

GDAPS 앙상블 예보 시스템을 이용한 북서태평양에서의 태풍 발생 계절 예측

김지선 · 권혁조*

공주대학교 대기과학과/태풍연구센터

(2007년 6월 12일 접수; 2007년 7월 21일 승인)

Seasonal Prediction of Tropical Cyclone Frequency in the Western North Pacific using GDAPS Ensemble Prediction System

Ji-Sun Kim and H. Joe Kwon*

Department of Atmospheric Sciences / Typhoon Research Center,
Kongju National University

(Manuscript received 12 June 2007; in final form 21 July 2007)

Abstract

This study investigates the possibility of seasonal prediction for tropical cyclone activity in the western North Pacific by using a dynamical modeling approach. We use data from the SMIP/HFP (Seasonal Prediction Model Inter-comparison Project/Historical Forecast Project) experiment with the Korea Meteorological Administration's GDAPS (Global Data Assimilation and Prediction System) T106 model, focusing our analysis on model-generated tropical cyclones. It is found that the prediction depends primarily on the tropical cyclone (TC) detecting criteria. Additionally, a scaling factor and a different weighting to each ensemble member are found to be essential for the best predictions of summertime TC activity. This approach indeed shows a certain skill not only in the category forecast but in the standard verifications such as Brier score and relative operating characteristics (ROC).

Key words: seasonal prediction, tropical cyclone, ensemble forecast

1. 서 론

태풍으로 인한 인명피해와 재산피해가 해마다 발생하고 있고, 그 피해는 매년 증가하고 있다. 따라서 태풍에 대한 예보의 필요성과 중요성이 더욱 커지고 있다. 개별 태풍의 진로 및 강도에 대한 정확한 예보는 물론 태풍에 대한 계절 예보가 가능하다면 정부기관의 방재 정책 입안이나 기업의 장기적 정책 수립에 있어서 그 효과를 극대화할 수 있을 것이다. 정확한 태풍 장기예보를 위해서는 우수한 객관 예보모델의 구축과 이를 이용한

태풍 활동의 예보시스템 구축, 그리고 장기예보를 위한 풍부한 태풍 기후자료베이스 구축을 통해서 가능하다.

태풍의 장기예측에는 통계적 방법과 역학적 방법이 있다. 대서양에서의 태풍 활동에 대해서는 ENSO (El Niño-Southern Oscillation), QBO (Quasi-Biennial Oscillation), 아프리카 서쪽의 강수, 200 hPa 동서풍의 아노말리, 해면기압 아노말리 등의 많은 요소들과 태풍 활동과의 상관성을 조사한 연구들이 많이 이루어졌다 (Gray *et al.*, 1992, 1993, 1994). 또한 본 연구의 해역에 속하는 북서태평양에 대해서도 통계적 방법에 의해서 ENSO (Chan *et al.*, 1998; Wang and Chan, 2002)와 QBO (Chan, 1995) 등의 영향에 대한 연구가 있어왔다.

이러한 통계적 방법과는 달리 최근 들어 GCM (general circulation model)과 같은 역학 모델의 장기적분을 통해 모델 내에서 발생하는 태풍을 추적하여

*Corresponding Author: H. Joe Kwon, Department of Atmospheric Sciences, Kongju National University, Kongju, Chungnam, Korea.
Phone : +82-41-850-8527, Fax : +82-41-856-8527
E-mail: hjkwon@kongju.ac.kr

모델 태풍 개수를 관측과 비교하는 역학적 방법에 의해 태풍의 장기예측을 시도한 연구들이 있어왔다 (Vitart *et al.*, 1997, Vitart and Stockdale, 2001, Camargo and Zebiak, 2002, Camargo and Sobel, 2004). 또한 Watterson *et al.* (1995)과 Thorncroft and Pytharoulis (2001)에서는 GCM 장기 적분을 통해 태풍 발생에 영향을 미치는 대규모 환경 요소들에 대한 연구가 제시된 바 있다. Vitart and Stockdale (2001)은 접합 GCM 적분 앙상블을 기본으로 한 계절 예보 시스템을 이용하여 역학 모델에 의한 태풍 통계량의 실시간 예보 가능성을 제시하였다. 본 연구에서도 역학 모델의 앙상블 실험을 통하여 태풍 발생의 장기예측을 시도하여 역학 예보의 가능성을 타진해 보려고 한다.

기상청의 전구예측모델인 GDAPS (Global Data Assimilation and Prediction System)와 서울대학교의 기후예측모델인 GCPS (Global Climate Prediction System)를 사용한 장기예측 시도가 있어왔다 (서울대학교, 2004). 몇 년간의 연구 결과로 장기예측모델이 기온 및 강수량 등에 있어서 장기예보에의 활용이 어느 정도의 경쟁력을 보유하고 있음이 밝혀졌다. 한편 전구예측모델의 장기적분에서도 모델 내부에서 열대 저기압이 발생하고 왕성한 활동을 하는 것이 발견되었는데 본 연구에서는 이를 태풍발생에 대한 장기 예측에 활용하고자 한다.

본 연구의 주 목표는 전지구 역학 모델인 GDAPS를 활용하여 모델의 장기적분 시에 모델 내에서 발생하는 태풍의 활동을 조사하여 실제 태풍의 활동과 비교함으로써 모델이 태풍의 장기예측에 어느 정도로 활용될 수 있는지를 조사하는 것이다. 또한 결정론적 예측이 아닌 앙상블 실험을 통하여 앙상블 확률 예보에 대한 검증도 함께 알아봄으로써 GDAPS 앙상블 실험이 어느 정도의 예측 능력을 갖는지를 조사하고자 한다.

2. 자료 및 연구방법

GDAPS T106 모델 기반의 SMIP/HFP (Seasonal Prediction Model Intercomparison Project/Historical Forecasting Project) 장기적분 결과를 분석에 사용하였다 (서울대학교, 2004). SMIP/HFP는 통계적 및 역학적으로 예측된 해수면 온도를 최적 조합하여 생산한 예측 해수면 온도를 경계조건으로 사용한 모델 수행을 말한다 (서울대학교, 2004).

모델을 적분하는 과정에서 12시간 간격의 시간지연

을 둔 6개의 서로 다른 초기시각으로부터 6개의 앙상블 멤버가 생산된다. 여름철 예측을 위하여 초기 시각을 4월 28일 00 UTC부터 4월 30일 12 UTC까지로 하여 약 4개월 적분하였고 같은 과정을 1979년부터 2004년까지 반복하여 26년 자료가 구축되었다. 자료는 해상도 2.5°x2.5°의 일평균 자료이며, 많은 변수들 중에서 본 연구에서는 모델 내에 생성되는 태풍의 감지 및 추적을 위하여 해면기압, 바람장, 온도장 만을 사용하였다. 검증을 위해서는 RSMC (Regional Specialized Meteorological Center)에서 발행된 1951년부터 2004년까지의 best track 자료를 사용하였다.

