ResearchGate

See discussions, stats, and author profiles for this publication at: https://www.researchgate.net/publication/325467284

A Study on the Meteorological Threshold of the Meteo-Tsunami Occurrence in the Yellow Sea, Korea

Article *in* Journal of Environmental Science International · January 2018

DOI: 10.5322/JESI.2018.27.1.11

CITATIONS
0

READS
159

5 authors, including:



Hyunsu Kim
Korea Power Exchange
46 PUBLICATIONS **127** CITATIONS
SEE PROFILE



Seung Buhm Woo
Inha University
108 PUBLICATIONS **874** CITATIONS
SEE PROFILE



Myung-Seok Kim
Korea Polar Research Institute (KOPRI)
22 PUBLICATIONS **91** CITATIONS
SEE PROFILE

All content following this page was uploaded by Hyunsu Kim on 13 December 2018.

The user has requested enhancement of the downloaded file.

Journal of Environmental Science International
27(1); 11~25; January 2018

pISSN: 1225-4517 eISSN: 2287-3503
https://doi.org/10.5322/JESI.2018.27.1.11

ORIGINAL ARTICLE

기상해일사례분석을 통한 기상해일발생 임계조건 도출

최요환 · 김현수[1] · 우승범[2] · 김명석[2] · 김유근[3]*

부산대학교 지구환경시스템학부, [1]홍콩과학기술대학교 환경과학부, [2]인하대학교 해양과학과
[3]부산대학교 대기환경과학과

A Study on the Meteorological Threshold of the Meteo-Tsunami Occurrence in the Yellow Sea, Korea

Yo-Hwan Choi, Hyunsu Kim[1], Seung-Buhm Woo[2], Myung-Seok Kim[2], Yoo-Keun Kim[3]*

Division of Earth Environmental System, Pusan National University, Busan 46241, Korea
[1]Division of Environmental and Sustainability, The Hong Kong University of Science and Technology, Clear Water Bay, Kowloon, Hong Kong
[2]Department of Oceanography, Inha University, Incheon 22212, Korea
[3]Department of Atmospheric Environmental Science, Pusan National University, Busan 46241, Korea

Abstract

Both the propagation velocity and the direction of atmospheric waves are important factors for analyzing and forecasting meteo-tsunami. In this study, a total of 14 events of meteo-tsunami over 11 years (2006-2016) are selected through analyzing sea-level data observed from tidal stations along the west coast of the Korean peninsula. The propagation velocity and direction are calculated by tracing the atmospheric disturbance of each meteo-tsunami event predicted by the WRF model. Then, the Froude number is calculated using the propagation velocity of atmospheric waves and oceanic long waves from bathymetry data. To derive the critical condition for the occurrence of meteo-tsunami, supervised learning using a logistic regression algorithm is conducted. It is concluded that the threshold distance of meteo-tsunami occurrence, from a propagation direction, can be calculated by the amplitude of air-pressure tendency and the resonance factor, which are found using the Froude number. According to the critical condition, the distance increases logarithmically with the ratio of the amplitude of air-pressure tendency and the square of the resonance factor, and meteo-tsunami do not occur when the ratio is less than 5.11 hPa/10 min.

Key words : Meteo-tsunami, Atmospheric-ocean resonance, WRF, Supervised learning, Threshold, Forecasting

1. 서 론

기상해일은 전 세계적으로 여러 해안에서 발생하며 지속적으로 인명 및 재산 피해를 일으켜왔다. Defant(1961)는 지진으로 인한 해수면 상승이 아닌 스콜, 뇌우, 전선의 통과, 대기 중력파와 같은 기상현상에 의한 해수면 상승을 처음으로 기상학적 해일(meteorological tsunamis), 즉 기상해일로 언급하였다.

Received 23 October, 2017; **Revised** 18 December, 2017;
Accepted 19 December, 2017
***Corresponding author**: Yoo-Keun Kim, Department of Atmospheric Environmental Science, Pusan National University, Busan 46241, Korea
Phone: +82-51-510-2282
E-mail: kimyk@pusan.ac.kr

ⓒ The Korean Environmental Sciences Society. All rights reserved.
This is an Open-Access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution Non-Commercial License (http://creativecommons.org/licenses/by-nc/3.0) which permits unrestricted non-commercial use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.

이후 많은 관련 연구가 진행되었고, Tintoré et al.(1988)은 대기파(atmospheric wave)와 해양장파(long ocean wave)의 전파와 항만 공명(harbour resonance)을 기상해일의 주요 발생 원인으로 지목하였다. 대기의 불안정으로 인한 대기파는 해수면 위를 이동하면서 해수면의 변화를 일으키고 해양장파를 발생시킨다. 이때 대기파의 속도와 해양장파의 속도가 같을 경우 프라우드만 공명(Proudman resonance)이 일어난다(Proudman, 1929). 이러한 공명 현상이 수심이 낮은 연안으로 전파되면서 에너지 보존법칙에 의해 파고가 높아지게 되는 것이다. 따라서 대기파의 전파속도와 전파방향을 계산하는 것은 기상해일발생의 정량적인 분석과 예보를 위해 중요한 문제이다.

하지만 대기와 해양의 공명 현상이 주로 일어나는 해상의 고해상도 관측값을 얻는 것은 시·공간적인 제약으로 인해 쉬운 문제가 아니다. 이러한 문제를 해결하기 위해 해상에서의 대기파의 전파속도와 방향을 계산하기 위한 많은 방법들이 제안되었다. 대표적으로 대기파가 전파하는 동안의 속도와 방향은 변하지 않는다는 가정 하에, 서로 다른 2지점의 관측소 사이의 거리와 관측된 기압변동의 도달시각 차이를 통해 전파속도와 방향을 구하는 방법인 Isochronal Analysis Method (IAM)이 있으며(Orlić, 1980), 서로 다른 3지점의 관측소로 만들어진 삼각형의 기하학적 특성을 활용한 Pressure Tendency Method (PTM)이 있다(Vilibić, 2008). 또한 위성영상을 통해 상층까지 발달한 구름의 이동을 추적함으로써 전파속도와 방향을 계산할 수 있는 Atmospheric Motion Vector (AMV) 방법도 있다(Kidder and Vonder Haar, 1995; Belušić and Strelec-Mahović, 2009). 그러나 IAM과 PTM은 연안에 관측소가 존재해야 하며 관측소 사이의 거리가 멀 경우 오차가 크다는 단점이 있고, 불안정 구역의 전파속도와 전파방향은 언제나 일정하지 않으므로 적용하기 어려운 부분이 있다. AMV를 활용한 전파속도는 운고(cloud top)의 이동속도를 활용하여 계산하는 방법이므로 해양과 공명하는 대기 하층 불안정의 전파속도를 판단하기는 힘들다. 이처럼 기존에 활용되어온 기상관측자료를 이용한 분석 방법을 기상해일 연구에 적용하기에는 한계가 있다.

관측값을 활용한 기상해일 분석의 한계를 보완하기 위해, 수치모의를 사용하여 대기불안정을 분석하고자하는 많은 연구들이 있었다(Belušić et al., 2007; Šepić et al., 2009; Tanaka, 2010; Renault et al., 2011; Vilibić et al., 2014). 그러나 기상해일은 대기-해양의 공명과 지형적인 영향 등으로 인해 발생하는 복합적이고 국지적인 현상으로서 기상해일 예보를 위해서는 기상 또는 해양의 단일 모델링이 아닌 대기-해양 결합 모델링이 수행되어야 한다. 하지만 대기-해양모델링의 경우, 물리모수화과정에서 발생하는 방대한 연산량으로 인해 예측에 소요되는 시간이 길어 실시간으로 기상해일을 예보하고 현업에 적용하는 데는 한계가 있다.

본 연구에서는 이러한 한계를 극복하고 효율적으로 기상해일을 예측하기 위해 과거 기상해일사례를 기상모델링하여 심층적으로 분석하였으며 그 결과를 기반으로 통계분석기법을 활용하여 기상해일이 발생할 때의 주요 기상요소의 임계조건(critical condition)을 도출하였다. 최종적으로 도출되는 결과가 기상해일발생 임계조건에 해당하는지를 판별하는 예측방법을 제시하였다.

