

주전해역의 파랑의 통계적 변동 특성

손병규 · 류청로
부경대학교 해양공학과

Characteristics on the Variation of Ocean Wave Statistics in the Chujeon Sea

BYUNG-KYU SOHN AND CHEONG-RO RYU

Department of Ocean Engineering, Pukyong National University, Pusan 608-737, Korea

KEY WORDS: Higher wave 고파, Design wave 설계파, Probability density 확률밀도, Extreme analysis 극치해석, Joint probability distribution 결합확률분포

ABSTRACT: After using the filtering method, wave parameters are calculated by the spectral analysis and wave by wave analysis. Extreme environments and higher wave characteristics in the Chujeon Sea are analyzed using the observed wave data. Higher wave has been intensely emphasized as an important environmental force parameter in several recent research works. The aims of this study are to summarize the distribution of extreme environment for wind waves, and to find occurrence probability of higher wave in Chujeon Sea. Ocean wave statistics varying with sea state are found to respond linearly to the spectral peakedness parameter Q_p , mean run-length and Ursell number. Although the spreading of the field results is large, it may be concluded that the tendency of wave group formation depends on the spectral peakedness parameter Q_p . Extreme wave is estimated to apply various model distribution functions by using the monthly maximum significant wave parameters which can be used to the design and analysis of coastal structures.

1. 서 론

해안·해양구조물의 해석·설계·시공에 있어서 시설물의 안전성 및 기능의 합리적인 평가와 효율적인 관리를 위해서는 외적환경요소를 해석대상에 따라 적합하게 해석하고, 평가하여야 한다. 특히 시설물의 용도에 따른 기능의 극대화를 위한 외력해석과 안정성의 평가에 사용되는 설계외력의 해석방법은 달라야 하며 각각 평균적인 개념과 극치적인 개념이 일반적으로 적용되어 왔다(柳, 1984; Goda, 1985). 이러한 시설물의 안전성, 기능 및 시공조건과 관계되는 외적환경요소인 해양파는 해양·해안구조물의 설계 및 안정성 평가에 있어서 가장 중요한 외력인자이다. 불규칙한 해양파를 설계외력인자로 도입하기 위한 노력은 유의파개념으로부터, 최대파 및 wave grouping 특성 등으로 이어지고 있으며, 해난사고 및 연안시설물의 파괴원인의 하나로 주목받고 있는 freak wave라고 하는 이상고파의 해석과 응용에도 관심이 모아지게 되었다(류 등, 1993). 이러한 불규칙 해양파의 외력인자는 대상 해양구조물의 형식, 재원 등에 따라 달라지기도 한다. 예를들면, 사석이나 소파블럭을 이용한 해안구조물의 설계 및 안정성 평가 등은 주로 유의파를 대상으로 하고 있으며, 선체의 전복이나 대수심방파제의 직립부의 안정성 평가 등에는 최고파를 대상으로 검토되고 있다. 또한 이들 설계외력요소의 평가는 구조물의 내구년수에 해당하는 빈도의 극치외력을 해석함으로써 이루어지나(Borgman, 1963; Ochi, 1978), 그 해석방법과 자료의 수집 및 처리방법에 따라 많은 변동을 나타내는 것으로 알려

져 있다. 따라서 효율적인 해안개발 및 방재활동을 위해서는 각 해역의 극치파랑환경의 출현특성과 합리적인 최고파 산정방법이 수립되어야 한다.

따라서 본 연구는 한국 동해 남부해안에 위치하고 있는 주전파랑관측소(Fig. 1)에서 1996년부터 1999년 2월까지 수압식파고계(AWH-16M, ALEC Co.)를 이용하여 10-20분의 파랑관측을 하루 8번, 3시간마다 실시하였다. 이들 파랑자료 해석을 통해 합리적인 최고파 산정을 위하여 고파의 출현특성을 분석·검토하였다. 최고파의 출현특성에 대한 이론분포와 현장자료를 비교·해석하여 이론분포식의 적용성 및 개선 방안에 대해 논의하였다. 또한 이들 외력요소의 자료선택 및 해석방법 적용에 따른 신뢰범위와 편차 및 그 변동특성을 파악·정리하고, 이를 바탕으로 주전해역의 파랑에 대한 해석을 수행함으로써 연안시설물 설계외력 해석의 최적화를 위한 기초자료를 마련하고자 한 것이다.

2. 파랑자료의 처리기법

2.1 파랑관측

현지파랑관측의 1회의 기록시간은 약 20분으로 하는 것이 표준이며, 파형기록의 측정간격은 짧을수록 좋지만, 유의파주기의 1/10 이하로 하되 가능하면 1/20 정도로 하는 것이 좋다. 그러나 측정간격이 길면 파고가 작은 파를 읽지 못하고 파형의 최대치나 최소치를 과소평가할 우려가 있다(Goda, 1985).

