Vol.13, No. 6 November, 1991

# 设计波浪选取中的不确定性分析\*

# 王 超 刘德辅

(天津大学海洋工程系)

近年来、国内外在海洋及海岸工程可靠度研究方面取得了很大进展。我国交通部主持进行的"统一设计标准"研究、也取得了不少成就。作为可靠度分析的一个重要组成部分——外荷的不确定性分析、已愈新引起科技界及工程界的重视。由于波浪为海洋工程的主要外荷之一、因此、其不确定性更具有重要意义。目前国外不少学者对此进行了研究 [1-3],并认为在对桩柱结构产生水动力荷载的九种影响因素中(即波高、波周期、海流、桩柱直径、海洋生物生长率、桩柱糙率以及波力计算中的两个参数Ca、Cm等),设计波高的不确定性约占上述九种因素所造成的总不确定性的55%—67% [1]。因此,「以看出、对设计波浪预报的不确定性分析在海洋工程可靠度研究中是至关重要的。

设计波浪的不确定性主要包括。随机分析方法和概率模型的不确定性、资料样本的不确定性、统计的不确定性、单波长期分布不同方法的不确定性等,现将其逐项分析如下。

## 一、随机分析方法和概率模型的不确定性

由于随机分析方法和概率模型两者是紧密相联系的、故可合并讨论其不确定性。

极值波浪后报的随机分析方法可能是多种多样的、例如。可以采取极大值法、过阈法和全部观测资料法等。所谓极大值法、即在不同长度的样本(年、月、周、日)中选取最大值并据此进行统计。 其中年最大值法最为常用。「但样本容量往往较小。月、周、日最大值法近年来在国内外均有应用「1-6」。所谓过阈法。国外简称POT法(peaks over th reshold)。 即取某一定值(阈)以上的各值进行统计。而全部观测资料法、即使用全部观测(如每3小时一次等)资料进行统计。

以上三种统计方法又可以配合各种不同的概率模型(如Gumbel分布、Weibull分布、log normal 分布、下分布等),因此,推算结果各不相同,即构成随机分析方法和概率模型的不确定性。通常,在不确定性计算中、首先采用光 检验,然后根据不同概率模型在其相应的机率格纸上呈一直线的原则(如Gumbel - Powell、Weibull - Weibull、log normal - 海森、下分布 - 布 洛 夫 柯 维 奇 机 率格纸 等),采用各经验频率点与分布直线间的相关系数以及各经验频率点与分布直线间的绝对差值总和来估算概率模型的适合

本文于1989年11月11日收到、修改稿于1989年12月25日收到。

<sup>•</sup>为国家自然科学基金和交通部"统一设计标准"资助项目。

度!).

本文通过我国南海某站波浪资料( $H_{1/10}$ )和北海北部Utsira、Brent、States 三站1977—1986年波浪实测资料(有效波高 $H_s$ )进行了上述不同统计方法和概率模型的计算、其结果分别如下:

#### 1. 极大值法

对极大值统计方法来说、采用极值渐近分布模型是具有较充分的 理 由 的 [7],故本文选用了Gumbel分布,计算结果如图 1 、 2 和表 1 、 2 所示。

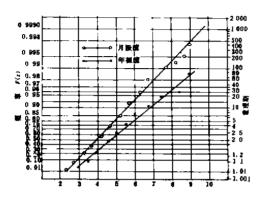


图 1 南海某站年最大波高及月最 大波高的Gumbel分布

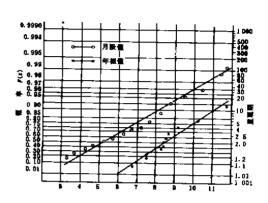


图 2 北海Utsira站年最大波高及 月最大波高的Gumbel分布

表 1 南海某站设计波高的推算

	资料数	а	и	一年一遇	十年一遇	百年一遇	万年一遇
月最大值法	<b>36</b> 0	0.85	3. 67	5.B	7.7	9.7	13.6
年最大值法	30	1.13	4.46	4.7	6.9	9.6	14.9

表 2 北海Utslra站设计波高的推算

	资料数	а	и	一年一遇	十年一邁	百年一遇	万年一遇
月最大值法	116	1. 77	4. 53	8. 9	12.4.	14.5	20 .1
年最大值法	11	1.07	8.93	9.0	11.4	13.9	18.8

