





봄철 대기 변수들을 이용한 여름철 북서태평양 열대저기압 발생 빈도의 통계적 계절예측

제주대학교 대학원

해양기상학 협동과정

김 광 석

2012년 1월



봄철 대기 변수들을 이용한 여름철 북서태평양 열대저기압발생 빈도의 통계적 계절여측 김 광 석



봄철 대기 변수들을 이용한 여름철 북서태평양 열대저기압 발생 빈도의 통계적 계절예측

석사학위논문

제주대학교 대학원

해양기상학 협동과정

김 광 석

2012년 1월



봄철 대기 변수들을 이용한 여름철 북서태평양 열대저기압 발생 빈도의 통계적 계절예측

지도교수 문 일 주

김 광 석

이 논문을 이학 석사학위 논문으로 제출함.

2011년 12월

김광석의 이학 석사학위 논문을 인준함.

심사위원장 <u>①</u> 위 원 <u>①</u> 위 원 ②

제주대학교 대학원

2011년 12월

Collection @ jeju

A statistical seasonal prediction of summer time tropical cyclone genesis frequency over the western North Pacific using spring atmospheric variables

Kwangseok Kim

(Supervised by professor Il-Ju Moon)

A thesis submitted in partial fulfillment of the requirement for the degree of Master of Science

2011. 12.

This thesis has been examined and approved.

Department of Marine Meteorology GRADUATE SCHOOL JEJU NATIONAL UNIVERSITY



목	차
---	---

Ι.	서 론1
Π.	자료 및 분석방법4
	1. 자료
	2. 분석 방법
Ш.	모델 구성
	1.태풍의 발생 빈도 분포
	2. NOAA CPC 자료 ~~~~ 9
	1) 북극진동지수9
	2) 대서양 자오선 모드
	3) 대서양 십년단위 진동
	4) 북대서양 진동
	5) 서반구 온수
	3. NCEP NCAR 자료
	1) 200hPa 지오포텐셜고도 바람의 동서방향 성분13
	2) 850hPa 지오포텐셜고도 바람의 남북방향 성분13
	3) 해수면 온도
	4) 해면 기압
	5) 지오포텐셜고도
	6) 외향장파복사
	4. 순차적 회귀 방법

Collection @ jeju

— i —

Ⅳ. 모델 검증 및 2011년 예측
1. 교차타당성 검사
2. 앙상블 예보
3. Gerrity Skill Score (GSS)26
4. 2011년 예측과 결과
V. 봄철 대기 변수와 북서태평양 발생 태풍 빈도와의 관계…30
1. 850hPa 지오포텐셜고도의 분포
2. 850hPa 지오포텐셜고도 바람의 분포
3. 대기 순환의 변화
4. 태풍 발생 빈도
Ⅵ. 요약 및 결론
참고문헌
감사의 글



— ii —

List of Figures

- Fig. 3. Same as in Fig. 2, except for the V wind component at 850hPa(April)

- Fig. 4. Same as in Fig. 2, except for the Sea Surface Temperature(April) --- 17
- Fig. 5. Same as in Fig. 2, except for the Sea Level Pressure(April)17
- Fig. 6. Same as in Fig. 2, except for the 850hPa Geopotential height(April) 18

- Fig. 9. The boxplot of Typhoon frequency. The boxes show the 25th(75th) percentiles, the lines in the boxes indicate the median. Numbers in the right of X mark averages for positive UV and negative UV phase, respectively. 32

- Fig. 10. 850hPa Geopotential height(m) map in (a) Positive UV (b) Neutral UV (c) Negative UV phase and (d) difference between positive UV and negative UV phase. 34
- Fig. 11. Same as in Fig. 10, except for the 850hPa U wind component(m/s).37
- Fig. 12. Same as in Fig. 10, except for the 850hPa V wind component(m/s).39

- Fig. 15. Same as in Fig. 14, except for the Sea Surface Temperature(°C). ... 43



List of Tables

- Table 2. The Sum of absolute error(SAE), Correlation and regression

 coefficient in stepwise regression.
- Table 3. The results of seasonal prediction of TC frequency in Western

 North Pacific.

 25

- Table 6. The same as in Table 5 except for non Cross-Validation and Ensemble.

 29



Abstract

In this study, two statistical models were developed to predict the typhoon genesis frequency from May to December over the western North Pacific using lagged correlation analysis of the relationship between the typhoon genesis frequency and several environmental parameters for the study period, 1975–2010. Moreover spring atmospheric variables are also used for the model which is based on the least absolute deviation (LAD) regression method. Through lagged correlation analysis and stepwise regression, four parameters (200 hPa U wind component, 850 hPa V wind component, North Atlantic Oscillation index, Sea Level Pressure) are chosen as a final predictors. Results from cross-validation suggest that two statistical models are skillful in seasonal predicting typhoon genesis frequency with a correlation coefficient of 0.76 during study period.

UV index are defined using two atmospheric variables (200 hPa U wind component, 850 hPa V component). This study shows that typhoon genesis frequency has positive relation with UV index. In a positive UV index phase, North Pacific anticyclone is weaken and moved to north-eastwards, as a result Pacific Ocean has negative geopotential height anomaly and Sea Surface Temperature and solar radiation flux of East Pacific has positive anomaly. Consequently, weaken of Walker Circulation due to the decrease of temperature gradient effects on typhoon genesis frequency.

Keyword : LAD regression, UV index, typhoon genesis frequency



I. 서론

태풍은 강풍, 집중호우 그리고 폭풍 해일 등을 동반하여 많은 인명 및 재산 피 해를 주는 기상현상이다. 동아시아에 위치한 한국, 중국 그리고 일본 등의 국가 들은 매년 태풍에 의해 피해를 입고 있다. 우리나라의 경우 1904년부터 2009년까 지 106년간 태풍에 의한 사상자는 6,005명, 재산피해액이 140,232억 원에 달한다 (태풍백서, 2011).

태풍에 의한 피해를 줄이기 위해서는 동아시아 국가에 상륙하거나 접근하는 태풍에 대한 단기예측 기술뿐만 아니라 수자원의 관리와 안전시설 확충 등의 정 책 결정에 도움을 줄 수 있도록 북서태평양에서 발생하는 태풍 빈도의 장기 예 측 기술을 발달시키는 것 또한 중요하다.

태풍 발생 빈도의 장기 예측 정확도를 높이기 위해서는 태풍의 구조와 생성 및 발달 메커니즘을 이해 하여야한다(변재영과 김백조, 2008). 태풍의 생성과 발 달은 많은 환경적인 요인의 영향을 받는다(Anthes, 1982). 먼저 태풍이 생성되고 발달하기 위해서는 에너지원에 해당하는 대기 경계층에서의 잠열이 있어야하며 (Ooyama, 1969), 해양으로부터 대기로의 습류(moisture flux)를 유지할 수 있는 26.5℃ 이상의 따뜻한 해수가 존재하여야 한다(Palmen, 1948). 또한 상층의 고기 압성 소용돌이도와 하층의 저기압성 소용돌이도가 존재하거나(McBride and Zehr, 1981; Zehr, 1992) 연직바람 시어(vertical wind shear)가 약한 곳에서 생성 되는 경향이 있다(Kurihara and Tuleya, 1981).

TC의 발생빈도와 특정 지역을 통과하는 TC의 빈도는 기후인자와 관련이 깊 다. Gray 등(1992, 1993, 1994)은 ENSO와 준2년 주기 진동(Quasi-Biennial Oscillation, QBO) 같은 다양한 환경적인 요소들을 이용하여 북대서양에서의 허 리케인의 활동을 예측하였다. Chan 등(1998, 2001)은 ENSO, 한파, 극소용돌이 (polar vortex) 등을 포함하는 다양한 환경적인 요소들을 포함하는 사영추적 회 귀기술(projection pursuit regression technique)을 이용하여 계절예측 모델을 개 발하였다. Wang과 Fan(2007)은 양의 남극진동(Antarctic Oscillation, AAO) 위상





시에 서태평양에서 6월부터 9월까지의 기간 동안(JJAS) 태풍 발생이 적음을 보 였다. Wang 등(2007)은 JJAS 기간 동안 북태평양진동(North Pacific Oscillation) 은 서태평양에서의 TC 발생빈도와 양의 상관이 있고 대서양에서의 TC 발생빈 도와는 음의 상관이 있음을 보였다. 이 결과로부터 이 두 해역 사이의 TC 발생 빈도의 변동은 원격패턴(teleconnection)을 통해 이루어짐을 제안하였다.

> 태풍의 장기 예측 방법은 수치모델 또는 통계모델을 이용한 방법이 있다. 유럽 중기예보센터(European Center for Medium-Range Weather Forecasts. ECMWF)와 영국 기상청은 역학모델을 이용하여 태풍의 발생 개수와 평균 생성 위치를 예측한다. 국제기후사회연구소(International Research Institute for Climate and Society, IRI)에서는 해수면 온도의 예측 시나리오와 대기 수치모델 을 이용하여 TC의 발생 개수와 태풍활동지수(Accumulated Cyclone Energy, ACE)를 예측한다. 홍콩 시립대학교는 엘리뇨-남방진동(El Niño-Southern Oscillation, ENSO), 북태평양 고기압의 확장과 인도-버마 기압골의 세기를 이용 하여 TC의 발생 개수를 예측한다. 콜로라도 대학은 대서양의 해수면 온도. ENSO, 남태평양의 해면 기압 등을 이용하여 TC의 발생 개수, ACE, 그리고 총 열대 저기압 에너지를 예측한다. 영국 태풍 연구소(Tropical Storm Risk, TSR) 는 무역풍, 해수면 온도, ENSO 그리고 북태평양의 해면 기압을 이용하여 TC의 발생 개수와 육지에 상륙하는 TC의 수 그리고 ACE를 예측한다. 이들 외에도 많 은 기관들이 통계모델을 사용하여 TC의 장기 예측을 실시하고 있다(Camargo 등, 2007).

> 북서태평양은 전 세계에서 발생하는 TC의 1/3이 발생하는 지역으로(김주홍 등, 2002) 통계적으로 1975년부터 2010년의 36년 동안 평균 25.33개의 태풍이 이 지역에서 발생했다. 태풍이 가장 많이 발생한 해는 36개, 가장 적게 발생한 해는 14개가 발생하였으며 표준편차는 4.33이다. 특히 2010년은 태풍 자료가 축적되기 시작한 1951년 이후 가장 작은 14개의 태풍만이 발생하였고, 60년 동안 20개미만 의 태풍이 발생한 단 세 개의 해 중 하나이다. 홍콩 시립대학교는 4월과 6월 두 차례의 예보가 각각 24개와 23개를 예측함으로써 보통 이하(Below Normal, BN) 범주에 속한다는 것으로 맞게 예측하였으나 실제 관측치인 14개와 비교하였을 때 약 10개의 차이가 발생하였다. TSR에서는 3월, 5월, 7월과 8월 4차례의 예보

> > - 2 -



가 평균 23.5개로 이 역시 오차가 컸다. IRI의 경우는 4월 예보에서 보통 이상 (Above Normal, AN) 범주로, 5월은 보통 이하 범주로, 6월과 7월은 보통 (Normal, N) 범주로 예측하여 5월을 제외하고는 맞지 않음을 알 수 있다.