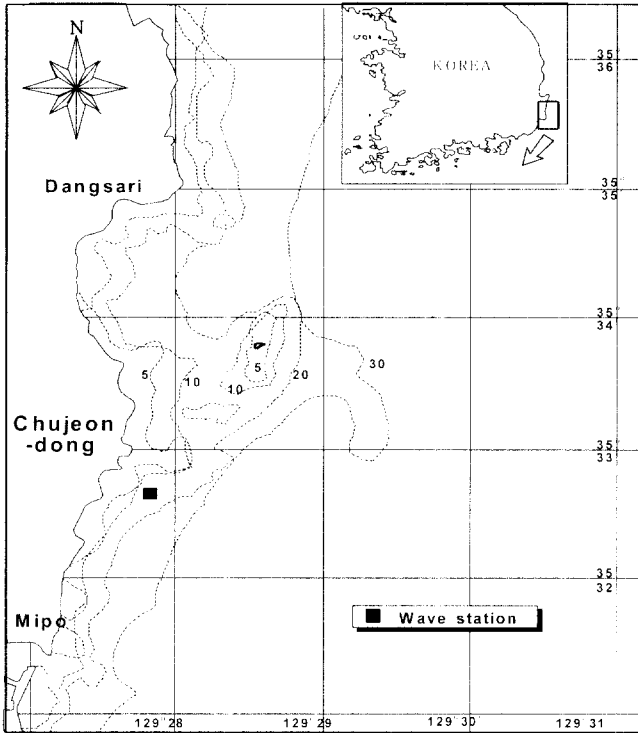


Fig. 1 Bathymetry and observation station in the site

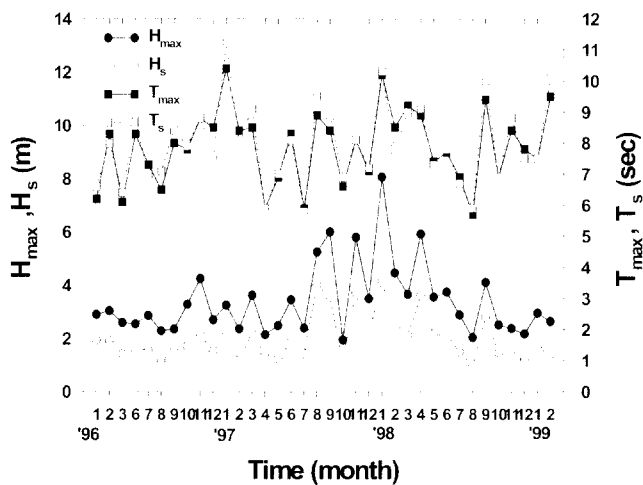


Fig. 2 Monthly maximum and significant wave parameters

수압식파고계(AWH-16M)는 해저부근의 파고계 설치점에서 수압변동을 측정하여 수면변동으로 변환하는 것이다. 설치수심은 15m로서 천수면형 및 굴절 등의 영향을 받을 수 있다. 실제 해상의 불규칙한 파를 검출하기 위하여 zero-up cross 방법으로 파고와 주기를 정의하며, 자유표면에 의해 검출되어진 파고는 다음과 같은 식 (1)로 보정하였다.

$$H_c = N \cdot H_p \cdot \cosh(2\pi h/L) \quad (1)$$

여기서, H_c : 보정된 파고

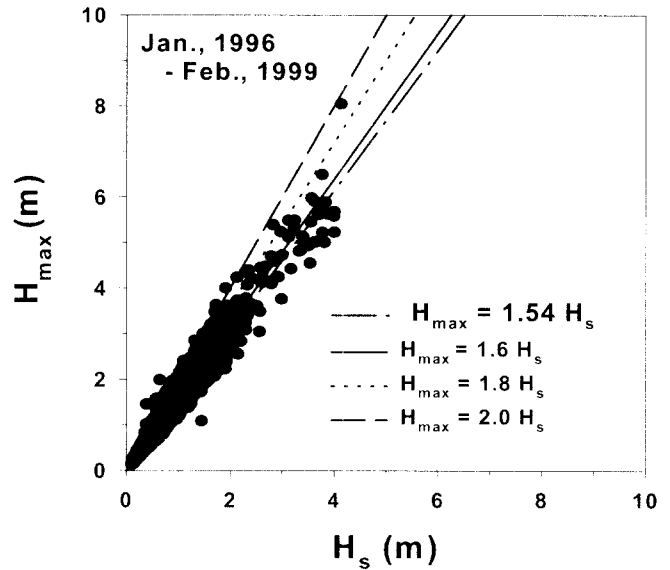


Fig. 3 Typical examples of the relation between maximum and significant wave heights

N : 보정계수 (=1.3)

H_p : 수압에 의해 검출된 파고

$\cosh(2\pi h/L)$: 감쇠계수

h : 평균수위로서 상해지는 수심

L : 분산관계식에 의해 구해지는 파장

또한 파고, 주기는 통계 처리하였으며, 최대파고가 발생하는 시기에 스펙트럼분석도 병행하여 해석하였다.

Fig. 2는 관측한 데이터중 월별 최대유의파 및 최대파의 파라미터를 나타낸 것이다. 특히 동절기에 기상교란에 의한 폭풍성 파랑이 나타나는 것을 알 수 있다.

2.2 최고파의 출현특성 및 확률분포 특성

최대파고가 확정될 수 없는 것은 실제 설계에 대단히 불편할 뿐만 아니라 공학적으로 매우 불리한 일이다. 따라서 설계의 대상이 되는 파의 계속시간 중 파의 수를 고려하여 어떤 폭의 오차를 허용하는 H_{max} 의 값을 선택하지 않으면 안된다. 일반적으로 사용되고 있는 관계식은 $H_{max}=(1.60-2.0)H_s$ 이며, 특정한 파고는 설계와 추정의 신뢰도, 계산공식의 정도, 구조물의 중요성 및 파괴의 기동특성 등을 감안하여 선택된다.

