# 이중 절단 기법을 이용한 조위자료의 확률밀도함수 추정 Estimation of Probability Density Function of Tidal Elevation Data using the Double Truncation Method

# 정신택\*·조홍연\*\*·김정대\*·고동휘\* Shin Taek Jeong\*, Hong Yeon Cho\*\*, Jeong Dae Kim\*, and Ko Dong Hui\*

**요** 지:조 등(2004)에 의하여 연안 조위 발생빈도 분포함수로 제시된 쌍봉형 정규분포는 관측조위의 발생빈도 와 매우 잘 일치하고 있으나 Monte-Carlo 모의기법을 이용하는 신뢰성 설계과정에서 수백만개의 조위를 발생하 는 경우 비현실적인 조위가 발생되어 과대 또는 과도설계가 발생한다. 따라서 본 연구에서는 비현실적인 조위발 생을 원천적으로 차단하기 위하여 경계조위 상한-하한을 설정하여 분포함수의 범위를 제한하는 이중절단 쌍봉형 정규분포 함수를 제안하였으며, 제안된 함수분포에 포함된 매개변수를 비선형최적화기법을 이용하여 추정-제시하 였다. 제안된 분포함수는 기존의 쌍봉형 정규분포에 비하여 뚜렷하게 정량적으로 크게 개선되는 모습을 보이지는 않으나, 신뢰성 설계과정에서 비현실적인 조위발생의 가능성을 제거할 수 있으며, 비현실적인 조위발생으로 유발 되는 설계인자의 비현실적인 과대 및 과소평가 가능성도 자동적으로 제거되는 효과를 기대할 수 있는 것으로 파악되었다.

핵심용어 : 조위자료, 확률밀도함수, 이중절단기법, 매개변수, Monte-Carlo 모의

**Abstract :** The double-peak normal distribution function (DPDF) suggested by Cho et al.(2004) has the problems that the extremely high and low tidal elevations are frequently generated in the Monte-Carlo simulation processes because the upper and lower limits of the DPDF are unbounded in spite of the excellent goodness-of-fit results. In this study, the modified DPDF is suggested by introducing the upper and lower value parameters and re-scale parameters in order to remove these problems. These new parameters of the DPDF are optimally estimated by the non-linear optimization problem solver using the Levenberg-Marquardt scheme. This modified DPDF can remove completely the unrealistically generated tidal elevations and give a slightly better fit than the existing DRDF. Based on the DPDF's characteristic power, the over- and under estimation problems of the design factors are also automatically intercepted, too.

Keywords : Tidal elevation data, probability density function, double truncation method, parameter, Monte-Carlo simulation

## 1.서 론

조위변화에 의하여 노출-침수(drying-wetting)가 반복되 는 조간대(tidal flat) 영역에서는 노출 및 침수시간에 따라 조간대 영역의 생물상(동물상, 식물상 등)이 직접적으로 영 향을 받는다. 따라서 연안개발에 의한 조위의 빈도분포 특 성변화 및 생태학적인 특성변화 예측 측면에서 조위의 빈 도분포, 즉 일반적으로 사용되는 1시간 조위자료의 확률밀 도함수를 추정하는 연구는 매우 중요하다(Pugh, 1987). 또한, 해안 및 항만구조물의 신뢰성 설계, 즉 설계인자 에 대한 분포함수 추정에 관한 연구가 중요한 사안으로 부 각되고 있는 시점에서 조위자료의 빈도분포 함수에 대한 추정은 파랑자료의 빈도분포에 대한 추정과 동등한 중요 성을 가지고 있다(星谷 勝 and 石井 淸, 1986). 일반적으

<sup>\*</sup>원광대학교 토목환경도시공학부(School of Civil, Environmental and Urban Engineering, Wonkwang Univ., Shinyong-Dong 344-2, Iksan-Si, Challabuk-Do 570-749, Korea, stjeong@wonkwang.ac.kr).