본 연구에서는 이러한 문제점을 해결하기 위하여 새롭게 도입된 봄철 대기 변 수들을 이용하여 여름철 북서태평양에서의 열대저기압 발생 빈도를 예측하는 통 계모델을 개발하였다. 2장에서는 본 연구에서 사용된 통계 모델의 예측인자를 결 정하기 위한 기후, 대기 및 해양의 변수 자료와 분석 방법을 서술하였다. 3장에 서는 모델에 사용된 인자들에 대한 설명과 예측인자를 결정하는 방법에 대해 서 술하였다. 4장에서는 모델 검증을 위하여 교차타당성 검사와 범주 예측 방법을 이용하였으며 2011년 예측 및 결과를 나타내었다. 5장에서는 봄철 대기 변수와 북서태평양에서 발생하는 태풍 빈도와의 관계를 살펴보기 위하여 대기 변수를 이용하여 UV 지수를 정의하고 UV 지수의 위상에 따른 대기, 해양의 차이를 분 석하였다. 마지막으로 6장에서는 본 연구의 내용을 요약하고 결론을 제시하였다.



- 3 -

II. 자료 및 분석방법

1. 자료

본 연구에서는 북서태평양에서 발생하는 태풍 빈도의 장기 예측을 위해서 태 풍 발생 빈도와 상관도가 높은 대기 및 해양 기후인자와 봄철 대기 변수 등을 이용한 통계모델을 구축하고 이를 검증하였다.

연구에 필요한 태풍 정보 자료는 도쿄 지역특별 기상센터(Regional Specialized Meteorological Centers-Tokyo Typhoon Center, RSMC)에서 제공하는 북서태평 양에서 발생한 태풍의 최적 경로 자료가 사용되었다. 이 자료는 6시간 간격의 태 풍 이름, 일자, 등급, 위경도 위치, 중심기압, 10분 지속 최대풍속 등을 포함하고 있다. 최적 경로 자료는 1951년부터 현재까지 사용 가능하다.

연구에서 사용된 월평균 대기 및 해양의 기후 인자 시계열 자료는 국가 기상 위성센터(National Oceanic and Atmospheric Administration, NOAA)의 기후 예 측 센터(Climate Prediction Center, CPC)로부터 얻었으며 1940년대 후반부터 현 재까지 사용 가능하다.

그리고 기존 연구들이 기후 인자에 중점을 둔 것과는 달리 본 연구에서 주로 다루게 될 봄철 대기 자료는 미국 국립 환경 예측센터-기상 연구센터(National Center for Environmental Prediction-National Center of Atmospheric Research, NCEP-NCAR)에 의해 제공되는 재분석(R-1) 자료가 사용되었다. 사용된 R-1 자 료는 지오포텐셜고도(geopotential height), 수평바람(U, V)의 변수로써 위경도 2.5°×2.5°의 수평 해상도, 17층의 수직구조를 갖고 있다.

또한 해수면 온도 자료는 NOAA에서 제공하는 ERSST-V3(Extended Reconstructed Sea Surface Temperature) 자료를 사용하였다. 이 자료는 1850년 대부터 현재까지 사용 가능한 자료로써 2.0°×2.0°의 위경도 수평 해상도를 갖는 다. 해수면 온도에 영향을 주는 지표면에서의 태양 복사 에너지 자료는 NCEP에

Collection @ jeju

서 제공되는 192×94의 공간 규모 자료를 사용하였다.

저 제. 마지막으로 NOAA에서 제공되는 외향장파복사 자료가 사용되었다. 이 자료는 2.5°×2.5°의 위경도 수평 해상도를 가지며 1974년 6월부터 현재까지 이용 가능하 지만 1978년에 자료가 없는 기간이 존재한다.

> 태풍 자료는 1950년대부터 사용가능하지만 태풍의 발생 위치가 기상 관측이 힘든 해양이며 일생의 대부분을 해양에서 보내기 때문에 인공위성 시기 이전은 태풍의 위치와 강도 측정에 신뢰성 문제가 생긴다. 그러므로 인공위성 이후 시기 인 1970년대 중반부터 사용을 하였다.

> 연구기간은 다른 기후인자 자료들이 공통으로 존재하는 1975년 이후로 제한하 였으나 연구 기간 중에 외향장파 복사의 자료가 없는 기간에 대해서는 상관도를 구할 때 제외하여 계산하였다.



2. 분석 방법

본 연구에서는 북서태평양에서 발생하는 태풍 빈도를 예측하기 위해 다변수 선형회귀모델을 사용하였다. 다변수 선형회귀모델은 하나의 종속변수와 두 개 이 상의 독립변수 사이에 존재하는 통계적인 관계를 분석하기 위한 방법으로써 종 속변수와 독립변수와의 함수 관계를 이용하여 회귀식을 구하고 예측하고자 하는 시기의 독립변수를 대입하여 예측하는 방법이다. 다변수 선형회귀모델은 일반적 으로 다음과 같이 표현된다.

$$y = a_0 + \sum_{i=1}^{k} a_i x_i$$
 (1)

여기서 y는 예측하고자 하는 값(종속변수), a₀는 회귀상수, k는 예측인자의 수, x 는 예측인자(독립변수)를 의미하고 a는 회귀계수를 나타낸다. 본 논문에서는 회 귀계수와 회귀상수를 구하기 위해서 최소 절대편차 회귀법(Least Absolute Deviation regression, LAD)을 사용하였다. 이 방법에서 회귀계수와 상수는 전체 기간 동안에 절대오차의 합(Sum of Absolute Errors, SAE)이 최소화되게 하는 값으로 정해진다. SAE는 관측값과 예측된 값 차이의 절대값 합으로 계산된다.

$$SAE = \min\left(\sum_{j=1}^{k} |Y_j - y_j|\right)$$
(2)

여기서 k는 전체 기간이고 Y는 관측값이며 나머지는 식 (1)과 같다. LAD 회 귀는 분석적인 방법으로는 풀 수가 없고, 같은 계산을 반복적으로 시행함으로써 풀어야 한다. 이 문제를 풀기 위해서 SAE를 최소화하기 위한 방법인 Bloomfield-Steiger 알고리즘을 사용하였다(Bloomfield and Steiger, 1980).



Ⅲ. 모델 구성

1. 태풍의 발생 빈도 분포

1975년부터 2010년까지의 36년의 기간 동안 북서태평양에서는 매년 약 25개의 태풍이 발생한다. 태풍이 가장 적게 발생한 해는 2010년으로 14개가 발생하였으 며 가장 많이 발생한 해는 1967년으로 39개가 발생하였다. 최대 태풍 발생과 최 소 태풍 발생 빈도 사이에는 25개의 발생 빈도 차이가 있을 정도로 편차가 크다. 그리고 변동성이 크기 때문에 태풍 빈도 장기 예측은 어려움이 있다(Fig. 1a). 뿐 만 아니라 월별 평균 발생 빈도 또한 변동성이 크다는 것을 알 수 있다(Fig. 1b). 그림 1b는 연구 기간인 1975년부터 2010년의 북서태평양에서 발생하는 평균 개 수를 보여준다. 1월부터 4월까지는 매월 평균 한개 미만의 태풍이 발생하며 이때 발생한 태풍은 대부분이 중국의 남쪽이나 일본의 동쪽으로 향하게 되어 동아시 아 국가에는 직접적으로 피해를 입히지 않는다.

반면에 5월부터 태풍의 발생 빈도가 서서히 증가하기 시작하며 7월부터 10월 까지 급격하게 증가하여 3개 이상이 발생한다. 5월부터 12월 기간에 발생한 태풍 의 수는 전체의 약 94%에 해당하며 이 태풍 중 많은 수가 한국, 일본, 중국과 대만 등을 포함하는 동아시아 국가에 직, 간접적으로 피해를 입힌다. 본 연구에 서는 태풍 발생 빈도도 높고 동아시아 국가에 피해를 입히는 5월부터 12월 까지 를 연구 기간으로 정하였다.



-7 -



Fig. 1. (a) The time series of typhoon genesis frequency (b) Monthly mean of typhoon genesis frequency over the western North Pacific.



2. NOAA CPC 자료

북서태평양에서 발생하는 태풍 빈도에 대한 기후 인자 효과를 실험하기 위하 여 1975년부터 2010년 까지 매년 5월부터 12월 동안의 태풍의 발생 빈도와 NOAA CPC에서 얻은 여러 가지 인자사이의 지연상관관계를 조사하였다. 이들 인자들은 기존의 연구에서 많이 사용된 NINO 지수, 북극진동지수, QBO 등이 포 함되었으며 태평양과 대서양에서의 여러 인자들을 포함한다. 사용된 주요 인자들 은 표 1에서 나타내었다. 표 1은 북서태평양에서의 연구 기간 동안 태풍 발생빈 도와 각 인자간의 전년 11월부터 4월까지의 상관도를 나타내고 음영으로 표시된 부분은 95% 신뢰수준에서 유의한 부분이며 본 연구에서 사용한 부분은 별표 (*) 로써 표시하였다. 연구에서 사용하게 될 값들은 월별 값을 평균하여 상관도가 가 장 높은 값을 사용하였으며 95% 신뢰수준에서 유의한 값을 기준으로 하였다.

95% 신뢰수준에서 유의하지 않은 상관을 보이는 나머지 지수들은 사용하지 않 았으며 NOAA CPC에서 제공되는 인자 중에서 횡단-NINO 지수(Trans-Niño Index, TNI)의 경우 2007년 5월까지 제공되고, 북열대대서양 지수(North Tropical Atlantic index, NTA)는 2010년 12월까지 제공되며, 남극진동(Antarctic Oscillation, AAO)은 1979년부터 제공되기 때문에 연구 기간과 맞지 않아 사용하 지 않았다.

1) 북극진동지수(Artic Oscillation Index, AO)

일반적으로 북극진동지수는 북반구의 20°N에서 북극까지 평균 해면기압 차이 에 대한 경험적 직교함수(Empirical Orthogonal function, EOF)의 첫 번째 모드 의 시계열 값으로 표현되며 극지방과 중위도 지방에서 나타나는 대기압의 진동 을 북극진동이라고 한다(Thompson and Wallace, 1998). 양의 북국진동 위상시에 북극의 기압은 음의 아노말리를 보이며 중위도의 기압은 양의 아노말리를 보이 게 된다. 이로 인해서 제트기류가 강화되고 중위도에는 따뜻한 겨울이 나타난다. 반대로 음의 위상시에는 약화된 제트기류에 의해서 북극의 찬 공기 덩어리가 중 위도로 확장되면서 중위도에는 폭설과 한파가 나타난다. 이러한 패턴은 중위도의

- 9 -



기압 변화에 의한 것이므로 태풍 생성에 영향을 미치게 된다. 북서태평양에서 발 생하는 태풍의 빈도와 1월부터 3월까지의 평균 북극진동지수를 사용하였을 때 상관도가 0.36으로 가장 높았다. 본 연구에서는 이 값을 사용하여 연구를 진행하 였다.