모델에서는 실제 대기와 흡사하게 태풍과 같은 소용돌이가 발생하고 진행하고 소멸한다. 모델 내의 모든 소용돌이들을 태풍으로 볼 수는 없다. 모델 내의 열대저기압을 태풍으로 보기 위해서는 특정한 조건이 필요하다. 이 특정 조건을 적용하여 모델 태풍을 추출해내고 이 모델 태풍의 분석 자료를 통해 장기 예보를 위한 카테고리 예측을 시도해 보았다. 그리고 이러한 카테고리 예측에 대한 HFP의 앙상블 확률 예보 검증에 대해서도 앙상블 예측 성능의 표준 검증 도구인 Brier score, ROC (Relative Operating Characteristics), 등으로 앙상블 예보 성능을 조사해 보았다.

3. HFP 기반 태풍 발생 수 예측

실제로 태풍은 중심 부근에서의 지상 최대풍이 34 kt (17 ms^{-1}) 이상인 열대 저기압을 말한다. 하지만 본 논문에서 사용된 자료는 T106의 해상도의 모델로 2.5도 간격으로 분석된 일평균 자료라는 점을 고려할 때 현실과 똑같은 조건을 적용한다면 실제보다 훨씬 적은 태풍의 개수가 나온다. 따라서 모델에서는 현실에서의 태풍에 대한 정의 조건을 완화시킨 다음의 모델 태풍 추적 조건들을 적용하여 이 조건을 모두 만족할 때를 태풍이라고 보았다.

- 1) 지상에서의 중심기압이 1012 hPa 이하
- 2) 500 hPa vorticity $\geq 3 \times 10^{-5} \text{ sec}^{-1}$
- 3) 850 hPa 최대풍속 $\geq 25 \text{ kt}$ 이상
- 4) 위 3개의 조건이 2일 이상 지속

Fig. 1은 1997년 여름철 (6-8월) 실제 관측된 태풍의 진로 (a)와 위 조건에 의해서 감지된 모델 태풍의 진로다. Fig. 1b는 HFP 수행에 있어서 초기 시각을 1997

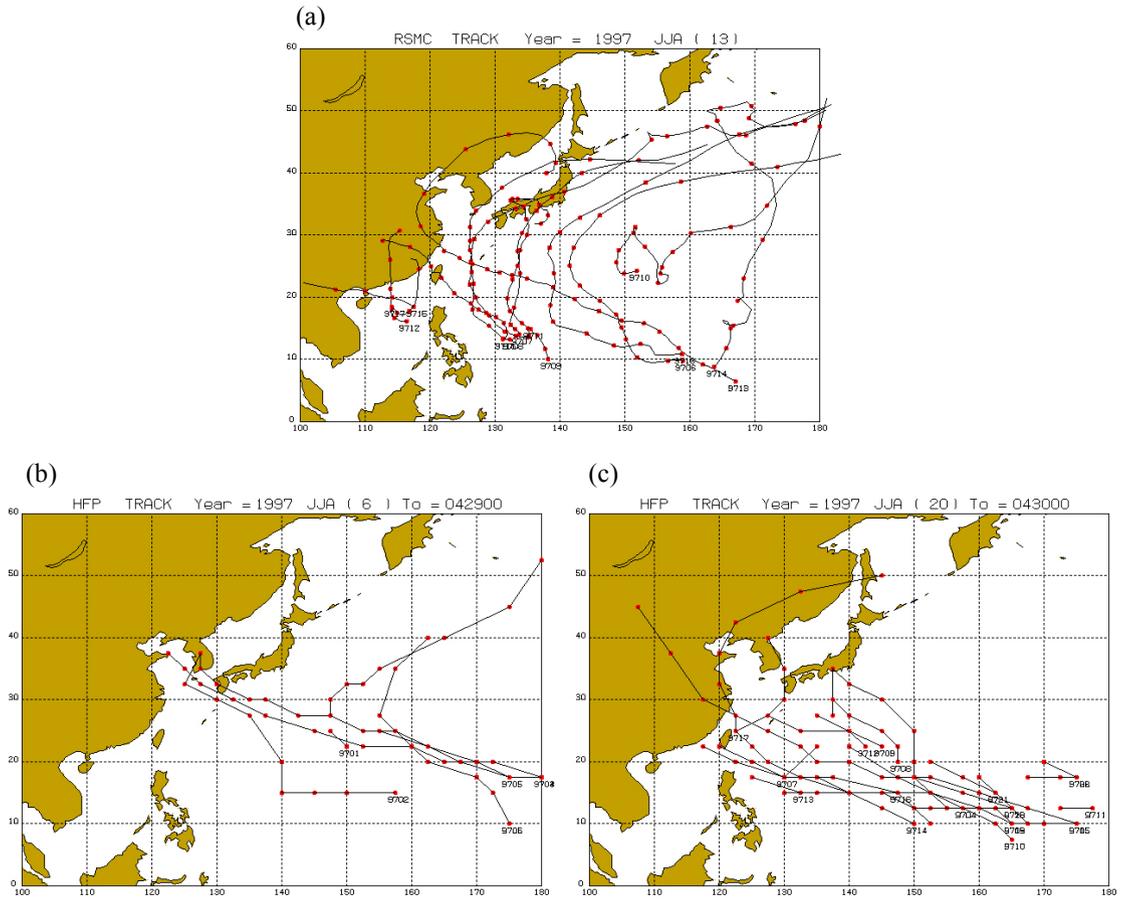


Fig. 1. RSMC best track (a) and HFP track (b-c) of 1997 summertime.

년 4월 29일 00UTC로 하여 수행된 결과로부터 도출된 것이며 Fig. 1c는 4월 30일 00UTC의 경우이다. 1997년 여름철에는 실제 13개의 태풍이 발생했고 6개 앙상블 평균은 12.3개로 관측과 매우 유사하지만, 각 앙상블 멤버를 살펴보면 초기시각 4월 29일 00UTC 수행 결과인 (b)에는 6개로 가장 적게 감지됐고 초기시각 4월 30일 00UTC 수행된 (c)의 경우에는 20개로 가장 많이 감지되어 앙상블 멤버들마다 많은 차이를 보이고 있다. 그림에서 보듯이, 저위도에 발생한 모델 태풍들도 북서진하며 고위도로 이동하고 편서풍대에 들어오게 되면 북동진하는 경향은 보여주지만, 이동 경로가 관측에 비해 단조롭다. 태풍의 진로에 대한 예측은 어렵지만 태풍 발생 개수에 대한 예측은 어느 정도 가능성이 있음을 보여준다.