<sup>\*\*</sup>한국해양연구원 연안·개발연구본부(Coastal Engineering Research Division, Korea Ocean Research & Development Institute, Ansan P.O. Box 29, Seoul, 425-600, Korea. hycho@kordi.re.kr). 건국대학교 겸임교수

로, 관측된 조위자료의 빈도분포함수 형태는 조석의 우세 한 분조(반일주조 또는 일주조)에 따라 뚜렷한 쌍봉(double peak)형 또는 단봉(single peak)형의 형태를 보이게 된다 (Pugh, 1987). 그러나, 조석자료의 빈도분포함수에 대한 연 구는 도시적(圖示的)인 형태로 한정되어 제안되고 있으며, 신 뢰성 설계 과정에서도 조위의 빈도분포함수를 보통 정규 분포 형태 또는 보다 간단한 삼각형 분포로 가정하여 수 행하는 경우가 대부분이다.

Kawai et al.(1997)은 일본 연안 96개 지점의 조위자료 에서 추출된 주요 4개 분조를 이용한 조위 분포함수 추정 방법 및 분포함수의 형태분류에 관한 연구를 수행하였으며, Goda and Takagi(2000)는 Kawai et al.(1996)의 논문을 인용하면서 삼각형 조위분포함수를 Caisson 방파제의 신 뢰성 설계에 활용한 바 있다.

국내에서는 조 등(2004, 2006)이 평균과 분산이 서로 다 른 2개의 정규분포함수를 결합한 형태의 쌍봉형 정규분포 에 의하여 조위자료의 빈도분포 함수가 보다 적절하게 표 현될 수 있음을 제시한 바 있으며, 비조석 성분의 분포도 단봉형 비대칭분포형태를 보이고 있으나 쌍봉형 정규분포 에 의하여도 적절하게 표현될 수 있음을 제시하였다. 정 등 (2005)은 조화상수를 이용하여 조위 발생확률분포를 분석 하였으며, 김 등(2005)은 많은 설계변수중 파력과 마찰계 수를 이중 절단 정규분포(doublytruncated normal distribution) 로 가정하여 케이슨 방파제의 기대활동량을 산정하였다. 그 결과 정규분포를 사용한 경우보다 기대활동량이 감소하였 으며, 그 감소량은 수심이 증가할수록 커졌다.

기존의 쌍봉형 정규분포 함수 형태는 조위자료의 빈도 분포 함수에서 첨두형태 등 전체적인 빈도분포 재현에는 우수한 결과를 보이고 있으나, 분포의 꼬리부분에서는 재 현성이 떨어진다. 즉, 정규분포는 분포범위가 음의 무한대 (-∞)에서 양의 무한대(+∞)까지 정의되기 때문에, 조위확 률변수와 같이 상하의 경계조위(고극조위, 저극조위 등)를 가지고 있는 경우에는 적용시 불합리한 경우가 발생하게 된다. 본 연구에서는 이중 절단 정규분포를 사용하여 현장 자료를 고려하지 않는 조위발생의 문제점을 해결하고, 기 존의 쌍봉형 조위분포함수를 이용하는 경우 발생할 수 있 는 신뢰성 설계에서의 여러 인자(누적기대활동량 등)의 과 대 산정 문제점을 해결하였다.

#### 2. 분석대상 조위자료의 선정

국립해양조사원에서는 1952년 8월 전라남도 목포에서의

조석관측을 시작으로 2006년 기준 현재 33개의 조위관측 소를 운영하고 있다. 각 해역별로 동해안은 속초, 묵호, 울 릉도, 후포, 포항, 울산 등 6개소, 남해안은 부산, 가덕도, 마 산, 통영, 거제도, 여수, 고흥, 거문도, 완도, 제주, 서귀포, 성 산포, 모슬포, 추자도, 진도 등 15개소, 서해안은 대흑산도, 목 포, 영광, 위도, 군산외항, 장항, 보령, 안흥, 대산, 평택, 안 산, 인천 등 12개의 관측소를 운영하고 있다. 한편, 인천 월미도의 경우 1999년 12월, 율도의 경우 2004년 3월, 군 산의 경우 2002년 10월까지 조석관측 자료 정보를 제공하 였으나, 현재는 운영하지 않고 있다. 현재 운영중인 33개 조위관측소중, 고흥은 2005년 1월 1일, 진도와 거제도는 2006년 1월 1일부터 관측을 개시하였다.