2. 자료, 모델 및 연구방법

2.1. 관측자료

서해 기상해일이 어떠한 조건에서 발생하는지에 대한 주요 기상요소의 임계조건을 도출하기에 앞서, 과거에 서해에서 발생한 기상해일사례를 조사하였다. 이를 위해 해양 및 기상 관측자료 분석이 필요하다. 본 연구에서는 서해 연안에 위치한 국립해양조사원 조위관측소(Tidal station) 11개 지점(안흥, 보령, 어청도, 군산, 위도, 영광, 흑산도, 진도, 추자도, 제주, 모슬포)의 매분 조위관측값과 조위관측소와 인접해 있는 기상청의 종관기상관측소(Automatic Synoptic Observation System; ASOS) 8개 지점(서산, 보령, 군산, 영광, 흑산도, 진도, 제주, 고산)의 매분 해면기압 관측값을 기상해일발생일 분석에 활용하였다(Fig. 1).

2.2. 모델

본 연구에서 활용한 기상모델은 세계적으로 폭넓게 활용되고 있는 Weather Research and Forecast (WRF)이다. WRF는 완전 압축성 비정수계(fully

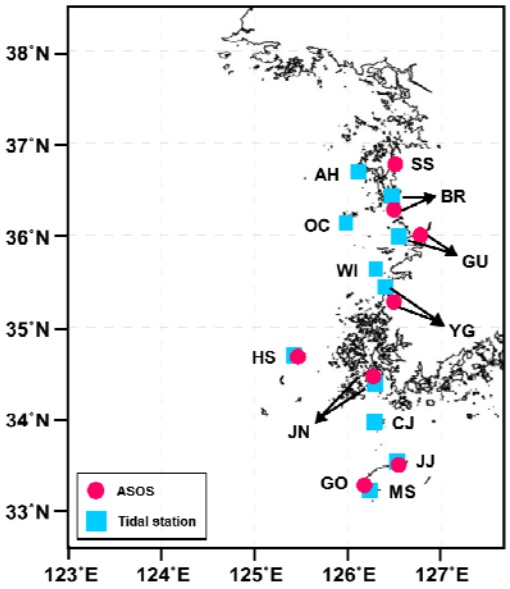


Fig. 1. A Map of observation sites along the west coast in the Korean Peninsula; ASOSs (*red circles*; SS (Seosan), BR (Boryeong), GU (Gunsan), YG (Yeonggwang), HS (Heuksando), JN (Jindo), JJ (Jeju), GO (Gosan)) and tidal stations (*blue squares*; AH (Anheung), BR (Boryeong), OC (Ochungdo), GU (Gunsan), WI (Wido), YG (Yeonggwang), HS (Heuksando), JN (Jindo), CJ (Chujado), JJ (Jeju), MS (Moseulpo)).

compressible with non-hydrostatic equations)모델이며 Arakawa-C 수평격자체계, 지형기반의 정역학기압연직 좌표계(terrain-following and hydrostatic-pressure vertical coordinate)를 사용한다. 모델링 영역은 총 3개로, 각각 30 km, 10 km, 3.33 km 의 수평격자를 가지며, 48개의 연직층을 가진다. 모델링에 사용된 도메인 정보와 수치적분에 사용된 물리옵션은 Table 1과 같다. DO3 영역에 대해서는 해양장파의 속도를 계산하기 위해 National Centers for Environmental Information (NCEI)의 1/60°×1/60° 공간해상도를 갖는 ETOPO1 수심자료를 사용하여 WRF 모델의 DO3 격자에 맞춰 삽입하였다(Fig. 2). 초기 경계조건 입력자료는 National Centers for Environmental Prediction (NCEP)의 분석자료인 1°×1°간격의 Final Operational Global Analysis data (FNL)을 사용하였고, 해수면 온도 자료로 NCEP 의 1/12°×1/12° 간격의 고해상도 Real Time Global SST (RTG-SST)를 사용하였다. 지형자료로는 United-States Geological Survey (USGS) 지형자료와 MODIS-based land use classifications 30초 자료를 사용하였다. 모델링 기간은 모델의 안정화과정(spin-up)을 고려하여 기상해일 발생시각의 24시간 전부터 24시간 후까지 총 48시간으로 설정하였다.

2.3. 연구방법

기상해일발생일 선정을 위해 Eom et al.(2012)이 제시한 방법으로 조위 관측값을 분석하였다. 총 17년(2000-2016)의 기간에 대해 11곳의 조위 관측소에서 관측된 원시 조위값을 이용해 결측값은 선형보간하였으며, 웨이블릿 재구성 필터(wavelet reconstruction

Table 1. Configurations for domains and physics parameterization of WRF model

Domain	DO1	DO2	DO3
Horizontal grid	165×150	271×226	385×439
Horizontal resolution (km)	30	10	3.33
Vertical grid	48 eta-levels		
Microphysics	Morrison 2-moment scheme		
Longwave radiation	RRTMG scheme		
Shortwave radiation	Dudhia scheme		
Surface layer	Monin-Obhkov surface layer scheme		
Land surface model	Noah land surface model		
Planetary boundary layer	Mellor-Yamada-Janjić scheme		
Cumulus parameterization	Kain-Fritsch		

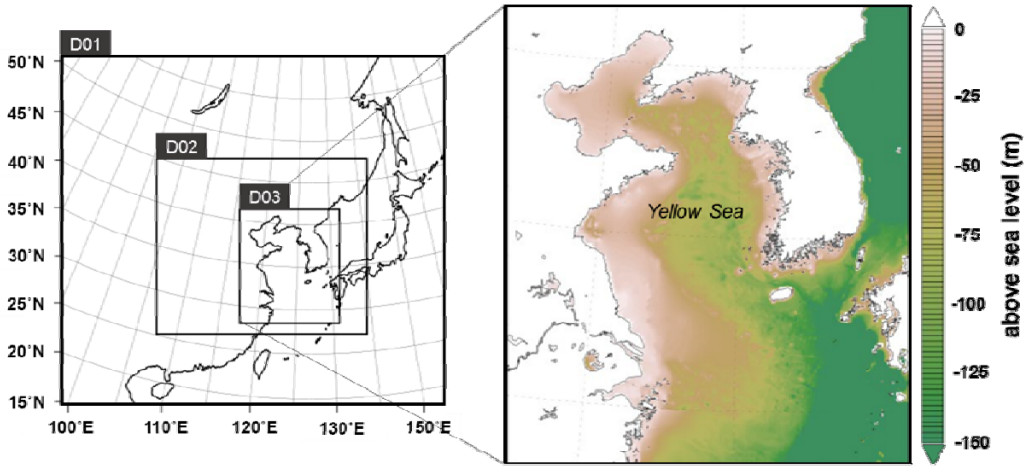


Fig. 2. The nested domains of WRF model and bathymetry of DO3 area for meteo-tsunami analysis.

filter)를 사용하여 고역통과필터링(high pass filtering)하였다. 이때, 기상해일 발생 시 대부분의 해수면 진동이 1분에서 120분 이내에서 발생함을 고려하여(Monserrat et al., 2006), 120분 이내의 주기성분만을 걸러내었다. 전처리된 조위 관측값을 통해 관측소별 일최고 조위 진폭의 평균과 표준편차(Standard Deviation; SD)를 계산할 수 있으며, 3지점 이상에서 일최고 진폭의 표준점수(z-score) 크기가 3 이상($|z| \geq 3$)인 경우를 기상해일발생일로 분류하였다. 즉, 식 (1)을 통해 각 관측소별 z-score를 계산하여 그 크기가 3이상인 관측소는 기상해일발생, 3미만인 관측소는 미발생으로 분류하였다.

$$z = \frac{x - \mu}{\sigma} \tag{1}$$

식 (1)에서 z는 z-score이며, x는 조위 관측값, μ는 조위 평균, σ는 표준편차이다.

