BP신경망에 의한 장마철강수량의 계절예보

정상일, 박연이, 남성학

위대한 령도자 김정일동지께서는 다음과 같이 교시하시였다.

《큰물피해를 막기 위한 대책을 철저히 세워야 하겠습니다.》(《김정일선집》 증보판제23권 323폐지)

이상기후현상이 심하게 나타나고있는 현시기 큰물피해를 막기 위한 대책을 철저히 세우기 위해서는 장마철강수량의 계절예보맞춤률을 높이는데 적합한 인자들을 선택하는 것과 함께 그것의 예보방법을 잘 선택하는것이 중요한 문제로 나선다.[1,3,4]

론문에서는 대기순환지수들의 경년변동성과 우리 나라에서의 장마철강수량편차와의 관계를 분석하고 상관이 가장 좋은 인자들을 탐색한 후 BP신경망에 의한 장마철강수량 의 예보진행정형에 대하여 서술하였다.

1. 자료 및 연구방법

자료

이 연구에서는 1961년 - 2019년까지의 59년기간에 대하여 수평분해능이 2.5°×2.5°인 NCEP/NCAR재분석자료에서 발취한 봄철(3월 - 5월)과 여름철(6월 - 8월) 바다면기압과 1 000hPa면의 기온, 500hPa면의 중력포텐샬높이, 1 000hPa 및 200hPa면의 위경도바람속도성분들과 37개 지점(관측자료가 구비된 지점들)의 월강수량자료를 리용하였다.

② 연구방법

우선 장마철강수량시계렬을 얻기 위하여 장마의 시작 및 마감날자자료를 조사하였다.

다음 선형변화경향, 2차다항식, 5년이동평균곡선을 리용하여 장마철강수량의 경년변동성을 분석하고 연구기간의 봄철과 여름철에 대하여 $N \ 0^{\circ} - N \ 90^{\circ}$ 및 $E \ 60^{\circ} - W \ 120^{\circ}$ 지역에서 여러가지 대기순환지수들과 장마철강수량과의 관계를 분석하였다.

그리고 상관분석과 구역변경실험에 의하여 장마철강수량을 예보하기 위한 잠재적인 예보인자들을 찾고 인자분석법과 선형회귀모형에 의하여 가장 좋은 예보인자결합을 선택하였다. 끝으로 BP신경망을 리용하여 장마철강수량편차의 계절예보를 진행하였다.

2. 장마철강수량의 경년변동성분석

① 장마의 시작 및 마감날자분석

장마의 시작을 850hPa면의 포텐샬온도가 330K이상인 조건에서 2개 도이상의 면적에서 2일이상 상대적인 폭우가 지속된 후 4일안에 다시 비가 내릴 때, 장마의 마감을 장마전선이 N 37.5°이북으로 확고히 북상하였을 때라고 하면 우리 나라에서 장마철은 6월 26일부터 9월 12일까지이며 평균장마철은 44일, 가장 짧은 해는 15일(2014년), 가장 긴 해는 77일(1966년)이였다.

2014년에 장마는 7월 22일에 시작되여 8월 5일에 끝났고 1966년에는 6월 25일에 시작되여 9월 9일에 끝났다.

② 경년변동성분석

그림 1에서 보는바와 같이 연구기간 장마철강수량시계렬은 큰 변동성을 가지고 변한다. 장마철강수량편차의 경년변동성을 분석해보면 표준편차는 169.8mm로서 평균값인 521.7mm의 약 32.6%를 차지한다.

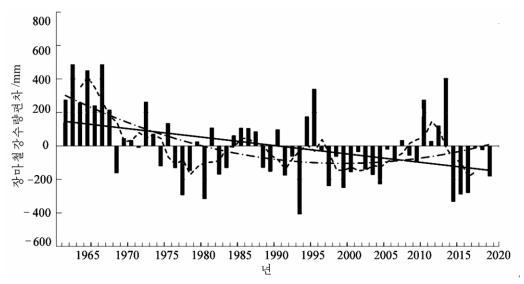


그림 1. 1961년 — 2019년기간 우리 나라에서 장마철강수량편차의 경년변동성 $y = -5.040 \ 7x + 10 \ 031, R^2 = 0.160 \ 5$ — 선형경향. —·—· 2차다항식. ---- 5년이동평균

선형경향을 분석해보면 연구기간에 장마철강수량은 99.9%의 유의수준을 가지고 감소하였으며 감소률은 10년에 약 50mm정도였다. 1970년대부터 평균값이하의 강수량들이 관측되였는데 특히 1971년부터 2019년사이에 정의 편차가 200mm이상인 해는 4번, 부의 편차가 200mm이하인 해는 9번 나타났다.

