方向角(θ)五种变量表示. 但复合极值分布理论的特点, 在于将台风影响各区域的频次(λ)作为一种离散型随机变量考虑. 考虑到历

史上 1975 年尼娜台风诱发的五日降水量达到 1631 mm, 暴雨洪水导致板桥水库大坝倒塌及下游多座水库溃决, 造成大量人员伤亡的悲剧, 以及 2006 年碧利斯台风登陆后在内陆各省造成的伤亡, 本文将台风登陆至消亡的历时(t)也作为一种台风特征进行研究. 对一种离散型分布(λ)和六种连续型分布的多维联合概率研究, 使用多维复合极值分布理论的随机模拟求解法, 是可行的途径. 其表达式如下:

$$F(\lambda; x_1, x_2, \dots, x_n) = e^{-\lambda} \left(1 + \iint \dots \int_{\Omega} e^{\lambda F(x)} f(x_1, x_2, \dots, x_n) dx_1 dx_2 \dots dx_n \right), \quad (4)$$

式中, λ 为台风频次符合 Poisson 分布时的频次均值; $x_1, x_2, \dots, x_n$ 为进行联合概率随机模拟的变量, 如台风特征 $\Delta P, R_{\max}, s, \delta, \theta, t$; Ω 为联合概率域; $F(\cdot), f(\cdot)$ 为多维联合分布函数和密度函数.

将检验复合极值分布的随机抽样法 [6,16] 与基于计算点的重点抽样法 [17,18] 相结合, 开发了多维复合极值分布的随机模拟求解软件 P-ISP, 用以求解不同台风频次条件下六种台风特征不同组合的联合概率值. 在模拟求解中, 只需输入该区台风频次均值 λ 、六种台风特征的边缘分布模式(P-ISP适用于 Normal, Uniform, Exponential, Rayleigh, Gumbel, Weibull, Log-normal, Gamma, Frechet 等各种分布)、各组变量的均值、方差及各变量间的相关系数矩阵, 依据相应的极限状态方程, 即可求解不同台风频次时台风各种特征的联合概率. P-ISP 随机模拟法较普通的 Monte-Carlo 法具有节省机时、误差小的优点. 在计算作用于各类海工结构上的风、浪、流等外荷的联合概率、奥帆水工结构风险评估、设计洪水风险分析中, 都得到了很好的应用 [16,19~21]. 鉴于多维联合概率存在非单一解的问题, 在具体应用时, 对不同目标函数, 如 ΔP (针对台风强度), $R_{\max}$ (受灾面积), t (内陆地区受灾强度), s (导致风暴雨或波浪强度) 为控制因素, 分别求解以不同致灾后果为目标的联合概率预测值. 此即双层嵌套多目标联合概率模式的第一层, 可为台风灾害区划提供佐证资料.

根据近 50 年台风资料计算, 我国各海区台风特征的边缘分布, 可分别采用以下形式:

ΔP —Gumbel; Weibull; Log-normal;

$R_{\max}$ —Normal; Log-normal;

s —Gumbel; Normal;

δ —Uniform; Log-normal;

θ —Log-normal;

t —Gumbel; Log-normal; Normal.

各台风特征的均值、方差及各特征因素间的相关系数矩阵, 则需针对不同区域分别计算.

3 台风致灾因素的联合概率预测

台风诱发的致灾因素, 主要包括最大风速和影响范围, 风暴增水, 降雨量, 巨浪, 以及台风诱发的次生灾害, 如洪水、山洪、山体滑坡、泥石流、水库溃决等. 对一些重要的河口, 海岸城市及工业区, 还必须考虑台风暴雨, 巨浪, 上游传来洪峰与天文大潮联合出现的可能性 [10]. 2006 年桑美台风在福建登陆, 若是登陆时间推迟两个小时, 则将与天文大潮相遇, 福建、

浙江可能遭受的人员伤亡和财产损失, 将是难以估计的数字. 而这种联合出现的机遇是完全可能的. 因此, 在致灾因素的联合概率预测中, 有时还必须将天文大潮视为随机变量引入联合概率分析. 我们在对上海防灾设防标准进行校核时发现, 按传统方法, 即使用年极值水位为样本, 按P-III型曲线推求的千年一遇设计水位, 尚低于使用复合极值分布理论, 按台风过程极值取样, 考虑台风风暴潮, 上游洪水与天文大潮联合出现的百年一遇概率预测值^[10].