Fig. 2는 위의 조건들에 의해 1979년부터 2004년까지

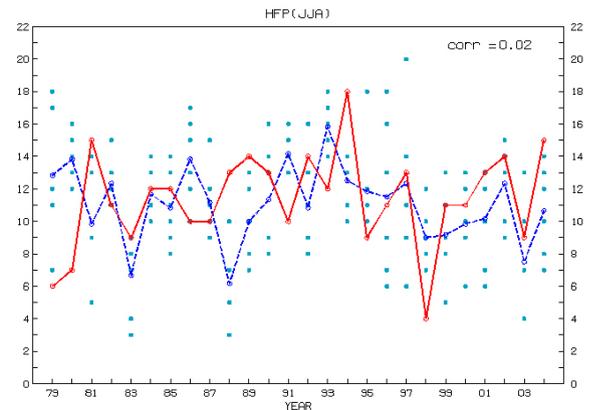


Fig. 2. Summertime (June-August) frequency of tropical cyclone from 1979 to 2004. The vertical axis is TC frequency. The solid line represents the observed number of tropical cyclones and the dashed line is for the ensemble mean. Dots indicate TC frequency of each ensemble in HFP run.

지 분석된 결과이다. 감지된 여름철 모델 태풍 개수의 앙상블 평균(파선)과 실제 관측 개수(실선)를 연별로 나타냈다. 그리고 6개의 각 앙상블 멤버에 따른 모델 태풍 개수를 점으로 표시했다. 비록 모델 태풍 개수와 관측 개수와는 총 수에서는 큰 차이를 보이지 않지만 둘 사이의 상관계수가 0.02로 상관성이 거의 없는 것으로 나타났다.

Fig. 2에서와 같이 모델과 관측간의 상관성이 너무 낮아 이러한 방식으로는 예측에 의미가 없다는 결론이 된다. 따라서 모델 태풍의 감지 조건을 변화시켜보았다. 본 연구에서와 같은 T106 해상도의 모델을 사용한 Sugi 등 (2002)에서의 태풍감지 조건을 적용해 보았으며 그 조건은 다음과 같다.

- 1) 지상기압이 1020 hPa 보다 작을 때
- 2) 850 hPa vorticity $\geq 3.5 \times 10^{-5} \text{ sec}^{-1}$
- 3) 850 hPa 최대풍속 $\geq 15 \text{ m sec}^{-1}$
- 4) 300 hPa 최대풍속 < 850 hPa 최대풍속
- 5) 300 hPa와 500 hPa의 평균온도 편차 중 큰 값이 1.0 초과
- 6) 2일 이상 지속
- 7) 초기 위치는 북위 25도 이하

Fig. 3은 위의 추적 조건들에 의해 감지된 HFP 여름철(6-8월) 모델 태풍 개수의 앙상블 평균(파선)과 실제 관측 개수(실선)를 연별로 나타낸 것이다. 그리고 6개의 각 앙상블 멤버에 따른 모델 태풍 개수는 점으로 표시했다.

Fig. 3에서 알 수 있듯이 추적 조건을 엄격하게 준 결과 실제 관측된 태풍 개수에 비해서 모델 태풍 개수가 훨씬 적게 감지됐다. 그리고 관측과 모델 사이의 상관계수는 0.09로 매우 낮은 상관성을 보였다. HFP 자료 1979년부터 2004년 중에서 1979년부터 1999년까지 21년 동안을 모델의 기후로 보고 여름철(6-8월) 각 월별로 모델 태풍 개수의 평균값이 실제 관측 값의 평균값과 같도록 월별 기후 보정 인자를 구하였다. 즉, 6, 7, 8월 각각의 모델 태풍 개수의 평균값에 각 기후 보정 인자를 곱하게 되면 실제 발생된 태풍의 평균 개수와 같아지게 된다. 이렇게 구한 6, 7, 8월 각 기후 보정 인자를 각 앙상블 멤버의 6, 7, 8월 모델 태풍 개수에 곱한다. 하나의 앙상블 멤버가 나타내는 모델 태풍 개수는 각 월별 기후 보정 인자를 곱한 개수들의 합이 된다. 이 방식은 Viart 등 (2001)에서 사용된 방식과 동일하다. 이렇게 해서 구한 기후 보정 인자를 각 월별로 곱해서 구한 앙상블 평균(파선)과 실제 관측 개수(실선)

를 연별로 나타낸 그림이 Fig. 4이다. 전체적으로 보정된 모델 태풍의 총 개수는 현실의 태풍 개수와 비슷하게 되었지만 상관계수는 여전히 0.07로 낮았다.

모델 태풍과 관측된 태풍 개수 사이의 상관성이 너무 낮아서 예보에 적용하기에는 무리가 있다. Sugi 등 (2002)에서 제시된 조건은 당해 연구에 사용된 모델에 최적으로 튜닝된 것이다. 따라서 본 연구에 사용된 모델인 GDAPS의 예측과 관측 간의 상관성을 높게 하는 최적의 모델 태풍 추적 조건을 찾기 위해서 Sugi 등 (2002)의 추적 조건들의 임계값을 변화시키면서 여러 차례 비슷한 작업을 수행하였다. 결과 다음과 같은 모

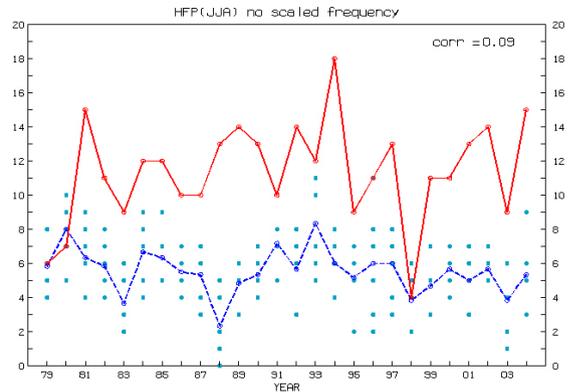


Fig. 3. As in Fig. 2 except for using the detection criteria following Sugi *et al.* (2002).

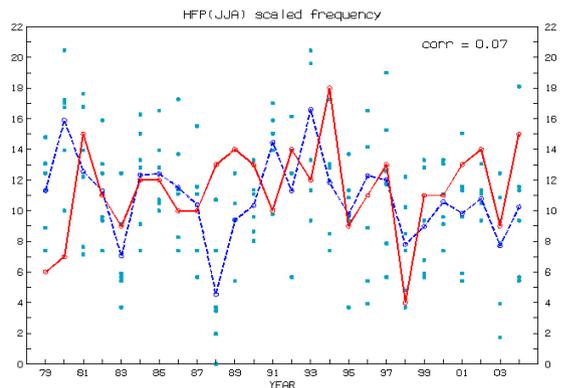


Fig. 4. Summertime (June-August) TC frequency that scaled by climatological correction factor. The vertical axis is TC frequency. The solid line is observation and the dashed line is the corrected ensemble mean. Dots indicate scaled TC frequency in HFP run. Model tropical cyclone frequency is detected using the detection criteria following Sugi *et al.* (2002).

델 태풍 추적 조건을 (Modified Sugi 조건이라 칭함) 적용하였다.