한편, 33개 검조소의 1시간 조위 관측자료를 On-line 환 경에서 제공하고 있다. 각 해역별로는 동해안은 속초, 묵 호, 울릉도, 후포, 포항, 울산 등 6개소, 남해안은 부산, 가 덕도, 마산, 통영, 여수, 거문도, 완도, 제주, 서귀포, 성산 포, 모슬포, 추자도 등 12개소, 서해안은 목포, 대흑산도, 영광, 장항, 군산외항, 군산, 위도, 보령, 대산, 평택, 안산, 인 천, 안흥, 인천 월미도, 율도 등 15개소의 자료를 제공하 고 있다. 이 중 율도, 월미도, 군산 등은 과거의 자료 정 보만 제공되고, 현재를 포함한 최근의 자료는 제공되지 않 고 있다. 국립해양조사원에서 관리하는 33개 검조소의 관 측지점의 위치는 Fig. 1에 도시하였으며, 분석에 사용한 조 위관측소 정보는 Table 1에 수록하였다. 빈도분포 함수 추 정에 사용된 자료는 국립해양조사원에서 제공되는 1시간



Fig. 1. Location map of tidal stations.

Table 1. Informations of tidal stations around the Korean coast

	위치	경위도		괴츠기가	비코/경츠기가		
		위도	경도	전득기진	비포(겉ㅋ/1신)		
서 해 안 (15)	율도	N 37° 30′ 24″	E 126° 36′ 15″	1998.01-2004.03	<sup>'99</sup> , <sup>'00</sup> , <sup>'02</sup> , <sup>'03</sup> , <sup>'04</sup>		
	인천	N 37° 26′ 57″	E 126° 35′ 39″	1999.01-2006.12			
	인천(월미도)	N 37° 27′ 03″	E 126° 35′ 39″	1960.01-1999.12	'73, '74, '75, '90, '91, '92, '93, '97		
	안산(탄도)	N 37° 11′ 22″	E 126° 38′ 59″	2003.01-2006.12			
	평택	N 36° 57′ 50″	E 126° 49′ 29″	1993.01-2006.12	<sup>'96</sup> , <sup>'97</sup> , <sup>'98</sup> , <sup>'99</sup> , <sup>'01</sup> , <sup>'02</sup>		
	대산	N 37° 00′ 17″	E 126° 21′ 16″	2003.08-2006.12	<sup>'03, '05, '06</sup>		
	안흥	N 36° 40′ 12″	E 126° 08′ 06″	1987.01-2006.12	'01, '03, '05, '06		
	보령	N 36° 24′ 11″	E 126° 29′ 17″	1986.01-2006.12	'00, '01, '02, '03, '04, '05, '06		
	군산(외항)	N 35° 58′ 06″	E 126° 37′ 36″	1981.01-2006.12	<sup>'88, '95, '96, '97, '98, '99, '00, '01</sup>		
	군산	N 35° 59′ 24″	E 126° 42′ 46″	1960.01-2002.10	·63, ·64, ·65, ·69, ·71, ·73, ·78, ·79, ·80, ·85, ·88,		
					<sup>'91, '92, '01, '02</sup>		
	장항	N 36° 00′ 25″	E 126° 41′ 15″	2006.03-2006.12			
	위도	N 35° 36′ 55″	E 126° 18′ 14″	1985.01-2006.08	<sup>'88, '00, '01, '02, '03, '04, '05</sup>		
	영광	N 35° 23′ 30″	E 126° 24′ 35″	2002.01-2006.12	<b>'</b> 04		
	목포	N 34° 47′ 02″	E 126° 23′ 18″	1956.01-2006.12	'56, '57, '58, '59, '64, '70, '71, '79, '86, '88		
