



## 漁港開發에 必要한

# 外力要素의 解析

류 청 로 (釜山水産大學校 海洋工學科教授 · 工博)

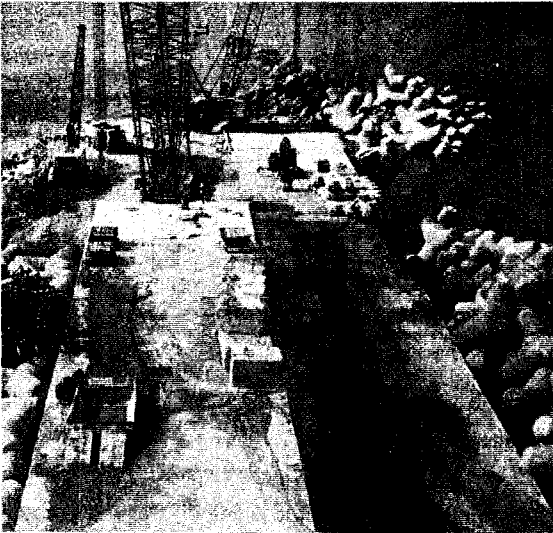
### I. 서 론

어항의 기능을 극대화하기 위한 어항시설물의 최적배치·설계를 위한 기본적인 외력요소로서는 그 시간 스케일에 따라 조석과 고조(storm surge), 항만내진동 등 장주기 파동성분과 풍파와 같은 단주기 파동성분으로 나누어 논의할 수 있다.

이들 해양의 파동현상과 관련되어 발생하는 복잡한 해안수리현상 및 2차적인 파동성분에 대해서는 차후의 논의과제로 남겨두고, 여기서는 어항건설과 정비 및 정은도 평가와 1차적으로 관계되는 외력요소라고 생각되는 장주기 수면변동에 의한 극대 수면 상승·하강에 대한 해석방법과 그 예를 먼저 소개하고 다음으로 풍파의 통계적 성질과 그 외력인 자화에 따른 문제점과 대책에 대해 논의하고자 한다.

이러한 문제는 1950년대부터 연구되기 시작하여 수많은 연구결과가 소개되어 있으나, 저자의 연구결과 및 저자가 입수한 문헌 가운데서 중요하다고 생각되는 것을 정리한 것이기 때문에 부적당한 인용이나 미처 참고하지 못한 훌륭한 연구결과도 다수 있으리라 생각된다. 이 점에 대해서는 양해를 구해두는 바이다.

### 2. 장주기성 해면변동



(1) 수면 변동량의 극치통계해석

해수면의 장주기성 변동은 해안 및 해양구조물의 해석·설계·시공에 있어서 중요한 외적 환경요소라 할 수 있다. 이 해수면 변동은 조석에 의한 것이 대부분이라 생각할 수 있어서 종래의 연안시설물 해석 및 설계를 위한 수위자료로서는 약최고고조면(App. H.H.W.L.)과 최저조면(L.L.W.L.)이 주로 사용되어 왔다 (항만청, 1986)<sup>1)</sup>. 그러나, 연안해역에서의 장주기성 해수면 변동은 조석 외에 고조(storm surge), 바람, 대기압, 쓰나미, 해류, 해수밀도, 만내부진동 등과 같은 인자들의 영향을 받게되며, 이들 요인의 위상과 조석의 위상이 일치하게 되면 수위 변동은 극대 극소치를 보이게 되어 구조물의 건설과 배치 등에 있어서 중요한 영향을 미치는 외력요소가 될 것이다.

재현주기별 극치수면 변동량의 해석을 위해서는 극치자료를 극치 확률분포형에 맞추어 빈도해석을 수행하는 것이 일반적이며, 이를 위한 확률분포 함수로는 식(1)과 식(2)와 같은 Gumbel I 분포함수와 Weibull 분포함수를 사용할 수 있다.

Gumbel I distribution :

$$P(H \leq X) = \exp\left\{-\exp\left[-\left(\frac{X-B}{A}\right)\right]\right\} \dots\dots (1)$$

Weibull distribution :

$$P(H \leq X) = 1 - \exp\left\{-\left(\frac{X-B}{A}\right)^k\right\} \dots\dots (2)$$

여기서,

$P(H \leq X)$  : 수위의 비초과확률

H : 변수

X : 설정치

A, B : Distribution parameter

k : shape parameter ( $0.75 \leq k \leq 2.0$ )

또한, 각각의 자료에 대한 비초과확률은 Gumbel<sup>2)</sup>이 제안한 식(3)과 같은 방법 (Plotting position formula)을 사용하면 된다.

$$P(H \leq X_m, N) = 1 - \frac{m - \alpha}{N + \beta} \dots\dots (3)$$

여기서,

$P(H \leq X_m, N)$  : N개의 자료중 크기가 m번째인 자료에 대한 비초과확률

$X_m, N$  : N개의 자료중 크기가 m번째인 자료

$\alpha, \beta$  : 상수

m : 자료의 순위(최고치,  $m=1$ )