- 1) 지상기압이 1008 hPa보다 작을 때
- 2) 850 hPa vorticity $\geq 3.5 \times 10^{-5} \text{ sec}^{-1}$
- 3) 850 hPa 최대풍속 $\geq 17 \text{ m sec}^{-1}$
- 4) 생략
- 5) 300 hPa와 500 hPa의 평균온도 편차 중 큰 값이 1.2 이상
- 6) 2일 이상 지속
- 7) 초기 위치는 북위 25도 이하

Fig. 5는 상기의 모델 태풍 추적 조건에 의해 감지된 여름철 모델 태풍 개수 (파선)와 실제 관측된 태풍 개수 (실선)를 연별로 나타낸 것이다. 전반적으로 실제 발생한 태풍 개수에 비해 훨씬 적은 모델 태풍이 감지됐음을 알 수 있다. 모델과 관측 사이의 상관계수는 0.28로 Sugi 등 (2002)의 추적 조건에 의한 상관계수 0.09보다 훨씬 높아졌다.

이 경우도 앞에서와 같은 방법으로 월별 기후 보정 인자를 구하여 보정하였다 (결과 그림 생략). 그러나 보정해 준 앙상블 평균과 관측과의 상관계수는 0.25로, 보정을 해줬음에도 불구하고 상관계수가 증가하지 않았다. 본 연구의 궁극적인 목표는 예측성을 향상시키는 것이므로 모델과 관측 사이의 상관성을 높이기 위해 새로운 보정 방법을 시도했다.

지금까지의 실험에서 앙상블 평균은 6개의 앙상블

멤버들의 단순 평균 값을 사용하였다. 그러나 앙상블 멤버들이 모두 같은 예측성을 보이는 것은 아니다. 예측성이 높은 멤버와 낮은 멤버를 찾아내어 서로 다른 가중치를 적용하여 평균을 구할 필요성이 있다. 그래서 앙상블 멤버의 가중 평균을 시도했다. 새로운 모델 태풍 추적 조건에 의해 감지된 각 앙상블 멤버에 따른 모델 태풍 개수와 실제 관측된 태풍 개수 사이의 상관계수를 구하여 상관계수가 높은 앙상블 멤버에 가중치를 많이 주는 방법을 사용하였다. 6개의 상관계수를 높은 것부터 순서대로 임의로 0.25, 0.25, 0.15, 0.15, 0.1, 0.1의 가중치를 주었다. 기후 보정 인자와 가중치에 의해 보정된 여름철 (6-8월) 모델 태풍 개수 (파선)와 실제 관측된 태풍 개수 (실선)를 연별로 나타낸 그림이 Fig. 6이다. 보정한 결과 상관계수가 0.41로 이전 경우에 비해 상관성이 증가함을 보였다. 이 경우 여름철 관측된 태풍 개수의 연평균 (1979-2004)은 11.4개이고, 모델 태풍 개수의 연평균은 10.8개로 0.6개 적은 bias를 보인다.

앞에서는 모델 태풍 개수에 가중치를 줄 때 주관적인 방법을 사용하였다. 모델과 관측 사이의 상관성에 있어서는 많은 향상이 있었지만 몇몇 연도에서는 여전히 오차가 크게 나타났다. 단순 평균에 의한 앙상블 평균보다는 가중 평균에 의한 앙상블 평균에서 예측 능력이 좋은 것으로 나타났다. 그래서 가중 평균을 위한 객관적인 가중치를 구하기 위해서 수퍼앙상블 개념의 중회귀 분석을 선택하였다. 먼저 모델 태풍 개수를 기

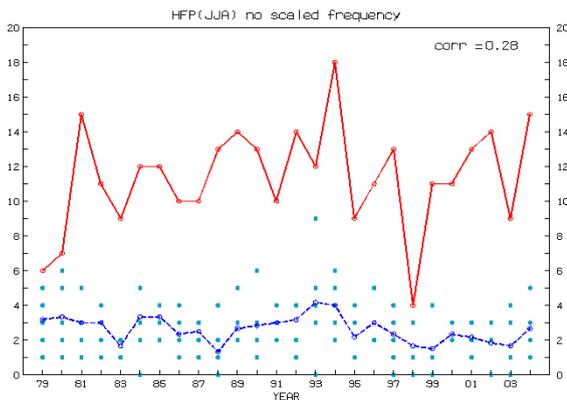


Fig. 5. Summertime (June-August) frequency of model tropical cyclone with modified Sugi tracking criteria. The vertical axis is TC frequency. The solid line is observation and the dashed line is the ensemble mean. Dots indicate TC frequency in HFP run.

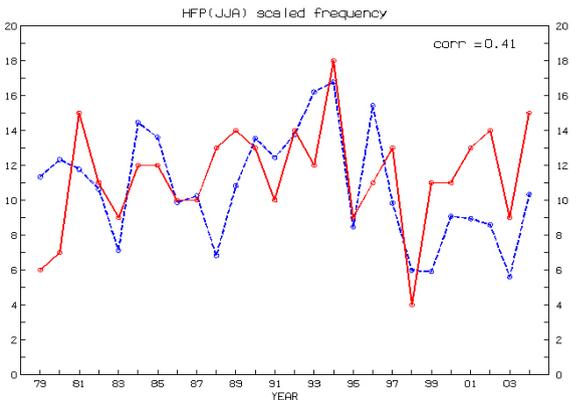


Fig. 6. Summertime (June-August) frequency that scaled by climatological correction factor and subjective weighting. The vertical axis is TC frequency. The solid line is observation and the dashed line is the ensemble mean. Model tropical cyclone frequency from HFP run is detected using the modified Sugi tracking algorithm.

후 보정 인자에 의해 보정한 후에 회귀계수를 구한다. 앙상블 멤버가 6개 이므로 6개의 독립변수를 갖는 중 회귀 모형은 1979년부터 2003년까지 25개가 만들어 지고, 최소제곱법에 의해 회귀계수들을 구한다. 이렇게 해서 구한 회귀계수들에 의해 보정된 모델 태풍 개수(파선)와 관측 태풍 개수(실선)를 연별로 나타낸 그림이 Fig. 7이다. 모델 태풍 개수와 실제 관측과의 상관계수는 0.62로 높은 상관성을 보인다. 태풍이 가장 많이 발생했을 때나 적게 발생했을 때의 극값을 잘 모사하지는 못하지만 대체적으로 모델 태풍 개수가 실제 관측 개수를 잘 따라간다. 극값을 잘 모사하지 못하는 이유는 앙상블 모델의 특성이라고 볼 수 있겠다. 앙상블 멤버 중 개별 멤버는 극값을 보일 수도 있으나 평균을 취하는 과정에서 일종의 평활화 때문에 그렇게 나타난 것으로 볼 수 있다. 실험 기간 중 2004년 여름철에는 15개의 태풍이 발생했는데 모델에서는 9.5개로 5개 이상의 큰 오차를 보이고 있다. 그리고 이 경우 모델 태풍 개수의 연평균은 11.2개이고, 실제 관측된 태풍의 연평균은 11.4개로 모델은 -0.2의 bias를 보였다.