	대흑산도	N 34° 40′ 55″	E 125° 26′ 36″	1966.01-2006.12	'66, '67, '69, '70, '71, '72, '73, '76, '77, '78, '88,		
					<sup>'95</sup> , <sup>'99</sup> , <sup>'01</sup> , <sup>'02</sup> , <sup>'03</sup>		
남해 안 및 제 주 도 (12)	부산	N 35° 05′ 35″	E 129° 02′ 15″	1957.01-2006.12	<sup>57</sup> , <sup>58</sup> , <sup>59</sup> , <sup>60</sup> , <sup>72</sup>		
	마산	N 35° 12′ 25″	E 128° 35′ 20″	2003.01-2006.12	·05		
	가덕도	N 35° 01′ 18″	E 128° 48′ 47″	1977.01-2006.12	'77, '80, '82, '86, '96, '03		
	통영	N 34° 49′ 29″	E 128° 26′ 13″	1977.01-2006.12			
	여수	N 34° 44′ 39″	E 127° 46′ 05″	1966.01-2006.12	<b>'</b> 05		
	거문도	N 34° 01′ 30″	E 127° 18′ 39″	1982.01-2006.12	<b>'</b> 05		
	완도	N 34° 18′ 45″	E 126° 45′ 41″	1983.01-2006.12	<b>'</b> 05		
	추자도	N 33° 57′ 31″	E 126° 18′ 08″	1984.01-2006.12	<b>'</b> 00		
	제주	N 33° 31′ 39″	E 126° 32′ 35″	1964.01-2006.12			
	성산포	N 33° 28′ 30″	E 126° 55′ 40″	2004.01-2006.12			
	모슬포	N 33° 12′ 40″	E 126° 15′ 12″	2004.01-2006.12			
	서귀포	N 33° 14′ 24″	E 126° 33′ 42″	1985.01-2006.12			
동 해 안 (6)	속초	N 38° 12′ 16″	E 128° 35′ 48″	1974.01-2006.12			
	묵호	N 37° 32′ 51″	E 129° 07′ 07″	1966.01-2006.12	'70, '02		
	울릉도	N 37° 29′ 36″	E 130° 54′ 50″	1966.01-2006.12	'66, '67, '68, '69, '70, '71, '72, '73, '74, '75, '76,		
					'77, '78, '00, '01, '05		
	후포	N 36° 40′ 28″	E 129° 27′ 20″	2003.01-2006.12			
	포항	N 36° 02′ 39″	E 129° 23′ 10″	1972.01-2006.12	'72, '79		
	울산	N 35° 29′ 56″	E 129° 23′ 22″	1963.01-2006.12	·63, ·64, ·69, ·70, ·03		
	초 33개소						

조위자료(Homepage http://www.nori.go.kr)를 이용하였다.

### 3. 조위자료의 처리

검조소별 조위자료는 조위자료의 범위 및 상대적인 비 교를 용이하게 하기 위하여 Zero-mean(평균값=0) 자료로 변환하였으며, 변환된 자료의 도수분포를 도시하여 빈도분 포함수의 개략적인 형태를 분석하였다. 33개 지점에 대한 빈도 자료중 분포형태가 상이한 인천, 군산외항, 목포, 여 수, 부산 그리고 속초의 자료를 Fig. 2에 도시하였다.
한편, 빈도분포함수의 빈도자료를 분석에 사용된 자료의
총 갯수로 나누어 확률분포 함수로도 계산하였다. 빈도분
포 함수를 표현하기 위한 계급의 수(k)는 분석자료 갯수(n)
의 함수로 표현되는 관계식 (1)을 이용하여 인접한 정수로
결정하였다(Haldar and Mahadevan, 2000).