2) 대서양 자오선 모드(Atlantic Meridional Mode, AMM)

대서양 자오선 모드는 열대수렴대(Inter tropical convergence zone, ITCZ) 근 처에서의 남북간의 해수면 온도(Sea Surface Temperature, SST)의 구배에 의해 서 결정되어진다(Vimont and Kossin, 2007). ITCZ는 적도를 중심으로 여름철에 는 북반구, 겨울철에는 남반구로 위치 변화를 하게 된다. 대부분의 저기압은 열 대수렴대를 따라서 발달하고 태풍이 많이 발생하는 지역에 열대수렴대가 위치하 게 되는 여름철에 많은 태풍이 발생하게 된다. 그러므로 열대수렴대 주변의 해수 면 온도의 변화에 의해 정의되는 대서양 자오선 모드는 태풍 생성에 영향을 주 게 된다. 본 연구에서는 2월부터 4월까지의 평균값을 사용하였다.

3) 대서양 십년단위 진동(Atlantic Multidecadal Oscillation, AMO)

대서양 십년단위 진동은 대서양의 해수면 온도의 장주기 변화이다. AMO와 북 동 브라질의 강수(Folland 등, 2001), 아프리카 사하라 사막의 남부인 사헬 지방 의 강수(Folland 등, 1986; Rowell 등, 1995; Rowell, 2003), 대서양의 허리케인 (Goldenberg 등, 2001) 그리고 북아메리카와 유럽의 여름철 기후(Enfield 등, 2001; McCabe 등, 2004; Sutton과 Hodson, 2005)와 관련이 있다는 기존의 연구 들이 있다. 이처럼 AMO는 전 지구적인 자연 현상과 관련이 있다. 또한 대서양 의 해수면 온도는 원격패턴에 의해서 북서태평양에 영향을 주기 때문에 태풍에 간접적인 영향을 주게 된다(Wang 등, 2007). 그러므로 AMO 또한 태풍에 영향 을 주는 인자로써 본 연구에서는 3월과 4월의 평균값을 사용하였다.

4) 북대서양 진동(North Atlantic Oscillation, NAO)

북대서양 진동은 아이스랜드 저기압과 아조레스 고기압 사이의 해면 기압의

-10-



차이로 정의 되는 지수로써 두 기압의 동서 진동을 통해서 제트류의 세기를 조 절한다. 양의 위상시에는 두 지역 사이의 기압 차이가 커지고 강한 겨울 폭풍우 가 발생하며 궤도는 평소보다 북쪽으로 치우친다. 반대로 음의 위상시에는 약한 겨울 폭풍우가 발생하며 궤도는 남쪽으로 치우치게 된다. 북대서양 진동은 북극 진동과 관련이 있으며 북반구의 중위도 지역의 기후에 영향을 준다. 본 연구에서 는 1월부터 4월까지의 평균된 NAO를 지수로써 사용하였다.

5) 서반구 온수 (Western Hemisphere warm pool, WHWP)

대서양과 북동태평양에서 25℃ 이상의 월 평균 해수면 온도인 지역을 서반구 온수대라고 한다. 이 지역은 두 번 째로 큰 열대 온수대로써 큰 연주기를 보인 다. WHWP의 발달과 소멸은 아열대 지역 대류권의 열, 습기와 안정성의 계절적 변화와 관련이 있으며, WHWP의 해수면 온도는 대류에 영향을 준다(Graham과 Barnett, 1987). 앞에서 언급한 것과 같이 Wang 등(2007)에 의해 발표된 대서양 과 북서태평양 사이의 원격패턴으로 인해서 태풍에 영향을 주게 된다. 본 연구에 서는 2월부터 4월까지의 평균된 WHWP를 지수로써 사용하였다.



Table 1. Correlation coefficient between Typhoon genesis frequency from May to December and indexes. Shading cells are statistically significant at the 95% confidence level and * mark indicates uesd month in this study. Note is a correlation coefficient between Typhoon genesis frequency and averaged index.

CH O	11	12	1	2	3	4	Note
AO	0.03	0.19	0.34*	0.19*	0.31*	-0.05	0.36
AMM	-0.29	-0.16	-0.27	-0.35*	-0.32*	-0.32*	-0.35
AMO	-0.26	-0.25	-0.29	-0.33	-0.43*	-0.45*	-0.45
MEI	-0.07	-0.10	-0.13	-0.17	-0.12	-0.05	_
NAO	0.13	0.24	0.34*	0.34*	0.34*	0.31*	0.56
NINO1+2	-0.22	-0.24	-0.31	-0.22	-0.23	-0.18	_
NINO3	-0.28	-0.27	-0.24	-0.23	-0.24	-0.25	-
NINO3+4	-0.25	-0.21	-0.20	-0.18	-0.20	-0.11	_
NINO4	-0.10	-0.05	-0.07	-0.09	-0.13	-0.06	_
NP	0.16	0.07	0.16	0.09	0.18	-0.20	_
ONI	-0.21	-0.22	-0.20	-0.19	-0.17	-0.09	_
PDO	0.13	0.06	0.00	0.00	0.03	0.13	_
PNA	-0.19	-0.10	-0.19	-0.10	-0.07	-0.19	_
QBO	0.05	0.11	0.14	0.15	0.18	0.19	_
SOI	0.08	0.07	0.06	0.09	-0.01	-0.18	-
TNI	-0.15	-0.12	-0.11	-0.11	-0.13	-0.15	_
TSA	0.03	-0.21	-0.20	-0.21	-0.24	-0.23	_
WHWP	-0.32	-0.32	-0.30	-0.35*	-0.38*	-0.36*	-0.38

Collection @ jeju

- 12 -

3. NCEP-NCAR 자료

다음으로 NCEP-NCAR에서 제공하는 환경변수들 역시 전년 11월부터 4월까지 의 자료와 5월부터 12월까지 발생한 태풍 빈도와의 지연상관관계를 조사하였다. 이들 역시 95% 신뢰수준에서 유의한 지역 중에서 여러 차례의 지역 설정을 통 해서 상관도가 가장 높게 나오는 지역의 평균값을 하나의 지수로 만들었다.

1) 200hPa 지오포텐셜고도 바람의 동서방향 성분(U)

북서태평양에서 5월부터 12월까지 발생하는 태풍 빈도와 4월 200hPa 동서 방 향 바람과의 지연상관도를 보면 95% 신뢰수준에서 유의한 양의 상관은 일본의 동남쪽과 동태평양의 적도 지역에서 보이며 음의 상관은 오호츠크해 동쪽과 미 국 서부에서 나타난다(Fig. 2). 그 중에서 사각형으로 표시한 부분은 평균을 하였 을 때 상관도가 높게 나오는 지역이다. 본 연구에서는 일본 동쪽에 존재하는 두 개의 지역의 평균값을 이용하였다.

북위 25°N 부근에 위치한 지역의 서풍 계열 바람이 강할수록, 북위 50°N 부근 에 위치한 지역의 동풍 계열 바람이 강할수록 연구 기간에 태풍이 많이 발생한 다. 즉, 일본 동쪽의 200hPa 지오포텐셜고도에서 반시계방향(저기압성) 순환이 강할수록 태풍이 많이 발생한다는 의미이다. 본 연구에서는 95% 신뢰수준을 만 족하는 양의 상관 지역의 평균값과 음의 상관 지역의 평균값의 차이를 이용하여 하나의 변수로써 정의하였다.

2) 850hPa 지오포텐셜고도 바람의 남북방향 성분(V)

5월부터 12월의 기간 동안에 발생한 태풍 빈도와 4월 850hPa 남북 방향 바람 과의 지연상관은 95% 신뢰수준에서 유의한 양의 상관지역과 음의 상관지역이 넓게 분포되지는 않으나 중앙태평양의 적도 주변에서 비교적 넓고 강한 상관관 계를 보이는 지역이 있음을 보여준다(Fig. 3).

중앙태평양의 적도 북쪽 지역의 남풍 계열 바람이 강할수록, 적도 남쪽의 북풍 계열의 바람이 강할수록 5월부터 12월의 기간에 태풍이 많이 발생한다. 이러한





패턴은 중앙태평양의 적도 지역 850hPa 지위고도에서 고기압성 순환과 태풍 발 생 사이에 상관도가 높다는 것을 의미한다. 본 연구에서는 200hPa 지오포텐셜 고도 바람의 동서방향 성분과 마찬가지로 95% 신뢰수준을 만족하는 양의 상관 지역의 평균값과 음의 상관 지역의 평균값의 차이를 이용하여 하나의 변수로써 정의하였다.

3) 해수면 온도(Sea Surface Temperature, SST)

그림 4는 36년 동안의 4월 해수면 온도와 5월부터 12월 기간에 북서태평양에 서 발생하는 태풍 빈도와의 지연상관관계를 보여준다. 태풍이 주로 발생하는 열 대 북서태평양에서의 평균된 SST는 태풍이 발생 할 수 있는 26.5℃를 항상 넘기 때문에 태풍 발생와는 상관도가 매우 낮다(Chan과 Liu, 2004; Chan, 2007). 반면 95% 신뢰수준에서 유의한 양의 상관을 보이는 동태평양에서의 SST의 경년변동 이(Fig. 4) 서태평양과 비교하여 크기 때문에 이 지역에서의 SST 변화는 태풍 생성에 영향을 주는 역학적인 요인을 조절할 수 있다.

상관계수의 공간적인 분포는 ENSO와 관련된 변동성을 반영하고 이러한 상관 패턴은 이전 겨울부터 약하게 보이다가 점점 강해져서 여름철 동안 유지되는 경 향을 보인다(Kim 등, 2010). 본 연구에서는 그림 4에 표시된 중위도 동태평양 지 역의 4월 평균 해수면 온도를 하나의 변수로써 정의하였다.

4) 해면 기압(Sea level pressure, SLP)

5월부터 12월의 기간 동안 북서태평양에서 발생하는 태풍 빈도와 4월의 해면 기압 사이의 지연상관은 95% 신뢰수준에서 유의한 음의 상관이 북태평양에 전 체적으로 존재함을 보여준다(Fig. 5). 특히 태풍이 주로 발생하는 지역에서 넓게 음의 상관이 나타나는 것을 확인할 수 있다.

이러한 패턴은 북서태평양에서 해면 기압이 낮을 때, 즉 저기압성 아노말리가 분포할 때 태풍 발생 빈도가 많아진다는 것을 의미한다. 본 연구에서는 그림 5에 표시된 상관도가 높은 지역의 4월 평균 해면 기압의 값을 하나의 변수로써 정의 하였다.