장기 예측에서는 결정적 예보보다는 확률적 카테고리 예보 (Zhang and Casey, 2000))를 하기 때문에 여름철 RSMC, HFP에 대한 태풍 개수 분포를 통해 below normal (BN), normal (N), above normal (AN)의 범위를 구하여 카테고리 예측을 시도해 해보았다.

1951년부터 2003년까지 53년 동안 여름철 (6-8월)에 발생한 실제 태풍 개수에 대한 빈도수를 나타낸 분

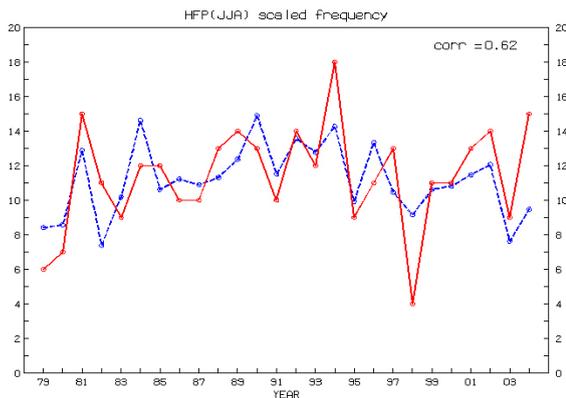


Fig. 7. Summertime TC frequency that scaled by climatological correction factor and superensemble weighting. The vertical axis is TC frequency. The solid line is observation and the dashed line is the ensemble mean. Model tropical cyclone frequency from HFP run is detected using the modified Sugi tracking algorithm.

포에서 BN, N, AN이 각각 33%, 34%, 33%가 되도록 범위를 구하는데 RSMC 분포에서는 범위를 정수 단위로 구하였다. 그래서 RSMC의 normal의 범위는 10개부터 13개까지 이고, N은 45.3%, BN은 28.3%, AN은 26.4%를 차지하도록 각각의 범위를 정하였다. 그리고 새로운 모델 태풍 추적 조건에 의해 감지된 HFP 여름철 (6-8월) 모델 태풍 개수에 기후 보정 인자를 곱해서 보정해 준 태풍 개수에 대한 빈도를 나타낸 분포에서는 BN, N, AN이 각각 33%, 34%, 33%가 되도록 범위를 실수 단위로 구하였다. 그래서 HFP의 normal의 범위는 7.9개부터 14.6개까지이다. 이는 관측된 태풍 개수는 정수이고, 가중 평균된 모델 태풍 개수는 실수로 나타났기 때문이다.

Table 1은 카테고리 예측을 적용한 표이다. 연도별로 HFP 여름철 기후 보정 인자에 의해 보정된 앙상블 평균과 RSMC 여름철에 발생한 태풍의 관측 개수를 나타냈고, 괄호에는 카테고리 예측을 표시하였다. 26년 (1979-2004) 중에 HFP와 RSMC가 같은 카테고리 예측을 보인 해는 14년으로 53.8%의 적중률을 보였다. 여기서 3단계 카테고리 예측을 고려해 볼 때 33.3%의 적중률은 skill이 없는 것을 말한다.

또한 카테고리 예보에 대한 예보 숙련도인 HSS (Heidke Skill Score)를 측정하였다. HSS를 구하는 공식은 식(1)과 같다. 관측과 예측에서 below normal, above normal, 그리고 normal이 나타난 확률을 계산한다. 식(1)에서 i 는 각 카테고리를 나타내며, $P(f_i, o_i)$ 는 관측과 예측이 같은 카테고리를 나타낸 확률이다. 그리고 $P(f_i)$ 와 $P(o_i)$ 는 각각 예측과 관측에서 각 카테고리가 나타난 확률로서, Table 1에서 above normal을 보인 관측이 6번이었으므로 $P(f_{AN})=6/26$ 이 된다.

$$HSS = \frac{\sum_{i=1}^I P(f_i, o_i) - \sum_{i=1}^I P(f_i)P(o_i)}{1 - \sum_{i=1}^I P(f_i)P(o_i)} \quad (1)$$

완벽한 예보일 때 $\sum_{i=1}^I P(f_i, o_i) = 1$ 이므로 HSS는 1이 되고, HSS가 0 이상일 경우 skill이 있는 것으로 판정하며, 음수일 때는 예측 능력이 없음을 뜻한다 (Brooks and Doswell, 1996). 여름철 카테고리 예측에 대한 HSS는 0.19로 예측 능력이 어느 정도는 있는 것으로 나타났다.

Table 1. Category forecast in HFP summertime. The letter B, N, A means below normal, normal and above normal, respectively.

Year	HFP	RSMC	Year	HFP	RSMC
1979	13.0 (N)	6 (B)	1992	12.6 (N)	14 (A)
1980	13.1 (N)	7 (B)	1993	16.3 (A)	12 (N)
1981	11.2 (N)	15 (A)	1994	15.7 (A)	18 (A)
1982	12.4 (N)	11 (N)	1995	8.7 (N)	9 (B)
1983	6.9 (B)	9 (B)	1996	14.7 (A)	11 (N)
1984	12.5 (N)	12 (N)	1997	9.9 (N)	13 (N)
1985	14.3 (N)	12 (N)	1998	6.9 (B)	4 (B)
1986	9.3 (N)	10 (N)	1999	5.7 (B)	11 (N)
1987	10.1 (N)	10 (N)	2000	8.8 (N)	11 (N)
1988	6.2 (B)	13 (N)	2001	8.8 (N)	13 (N)
1989	10.1 (N)	14 (A)	2002	6.8 (B)	14 (A)
1990	11.8 (N)	13 (N)	2003	6.8 (B)	9 (B)
1991	12.4 (N)	10 (N)	2004	10.6 (N)	15 (A)

4. 앙상블 확률 예보 검증

분석된 HFP 여름철 (1979-2004년)에 대해서 앙상블 확률 예보 검증 (기상청, 2002)을 해보았다. 앞에서 여름철 분석에서 카테고리 예측을 위해 기후 보정 인자에 의해 보정된 모델 태풍 개수와 관측된 태풍 개수 각각에 대해서 normal의 범위를 구하였는데 이 범위를 이용하여 below normal, normal, above normal 각각에 대해서 reliability, resolution, Brier score (BS)를 통해서 예측의 성능을 검증하였다. Relative operating characteristics (ROC) 분석에서는 앙상블 방법에 따른 서로 다른 성능을 보이기 위해서 다중 회귀 보정 모델 결과와 앙상블 단순평균결과를 각 확률구간별 예측결과를 제시하였다.

4.1 Reliability

Reliability (Atger, 1999)는 예보 시스템의 신뢰도를 측정하는 척도이다. 기상 이벤트에 대한 예보의 확률과 실제 그 이벤트가 발생한 확률의 관계로 나타내어진다. 완벽한 예보일 때 신뢰도는 0의 값을 갖는다. 신뢰도 그림의 가로축은 확률 카테고리이며, 세로축은 각 카테고리별 실제 관측 이벤트 확률이다. 대각선은 완벽한 신뢰도를 나타내며, 신뢰도 곡선이 대각선보다 위에 위치하면 과소추정 (under-forecasting)을 의미하고 반대로 아래에 위치하면 과대추정 (over-forecasting)을 의미한다.