 $k = 1.00 + 1.43 \cdot \ln(n) = 1.0 + 3.3\log_{10}(n) \tag{1}$ 

조위가 우세한 인천 및 군산 검조소 자료의 도수분포는





뚜렷한 대칭-쌍봉형의 분포를 보이고 있는 반면, 목포 검 조소 자료의 도수분포는 비대칭-쌍봉형 분포를 보이고 있 다. 한편, 제주, 마산, 여수, 가덕도, 부산 검조소 자료의 도 수분포는 뚜렷한 쌍봉형이라기 보다는 봉우리가 완만한 형 태를 보이고 있으며, 포항 및 속초 검조소 자료의 도수분 포는 뚜렷한 단봉형 분포를 보이고 있다. 해역으로 구분하 면, 조석의 영향이 강한 서해안 지역의 조위자료 도수분포 는 뚜렷한 쌍봉형을 보이는 반면, 조석의 영향이 약한 동해 안 지역은 단봉형 형태를 보이고 있는 것으로 파악되었다. 전반적인 도수분포 형태를 분석한 결과에 의하면, 우리 나라 연안의 조위자료 도수분포는 단봉형에서 쌍봉형까지 다양한 형태를 보이고 있다. 따라서, 일반적으로 분포추정 에 광범위하게 이용되고 있는 정규분포 함수 형태만으로 추정하기에는 반일주조 조석의 영향이 뚜렷한 서남해 해

역에서는 무리가 있는 것으로 사료된다.

#### 4. 조위자료의 확률밀도함수

조위자료의 빈도분포 함수(확률밀도함수, *p*(*x*))는 단봉형 의 경우에는 정규분포 함수 형태 식 (2)를 이용하여 추정 할 수 있다.

$$p(x) = f(x; \mu, \sigma) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{1}{2}\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)^2\right], (-\infty \le x \le \infty)$$
(2)

여기서, x=조위(cm), μ=자료의 평균, σ=자료의 표준편차 에 해당하는 값이다.

그러나, 조위 관측 자료는 무한 영역이 아닌 유한 영역 의 임의 경계치 안에 존재한다. 따라서 이러한 비합리적인 부분을 없애기 위하여 이중절단정규분포를 적용할 수 있 다. Fig. 3은 이중절단정규분포를 개념적으로 도시한 것으 로 여기서  $x_2$ ,  $x_1$ 은 각각 상하 경계치를 나타낸다. 이중절 단정규분포의 확률밀도함수  $p_{dm}(x)$ 는 다음의 관계식을 만 족하여야 한다.

$$\int_{x_{1}}^{x_{2}} p_{dm}(x) dx = 1$$
(3)



따라서, 경계치  $x_1$ 과  $x_2$  영역에서 정의되는 밀도함수  $p_{dm}(x)$ 는

Fig. 3. Conceptual view of doubly-truncated normal distribution function.

다음 식과 같이 주어진다.

$$p_{dtn}(x) = \frac{1}{p_{12}} p(x), \ (x_1 \le x \le x_2)$$
 (4)

$$p_{12} = \int_{x_1}^{x_2} p(x) dx \tag{5}$$

한편, 확률변수 *x*에 대한 누적분포함수(Cumulative Distribution Function, CDF), *P*<sub>dm</sub>(x)는 다음 식으로 된다.

$$P_{dtn}(x) = \int_{x_1}^{x} p_{dtn}(x) dx = \frac{1}{p_{12}} [\int_{-\infty}^{x} p(x) dx - \int_{-\infty}^{x_1} p(x) dx]$$
$$= \frac{P(x) - P(x_1)}{p_{12}}$$
(6)

여기서, *P*(*x*), *P*(*x*<sub>1</sub>)은 식 (2)로 표현된 정규분포의 누적 분포함수를 의미한다.