5) 지오포텐셜고도(Geopotential Height, HGT)

5) 지오포~~ 4월의 850hPa 지오포텐셜고도와 5월부터 12월 기간 동안의 북서태평양에서 발 생한 태풍 빈도 사이의 지연상관관계 또한 해면 기압과 비슷한 경향을 보여주고 있다(Fig. 6). 태풍이 주로 발생하는 지역에서의 음의 상관은 하층에 저기압이 존 재할 때 태풍이 많이 발생한다는 의미이다. 본 연구에서는 그림 6에 표시된 상관 도가 상대적으로 높은 4월 850hPa 지오포텐셜고도의 평균값을 하나의 변수로써 정의하였다.

6) 외향장파복사(Outgoing Longwave Radiation, OLR)

마지막으로 4월의 외향장파복사와 북서태평양에서 발생하는 5월부터 12월 기 간 동안의 태풍 빈도와의 지연상관관계를 보면 95% 신뢰주순에서 유의한 음의 상관 지역이 북위 25°N 북쪽과 남서태평양 쪽에서 보이긴 하지만 범위가 좁게 형성되어 있고 4월 이후에 일관되는 특성이 없어 연구에서 북서태평양에서 발생 하는 태풍의 빈도를 예측하기 위한 기후 인자로 사용하기 힘들다. 그러므로 4월 의 외향장파복사의 상관은 본 연구에서는 예측인자로써 사용하지 않았다.





Fig. 2. The spatial distribution of lag-correlation coefficients between typhoon genesis frequency from May to December over the western North Pacific and U wind component at 200hPa(April). The dark and light shading area means negative and positive correlated region at the 95% confidence level, respectively. The rectangle area selected as the predictor.



Fig. 3. Same as in Fig. 2, except for the V wind component at 850hPa(April)

Collection @ jeju



Fig. 4. Same as in Fig. 2, except for the Sea Surface Temperature(April)



Fig. 5. Same as in Fig. 2, except for the Sea Level Pressure(April)

Collection @ jeju



Fig. 6. Same as in Fig. 2, except for the 850hPa Geopotential height(April)



회귀분석이란 둘 또는 그 이상의 변수들 간에 존재하는 관련성을 분석하기 위 하여 관측된 자료에서 이들 간의 함수적 관계를 통계적 방법으로 구하고 어떤 독립변수가 주어졌을 때 이에 따른 종속변수를 예측하는 통계적 기법이다. 1개의 종속변수와 1개의 독립변수 사이의 관계를 분석할 경우를 단순회귀분석이라고 하며 1개의 종속변수와 여러 개의 독립변수 사이의 관계를 분석하는 경우를 다 중회귀분석이라고 한다. 본 연구에서는 북서태평양에서 발생하는 태풍의 빈도를 결정하는 요인으로 여러 가지의 기후 인자 및 봄철 대기와 해양 변수를 사용하 였기 때문에 다중회귀분석을 사용하였다.

다중회귀모델을 도출하기 위한 방법으로는 모든 예측인자를 동시에 고려하는 동시적인 방법(simultaneous method)과 하나의 예측인자로부터 시작하여 예측인 자의 수를 하나씩 증가시키면서 반복하는 순차적인 방법(stepwise method, Hastenrath 등, 1984)이 있다. 다변수 회귀에서 역학적으로 관련 있는 많은 예측 인자의 사용은 반드시 좋은 예측을 하게 하는 것은 아니며 선택된 예측인자들은 상호간에 상관되어 있을 가능성이 있기 때문에 이러한 예측인자들의 맹목적인 결합은 오히려 나쁜 결과를 표출하기도 한다(Wiks, 2006). 그러므로 본 연구에서 는 순차적 회귀 방법을 사용하였다.

본 연구에서는 기후 인자 및 봄철 대기와 해양 변수들을 독립변수로, 5월부터 12월의 기간 동안 북서태평양에서 발생하는 태풍의 빈도를 종속변수로 하여 LAD 모델을 실행하였다. 우선 하나의 독립변수와 북서태평양 태풍 발생 빈도를 사용한 LAD 회귀식을 구하고 이를 이용하여 태풍 발생 빈도를 예측하고 예측된 태풍 발생 빈도와 실제 태풍 발생 빈도와의 상관도와 SAE을 구하였다. 상관도와 SAE를 기준으로 하여 가장 높은 값을 첫 번째 예측인자로 정의하였다.

그리고 첫 번째 예측인자를 포함한 두 개의 독립변수와 북서태평양 태풍 발생 빈도를 사용한 LAD 회귀식을 구하고 이를 이용하여 태풍 발생빈도를 예측하고 실제 태풍 발생 빈도와 비교하였다. 첫 번째 예측인자를 구할 때와 비슷한 방법 으로 상관도와 SAE를 기준으로 두 번째 예측인자를 정의한다. 같은 방법으로 예

- 19 -



측인자의 수를 하나씩 늘려나간다.

측인자의 🗸 LAD 회귀식을 사용한 순차적 회귀의 결과는 표 2에서 나타내었다. 각 단계에 서 다음 단계로 넘어갈 때에는 높은 상관도와 낮은 SAE를 갖는 것을 선택하였 다. 그리고 낮은 SAE 보다는 높은 상관도를 우선순위로 두어서 진행해 나갔다. 예를 들어, 각각 하나의 독립변수만을 사용한 LAD 회귀 결과를 살펴보면 4월의 850hPa 지위고도의 남북 방향의 바람을 인자로 갖는 경우가 가장 낮은 SAE와 가장 높은 R²를 나타내므로 첫 번째 예측인자로 선택하였다. 첫 번째 예측인자인 V를 포함한 두 개의 독립변수를 사용한 회귀식에서 1월부터 4월까지의 NAO를 두 번째 예측인자로 한 경우가 4월의 200hPa 지위고도의 동서 방향의 바람을 두 번째 인자로 하여 예측한 경우보다 SAE는 낮지만 상관도가 낮기 때문에 두 번 째 예측인자로 U를 선택하였다. 같은 방법으로 세 번째 예측인자로 NAO를 선택 하였다.

> 그러나 네 번째 예측인자를 선택할 때 상관도를 기준으로 했을 때는 AO를 선 택해야 하지만 AO의 경우는 회귀계수(a)의 부호가 변한다. 회귀계수는 반드시 예측인자와 태풍 빈도 사이의 상관계수와 상응하는 부호를 가져야 하기 때문에 전 과정에서 회귀계수의 부호가 변하면 안 된다. 그러므로 AO의 경우는 예측인 자 선정에서 제외되었다. 같은 이유로 AMM, AMO 그리고 HGT 또한 제외되었 다. 그러므로 네 번째 예측인자로써 SLP가 선택되었다.

> V, U, NAO, SLP의 네 가지 변수를 포함하며 하나의 독립변수를 포함한 5가 지 변수를 이용한 순차적 회귀의 결과 다섯 번째 예측인자로 WHWP가 선택이 되어야 하지만 앞서 네 가지 변수만 고려한 회귀식보다 상관도가 낮아지기 때문 에 최종 예측인자로 선택하지 않았다. 그러므로 최종적으로 V, U, NAO, SLP가 예측인자로 선택되었다.



00	952	AO (1~3)	AMM (2~4)	AMO (3~4)	NAO (1~4)	WHWP (2~4)	HGT (4)	SLP (4)	SST (4)	U (4)	V (4)
JEJU 1952	SAE	111.92	114.06	110.76	100.08	110.59	109.73	107.25	94.72	99.51	91.48
one predictor	R ²	0.13	0.12	0.15	0.32	0.15	0.15	0.29	0.28	0.29	0.45
대외	а	1.35	-0.36	-12.86	3.63	-1.44	-0.08	-1.69	3.49	0.18	1.90
	SAE	79.62	91.78	89.98	72.83	88.60	89.45	82.07	81.83	76.79	
two predictor	R^2	0.47	0.45	0.47	0.58	0.46	0.45	0.53	0.54	0.59	
	а	1.41	-0.07	3.26	3.14	-0.52	-0.02	-0.58	2.64	0.12	
	SAE	75.88	76.54	74.67	68.13	76.01	76.54	74.96	74.03		
three predictor	R^2	0.59	0.58	0.59	0.63	0.58	0.57	0.60	0.60		
	а	0.72	0.08	4.94	3.45	-0.17	0.03	-0.36	2.23		
four predictor	SAE	65.83	68.08	67.82		64.98	68.03	64.31	67.24		
	R ²	0.66	0.63	0.63		0.64	0.62	0.65	0.64		
-	а	-0.85	0.04	-1.82		-0.54	0.01	-0.37	0.85		

Table 2. The Sum of absolute error(SAE), Correlation and regression coefficient in stepwise regression.



Ⅳ. 모델 검증 및 2011년 예측

개발된 모델의 검증을 위해서 1975년부터 2004년의 검증기간과 2005년부터 2010년의 예측기간으로 구분하였다. 검증기간은 교차타당성 검사(Cross Validation)를 실시하고 예측기간은 앞에서 선택한 예측인자를 사용한 모델을 이 용하여 예측을 하고 실제 관측된 태풍 발생 빈도와 비교하였다.

1. 교차타당성 검사

교차타당성 검사는 동일한 집단에서 표집된 두 독립적인 표집이 어느 정도 일관성이 있느냐 하는 정도를 나타내는 방법으로 태풍의 계절예측을 위한 통계 예측 모델 검증을 위해서 사용되었다(Gray 등, 1992; Elsner와 Schmertmann, 1993; Chan 등, 1998; Chu 등, 2007). 본 연구에서는 1975년부터 2004년 동안의 각 해의 평가를 위해서 평가를 할 해를 제외한 나머지의 29년 동안의 관측값을 이용하여 LAD 회귀식을 통해 회귀계수와 회귀상수를 얻고 검증하고자 하는 해 의 관측값을 대입하여 얻은 예측값과 그 해의 실제 태풍 발생 개수를 비교하였 다. 예를 들어, 1981년의 경우 1975년부터 1980년까지와 1982년부터 2004년까지 의 해에 대해서 예측인자들과 태풍의 관측값을 이용하여 회귀식을 얻고 그 회귀 식에 1981년의 예측인자 값을 대입하여 예측하게 된다.

모델을 이용한 북서태평양 태풍 발생 빈도 예측은 2005년부터 2010년의 6년 동안 실시되었다. 예측기간에는 1975년부터 예측하고자 하는 해의 이전 년도까지 의 관측값과 같은 기간의 예측인자를 이용하여 LAD 회귀식을 통해 회귀계수와 회귀상수를 얻고 예측하고자 하는 해의 예측인자를 대입하여 태풍의 발생 빈도 를 예측하였다. 예를 들어, 2006년의 경우 1975년부터 2005년까지의 해에 대해서 예측인자들과 태풍의 관측값을 이용하여 회귀식을 얻고 그 회귀식에 2006년의

- 22 -



예측인자 값을 대입하여 계산하게 된다.