### 2. POT法

POT法首先在水文分析中提出<sup>[8]</sup>, 用以研究不同阈值以上的统计分布规律,故很有意义。例如法国在核电站水工设计中,将不同阈值以上波高统计规律的稳定性,作为选取概率模式的一种标准<sup>[8]</sup>。本文除对不同阈值进行了对比外,还分别采用Gumbel和截头Weibull分布<sup>[10]</sup>,后者的分布函数为

$$F(H) = 1 - \exp\left(-\frac{H^r - H_0^r}{u^r}\right),$$
 (1)

<sup>1)</sup> 施建刚。我国各海域海浪要素统计分析。1984。

13 卷

中,先Waibull公布之刻南 可以看中 光月-月。时 F(月)-0 即使漫在月。外数

式中r为Weibull分布之斜率。可以看出、当 $H=H_0$ 时、F(H)=0、即所谓在 $H_0$ 处截头、且有

$$u = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} (H_i - H_0).$$

上述计算结果如表3、4及图3、4所示。

表 3 不同阈值下南海某站百年一遇 设计波高的推算

简值 (m)	>2.5	>3.0	>3.5	<b>\4.</b> II	>1.5	>5.11	>5.5
资料数	354	320	264	2011	121	73	39
Gumbel	9.6	9.4	9.1	8.9	8.9	9. 0	9.3
Weibull	8.4	8.4	8.4	8.3	8.5	8,8	9. 3

表 4 不同阈值下北海北部海区百年一遇 设计波高的推算

阈值:m:	>ห. ก	>7. 11	>7.5	>8₊11	>8.5
资料数	719	888	460	239	125
Gumbel	12.7	12.8	12.9	12.9	13.2
Weibul1	13.8	13.6	13.4	13.3	13.1

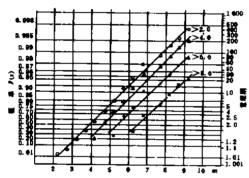


图 3 南海某站不同过阀水平波高的

Gumbel分布

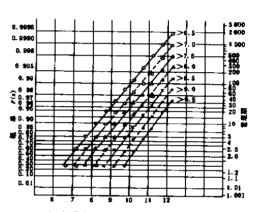


图 4 北海北部海区不同过阀水平波高的

Gumbel 分布

### 3. 全部观测资料法

使用 3 小时一次的全部资料、按 3 参数Weibull分布和Lonowe分布进行统计、Lonowe分布为一种针对北海波高的概率模型,其高频部分为Weibull分布,低频部分为 1 og-nor-mal分布  $(2\cdot 10)$ ,即

$$f(H_{\rm S}) = \begin{cases} \frac{1}{\sqrt{2\pi}K_{\rm H} H_{\rm S}} \exp\left\{-\frac{(\ln H_{\rm S} - \theta_{\rm H})^2}{2K_{\rm H}^2}\right\} & H_{\rm S} < H_{\rm S}^*, \\ \beta_{\rm H} \frac{H_{\rm S}^{\beta_{\rm H}-1}}{\rho_{\rm H}^{\beta_{\rm H}}} \exp\left\{-\left(\frac{H_{\rm S}}{\rho_{\rm H}}\right)^{\beta_{\rm H}}\right\} & H_{\rm S} > H_{\rm S}^*, \end{cases}$$
(2)

式中、 $\theta_H Q K_H^2$ 为对数正态分布的均值及方差。

$$\rho_{H} = H_{S}^{*} \exp \left\{ \frac{C_{1} \ln(1 - F^{(LN)}(H_{S}^{*}))}{C_{2} H_{S}^{*}} \right\},$$

$$\beta_{H} = -\frac{C_{2} H_{S}^{*}}{\ln(1 - F^{(LN)}(H_{H}^{*}))},$$

$$C_{1} = \ln \left[ -\ln(1 - F^{(LN)}(H_{S}^{*})) \right],$$

$$C_{2} = \frac{f^{(LN)}(H_{S}^{*})}{1 - F^{(LN)}(H_{H}^{*})},$$

式中, $f^{(LN)}(H_s^{\bullet})$ 和 $F^{(LN)}(H_s^{\bullet})$ 分别对应为 $H_s^{\bullet}$ 的对数正态分布的密度和累积频率  $H_s^{\bullet}$ 即为既符合Weibull分布又符合log-normal分布的分界点。在本文的计算中 $H_s^{\bullet}=3.5$ 。 $\rho_H$  等于2.9和3.0,分别对应于实测和后报波浪资料。 $\rho_H$ 等于1.6和1.58、分别对应于实测和后报资料。

