

너울성파랑 정의를 위한 파랑스펙트럼의 형상모수 특성 분석 Analysis of the Wave Spectral Shape Parameters for the Definition of Swell Waves

안경모* · 천후섭** · 정원무*** · 박등대** · 강태순** · 홍성진****
Kyungmo Ahn*, Hwusub Chun**, Weon Mu Jeong***, Deungdae Park**,
Tae-Soon Kang** and Sung-Jin Hong****

요지 : 본 연구에서는 너울성파랑을 정의하기 위한 첫 단계로 확률모의실험을 통해 파랑스펙트럼 첨두모수 Q_p , 주파수폭대역 모수 ε , 파랑스펙트럼 폭 모수 ν 의 특성을 분석하였다. 이를 위해 유의파고 및 첨두주기의 결합확률밀도함수를 새롭게 유도한 후, MCMC(Markov Chain Monte Carlo)기법을 이 함수에 적용하여 가상의 유의파고 및 첨두주기를 생성하였다. 그리고, 이 때 생성된 파랑자료들을 파랑스펙트럼모형에 적용하여 각각에 대한 파랑스펙트럼 형상모수들을 산정한 다음, 각각의 파랑자료들과 파랑스펙트럼 형상모수들의 상관관계 계수를 산정하는 방법으로 각 파랑스펙트럼 형상모수의 특성을 조사하였다. 본 연구의 결과에 의하면, 파랑스펙트럼 형상모수 중 파랑스펙트럼 첨두모수가 유의파고 및 첨두주기에 관계없이 파랑스펙트럼의 뾰족한 정도를 잘 나타내고 있었는데, 이러한 특성은 후포 및 울릉도 파랑관측자료에서도 동일하게 나타나고 있는 것으로 확인되었다. 너울성파랑 정의를 위한 대표적인 파랑스펙트럼 형상모수로 파랑스펙트럼 첨두모수를 사용하는 것이 가장 적절한 것으로 보인다.

핵심용어 : 너울성파랑, 결합확률밀도함수, 파랑스펙트럼 형상모수, 파랑스펙트럼 첨두모수, 주파수폭대역 모수, 파랑스펙트럼 폭 모수, MCMC

Abstract : In the present study, the characteristics of spectral peakedness parameter Q_p , bandwidth parameter ε , and spectral width parameter ν were analyzed as a first step to define the swell waves quantitatively. For the analysis, the joint probability density function of significant wave heights and peak periods were newly developed. The MCMC(Markov Chain Monte Carlo) simulations have been performed to generate the significant wave heights and peak periods from the developed probability density functions. Applying the simulated significant wave heights and peak periods to the theoretical wave spectrum models, the spectral shapes parameters were obtained and analyzed. Among the spectral shape parameters, only the spectral peakedness parameter Q_p , is shown to be independent with the significant wave height and peak wave period. It also best represents the peakedness of the spectral shape, and henceforth Q_p should be used to define the swell waves with a wave period. For the field verification of the results, wave data obtained from Hupo port and Ulleungdo were analyzed and results showed the same trend with the MCMC simulation results.

Keywords : swell waves, joint probability density function, parameter of the wave spectral shape, spectral peakedness parameter, bandwidth parameter, spectral width parameter, MCMC

1. 서 론

1.1 연구배경 및 목적

너울성파랑은 파랑생성해역(wave generating area)에서 벗어나 연안으로 전달되는 파랑을 말하는 것으로, 파의 주기가 비교적 길며, 파형경사는 완만한 반면에 파랑스펙트럼의 형상은 뾰족한 것으로 알려져 있다(Goda, 2000; Sorensen,

1993). 너울성파랑의 파고는 태풍파랑의 파고보다는 작은 편이지만, 현지 기상상태에 관계없이 발생하기 때문에 이에 의한 해난사고를 예측하기 힘든 특성이 있다. 이에 대한 예로 2012년 7월에 발생한 해난사고를 들 수 있는데, 당시 하계임에도 불구하고, 태풍 카누의 소멸에 따른 저기압골로 인해 동해지역에 너울성파랑이 발생해 낙산해수욕장에서만 7명이 조난당한 바 있다.

*한동대학교 공간환경시스템 공학부(School of Spatial and Environmental Engineering, Handong Global University)

**(주)지오시스템리서치 연안관리부(Corresponding author: Hwusub Chun, Department of Coastal Management, Geosystem Research Corporation, Geumjeong, Gunpo, Gyeonggi-do 435-824, Korea, Tel.: 010-6544-6623, Fax: +82-70-7016-0673, elulia01@hotmail.com)

***한국해양과학기술원 연안개발·에너지 연구부(Coastal Development and Ocean Energy Research Division, Korea Institute of Ocean Science and Technology)

****국립재난안전연구원 방재연구실(Disaster Prevention Research Division, National Disaster Management Institute)

이처럼 너울성파랑은 예측하지 못한 해양재해를 유발시킬 가능성이 있어, 이의 내습을 사전에 예측하고, 현지인들에게 경보하는 과정을 통해 피해를 줄이는 것이 중요하다. 이를 위한 첫 단계로 먼저 너울성파랑을 정량적으로 정의할 필요가 있는데, 너울성파랑은 주기뿐만 아니라, 파형경사 및 파랑스펙트럼의 형상이 풍파의 특성과 다르다. 이 때문에 단순히 주기만으로 너울성파랑을 정의하지 않고, 주기 외에 파형경사 및 파랑스펙트럼의 형상에 대한 기준설정을 통해 너울성파랑을 정의할 필요가 있다. 기존 너울성파랑의 정의 사례를 간략히 살펴 보면, Goda(2000)는 주기가 8~20초 정도 되며, 파형경사는 0.02 이하인 파를 너울성파랑으로 정의하였다. 그리고 Utsunomiya et al. (2009)은 유의파고가 2 m 이상인 파랑 중, 유의파주기가 10초 이상이거나 파형경사가 0.02 이하인 파를 너울성파랑으로 정의하였다. 이처럼 주기와 파형경사를 이용해 너울성파랑을 많이 정의하는데, 파형경사 값은 파고와 파장의 비로 이루어져 있어, 파장이 크더라도 파고도 클 경우, 이를 너울성파랑으로 판단하기 힘든 경우가 있다. 예를 들면 우리나라 속초 지역은 하계의 파형경사가 가장 낮은 것으로 나타나고 있다. 물론 하계시의 속초 파랑관측자료의 주기 또한 작기 때문에 파형경사만 보고 이를 너울성파랑이라고 진단하지는 않겠지만, 오류 발생가능성이 다분히 높은 편이다 이에 본 연구에서는 파형경사 대신에 파랑스펙트럼의 형상과 주기를 이용한 너울성파랑의 정의를 시도하였다.

이를 위해서는 먼저 파랑스펙트럼의 형상을 정량화할 필요가 있는데, Goda(1970), Cartwright and Longuet-Higgins (1956), Longuet-Higgins(1983) 등은 각각 파랑스펙트럼 첨두모수(spectral peakedness parameter) Q_p , 파랑스펙트럼 주파수 폭대역 모수(bandwidth parameter) ε , 파랑스펙트럼 폭 모수(spectral width parameter) ν 와 같은 모수들을 도입하여 파랑스펙트럼의 형상을 정량화한 바 있다. 본 연구에서는 이들 파랑스펙트럼 모수들 중에 너울성 파랑을 정의하기에 가장 적합한 모수가 무엇인지를 판단한 후, 선택된 파랑스펙트럼 모수와 첨두주기로 너울성파랑을 진단하는 방법을 제안하고자 한다.

1.2 연구내용 및 방법

Rye(1977)는 JONSWAP 파랑스펙트럼에 임의의 유의파고 및 첨두주기를 적용해 귀납적인 방식으로 각 스펙트럼 형상모수들의 특성을 조사한바 있다. Rye(1977)에 따르면 파랑스펙트럼 형상모수의 계산에 사용되는 파랑스펙트럼의 차 모멘트는 파랑스펙트럼의 최대주파수(high cut-off frequency)의 영향을 받는데, 최대주파수의 영향은 최대주파수가 첨두주파수의 10배 정도 되어야만 이 효과가 없어지는 것으로 나타났다. 이 때문에 파랑스펙트럼의 n 차 모멘트에 기반하고 있는 ε 및 ν 와 같은 모수들은 최대주파수의 크기에 반비례하여 그 정확도도 낮아졌다. 하지만,는 최대주파수의 영향을 거의 받지 않는 것으로 나타나, Rye(1977)는 대표적인 파랑스펙트

럼 형상모수로 Q_p 를 제안하였다. 그러나 최근의 파랑관측장비의 발달로 인해 Rye(1977)가 연구할 당시와 달리, 최대주파수의 크기를 첨두주파수의 10배 이상으로 설정해도 장기간 파랑관측을 수행하는 데 큰 무리가 되지 않아, 최근에는 Rye(1977)의 연구의 의의가 다소 약화되는 측면이 있다.