그림 7은 1975년부터 2004년의 검증기간에 대한 교차타당성검사 결과의 시계 열과 2005년부터 2010년 예측기간에 대한 예측결과의 시계열을 보여준다. 실선으 로 표시된 실제 태풍 빈도의 시계열과 마찬가지로 예측된 태풍 발생 빈도 시계 열들은(점선) 심한 변동을 한다.

첫 번째 앙상블 멤버는 가장 상관도가 높은 하나의 예측인자를 사용하여 LAD 모델을 실시한 것이다. 하나의 예측인자 만을 사용한 단순한 모델이기 때문에 변 동성을 제대로 반영하지 못하지만 5월부터 12월까지의 기간 동안 13개가 발생한 2010년의 경우 기존 연구에 비해서 정확한 18.64개를 예측하였다. 그리고 나머지 5개 해의 예측에 대해서는 평균 0.91의 오차로 비교적 정확하게 예측함을 알 수 있다(Table 3). 2010년을 포함하면 1.70으로 높아지지만 이 수치는 연구 기간에 발생하는 태풍 개수의 표준편차인 4.16 보다 낮은 수치이고 상관도 또한 0.67로 써 95% 신뢰수준에서 유의한 값을 보인다.

두 번째 앙상블 멤버는 상관도가 높은 두 개의 예측인자인 봄철 대기 변수 (850hPa 지오포텐셜고도의 남북방향 바람 성분과 200hPa 지오포텐셜고도의 동서 방향 바람 성분)를 예측인자로 하여 실시한 LAD 모델 결과이다. 비록 평균 오차 가 1.89개로 첫 번째 모델에 비해서 높지만 상관도가 0.76으로 첫 번째 앙상블 멤버에 비해서 상당히 높아졌으며 평균 제곱근 편차 (Root Mean Square Error, RMSE) 또한 2.79로 3.14인 첫 번째 앙상블 멤버에 비해서 낮아졌다. 이는 첫 번 째 앙상블에 비해서 예측기간인 2005년부터 2010년 사이의 오차는 증가하였지만 연구기간인 36년 동안의 오차는 감소하였고 태풍 발생 빈도의 변동 경향성을 더 잘 반영한다고 할 수 있다.

세 번째 앙상블 멤버는 두 번째 모델에서 사용한 봄철 대기 변수 외에 NAO를 예측인자로 사용한 LAD 모델의 결과이다. 이 모델의 경우 평균 오차가 1.02로 첫 번째 모델에 비해서 약간 높긴 하지만 평균 RMSE가 2.72로 낮아졌으며 상관 도 또한 0.80으로 높아졌다. 그리고 가장 적은 태풍이 발생했던 2010년의 경우 13.96개로 예측함으로써 관측값에 가깝게 예측하였다. 세 번째 앙상블 멤버는 선 행의 두 개의 모델보다 태풍 발생 빈도의 극값을 더 잘 예측한다고 할 수 있다. 마지막으로 네 번째 앙상블 멤버는 세 번째 앙상블 멤버가 사용한 예측인자

- 23 -



외에 SLP를 함께 사용한 LAD 모델의 결과이다. 이 모델은 평균 오차가 0.57개, 상관도가 0.80으로 상당히 높게 나타났고 2010년의 경우 0.83개의 오차만이 발생 하였다.



Fig. 7. The time series of cross-validation results (1975-2004) and the prediction results $(2005 \sim 2010)$. Solid and dashed lines indicate observation and prediction, respectively. The numbers in the brackets means used month.



	Ensemble No.	Year	Observation	Prediction	Difference	RMSE	Correlation
-01-		2005	20	20.58	+0.58	3.21	0.59
1 A		2006	23	22.07	-0.93	3.19	0.59
	1	2007	23	20.55	-2.45	3.15	0.58
	1	2008	21	20.43	-0.57	3.10	0.60
		2009	22	21.99	-0.01	3.04	0.60
		2010	13	18.64	+5.64	3.14	0.67
		2005	20	23.06	+3.06	2.86	0.70
		2006	23	21.36	-1.64	2.86	0.70
	n	2007	23	22.26	-0.74	2.79	0.70
	2	2008	21	20.47	-0.53	2.75	0.71
		2009	22	22.33	+0.33	2.70	0.71
		2010	13	18.03	+5.03	2.79	0.76
	3	2005	20	19.63	-0.37	2.92	0.72
		2006	23	21.35	-1.65	2.82	0.73
		2007	23	21.35	-1.65	2.79	0.73
		2008	21	19.59	-1.41	2.76	0.74
		2009	22	21.93	-0.07	2.52	0.75
		2010	13	13.96	+0.96	2.49	0.80
		2005	20	20.12	+0.12	2.75	0.73
		2006	23	22.76	-0.24	2.72	0.73
	1	2007	23	21.40	-1.60	2.70	0.73
	4	2008	21	20.74	-0.26	2.64	0.74
		2009	22	21.65	-0.35	2.59	0.74
		2010	13	12.17	-0.83	2.55	0.80

Table 3. The results of seasonal prediction of TC frequency in WesternNorth Pacific.

2. 앙상블 예보

해양에 비해서 변화가 심한 대기 요인을 고려할 경우 대기의 비선형적인 성질 로 인하여 미래의 대기 상태가 현재와 과거의 대기상태에 의해서만 전적으로 결 정되지 않으며 관측 자료의 부족과 오차, 계산의 단순화를 위한 지배 방정식의 근사적 표현 및 물리과정의 불완전한 고려 등으로 예측에는 한계가 있다(Lorenz, 1982). 여러 개의 모델의 결과를 조합하는 앙상블 기법을 적용하면 각 모델의 오 차가 서로 상쇄되어 정확도를 높일 수 있다.

본 연구에서는 상대적으로 상관도가 높은 세 번째와 네 번째의 앙상블 멤버를 이용하여 산술평균하여 앙상블을 하였으며 그 결과는 표 4에 나타났다. 비록 두 개의 모델을 이용한 앙상블이긴 하지만 2010년의 경우 오차가 0.06개로 크게 줄 었다는 것을 알 수 있다.

3. Gerrity Skill Score

태풍 예측 기술을 다른 방법으로 검증하기 위하여 범주 예측 방법인 Gerrity Skill Score(GSS)를 이용하였다(Gerrity, 1992). GSS 방법은 세계기상기구(World Meteorological Organization, WMO)에 의해서 추천된 장기 예보 방법 중 하나이 다. 태풍의 발생 빈도를 '보통 이상(AN)', '보통(N)', '보통 이하(BN)'의 세 개의 범주로 분류하는 분할표(contingency table)에서 각각의 범주에 해당하는 개수를 이용하여 예측이 얼마나 정확한지를 평가하게 된다. 본 연구에서는 예측된 값을 기준으로 하여 세 개의 범주에 각각 12개씩 분포되게 나누었으며 관측된 태풍의 발생 빈도 또한 같은 값을 기준으로 하여 나누었다. 표 5와 6은 각각 교차타당성 검사와 비교차타당성 검사에 대한 분할표를 나타낸다. 표의 사선은 성공적인 예 측을 의미하고 나머지는 예측 실패를 의미한다. GSS는 다음과 같이 정의된다.



$$GSS = \sum_{i=1}^3 \sum_{j=1}^3 p_{ij} s_{ij}$$

(3)

여기서 p는 분할표의 각 항에 해당하는 확률이고 S는 점수화 행렬(scoring matrix)이며 다음을 이용하여 계산한다.

$$S_{n,n} = k \left[\sum_{r=1}^{n-1} R(r) + \sum_{r=n}^{K-1} D(r)\right]$$
(4 a)

$$S_{m,n} = k \left[\sum_{r=1}^{m-1} R(r) + \sum_{r=m}^{n-1} (-1) + \sum_{r=n}^{K-1} D(r)\right]$$
(4 b)

$$S_{n,m} = S_{m,n}, \ 2 \le m \le K, \ 1 \le m < n \tag{4 c}$$

$$D(n) \equiv \frac{1 - \sum_{r=1}^{n} p(r)}{\sum_{r=1}^{n} p(r)}$$
(5 a)
$$R(n) = \frac{1}{D(n)}$$
(5 b)

여기서 k는 다음과 같이 정의된다.

$$k = \frac{1}{K - 1} \tag{6}$$

K는 범주의 개수이며 p(r)은 총 수에 대한 각 범주에 해당하는 수의 비율이다.

식 4 (a)는 분할표의 대각선에 해당하는 점수화 행렬을 구하는 방법으로써 그 결과 값이 클수록 좋으며 식 4(b)와 4(c)는 대각선 부분을 제외한 부분의 점수화 행렬을 구하는 방법으로써 그 결과 값이 작을수록 좋다. 1의 GSS는 완벽한 예측 을 의미하며 0의 GSS는 기후값에 기초한 예측과 같으며 값이 클수록 정확한 예 측을 의미한다.

표 5는 교차타당성의 GSS 값을 산출하기 위한 분할표이다. 보통 이상의 범주 에 해당하는 태풍이 발생할 것이라고 예측된 12개의 해 중에서 실제로 보통 이 상의 범주에 해당하는 해가 10개로써 약 83%의 정확도를 보이며 보통 이하의 범주에 해당하는 태풍이 발생할 것이라고 예측된 해 중에서 실제로 보통 이하의

-27 -



범주에 해당하는 해는 8개로써 약 67%의 정확도를 보인다. 반면에 보통 범주의 경우는 42%의 정확도를 보였는데 이는 태풍 발생 빈도의 대부분이 평균값을 중 심으로 분포되어 있어 보통 범주에 속하는 범위가 좁기 때문으로 생각되어진다. 보통 범주에서의 낮은 정확도에도 불구하고 GSS는 0.51로 높게 나타난다.

> 표 6은 비교차타당성의 GSS 값을 산출하기 위한 분할표이다. 보통 이상의 범 주에서는 약 83%, 보통의 범주에서는 50%, 보통 이하의 범주에서는 약 83%의 정확도를 보이며 GSS는 0.62로 교차타당성의 결과보다 향상되었음을 알 수 있 다. 앙상블 모델의 분할표 또한 표 6과 같은 분포를 보인다. 이는 앙상블의 결과 가 약간의 오차를 보완하긴 하지만 큰 개수차이를 보이지 않기 때문으로 보인다. 표 5와 6의 GSS는 연구에서 사용된 모델이 북서태평양에서 발생하는 태풍 빈도 예측에 적절하다는 것을 뜻한다.