고역통과시킨 조위 관측자료만으로는 도달한 기상해일을 정량적으로 평가할 수 없다. 이에 발생한 기상해일의 정략적인 분석을 하고자 웨이블릿 변환을 통해 시간과 주기에 따른 분석을 하였다(Torrence and Compo, 1998). 웨이블릿 분석으로 다양한 주기 성분들에 의한 파동(wave)을 주기와 시간에 따른 에너지로 나타낼 수 있으며, 이를 통해 기상해일의 절대크기와 도달시각을 분석할 수 있다. 웨이블릿 변환에 사용된 함수는 선행연구와 같이 Morelet 모함수를 사용하였고, 웨이블릿 변환 결과 계산된 전 주기 구간에서의 에너지의 평균인 스케일 평균 웨이블릿 파워(Scale-Averaged Wavelet Power; SAWP)가 최대일 때, 그 값을 도달한 기상해일의 크기로, 그 시각을 기상해일 도달시각으로 선정하였다(Eom et al., 2012; Kim et al., 2014).

$$\overline{W^2} = \frac{\delta j \delta t}{C_\delta} \sum_{j=j_1}^{j_2} \frac{|W_n(s_j)|^2}{s_j} \tag{2}$$

식 (2)에서 $\overline{W^2}$은 SAWP, C_δ은 재구성 계수로, Morlet 기저함수를 사용할 경우 0.776이며, s_j는 스케일 함수, W_n은 웨이블릿 파워, δj는 분해간격, δt는 시간간격이다.

기상해일발생의 임계조건을 산정하기 위해 주요 발생원인인 대기불안정 구역의 전파와 그로 인한 대기와 해양 사이의 프라우드만 공명을 정량적으로 분석할 필요가 있다. 이를 위해 WRF 수치모의결과를 활용하여 불안정의 크기와 전파속도 및 전파방향을 계산하였다. Fig. 3은 대기불안정으로 인해 황해 상에서 전파되는 대기파와 그에 따른 해양장파를 나타낸 개념도이다. 시간 t_i의 대기불안정의 위치를 (x_i, y_i),

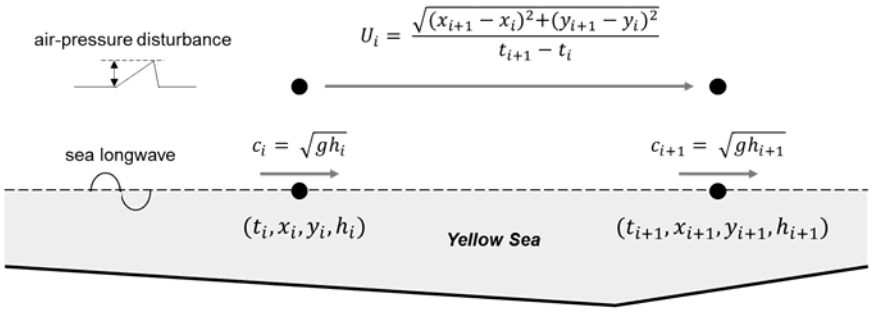


Fig. 3. A Sketch of air-pressure disturbance propagation over Yellow sea. U_i means propagating speed (m/s) of air-pressure disturbance during Δt and c_i means local long wave speed (m/s) of ocean at t_i.

시간 t_{i+1}의 위치를 (x_{i+1}, y_{i+1})라고 할 때, 전파하는 대기불안정의 크기는 각 시간별 계산된 크기를 평균하여 산정하였고, 이때 전파속도 U_i와 전파방향은 각각 식 (3), 식 (4)를 통해 계산 가능하다.

$$U_i = \frac{\sqrt{(x_{i+1}-x_i)^2+(y_{i+1}-y_i)^2}}{t_{i+1}-t_i} \tag{3}$$

$$Y = F(X) \tag{4}$$

전파방향은 각 시간 t별 대기불안정구역의 위치 (x_t, y_t)를 통해 DO3영역에서 회귀함수로 나타내었으며 식 (4)에서 X와 Y는 각각 DO3영역의 동서(west-east)방향, 남북(south-north)방향의 수평격자를 의미한다.

전파하는 대기불안정과 해양장파의 상호작용으로 발생하는 기상해일의 특징과 크기는 프루드 수(Froude number; Fr)에 의해 결정된다(Monserrat et al., 2006). 이동하는 해양장파의 순간속도는 수심과 중력가속도를 곱한 값의 제곱근으로 계산할 수 있다. 따라서 Fig. 3에서 대기불안정 위치 (x_i, y_i)의 수심이 h_i, 위치 (x_{i+1}, y_{i+1})의 수심이 h_{i+1}인 경우 프루드 수를 식 (5)와 같이 계산할 수 있다.

$$Fr_i = \frac{U_i}{\frac{c_{i+1}+c_i}{2}} = \frac{\frac{\sqrt{(x_{i+1}-x_i)^2+(y_{i+1}-y_i)^2}}{t_{i+1}-t_i}}{\frac{\sqrt{gh_{i+1}}+\sqrt{gh_i}}{2}} \tag{5}$$

대기불안정의 이동속도와 해양장파의 이동속도가 같을 때, 즉 프루드 수가 1일 때, 이론적으로 완전한 공명이 일어나며, 해양장파의 크기가 증폭된다(Proudman, 1929). 이에 각 시간별로 계산된 프루드 수를 통해 완전한 프라우드만 공명이 발생하는 값인 1로부터의 표준편차를 식 (6)과 같이 공명 지수(Resonance Factor; RF)로 산정하여 각 기상해일발생일별 공명 정도를 정량화 하였다. 즉, 지수 값이 0에 가까울수록 프라우드만 공명이 잘 발생하며 이 값이 커질수록 공명은 발생하지 않는다. 식 (6)에서 n은 각 시간별 계산된 프루드 수의 개수이다.

$$RF = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{n}(1-Fr_i)^2}{n}} \tag{6}$$

산정된 대기불안정의 크기와 전파방향으로부터 관측소와의 거리, 공명 지수, 기상해일발생 여부를 통해 통계분석을 시행하였다. 활용한 분석 방법은 지도학습(supervised learning)의 일종인 로지스틱(logistic) 알고리즘을 사용한 분류모델(classification model)로서 로지스틱 알고리즘은 분류하려는 대상, 즉 피예보인자(predictand)가 '발생' 또는 '미발생'과 같이 2가지 범주로 나눠진 경우에 적용할 수 있다. 결과적으로, 식 (7)과 같이 피예보인자가 발생한다고 분류할 확률을 계산할 수 있다.

Table 2. Mean and Standard Deviation (SD) of high-passed sea level at each tide station for 17 years (2000-2016)

	Mean (cm)	SD (cm)
AH	-0.02	7.91
BR	0.00	5.50
OC	0.14	5.23
GU	-2.63	7.76
WI	0.89	8.37
YG	0.61	10.17
HS	-0.17	7.36
JN	-0.60	5.91
CJ	0.13	7.26
JJ	-1.51	7.09
MS	-0.12	10.23

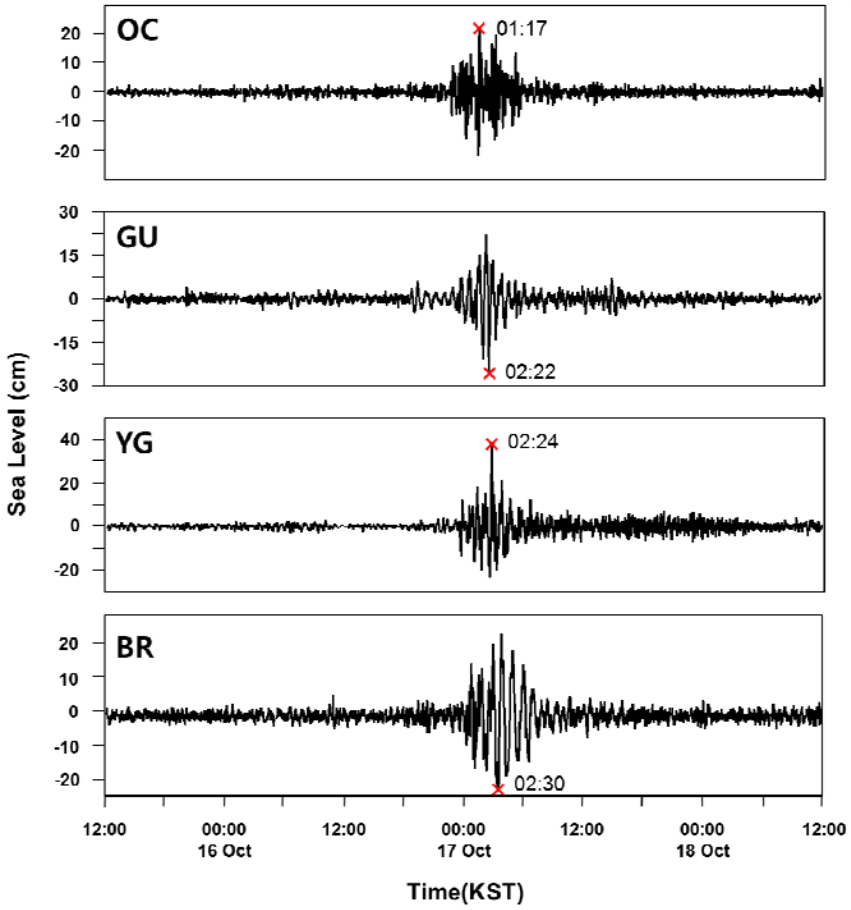


Fig. 4. High-passed sea level time series at OC, GU, YG and BR tidal stations from 12KST 15 October to 12KST 18 October. The *red crosses* represent daily maximum of sea level on 17 October.