文中使用了北海北部Brent和States两站的实测资料 (1977-1986) 及后报资料 (1955-1986) 进行了计算,结果如表 5 、6 和图 5 所示、

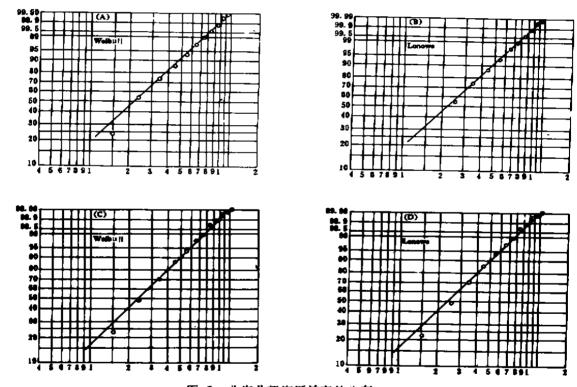


图 5 北海北部海区波高的分布 (A)、(B) 为实测 (C)、(D) 为后报

13卷

事 5	北海北部海区百年一遇设计波高值	
कर ठ	36.被36的液体日本一地以外水面堆	

资料类型	资料数	Weibull	Lonowe
实制	25 963	13.7	12.8
后报	46 752	13,9	13,4

南海某站百年一遇设计波高值 (根据实测资料推算)

资料总数	Weibull	Lonowe
898	8. 5	8. ]

# 二、资料样本的不确定性

由于观测仪器和 技术等方面的影响、实测资料中往往存在着难以估计的不确定性、而 工程海区实测资料的短缺又不得不借助于推算资料。因此使其不确定性愈增。本文将忽

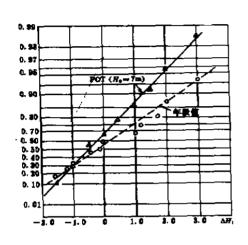


图 6 北海北部海区推算波高与 实测波高之差的分布

略实测资料的不确定性、假定实测资料可以完 全代表真实的海面波浪,并在此基础上仅分 析由推算资料代替实测资料而引起的不确定性.

以实测资料代表真实的海浪,则实测与推 算数据之间将存在某一差值,此差值加上(或 减掉) 推算值,即为海浪之真实值,如果能找 出两者差值的统计分布规律、则可借助Monte ·Carlo法产生无限多个符合此分布律的随机数。 用这些随机数与推算值进行随机组合. 构成大 量波浪现实、即

 $H_{S_t} = H_{S_t}(\text{th}\,\text{f}) + \Delta H \subseteq F(a, u; x)$ . (3) 但问题的关键在于找出F(a, u; x)的分布 律。由图 6 可见。它们近似地符合Gumbel 分 布. 然后用Monte-Carlo方法产生大量波浪资

料 (万年资料),其统计结果如表7所示。

表 7 北海北部随机波高的Gumbel分布模拟结果

方法	a	'n	年资料數	资料总数	百年一遇波高	Cos	万年一遇彼高
年极值法	1,10	- 0, 52	1	10 000	14 .2	0.09	19+1
POT : 6.0 m	1.40	- 1 - 47	<b>23,</b> 12	231 200	14.6	0.096	20.9
POT ~7.0 m	0.96	- 0, 75	7.38	73 800	14.0	0.07	19.5
POT >8.0 m	0. 90	0.12	2.93	29 300	13.9	0.07	18.5

# 三、统计不确定性

由于用样本资料代替总体、必然存在统计不确定性。因为人们测得的某种现象、对大 自然来说必竟是容量有限的一个抽样,用以代表总体、其不确定性是明显的。用Monte

-Carlo方法按照已求得的统计规律、产生数万个年最大值资料、根据模拟的数据、采用不同统计方法、结果如表 8 所示。

方 法	年资料数	资料总数	百年 -遇渡高	Cop	万年 <b>一遇 渡高</b>
年 极 值	1	10-000	13.5	n, ag	19.2
<b>POT</b> · 6 m	23.12	231 200	13.9	0.10	20 <b>.9</b>
<b>POT</b> -7 m	7.38	7.3 800	14.2	0. n7	23.1
POT · 8 m	2.93	29 3 110	14.1	0. 119	21.5
全部资料	1.83	1 <b>93</b> 0 ገባባ	13.7	0. 08	20.2