조 등(2004)은 평균과 분산이 서로 다른 2개의 정규분 포함수의 합의 형태, 즉 4개의 매개변수를 가진 쌍봉형 정 규분포 함수식 (7)을 조위자료의 확률밀도함수로 제안하였다.

$$p_T(x) = \frac{1}{2} [f(x; \mu_1, \sigma_1) + f(x; \mu_2, \sigma_2)], (-\infty \le x \le \infty)$$
(7)

여기서, μ<sub>1</sub>, μ<sub>2</sub>=각각 평균에 해당하는 매개변수, σ<sub>1</sub>, σ<sub>2</sub>= 각각 표준편차에 해당하는 매개변수이다.

본 연구에서는 쌍봉형 정규분포 함수식 (7)을 이중 절 단한 식 (8)을 조위자료의 확률밀도함수로 사용하였다.

$$p_{T_{new}}(x) = \frac{1}{2} \left[ \frac{1}{T_1} f(x; \mu_1, \sigma_1) + \frac{1}{T_2} f(x; \mu_2, \sigma_2) \right], (x_1 \le x \le x_2)$$
(8)
$$T_1 = \int_{x_1}^{x_2} f(x; \mu_1, \sigma_1) dx, T_2 = \int_{x_1}^{x_2} f(x; \mu_2, \sigma_2) dx$$
(9)

#### 5. 계산 및 결과 분석

매개변수 추정은 임의의 비선형함수로 표시되는 함수와 조위자료의 확률밀도함수의 불일치도(오차제곱합)를 최소 화하는 함수를 목적함수로 선정하여 수행되었으며, 초기 매 개변수 값을 이용하여 다음 단계의 매개변수 값을 반복적 으로 추정하는 기법은 비선형 최적화 매개변수 추정에 범 용적으로 이용되는 Newton 방법을 수정한 Levenberg-Marquardt 방법(Bazaraa et al., 1993; Sec. 8.7)을 이용하 였다. 전체적인 과정은 최소자승법을 이용한 비선형 Curve Fitting 방법에 해당한다. 조위 분석에 중점적으로 사용된 33개의 검조소 자료에 대하여 식 (8)을 이용하여 매개변수