Table 3. Event dates of meteo-tsunami and z-score of each tide station for 11 years (2006-2016)

Date	AH	BR	OC	GU	WI	YG	HS	JN	CJ	JJ	MS
19 Apr 2006	3.38	4.58	*NaN	3.44	4.22	NaN	NaN	1.80	NaN	1.39	1.10
29 Mar 2007	NaN	2.48	NaN	3.78	5.12	4.70	2.25	1.63	NaN	NaN	1.25
31 Mar 2007	9.07	4.06	NaN	9.02	16.16	13.71	7.10	2.19	NaN	NaN	1.55
01 Apr 2007	1.93	1.22	NaN	0.85	1.81	1.50	3.68	3.06	NaN	NaN	4.24
25 Apr 2008	NaN	1.41	1.91	1.70	3.05	NaN	3.07	0.86	2.77	NaN	3.72
15 Apr 2009	5.49	NaN	5.38	2.06	NaN	NaN	4.68	2.23	NaN	NaN	NaN
17 Oct 2009	2.03	4.22	4.17	3.10	NaN	4.06	1.80	1.18	0.04	NaN	NaN
10 Feb 2010	2.44	1.93	3.03	3.29	NaN	NaN	3.06	2.78	2.87	NaN	3.24
11 Feb 2010	1.87	1.37	NaN	1.42	NaN	NaN	3.60	2.56	3.06	NaN	3.75
24 May 2010	0.54	0.56	2.16	0.84	NaN	NaN	5.39	3.69	4.02	NaN	2.02
26 Apr 2011	1.54	1.38	4.93	1.51	NaN	NaN	10.21	2.97	3.42	NaN	2.74
04 Apr 2015	4.54	2.36	4.31	1.78	2.06	2.61	3.00	2.81	1.65	2.00	1.68
05 Apr 2015	1.68	0.60	1.36	1.10	1.26	1.08	3.63	3.49	3.85	2.59	3.47
06 Apr 2015	1.26	0.89	1.51	0.21	1.50	1.69	2.08	4.08	6.44	3.90	3.05

*NaN : missing data

$$P=\frac{e^{(\beta_0+\beta_1x_1+\beta_2x_2+\cdots+\beta_nx_n)}}{1+e^{(\beta_0+\beta_1x_1+\beta_2x_2+\cdots+\beta_nx_n)}} \quad (7)$$

확률 P는 (0, 1) 사이의 값을 가지며, x_n은 n개의 예보인자(predictor), β_n은 각 예보인자의 회귀계수이다. 이때 모델의 과적합(overfitting)을 방지하고, 최적의 분류모델을 선정하기 위해 k-fold 교차검증(cross validation)을 시행하였으며, 반복적인 교차검증 실험을 통해 모델 추정의 가장 합리적인 정확도를 보이는 10-fold 교차검증을 수행하였다(Kohavi, 1995; Molinaro et al., 2005; Kim, 2009). 최종적으로, 가장 높은 분류정확도를 기준으로 분류모델과 분류 임계치를 선정하여 기상해일이 발생할 임계조건을 도출하였다.

3. 기상해일발생 사례일

3.1. 조위관측자료 분석

Table 2는 기상해일 발생여부를 판단하기 위한 각 조위관측소별 고역통과된 원시조위자료의 평균과 표준편차를 정리한 것이며 Fig. 4는 2009년 10월 17일에 발생한 기상해일사례에 대해 15일 1200KST부터 18일 1200KST까지 총 72시간의 어청도(OC), 군산(GU), 영광(YG), 보령(BR) 조위관측소에서 측정된 조위를 웨이블릿 필터를 이용해 고역통과시킨 시계열 분석결과이다. 총 11곳의 조위관측소 중 OC, GU, YG, BR 4지점에서 17일 0000KST와 0600KST 사이에 강한 해수면 진동이 분석되었다. 어청도의 평균조위는 0.14 cm, 표준편차는 5.23 cm로 식(1)에 의해 계산된 $|z|\geq 3$ 기준은 15.83 cm 이다. 17일 0117KST에 OC에서 가장 먼저 21.92 cm의 일최고진폭이 관측되어 $|z|\geq 3$ 기준보다 1.3배 큰 해수면 진동이 기록됐다. 이후 0222KST에 GU에서 -26.69 cm, 0224KST에 YG에서 37.33 cm, 0230KST에 BR에서 -23.18 cm의 일최고진폭이 각각 관측되어 4곳의 조위관측소에서 모두 $|z|\geq 3$의 강한 해수면 진동이 발생하여 기상해일발생 사례일로 선정되었다. 이와 같은 방법으로 지난 11년(2006-2016)의 기간 동안 3지점 이상에서 $|z|\geq 3$ 기준이 넘는 일최고진폭이 발생한 날은 총 16일이었다. 이때, 태풍이 내습했던 2사례(2011년 8월 7일, 2012년 8월 27일)는 폭풍해일로 정의할 수 있으므로 제외하여 총 14개의 사례일을 기상해일발생일로 선정하였다. 선정된 기상해일발생일과 각 관측소별 z-score는 Table 3과 같다. 총 14차례의 기상해일발생일 중 가장 많은 8차례의 기상해일이 4월에 발생하였고

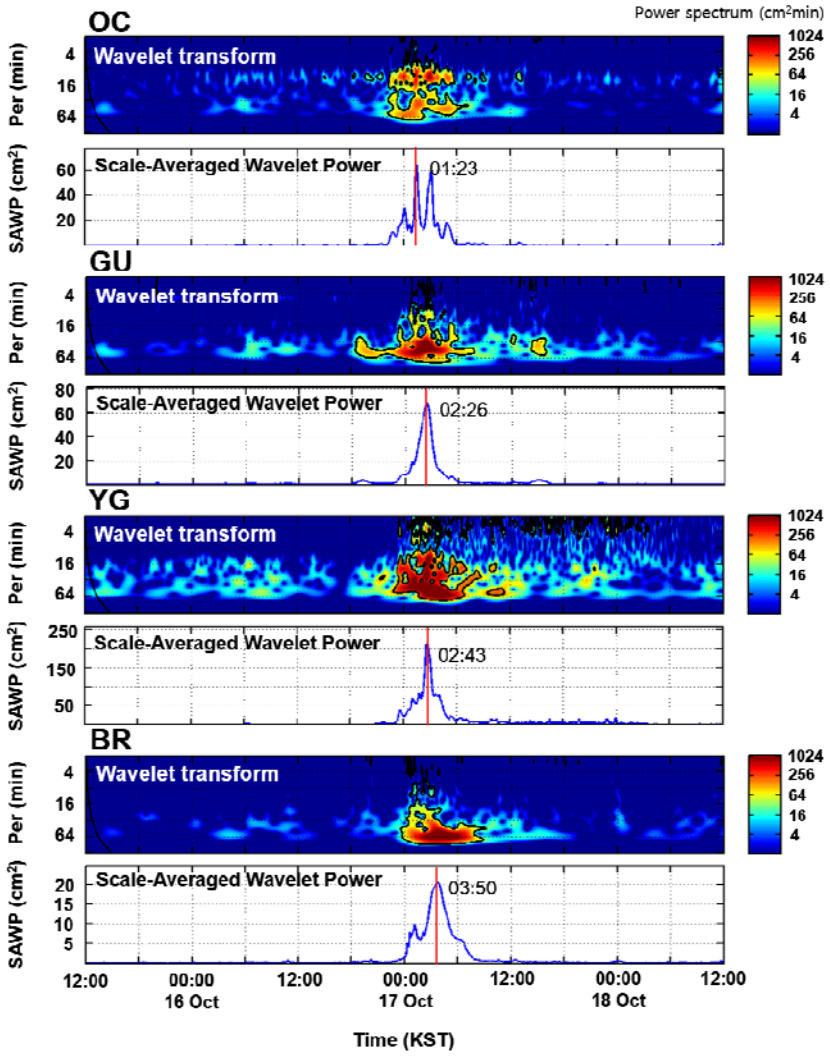


Fig. 5. Same as Fig. 4 except for wavelet transform and Scale-Averaged Wavelet Power (SAWP). The *red lines* represent daily maximum of SAWP on 17 October.