基于嵌套模式第一层的概率预测结果, 在以不同台风特征为控制因素条件下, 合理选择不同区域相应的致灾因素为控制因素, 进行多种致灾因素的联合概率预测. 为此, 可以采用我们开发的 Poisson-nested Logistic Trivariate Compound Extreme Value Distribution(PNLTCED)进行概率预测, 结合不同区域的致灾特点, 考虑到防灾投入和防灾效益的最优组合, 建立优化的防灾设防标准(计算过程详见图 3).

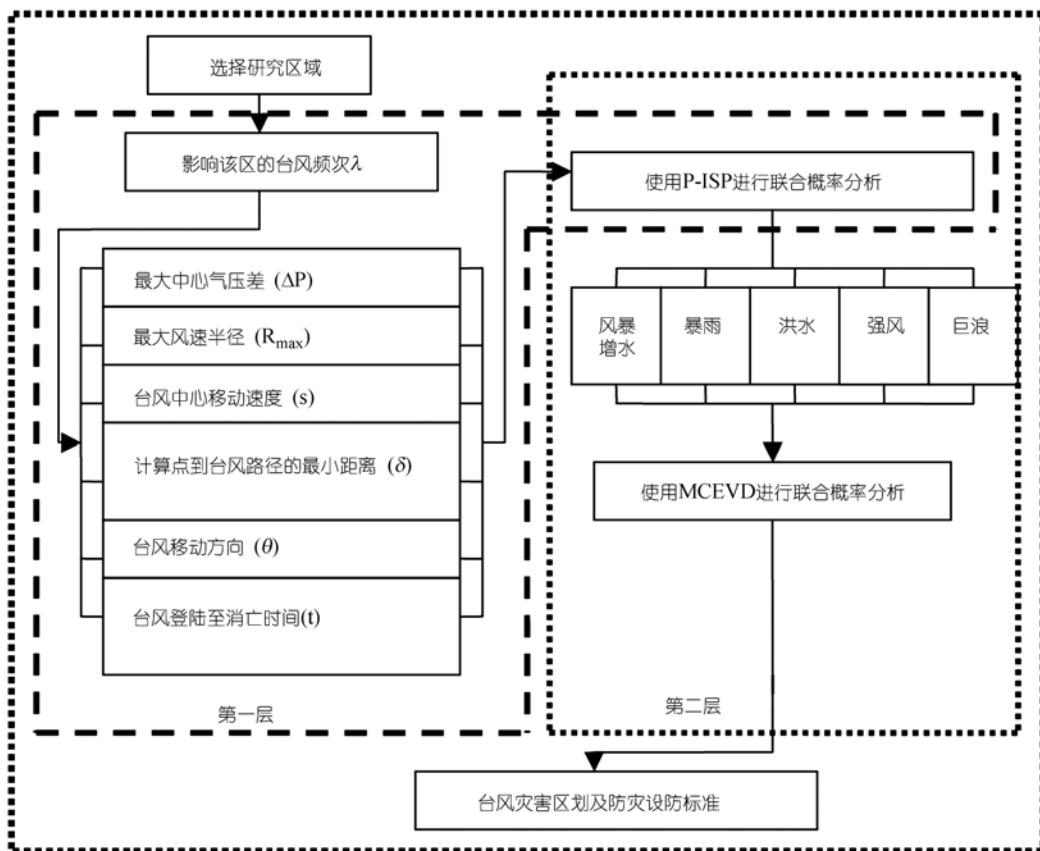


图 3 双层嵌套、多目标的联合概率预测模式

PNLTCED 由(1)式可以转化为:

$$F(x_1, x_2, x_3) = e^{-\lambda} \left(1 + \lambda \int_{-\infty}^{x_3} \int_{-\infty}^{x_2} \int_{-\infty}^{x_1} e^{\lambda F_1(u_1)} \cdot f(u_1, u_2, u_3) du_1 du_2 du_3 \right), \quad (5)$$

式中, $F(\cdot)$ 和 $f(\cdot)$ 分别代表Nested-Logistic trivariate 分布的联合分布函数和密度函数, 如公式

(6)和(7)所示. 有关公式中的参数、系数和计算方法详见文献 [10,22], 也可使用P-ISP随机模拟方法求解三维以上致灾因素联合概率.

$$F(x_1, x_2, x_3) = \exp \left[- \left\{ \left[\left(1 + \xi_1 \frac{x_1 - \mu_1}{\sigma_1} \right)^{\frac{-1}{\alpha\beta\xi_1}} + \left(1 + \xi_2 \frac{x_2 - \mu_2}{\sigma_2} \right)^{\frac{-1}{\alpha\beta\xi_2}} \right]^\beta + \left(1 + \xi_3 \frac{x_3 - \mu_3}{\sigma_3} \right)^{\frac{-1}{\alpha\xi_3}} \right\}^\alpha \right], \quad (6)$$

$$f(x_1, x_2, x_3) = \frac{\partial^3 F(x_1, x_2, x_3)}{\partial x_1 \partial x_2 \partial x_3}. \quad (7)$$

4 双层嵌套多目标联合概率模式在防灾减灾中的应用

双层嵌套、多目标联合概率预测模式的应用如图 4 所示.