	위 치	$x_1 \text{ (cm)}$	$x_2 \text{ (cm)}$	$T_1$	$T_2$	$\mu_1$ (cm)	$\mu_2 \text{ (cm)}$	$\sigma_1 (cm)$	$\sigma_2 (cm)$	$\mathbb{R}^2$
서 해 안 (15)	율도	-534.17	530.83	0.98962	0.9927	-191.76	196.34	148.07	136.96	0.98893
	인천	-521.06	519.94	0.98906	0.99211	-185.89	189.74	146.20	136.80	0.98866
	인천(월미도)	-554.25	522.75	0.99212	0.99259	-191.47	192.94	150.25	135.36	0.98635
	안산(탄도)	-494.24	489.76	0.98966	0.99181	-174.13	173.92	138.34	131.58	0.99154
	평택	-555.34	547.66	0.9932	0.99449	-188.970	189.304	148.45	140.96	0.99067
	대산	-439.48	435.52	0.98753	0.98818	-160.64	161.50	124.36	121.09	0.9905
	안흥	-399.01	427.99	0.99342	0.99808	-141.31	140.43	103.93	99.479	0.99131
	보령	-436.06	461.94	0.99533	0.99696	-152.01	154.93	109.28	111.91	0.99345
	군산(외항)	-406.06	423.94	0.99421	0.99592	-146.50	142.12	102.81	106.52	0.99238
	군산	-389.86	665.14	0.99517	1.000	-148.94	144.23	93.103	112.12	0.98704
	장항	-407.19	401.81	0.99198	0.98961	-141.53	146.77	110.31	110.32	0.99112
	위도	-364.1	397.9	0.99406	0.99696	-128.48	127.64	93.658	98.524	0.99333
	영광	-374.67	392.33	0.99028	0.99357	-132.18	134.05	103.76	103.82	0.99602
	목포	-324.58	317.42	0.99641	0.99995	-88.409	77.512	87.850	61.863	0.99444
	대흑산도	-237.09	310.91	0.99925	1.0000	-67.529	69.656	53.395	53.756	0.99862
	부산	-110.95	145.05	0.99985	1.0000	-24.770	26.021	23.887	24.055	0.9968
남해 안 및 제 주 도 (12)	마산	-146.86	261.14	0.99907	1.000	-35.762	36.535	35.702	35.431	0.99928
	가덕도	-137.26	148.74	0.9992	0.99983	-35.616	34.578	32.219	31.853	0.99526
	통영	-193.03	280.97	0.99912	1.000	-48.037	47.809	46.354	46.796	0.99904
	여수	-235.4	256.6	0.99867	0.99961	-60.086	59.185	58.331	58.771	0.99795
	거문도	-217.05	211.95	0.999	0.999	-55.8	53.618	52.188	51.12	0.99754
	완도	-255.96	236.04	0.99891	0.99806	-65.725	63.420	62.090	59.789	0.99727
	추자도	-234.72	204.28	0.99961	0.9993	-53.9254	53.749	53.842	47.115	0.99933
	제주	-211.32	178.68	0.99984	0.9993	-43.172	41.809	46.684	42.868	0.99756
	성산포	-177.55	158.45	0.99829	0.99723	-36.466	37.152	48.125	43.728	0.99675
	모슬포	-197.35	166.65	0.99864	0.99697	-42.166	44.044	51.675	44.680	0.99852
	서귀포	-203.34	185.66	0.99931	0.99854	-45.952	47.124	49.178	46.565	0.99649
동 해 안 (6)	속초	-53.325	77.675	0.99998	1.000	-7.8578	7.8801	11.118	11.372	0.99092
	묵호	-53.622	76.378	0.99999	1.000	-6.278	6.7438	10.880	11.984	0.99079
	울릉도	-59.843	85.157	0.99999	1.000	-8.556	8.8765	11.650	12.905	0.99546
	후포	-34.223	56.777	0.99781	0.9989	-2.3383	1.7261	11.181	11.741	0.99866
	포항	-43.887	87.113	0.99979	1.000	-9.0043	8.3276	9.8964	11.169	0.98534
	울산	-71.169	101.83	1.000	1.000	-10.870	11.102	13.375	13.127	0.99621
		ネョコル								

Table 2. Parameters of the tidal probability density function

및 확률밀도함수를 추정하였다. 확률밀도함수를 산정하는 데 필요한 변수는 *x*<sub>1</sub>, *x*<sub>2</sub>, *T*<sub>1</sub>, *T*<sub>2</sub>, *μ*<sub>1</sub>, *μ*<sub>2</sub>, *σ*<sub>1</sub>, *σ*<sub>2</sub> 총 8개이 며, 매개변수 추정결과를 Table 2에 정리하였다. 한편 관 측자료, 쌍봉형 정규분포로 추정한 분포 및 이중절단 쌍봉 형 정규분포로 추정한 분포 중 인천, 군산외항, 목포, 여 수, 부산 그리고 속초의 자료를 Fig. 4에 도시하였다.

본 연구에서 제안한 이중절단 쌍봉형 정규분포 함수의 합의 형태로 주어지는 빈도분포함수는 R<sup>2</sup> 값을 계산한 결 과(Table 2참조), 관측자료와 비교하여 재현성이 뛰어나고, 쌍 봉형 정규분포 함수 형태에 비하여 분포의 꼬리에 해당하는 부분을 처리하였기 때문에 신뢰성 설계시 과대 및 과소 평 가되는 현상을 막을 수 있다.