Fig. 8은 HFP 여름철 below normal, normal, above normal에 대한 reliability 도표와 sharpness 도표를 함께 나타낸 것이다. Below normal인 경우에 대해서는 모든 확률 카테고리에 대해서 과대추정을 하는 경향을 보인다. Normal인 경우에 대해서는 3/6 (0.5) 이하의 낮은 확률 카테고리에 대해서는 과소추정, 높은 확률 카테고리에 대해서는 과대추정 하는 경향을 보인다. Above normal인 경우에 대해서도 1/6 (≈ 0.17) 이하의 낮은 확률 카테고리에 대해서는 과소추정, 높은 확률 카테고리에 대해서는 과대추정 하는 경향을 보인다.

4.2 Resolution

Resolution (Atger, 1999)은 예보의 판별력을 나타내는 척도로서 resolution이 클수록 변별력이 뛰어난 예보 시스템이라 할 수 있다. 하지만 예보의 정확도가 보장되지 않으면 resolution이 크다고 해서 반드시 좋은 예보 시스템이라고는 할 수 없다.

신뢰도 그림에서 신뢰도 곡선의 기울기로 예보 시스템의 resolution을 판별할 수 있다. 신뢰도 곡선의 기울기가 대각선 (perfect reliability)에서 점점 완만해져서 no resolution에 가까워질수록 예보 시스템의 resolution은 떨어지게 된다. No resolution이란 전체 예보 이벤트와 실제 관측된 이벤트 사이의 비로 정의된다.

Sharpness 도표는 예보 시스템의 resolution을 명확히 제시하는 것으로 각 예보 카테고리별 예보의 빈도

를 나타낸다. 가로축은 확률 카테고리이고, 세로축은 각 카테고리별 이벤트 수이다. 가장 좋은 분포는 0%와 100% 카테고리에 예보 빈도가 집중되는 ‘U’형 히스토그램이고, 가장 나쁜 분포는 모든 카테고리에 대해서 일정한 예보 빈도를 갖는 히스토그램이다. 즉, 확률 예측을 위해서는 50%의 확률과 같이 예보 사용자가 판단하기 어려운 확률 보다는 0%와 100%와 같이 쉽게 판단할 수 있는 확률의 빈도가 많을수록 예보의 변별력이 좋다고 할 수 있다.

Fig. 8에 따르면 below normal인 경우에 대해서는 2/6, 3/6 확률 카테고리에 예보 빈도가 집중되게 나타났다. Normal인 경우에 대해서는 1/6 확률 카테고리에 예보 빈도가 0.5 이상으로 편중되게 나타났고 4/6 이상의 높은 확률 카테고리에서는 빈도가 0 이다. Above normal인 경우에 대해서는 낮은 확률 카테고리에 예보 빈도가 집중되게 나타났다.

4.3 Brier score (BS)

Brier score, BS (Murphy, 1973, Atger, 1999)는 확률 예보의 품질을 나타내는 척도로 가장 널리 사용되는 지수이다. BS는 (2)식과 같이 확률 오차를 제공하여 평균한 수치로 3가지 항; (1) 신뢰도 (reliability), (2) 판별력 (resolution), (3) 불확실성 (uncertainty)으로 이루어진다. 값의 범위는 0에서 1이며 완벽한 예보일 때 0의 값을 갖는다. 신뢰도는 값이 작을수록 좋고, 판별력은 값이 클수록 좋고, 불확실성은 항상 양의 값을 가지며 이 항의 영향을 완전히 제거한다는 것은 거의 불가능하다.

$$BS = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^I N_i (y_i - \bar{o})^2 - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^I N_i (\bar{o}_i - \bar{o})^2 + \bar{o}(1 - \bar{o}) \quad (2)$$

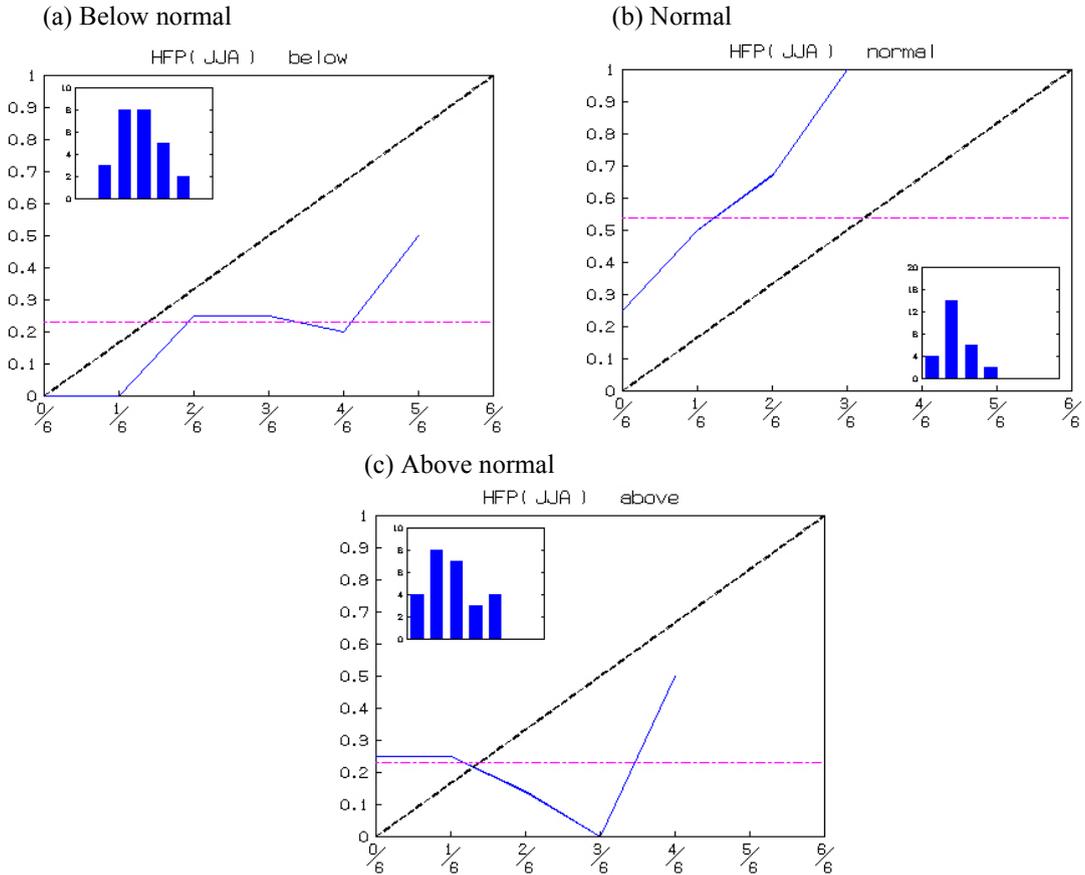


Fig. 8. The reliability diagram in HFP summertime. A diagonal (dashed) line is the perfect reliability and the solid line is the observed frequency against the forecast probability. The histogram at the corner is the sharpness diagram.