1) 针对不同区域的台风特征及致灾因素的长期资料, 按照双层嵌套多目标联合概率模式, 即可进行不同区域致灾因素联合概率预测, 结合相应的致灾后果及地质、地貌、社会和经济发展的特点, 可作为考虑台风灾害区划的基本依据.

2) 致灾因素联合概率预测结果, 结合不同区域防灾需求特点和防护工程结构型式, 可针对不同灾害区划提出相应的防灾设防标准. 对于全国已建成的海岸、河口城市防护工程, 以及诸如滨海核电站之类的重大工程设计, 有必要使用本理论进行一步校核原设计的可靠性.

3) 使用上述理论, 对于台风诱发次生灾害对居民区、水库(特别是设计不达标的病险水库)、山体滑坡、泥石流易发区域的危险度进行评估, 作为灾害区划的参考资料.

4) 本系统与天气预警系统结合, 可及时、合理的安排人员疏散, 减少人员伤亡, 避免不合理的疏散、撤离而影响社会的和谐.

5) 本成果在实际应用中, 应以最小经济投入和最大防灾效果为目标不断进行优化完善, 即充分考虑到防灾工程的经济投入、未来整体破坏或部分损坏出现的概率及相应的人员伤亡、经济损失和不可预见的后果, 结合大量工程和灾害实例进行系统优化分析, 为创建台风灾害防灾减灾设防标准规范奠定基础.

5 有关算例

上海位于东海西岸长江入海口, 是中国最大的城市以及最重要的港口和金融中心. 上海几乎每年都会遭受台风的影响, 因此进行科学的台风概率特征分析对于上海市防灾设防标准的制订是极为必要的. 本文针对《中国台风年鉴》中 21 年的台风资料及相应的大通水文站洪水资料和吴淞站的水位资料, 应用我们开发的双层嵌套、多目标联合概率预测模式对影响上海的台风灾害特征因素进行了联合概率分析, 并对现有的上海市设防标准进行校核.

各种台风特征的边缘分布及分布参数可由曲线拟合得到(拟合结果见表 1). 将各要素序列的分布类型、分布参数、均值、方差以及相关系数矩阵作为输入因素, 使用 P-ISP 分析、计算, 可以得到台风特征的联合概率预测结果(见表 2). 从表中可以看出, 应用基于多维复合极值分