4. 2011년 예측과 결과

200hPa 지오포텐셜 고도 바람의 동서방향 성분, 850hPa 지오포텐셜 고도 바람 의 남북방향 성분 그리고 북대서양 진동 지수를 예측인자로 하는 세 번째 앙상 블 멤버의 경우 2011년은 24.46개를 예측하였고, 세 번째 앙상블 멤버가 사용한 세 가지 예측인자 외에 해면기압을 추가적으로 사용한 네 번째 앙상블 멤버의 경우 23.74개를 예측하였다. 2011년 예측을 위한 두 앙상블 멤버들의 산술평균은 24.1개이며, 실제 발생 태풍 수는 총 21개이다. 그러므로 3.1개의 오차가 발생하 였다.



	Year	Observation	Prediction	Difference	RMSE	Correlation
JEJU	2005	20	19.88	-0.12	2.82	0.73
Ensemble	2006	23	22.06	-0.94	2.76	0.73
	2007	23	21.38	-1.62	2.73	0.73
	2008	21	20.17	-0.83	2.69	0.74
	2009	22	21.79	-0.21	2.53	0.75
	2010	13	13.06	+0.06	2.49	0.80

Table 4. The same as in Table 3 except for ensemble

Table 5. Contingency table between the observation and LAD model.

		Observation					
		AN	Ν	BN	Total		
	AN	10	1	1	12		
LAD	Ν	2	5	5	12		
	BN	2	2	8	12		
	Total	14	8	14	36		
GSS			0.	51			

Table 6. The same as in Table 5 except for non Cross-Validation and Ensemble.

		Observation				
		AN	Ν	BN	Total	
	AN	10	1	1	12	
LAD	Ν	3	6	3	12	
	BN	1	1	10	12	
	Total	14	8	14	36	
GSS			0.	62		



V. 봄철 대기 변수와 북서태평양 발생 태풍 빈도와의 관계

태풍이 많이 발생한 해와 적게 발생한 해 사이의 해양과 대기의 상태를 비교, 분석하기 위해서 4월의 200hPa 지위고도의 동서방향 바람 성분과 850hPa 지위 고도의 남북방향 바람 성분을 사용한 앙상블 멤버를 이용하여 태풍의 발생 빈도 를 정의 하였다. 세 개와 네 개의 예측 인자를 사용한 앙상블 멤버에 비해서 오 차가 크고 상관도 또한 낮지만 0.76의 높은 상관도를 보이고 식을 간단하게 할 수 있다는 장점이 있기 때문에 U와 V의 예측 인자를 이용한 모델을 기준으로 분류하였다.

200hPa 지오포텐셜고도의 동서방향 바람 성분의 크기가 850hPa 지오포텐셜고 도의 남북방향 바람 성분의 크기보다 스케일이 크기 때문에 단순히 두 지수의 산술평균값으로 지수를 정의한다면 200hPa 지오포텐셜고도의 동서방향 바람 성 분의 크기에 의해서 좌우된다. 그러므로 두 개의 봄철 대기 변수의 크기 스케일 을 비슷하게 하게 위해서 LAD 회귀식에서 사용한 회귀계수를 곱하고 서로 더하 여 UV를 정의하였다.

$$UV = a_1 \times U + a_2 \times V \tag{7 a}$$

$$UV index = UV - \overline{UV} \tag{7 b}$$

UV 지수(UV index)는 UV의 아노말리로써 정의하였다. 그림 8은 UV 지수와 태풍 발생 빈도를 나타낸 시계열이다. UV 지수는 태풍 발생 지수와 비슷한 변동 을 보이며 0.76의 높은 상관도를 보인다.

UV 지수의 위상에 따른 북서태평양에서 발생하는 태풍 빈도의 변화와 이에 영향을 주는 대기-해양 환경의 특징을 살펴보기 위하여 연구 기간 동안의 UV 지수를 기준으로 가장 높은 지수와 낮은 지수를 나타내는 8개의 해들을 각각 선 택하였다(Table 7).





Fig. 8. The time series of Typhoon genesis frequency and UV index. Solid and dashed lines indicate typhoon frequency and UV index, respectively.

Table 7. The UV index and typhoon genesis frequency over the western North Pacific on the highest 8(positive UV index phase) and the lowest 8(negative UV index phase) years.

Po	ositive UV yea	ars	Ne	egative UV yea	ars
Year	UV index	Typhoon frequency	Year	UV index	Typhoon frequency
1984	2.00	27	1983	-1.69	23
1986	3.39	27	1998	-6.82	16
1990	3.55	27	2000	-3.05	23
1992	2.94	29	2003	-2.60	19
1993	4.09	27	2006	-1.82	23
1994	3.91	35	2008	-3.01	21
1996	4.13	24	2009	-1.61	22
1997	3.16	26	2010	-6.16	13
Sum		222	Sum		160
Ave	rage	27.75	Ave	rage	20

그림 9는 양의 위상시와 음의 위상시의 태풍 발생 빈도의 상자도표를 나타낸 다. 상자의 위와 아래의 경계는 각각 3사분위수와 1사분위수를 나타내며 상자 안 의 선은 중간값, X 표시는 평균을 나타낸다. 3사분위수와 1사분위수의 값의 차를 IQR(Interqartile range)이라고 부르며, 3사분위수 위의 직선은 3사분위 수에서 1.5 IQR 거리 안에 있는 최대값(Max)을 나타내며 1사분위수 아래의 직선은 1사 분위 수에서 1.5 IQR 거리 안에 있는 최소값(Min)을 나타낸다. 상자와 위, 아래 의 직선 사이를 whisker라 하며 Max와 Min 사이의 범위를 Range라 한다. 이 Range를 벗어난 자료는 +로 표시하였다.

양의 위상시에는 24개 이상 35개 이하의 태풍이 발생하며 평균적으로 27.75개 의 태풍이 발생한다. 그에 반해서 음의 위상시에는 13개 이상 23개 이하의 태풍 이 발생하며 평균 20개의 태풍이 발생한다. 양의 위상시에 북서태평양에서 발생 한 태풍의 수는 음의 위상시에 발생한 수보다 약 1.4배 정도 많다. 본 연구에서 는 이러한 차이를 보이는 알아보기 위해서 예측인자로 사용한 4월 이후의 대기 와 해양의 환경을 분석하였다.



Fig. 9. The boxplot of Typhoon frequency. The boxes show the $25^{\text{th}}(75^{\text{th}})$ percentiles, the lines in the boxes indicate the median. Numbers in the right of X mark averages for positive UV and negative UV phase, respectively.



1. 850hPa 지오포텐셜고도의 분포

그림 10은 4월 850hPa 지오포텐셜고도 높이의 분포를 보여준다. 전체적으로 UV 지수 위상과 상관없이 북태평양 고기압이 북반구 중위도에 자리 잡고 있으 며 적도 주변에 상대적으로 저기압이 존재함을 볼 수 있다. 중위도의 고기압에서 는 시계방향의 공기 흐름이 존재하게 되어 고기압의 남쪽으로는 동풍 계열의 무 역풍이 고기압의 북쪽으로는 서풍 계열의 편서풍이 우세하게 된다.

UV 지수가 양의 위상시에는 북태평양 고기압 중심이 북동쪽으로 치우쳐져 있으며 1550 지오포텐셜고도 선이 좁게 형성되어 있다. 그리고 적도 주변에 낮은 고도의 값들이 넓게 자리 잡고 있다(Fig. 10 (a)). 이에 반해서 음의 UV 위상시 에는 북태평양 고기압 중심이 북태평양에 위치해 있으며 지오포텐셜고도 1550 선이 남북으로 뿐만 아니라 동서방향으로도 넓게 분포하고 있다. 그리고 적도 주 변에 상대적으로 저기압이 좁게 분포하고 있다(Fig. 10 (c)).

UV 지수 위상에 따른 850hPa 지오포텐셜고도 높이의 차이는 북태평양 고기압 의 차이를 분명하게 보여준다. 그림 10 (d)를 보면 북태평양에 큰 음의 아노말리 지역이 넓게 분포하는 것을 볼 수 있으며 태평양 전체에서 양의 위상시보다 음 의 위상시가 더 높은 지오포텐셜고도가 존재한다는 것을 알 수 있으며 이러한 경향은 12월까지 지속이 된다.





Fig. 10. 850hPa Geopotential height(m) map in (a) Positive UV (b) Neutral UV (c) Negative UV phase and (d) difference between positive UV and negative UV phase.





2. 850hPa 지오포텐셜고도 바람의 분포

본 연구에서 사용한 200hPa의 동서방향 바람 성분과 850hPa의 남북방향 바람 성분이 북태평양 고기압과 어떠한 관련이 있는지 살펴보기 위해서 바람장을 살 펴보았다.

850hPa 지오포텐셜고도에서의 동서방향 바람 성분은 전체적으로 양반구의 무 역풍지대는 동풍계열이 바람이 우세하고 편서풍 지역인 중위도에서는 서풍계열 의 바람이 우세하다는 것을 알 수 있다(Fig. 11 a-c). 양의 UV 위상시는 음의 위상시에 비해서 동태평양은 무역풍이 강해지고 서태평양은 무역풍이 약해지며 편서풍이 우세한 지역이 좀 더 남쪽에 위치하는 것을 볼 수 있다.

양의 UV 지수 위상시와 음의 위상시의 850hPa 동서방향의 바람 성분 차이를 보면 그 차이는 확연히 알 수 있다(Fig. 11 (d)). 중위도 지역에 위치한 북태평양 고기압 북쪽에 반시계 방향의 아노말리가 존재하며 남쪽에는 시계방향의 아노말 리가 존재한다. 이러한 경향은 남북방향 바람 성분에서도 나타난다. 그림 12 (d) 를 보면 북위 25°N 북쪽에서 반시계 방향의 아노말리가 존재하며 남쪽에서는 약 하지만 시계방향의 아노말리가 존재한다.

북태평양 고기압의 북쪽에 존재하는 반시계 방향의 흐름은 북태평양 고기압 의 북쪽 가장자리의 흐름인 서풍을 강화시키고 북태평양 고기압의 남쪽에 존재 하는 시계방향의 흐름은 남쪽 가장자리의 흐름인 동풍을 약화시키게 된다. 그로 인해서 양의 UV 위상시에는 북태평양 고기압의 균형이 깨어지게 되고 고기압 중심은 북동쪽으로 치우치게 된다.

본 연구에서 사용한 200hPa 지오포텐셜고도의 동서방향 바람 성분은 850hPa의 이런 신호를 좀 더 확실히 구별할 수 있는 지표이다. 200hPa 지오포텐셜고도의 동서방향 바람 성분과 북서태평양에서 발생하는 태풍 빈도와의 상관도와 비슷한 경향이 850hPa 지오포텐셜고도에서도 보인다(Fig. 13).

그러므로 본 연구에서 사용된 봄철 대기 변수는 북태평양 고기압의 약화와 북 동쪽으로의 이동과 관련이 있다는 것을 알 수 있다.

Collection @ jeju



Fig. 11. Same as in Fig. 10, except for the 850hPa~U wind component(m/s).