Table 2는 below normal, normal, above normal 각각에 대해서 reliability, resolution, uncertainty, Brier score를 나타낸 표이다. 세 경우 모두 Brier score가 0.2 이상으로 나타났고, 그 중 normal인 경우에 불확실성 값이 크게 나타나 score가 큰 값을 보인다.

4.4 Relative operating characteristics (ROC)

양상불 예보 성능의 검증에 많이 사용되는 ROC는 일련의 누적 확률 임계값에 상응하는 hit rate (HR)와 false alarm rate (FAR)를 표시하는 것이다 (Graham *et al.*, 2000). 두개의 선택적 결과를 구분하기 위해 예보의 능력을 측정한다. 완벽한 예보일 때 HR=1, FAR=0 (M=0 and F=0) 이며, HR과 FAR은 Table 3과 같이 정의된다.

ROC 곡선은 적중률을 표현하는 Hit Rate (HR)와 비적중률을 나타내는 False Alarm Rate (FAR) 사이의 분포도를 각 확률 구간별로 구해서 한 그래프에 곡선으로 나타낸 것이다. 곡선이 좌측상단으로 가까이 위치할수록 예보의 수행 능력이 좋은 것이다. 대각선은 skill 유무의 경계선에 해당되며 대각선 아래쪽으로 ROC 곡선이 위치하면 예보 수행 능력은 떨어지게 된다.

ROC 곡선 아래의 면적을 구해서 예보기술의 척도로 사용하고 있다. 완벽한 예보일 경우 ROC score = 1 이고, 예보의 기술이 없다면 (no skill) ROC score = 0.5 이다.

Fig. 9는 HFP 여름철 below normal, normal, above normal에 대한 ROC 곡선이다. 그림의 우측 하단에 ROC score도 함께 나타냈다. HFP 여름철 감지된 모

델 태풍을 기후 보정 인자에 의해 보정된 각 양상불에 따른 태풍 개수에 대해서 0, 20, 40, 60, 80, 100%의 각 확률 구간별로 HR과 FAR을 구하였고, 6개 양상불 멤버의 평균에 대한 HR과 FAR을 ENSM으로 표시했다. 그리고 ‘SENS’는 중회귀분석에 의한 양상불 가중평균에 대한 ROC 곡선이다. Below normal인 경우에 대해서는 ENS, ENSM, SENS의 순으로 갈수록 ROC 곡선이 위쪽으로 가며 이에 따라 score도 커진다. Normal인 경우에 대해서는 below normal과 마찬가지로 SENS의 경우가 가장 좋은 예보 수행 능력을 보인다. Above normal인 경우에 대해서는 20%의 확률 구간에서 HR이 FAR보다 작아서 대각선 (no skill)보다 아래에 위치한다. 그리고 세 개의 경우에 따른 ROC score가 모두 같게 나타났다.

5. 요약 및 결론

본 연구에서는 역학적 접근 방법을 통해 북서태평양에서의 태풍발생에 대한 장기 예측을 시도하였다. GDAPS T106을 기반으로 한 4개월 장기예측 실험인 SMIP/HFP 자료를 사용하여 여름철 3개월 동안의 태풍 발생을 예측할 수 있는 가능성을 조사하였다.

모델 내에서 발생하는 태풍을 감지하기 위해 태풍 추적 프로그램을 개발하였다. 모델 태풍 개수와 관측 사이의 상관성이 좋은 추적 조건을 찾아내어 이 조건에 의해 감지된 여름철 모델 태풍 개수를 기후 보정 인자, 가중치 방법을 통해 보정하였다. 그 결과 높은 양의 상관성을 보였다. 여름철 기후 보정 인자에 의해 보정된 모델 태풍 개수에 대하여 카테고리 예측을 한 결과

Table 2. Brier score as to below normal, normal and above normal in HFP summertime.

	Reliability	Resolution	Uncertainty	Brier score
Below normal	0.07	0.01	0.18	0.24
Normal	0.11	0.03	0.25	0.33
Above normal	0.05	0.02	0.18	0.21

Table 3. Contingency table indicating hit rate and false alarm rate, and the costs and losses accrued by the use of forecasts, depending on forecast and observed event.

Forecast and Action	HR = H/(H+M) FAR = F/(F+R)	Observed	
		Yes	No
	Yes	Hit (H) Cost (C)	False (F) Cost (C)
	No	Missing (M) Loss (L)	Rejection (R) No cost

결코 낮지 않은 적중률을 보였다. 장기 예측은 대개 평년에 비해 비숫, 높음, 낮음 등으로 카테고리 예측을 하는 것을 고려해 볼 때 본 연구의 결과는 어느 정도의 유용함을 보인다.

또한 여름철 모델 태풍 개수에 대해서 below normal, normal, above normal 각각에 대해서 앙상블 확률 예보 성능을 조사한 결과 reliability, resolution, Brier score에 대해서는 그다지 좋은 결과를 얻지는 못하였지만 어느 정도 예측성능은 보였다. 특히 ROC에서 다중회귀 가중치 방법으로 보정한 앙상블 평균에서 예보 수행 능력이 좋게 나타났다.

본 연구에서는 최적의 모델 예측성을 극대화하기 위한 목적으로 모델 내의 태풍감지 조건을 변경시킴과

기후값 보정 그리고 앙상블 멤버 간의 서로 다른 가중치를 부여하는 등의 튜닝에 있어서 다소 작위적인 시도로 보일 수 있다. 하지만 이러한 시도는 모델의 특성을 고려한 최적화를 위한 시도로서 비현실적이지만은 않다. 여기에 덧붙여서 태풍의 발생을 잘 모사할 수 있는 열대 대류와 관련된 물리과정의 탑재된 예보 모델의 개발에 대한 연구가 상당히 중요하다. 또한 해양 예측 모델과의 결합, 고해상도의 우수한 모델을 사용하여 장기 적분을 시도한다면 태풍의 장기 예측에 대한 예측성이 향상될 것으로 기대한다. 더욱이 안정적인 앙상블 예보가 되기 위해서는 앙상블 멤버의 수를 늘리는 것이 필수일 것으로 사료된다. 차후 상기 조건을 만족하는 환경이 마련된다면 본 연구에서 시도된 바가