실제 설계에서는 $H_{max}=2.0H_s$ 이상의 값을 취하는 일이 많다. 본 연구에서 얻어진 파랑해석결과를 최고파고와 유의파고의 일반적인 관계식과 비교하여 Fig. 3과 같이 나타냈다. 이 그림에서 식립방향에 설계시의 관계식 1.8 H_s 를 초과하는 파와 2.0 H_s 이상의 고파는 다소 출현하는 것으로 나타났다. 이는 파고계의 설치수심이 15m로 비교적 천수면형 및 굴절의 영향을 받을 수 있는 수심으로, 쇄파의 영향에 의한 것으로 판단된다. 또한 현장관측데이터를 선형회귀식으로 나타낸 결과, 이 해역에서는 $H_{max}=1.54H_s$ 로 상술한 일반적인 관계식보다 다소 작은 범위에

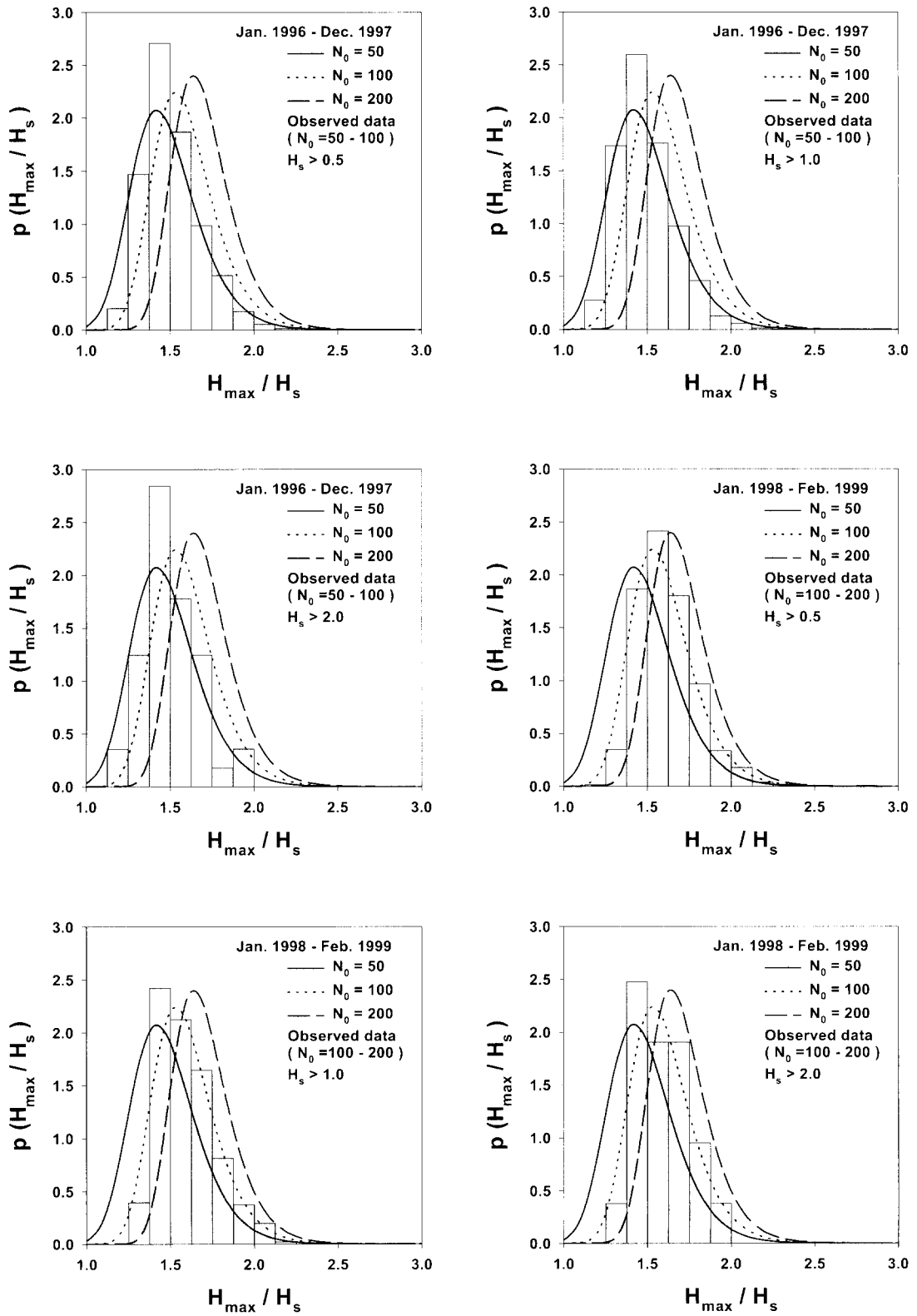


Fig. 4 The comparison between theoretical and field data for relative maximum wave height.

분포하고 있다.

불규칙한 해양파의 파고분포는 Rayleigh분포로 비교적 잘 설명되는 것으로 알려져 있으며, 파고분포를 기준으로 한 최고파의 확률분포는 Rayleigh분포를 적용하면 식 (2)와 같이 나타낼 수 있다(Longuet-Higgins, 1952).

$$p\left(\frac{H_{\max}}{H_s}\right) = 2a^2 \left(\frac{H_{\max}}{H_s}\right) \xi \exp(-\xi) \quad (2)$$

$$\xi = N_0 \exp\left[-\left(a \frac{H_{\max}}{H_s}\right)^2\right]$$

여기서 $a=1.416$, N_0 는 파수(the number of waves)이다.

이러한 최고파고의 확률분포식의 적용성을 검토하기 위해 이 분포와 현장자료를 비교한 것이 Fig. 4이다. 여기서 실선, 점선, 파선은 각각 50, 100, 200의 기록파수에 대한 Rayleigh의 이론분포이며, $H_s > 0.5m$, $H_s > 1.0m$, $H_s > 2.0m$ 일 때의 실측데이터에 대한 상대도수분포를 나타낸 것이다. 이 그림에서 파고비는 1.1에서 2.3까지 분포하고 있으며, 파고비는 관측기록내의 파의 수에 영향을 받는 것을 알 수 있다.

고파의 확률분포함수로부터 기록파수에 대한 H_{\max}/H_s 의 Rayleigh분포를 기준으로 한 기대치는 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$E\left(\frac{H_{\max}}{H_s}\right) = \frac{\sqrt{\ln N_0}}{a} + \frac{\gamma}{2a\sqrt{\ln N_0}} - \frac{\pi^2 + 6\gamma^2}{18a(\sqrt{\ln N_0})^3} \quad (3)$$

여기서, γ 는 Euler 상수로써 0.5772 이다.