2차다항식을 리용하여 분석해보면 1961년부터 1990년대 후반기까지 장마철강수량시 계렬은 감소경향을, 그후로부터 2019년까지는 증가경향을 보이였다.

5년이동평균곡선을 분석한 결과 약 12년을 주기로 시계렬이 진동하였는데 이에 따르면 2016년이후에 강수량이 평년보다 증가한 해가 나타날것으로 추산된다.

3. 장마철강수량의 계절예보를 위한 대기순환지수결정

우선 우리 나라의 장마철강수량은 동아시아여름계절풍과 밀접히 련관되여있기때문에 [2, 4] 아래와 같은 동아시아여름계절풍지수(EASMI)들과 우리 나라에서 장마철강수량의 경년변동성과의 상관을 분석하였다.

N 20-N 50[°] 및 E 80[°]-W 170[°]에서 바다면기압마당의 경험직교함수전개에서 얻어진 1성분의 시간전개결수들(EASMI-SLP).

N 25°-N 45°및 E 120°-E 140°에서 1 000hPa면에 대한 경도방향바람속도편차들 (EASMI-V1 000). 200hPa면에서 N 42°-N 52° 및 E 110°-E 150°구역의 위도방향바람속도들과 N 27°-N 37° 및 E 110°-E 150°구역의 위도방향바람속도들의 차(EASMI-DU200).

850hPa면에서 N 22.5°-N 32.5° 및 E 110°-E 140°구역의 위도방향바람속도들과 N 5°-N 15° 및 E 90°-E 130°구역의 위도방향바람속도들의 차(EASMI-DU850).

결과 장마철강수량의 경년변동성과 EASMI-SLP, EASMI-V1 000 및 EASMI-DU200 과의 상관은 각각 -0.68, 0.67, 0.49로서 충분한 통계적의미를 가지였지만(EASMI-DU850 과의 상관은 0.03으로서 매우 작았음.) 선행한 봄철의 대기순환지수들을 리용하여 장마철 강수량의 계절예보를 진행하는것을 목적으로 하는 경우에는 동아시아여름계절풍지수들을 예보인자들로 선택하는것이 불합리하다.

그리하여 봄철 N 0°-90°, E 60°-W 120°구역에서의 바다면기압편차(SLPA)와 1 000hPa 면의 기온편차(TA1 000), 1 000hPa면의 경도방향바람속도편차(VA1 000), 500hPa면의 중력포 텐샬높이편차(GHA500) 및 200hPa면의 위도방향바람속도편차(UA200)들과 장마철강수량과의 상관을 분석하였다. 이때 N 0°-90°, E 60°-W 120°구역을 위경도 2.5°간격으로 나누고 매 구역에 대하여 상관분석을 진행하여 상관이 가장 좋은 구역을 찾아내는 구역변경실험을 진행하였다.

장마철강수량과 의의있는 상관을 가지는 봄철기간의 잠재적인 예보인자들에 대한 분석결과는 다음과 같다.(표 1)