정확성 이외에도 파랑스펙트럼의 형상모수가 파고 및 주기 외에 별개의 인자로 파랑의 특성을 나타내는 지표로 사용되기 위해서는 먼저 이 값이 파고 및 주기에 대해 독립적일 필요가 있다. 물론, 파고와 주기는 서로 별개의 인자임에도 서로 상관성을 보이고 있어, 반드시 독립적일 필요가 없어 보이기도 한다. 그러나 파랑스펙트럼이 파고 및 주기에 의해 결정되기 때문에 파랑스펙트럼 형상모수와 파고 및 주기의 상관관계는 파고 및 주기의 관계와 그 맥락이 동일하지 않은 면이 있다. 그리고 너울성파랑은 비교적 유의파고 및 첨두주기가 클 뿐만 아니라, 뾰족한 형태의 파랑스펙트럼 및 완만한 파형경사로 인해 이에 의한 연안재해 강도가 더욱 크게 나타나는 특성이 있다. 이에 본 연구에서는 파랑스펙트럼 형상모수의 독립성 관점에서 파랑스펙트럼 형상모수들의 특징들을 조사하였다.

파랑스펙트럼은 비선형파랑작용, 쇄파, 바람에 의한 파랑에너지 생성등과 같이 다양한 파랑현상에 의해 결정되기 때문에 이를 해석적인 방법으로 분석하는 것에는 한계가 있다. 이에 본 연구에서는 Rye(1977)가 시도한 귀납적인 방법으로 파랑스펙트럼 형상모수의 특성을 조사하였다.

실측 파랑관측자료는 기기의 특성이 반영되어 왜곡된 파랑정보를 제공하기도 한다. 예를 들면 해저면에 파랑측정장비를 설치하는 파압식 파고계는 해저면의 파압을 선형미소진폭파 이론을 적용하여 해수면 파랑정보를 추출하기 때문에 높은 주파수 영역의 파랑에너지가 제거되며, 부이형 파고계의 경우는 파랑에 의한 파고계의 가속도를 측정하여 시간에 대해 2단계 적분을 하기 때문에 주기가 긴 파랑의 정보가 파소평가되어 일반적으로 주기 20초 이상의 파랑에너지가 측정되지 않기도 한다. 또한 파랑스펙트럼을 분석하기 위한 양질의 파랑관측자료를 구하는 것도 용이하지 않은 실정이다. 이러한 이유로 본 연구에서는 확률모의실험을 통해 가상의 파랑자료를 생성한 다음, 이를 통해 파랑스펙트럼의 형상모수의 특성을 파악하였다. 확률모의실험은 특정 확률밀도함수 및 파랑스펙트럼 모형을 기반으로 실시되며, 사용된 파랑스펙트럼은 실측자료와의 비교에서 정확성이 검증되었기 때문에 확률모의실험을 통해 얻은 결론도 신뢰성이 높다고 판단된다. 또한 분석결과를 실해역 측정파랑자료에 적용하여 적용성을 검증하였다.

2. 파랑스펙트럼 형상모수

2.1 파랑스펙트럼 첨두모수 (Spectral Peakedness Parameter)

Goda(1970)는 다음의 파랑스펙트럼 첨두모수 식을 제안하였다.

$$Q_p = \frac{2}{m_0^2} \int_0^\infty f S^2(f) df \quad (1)$$

여기서 f 와 $S(f)$ 는 각각 주파수와 파랑에너지 스펙트럼을 나타내며, m_0 은 0차 파랑스펙트럼 모멘트와 같은데, n 차 파랑스펙트럼 모멘트는 $m_n = \int_0^\infty f^n S(f) df$ 로 정의된다. Sorenson (1993)은 Q_p 를 기준으로 풍파 및 너울성파랑을 구분하였는데, Sorenson(1993)에 의하면, 풍파의 Q_p 는 2 정도 되며, 너울성파랑의 경우 2보다 큰 값을 가지게 된다. 파랑스펙트럼의 형상은 Q_p 에 비례하여 더욱 뾰족한 것으로 나타나고 있다.

2.2 파랑스펙트럼 주파수대역 모수 (Spectral Bandwidth Parameter)

Cartwright and Longuet-Higgins(1956)은 파랑스펙트럼의 m_0, m_2, m_4 를 이용하여 다음과 같은 주파수대역 모수를 제안하였다.

$$\varepsilon = \sqrt{1 - \frac{m_2^2}{m_0 m_4}} \quad (2)$$

식 (2)에 의하면 ε 는 0~1 사이에 분포하는데, 이를 위해서는 $m_2 \leq \sqrt{m_0 m_4}$ 를 반드시 만족해야만 한다. Ochi(1998)은 파랑특성에 따른 ε 의 분포를 제시하였는데, m_0 가 일정할 때 파랑스펙트럼의 폭에 비례하여 ε 도 증가한다. 일반적인 풍파의 경우 ε 는 0.4 정도 되는데, 외해에서의 파랑스펙트럼의 ε 는 0.4~0.8 사이에 분포한다. 그리고 쇄파대내에서의 파랑스펙트럼의 ε 는 0.7~0.85 정도 된다고 한다.

ε 은 파랑스펙트럼의 형상을 나타내는데 사용될 뿐만 아니라, 파고의 확률밀도함수를 나타내는 데에도 사용된다. Cartwright and Longuet-Higgins(1956)는 ε 을 m_0 에 대해 표준화된 maxima points에 대해서 다음과 같은 확률밀도 함수를 제시하였다.

$$f(\xi) = \frac{\varepsilon}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{\xi^2}{2\varepsilon^2}\right) + \sqrt{1-\varepsilon^2} \xi \exp\left(-\frac{\xi^2}{2}\right) \Phi\left(\frac{\sqrt{1-\varepsilon^2}}{\varepsilon} \xi\right) \quad (3)$$

여기서 Φ 는 누적정규분포함수를 말한다. 식 (3)에서 ξ 는 maxima points에서의 수면변위 ζ 을 $\sqrt{m_0}$ 에 대해 무차원 변수로 $\xi = \zeta/\sqrt{m_0}$ 와 같이 쓸 수 있다. 여기서 $\varepsilon \rightarrow 0$ 일 경우 식 (3)은 Rayleigh 분포로 근사되고, $\varepsilon \rightarrow 1$ 일 때에는 정규분포를 따르는 것으로 나타나고 있다(Cartwright and Longuet-Higgins, 1956). Cartwright and Longuet-Higgins (1956)의 확률밀도함수는 maxima points에서의 수면변위의 확률분포로 파랑 진폭의 확률분포를 나타내고 있지만, 파랑스펙트럼의 폭이 작아질수록 이의 분포구간 또한 줄어들게 되어 결과적으로 협대역 파랑스펙트럼의 특성을 띠게 된다(Ochi, 1998).

2.3 파랑스펙트럼폭 모수 (Spectral Width Parameter)

한편 Longuet-Higgins(1983)는 m_0, m_1, m_2 등을 이용하여 다음과 같은 식을 제시하였다.

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

여기서 ν 는 마찬가지로 파랑스펙트럼의 폭에 비례하여 이 값 또한 증가한다. 하지만 ε 처럼 파랑 특성에 따른 ν 의 값이 제시되어 있지 않다. 다만, Longuet-Higgins(1983)는 ν 에 따른 무차원의 파고 및 주기에 대해 다음과 같은 결합확률밀도 분포함수를 제시하였다.

$$f(R, \eta) = \frac{2}{\sqrt{\pi\nu}} \left(1 + \frac{\nu^2}{4}\right) \left(\frac{R}{\eta}\right)^2 \exp\left(-R^2 \left(1 + \left(1 - \frac{1}{\eta}\right)^2 \frac{1}{\nu^2}\right)\right) \quad (5)$$

식 (5)에서 R 과 η 는 파고 및 주기에 대한 무차원 변수로 각각 $R = H/\sqrt{8m_0}$, $\eta = T/\bar{T}$ 로 정의된다. 여기서 \bar{T} 는 평균 주기를 나타내며 $\bar{T} = m_0/m_1$ 와 같다. $\nu = 0$ 일 때, 식 (5)를 η 에 대해서 적분하면 Rayleigh 함수로 유도된다(Ochi, 1998). 반대로 식 (5)를 R 에 대해서 적분하면 다음과 같은 식을 얻을 수 있다.

$$f(\eta) = \left(1 + \frac{\nu^2}{4}\right) \frac{1}{2\nu\eta^2} \left(1 + \left(1 - \frac{1}{\eta}\right)^2 \frac{1}{\nu^2}\right)^{-3/2} \quad (6)$$

식 (6)은 주기에 대한 확률밀도 함수로 파랑스펙트럼폭 모수에 따른 주기의 분포를 나타내고 있다. 식 (6)에 의하면 파랑스펙트럼폭 모수가 증가함에 따라 주기 분포 영역이 점차 협소해지는 것으로 나타나고 있다. 주기 분포 영역이 협소하다는 것은 특정 주파수를 중심으로 파랑에너지가 분포해 있음을 의미하는데, 이는 파랑스펙트럼폭 모수에 비례하여 협대역 파랑스펙트럼의 특징을 가지는 것을 의미한다.