Fig. 12. Same as in Fig. 10, except for the 850hPa V wind component(m/s).







Fig. 13. Same as in Fig. 2, except for the 850hPa.



3. 대기 순환의 변화

북태평양 고기압의 약화와 북동쪽으로 이동한 고기압 중심에 의해서 양의 UV 위상시에는 대부분의 태평양이 850hPa 지오포텐셜고도에서 음의 지오포텐셜고도 아노말리가 나타난다(Fig. 10 (d)). 대기압의 변화로 인해서 대기 순환의 패턴이 변화가 되고 그로 인해서 태양 복사 에너지의 변화가 나타난다.

그림 14는 UV 지수 위상에 따른 표층에서의 태양 복사 에너지의 차이를 보여 준다. 지오포텐셜고도의 차이와는 달리 태평양 중앙부분을 제외하고는 양의 태양 복사 에너지 아노말리를 보이며 특히 동태평양에서 양의 위상시에 더 많은 태양 에너지가 표층까지 도달함을 알 수 있다. 이는 해수면 온도의 차이를 보면 확연 히 나타난다(Fig. 15). 음의 UV 위상시에 비해서 태양 복사 에너지가 표층에 많 이 도달하여 해수면 온도의 증가하였다. 이러한 경향은 열대태평양의 엘리뇨 감 시 구역인 NINO 3.4 지역에서도 나타난다.

태풍이 발생하는 서태평양의 해수면 온도가 태풍이 발생할 수 있는 온도를 항 상 넘기 때문에 서태평양에서의 해수면 온도와 태풍 발생 빈도 사이에는 상관도 가 낮은 반면에 동태평양에서의 해수면 온도의 변화에 따른 대기 순환의 변화는 태풍 생성과 태풍 진로에 영향을 줄 수 있다(Kim 등, 2010). 이러한 동태평양에 서의 해수면 온도의 변화는 태평양의 주된 대규모 순환인 워커순환(Walker Circulation)을 변화시킨다.

위커순환은 무역풍으로 인해서 서태평양에 따뜻한 해수가 쌓임으로써 높아진 해수면과 해수 온도에 의해서 나타나는 순환이다. 무역풍이 약해지면 서태평양으 로 이동하는 해수의 흐름이 약해지고 동태평양에서 발생하는 용승이 약해진다. 결과적으로 위커순환이 약해지며 수렴대는 동쪽으로 이동하게 되는 엘리뇨가 발 생하게 된다. 반면에 라니냐시기에는 무역풍이 강해짐에 따라서 워커순환 또한 강화되어 수렴대가 서쪽으로 이동하는 특성을 보인다.

- 42 -





Fig. 14. Difference of downward solar radiation $flux(W/m^2)$ at surface between positive UV index and negative UV index phase.



Fig. 15. Same as in Fig. 14, except for the Sea Surface $Temperature(^{\circ}C)$.

4. 태풍 발생 빈도

동태평양의 해수면 온도가 북서태평양에서 발생하는 태풍 빈도에 어떠한 영향 을 주는지 알아보기 위해 UV 지수 위상에 따른 태풍 발생 빈도의 차이를 확인 해 보았다. 그림 16은 5°×5°의 영역마다 양의 위상시와 음의 위상시에 발생하는 태풍 발생 빈도의 차이를 나타낸 것이다(표 7). 양의 위상시에는 총 234개의 태 풍이 발생하였고 음의 위상시에는 164개의 태풍이 발생하였으며 평균 9개 정도 의 차이가 난다.

동경 140°E 서쪽은 양의 위상시와 음의 위상시에 발생하는 태풍 빈도는 각각 96개와 102개로 큰 차이를 보이지 않는 반면 동쪽은 양의 위상시와 음의 위상시 에 각각 138개와 62개로 큰 차이를 보인다(그림 16). 그러므로 양의 위상시에는 동경 140°E 동쪽에서 태풍이 많이 발생하고 음의 위상시에는 적게 발생하므로써 태풍 발생 빈도에 차이가 생긴다고 할 수 있다.

NINO 3.4 지수와 북서태평양에서 발생하는 태풍 빈도의 상관관계를 알아보기 위해서 연구기간인 5월부터 12월까지의 NINO 3.4 지수의 평균을 이용하였다. 연 구기간인 1975년부터 2010년 5월부터 12월의 기간에 북서태평양에서 발생한 태 풍의 빈도수와 NINO 3.4 지수와의 상관도는 0.21로 95% 신뢰수준에서 유의하지 않게 나타났다. 그러나 동경 140°E 동쪽에서 발생하는 태풍 빈도와의 상관도는 0.54로 상당히 높게 나타났다.

이러한 현상은 태평양에서의 수렴대의 이동으로 인해서 나타난다. 양의 UV 위 상시에는 NINO 지역을 포함하는 동태평양 지역의 SST가 높아짐으로써 동서방 향의 온도 기울기가 감소하며, 동태평양 적도 보다 동태평양 중위도 지역의 SST 가 더욱 증가하게 되어 남북 방향의 온도 기울기 또한 감소하게 된다. 동태평양 에서의 감소한 온도 기울기로 인해서 무역풍이 약해지고 서태평양으로 이동하는 해수의 흐름이 약해지고 그 결과 워커 순환이 약해지며 수렴대가 동경 140° 서 쪽에서 동쪽으로 이동하게 된다(그림 17). 이는 해면 압력과 대류의 변화에 의해 서도 확인할 수 있다. 양의 UV 위상시에는 동경 140° 동쪽에서 음의 해면 기압 (그림 18)과 외향장파복사(그림 19) 아노말리를 보인다. 양의 UV 위상시에는 이

-44 -



러한 호조건으로 인해서 동경 140° 동쪽에서 태풍이 많이 생성 되는 것으로 생 각되어진다. 워커 순환의 약화에 따르 스러메시 나도 ·

워커 순환의 약화에 따른 수렴대의 이동은 엘리뇨의 해에서도 일어나며 동경 140° 동쪽에서 발생하는 태풍 빈도와 NINO3.4 지수와의 상관도는 0.54로 강하게 상관되어 있기 때문에 이러한 현상이 ENSO에 의한 것일 수도 있다. 그러므로 태풍 발생 위치의 변화가 ENSO의 영향인지를 파악 할 필요성이 있다. 이를 확 인하기 위해서 NINO3.4 지수는 5월부터 12월의 평균값을 사용하였다.

비록 NINO3.4 지수가 동경 140° 동쪽에서 발생하는 태풍 빈도와 큰 상관을 보 이지만 북서태평양에서 발생하는 태풍 빈도와는 통계적으로 유의하지 않으며 UV 지수와의 상관도 역시 0.25로 낮다. 해양 환경 또한 ENSO의 영향과는 비슷 하지만 다름을 알 수 있다(그림 20). 그림 20는 ENSO의 패턴과 UV의 위상에 따른 해수면 온도의 차이를 보여준다. NINO3.4 지수의 위상에 따른 해수면 온도 의 차이는 주로 NINO 지역인 적도 주변의 해수면 온도만이 크게 증가함을 알 수 있다. 그러나 UV 지수의 위상에 따른 해수면 온도의 차이는 적도 지역뿐만 아니라 그림 4에 표시된 동태평양의 중위도 지역에서도 온도가 증가함을 보여준 다.





Fig. 16. Difference of the Typhoon genesis frequency between the positive and negative UV phase over the western North Pacific from May to December for 36 years. Left(Right) square is west(east) of the 140°E area. Solid and dashed contours indicate 5870 geopotential height meter in Positive and Negative UV index phase, respectively.







Fig. 17. The vertical and zonal wind component (a) in Positive UV (b) Negative UV phase. (c) And difference of the vertical wind between Positive and Negative UV phase. Shading means upward wind.





Fig. 18. Same as in Fig. 14, except for the Sea Level Pressure(mb).



Fig. 19. Same as in Fig. 14, except for the Outgoing Longwave Radiation(W/m^2).

Ⅵ. 요약 및 결론

본 연구에서는 1975년부터 2010년까지 5월부터 12월 기간에 북서태평양에서 발생하는 태풍의 빈도를 예측하기 위해 기후 인자 및 봄철 대기 변수들을 이용 하여 통계 모델을 개발하였다. 개발된 통계모델에서는 다변수 선형회귀모델의 회 귀계수와 회귀상수를 구하기 위해서 Bloomfield-Steiger 알고리즘을 사용하였다. 봄철 대기변수는 북서태평양에서 발생하는 태풍 빈도와 상관도가 높은 기후 인 자를 포함한 해양 및 대기 변수들 중에서 순차적 회귀 방법을 통해 구해졌다. 분 석결과 200hPa 지오고도의 동서방향 바람성분, 850hPa 지오고도의 남북방향 바 람성분, 북대서양 진동 지수 그리고 해면 기압을 예측인자로 선정하였다.

본 연구에서 개발된 4개의 예측인자를 이용한 통계모델을 검증하기 위해 1975 년부터 2004년까지 30년은 교차타당성 검사 그리고 2005년부터 2010년까지 6년 은 예측검증을 실행하였다. 그 결과 연구기간 동안 예측된 태풍 발생 빈도와 실 제 태풍 발생 빈도 사이에는 0.80의 높은 상관도를 보였다. RMSE는 2.55를 보이 며 2010년의 경우는 0.83개의 오차만을 보였다. 또 다른 검증 방법으로 세계기상 기구에서 추천한 Gerrity Skill Score 방법을 이용하여 범주 예측을 평가한 결과 0.62의 GSS를 기록하였다. 이는 본 연구에서 사용된 모델이 북서태평양에서 발 생하는 태풍 빈도의 예측에 유용하다는 것을 의미한다.

4개의 예측인자 중에서 상관도가 높은 두 개의 예측인자 즉, 200hPa U와 850hPa V의 봄철 대기 변수를 이용하여 북서태평양에서 태풍의 발생 빈도에 영 향을 미치는 새로운 예측인자를 개발하였다. 여기서 U와 V의 크기 스케일이 다 르기 때문에 LAD 회귀식에서 구한 회귀계수를 곱하여 하나의 변수인 UV 지수 를 새로운 예측인자로써 정의하였다. 이후 UV 지수가 가장 큰 값을 가지는 8개 의 해와 가장 작은 값을 가지는 8개의 해로 분류하고 대기와 해양의 평균 차를 분석하였다.

양의 UV 위상시에는 순환에 의해서 북태평양 고기압이 약화되고 고기압의 중 심이 북동쪽으로 치우쳐 존재한다. 결과적으로 태평양의 대부분이 음의 850hPa



지오포텐셜고도 아노말리를 보이고 중앙태평양의 태양 복사 에너지의 감소와 동 태평양의 태양 복사 에너지의 증가가 나타난다. 이로 인해서 양의 UV 위상시에 는 동서 방향의 해수면 온도 기울기와 남북 방향의 온도 기울기가 줄어들게 되 어 무역풍이 약해지며 수렴대가 동쪽으로 이동하게 된다.