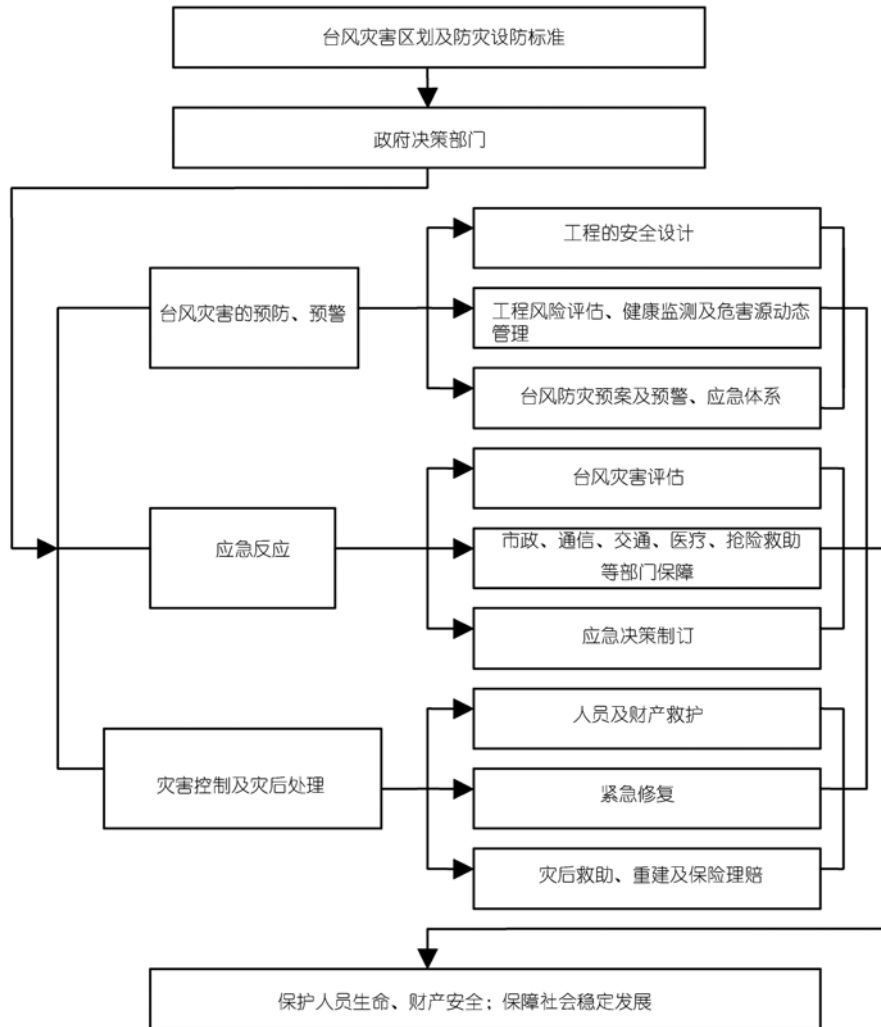


图 4 根据台风灾害区划及设防标准建立台风灾害的防灾、减灾综合系统

布理论的 P-ISP 方法得到的一组联合重现期为 100 年的 ΔP , $R_{\max}$, s , δ , θ , t 组合, 相当于使用传统年极值法算得的联合重现期约 177 年的组合. 值得注意的是, 台风影响历时 t (台风登陆至消亡或离开的时间) 在台风概率特性研究中往往被忽视, 但事实上它与台风导致灾害的程度密切相关. 例如, 台风影响历时越长, 由台风诱发的暴雨、洪涝灾害就越为严重, 同时风暴潮与天文大潮同时发生, 引起超强灾害的概率就大为提高. 因此, 在台风灾害及相应的防灾设防标准研究中有必要综合考虑各种因素的联合概率特性. 目前上海市防洪设计水位采用的是通过单因素年极值法外延得到的千年一遇水位 5.86 m; 而根据双层嵌套、多目标联合概率预测模式中的第二层要求, 选择台风影响下的风暴增水、上游洪峰下泄以及天文大潮三者遭遇构成的水位作为目标因素, 使用 PNLTCED 进行联合概率分析, 得到百年一遇水位为 5.89 m, 超过传统

方法概率预测的千年一遇值. 显然新模式更为科学地反映了台风、上游洪水及天文大潮等因素对于上海市设防水位的综合影响, 所得出的预测结果也更加合理.

表 1 台风特征因素边缘分布拟合结果

特征因素	分布类型	均值	标准差	分布参数
λ	Poisson			$\lambda=1.76$
$\Delta P/\text{hPa}$	Gumbel	21.89	14.96	$a=0.073, b=14.45$
$R_{\max}/\text{km}$	Lognormal	45.79	25.22	$\mu=3.71, \sigma=0.5$
$S/\text{m}\cdot\text{s}^{-1}$	Gumbel	30.19	15.95	$a=0.07, b=22.4$
δ/km	Uniform	44.37	169.63	$a=-294.6, b=333.8$
$\theta/(^{\circ})$	Normal	15	37.36	$\mu=15, \sigma=37.36$
t/h	Gumbel	12.95	5.56	$a=0.20, b=10.29$

表 2 台风特征预测结果

	$\Delta P/\text{hPa}$	$R_{\max}/\text{km}$	$s/\text{m}\cdot\text{s}^{-1}$	δ/km	$\theta/(^{\circ})$	T/h	联合重现期
P-ISP	72	74	30	-150	15	6	100
年极值法	72	74	30	-150	15	6	177

6 结论

1) 双层嵌套多目标联合概率预测的理论基础—多维复合极值分布理论经过了自然界偶发极端现象的检验, 在国际学术界尚属首创. 它不仅适用于台风、飓风等诱发的多种致灾因素联合概率预测, 而且也可拓宽应用于其他隶属于非高斯过程, 具有不同相关性的多种随机变量的联合极值预测, 如寒潮大风诱发的海况极值预测, 不同支流洪水构成的干流洪灾及水库设计洪水风险分析等.

2) 在双层嵌套多目标概率预测理论的基础上, 研发的台风灾害区划及防灾设防标准, 对防灾减灾具有重要的实用价值, 将带来巨大的经济效益. 为适应我国国情, 有利于各省防灾减灾的具体管理, 台风灾害的第一阶段仍按省区划分. 对省际边缘区域及某些特殊敏感地区, 可根据水文、气象、海洋台站实测资料进行校核处理.