계절별로는 봄(11), 겨울(2), 가을(1), 여름(0) 순으로 발생하여 한반도 서해에서 발생하는 기상해일이 봄철에 집중되어있음을 확인할 수 있다.

동일기간에 대해 기상해일이 도달한 지점(OC, GU, YG, BR)에서의 도달시각을 결정하기 위해 웨이블릿 스펙트럼을 분석하였다(Fig. 5). OC는 파워스펙트럼이 가장 크게 나타나는 8-16분 주기구간의 해파진동이 있어 기상해일의 주기에 해당되며, 64.53 cm^2의 일최고 SAWP가 나타난 0123KST를 기상해일의 최초 도달시각으로 분석할 수 있다. GU의 경우, 일최고진폭이 기록된 시간보다 4분 뒤인 0226KST에 68.03 cm^2, YG은 0243KST에 214.94 cm^2의 일최고 SAWP가 나타나 OC와 마찬가지로 기상해일 주기에 해당되는 32-64분 주기에서 강한 진동이 발생하였다. BR 또한 64분 이상의 주기에서 0350KST에 20.68 cm^2의 일최고 SAWP가 나타나 120분 이내의 기상해일 주기에

해당되며, 이때를 기상해일 도달시각으로 산정하였다. 따라서 기상해일은 2009년 10월 17일에 OC에서 0123KST, GU에서 0226KST, YG에서 0243KST, BR에서 0350KST 에 각각 발생한 것으로 분석되었다.

3.2. 기압관측자료 분석

조위자료에서 분석된 기상해일의 원인을 기상자료의 분석을 통해 알기 위해 조위관측소 인근의 ASOS 지점(GU, YG, BR)의 해면기압(Sea Level Pressure; SLP)과 해면기압변동(SLP Tendency; SLPT)을 분석하였다(OC는 인근 ASOS가 없어 제외) (Fig. 6). SLPT는 현재 SLP에서 10분 전의 SLP를 뺀 값으로 10분 동안의 SLP 변화경향을 의미한다. 3지점 모두 16일 0000KST부터 SLP가 점차 감소하다가 17일 0000KST 이후 급격히 증가하였으며, 이때 SLPT는 각각 2.1 hPa/10 min (GU), 2.2 hPa/10 min (YG), 2.1 hPa/10 min (BR)로 나타나 2.0 hPa/10 min 이상의 강한 기압변동이 해당지점을 통과한 것으로 분석되었다. 한편, 강한 기압변동의 발생시점은 BR, GU, YG의 순서로 나타났으나 기상해일은 GU, YG, BR의 순서로 발생한 것으로 나타났다. GU와 YG는 기압변동 통과시점과 기상해일 발생시점이 약 90분의 차이가 있으며 BR은 약 200분의 시차가 있는 것으로 분석되었다. 이와 같은 기압변동과 기상해일 사이의 도달시점과 순서의 차이는 각각의 조위관측소의 위치에 따른 수심 및 연안지형으로 인한 해양장파의 굴절과 반사가 다르게 발생하기 때문(Monserrat et al., 2006)으로 사료된다. 특히, 200분의 비교적 큰 시차가 발생한 BR의 경우에 다른 조위 관측소들과 달리 내륙에 위치하며 안면도, 원산도등의 여러 섬들로 인해 관측소 서쪽이 폐쇄된 지형적 특성을 가진다. 제시하지는 않았지만, 2009년 10월 17일 이외의 사례일에서도 BR에서 강한 기압변동과 기상해일 사이의 비교적 큰 도달시점의 차이가 발생하여 BR은 대기불안정에 의한 해양장파의 즉각적인 영향을 덜 받는 것으로 추정된다. 하지만, 이에 대해서는 대기-해양모델링을 통한 추가적인 분석이 필요할 것으로 보인다.

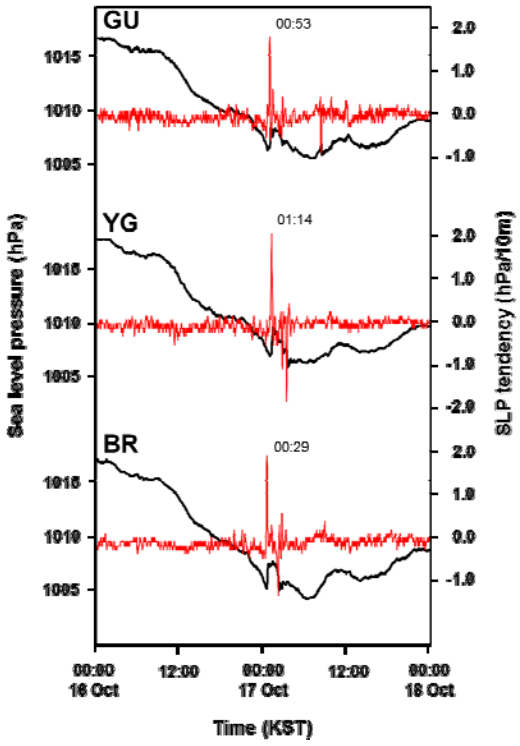


Fig. 6. Observed Sea Level Pressure (*black lines*) and SLP tendency (*red lines*) time series at GU, YG and BR ASOS from 00KST 16 October to 00KST 18 October.

4. 기상해일발생 임계조건

4.1. 수치기상모델링

Fig. 7은 2009년 10월 17일에 발생한 기상해일 사례일의 WRF 수치모의 결과 중, 지표로부터의 10 m 풍속, 최대 레이더반사도, 10분간 해면기압변화경향의 공간분포, 그리고 최대 해면기압변화의 10분간 이동궤적을 나타낸 그림이다. 기압변동이 ASOS에 도달하기 전인, 17일 0000KST에 지표 10 m 바람의 풍속, 풍향 급변구역이 경기만에서부터 남서방향으로 길게 뻗어 있음을 확인할 수 있다(Fig. 7(a)). 이 급변구역을 경계로 풍향은 남서풍에서 서풍으로 전환되며, 약 15 m/s의 풍속 차이를 보인다. 또한 바람의 급변구역과 동일하게 40 dBZ 이상의 비교적 강한 반사도를 나타내는 구역(Fig. 7(b))과 2.0 hPa/10 min 이상의 기압변동구역(Fig. 7(c))이 존재한다. 분석된 3개의 공간분포 그림에서 대기불안정은 동일하게 16일 1900KST에 산둥반도 동쪽 해상에서부터 동남동진하여 한반도에