N : 자료의 갯수

상수  $\alpha, \beta$ 의 결정에 있어서 극치자료를 Gumbel I 분포에 대응시킬 때에는 Gringorten<sup>3)</sup>이 제안한  $\alpha=0.44, \beta=0.12$ 를 사용할 수 있고, Weibull 분포에 대응시킬 때는 Blom<sup>4)</sup>이 제안한 형상 파라미터 k에 따라  $\alpha, \beta$ 를 구하는 식(4)를 사용할 수 있다.

$$\alpha(k) = 0.30 + 0.18/k$$

$$\beta(k) = 0.21 + 0.32/k \dots\dots (4)$$

이러한 방법으로 비초과확률이 구해지면 Weibull 확률지와 Gumbel 확률지에 도시하여 최소자승법으로 관계직선의 식을 구하고, 임의의 재현주기에 해당되는 극치를 추정한다. 또한 식(5)와 같은 변환변수를 사용하여 식(1)과 식(2)로 표현되어지는 분포함수를 직선으로 표현할 수 있으며,<sup>5)</sup> 이 식(5)를 변수로 하여 구해진 직선분포식은 식(6)과 같이 표현할 수 있다.

$$r_v = -1_n\{-1_n P(H \leq X)\} : \text{for Gumbel I distribution}$$

$$r_v = [-1_n\{1 - P(H \leq X)\}]^{1/k} : \text{for Weibull distribution} \dots\dots (5)$$

여기서,

Y : 자료에 대한 변수

a, b : 직선분포식의 파라미터

이러한 방법으로 각 관측점에서 극치자료에 관한 직선분포식을 구하고 식(7)과 같은 관계로부터 임의의 비초과확률을 가지는 변수의 재현주기를 계산하면 된다.

$$T/r = \frac{1}{1 - P(H \leq X_m, N)} \dots\dots (7)$$

여기서,

T : 재현주기(단위, 년)

r : 자료들간의 평균시간 간격 (단위, 년)

(2) 한국연안에 대한 해석에

저자 등은<sup>6)</sup> 전술한 해석방법을 이용하여 한국연안의 주요 지점에 대한 장주기 해면변동 자료를 Gumbel I 분포와 Weibull 분포에 각각 적용시켜 직선 분포식을 구하고 그 직선분포에 대한 자료의 편차가 작은 분포식을 외삽하여 재현주기별 극치수면 변동량을 구한 바 있다.

한국연안의 12개 지점의 재현주기별 극치수면상

<표 1>

한국연안 주요항만의 극치수면 변동량

Station	Return period(year)										Design water level	
	10		20		30		50		100		App.	L.L.
	E.H.L.	E.L.L.	E.H.L.	E.L.L.	E.H.L.	E.L.L.	E.H.L.	E.L.L.	E.H.L.	E.L.L.	H.H.	W.L.
Incheon	9.75	-0.93	9.81	-1.01	9.84	-1.05	9.88	-1.10	9.93	-1.16	9.27	-1.01
Gusan	7.65	-0.27	7.72	-0.30	7.75	-0.32	7.80	-0.35	7.85	-0.38	6.82	-0.25
Mokpo	4.54	-0.88	4.66	-0.79	4.71	-1.02	4.76	-1.07	4.84	-1.16	4.67	-0.85
Taehuksando	4.31	-0.39	4.39	-0.45	4.43	-0.48	4.48	-0.52	4.54	-0.57	3.70	-0.40
Cheju	3.14	-0.45	3.18	-0.52	3.21	-0.55	3.24	-0.59	3.28	-0.64	2.83	-0.48
Yeosu	4.13	-0.52	4.18	-0.56	4.20	-0.58	4.23	-0.61	4.26	-0.65	3.61	-0.57
Chinhae	2.64	-0.37	2.67	-0.41	2.69	-0.43	2.72	-0.46	2.75	-0.49	2.07	-0.44
Pusan	1.64	-0.35	1.68	-0.41	1.70	-0.43	1.72	-0.44	1.76	-0.47	1.28	-0.41
Ulsan	0.93	-0.27	0.95	-0.29	0.97	-0.31	0.98	-0.32	1.01	-0.34	0.60	-0.29
Pohang	0.68	-0.22	0.74	-0.24	0.77	-0.24	0.81	-0.25	0.86	-0.26	0.24	-0.23
Mukho	0.79	-0.27	0.85	-0.29	0.89	-0.30	0.94	-0.31	1.01	-0.32	0.37	-0.30
Sokcho	0.67	-0.27	0.73	-0.29	0.75	-0.30	0.77	-0.31	0.80	-0.33	0.39	-0.30