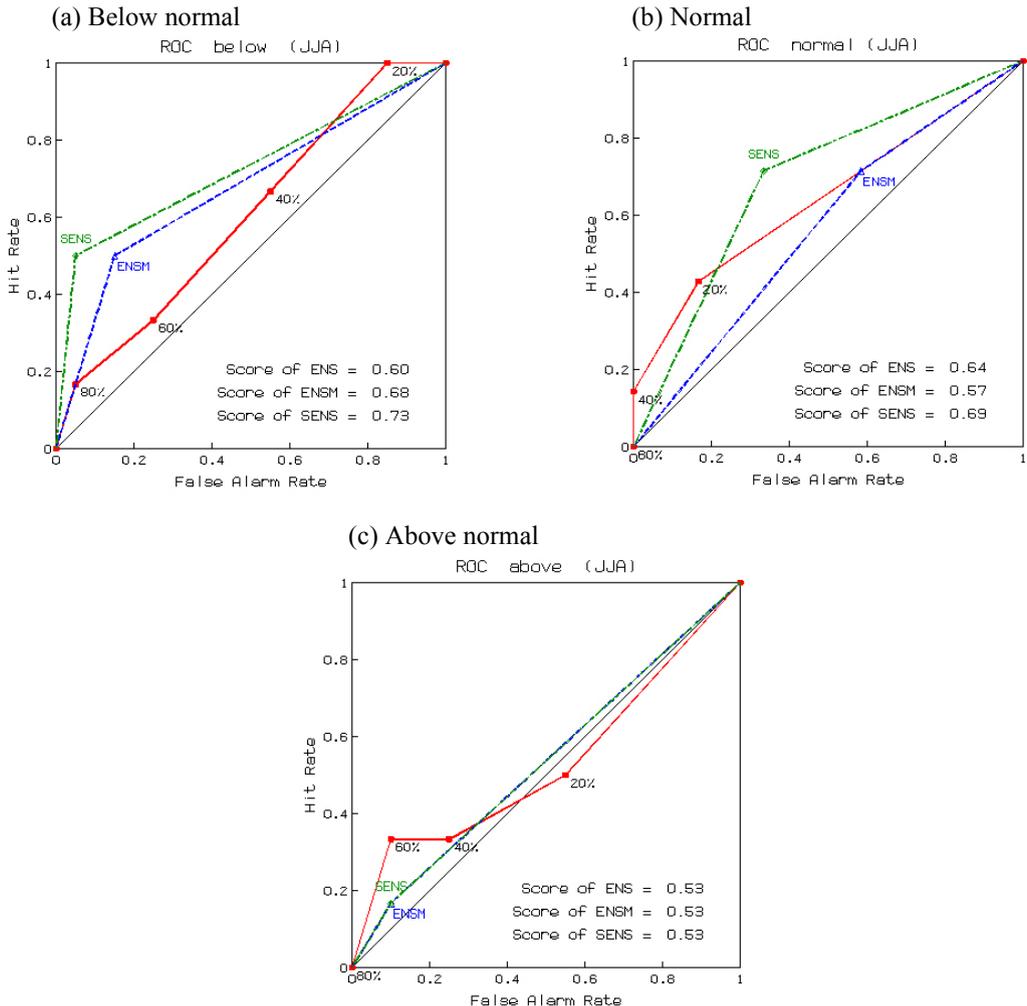


Fig. 9. ROC curve in HFP summertime.

태풍 장기 예측을 위한 앙상블 예보 시스템에 부분적으로나마 기여할 것으로 기대한다.

감사의 글

이 논문이 완성되기까지 많은 조언을 주신 익명의 심사위원님들께 깊은 감사를 드립니다. 이 연구는 기상청 기상지진기술개발사업 (CATER 2007-2310)의 지원으로 수행되었습니다.

참고문헌

- 기상청, 2002: 선진 수치예보시스템 구축을 위한 기반기술 개발 분야1. 전지구 예보시스템의 성능개선. 276 pp. 서울대학교, 2004: 12개월 해양·기후 예측시스템 개발 및 한반도 이상기후예측시스템 개발. 526 pp.
- Atger, F., 1999: The skill of ensemble prediction systems. *Mon. Wea. Rev.*, **127**, 1941-1953.
- Brooks, H. E. and C. A. Doswell III, 1996: A comparison of measures-oriented and distributions-oriented approaches to forecast verification. *Wea. Forecasting*, **11**, 288-303.
- Camargo, S. J., and A. H. Sobel, 2004: Formation of tropical storms in an atmospheric general circulation model. *Tellus*, **56A**, 56-67.
- _____, and S. E. Zebiak, 2002: Improving the detection and tracking of tropical cyclones in atmospheric general circulation models. *Wea. Forecasting*, **17**, 1152-1162.
- Chan, J. C. L., 1995: Tropical cyclone activity in the western North Pacific in relation to the stratospheric quasi-biennial oscillation. *Mon. Wea. Rev.*, **123**, 2567-2571.
- _____, J. E. Shi, and C. M. Lam, 1998: Seasonal forecasting of tropical cyclone activity over the western North Pacific and the South China Sea. *Wea. Forecasting*, **13**, 997-1004.
- Graham, R. J., A. D. L. Evans, K. R. Mylne, M. S. J. Harrison, and K. B. Robertson, 2000: An assessment of seasonal predictability using atmospheric general circulation models. *Quart. J. Roy. Meteor. Soc.*, **126**, 2211-2240.
- Gray, W. M., C. W. Landsea, P. W. Mielke Jr., and K. J. Berry, 1992: Predicting Atlantic seasonal hurricane activity 6-11 months in advance. *Wea. Forecasting*, **7**, 440-455.
- _____, _____, _____, and _____, 1993: Predicting Atlantic basin seasonal tropical cyclone activity by 1 August. *Wea. Forecasting*, **8**, 73-86.
- _____, _____, _____, and _____, 1994: Predicting Atlantic basin seasonal tropical cyclone activity by 1 June. *Wea. Forecasting*, **9**, 103-115.
- Murphy, A., 1973: A new vector partition of the probability score. *J. Appl. Meteor.*, **12**, 595-600.
- Sugi, M., A. Noda, and N. Sato, 2002: Influence of the global warming on tropical cyclone climatology: An experiment with the JMA global model. *J. Meteor. Soc. Japan*, **80**, 249-272.
- Thorncroft, C., and I. Pytharoulis, 2001: A dynamical approach to seasonal prediction of Atlantic tropical cyclone activity. *Wea. Forecasting*, **16**, 725-734.
- Vitart, F., J. L. Anderson, and W. F. Stern, 1997: Simulation of interannual variability of tropical storm frequency in an ensemble of GCM integrations. *J. Climate*, **10**, 745-760.
- Vitart, F., and T. N. Stockdale, 2001: Seasonal forecasting of tropical storms using coupled GCM integration. *Mon. Wea. Rev.*, **129**, 2521-2537.
- Wang, B., and J. C. L. Chan, 2002: How strong ENSO events affect tropical storm activity over the western North Pacific. *J. Climate*, **15**, 1643-1658.
- Watterson, I. G., J. L. Evans, and B. F. Ryan, 1995: Seasonal and interannual variability of tropical cyclogenesis: Diagnostics from large-scale fields. *J. Climate*, **8**, 3042-3066.
- Zhang, H., and T. Casey, 2000: Verification of categorical probability forecasts. *Wea. Forecasting*, **15**, 80-89.