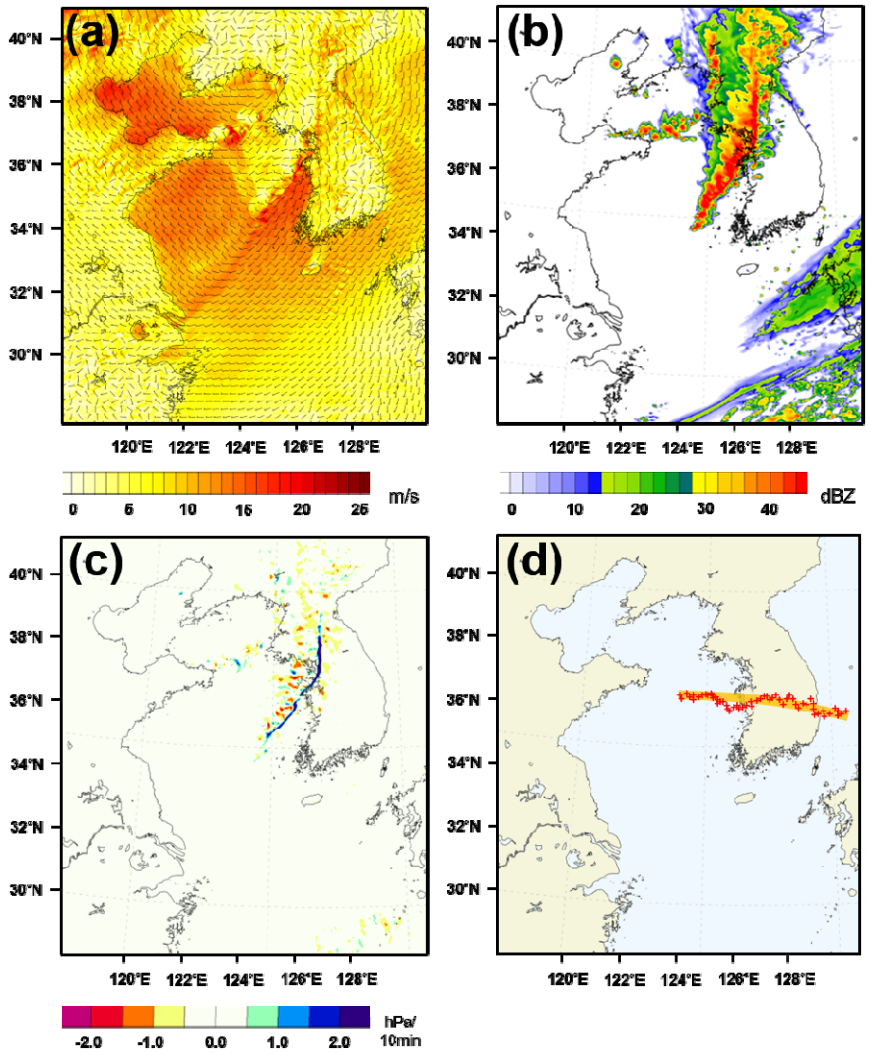


Fig. 7. Spatial distributions of simulated (a) horizontal wind speed (m/s) and wind barbs (*black arrows*) above 10 meter from surface, (b) max radar reflectivity (dBZ) and (c) SLP tendency (hPa/10 min) on 17 October 2009 at 00KST. (d) Trajectories of maximum SLP tendency by 10 minutes (*red crosses*) and regression line (*yellow line*) for the points from 22KST 16 October to 05KST 17 October.

도달하였다. 이를 통해 유추할 수 있는 대기불안정구역의 전파속도와 전파방향으로 미루어 각각의 불안정구역은 독립된 별개의 특성이 아닌 전선을 동반한 강한 기압골의 영향에 기인한 것으로 사료된다. 따라서 10분간 최대 해면기압변화경향을 프라우드만 공명을 분석하기 위한 대기불안정 인자로 사용하여, 16일 2200KST부터 17일 0500KST까지 10분 간격으로 추적하여 표시하였다(Fig. 7(d)). 불안정구역의 전파방향은 DO3 영역에서 시간별로 추적한 해면기압변화경향의 X, Y 격자값을 통해 2차 회귀식을 도출하여 식 (4)와 같이 나타내었다. 분석된 전파방향을 통해 불안정구역이 산둥반도 동쪽 해상에서 발생하여 동남동진했음을 확인할 수 있으며 이는 앞서 공간분포를 통해 유추한 대기불안정구역의 전파방향과 일치한다. Fig.

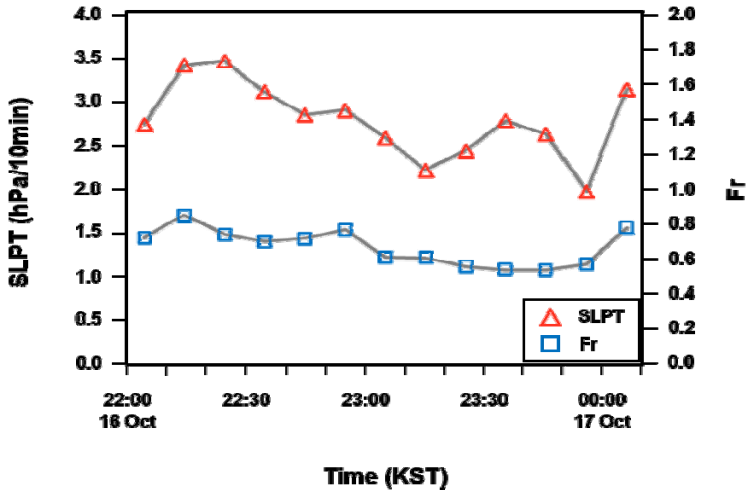


Fig. 8. Time series of calculated max SLPT (*red triangles*) and Fr (*blue squares*) tracking atmospheric disturbance during 22KST 16 Oct to 00KST 17 Oct.

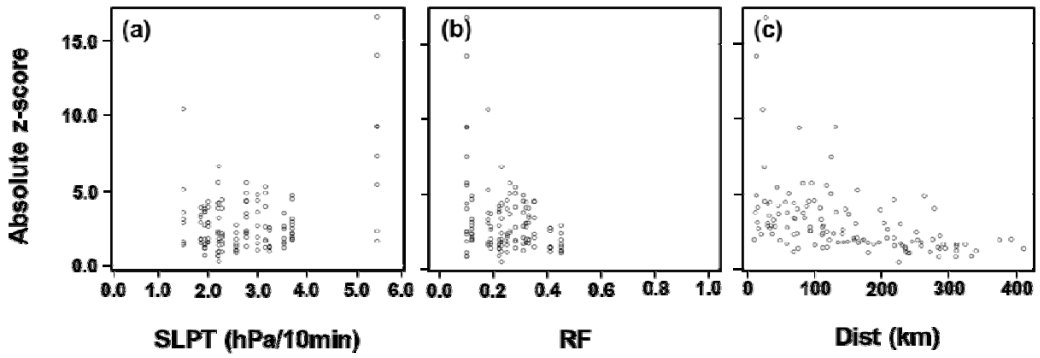


Fig. 9. Scatter plots between absolute z-score and (a) SLP Tendency (SLPT), (b) Resonance Factor (RF), and (c) distance (Dist).

8은 해당 사례일에 해상을 전파하는 대기불안정의 크기와 프루드 수의 시계열이다. 16일 2200KST에 2.7 hPa/10 min의 크기로 발생한 대기불안정은 2시간 동안 황해상을 전파하여 17일 0000KST에 서해 연안에 도달하였다. 이 시간 동안 기압변동의 평균 크기는 2.75 hPa/10 min으로 계산되었고 공명 지수는 0.35로 계산되었다.

이와 동일한 방법으로 11년 동안 서해에서 발생한 14차례의 기상해일사례를 WRF 수치모의한 결과, 기상해일발생 전에 공통적으로 해상에서 발생한 대기불안정구역이 한반도로 전파하였으며 기상해일발생시각을 전후하여 한반도 연안에 도달하였다(Fig. 7). 따라서 계산된 대기불안정의 크기와 공명 지수, 전파방향으로부터 계산된 각 조위관측소까지의 거리를 이용해 통계분석을 실시하였다.