E.H.L. : Extreme high water level

E.L.L. : Extreme low water level

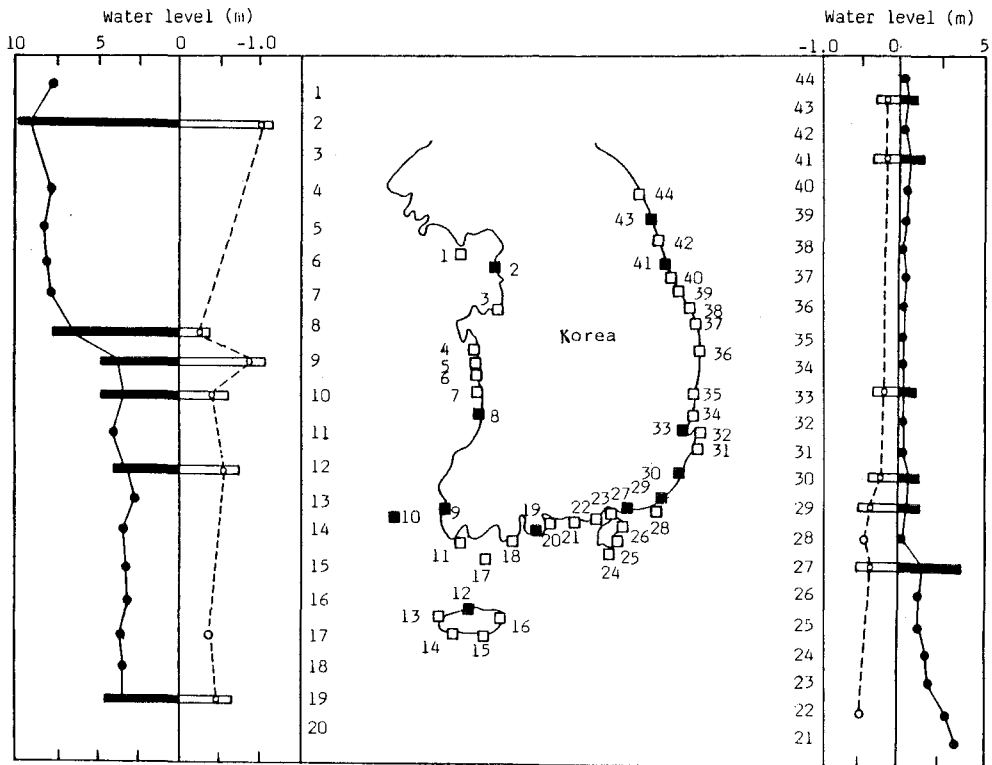
App. H.H.W.L. : Approximated higher high water level

L.L.W.L. : Lower low water level

승량과 극치수면하락량은 <표 1>에 나타난 바와 같다. 또한 관측지점에서의 100년 재현주기를 갖는 극대수위, 극소수위의 계산결과와 한국연안 44개의 주요항만에서 사용하고 있는 약최고고조면(App. H.H. W.L.), 최저조면(L. L. W.L.)과를 비교하여 나타낸 것이 <그림 1>이다.

<표 1>과 <그림 1>에서 서해북부로부터 남해를 돌아 동해북부로 가면서 재현주기별 최대수면상승량, 최대수면하강량이 점점 작아지는 경향을 잘 보여 주고 있다. 또한 종래의 설계수위자료로써 널리 사용되어온 약최고고조면과 최저조면은 10년 재현주기의 수위보다도 낮으며 지역에 따라서는 상당한 차이를 보이므로 연안시설물의 설계수위로써 약최고고조면과 최저조면을 사용하는 것은 수면상승과 하강의 극치를 과소평가하는 결과를 가져오게 된다는 것을 알 수 있다.

따라서 수위상승 및 하강에 의한 재해를 방지하기 위해서는 고조(storm surge), 태풍, 만내진동, 해류 등 한국연안의 조석이외의 주요 수면변동의 극치변동요인을 충분히 고려한 <그림 1> 또는 <표 1>과 같은 재현주기별 수면변동을 설계수위자료로 사용해야 할 필요가 있다. 이 빈도별 수면변동치를 설계수위로 사용할 경우, 해안지역의 원자력발전시설, 주거시설, 주요공업시설 등과 같은 주요시설에는 최소한 50년 내지 100년 빈도의 수위를 설계수위로 사용하고, 항만 및 어항시설, 호안, 해안제방 등 영구시설물은 풍파 등의 설계외력 빈도와 같이 50년 정도의 빈도를 가지는 수위를 설계수위로 사용하는 것이 바람직할 것이다. 또한, 건설현장의 임시시설물이나, 비교적 단시일의 사용목적용을 가지는 시설물의 설계 수위로서는 각각의 목적과 기능에 부합되는 재현주기별 수위해석 결과를 사용해야함을 강



● : Design high water level(App. H. H. W. L.)

○ : Design low water level(L. L. W. L.)

Stations: 1; Yeonpyongdo 2; Incheon 3; Pyeongtaek 4; Kwangcheon 5; Kojeong  
 6; Taecheon 7; Piin 8; Gunsan 9; Mokpo 10; Teahuksando  
 11; Wando 12; Cheju 13; Hanlim 14; Hwasun 15; Seogwipo  
 16; Seongsanpo 17; Keomundo 18; Narodo 19; Yeosu 20; Kwangyang  
 21; Samchenpo 22; Chungmu 23; Masan 24; Kujora 25; Chansungpo  
 26; Okpo 27; Chinhae 28; South pusan 29; Pusan 30; Ulsan  
 31; Chukpyeon 32; Kuryongpo 33; Pohang 34; Weolpo 35; Kangku  
 36; Hupo 37; Chukpyeon 38; Imweon 39; Samcheok 40; Tonghae  
 41; Mukho 42; Chumunjin 43; Sokcho 44; Keojin

〈그림 1〉 100년 빈도의 극치 수면 상승량 및 하강량과 설계수위의 비교<sup>6)</sup>

조할 수 있다.