| No. | 잠재적인 예보인자 | 구 역 | | 상관곁수(유의수준) |
|-----|-------------|---------------------------------|--------------------|--------------------------|
| 1 | SLPA-1 | N 47.5°-N 62.5° | E 167.5° -W 177.5° | $+0.47(1.7\cdot10^{-4})$ |
| 2 | SLPA-2 | N 62.5°-N 67.5° | E 127.5°-E 142.5° | $+0.46(2.7\cdot10^{-4})$ |
| 3 | SLPA-3 | 0°-N 45° | E 60°-E 120° | $-0.56(4.4\cdot10^{-6})$ |
| 4 | TA1 000-1 | N 35°-N 70° | E 112.5°-E 127.5° | $-0.45(3.9\cdot10^{-4})$ |
| 5 | TA1 000-2 | N 50°-N 75° | W 170°-W 140° | $-0.42(1.0\cdot10^{-3})$ |
| 6 | VA1 000-1 | $N 20^{\circ} - N 40^{\circ}$ | E 105°-E 115° | $+0.40(1.6\cdot10^{-3})$ |
| 7 | VA1 000-2 | N 20°-N 40° | E 90°-E 100° | $+0.41(1.1\cdot10^{-3})$ |
| 8 | VA1 000 - 3 | N 47.5°-N 62.5° | E 155°-E 175° | $+0.39(2.2\cdot10^{-3})$ |
| 9 | VA1 000-4 | N 37.5°-N 47.5° | E 60°-E 75° | $-0.53(1.4\cdot10^{-5})$ |
| 10 | VA1 000-5 | N 50°-N 55° | E 80°-E 100° | $-0.41(1.4\cdot10^{-3})$ |
| 11 | VA1 000-6 | N 60°-N 65° | E 135°-E 150° | $-0.37(3.7\cdot10^{-3})$ |
| 12 | GHA500 - 1 | $N 45^{\circ} - N 57.5^{\circ}$ | E 162.5°-W 170° | $+0.41(1.5\cdot10^{-3})$ |
| 13 | GHA500-2 | 0°-N 25° | E 60°-E 120° | $-0.42(9.6\cdot10^{-4})$ |
| 14 | GHA500-3 | N 17.5°-N 30° | E 147.5°-W 170° | $-0.45(3.4\cdot10^{-4})$ |
| 15 | UA200 - 1 | N 57.5°-N 67.5° | E 167.5° -W 160° | $+0.38(3.0\cdot10^{-4})$ |
| 16 | UA200-2 | N 35°-N 45° | E 152.5° -W 160° | $-0.42(8.3\cdot10^{-4})$ |
| | | | | |

표 1. 분석결과

우의 16개 인자들중 가장 합리적인 예보인자들을 선택하기 위하여 인자분석법을 리용하였다. 즉 상관이 가장 좋은 SLPA-3(상관결수 -0.56)을 첫번째 예보인자로 선택하였다.

다음 SLPA-3에 선형회귀를 적용하여 얻은 예보결과에서 실지강수량값을 던 차와 나머지 15개 인자들과의 상관결수들을 계산하였다. 이때 가장 큰 상관을 가지는 인자를 두번째 예보인자로 선택하였다.

이런 방법으로 16번째 예보인자까지 결정한 후 예보인자들을 순서대로 하나씩 추가해나가면서 루적기여률을 분석하였다.(표 2)

| No. | 예보인자 | 루적기여률(R²) | No. | 예보인자 | 루적기여률(R²) |
|-----|-----------|-----------|-----|-----------|-----------|
| 1 | SLPA-3 | 0.303 | 9 | UA200-1 | 0.563 |
| 2 | SLPA-2 | 0.384 | 10 | UA200-2 | 0.563 |
| 3 | VA1 000-2 | 0.490 | 11 | VA1 000-3 | 0.563 |
| 4 | TA1 000-1 | 0.504 | 12 | GHA500-1 | 0.563 |
| 5 | GHA500-2 | 0.518 | 13 | SLPA-1 | 0.563 |
| 6 | VA1 000-4 | 0.533 | 14 | VA1 000-6 | 0.563 |
| 7 | GHA500-3 | 0.548 | 15 | VA1 000-1 | 0.578 |
| 8 | VA1 000-5 | 0.548 | 16 | TA1 000-2 | 0.578 |
| | | | | | |

표 2. 인자분석법에 의한 16개 예보인자들의 루적기여률

표 2에서 보는바와 같이 루적기여률은 4번째 예보인자까지 추가하였을 때 0.5이상으로 되였다. 즉 루적기여률의 견지에서 볼 때 1번-4번까지의 예보인자들과 1번-9번까지의 예보인자들을 리용할수 있다.