3. 확률모의실험을 통한 파랑스펙트럼 형상모수 특성 분석

3.1 개요

전술한 바와 같이 양질의 파랑관측자료를 확보하는 것이 용이하지 않아 본 연구에서는 확률모의실험을 통해 가상의 파랑관측자료를 생성하고, 이로부터 파랑스펙트럼 형상모수들의 특성을 파악하였다. 확률모의실험은 주어진 확률밀도함수로부터 가상의 자료를 생성해내는 통계 기법으로, 본 연구에서는 이를 통해 가상의 유의파고 및 첨두주기 자료들을 생성해내었다. 이 때 생성된 파랑자료들을 Bretschneider, JONSWAP 파랑스펙트럼 모형에 적용하여 각 파랑스펙트럼 모형에 따른 파랑스펙트럼 형상모수들의 특성을 조사하였다.

이와 같은 확률모의실험을 실시하기 위해서는 유의파고 및 첨두주기에 대한 확률밀도함수를 먼저 구할 필요가 있는데, 본 연구에서는 실제 현상에 보다 가까운 파랑자료를 생성하기 위해 유의파고 및 첨두주기의 결합확률밀도함수를 구한 다음, 이를 바탕으로 확률모의실험을 실시하였다. 본 연구의 확률모의 실험을 위한 결합확률밀도함수는 경북 울진군에 위치한 후포항에서 관측된 파랑자료를 분석하여 산정되었는데, 본 연구의

확률모의실험이 특정 확률밀도함수에 기반하고 있어 본 연구의 연구방법이 일반적이지 못한 측면이 있다. 그러나 본 연구의 확률모의실험을 통해 생성된 파랑자료는 파랑스펙트럼이 아닌 유의파고 및 첨두주기이기 때문에 본 연구의 확률모의실험 결과 얻은 파랑스펙트럼의 형상 자체에 파랑스펙트럼의 지역적 특성이 반영되지 있지 않는다. 그리고 본 연구의 확률밀도함수는 후포지역에 대해서만 적용이 가능한 것이 아니라, 파랑스펙트럼 모형의 모수들을 달리하면, 다른 지역에도 적용이 가능하다. 따라서 본 연구의 확률모의실험이 특정 지역에 대한 확률밀도함수에 기반하고 있지만, 일반성에 크게 벗어난다고 볼 수 없다. 한편 본 연구에서는 확률모의실험의 기법으로 이변량(bivariate)함수에 적합한 MCMC (Markov Chain Monte Carlo)기법을 채택하였다. MCMC기법은 특정 확률밀도함수로부터 표본을 추출하는 통계기법 중 하나로, Markov 연쇄 반응에 기반하고 있으며, 변수의 예측 및 물량 계산을 위한 베이즈추론(Bayesian inference) 분야에 활발하게 사용되고 있다(Chib, 2004). 이의 알고리즘을 3.3절에서 소개하였다.

3.2 유의파고 및 첨두주기의 결합확률밀도함수

본 연구에서는 확률모의실험에 앞서 후포 파랑관측자료의 분석을 통해 유의파고 및 첨두주기의 결합확률밀도함수를 산정하였다. 유의파고 및 첨두주기의 결합확률밀도함수는 유의파고의 확률밀도분포 함수 와 유의파고에 대한 첨두주기의 조건부 확률밀도함수의 곱으로 나타낼수 있다(Marthiesen and Bitner-Gregersen, 1990; Ochi, et al. 1996). 본 연구에서는 각각에 대한 확률밀도함수를 구한 다음, 이를 이용해 유의파고 및 첨두주기의 결합확률밀도함수를 최종적으로 구하였다.

이를 위한 첫단계로 유의파고에 대한 확률밀도함수를 먼저 구하였는데, 본 연구에서는 후포향 파랑관측 결과 얻은 유의파고를 Generalized Gamma 분포함수에 적용하였다. Generalized Gamma 확률밀도분포함수는 Rayleigh 확률밀도분포함수의 일반형으로 유의파고에 보다 적합한 것으로 알려져 있다(Chun et al., 2007; Handong Global University Institute of Construction and Environmental Research 2000). Generalized Gamma 분포함수의 식을 식 (7)에 나타내었다.

$$f(H_s) = \frac{c}{\Gamma(m)} \lambda_G^{cm} H_s^{cm-1} \exp(-(\lambda_G H_s)^c) \quad (7)$$

여기서, Γ 은 감마함수를 나타낸다. 그리고 m , c , λ_G 등은 Generalized Gamma 분포함수의 모수를 나타내는데, 이 중 m 가 c 가 각각 $m=1$, $m=2$ 가 되면 식 (7)은 Rayleigh 확률밀도분포함수가 된다. 한편, 이들 모수들과 유의파고 H_s 의 j 차 모멘트 사이에는 다음과 같은 관계식이 성립한다.

$$E[H_s^j] = \frac{1}{\lambda_G^j} \frac{\Gamma(m+\frac{j}{c})}{\Gamma(m)} \quad (8)$$

여기서 $E[\cdot]$ 는 ensemble 평균을 의미한다.

식 (8)에 $j=2, 3, 4$ 를 적용하여 얻은 식으로부터 다음의 식 (9), (10)을 유도해낼 수 있다.

$$\frac{\Gamma(m)^{1/2} \Gamma\left(m + \frac{3}{c}\right)}{\Gamma\left(m + \frac{2}{c}\right)^{3/2}} = \frac{E[H_s^3]}{E[H_s^2]^{3/2}} \quad (9)$$

$$\frac{\Gamma(m) \Gamma\left(m + \frac{4}{c}\right)}{\Gamma\left(m + \frac{2}{c}\right)^2} = \frac{E[H_s^4]}{E[H_s^2]^2} \quad (10)$$

위의 식 (7)의 모수 λ_G , m , c 은 식 (8)~(10)을 Newton-Raphson method로 풀어 산정하였으며, 후포 파랑관측자료의 경우, $\lambda_G = 3.40$, $m = 3.48$, $c = 1.04$ 으로 나타났다. 본 연구의 확률밀도함수의 적합여부를 보기 위해 K-S(Kolmogorov-Smirnov) 및 χ^2 검정을 실시한 바 유의 수준 0.05에서 적합한 것으로 나타났다. 이의 확률밀도분포함수를 유의파고의 히스토그램과 함께 Fig. 1에 나타내었다.

이후, 본 연구에서는 유의파고에 대한 첨두주기의 조건부 확률밀도함수를 산정하였다. 유의파고에 대한 첨두주기의 조건부확률밀도 함수의 사례는 많지 않은 편인데, Marthiesen and Bitner-Gregersen(1990), Ochi et al.(1996)^[1] 유의파고에 대한 평균주기의 조건부 확률밀도 함수를 산정한 바 있는데, 이를 식 (11)에 나타내었다. 식 (11)에서 $m(H_s)$ 와 $\sigma(H_s)$ 는 유의파고에 따른 평균주기의 평균 및 표준편차를 나타내는 것으로 다음과 같은 형태로 주어진다(Marthiesen and Bitner-Gregersen 1990).

$$f(\bar{T}|H_s) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma(H_s)\bar{T}} \exp\left(-\frac{(\log(\bar{T})-\mu(H_s))^2}{2\sigma(H_s)^2}\right) \quad (11)$$

$$\mu(H_s) = a_1 + a_2 H_s^{a_3} \quad (12)$$

$$\sigma(H_s) = b_1 + b_2 \exp(b_3 H_s) \quad (13)$$

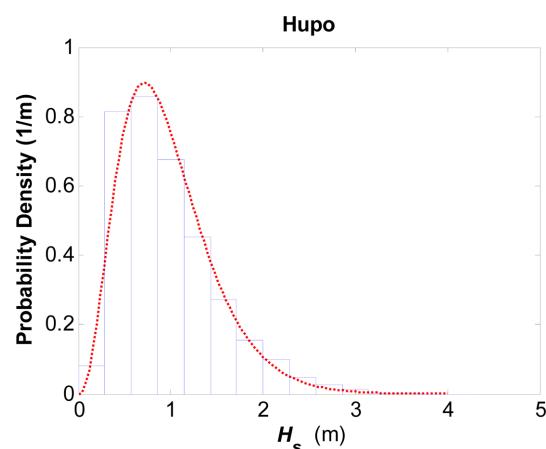


Fig. 1. Histogram of significant wave heights(solid line) and Generalized Gamma probability density distribution of significant wave heights (dotted line).