### 3. 풍파의 통계적 성질과 파랑통계의 신뢰성

시간적으로 변동하는 파동현상은 일정한 시간간격에 따른 계측결과를 통계량으로서 취급할 수 있다. 파랑의 통계적 성질은 크게 다음의 3단계로 나

누어 조사·해석되고 있다.

A. 단기파랑통계 : 파별제원의 통계

B. 파후통계(상시파랑통계) : 파별통계치의 시간·일·월·계절에 따른 변화에 대한 통계

C. 이상파랑통계(장기파랑통계) : 수십년에 대한 극치파랑통계

이상의 풍파에 대한 통계치의 특성과 그 개략적인 해석방법을 소개하고 그 신뢰성에 대해 다음에

서 검토하고자 한다.

(1) 단기파랑통계

연속된 불규칙파의 파형을 개별파의 파고·주기 등 물리량으로 만들기 위한 정의방법은 여러가지로 생각할 수 있으나(예를 들면 Zero-up cross method, Zero-down cross method, Crest to crest method 등) 여기서는 Zero-up cross 법에 의한 개별파의 통계적 해석에 대하여 설명한다.

해석용 파형기록 자료로서 너무 긴 시간의 자료를 사용할 경우, 파랑의 정상성을 유지하기 어려운 점이 있으므로 보통 20분간 정도, 파수로서는 100파 정도의 단위시간 기록으로 해석하는 것이 바람직하다. 연속된 장시간의 자료해석에는 이와같이 시간 간격으로 나누어 연속적으로 적용하여 개별파 자료로 사용할 수 있도록 하거나, 풍파성분 이외의 장주기파동성분을 수치필터 등을 통해 제거한 후 연속 자료를 해석할 필요가 있다.

① 파고분포

Longuet-Higgins는 협대역스펙트럼을 나타내는 해양파는 파고가 포락진폭의 2배라는 가정 아래 Rayleigh 분포 이론을 적용하여 최대파고 Hmax, 평균 파고 F, 1/3최대파고(유의파고)H1/3 등 파군의 통계파고간의 관계 등을 확률계산에 의해 논의한 바 있다.<sup>7)</sup> 이 해석은 기본적으로 모집단으로부터 random하게 추출된 파고의 표본치를 대상으로 한 확률분포 이론에 근거한 것으로, 실제의 연속된 파형 기록 중의 파고분포에 적용할 때에는 인접 파고간의 상관성을 무시하는 모순을 갖는다. 또한 해양파에 대해서 협대역스펙트럼으로 가정하는 것도 기본적으로 성립되지 않는 가정이다. 그러나, Zero-up cross법으로 정의한 파고분포에 관해서는 Rayleigh 분포로써 근사시킬 수 있다는 것이 경험적으로 잘 알려져 있다.

좀 더 상세히 최근의 이에 대한 연구결과를 집약하면, Rayleigh 분포에 의하면 고도의 과대평가하는 경향을 보이는 것으로 즉 Rayleigh 분포보다도 분포폭이 좁은 것이 지적되고 있으며,<sup>8)</sup> 스펙트럼의 대역폭이 넓어지면 넓어질수록 파고분포가 Rayleigh 분포형과 더 큰 차이를 나타내는 사실도 예시되고 있다.<sup>9)</sup> 이러한 연구경향에서 Rayleigh 분포식을 보정한 식과 같은 분포식(8)이 제안되고 있다.<sup>8)</sup>

$$P\left(\frac{H}{\eta_{rms}}\right) = 1 - \exp\left[-\left(\frac{H}{\eta_{rms}}\right)^{2.126} / 8.42\right] \dots \dots \dots (8)$$

단,  $P\left(\frac{H}{\eta_{rms}}\right)$ : 확률분포함수

H: 파고

$\eta_{rms}$ : 파형의 자승평균 제곱근 값

또한 Rayleigh 분포 이론에 의하면  $H^{1/3}/\eta_{rms} = 4.004$ 로 계산되나, 많은 심양파랑 관측자료를 평균해 보면 3.8정도의 비율을 보이는 것으로 나타났으며, 이것도 파랑의 스펙트럼이 넓은 대역폭을 갖는 데 기인하는 것으로 생각할 수 있다.