Fig. 5는 총 관측자료중 유의파고가 0.5m 이상인 자료에 대해서 검토하였으며, $H_s > 0.5m$, $H_s > 1.0m$, $H_s > 2.0m$ 의 파랑자료에 대한 각 관측파수 구간별 평균치 및 기대치를 나타낸 것이다. 그림으로부터 $H_s > 1.0m$ 일 때는 200파, $H_s > 2.0m$ 일 때는 70파, 150파 정도에서 이론치보다 큰 값이 나타났으며, 파수가 증

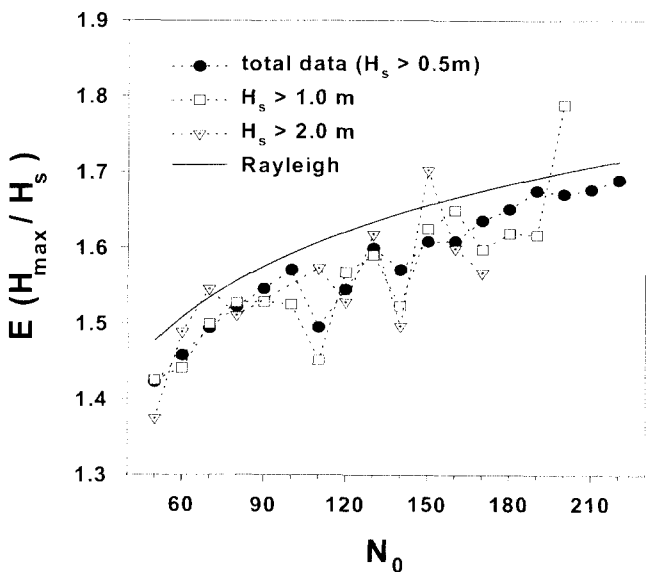


Fig. 5 The variation of mean relative maximum wave height, H_{\max}/H_s versus analyzed wave numbers

가함에 따라 최고파비의 평균치가 증가함을 알 수 있다.

2.3 스펙트럼의 대역폭 및 형상

일반적으로 파랑의 주파수스펙트럼의 주파수에 대한 에너지 분포의 폭을 나타내는 파라메타로서 다음과 같은 스펙트럼 대역폭 파라메타 ν 와 ϵ 이 사용되고 있다. ϵ 은 Cartwright and Longuet-Higgins(1962)가 도입한 것으로 스펙트럼폭 매개변수라고 하며, 0에 가까운 값을 가지면 협대역 스펙트럼(narrow band spectrum)이라 하고, 1에 가까울 때는 광대역 스펙트럼(wide band spectrum)이라 한다.

$$\nu = \left(\frac{m_0 m_2}{m_1^2} - 1\right)^{1/2} \quad (4)$$

$$\epsilon = \left(1 - \frac{m_0^2}{m_1 m_2}\right)^{1/2} \quad : 0 < \epsilon < 1 \quad (5)$$

$$m_n = \int_0^\infty f^n S(f) df, \quad (0 \leq \epsilon, \nu < 1)$$

여기서, f 는 주파수, $S(f)$ 는 에너지 스펙트럼, m_n 은 n 차의 모멘트를 각각 나타낸다.

Longuet-Higgins는 $\epsilon \ll 1$ 일때는 다음의 관계가 성립하는 것을 증명하고 있다(Longuet-Higgins, 1962).

$$\nu \approx \frac{1}{2} \epsilon \quad (6)$$

스펙트럼폭 파라메타 ϵ 은 스펙트럼 전체의 형상보다 고주파측의 경사에 크게 영향을 받는다. 그래서 শুভ은 스펙트럼 피크의 첨예도를 나타내는 것으로서 다음과 같은 파라메타 Q_p 를 제안했다(শুভ, 1975).

$$Q_p = \frac{2 \int_0^\infty f S(f)^2 df}{\left[\int_0^\infty S(f) df\right]^2} \quad (7)$$

Q_p 는 맥색잡음일 때는 1.0의 값을 취하고, 스펙트럼의 피크가 뾰족할수록 큰 값을 취한다.

그런데 왜파대부분에서 관측된 자료로써 파랑인자를 산정할 때 그 처리방법에 따라 구해진 대표값이 왜곡되거나, 저주파수 영역의 스펙트럼수치치가 크게 나타날 수 있다(류 등, 1997). 이러한 영향을 다른 주파수 범위에까지도 미치게 되므로, 수치필터 등을 사용하는 것이 신뢰도 높은 파랑해석을 위한 필수조건이다. Fig. 6은 Fourier변환을 이용해서 일단 주파수영역으로 변환하여 처리하는 Butterworth 필터를 사용하여 고주파수 성분만을 추출하여 나타낸 것으로 일년중 가장 큰 유의파고가 나타난 시제일에 대해서 해석한 것이다.

해양파는 정현파라고 생각할 수 있지만 실제로는 하나의 탁월 주기의 파 외에 파고와 위상이 서로 다른 다양한 주기의 파의 집합이다. Fig. 7은 이들에 대한 자기상관함수를 나타내는 것으로 왼쪽이 lag τ 와 함께 점차 감소하는 삼각어현함수로 근사되는 것을 알 수 있다.