보다 합리적인 예보인자묶음을 선택하기 위하여 선형회귀모형을 리용한 장마철강수 량예보를 진행하였다.(표 3)

| N _o | RMSE | | No | RMSE | | | | |
|----------------|-------|-------|-----|-------|-------|--|--|--|
| No. | 종속기간 | 독립기간 | No. | 종속기간 | 독립기간 | | | |
| 1 | 177.2 | 203.2 | 9 | 144.2 | 172.3 | | | |
| 2 | 165.8 | 193.8 | 10 | 143.6 | 176.2 | | | |
| 3 | 153.5 | 163.2 | 11 | 141.7 | 186.8 | | | |
| 4 | 152.2 | 152.6 | 12 | 141.8 | 186.5 | | | |
| 5 | 149.2 | 166.4 | 13 | 141.5 | 189.8 | | | |
| 6 | 146.9 | 171.0 | 14 | 141.4 | 187.2 | | | |
| 7 | 144.5 | 172.5 | 15 | 141.4 | 186.9 | | | |
| 8 | 144.6 | 175.9 | 16 | 141.2 | 188.1 | | | |

표 3. 종속(독립)기간에 대하여 선형회귀모형을 리용한 작미철각수량이 평균2제곱으차(RMSF)

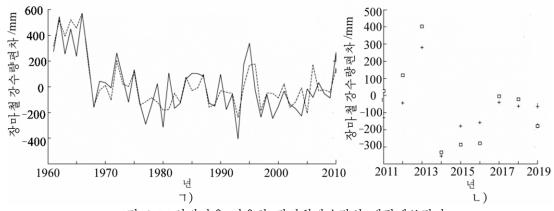
이때 1961년-2010년까지를 독립기간으로, 2011년-2019년까지를 종속기간으로 설정하였으며 해당 번호는 추가된 예보인자수(실례로 번호 3은 첫번째 예보인자부터 세번째예보인자까지의 3개 인자들을 리용하였다는것임.)를 의미한다.

표 3에서 볼수 있는바와 같이 종속기간에 4개의 예보인자들을 리용한 경우정확도가 가장 높았다. 따라서 BP신경망을 위한 예보인자로 SLPA-3, SLPA-2, $VA1\ 000-2$, $TA1\ 000-1$ 를 선정하였다.

4. BP신경망을 리용한 장마철강수량의 계절예보결과

선형회귀모형에서와 마찬가지로 1961년 - 2010년까지를 독립기간으로, 2011년 - 2019년까지를 종속기간으로 설정하였고 신경세포의 활성함수는 시그모이드함수로, 숨은충은 1개로 선정하였다. 예보결과는 그림 2와 같다.

그림 2에서 보는것처럼 독립기간과 종속기간에 대하여 실지값과 예측값의 평균2제곱 오차는 각각 117.8, 113.5mm였으며 이 결과는 선형회귀모형정확도의 약 1.29, 약 1.34배이 다. 결과는 우의 예보인자들을 가지고 BP신경망을 리용하여 장마철강수량을 예보하는것 이 합리적이라는것을 보여준다.



맺 는 말

예보결과에 의하면 독립기간과 종속기간에 대하여 실지값과 예측값의 평균2제곱오차는 각각 117.8,113.5mm로서 선형회귀모형과 비교할 때 BP신경망모형의 정확도는 약 1.29,약 1.34배이다.

참 고 문 헌

- [1] Y. J. Fang, et al.; Advances in Atmospheric Sciences, 30, 2, 315, 2013.
- [2] K. C. Om et al.; Weather and Climate Extremes, 23, 1, 2018.
- [3] F. Xue et al.; Atmospheric and Oceanic Science Letters, 10, 156, 2017.
- [4] R. Zhang; Scientific Bulletin, 60, 13, 1222, 2015.

주체110(2021)년 1월 5일 원고접수

The Seasonal Prediction of Jangma – time Precipitation Based on BP Neural Network

Jong Sang Il, Pak Yon I and Nam Song Hak

In this paper, the most appropriate predictors in the preceding spring seasons are detected for seasonal prediction of Jangma—time precipitation in our country and the prediction of Jangma—time precipitation based on BP neural network has been done.

Keywords: Jangma-time precipitation, BP neural network, seasonal prediction