> 양의 UV 위상시와 음의 UV 위상시에 태풍이 발생하는 위치를 비교하면, 동경 140°E 서쪽에서는 양과 음의 위상시에 큰 차이가 발생하지 않은 반면에 동쪽에 서는 큰 차이가 발생한다. 이는 양의 위상시에 나타나는 워커순환의 약화로 인한 수렴대의 이동과 동경 140°E 동쪽에서 해면 기압, 지오포텐셜고도, 그리고 외향 장파복사의 감소로 인한 대류 활동의 증가와 관련이 깊은 것으로 사료된다.

> UV 지수와 엘리뇨의 연관성을 분석해본 결과, NINO3.4 지수가 동경 140° 동 쪽에서 발생하는 태풍 빈도와 큰 상관을 보이지만 북서태평양에서 발생하는 태 풍 빈도와는 0.21의 낮은 양의 상관을 보이며 UV 지수와의 상관도 역시 0.25로 낮게 나타났다. 해양 환경 또한 ENSO 패턴과는 달리 양의 UV 위상시에 동태평 양 중위도 지역에서 해수면 온도의 상승을 확인 할 수 있었다. 따라서 본 연구에 서 사용한 UV 지수는 ENSO에 비해서 북서태평양에서 발생하는 태풍 빈도와 더욱 상관도가 높아 장기예측에 더욱 효과적이라고 할 수 있다.



참고 문헌

- 김주홍, 허창회, 백종진, 2002 : 1951-2001 동안 한반도 주변을 통과하는 태풍에 대한 연구. *대기*, 12, 436-439.
- 변재영, 김백조, 2006 : TRMM TMI 관측과 태풍강도의 관련성. 2006 가을학술 발표대회 논문집, 116-117.
- 국가태평센터, 2011 : 태풍백서
- Anthes, R.A., 1982 : Tropical cyclones: Their evolution, structure and effects. American Meteor. Soc., Boston, pp 260.
- Bloomfield P., Steiger W.L., 1980 : Least absolute deviations curve-fitting. Journal of Scientific and Statistical Computing, 1, 290–201, DOI:10.1137/091019.
- Camargo. J, Anthony G. B., Philip J. K., Christopher W. L., 2007 : Seasonal tropical cyclone forecasts. *WMO Bulletin 56*.
- Chan J.C.L., Shi J.E., Lam C.M., 1998 : Seasonal forecasting of tropical cyclone activity over the western North Pacific and the South China Sea. Weather and Forecasting, 13, 997–1004.
- Chan J.C.L., Shi J.E., Liu K.S., 2001 : Improvements in the seasonal forecasting of tropical cyclone activity over the western North Pacific. *Weather and Forecasting, 16, 491-498.*
- Chan J.C.L., Liu K.S., 2004 : Global warming and western North Pacific typhoon activity from an observational prospective. *Journal of Climate*, 17, 4590–4602, DOI:10.1175/3240.1.
- Chan J.C.L., 2007 : Interannual variations of intense typhoon activity. *Tellus* 59A, 455-460.

City University of Hongkong, China : http://aposf02.cityu.edu.hk

- Chu P.S., Zhao X., Lee C.T., Lu M.M., 2007 : Climate prediction of tropical cyclone activity in the vicinity of Taiwan using the multivariate least absolute deviation regression method. *Terrestrial Atmospheric and Oceanic Sciences, 18, 805–825, DOI:10.3319/TAO.2007.18.4.805(A).*
- Elsner J.B., Schmertmann C.P., 1993 : Improving extended-range seasonal predictions of intense Atlantic Hurricane activity. *Weather and Forecasting*, *8*, 345–351.
- Enfield D.B., A.M. Mestas-Nunez, P.J. Trimble, 2001 : The Atlantic multidecadal oscillation and its relation to rainfall and river flows in the continental US. *Geophys. Res. Lett, 28, 2077–2080.*
- Folland, C.K., D.E. Parker, T.N. Palmer, 1986 : Sahel rainfall and worldwide sea temperatures. *Nature, 320, 602–607.*
- Folland C.K. A.W. Colman, D.P. Rowell, M.K. Davey, 2001 : Predictability of northeast Brazil rainfall and real-time forecast skill. *Clim, 14,* 1937–1958.
- Gerrity J.P. Jr., 1992 : A note on Gandin and Murphy's equitable skill score. Monthly Weather Review, 120, 2707–2712.

Goldenber S.B., C.W. Landsea, A.M. Mestas-Nuez, W.M. Gray, 2001 :

- Graham N.E., T.P. Barnett, 1987 : Sea surface temperature, surface wind divergence, and convection over tropical oceans, *Science, 238, 657–659.*
- Gray W.M., Landsea C.W., Mielke P.W., Berry K.J., 1992 : Predicting Atlantic basin seasonal hurricane activity 6–11 months in advance. Weather and Forecasting. 7, 440–455.
- Gray W.M., Landsea C.W., Mielke P.W., Berry K.J., 1993 : Predicting Atlantic basin seasonal tropical cyclone activity by 1 August. Weather and Forecasting. 8, 73–86.



- Gray W.M., Landsea C.W., Mielke P.W., Berry K.J., 1994 : Predicting Atlantic basin seasonal tropical cyclone by 1 June. Weather and Forecasting. 9, 103–115.
- Hastenrath S., Wu M.C., Chu P.S., 1984 : Towards the monitoring and prediction of north-seat Brazil droughts. *Quarterly Journal of the Royal Meteorological Society, 110 : 411–425.*

International Research Institute for Climate and Society :

http://iri.columbia.edu/forecast/tc_fcst/

- Kim H.S., C.H. Ho, P.S. Chu, J.H. Kim, 2010 : Seasonal prediction of summertime tropical cyclone activity over the East China Sea using the least absolute deviation regression and the Poisson regression. *Int. J. Climatol. 30, 210–219.*
- Kurihara. Y., R. E. Tuleya, 1981 : A numerical sinulation study on the genesis of a tropical storm. Mon. Wea. Rev., 109, 1629–1653.
- Lorenz. E.N., 1982 : Atmospheric predictability experiments with a large numerical model. *Tellus (1982), 34, 505–513.*
- McBride. J. L., R. Zehr, 1981 : Observational analysis of tropical cyclone formation. Part II :Comparison of non-developing versus developing systems. J. Atmos. Sci., 38, 1132–1151.
- McCabe G.J., M.A. Palecki, J.L. Betancourt, 2004 : Pacific and Atlntic Ocean influences on multidecadal drought frequency in the United States. *Proc. Natl. Acad. Sci. U. S. A., 101, 4136–4141.*
- Ooyama, K., 1969 : Numerical simulation of the life cycle of tropical cyclones. J.Atmos. Sci., 26, 3-40.
- Palmen. E., 1948 : On the formation and structure of tropical cyclones. *Geophysica, 3, 26–38.*
- Rowell D.P., C.K. Folland, K. Maskell, M.N. Ward, 1995 : Variability of summer rainfall over trpical North–Africa (1906–92) observations and modelling. *Meteorol. Soc.*, 121, 669–704.



- Rowell D.P., 2003 : The impact of Mediterranean SSTs on the Sahelian rainfall season. J. Clim., 16, 849-862.
- Sutton R.T., D.L.R. Hodson, 2005 : Atlantic Ocean forcing of North American and European summer climate. *Science, 309, 115–118.*
- Thompson. D.W.J., J.M. Wallace, 1998 : The Arctic Oscillation signature in the wintertime geopotential height and temperature fields. *Geophy, Res, Lett., 25, 1297–1300.*
- Tropical Storn Risk : http://www.tropicalstormrisk.com
- Vimont. D.J., J.P. Kossin, 2007 : The Atlantic Meridional Mode and hurricane activity. *Geophy. VOL. 34, L07709, DOI:10.1029/2007GL029683, 2007.*
- Wang. H.J., K. Fan, 2007 : Relationship between the Antarctic Oscillation in the western North Pacific typhoon frequency. *Chin. Sci. Bull.*, 52, 561–565.
- Wang. H.J., J.Q. Sun, F. Ke, 2007 : Relationships between the North Pacific Oscillation and the typhoon/hurricane frequencies. Sci. in China Ser D : Earth Sci., 50, 1405–1416.
- Wilks D.S., 2006 : Statistical methods in the atmospheric science, 2^{nd} edn. Academic Press.
- Zehr. R, 1992 : Tropical cyclogenesis in the western North Pacific. NOAA Tech. Rep. NESDIS 61.



감사의 글

짧다면 짧고 길다면 긴 석사과정을 이 한권으로 요약하려니 무언가 아쉬움이 남습니다. 이러한 아쉬움을 뒤로 한 채 다시 새로운 출발선상에 서 있게 되는군 요. 그동안 저에게 힘이 되어주시고 도와주신 분들께 이 글을 빌어서 감사의 말 씀을 전하려 합니다.

먼저 논문이 완성되기까지 격려 해주시고 막히는 문제마다 해결책을 제시해 주신 문일주 교수님께 진심으로 감사드립니다. 그리고 바쁜 일정에도 논문 심사 과정에서 많은 격려와 지도를 해주신 방익찬 교수님과 강기룡 박사님께도 감사 드립니다. 또한 멀리에서 힘이 되어주신 손영백 박사님, 이태희 박사님, 유주형 박사님, 손승현 박사님께도 감사드립니다.

언제나 우수한 의수형, 잘 챙겨주시는 경식이형, 항상 유쾌한 준호형, 1년 반 동안 동거한 상명이, 무엇이든 척척 해내는 성훈이, 네가지 있는 지희, 차분한 미 영이, 긴 막내 생활에도 싫은 티 안하고 열심히 해준 철민이, 맹파 우두머리 명 순이, 언제나 도도한 유선이, 인기쟁이 유정이, 앞으로 나한테 괴롭힘 많이 당할 지언이, 언제나 친절히 도움을 주는 희주, 언제나 다정해서 보기 좋은 위층 여자 들 혜원, 수현에게 고마움을 전합니다. 또한 우리 동기들. 영원한 우방 민영이, 학부 때부터 언제나 함께 해온 영윤이에게 더욱 더 큰 고마움을 전합니다.

고집쟁이에다가 집에도 잘 못 들어가는 아들을 끝까지 믿어주시고 신경써주시 는 부모님과 하나 밖에 없는 내 동생 상미에게도 감사한 마음을 전합니다.

그리고 힘이 들 때마다 언제나 뒤에서 힘이 되주었던 삼독 친구들, 배사공 친 구들, 원당봉 친구들, 04학번 동기들, 과교 선후배님들에게도 감사한 마음을 전합 니다.

이렇게 감사한 사람이 많이 있다는 것에 저는 행복한 사람이라는 것을 다시 한 번 깨닫게 되었습니다. 앞으로 열심히 하는 모습으로 보답하겠습니다. 다시 한 번 머리 숙여 인사드립니다.