表 8 北海北部海区百年一遇波高值及其变差系数

## 四、单波长期分布及其不确定性

由于自记测波仪器的广泛采用、每次短期记录均可表达为单波波高和相应周期的散布图 (scatter diagram),而每次记录都可计算出相应的有效波高(Hs)和过零周期 (T)(或其它特征波高、周期),一定时间内的记录,即构成有效波高和特征波周期的散布图,因此,单波的长期分布,即为Hs、T表征的海况长期分布和相应每个Hs、T条件下的单波短期分布所构成。Battjes [14] 将单波长期分布用下式表达。

$$F(H) = \frac{1}{\tau^{-1}} \int_0^2 \int_0^1 \frac{1}{T} R(H \mid H_S, T) L(H_S \cdot T) dH_S dT, \qquad (4)$$

式中、R(H|Hs,T)为单波短期分布、L(Hs,T)为Hs、T二变量概率密度函数、T 为单位时间内波数的长期平均值、即长期平均过零频率。

$$\hat{T}^{-1} = \int_{0}^{\infty} \int_{0}^{\infty} \frac{1}{T} L(Hs, T) dHs dT.$$
 (5)

如不考虑波周期的变化、则可简化为:

$$F(H) = \int_0^\infty R(H \mid H_S) L(H_S) dH_S, \qquad (6)$$

式中、 $R(H \mid H_s)$  为相应有效波高 $H_s$ 条件下的单波短期分布、 $L(H_s)$  为有效波高 $H_s$ 的长期分布。

在DNV规范中建议 [11] RH | Hs) 采用Rayleigh分布、L(Hs) 为Weibull分布、并以公式  $n=6.7+\log_{10}N$ 来计算相应 N年一遇单波的概率水平Q"。如百年一遇的单波概率水平 $\log_{10}100=2$ , n=8.7。即 $10^{-8.7}$ 为百年一遇的单波概率水平。

考虑到Hs的分布形式是多种多样的、并无充足理由证明其中哪一种分布是独具优越性的,此外,浅水中Rayleigh分布并非最佳形式、国内常用Глуховский 分布 [12].本文中  $R(H|H_s)$ 分别采用Rayleigh分布和Глуховский 两种分布、 $L(H_s)$ 分别采用 Gumbel、

13巻

Weibull、log-normal和Poisson-Gumbel [13] 四种分布、并编制了八种组合的计算程序。 对中国南海某站进行了计算、计算结果如表 9 所示。