② 파고·주기의 결합분포

협대역스펙트럼을 가정하면, 파고와 주기의 결합 확률밀도 함수는 다음식과 같이 유도된다.<sup>10)</sup>

$$P(H^*, T^*) = \frac{H^{*2}}{8\sqrt{2\pi\mu}} \exp\left\{-\frac{H^{*2}}{8} \cdot \left[1 + \frac{(T^{*2}-1)^2}{\eta^2}\right]\right\} \dots \dots \dots (9)$$

여기서,  $H^* = H/\eta_{rms}$ ,  $T^* = T/T_0$ 이고  $\mu$ 는 주파수 스펙트럼 S(f)의 대역폭이 넓이를 나타내는 파라미터로써 다음식과 같다.

$$\eta = \sqrt{m^2 m_2 / m_1^2 - 1} \dots \dots \dots (10)$$

$$m_n = \int_0^\infty f^n S(f) df \dots \dots \dots (11)$$

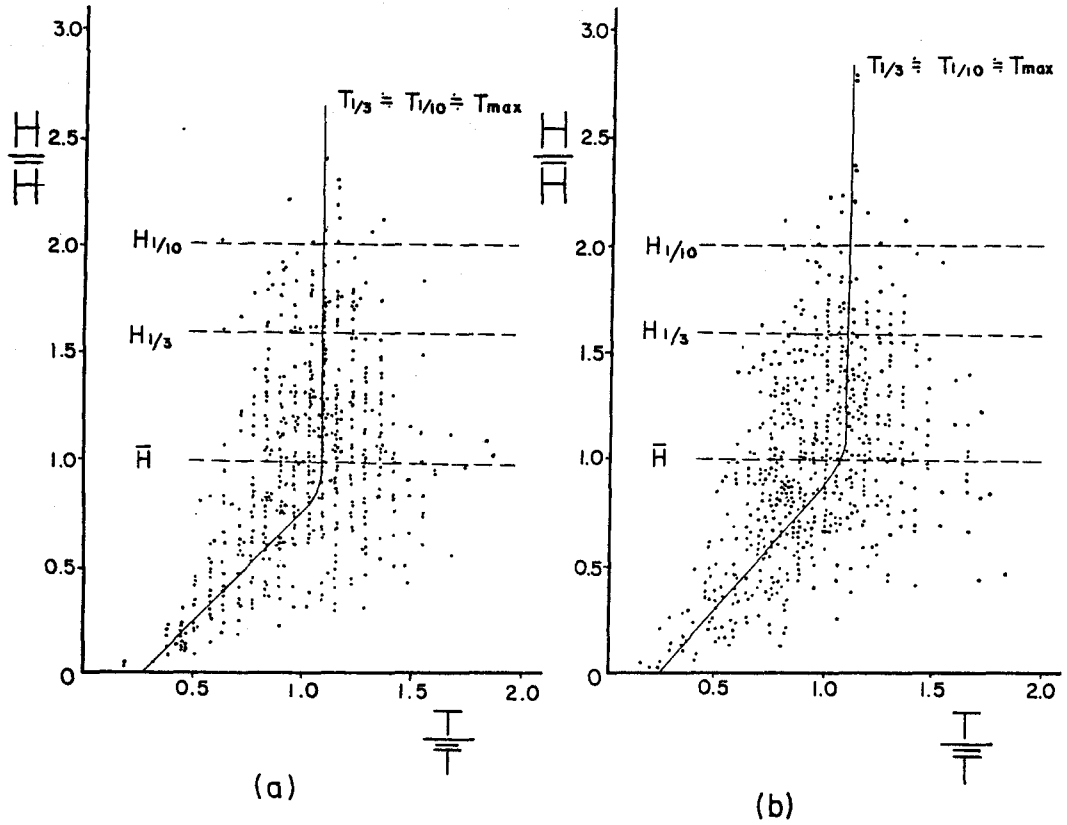
식(9)를  $0 < H^* < \infty$  로써 적분하면  $T^*$ 의 확률밀도 함수는 다음식과 같이 유도된다.

$$P(T^*) = \frac{h^2}{2[h^2 + (T^* - 1)^2]^{3/2}} \dots \dots \dots (12)$$

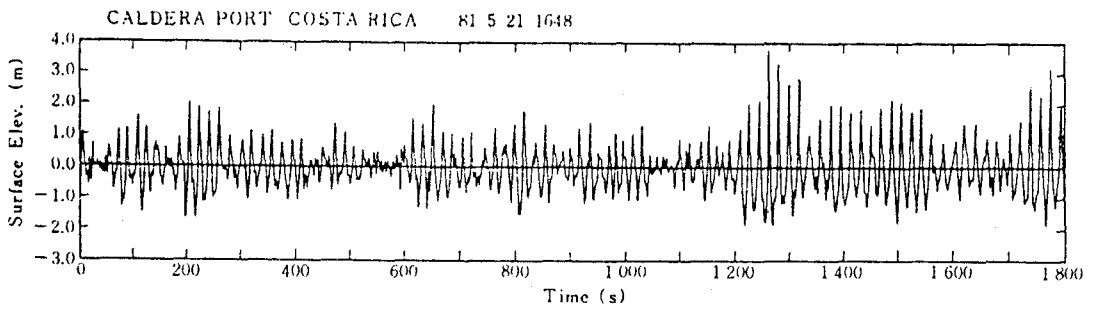
식(9) 및 식(12)는 모두  $T^* = 1$ 을 축으로 하여  $T^*$ 에 대해 대칭형이며, 이론상으로는  $T^* < 0$ 의 영역에까지 존재하게 된다. 물론 실제의 측정치는  $T^* > 0$ 이다. 또한 <그림 2>에 일례를 나타낸 바와 같이, 파고가 평균치보다 적은 영역의 파랑은 파고가 낮을수록 주기도 작아지는 경향을 보이는가 하면, 평균파고(F) 이상의 큰 파랑의 주기는 거의 일정한 경향이 있다. 이러한 실제 파랑의 H-T분포의 비대칭성을 나타낼 목적으로 많은 연구자들이 경험적인 분포식을 제안하고 있다.<sup>11), 12), 13)</sup>