4.2. 통계분석 및 검증

Fig. 9는 전체 기상해일발생일의 관측소별 z-score 절대값과 기압변동크기(SLPT), 공명 지수(RF), 불안정구역의 전파방향으로부터 관측소까지의 거리(Dist)의 분포를 나타낸 산점도이다. SLPT의 경우 z-score와의 뚜렷한 관계를 찾기 힘드나, RF는 그 값이 작아

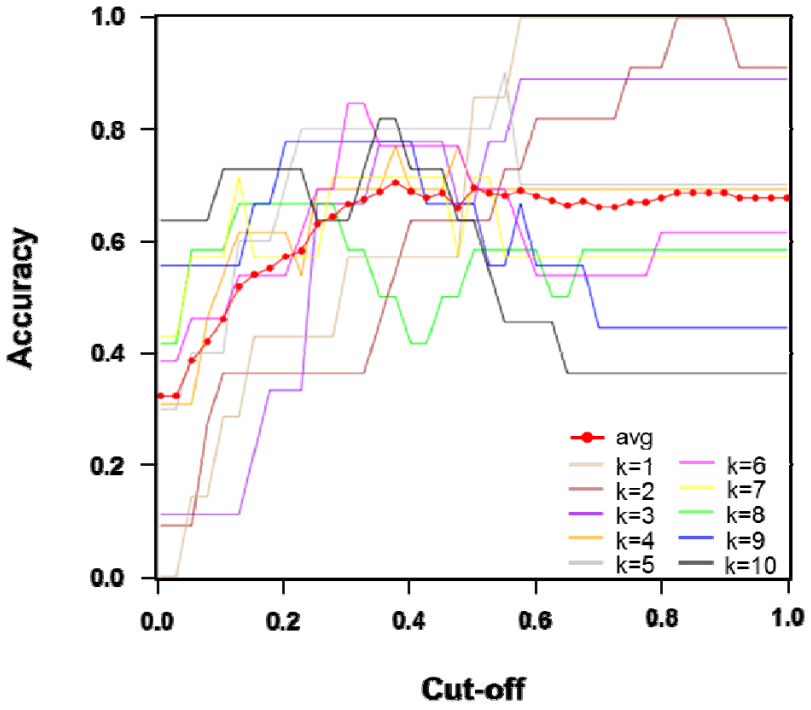


Fig. 10. Classification accuracy resulted from logistic regression model with 10-fold cross validation. The x-axis is cut-off of classification and *red line* with circle points is average of 10 models.

질수록 z-score가 비선형적으로 증가한다. Dist도 마찬가지로 값이 작을수록 z-score값이 비선형적으로 증가하여 기상해일의 크기가 기압변동의 크기보다 공명지수와 관측소까지의 거리에 더 많은 영향을 받음을 확인할 수 있다. 즉 프루드 수가 1에 가까울수록, 대기불안정의 전파방향으로부터의 거리가 가까울수록 기상해일발생 가능성이 증가할 것으로 추정된다.

기상해일발생의 임계조건을 도출하기 위해 우선 기상해일발생 여부를 예측하여 분류할 필요가 있다. 이에 로지스틱 알고리즘을 사용하여 분류모델을 학습하였다. 로지스틱 모델에 사용된 피예보인자는 '기상해일발생'을 1, '기상해일미발생'을 0으로 하는 기상해일발생 여부이며 SLPT, RF, SLPT/RF, SLPT/RF^2, Dist를 잠재예보인자로 설정하였다. 11년 동안 발생한 14개의 기상해일발생일 분석을 통해 산정된 피예보인자와 잠재예보인자의 데이터 셋(set)을 8:2 비율로 훈련용(training) 데이터와 평가용(test) 데이터로 나누어 훈련용 데이터를 통해 모델을 학습시키고, 평가용 데이터에 적용하여 예측 정확도를 검증하였다. 훈련용 데이터에 대한 로지스틱 모델의 학습 결과, 5가지 잠재예보인자 중 SLPT/RF^2와 Dist의 2가지 예보인자로 학습된 모델이 가장 높은 정확도를 나타냈으며, 95% 신뢰구간에서 유의하였다. Fig. 10은 k-fold 교차검증 결과 SLPT/RF^2와 Dist의 2가지 예보인자를 사용해 로지스틱 모델의 k별, 분류 임계치(cut-off)별 분류 정확도(accuracy)를 나타낸 그림이다. 분류 임계치는 모델의 결과에서 기상해일의 발생과 미발생을 분류하는 기준으로, 일반적으로 0.5를 사용한다. 즉 식 (7)에서 계산된 확률 P가 50% 이상인 경우 '기상해일발생', 미만인 경우 '기상해일미발생'으로 분류한다. 이때, 각 k별 계산된 10가지 로지스틱 모델의 정확도를 평균하여 분류 임계치가 0.375일 때 0.72의 가장 높은 분류 정확도를 보였다. 따라서 SLPT/RF^2와 Dist를 예보인자로 하는 기상해일발생 분류모델을 만들고 0.375를 임계치로 설정하여, 평가용 데이터를 활용해 검증한 결과를 Table 4에 제시

Table 4. Confusion matrix resulted by predicting the test data

		Predicted		
		P	N	total
Actual	P	6	3	9
	N	4	12	16
	total	10	15	25

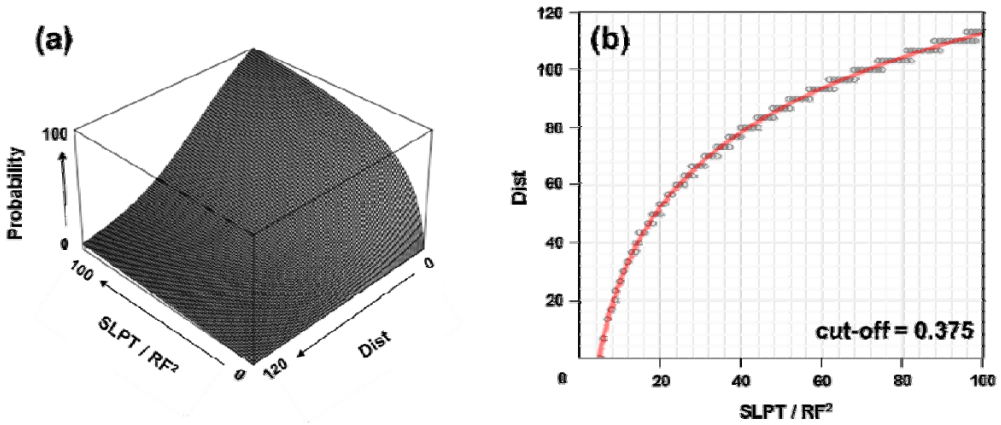


Fig. 11. Predicted (a) probability (%) of classification for meteo-tsunami resulted from logistic regression and (b) functional relation between SLPT/RF^2 and Dist when cut off is 0.375.

하였다. ‘Actual’과 ‘Predicted’는 기상해일의 실제 발생여부와 예측된 발생여부이며 발생을 ‘P’, 미발생을 ‘N’로 표시하였다.

제시된 분류 결과표(confusion matrix)를 통해 범주형 변수의 검증에 주로 이용되는 정확도(accuracy)와 정밀도(precision), 재현율(recall), F1점수(F1 score)를 계산할 수 있다. 실제로 발생한 사건을 분류모델에서도 발생한다고 예측한 것과 실제로 발생하지 않은 사건을 모델에서도 발생하지 않는다고 예측한 것을 각각 참긍정(True Positive; TP), 참부정(True Negative; TN)이라 한다. 반대로 실제로는 발생하였지만 발생하지 않는다고 예측한 것을 거짓부정(False Negative; FN), 실제로 발생하지 않았지만 발생한다고 예측한 것을 거짓긍정(False Positive; FP)이라 한다. 정확도는 실제 관측값과 예측값 사이의 평균적인 일치정도를 나타내는 것으로 (TP+TN)과 (TP+TN+FP+FN)의 비(ratio)로 계산되며, 분류모델의 가장 일반적인 검증척도이다. 그러나 데이터의 ‘P’와 ‘N’ 값이 골고루 분포되어 있지 않아 데이터가 편재되었거나 둘 중 어느 한 값에 더 많은 관심이 있는 경우 정확도는 좋은 척도가 되지 않는다. 기상해일의 경우 발생하지 않는 것보다 발생한 것에 더 관심이 많으므로 정밀도와 재현율을 고려하여야 한다. 정밀도란 발생한다고 예측한 것(TP+FP) 중 실제 발생한 것(TP)의 비율이고 재현율은 실제 발생한 것(TP+FN) 중 발생한다고 예측한 것(TP)의 비율이다. 즉 발생한 사건에 대한 예측력을 나타낸다. F1 점수는 정밀도와 재현율의 조화평균으로 정밀도와 재현율 모두 고려한다는 장점이 있다. 잘 예측된 모델에 대한 분류 결과표에서는 계산된 4가지 척도에서 골고루 1에 가까운 값을 보인다. 검증 결과, 정확도는 0.72, F1 점수는 0.63로 계산되어, 분류 모델이 준수한 예측력을 보였다.