여기서, $c_1, c_2, c_3, d_1, d_2, d_3$ 등은 유의파고 및 평균주기와의 관계를 나타내는 계수들로 파랑관측자료로부터 산정된다. 식 (12)는 유의파고에 따른 평균주기의 평균값을 의미하는 식으로 Wilson(1965)의 논문에서 물리적 의미가 제시된 바 있다. 그러나 식 (12)에서 유의파고가 0일 경우, 평균주기의 평균값은 a_1 으로 나타나 물리적으로 타당하지 않은 면도 있다. 또한 식 (12)는 유의파고에 따른 평균주기의 분산을 나타내고 있는데 이 식에 따르면 유의파고에 따라 평균주기의 표준편차가 단순하게 커지거나 또는 감소하는 것으로 나타나고 있다. 이는 일반적인 파랑관측 경향과 다른 것으로, 대부분의 파랑관측 결과를 보면, 파고가 매우 낮을 경우에는 주기의 표준편차가 극히 작고, 파고가 증가함에 따라 평균주기의 표준편차도 증가한다. 그러나 특정 파고 이후에는 주기의 표준편차가 다시 작아지는 경향을 보이므로 위의 식의 거동과는 차이가 있다. 이에 본 연구에서는 유의파고에 따른 첨두주기의 평균 및 표준편차 μ_y 와 σ_y 를 다음과 새롭게 정의하였다.

$$\mu_y(H_s) = c_1 H_s^{c_2} \quad (14)$$

$$\sigma_y(H_s) = d_1 \exp(-d_3(H_s - d_2)^2) \quad (15)$$

여기서 c_1, c_2, d_1, d_2, d_3 는 계수를 나타내며 파랑관측자료로부터 최소자승법(least-square method)을 이용하여 산정하였다. 한편, 식 (11)에서 μ, σ 등이 유의파고에 대한 함수로 주어져 있으나 전체적인 분포형태는 Log-normal함수를 따르고 있다. 본 연구에서는 보다 일반적인 적용을 위해, Log-normal함수의 일반형인 Box-Cox변환을 첨두주기에 대해 실시하여 첨두주기에 대한 확률밀도분포를 구하였다. 후포항 파랑관측자료의 첨두주기에 대한 확률밀도분포는 본 논문의 부록에 제시하였다. 첨두주기와 마찬가지로 유의파고에 대한 첨두주기의 조건부확률밀도 함수 역시 Box-Cox변환된 첨두주기로 나타내었는데, 이를 식 (14), (15)와 함께 적용한 결과를 식 (16)에 나타내었다.

$$f(T_p|H_s) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_y(H_s)} \exp\left(-\frac{(y(T_p) - \mu_y(H_s))^2}{2\sigma_y(H_s)^2}\right) T_p^{\lambda_B-1} \quad (16)$$

여기서, λ_B 는 Box-Cox 변환의 계수로, 첨두주기에 확률밀도 분포로부터 주어진다. 식 (7)과 식 (16)로부터 유의파고 및 첨두주기의 조건부 결합확률밀도 함수 $f(H_s, T_p)$ 를 $f(H_s, T_p) = f(T_p|H_s)f(H_s)$ 와 같이 쓰며, 이를 식 (17)에 나타내었다.

$$f(H_s, T_p) = \frac{c}{I(m)\sqrt{2\pi}\sigma_y(H_s)} \lambda_G^{cm} H_s^{cm-1} \exp\left(-(\lambda_G H_s)^c - \frac{(y(T_p) - \mu_y(H_s))^2}{2\sigma_y(H_s)^2}\right) T_p^{\lambda_B-1} \quad (17)$$

식 (17)의 유의파고와 첨두주기의 결합확률밀도함수와 관측자료부터 얻은 구한 출현빈도를 Fig. 2에 나타내었다. Fig. 2에서 등고선은 결합확률밀도함수의 등분포를 나타내며, 숫

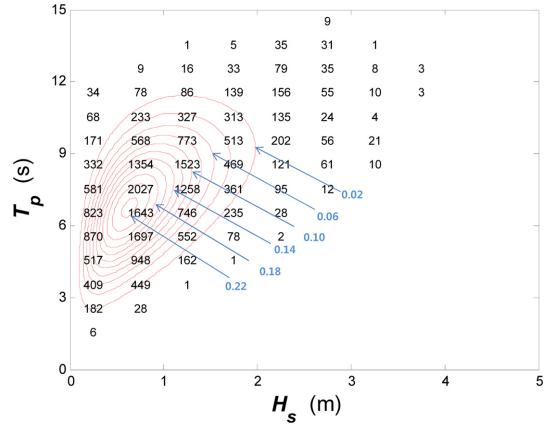


Fig. 2. Comparison of theoretical Joint probability density of significant wave heights and peak periods with the measured occurrences at Hupo.

자는 유의파고와 첨두주기 자료의 결합출현빈도를 나타내고 있다. 본 연구에서 제시하는 결합확률밀도함수가 실제 파랑의 유의파고와 첨두주기의 분포 경향을 잘 나타내는 것을 알 수 있다.

3.3 확률모의실험을 통한 유의파고 및 첨두주기 자료생성

본 연구에서는 MCMC기법을 이용해 가상의 유의파고 및 첨두주기 자료들을 생성하였다. 사용된 확률분포함수는 이번 량함수형태로 주어져 있어 Gibbs sampling 기법을 채택하였다. Gibbs sampling 을 이용하여 파랑자료를 생성하는 절차는 다음과 같다.

- Step 1. 유의파고 및 첨두주기의 초기값 ($H_{s,0}, T_{p,0}$)을 가정 한다.
- Step 2. t 번째 첨두주기 $T_{p,t}$ 를 첨두주기에 대한 유의파고의 조건부 확률밀도함수 $f(H_s|T_p)$ 에 적용하여 $t+1$ 번째 유의파고 $H_{s,t+1}$ 를 생성한다.
- Step 3. $t+1$ 번째 유의파고 $H_{s,t+1}$ 를 $f(H_s|T_p)$ 에 적용하여 $t+1$ 번째 첨두주기 $T_{p,t+1}$ 을 생성한다.
- Step 4. step 2 ~ step 3의 과정을 반복한다.

위의 절차 중 Step 3에서 첨두주기에 대한 유의파고의 조건부 확률밀도분포 함수 $f(H_s|T_p)$ 를 Bayes의 법칙에 의해 $f(H_s|T_p) = f(T_p|H_s)f(H_s)/f(T_p)$ 의 관계식을 사용하여 산정하였다. 확률모의실험 결과 얻은 파랑자료의 결합확률밀도 분포를 식 (17)의 결합확률밀도분포 함수와 함께 Fig. 3에 나타내었다.

Fig. 3에서 볼 수 있듯이 본 연구에서 새롭게 제시하는 식 (17)을 이용한 확률모의실험 결과와 파랑관측자료가 매우 잘 일치하는 것을 알 수 있다. 또한 본 연구에서 생성한 유의파고와 첨두주기의 평균은 각각 0.94 m와 7.59 s이며 실측 파랑관측자료의 유의파고와 첨두주기의 평균 0.97 m 및 7.32 s

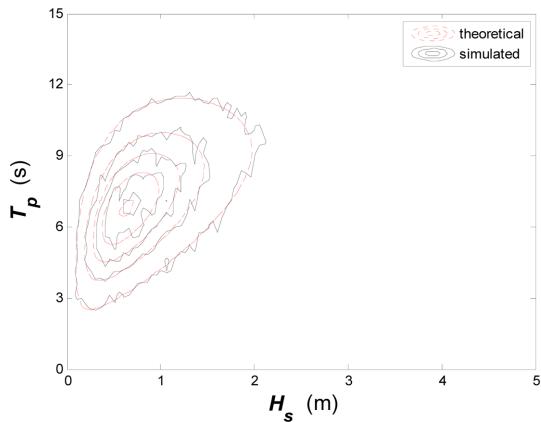


Fig. 3. Contours of the theoretical and simulated joint probability density distributions of significant wave heights and peak periods.