③ Wave grouping

<그림 3>은 약 9000km를 전파해온 너울의 파형을 나타낸 한 예이다. 크고 작은 파랑은 random 하게 계속되는 것이 아니라 고파가 군을 이루어 출현한



〈그림 2〉 파고와 주기의 결합분포



〈그림 3〉 파군을 형성한 파랑의 예

다. 풍파에 있어서는 이렇게 명료하게 군을 이루지는 않지만, 역시 고파끼리 군을 이루는 경향이 있고, 이는 후술하는 부유체문제 및 경사구조물에 대한 외력인자로서 중요하기 때문에 최근 활발히 연구가 진행되고 있으며 파랑의 grouping 현상으로써 해

석되고 있다.

이 Wave grouping의 해석은 전후도의 파고가 무상관(random)이면 어떤 기준치를 넘는 고파가 연속되는 길이(run-length)에 대한 확률분포는 간단한 확률과정의 계산으로부터 구할 수 있다.<sup>14)</sup> 그

러나, 실제로는 무상관이 아니라, 파고간의 상관계수는 풍파일지라도 평균해서 0.3 정도, <그림 3>과 같은 너울에서는 약 0.7 정도에까지 이른다.

木村<sup>15)</sup> 이렇게 파고간의 상관성이 큰 것을 Markovchain의 확률과정으로 고려하여 run-length의 확률분포식을 유도하였으며, 이를 계산함에 있어서, 파형기록으로부터 얻을 수 있는 식(13)과 같은 파고간의 상관계수  $r_{HH}$ 를 이용하여 파라미터  $k$ 를 추정하는 방법을 제시하였으며, 柳<sup>16)</sup>, 合田<sup>14)</sup>, 間瀬·岩垣<sup>17)</sup>는 이 방법을 관측 기록에 적용하여 이론치와 관측치의 일치성을 확인하고 있다.

$$r_{HH} = [E(k) - (1-k^2)k(k)/2 - \pi/4] / (1 - \pi/4) \quad (13)$$

$$K = [( \int_0^{\infty} s(f) \cos 2\pi f t_0 df )^2 + ( \int_0^{\infty} s(f) \sin 2\pi f t_0 df )^2]^{1/2} / m_0 \quad (14)$$

$t_0 = \tau$

K: 제 1종 완전타원적분

E: 제 2종 완전타원적분

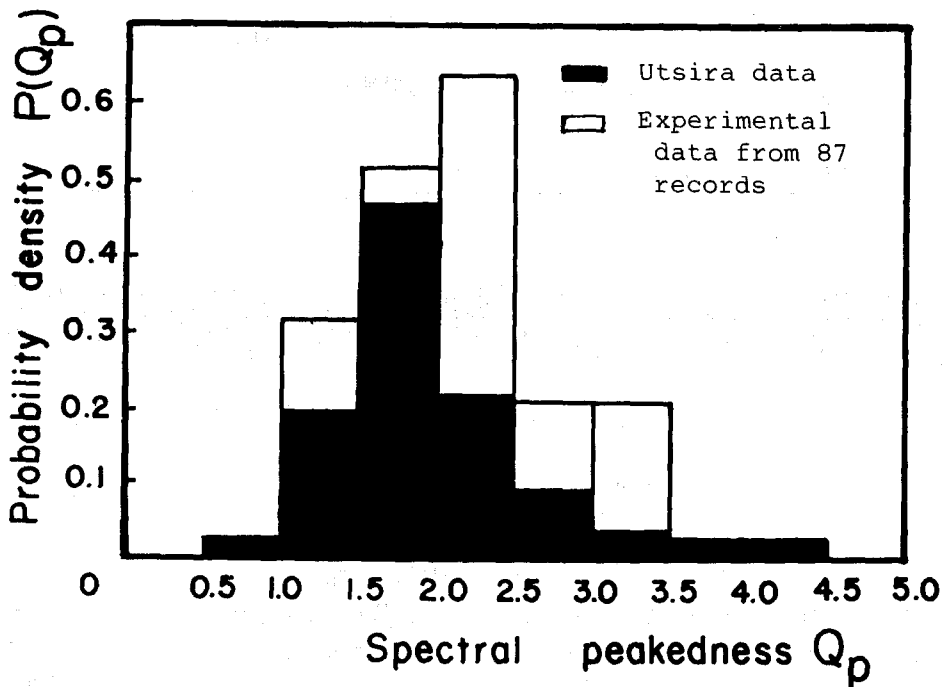
이 고파의 run-length의 평균길이는 스펙트럼의 형태가 수면변동의 상관성과 깊은 관계가 있는 것

으로부터도 알 수 있듯이 이 스펙트럼의 형태에 영향을 받으며, 특히 스펙트럼의 첨예도를 나타내는 파라미터  $Q_p$ 와 강한 상관성을 가지는 것으로 나타났다.<sup>18)</sup>

$$Q_p = 2f_0 \int f S^2(f) df / m_0^2 \quad (9)$$

이  $Q_p$ 의 실제해양에서의 분포특성은 저자 등의 연구결과 <그림 4>와 같이 나타나므로  $1.0 \leq Q_p \leq 3.0$  범위에 주로 분포함을 알 수 있다.