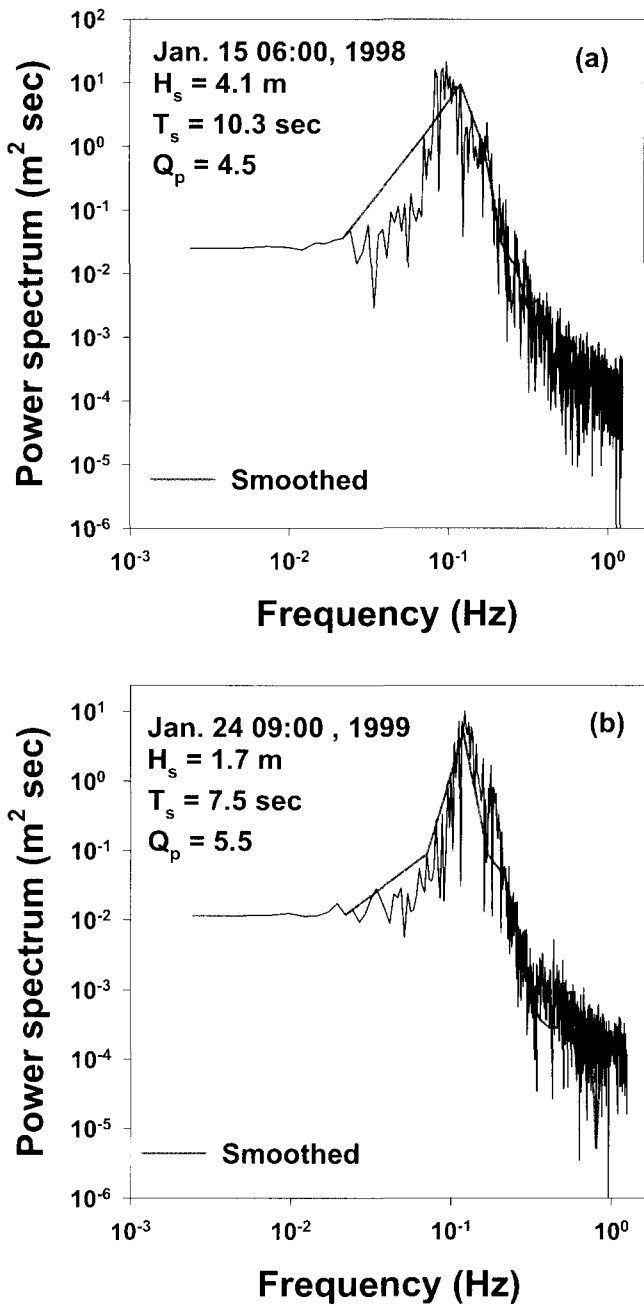


Fig. 6 Power spectrum after filtering method

2.4 대표파의 선형성과 비선형성과의 관계

해양파랑의 통계적특성은 주로 험대역 스펙트럼을 가정하고 추정되었으나, 해양파랑의 스펙트럼은 광대역을 가지는 다양한 형상으로 나타나고 있다. 이러한 형상효과를 해양파랑의 통계치 계산에 고려하기 위하여 주로 사용하여온 spectral peakedness parameter Q_p 와 규정된 파고치를 초과하는 파가 이 파고 이하로 떨어지지 않고 연속해서 출현하는 파의 수를 세어서 나타낸 값의 평균치인 평균파군길이(Goda, 1985)에 따른 통계적 대표파 간의 관계는 Fig. 8과 같이 나타났다. 이 그림은 관측기간중 얻어

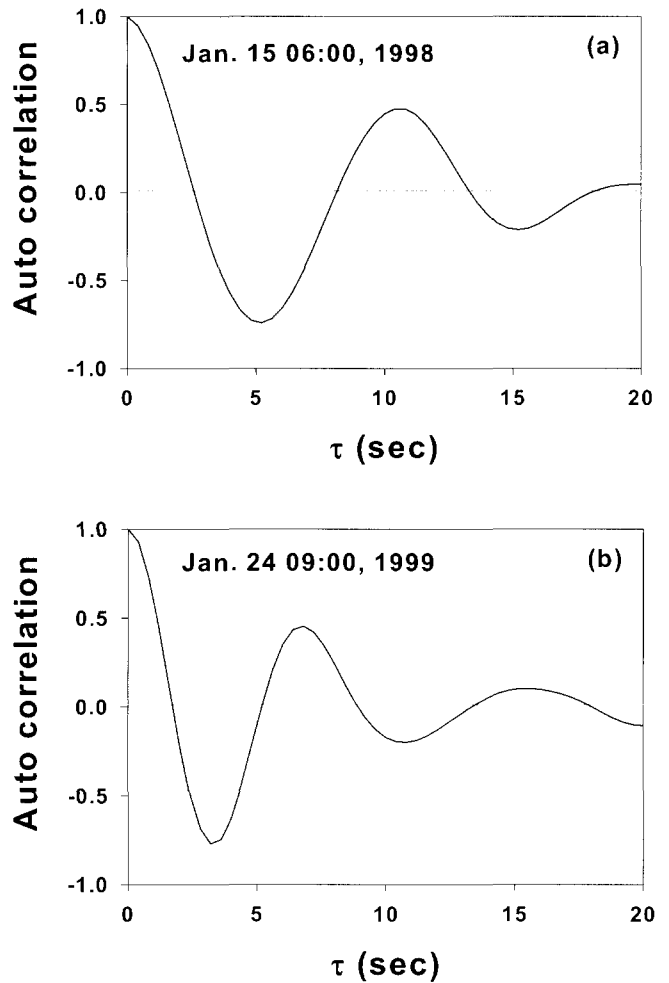


Fig. 7 Auto correlation of higher wave

진 월별 최대 유의파고값들인 고파에 해당되는 제한된 현장자료 로써 회귀직선을 나타낸 것이다. 이러한 선형적인 관계는 특히 부유구조물의 장주기 진동, surf beat, 방파제 피복블럭의 안정성 및 호안 월파랑의 변동 등과 같은 현상에 영향을 미치는 파군의 표현에 유용함을 보여주고 있다.