와 매우 근사함을 확인할 수 있다. 이는 본 연구에서 제시한 확률분포함수를 이용한 MCMC의 확률모의실험이 성공적으로 수행된 것으로 판단된다.

3.4 파랑스펙트럼 모형에 따른 파랑스펙트럼 형상모수 특성

본 절에서는 앞에서 생성한 유의파고 및 첨두주기를 Bretschneider 및 JONSWAP 파랑스펙트럼 모형에 적용하여 각 파랑스펙트럼 모형에 따른 파랑스펙트럼의 형상모수들을 생성한 다음, 파랑스펙트럼 모형에 따른 파랑스펙트럼의 형상모수들과 유의파고 및 첨두주기의 상관관계를 조사하였다

3.4.1 Bretschneider 파랑스펙트럼 형상모수의 특성

먼저 Bretschneider 파랑스펙트럼에 유의파고 및 첨두주기를 대입하여 파랑스펙트럼의 형상모수의 특성을 조사하였다. Bretschneider 파랑스펙트럼 식은 아래와 같다.

$$S(f) = \frac{5}{32} \frac{f_p^4}{\pi f^5} \exp(-1.25(f/f_p)^4) \quad (18)$$

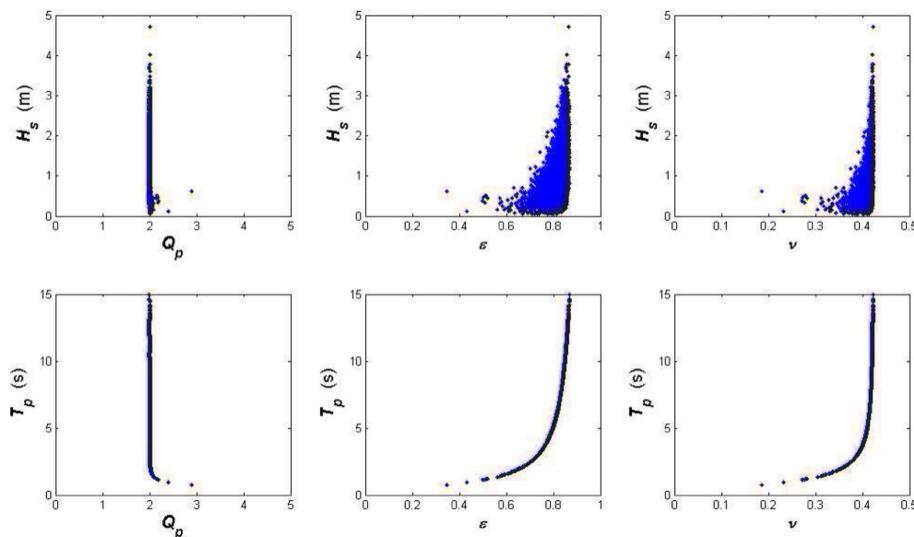


Fig. 4. The relationships between the parameters of the wave spectral shapes and the significant and peak periods obtained from the simulated wave data using Bretschneider wave spectrum.

여기서 f_p 는 첨두주파수를 나타낸다. Bretschneider 파랑스펙트럼은 완전발달파(fully developed sea wave)에 대한 파랑스펙트럼 모형으로 Pierson-Moskowitz 파랑스펙트럼과 유사하다. 그러나 Bretschneider 파랑스펙트럼은 Pierson-Moskowitz 파랑스펙트럼과 달리 Pierson-Moskowitz limit를 고려하지 않아, 첨두주기 외에도 유의파고가 입력자료로 포함되어 있다 (Ochi, 1998). 식 (18)을 이용하여 Bretschneider 파랑스펙트럼에 대한 파랑스펙트럼 형상모수를 산정하고, 이들과 유의파고 및 첨두주기와의 상관관계를 Fig. 4에 나타내었으며, 이들의 상관관계 계수는 Table 1에 제시하였다.

Fig. 4를 보면 각각의 파랑스펙트럼 형상모수들과 유의파고 및 첨두주기 사이의 관계가 확연하게 다른 것으로 나타나고 있다. 먼저 Q_p 의 값은 유의파고와 첨두주기에 관계없이 거의 2로 나타나고 있다. 이는 Bretschneider 파랑스펙트럼의 경우, Q_p 가 유의파고 및 첨두주기와 전혀 상관관계가 없다는 것을 의미한다. 이러한 특성은 Table 1에서 제시된 바와 같이 상관계수의 값이 0에 근사한 값으로 나타나 정량적으로 확인되고 있다. 본 확률모의실험에서 유의파고 및 첨두주기의 값이 다르기 때문에 동일한 파랑스펙트럼 모형을 적용하더라도 파랑스펙트럼은 동일하지 않지만, 파랑스펙트럼 모형이 동일하기 때문에 이들의 파랑스펙트럼의 형상 자체가 바뀌었다고 볼 수 없는데, Q_p 가 이를 잘 반영하고 있는 것으로 파악된다.

Fig. 4에서 볼 수 있듯이 ε 와 ν 는 유의파고와 첨두주기에 비

Table 1. Correlation coefficients between the parameters of the wave spectral shapes and the significant wave heights and peak periods obtained from the simulated wave data using Bretschneider wave spectrum

| Wave information | Q_p | ε | ν |
|------------------|---------|---------------|--------|
| H_s | -0.0473 | 0.4532 | 0.3656 |
| T_p | -0.1151 | 0.9003 | 0.7451 |

례하여 증가한다. 이러한 특성은 Table 1에 제시된 상관계수에서도 확인된다. 이들 모수들은 유의파고보다는 첨두주기와 상관성이 더욱 높은데, 이는 첨두주기가 파랑스펙트럼의 n 차 모멘트에 주요한 역할을 하기 때문으로 보여진다. 한편, ε 과 첨두주기의 상관계수가 0.90이므로 ε 가 첨두주기와 매우 밀접한 상관관계가 있음을 알 수 있다. 이는 첨두주기에 따라 파랑스펙트럼의 폭이 증가하는 것을 의미하는데 주기가 커지면 파랑스펙트럼의 폭이 줄어들 것이라는 일반적인 통념과 다름을 알 수 있다. 이러한 특성은 본 연구의 확률모의실험뿐만 아니라 Oh et al.(2010)이 우리나라 동해안에 내습한 너울성파랑의 특성을 분석한 결과에서도 나타나는 것으로, 파랑스펙트럼의 폭은 주기에 비례하여 증가하는 것으로 분석되고 있다.

3.4.2 JONSWAP 파랑스펙트럼 형상모수의 특성

JONSWAP 파랑스펙트럼을 기반으로 파랑스펙트럼 자료를 생성해낸 후, 이를 통해 파랑스펙트럼의 형상모수와 유의파고 및 첨두주기와의 상관관계를 조사하였다. JONSWAP 파랑스펙트럼은 Hasselmann et al. (1973)이 북해 파랑관측자료를 기반으로 만든 파랑스펙트럼 모형으로 취송거리가 제한된 (fetch-limited) 파랑에 대한 파랑스펙트럼으로 해안공학분야에서 가장 활용도가 높은 파랑스펙트럼이라고 할 수 있다. JONSWAP 스펙트럼은 아래와 같이 표시된다.

$$S(f) = \alpha_s \frac{g^2}{(2\pi)^4 f^3} \exp(-1.25(f/f_p)^4) \gamma^{\exp(-(f-f_p)^2/2(\sigma_p)^2)} \quad (19)$$

식 (19)는 Bretschneider 파랑스펙트럼에 첨두형상모수(peak-shape parameter)인 γ 가 더해진 것으로 이는 첨두주파수의 에너지밀도를 높여주는 것으로 파랑스펙트럼의 형상을 더욱 뾰족하게 만드는 매개변수이다. 파랑스펙트럼마다 γ 값이 일정하지 않지만, 통상적으로 3.3을 사용하는 경우가 많다. Ochi(1998)에 의하면 γ 의 평균과 표준편자는 각각 3.3, 0.79이며, 정규분포를 따른다고 한다. 이에 본 연구에서는 평균

표준편차 0.79를 가지는 정규분포함수를 사용한 확률모의실험을 통해 γ 값을 추가로 생성하고, 이를 바탕으로 파랑스펙트럼 자료를 생성하였다. 이 후 각각의 파랑스펙트럼 형상모수들을 유의파고 및 첨두주기와 함께 Fig. 5에 나타내었고, 이들의 상관계수는 Table 2에 제시하였다.