이러한 고도의 grouping의 중요성과 함께 저자는 사석구조물의 안정성 논의 등에 있어서는 파고(H)뿐만 아니라 파장(L), 수심(h) 및 사면의 경사( $\theta$ )에 의해, 외력의 작용메카니즘이 다른 점을 지적한 바 있다. 즉 사면상의 공진현상( $2.0 < \xi = \tan\theta / \sqrt{H/L_0} < 3.0$ ,  $H/h > 2$ ) 등의 효과에 의한 파력의 증대 및 run-up의 증가 등의 문제를 설명하고 사석구조물의 안정성 논의에는 이들 현상의 발생메카니즘을 좌우하는 인자 즉 relative surf-similarity parameter  $\xi (1.5 < 2.65 \tan\theta / (\tan\theta / \sqrt{H/L_0}) < 2.5$  grouping( $j^*$ ) 및 고파( $H_c > h/2$ )의 조건부  $\xi$ 의 grouping  $j(\xi/H_c)$ 의 통계적 성질을 많은 실측결과를 토대로 spectrum 형태



<그림 4>  $Q_p$ 의 분포

와 관련지어 선형적인 상관관계를 확인하고 다음식과 같은 식으로 정리하였다.<sup>16)</sup>

$$\bar{X} = 11/12 Q_p + 0.283 \dots \dots \dots (9)$$

$$j(\xi/H^3 = 3/16 Q_p + 0.81 \dots \dots \dots (10)$$

이상과 같은 해양파의 대표적인 물리량에 대한 통계해석의 경향과 함께 이러한 통계치의 관측방법 및 해석방법에 따른 변동성도 문제시되어 그 신뢰성의 검토가 필요하다.<sup>14), 19), 20)</sup> 또한, 이제까지의 파랑통계의 이론이 선형이론에 의한 것이라 한다면, 불규칙파의 비선형 간섭이론,<sup>21)</sup> 풍파 수위분포의 왜곡도 (비선형성 파라미터)가,<sup>22)</sup> 고려되는 파랑의 비선형통계량에 대한 해석 또한 중요한 금후의 해결 과제라 할 수 있다.

## (2) 파후통계

### ① 파후파라미터의 통계분포

파후파라미터로서는 흔히 유의파의 파고  $H/3$ , 주기  $T/3$ , 및 파향( $\beta$ )이 사용되고 있다. 이 중 파향은 공학적으로 중요한 것임에도 불구하고 파향계의 개발과 적용이 늦어져서 그 자료가 부족한 것이 현실적인 문제로 지적되고 있다.

단기파랑통계에 있어서는 지역성이 적고, 여러가지 불규칙파랑이론이 이용될 수 있겠지만 파후통계에 있어서는 선형적인 이론이 없으며 모두가 관측 자료에 근거하여 검토하지 않으면 안된다. 이 파후통계는 해역의 월별, 계절별, 연간의 파고, 주기파향( $\beta$ )의 계절적 차이나, 파고와 주기의 상관성에 대한 차가 뚜렷하므로 장기간에 걸친 지속적이고 체계적인 파랑관측이 없이는 이루어 질 수 없는 것이다.

이 파후파라미터 역시 확률분포로써 논의하는 것이 일반적이며, 실측치의 분포형태는 정규분포, 대수정규분포, 2파라미터형 weibul 분포, 3파라미터형 weibul 분포 등의 분포식이 주로 적용되고 있다. 이

중 3파라미터 weibul 분포는 다음식과 같다.

$$P(X \leq x) = P(x) = \begin{cases} 1 - \exp\{-[(x-x_c)/X_0]^r\} : \\ 0 \end{cases} :$$

$$\begin{cases} x \geq x_c \\ x < x_c \end{cases} \dots \dots \dots (10)$$

여기서,  $P(X \leq x)$ 는 변수  $X(H/3, T/3$  등)가 임의의 설정치  $x$ 를 초과하지 않을 확률분포함수로서  $x$ 의 함수가 된다. 이 식에는  $x_c, x_0, r$  3개의 파라미터를 포함하고 있으나. 이 중  $x_c$ 는 그 지점에 상시 내습하는  $H/3, T/3$ 의 최저치를 나타낸다. 그리고  $x_0$ 는 scale factor,  $r$ 는 형상파라미터이다. 이 식에서  $x_c=0$ 으로 놓으면 2파라미터형 Weibul 분포식이 된다.