# 6.결 론

이중절단 쌍봉형 정규분포 함수를 이용하여 우리나라 연 안 33개 지점에 대한 조위자료에 대한 확률밀도함수를 산 정하였다. 확률밀도함수를 산정하는 데 필요한 변수는 *x*<sub>1</sub>, *x*<sub>2</sub>, *T*<sub>1</sub>, *T*<sub>2</sub>, *μ*<sub>1</sub>, *μ*<sub>2</sub>, *σ*<sub>1</sub>, *σ*<sub>2</sub> 총 8개이며, 매개변수 추정결과 를 제시하였다. 이중절단에 따른 보정치 *T*<sub>1</sub>, *T*<sub>2</sub>의 최소 및 최대치는 각각 0.9891, 1.0000으로 대부분 1에 근접한 값 이며, 기존의 쌍봉형 정규분포에 비하여 뚜렷하게 정량적 으로 크게 개선되는 모습을 보이지는 않으나, 신뢰성 설계 과정에서 Monte-Carlo 기법을 이용하여 수백만회의 계산 을 수행하는 경우 비현실적인 조위발생의 가능성을 제거



Fig. 4. Comparison of double-peak and truncated double-peak normal distribution.

하였다. 또한 비현실적인 조위발생으로 유발되는 설계인자 의 비현실적인 과대 및 과소평가 가능성도 자동적으로 제 거되는 효과를 기대할 수 있다.

본 연구에서 우리나라 연안의 조위자료 빈도분포 함수

로 제안한 이중절단 쌍봉형 정규분포 함수는 조위자료의 확률밀도함수에 매우 적합하고 실질적인 형태로 파악되 었다.

# 감사의 글

본 연구는 국토해양부 및 한국해양수산기술진흥원의 "항만구조물 신뢰성 설계법 개발" 사업의 연구비지원에 의 하여 수행되었기에 감사드립니다.

#### 참고문헌

- 국립해양조사원 Homepage <u>http://www.nori.go.kr/</u> 조석자 료제공시스템 http://oceandata.nori.go.kr, 1시간 자료 및 조석 조화상수 및 비조화상수.
- 김태민, 황규남, 타카야마 토모츠카 (2005). 이중절단정규분 포의 적용을 통한 케이슨 방파제 기대활동량 평가의 향 상, 한국해안해양공학회지, 17(4), 221-231.
- 정신택, 조홍연, 정원무, 양정석 (2005). 조화상수를 이용한 조위 발생확률분포 분석, 대한토목학회논문집, 25(1B), 51-57.
- 조홍연, 정신택, 오영민 (2004). 조위자료의 확률밀도함수 추 정, 한국해안해양공학회지, 16(3), 152-161.
- 조홍연, 정신택, 윤종태, 김창일 (2006). 한반도 연안 비조 석 성분자료의 통계적 특성, 한국해안해양공학회지, 18(2), 112-123.
- 星谷 勝,石井 淸 (1986). 構造物の 信賴性 設計法, 鹿島出

版會.

- Bazaraa, M.S., Sherail, H.D. and Shetty, C.M. (1993). Nonlinear Programming : *Theory and Algorithms*, Second Edition, John-Wiley & Sons.
- Goda, Y. and Takagi, H. (2000). A reliability design method of caisson breakwaters with optimal wave heights, Coastal Engineering Journal, Vol.42, No.4, pp.357-387.
- Haldar, A. and Mahadevan, S. (2000). Probability, Reliability and Statistical Methods *in Engineering Design*, John-Wiley & Sons.
- Kawai, H., Fujisaku, H. and Suzuki, Y. (1996). Occurrence probability of tidal level and its effect on stability of breakwater, Proc. of Civil Engineering in the Ocean, JSCE, Vol.12, pp.261-266 (in Japanese).
- Kawai, H., Takayama, T., Suzuki, Y. and Hiraishi, T. (1997). Failure probability of breakwater caisson for tidal level variation, Report of the Port and Harbor Research Institute, Vol.36, No.4, pp.3-41 (in Japanese).
- Pugh, D.T., (1987). Tides, Surges and Mean Sea-Level, A Handbook of Engineers and *Scientists*, John-Wiley & Sons.

Received December 6, 2007 Accepted January 22, 2008