Fig. 5와 Table 2에서 볼 수 있듯이 JONSWAP 파랑스펙트럼의 경우 역시 Q_p 는 유의파고 및 첨두주기와 상관성이 매우 낮고, ε 와 ν 는 유의파고 및 첨두주기와 상관관계가 있는 것으로 나타나고 있다. 그러나 JONSWAP파랑스펙트럼에 대한 파랑스펙트럼 형상모수들의 분포특성은 Bretschneider 파랑스펙트럼의 그것과 서로 다른 양상을 보이고 있다. 먼저 Q_p 를 보면 Bretschneider 파랑스펙트럼과 달리 이들이 2~4사이에 불규칙하게 분포하고 있는 것을 볼 수 있다. 그리고 ε 과 유의파고 및 첨두주기의 상관계수는 Bretschneider 파랑스펙트럼의 경우와 큰 차이가 없지만, ν 는 Bretschneider 파랑스펙트럼의 경우에 비해 약 0.3 정도 더 낮은 것으로 나타나고 있다. 이처럼 JONSWAP 파랑스펙트럼의 형상모수 특성은 Bretschneider 파랑스펙트럼의 것과 대체로 비슷한 경향을 보이면서 또한 일정한 차이가 있는 것으로 나타나고 있는데, 이는 γ 의 영향인 것으로 판단된다. Fig. 6는 γ 에 따른 각 파랑스펙트럼 형상모수와의 상관관계를 분석하여 도식한 것이다.

Fig. 6에서 볼 수 있듯이, Q_p 와 γ 의 상관계 계수는 0.99로 거의 일치하는 것으로 나타나고 있어 Q_p 는 유의파고 및 첨두주기에 관계없이 파랑스펙트럼의 뾰족한 정도를 잘 나타

Table 2. Correlation coefficients between the parameters of the wave spectral shapes and the significant wave heights and peak periods obtained from the simulated wave data using JONSWAP wave spectrum

| Wave information | Q_p | ε | ν |
|------------------|---------|---------------|--------|
| H_s | -0.0086 | 0.4518 | 0.2180 |
| T_p | -0.0059 | 0.8965 | 0.4354 |

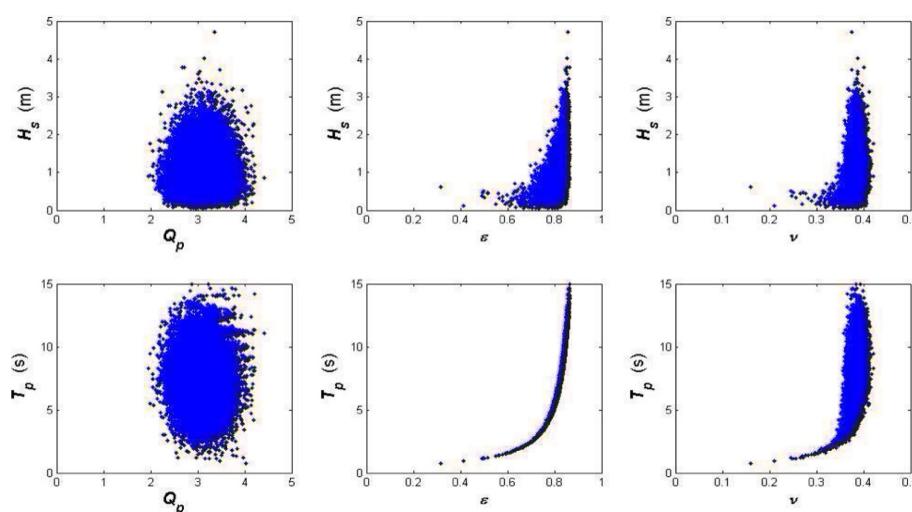


Fig. 5. The relationships between the parameters of the wave spectral shapes and the significant and peak periods obtained from the simulated wave data using JONSWAP wave spectrum.

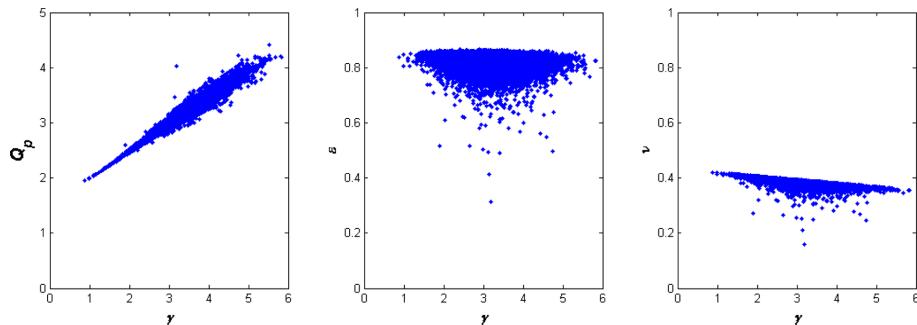


Fig. 6. The relationships between the peak shape parameter, ν , and the parameters of wave spectral shapes.

내고 있는 것으로 파악되고 있다. 한편 ε 과 ν 의 상관관계 계수는 -0.08로 거의 상관관계가 없는 것으로 분석된 반면에 ν 와 γ 의 상관관계 계수는 -0.80로 비교적 상관관계가 높은 것으로 분석된다. 그럼에서 볼 수 있듯이 ε 과 ν 는 γ 에 대해 서로 상반되는 경향을 보이고 있다. 이는 ε 가 파랑스펙트럼 형상특성과는 큰 상관관계가 없는 반면에 첨두주기와는 밀접한 상관관계가 있고, ν 는 유의파고, 첨두주기, 파랑스펙트럼의 형상특성 등과 같은 다양한 파랑특성의 영향을 받고 있음을 의미한다. 이로부터 파랑스펙트럼의 형상을 나타내는 모수로써 Q_p 가 가장 적합한 것으로 판단된다.

4. 파랑관측자료를 이용한 파랑스펙트럼 형상모수 특성 분석

본 연구에서는 파랑스펙트럼 형상모수 특성에 관해 보다 일반적인 결론을 얻기 위해 실제 파랑관측자료에 대해서도 파랑스펙트럼 형상모수를 산정하고, 이들과 유의파고 및 첨두주기의 상관관계를 파악하였다. 이를 위해 본 연구에서는 초음파식 파고계인 AWAC를 이용하여 후포항 및 울릉도에서 측정된 파랑자료를 분석하였다. 본 파랑관측장비는 초음파로 수위를 측정하여 파랑관측을 수행하기 때문에 해저면에 설치하더라도

고주파수 영역의 파랑 에너지도 관측 가능하다는 장점이 있다. 후포항 관측자료분석 결과 얻은 파랑스펙트럼 형상모수들과 유의파고 및 첨두주기의 관계를 Fig. 7과 Table 3에 나타내었다. Fig. 7과 Table 3에서 볼 수 있듯이 Q_p 는 유의파고 및 첨두주기와의 상관성이 매우 낮은 반면에 ε 혹은 ν 는 첨두주기에 비례하는 것으로 나타나고 있다. 이러한 특성은 확률모의 실험 결과로부터 얻은 것과 대체로 일치한다. 그러나 확률모의 실험결과에서는 특정 파랑스펙트럼 모형을 가정하고 있기 때문에 파랑관측자료의 파랑스펙트럼 형상모수들의 분포 특성과는 약간 차이가 있는 것을 알 수 있다. 이는 실제 파랑관측자료에 다양한 파랑현상이 포함되어 나타나는 결과로, 풍파의 생성과 비선형파랑간섭 등에 의한 고주파영역에의 파랑에너지 증가로 인해 확률모의실험 결과 얻은 파랑스펙트럼보다 형상

Table 3. Correlation coefficients between the parameters of the wave spectral shapes and the significant wave heights and peak periods obtained from the wave data measured at Hupo

| Wave information | Q_p | ε | ν |
|------------------|---------|---------------|---------|
| H_s | 0.2374 | 0.3713 | -0.1460 |
| T_p | -0.0276 | 0.8004 | 0.5046 |

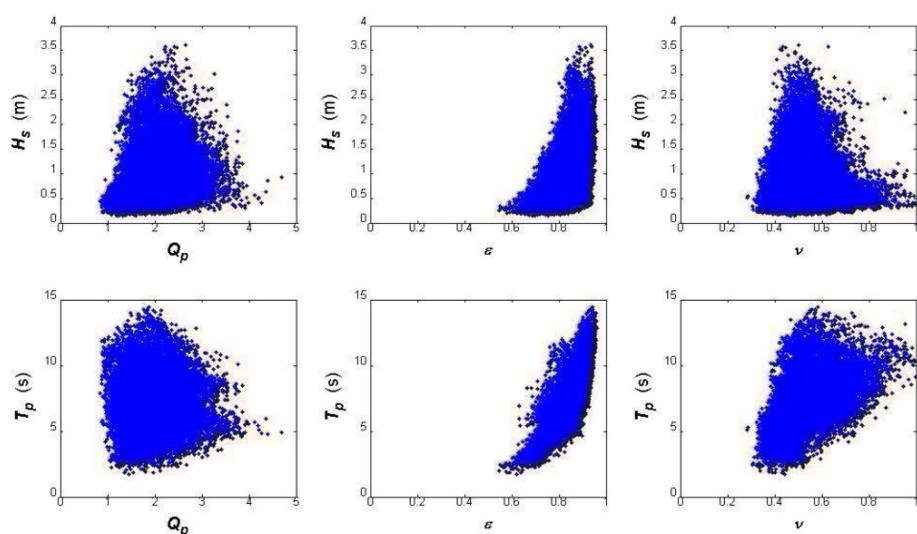


Fig. 7. The relationships between the parameters of the wave spectral shapes and the significant and peak periods obtained from the wave data measured at Hupo.