表 9	南海某海区单波分布的百年一边	具信
~~~	- FB 1975 19 19 4 4 4 15 15 17 18 18 18 18 18 18 18 18 18 18 18 18 18	

L	R	10 "	10-6-7	L	R	10 <sup>- ^</sup>	10 8.7
Gumbel	Rayleigh	18.0	23.1	log normal	Rayleigh	18.5	23.5
Gum bel	Глуховский	17.5	32 . 1	log normal	Глуховский	17 •3	22.7
Wei bull	Rayleigh	13.8	15 .8	Poisson Gumbel	Rayleigh	21.5	25.8
Wei bull	Глуховский	13.5	14.9	Poisson Gumbel	Глуховский	20.1	24.6

如按国内外经常采用的百年一遇最大波高 H = 2Hs 估计、则 Gumbel - Глуховский 和log-normal - Глуховский 两种单波长期分布计算结果、与百年一遇有效波高之二倍相近,而其他类型则差异较大。由于单波长期分布方法在我国较少采用,究竟何种类型符合我国不同海域的海浪状况、尚有待进一步研究。

# 五、大气候周期引起的不确定性

很多研究表明,大气候的变化存在不同时段的周期性,并且很多自然现象与太阳黑子活动周期11—12年、20—22年有关,如大气环流、海温、海冰现象等,都存在一定的大周期波动<sup>(15)</sup>。海浪长期分布直接受风的长期变化影响,因此很难否定海浪不受这种大气候周期波动的影响。由此可见。取样时段长短不同、取样时段不同,对计算结果都会产生一定影响,存在不确定性。下面使用南海30年推算资料、分别按相邻20年计算百年一遇值,如表10所示。

衰10 南海某海区 20 年资料推算的百年一週设计波高(Gumbel分布)

1956—1	1975 1957—1	983 1958 -	1977 1959—1978	1960 — 1979	1961 1980	1962-1981
10.	3 10.2	10.	9.9	9.9	9.8	9.7
1963 - 1982	1964-1983	J965 — 1 <b>98</b> 4	1966 — 1985			
9.0	8.3	7. 9	7.5		Cop≃	17. 117

# 六、设计波高推算值的不确定性估计

由以上各节可知,方法(模型)不确定性为:

Cov = 0.06 (南海某海区),

Cov = 0.07 (北海北部海区).

资料样本不确定性和统计不确定性,则取其各种方法中之最大者较为合理,因为此两节分别研究两种不同的不确定性。不需再引进方法的不确定性。因此,资料样本的不确定性和统计不确定性分别为 Cov = 0.096, Cov = 0.10。由此计算得北海北部海区的设计波高推算不确定性为

 $Cov = \sqrt{(0.07)^2 + (0.096)^2 + (0.10)^2} = 0.157.$ 

## 七、小 结

设计波浪的不确定性研究、既牵涉到一些概率模型和理论问题、又涉及实用上Cov的取值问题。本文通过不同模型的大量计算以及Monte-Carlo模拟,提出了设计波浪不确定性的确定方法和建议值,同时对单波的长期分布问题及大气候周期引起的不确定性也进行了一些探讨。对这两方面问题的深入研究、将有助于设计波浪不确定性的深入了解。

### 参考文献

- (I) Guedes Seares C. and T. Moan, On the uncertainties to the extreme hydrodynamic loading of a cylindrical pile, reliability theory and its application, Structural & Soil Mechanics, Mantiuns Nijhoft Pub., Hague. 1983. 351-364.
- (2) Haver, S., Analysis of uncertainties related to the stochastic modelling of ocean waves. Report UR 80 09, NTH 1980,183—186.
- (3) Haver S. & T. Moan, On some uncertainties related to the short-term stochastic modelling of ocean waves, Applied Ocean Research, 5 (1983), 2; 35-48.
- (4) Liu Teh fu & Wang Chao, Design wave criteria for offshore structures, Offshore Mechanics and Arctic Engineering, 1 (1986). 404-409.
- (5) Ochi, K. M., D. Meza & Liu Teh-fu, Estimation of extreme sea severity from measured daily maxima, Chapter 49, Coastal Engineering, 1986, 647-659.
- (6) Ochi, K. M., Stochastic Analysis and Probability Prediction of Random Seas, Acadimic Press, 1982, 261--275.
- (7) Gumbel, Statistic of Extremes, 1958, 15-17.
- [8] Yevjevich, V., Extremes in hydrology, Statistical Extremes & Application, D. Reidel Pub.Co., 1984, 163-170.
- [9] Monaha, B., J. Berneir & M. Graff, An efficient statistical method of estimation of extreme maritime events using two sets of related information, Chapter 42, Coastal Engineering, 1986, 550 —564.
- (10) Haver, S., A wave climate description for long-term response calculation, Prec. OM AE, Vol. I, 1986, 432-440.
- (11) Det Norske Veritas, Rules for the Design, Construction and Inspection of Offshore Structures, Appendix A, Reprint 1982, 4-6.
- (12) Глуховский , Б. X., Росиет Морских волн. Гидриз а , 1966. 114—126.
- (13) Liu Teh-fu & Ma Fengshi, Prediction of extreme wave height and wind velocities, Journal Waterway Port Coastal & Ocean Division, ASCE, WW4 (1980), 469-479.
- (14) Battjes, J. A., Long-term wave height distribution at seven stations around the British Isles, National Institute of Oceanography, *Report* No.44, 1970, 75-78.
- (15) Гирс, А. А., Иного тетнее Изнение Атмосферной Чиркулгыш и Голгосрочный прогноз, Гидрометиздат, 1971. 248—256.