또한 H/h 와 H/L 라는 두 파라메타의 상대적인 크기를 나타내는 것으로, 비선형성과 분산성을 동시에 고려한 비선형 파라메타라고 할 수 있는 Ursell number(U , 수= HL^2/h^3)에 따른 Q_p 의 변동은 Fig. 9와 같이 나타났다. 이 그림에서 U , 수가 증가할수록 Q_p 가 감소하는 선형적인 관계를 보여주고 있다.

2.5 고파의 파고 · 주기 결합분포

구조물에 미치는 파력을 계산하기 위해서는 파고뿐만이 아니고 특정한 파고를 가지는 주기도 필요하게 된다. 따라서 공학적 응용을 고려하면 해양파의 통계적 성질로서 파고와 주기의 결합 분포(joint probability distribution), 즉 특정한 파고와 주기의 출현 빈도분포가 필요하게 된다. Longuet-Higgins는 가우소과정의 random 파형에 대하여 스펙트럼폭이 좁다고 가정하여 이론적으로 파고와 주기의 결합분포를 도입하였고(Longuet-Higgins,

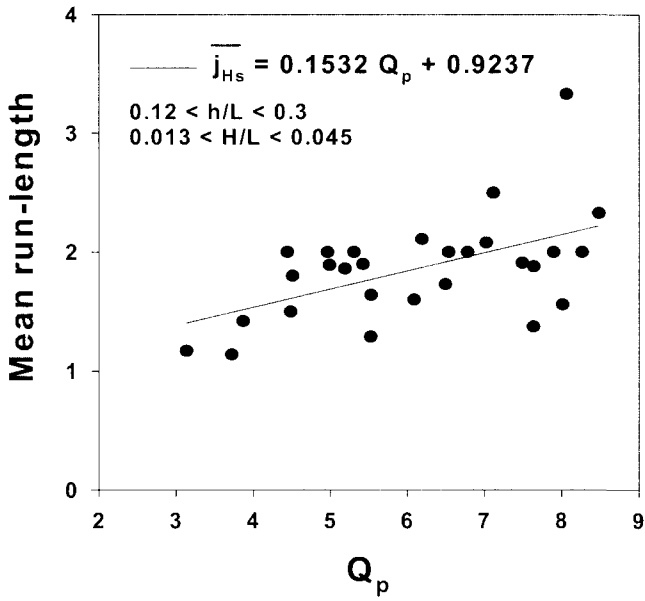


Fig. 8 Relations between Q_p and mean run-length of higher waves

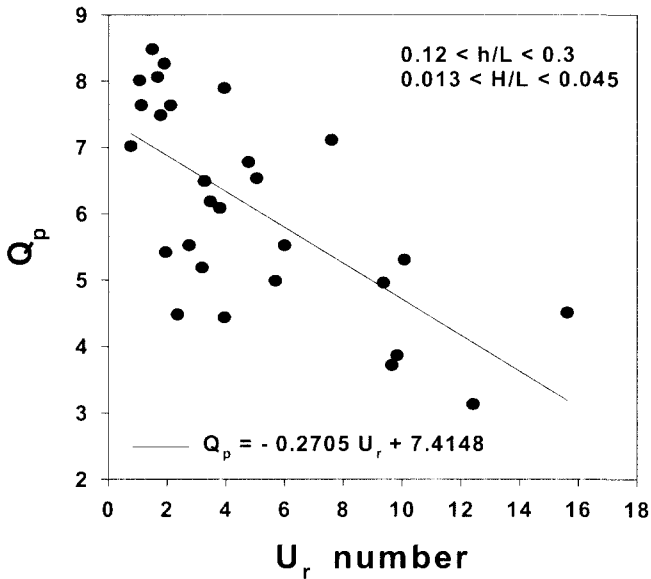


Fig. 9 Relationship between U_r number and Q_p of higher waves

1983), 그 결과에 의해 파고와 주기의 결합분포를 다음식과 같이 나타내었다.

$$p(\hat{H}, \hat{T}) = \frac{\pi \hat{H}^2}{4\nu} \exp\left[-\frac{\pi}{4} \hat{H}^2 \left(1 + \frac{(\hat{T}-1)^2}{\nu^2}\right)\right] \quad (8)$$

여기서, $\hat{H} = H/H_m$ (평균파고 H_m 로 무차원화한 파고),

$\hat{T} = T/T_m$ (평균주기 T_m 로 무차원화한 주기)이다.

관측데이터중 $H > 3.5m$ 되는 5개의 고파에 대하여 총파수가

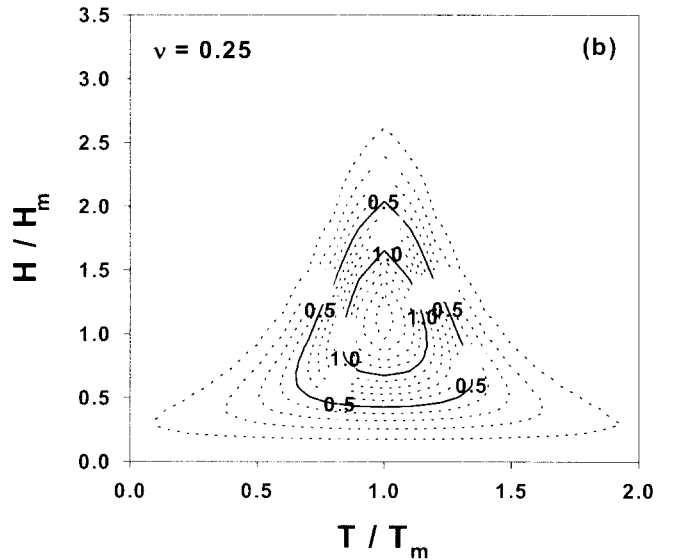
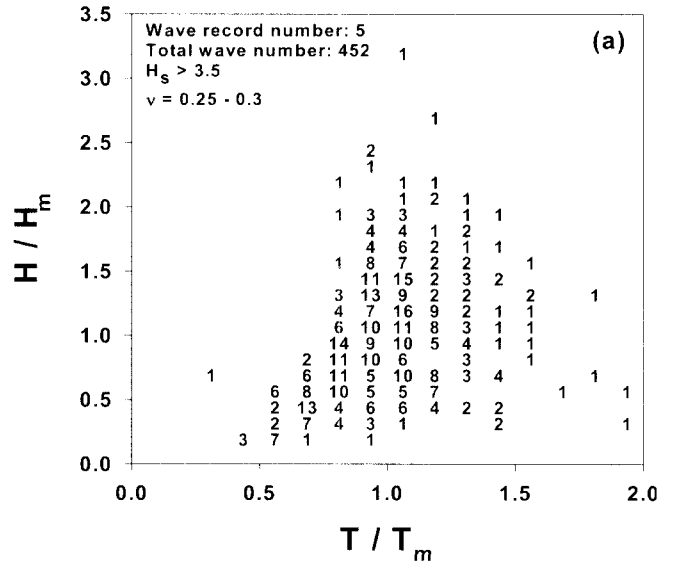