### ② 파후의 지속특성

해상공사의 작업가능일수, 또는 해양시설의 가동률 산정 및 사석구조물의 안정성 검토, 해안의 단기지형변화 등의 해석에 있어서 고파 또는 정온한 해황의 지속시간이 문제시 된다. 이를 위해  $H/3$ 이 어떤 한계치를 넘는 파랑상황의 지속시간에 대한 통계분포를 여러가지 기준치에 대해 조사할 필요가 있다. 이 지속시간의 분포에 대해서 해석하는 것으로써 역시 여러가지 통계분포식에 적용시켜 표현하는 것이 일반적이다.<sup>23), 24), 25)</sup>

이 지속시간의 특성에 관한 조사 및 연구는 극히 제한된 해역에 대한 결과가 소개되어 있는 정도로 역시 해역에 따른 지역성에 대단히 크게 작용하므로 한국 연근해의 파후특성의 지속특성을 해석하는 것은 어선의 해난방지 및 어항의 가동률 산정, 어항 시설물의 안정성, 효율성 평가의 과학화, 합리화의 기초자료가 될것이나, 이는 장기간의 파후관측 자료가 뒷바침되어야 된다는 점에서 우리 나라 어항 및 수산개발에 있어서 파랑관측사업의 중요성을 입증시킨다 할 수 있다. <다음호에 계속>

## 참 고 문 헌

- 1) 해운항만청(1986) : 항만편람, 312-315.
- 2) Gumbel, E. J. (1958) : Statistics of extremes, Columbia Univ., Press, New York.
- 3) Gringorten, I. I. (1963) : A plotting rule for extreme probability paper, J. Geophys. Res., 68(3), 813-814.



- 4) Blom, G. (1958) : Statistical estimates and transformed beta variables, Johe C Wiley and Sons, Inc, New York.
- 5) Petruaskas, C. and P. M. Aagaard (1970) : Extrapolation of historical storm data for estimating design wave heights, OTC 1190, 1, 409-420.
- 6) 柳青魯·朴鍾和(1988) : 韓國沿岸의 外力要素別 極值統計解析, 釜山水產大學研究報告 28(1), 11-18.
- 7) 合田良實(1977) : 港灣構造物の耐波設計, 波浪工學への序説, 鹿島出版會, 166-184.
- 8) Forristall, G. Z. (1978) : On the statistical distribution of wave heights in storm, J. Geophys. Res., 83 (5), 2353-2358.
- 9) Tayfun, M. A. (1983) : Effects of spectrum band width on the distribution of wave heights and periods, Ocean Eng., 10(2), 107-118.
- 10) Longuet-Higgins, M. S. (1975) : On the joint distribution of the periods and amplitudes of sea waves, J. Geophys. Res. 80(18), 2688-2694.
- 11) Longuet-Higgins, M. S. (1983) : On the joint distribution of wave periods and amplitudes in a random wave field, Proc. Roy. SOC. London, A, 389, 241-258.
- 12) Cavani'e, A., Arhan, A. and Ezrath, R. (1976) : A statistical relationship between individual heights and periods of storm waves, Proc. BOSS, '76, 2, 354-360.
- 13) Cartwright, D. E. and Longuet-Higgins, M. S (1956) : The statistical distribution of the maxima of a random function, Proc. Roy. Soc. London, A, 237, 212-232.
- 14) Goda, Y. (1983) : Analysis of wave grouping and spectra of long-travelled swell, Rept. Port and Harbour Res. Inst., 22(1), 3-41.
- 15) Kimura, A. (1980) : statistical properties of random wave groups, Proc. 17th Int. Conf. Coastal Engg., 2955-2973.
- 16) Ryu, C. R. and T. Sawaragi (1986a) : A study on the hydraulic optimal design of the rubble mound breakwaters, Thesis fo Doctor of Eng., Osaka University, 165.
- 17) 間瀬肇·岸垣雄一(1983) : 現地波浪のwave group 特性に關ちろ研究, 第 30回海岸工學講演會論文集 173-177.
- 18) Goda, Y. (1970) : Numerical experiments on wave statistics with spectral simuation, Rept. Port and Harbour Res. Ins., 9(3) 3-57.
- 19) 柳青魯·金鉉周(1987) : 數值實驗條件에 따른 海洋波浪特性의 統計的 安定限界, 韓國水產學會誌, 20(5), 457-462.
- 20) 柳青魯·金鉉周(1988) : 海洋波浪의 統計的 物性에 대한 變動性 解析, 韓國水產學會誌, 21(4). 인쇄중.
- 21) Masuda, A., Kuo, Y. Y. and Mitsuyasu, H. (1979) : On the dispersion relation of random gravity waves. Part. Theoretical framework, J. Fluid Mech., 92, 717-730.
- 22) Longeut-Higgins, M. S. (1963) : The effect of nonlinearities on statistical distributions in the theory of sea waves, J. Fluid Mech., 17, 459-480.
- 23) Lawson, N. V. and Abernethy, C. L. (1975) : Long term wave statistics off Botany Bay, Proc. and Australian Conf. Coastal and Ocean Engg., 167-176.
- 24) Graham, C. (1982) : The parameterisation and prediction of wave height and wind speed persistence statistics for oil industry operational planning purposes, Coastal Engg., 6, 303-329.
- 25) Kuwadhima, S. and Hogben, N. (1984) : The estimation of perisistence statistics from cumulative probabilities of wave height, Rept. No. R183, NMI Ltd., 72.