선택된 로지스틱 분류모델을 통해 SLPT/RF^{2}와 Dist를 각각 (0,100)과 (0,120) 범위에서 1씩 증가시켜 예측한 결과를 Fig. 11(a)에 나타냈다. SLPT/RF^{2}가 증가할수록, Dist가 감소할수록 기상해일 발생확률은

비선형적으로 증가하며, SLPT/RF^{2}가 최대, Dist가 최소일 때 발생확률이 최대가 된다. 이는 앞서 Fig. 9의 산점도를 통해 추정한 결과와 일치한다. 이때, 계산된 분류 임계치에 따라 기상해일발생 확률이 37.5%가 되는 SLPT/RF^{2}와 Dist의 분포를 Fig. 11(b)에 제시하였다. 붉은색 실선은 두 예보인자의 관계를 설명하는 회귀함수이며, SLPT/RF^{2}의 크기에 따라 기상해일이 발생할 수 있는 Dist의 임계값을 의미한다. 즉, 기상해일이 발생할 임계조건은 다음과 같이 도출된다.

$$Dist < 37.71 \ln\left(\frac{SLPT}{RF^2}\right) - 60.88 \quad (8)$$

식 (8)에 의해 SLPT/RF^{2}이 5.11 hPa/10 min 미만인 경우에 기상해일은 발생하지 않으며, 그 크기가 증가함에 따라 기상해일이 발생할 수 있는 임계 거리(Dist)는 비선형적으로 증가한다. 최종적으로, 한반도로 전파하는 대기불안정의 크기와 공명 지수를 계산할 수 있다면 전파방향으로부터 기상해일이 발생할 임계 거리를 계산할 수 있으며, 이를 통해 기상해일발생 범위를 예측할 수 있다.

5. 요약 및 결론

본 연구에서는 2006년부터 2016년까지 11년 동안의 한반도 서해 연안에 발생한 기상해일을 분석하고 기상해일이 발생할 임계조건을 도출하였다. 기상해일발생 사례일 선정결과, 총 14차례의 기상해일발생 사례일이 선정되었고 이에 대한 WRF 수치기상모델을 통한 수치모의를 통해 주요 발생 원인인 대기와 해양의 공명을 정량화하였다. 이를 기반으로 기상해일발생의 임계조건을 구하기 위해 반으로 로지스틱 분류모델을 학습하였다. 기상해일 분류모델의 결과를 통해 SLPT/RF^{2}와 Dist의 2가지 예보인자를 사용한 분류모델과 0.375의 분류 임계치에서 최대 정확도를 보였고, 평가용 데이터를 통한 모델의 검증 결과, 의미있는 예측력을 나타냈다. 선정된 분류모델과 분류 임계치를 통해 기상해일이 발생할 SLPT/RF^{2}와 Dist의 관계를 구할 수 있으며 기상해일발생 임계조건을 도출할 수 있었다.

기상해일은 1차 원인인 대기와 해양의 상호작용으로 해수면의 상승이 초래되며, 연안에 근접할수록 항만 공명 등의 지형적인 원인으로 파고가 보다 크게 증폭되어 큰 피해를 발생시킨다. 이처럼 복합적이고 국지적인 요인으로 발생하는 기상해일발생 예보를 위해 기상청에서는 시·공간적으로 고해상도의 수치기상모델과 해양모델을 활용하여 기상해일 예측시스템을 개발 중에 있다. 하지만 모의시간 등의 연산자원이 많이 소요되며 예측정확도도 그리 높지 않아, 예보에 어려움이 있는 실정이다. 이에 본 연구에서는 WRF 수치기상모델 결과를 기반으로 통계적인 기상해일발생 임계조건을 도출하였고, 이를 통해 기상해일발생 전, 대기불안정의 크기와 전파속도 및 전파방향을 계산하여 기상해일이 발생할 임계 거리를 파악할 수 있었다. 따라서 본 연구 결과가 한반도 서해안에서 발생하는 기상해일 예보에 기초적이고 정량적인 판단 근거로 활용될 수 있을 것으로 기대된다. 그러나 향후 기상해일 예보 현업화를 위해서는 추가적인 기상해일발생 사례일 분석과 함께 통계모델의 성능향상 방안에 대한 연구가 더 필요할 것으로 사료된다.

감사의 글

이 연구는 기상청 기상기술개발사업(KMIPA2015-1073)의 지원으로 수행되었습니다.

REFERENCES

Belušić, D., Grisogono, B., Klaić, Z. B., 2007, Atmospheric origin of the devastating coupled air - sea event in the east Adriatic, *J. Geophys. Res*., 112, D17111. doi:10.1029/2006JD008204

Belušić, D., Strelec-Mahović, N., 2009, Detecting and following atmospheric disturbances with a potential to generate meteotsunamis in the Adriatic, *Phys. Chem. Earth*, 34, 918 - 927.

Defant, A., 1961, Physical Oceanography, 2, Pergamon Press, Oxford, 598.

Eom, H. M., Seung, Y. H., Woo, S. B., You, S. H., 2012, Analysis of abnormal wave at the west coast on 31 March 2007, *Journal of Korean society of coastal ocean engineers*, 24, 217-227.

Kidder, S. Q., Vonder Haar, T. H., 1995, Satellite meteorology: An Introduction, Academic Press, San Diego, 466.

Kim, H., Kim, Y. K., Woo, S. B., Kim, M. S., 2014, Atmospheric analysis on the meteo-tsunami case occurred on 31 March 2007 at the Yellow Sea of South Korea, *Journal of Environmental Science International*, 23, 1999-2014.

Kim, J. H., 2009, Estimating classification error rate: Repeated cross-validation, Repeated hold-out and bootstrap, *Computational Statistics & Data Analysis*, 53, 3735-3745.

Kohavi, R., 1995, A Study of cross-validation and bootstrap for accuracy estimation and model selection, *International Joint Conference on Artificial Intelligence*, 14, 1137-1143.

Molinaro, A. M., Richard, S., Pfeiffer, R. M., 2005, Prediction error estimation: A Comparison of Resampling Methods, *Bioinformatics*, 21, 3301-3307.

Monserrat, S., Vilibić, I., Rabinovich, A. B., 2006, Meteotsunamis: Atmospherically induced destructive ocean waves in the tsunami frequency band, *Nat. Hazards Earth Syst. Sci*., 6, 1035-1051.

Orlić, M., 1980, About a possible occurrence of the proudman resonance in the Adriatic. *Thalassia Jugoslavica*, 16, 79-88.

Proudman, J., 1929, The effects on the sea of changes in atmospheric pressure, *Geophys. Suppl. Mon. Not. R. Astron. Soc*., 2, 197-209.

Renault, L., Vizoso, G., Jansá, A., Wilkin, J., Tintoré, J., 2011, Toward the predictability of meteotsunamis in the Balearic Sea using regional nested atmosphere and ocean models, *Geophys. Res. Lett*., 38, L10601. doi:10.1029/2011GL047361

Šepić, J., Vilibić, I., Belušić, D., 2009, The source of the 2007 Ist meteotsunami (Adriatic Sea), *J. Geophys. Res*., 114, C03016. doi:10.1029/2008JC005092

Tanaka, K., 2010, Atmospheric pressure-wave bands around a cold front resulted in a meteotsunami in the East China Sea in February 2009, *Nat. Hazards Earth Syst. Sci*., 10, 2599-2610.

Tintoré, J., Gomis, D., Alonso, S., Wang, D. P., 1988, A Theoretical study of large sea level oscillations in the Western Mediterranean, *J. Geophys. Res*., 93, 10797-10803.

Torrence, C., Compo, G. P., 1998, A Practical guide to wavelet analysis, *Bulletin of the American Meteorological Society*, 79, 61-78.

Vilibić, I., Horvath, K., Strelec-Mahović, N., Monserrat, S., Marcos, M., Amores, Á., Fine, I., 2014, Atmospheric processes responsible for generation of the 2008 Boothbay meteotsunami, *Nat. Hazards*, 74, 25-53. doi:10.1007/s11069-013-0811-y

Vilibić, I., Monserrat, S., Rabinovich, A. B., Mihanović, H., 2008, Numerical modelling of a destructive meteotsunami of 15 June, 2006 on the coast of the Balearic Islands. *Pure and Applied Geophysics*, 165, 2169-2195.

View publication stats