Fig. 10 H-T joint distribution of higher wave

452인 파고·주기의 결합분포를 Fig. 10의 (a)와 같이 나타냈으며, 식 (8)에 대한 이론 분포는 Fig. 10의 (b)와 같이 나타냈다. 이론분포는 주기에 관하여 대칭분포를 나타내지만, 고파에 해당되는 관측데이터의 분포는 주기에 관해서 대칭성이 잘 나타나지 않는다. 이러한 관측데이터의 비대칭성은 파고와 주기가 이 해역에서 상관관계가 있다는 것을 암시해 준다고 사료된다. 즉, 협대역으로 가정하는 해양파의 이론분포와는 다소 차이가 나타남을 알 수 있다.

3. 극치통계해석에 의한 파랑의 변동특성과 신뢰성

대상해역에서 외적환경요소들의 자료를 통계해석하여 그 변

동량을 재현기간(return period)의 함수로 표현하는 통계적기법을 극치통계해석이라 한다. 재현기간은 변수가 특정치보다 크거나 같은 값을 갖는 경우가 발생하는 평균기간으로 정의되며 단위는 년으로 표현하는 것이 일반적이다. 시간에 무관하고 서로 독립적인 자료의 비초과확률(non-exceedent probability)이 변수가 특정치보다 작거나 같은 확률로 정의될 때 재현기간은 식 (9)로 표현할 수 있다(박, 1989).

$$R = \frac{1}{\lambda(1 - F[X \leq x])} \quad (9)$$

여기서, R ; 재현기간
 $F[X \leq x]$; 비초과확률
 X ; 변수
 x ; 특정치
 λ ; 단위기간당(1년) 취득된 평균자료수

그러므로 자료에 대한 비초과확률이 구해지면 그 자료의 재현기간은 식 (9)로부터 계산이 가능하게 된다. 자료의 비초과확률은 먼저 자료의 분포를 잘 표현할 수 있는 확률분포를 선정하여 그 확률분포함수로부터 구할 수 있다. 일반적으로 발생확률이 극히 적은 극대·극소자료(년 최대·최소치)의 확률분포는 식 (10), 식(11)로 나타낼 수 있는 Gumbel분포와 Weibull분포($0.75 \leq k \leq 2.0$)로서 잘 표현할 수 있는 것으로 알려져 있다.

$$F(x) = \exp\left[-\exp\left(-\left(\frac{x-\alpha}{\beta}\right)\right)\right] \quad (10)$$

$-\infty < x < \infty, \quad -\infty < \alpha < \infty, \quad 0 < \beta < \infty$

여기서, $F(x)$: 확률분포함수
 x : 변수(특정치)
 α : Location parameter
 β : Scale parameter

$$\begin{cases} F(x) = 1 - \exp\left[-\left(\frac{x-\alpha}{\beta}\right)^k\right] & , x > \alpha \\ = 0 & , x \leq \alpha \end{cases} \quad (11)$$

여기서, k : Shape parameter ($0.75 \leq k \leq 2.0$)

이 확률분포함수의 적합화는 대상해역의 파고자료의 출현특성을 비초과확률로 환산하여 최적파라미터를 결정함으로써 이루어지며, 그 확률분포함수로부터 임의 극치의 재현주기를 식(9)에 의해 산정할 수 있다.

Fig. 11은 주전해역의 원최대유의파고 및 유의파주기에 대한 Gumbel 분포 및 $k=1.0, 1.25, 1.5$ 및 2.0 의 Weibull분포를 적용·해석하였다.

한편, 신뢰있는 극치해석을 위하여 가장 적합한 확률분포함수가 선택되어야 하며, 이 분포선택의 유일한 기준이 되는 회귀직선에 대한 자료의 표준편차는 식 (12)로 구할 수 있다.

$$SD = \sqrt{\frac{1}{n-2} \sum_{i=1}^n [X_i - (aRV_i + b)]^2} \quad (12)$$

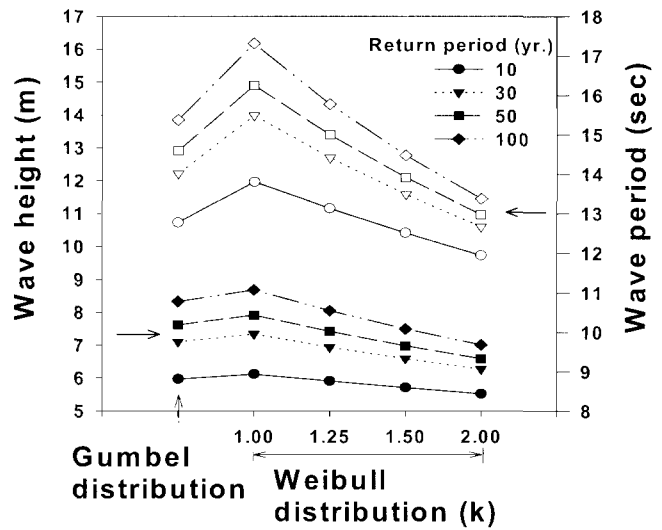


Fig. 11 The variations of the extreme wave height and period according to the various applied model distribution functions