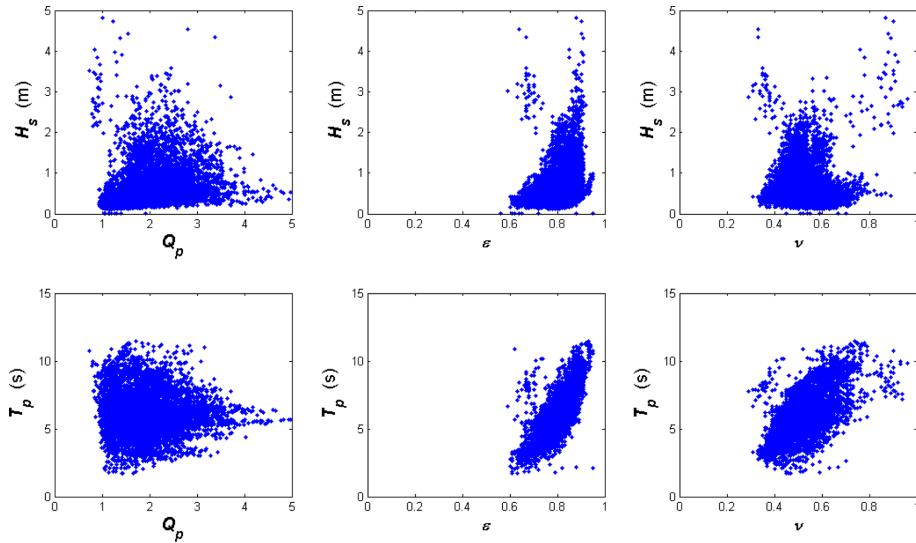


Fig. 8. The relationships between the parameters of the wave spectral shapes and the significant and peak periods obtained from the wave data measured at Ulleungdo.

Table 4. Correlation coefficients between the parameters of the wave spectral shapes and the significant wave heights and peak periods obtained from the wave data measured at Ulleungdo

| Wave information | Q_p | ε | ν |
|------------------|---------|---------------|--------|
| H_s | 0.2440 | 0.2562 | -0.004 |
| T_p | -0.0102 | 0.7214 | 0.5608 |

모수들의 값의 범위가 더욱 넓게 분포된 것으로 나타나고 있다. 이는 Q_p 에서 두드러지게 나타나고 있는데, Fig. 5의 JONSWAP 파랑스펙트럼의 Q_p 는 2~4 사이에 분포하고 있는 반면에 Fig. 7의 Q_p 는 1~4 사이에 분포하고 있다.

울릉도 파랑관측자료를 분석한 결과 얻은 파랑스펙트럼 형상모수와 유의파고 및 첨두주기의 관계를 Fig. 8과 Table 4에 각각 나타내었다. 울릉도 파랑관측자료는 심해역 파랑관측자료이지만, 이 역시 확률모의실험 결과 및 후포항 파랑관측자료와 마찬가지로 Q_p 는 유의파고 및 첨두주기와 상관성이 낮고, ε 및 ν 는 유의파고 및 첨두주기와 상관성이 높은 것으로 나타나고 있다. 다만, 울릉도 지역은 그 지역적 특성 때문에 취송거리가 짧아 첨두주기가 작아 주로 첨두주기가 0~10초 사이에 집중되는 경향이 있는 등 후포 지역과는 다른 지역적 특성이 있는 것으로 파악되고 있다.

5. 결론 및 향후 연구

본 연구에서는 주기와 파랑스펙트럼 형상에 기반하여 너울성파랑을 정의하기 위한 기초단계로, 확률모의실험 및 현장관측을 통해 취득한 파랑자료에 대해서 기존에 제시되어 있는 파랑스펙트럼 형상모수들의 특성을 조사하였다.

파랑스펙트럼의 형상은 비선형 파랑작용, 바람에 의한 파랑에너지 생성등과 같이 다양한 파랑변형 현상의 영향을 받-

기 때문에 해석적인 방법으로 이의 특성을 조사하는 것은 다소 한계가 있다. 이에 본 연구에서는 귀납적인 방법인 확률모의실험을 통해 파랑스펙트럼의 형상 모수의 특성을 분석하였다. 본 연구의 확률모의 실험에서는 유의파고와 첨두주기의 결합확률밀도함수를 산정한 후, MCMC기법을 적용하여 가상의 파랑자료들을 생성하여 분석하였다. 또한 확률모의실험 결과로부터 얻은 파랑스펙트럼 형상모수들의 특성들이 실제 파랑관측자료에서도 구현되는지를 확인하였다.

확률모의실험 결과에 따르면, 파랑스펙트럼 모형에 관계없이 Q_p 는 유의파고 및 첨두주기에 대해 서로 독립적인 것으로 나타났다. 그러나 Q_p 의 유의파고 및 첨두주기에 대한 분포패턴은 파랑스펙트럼 모형에 따라 서로 달랐는데, Bretschneider 파랑스펙트럼의 경우, 거의 일정하게 2로만 나타났으며, JONSWAP 파랑스펙트럼에서는 2~4의 값을 가지며 불규칙하게 분포하고 있었다. 이는 Q_p 가 유의파고 및 첨두주기와 상관없이 γ 와 비례하여 나타나는 결과로, Bretschneider 파랑스펙트럼은 $\gamma=1$ 인 JONSWAP 파랑스펙트럼과 같아 유의파고 및 첨두주기에 관계없이 Q_p 가 일정한 것으로 나타났다. 이는 Q_p 가 유의파고 및 첨두주기에 관계없이 파랑스펙트럼의 뾰족한 정도를 잘 나타내고 있는 것으로 볼 수 있다.

반면, ε 와 ν 는 Q_p 와 달리 유의파고 및 첨두주기에 대해 비례하여 증가하는 것으로 나타났는데, 이러한 특성은 γ 가 없는 Bretschneider 파랑스펙트럼에서도 뚜렷하게 나타났다. 이 경우, ε 와 ν 는 첨두주기와 각각 0.9, 0.7의 상관성을 보였는데, 이는 파랑스펙트럼의 뾰족한 정도와 관계없이, 첨두주기에 비례하여 파랑스펙트럼의 폭이 증가하는 것을 의미하는 것으로, Oh et al.(2010)이 우리나라 동해안에 내습한 너울성파랑의 파랑스펙트럼을 분석하여 얻은 결과에서도 보여지고 있다. 한편, 이러한 경향은 γ 가 포함되어 있는 JONSWAP 파랑스펙트럼에서도 확인되고 있는데, 다만 ε 와 첨두주기의 상관성이 높은 반면에, ν 와 첨두주기의 상관성 계수는 0.4로 떨

어진 것으로 나타나고 있다. 이는 ε 이 γ 의 영향을 거의 받지 않는 반면에 ν 는 첨두주기 뿐만 아니라 γ 의 영향도 받아 나타나는 결과로 보여진다.

파랑스펙트럼 형상모수의 실해역 파랑에 의한 특성을 이해하기 위해 후포항 및 울릉도 파랑관측자료를 사용하여 동일한 분석을 실시하였다. 후포항 및 울릉도 파랑관측자료는 각각 동해 천해역 및 심해역에서 관측된 파랑자료이지만, 이들 파랑관측자료의 파랑스펙트럼 형상모수의 특성은 확률모의 실험의 결과와 대체로 일치함을 알 수 있었다.