参考文献

- 1 Schwerdt R W, Ho F P, Wakins R R. Meteorological criteria for standard project hurricane and probable maximum hurricane windfields, Gulf and East Coasts of the United States. Silver spring: NOAA, 1979
- 2 Georgiou P N, Davenport A G, Vickery P J. Design wind speeds in regions dominated by tropical cyclones. J Wind Eng Ind Aer, 1983, 13: 139—152 [DOI](#)
- 3 Edward Casson, Stuart Coles. Simulation and extremal analysis of hurricane events. Appl Statist, 2000, 49(2): 227—245
- 4 Stuart Coles, Emil Simiu. Estimating uncertainty in the extreme value analysis of data generated by a hurricane simulation model. J Eng Mech ASCE, 2003, 129(11): 1288—1294 [DOI](#)
- 5 William M G. Twentieth Century Challenges and Milestones. Hurricane! Coping with Disaster, Washington: Amer Geophys Union, 10.1029/055SP02, 2003, 3—37
- 6 Liu T F, Ma F S. Prediction of extreme wave heights and wind velocities. J Waterway Port Coast Ocean, 1980, 469—479

- 7 Liu T F. Long Term Distribution of Hurricane Characteristics. In: Proc Offsh Tech Conf, Houston: OTC 4325, 1982, 305—313
- 8 Liu D F, Pang L, Fu G, et al. Joint probability analysis of hurricane katrina 2005. In: Proc Int Offsh Pol Eng Conf, San Francisco: ISOPE 2006, 3: 74—80
- 9 Army Corps of Engineers. History of Lake Pontchartrain and Vicinity Hurricane Protection Project. U S Government Accountability Office, No.GAO-06-244T, 2005, 1—4
- 10 Liu D F, Shi H D, Pang L. Disaster prevention design criteria for the estuarine cities: New Orleans and Shanghai —the lesson from hurricane katrina. Acta Oceanol Sin, 2006, 25(4): 124—130
- 11 Kirby W H, Moss M E. Summary of flood-frequency analysis in the united states. J Hydrol, 1987, 96: 5—14 [\[DOI\]](#)
- 12 Ochi M K. Stochastic analysis and probabilistic prediction of random seas. Adv Hydro-Sci, 1982, 13: 217—315
- 13 Langley R M, El-Shaarawi A H. On the calculation of extreme wave heights: A review. Ocean Eng, 1986, 13(1): 93—118 [\[DOI\]](#)
- 14 Naffa M G, Fanos A M, Elganainy M A. Characteristics of waves off the mediterranean coast of egypt. J Coast Res, 1991, 7(3): 665—676
- 15 Quek S T, Cheong H F. Prediction of extreme 3-sec gusts accounting for seasonal effects. Struct Saf, 1992, 11(2): 121—129 [\[DOI\]](#)
- 16 Liu D F, Shi J G, Zhou Z G. Application of Monte-Carlo statistical experiments in design of ocean engineering—Estimating the parameters, models and probabilities. Acta Oceanol Sin, 1990, 9(4): 587—597
- 17 Bourgund U, Ouypornprasert W, Prenninger P H W. Advanced Simulation Methods for the Estimation of Systems Reliability. Rep No.19, Inst Eng Mech, Univ Innsbr, 1986
- 18 Liu D F, Song Y, Wang S Q, et al. Combined environmental design loads criteria for marine structures. In: Proc Offsh Tech Conf, Houston, TX, OTC 14191, 2002, 1749—1755
- 19 Liu D F (Liu T F), Song Y, Shi H D, et al. Poisson-Logistic compound bivariate extreme distribution and its application for designing of platform deck clearance. In: Proc Offsh Mech Arc Eng Cancun, Mexico, OMAE 2003-37395, 2003
- 20 Liu D F (Liu T F), Ma L, Jing K. Risk analysis of the disaster prevention design criteria for an estuarine city – Shanghai. In: Proc Offsh Mech Arc Eng, Canada, OMAE 2004-51505, 2004
- 21 Liu D F, Li F L, Jing K, et al. Uncertainty analysis of breakwater wave overtopping. In: Proc Int Conf Asian and Pacific Coasts, 2005, 1579—1589
- 22 Shi D J, Zhou S S. Moment estimation for multivariate extreme value distribution in a nested logistic model. Ann Inst Statist Math, 1999, 51(2): 253—264 [\[DOI\]](#)