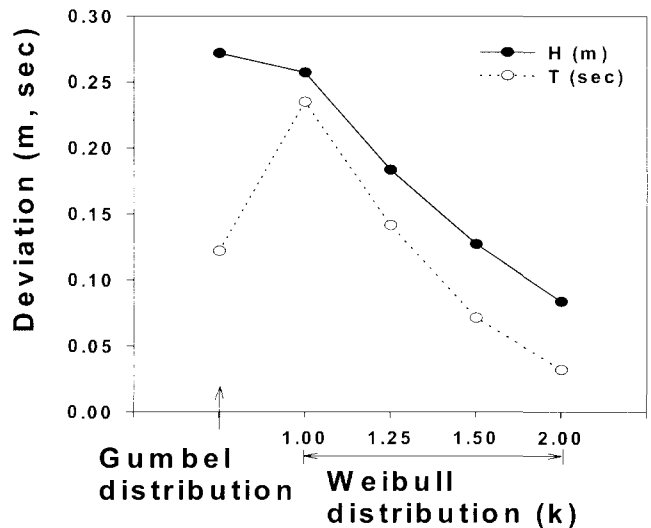


Fig. 12 The variations of the standard deviation according to the various applied model distribution functions

여기서,

SD : 회귀직선에 대한 자료의 표준편차

n : 자료수

X_i : i 번째 자료치

$aRV_i + b$: 회귀직선으로부터 구한 i 번째 자료치

이때 적합한 분포식으로는 Fig. 12와 같은 회귀직선에 대한 자료의 표준편차가 적은 것이 선택될 수 있다.

4. 결 론

한국 동해남부에 위치하고 있는 주전해역에서 지난 3년간(1996년 1월 ~ 1999년 2월) 파랑관측을 수행하였으며, 이들 파랑관측자료를 이용하여 고파의 출현특성과 극치파랑환경에 관한 기초적 연구를 수행하였다. 또한 그 출현특성에 미치는 주 영향인자에 대한 분석을 실시하였으며, 그 결과를 요약하면 다음과 같다.

- (1) 이 해역에서의 최고파고와 유의파고의 일반적인 관계식은 $H_{max}=1.54H_s$ 로 분포하고 있으며, 식립방파제 설계시의 관계식 $1.8H_s$ 를 초과하는 파와 $2.0H_s$ 이상의 고파가 다소 출현하는 것으로 나타났다.
- (2) 최고파고의 확률분포식($=P(H_{max}/H_s)$)에 따라 파고비는 관측기록대의 파수에 영향을 받았으며, 고파의 기대치($=E(H_{max}/H_s)$)는 파수의 증가에 따라 최고파비의 평균치가 증가하였다. 그리고 고파출현에 대한 비선형성 및 분산성의 영향을 spectral peakedness parameter Q_p 와 U_p 수로 평가하였으며, 이들의 관계를 선형적으로 나타내었다.
- (3) $H_s > 3.5m$ 되는 5개의 고파에 대하여 총파수가 452인 파고·주기의 결합분포를 나타냈다. 관측데이터는 이론분포와는 달리 주기에 관해 대칭성이 잘 나타나지 않았으며, 이 해역에서의 파고와 주기는 상관관계가 있다는 것으로 판단할 수 있다.
- (4) 주전해역의 재현주기 및 극치파랑환경의 분포특성을 검토하였으며, 유의파에 의한 설계기준을 제시하였다.

후 기

울산지방해양수산청 관계자 여러분과 류정로 교수님의 연구비지원에 감사드립니다.

참 고 문 헌

柳青魯(1984). "捨石防波堤の物理學的最適設計に關する基礎的研究", 日本大阪大學博士學位論文, pp 1~165.

류정로, 윤홍주, 박종화, 김현주(1993). "한국 연안의 극치 파랑 환경과 Freak Wave의 특성에 관한 연구", 한국환경과학회지, 제2권, 제3호, pp 235~243.

류정로, 김희준, 손병규(1997). "연안해역의 기상·파랑관측망 설계 및 해석기술의 구축 - 해양파랑관측자료의 해석방법 -", 한국수산학회지, 제30권, 제1호, pp 16~30.

박종화(1989). "연안시설물 설계외력 해석의 최적화를 위한 기초적 연구", 부산수산대학교 공학석사학위논문, pp 1~48.

Borgman, L. E.(1963). "Risk criteria", Proc. ASCE, J. of Waterways and Harbours Division, 3, pp 1~35.

Goda, Y.(1985). "Random sea and design of marine structures", University of Tokyo Press, pp 1~323.

Longuet-Higgins, M. S.(1952). "On the statistical distributions of sea waves", J. of Marine Res., Vol. 11, No. 3, pp 245~265.

Longuet-Higgins, M. S.(1962). "Radiation stress and mass transport in gravity waves, with application to surf beat", J. of Fluid Mech. Vol. 13, pp 481~504.

Longuet-Higgins, M. S.(1983). "On the joint distribution of the periods and amplitudes in a random wave field", Proc. Roy. Soc., London, (A)389, pp 241~258.

Ochi, M. K.(1978). "On long-term statistics of ocean and coastal waves", Proc. Int. Conf. Coastal Eng., Hamburg, pp 59~75.

合田良實(1975). "淺海における波浪の倍波變形", 港灣技術研究所報告, 第14卷, 第3号, pp 3~19.

2001년 3월 12일 원고 접수

2001년 7월 3일 수정본 채택