본 연구의 확률모의실험 및 파랑관측자료 분석한 결과로부터, 기존 파랑스펙트럼의 형상모수 중 Q_p 가 유의하고 및 첨두주기에 관계없이 파랑스펙트럼의 뾰족한 정도를 가장 잘 나타내고 있다고 결론내릴 수 있다. 이는 너울성파랑을 정량적으로 정의하기 위해 파랑의 주기 외에 Q_p 와 같은 파랑스펙트럼의 형상에 대한 정의가 필요함을 나타낸다. 따라서 본 연구의 후속 연구에서는 첨두주기와 Q_p 를 이용한 너울성파랑 분류 기준을 제시할 예정이다.

감사의 글

본 연구는 소방방재청 자연재해저감기술 사업인 'IT기술을 이용한 너울성파랑 대처기술 개발' [NEMA-자연-2011-43] 과제의 일환으로 이뤄졌습니다. 그리고, 부분적으로 해양수산부의 재원으로 경북씨그랜트센터의 지원을 받아 수행되었습니다.

참고문헌

- Cartwright, D.E. and Longuet-Higgins, M.S. (1956). The statistical distribution of the maxima of a random function. Proc. Royal Soc. London, Ser. A.237, 212-232.
- Chib, S. (2004). Markov Chain Monte Carlo technology, In Handbook of Computational Statistics, eds by J.E. Gentle, W. Haerdle, and Y. Mori, Springer-Verlag.
- Chun, J., Ahn, K., and Yoon, J.-T. (2007). Wave simulation on Youngil bay by WAM extended to shallow water, Journal of Korean Society of Coastal and Ocean Engineers 19(6), 511-520.(in Korean)
- Goda, Y. (1970). Numerical experiments on wave statistics with spectral simulation. Report Port Harbour Res. Inst. 9(3), 3-57.
- Goda, Y. (2000). Random seas and design of maritime structures.
- World Scientific Pub. Co. Ltd.
- Handong Global University Institute of Construction and Environmental Research (2000). A study on the causes of beach erosion of Songdo beach and the establishment of countermeasure against it, Pohang. (한동대학교 건설환경연구소 (2000). 송도백사장 유실 원인규명 및 대책수립 연구, 포항시.)
- Longuet-Higgins, M.S. (1983). On the joint distribution of wave periods and amplitudes in a random wave fields. Proc. Royal Soc. Londong, Ser. A.398, 241-258.
- Marthiesen, J. and Bitner-Gregeresen, E. (1990). Joint distribution for significant wave height and zero-crossing period. Applied Ocean Research 12(2), 93-103.
- Ochi, M.K., Passailiao, E.L., and Malakar, S.B. (1996). Joint probability distribution of significant wave height and averaged period. University of Florida, Report UFL/COEL/TR-110.
- Ochi, M.K. (1998). Ocean waves : the stochastic approach, Cambridge University Press.
- Oh, S.-H., Jeong, W.-M., Lee, D.Y., and Kim, S.I. (2010). Analysis of the reason for occurrence of large-height swell-like waves in the east coast of Korea. Journal of Korean Society of Coastal and Ocean Engineers 22(2), 101-111.(in Korean)
- Rye, H. (1977). The stability of some currently used wave parameters, Coastal Engineering 1, 17-30.
- Sorensen, R.M. (1993). Basic wave mechanics: for coastal and ocean engineers, Wiley-Intersciences.
- Utsunomiya, Y., Okada, H., Eguchi, I., Takayama, T., and Nihei, F. (2009). A study on the prediction and monitoring system of swell waves, Coastal Research Center, No.9, 81~84. (宇都宮好博, 岡田弘三, 江口一平, 高山知司, 二章, (2009). 「うねり性波浪」豫測・監視システムの討, 沿岸技術究センタ論文集 No.9, 81-84.)
- Yoon, J.-T., Park, S.M., Ahn, K., and Chun, J. (2012). Probability density function of the residual tide level using Box-Cox transformation, 2012 conference of KAOSTS. (in Korean)
- Wilson, B.W. (1965). Numerical prediction of ocean waves in the North Atlantic for December 1959, Dtsch. Hydrogr. Z. 18, 114-130.

원고접수일: 2013년 12월 2일

수정본채택: 2013년 12월 18일

게재확정일: 2013년 12월 24일

Appendix A. Box-Cox변환에 의한 첨두주기의 확률밀도 분포

본 연구에서는 유의파고에 대한 첨두주기에 조건부확률모의 실험을 구하기 앞서 첨두주기 확률밀도 함수를 먼저 산정하였다. 아직까지 첨두주기에 대한 가장 적합한 확률밀도함수는 알려져 있지 않다. 다만, Longuet-Higgins(1983)은 ν 에 근거한 파주기의 확률밀도함수를 제시하고 있는데, 이 확률밀도함수의 인수로 ν 까지만 주어져 있는데, 유의파고 및 첨두주기가 시공간에 대해 끊임없이 변화하는 것처럼 ν 또한 시공간에 대해 끊임없이 변화한다. 이 때문에 Longuet-Higgins(1983)의 확률밀도분포함수는 파별분석법(zero-crossing method) 결과 얻어진 파랑정보의 개별주기를 나타내는 데 적합할지 모르나 첨두주기에 대한 확률밀도함수로 사용하는 데에는 한계가 있다고 볼 수 있다. 한편, Handong Global University Institute of Construction and Environmental Research(2000)와 Chun et al.(2007)은 Log-normal 함수를 이용하여 포항 장기곶 파랑관측결과의 첨두주기의 확률밀도분포를 나타낸 바 있다. 그러나, 이를 후포항 파랑관측자료에 적용해본 결과 일부 구간에서 과대 혹은 과소산정을 보였고 특히 확률밀도함수상 최빈도(most probable) 첨두주기가 실제 평균값과 일치하지 않는 것으로 나타났다. 이에 본 연구에서는 첨두주기에 Box-Cox 변환을 실시하여 후포파랑관측 결과 얻은 첨두주기의 확률밀도분포함수를 나타내었다.

Box-Cox 변환은 비정규화되어 있는 랜덤변수를 인위적으로 정규화 분포를 따르도록 변환하는 기법으로, Yoon et al.(2012)는 조위 진자의 확률밀도분포를 나타내는 데 사용한 바 있다. Log-normal 함수는 Box-Cox의 특수한 형태로 Box-Cox 변환을 식 (A.1)에 나타내었다.

$$y = \begin{cases} \frac{x^{\lambda_B - 1} - 1}{\lambda_B} & \lambda_B \neq 0 \\ \log(x) & \lambda_B = 0 \end{cases} \quad (\text{A.1})$$

변수 x 를 식 (A.1)에 적용함으로써, 변수 x 의 정규화된 변수 y 를 얻는데, 식 (A.1)의 λ_B 는 최우도법(maximum likelihood method)을 이용하여 산정하였다. 후포 파랑관측자료의 첨두주기의 경우 $\lambda_B = 0.8266$ 과 같다. 한편 Box-Cox 변환을 적용한 첨두주기의 확률밀도함수 식을 식 (A.2)에 나타내었다.

$$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_y} \exp\left(-\frac{(y(x) - \mu_y)}{2\sigma_y^2}\right) x^{\lambda_B - 1} \quad (\text{A.2})$$

식 (A.2)에서 μ_y 와 σ_y 는 각각 y 의 평균 및 표준편차를 나타내는 것으로, $\lambda_B = 0$ 일 경우, 식 (A.2)의 $x^{\lambda_B - 1}$ 은 $1/x$ 가 된다. 식 (A.1)를 후포 파랑관측결과의 첨두주기에 적용한 결과 유의수준 0.05에서 K-S 및 χ^2 검정을 통과하였다. 후포파랑관측 결과 얻은 첨두주기의 히스토그램을 Box-Cox변환 첨두주기 확률밀도함수 및 Log-normal 첨두주기 확률밀도분포함수 등과 함께 Fig. A. 1에 나타내었다.

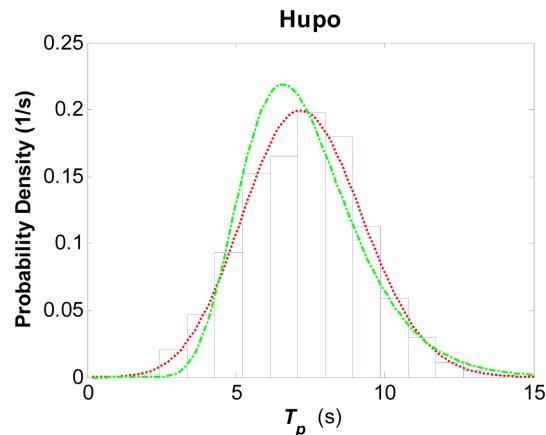


Fig. A.1. Histogram of peak periods (solid line), probability density distribution of peak periods by Box-Cox transformation (dotted line), and probability density distribution of peak periods by Log-normal probability density distribution (broken line).