

해수면온도와 우리나라 강우량과의 상관성 분석

A Study of Relationships between the Sea Surface Temperatures and Rainfall in Korea

문영일* / 권현한** / 김동권***

Moon, Young-Il / Kwon, Hyun-Han / Kim, Dong-Kwon

Abstract

In this study, the principal components of rainfall in Korea are extracted by a method which consists of the independent component analysis combined with the wavelet transform, to examine the spatial correlation between seasonal rainfalls and global sea surface temperatures(SSTs). The 2-8 year band retains a strong wavelet power spectrum and the low frequency characteristics are shown by the wavelet analysis. The independent component analysis is performed by using the Scale Average Wavelet Power(SAWP) that is estimated by wavelet analysis. Interannual-interdecadal variation is the dominant variation, and an increasing trend is observed in the spring and summer seasons. The relationships between principal components of rainfall in the spring/summer seasons and SSTs existed in Indian and Pacific Oceans. Particularly, the SST zones, which represent a statistically significant correlation are located in the Philippine offshore and Australia offshore. Also, the three month leading SSTs in the same region are strongly correlated with the rainfall. Hence, these results propose a promising possibility of seasonal rainfall prediction by SST predictors.

keywords : rainfall, sea surface temperature, correlation analysis, wavelet analysis, independent component analysis

요 지

본 연구에서는 우리나라 강우량과 광범위한 해수면 온도(SST)와의 공간적인 상관성 분석을 위해서 Wavelet 분석과 독립성분분석을 결합하여 계절강우량의 주요성분을 추출하였다. 계절강우량의 Wavelet 분석결과 2년과 8년 사이의 주기에서 강한 스펙트럼을 나타내었으며 모든 계절강우량에 대하여 저빈도 특성을 확인할 수 있었다. Wavelet에서 추출된 Scale Average Wavelet Power(SAWP)를 대상으로 독립성분분석을 실시하였으며 계절에 따라 경년변화와 10년 이상의 주기를 갖는 성분을 확인할 수 있었고 봄과 여름의 주성분에서 증가경향의 성분을 관측할 수 있었다. 추출된 강우량의 주성분과 SST와의 상관관계를 평가한 결과 봄과 여름 강우량에서 인도양과 일부 태평양에서 강한 상관관계를 나타내었다. 특히, 인도양의 필리핀 연안과 태평양의 호주 연안에서 통계적으로 유의한 상계관계를 갖는 SST 구역을 확인할 수 있었다. 또한 3개월 이전 SST와 강우량에 대해서도 이들 구역에서 큰 상관성을 나타내었으며 이들 3개월 SST를 이용하여 강우량의 예측 가능성을 제시하였다.

핵심용어 : 강우량, 해수면온도, 상관성 분석, Wavelet 분석, 독립성분분석

* 정희원, 서울시립대학교 토목공학과 부교수·공학박사 (e-mail: ymoon@uos.ac.kr)

** 정희원, Columbia University, Postdoctoral Research Associate, NY, USA (e-mail: hk2273@columbia.edu)

*** 정희원, 서울시립대학교 토목공학과 박사수료 (e-mail: ddkim@hyundai-dvp.com)

1. 서론

수문학적 순환과정에서 강우량은 기본 입력 자료로서 모든 수문사상을 해석하는데 기본적인 요소라 할 수 있으며, 이러한 강우량은 여러 기상학적 요인과 복잡한 관계를 가지며 다양한 발생형태를 나타낸다. 특히, 물의 순환과정에서 해수면온도(Sea Surface Temperature, SST)는 매우 중요한 요소로 인식되고 있으며 최근에 비정상적인 강우의 발생형태 및 강우량과 상관성을 분석하기 위한 일환으로 이들 SST와 강우량의 공간적·시간적 변동성을 정량화 하고자 하는 노력이 많은 연구자들을 통하여 이루어지고 있다.

이러한 기상인자와 상관성을 토대로 수문사상을 평가한 연구사례를 살펴보면 Klein and Bloom(1987), Kiladis and Diaz(1989), Cayan and Peterson(1989)은 북미의 저빈도 분석을 바탕으로 해양과 대기 성분의 영향을 분석하였으며 Lall and Mann(1995)은 SSA(Singular Spectrum Analysis)와 MTM(Multi-taper method)를 이용하여 Great Salt Lake의 월별 용적변화에 대한 시계열, 월 강우량, 온도 그리고 대기순환의 관계를 해석하였다. Moon and Lall(1996)은 기후변동성과 수문학적 시스템에 잠재된 동역학적 관계를 이해하기 위하여 미국의 Great Salt Lake와 남방진동지수(Southern Oscillation Index, SOI)를 포함한 여러 대기순환지수를 이용한 저빈도 관계를 연구한 바 있다. Keppenne and Ghil(1990)은 SSA와 MTM, 그리고

Maximum-entropy method를 이용하여 엘니뇨 사상을 분석하고 예측하였다. 또한, SSA를 이용하여 SOI와 연관성이 없는 잡음들을 제거하고 이를 이용하여 1992년 2월까지의 자료를 바탕으로 1993~1994년의 라니냐 사상을 예측한 바 있다(Keppenne and Ghil, 1992).

우리나라의 일반적인 강우 발생형태는 시간·공간적으로 매우 불규칙한 특성을 갖고 있어 수자원을 효율적으로 관리하기가 어려우며 이러한 관점에서 강우량과 범지구적인 SST와의 분석을 통하여 주요지점과의 상관관계를 추정할 수 있다면 강우사상의 예측이 가능하며 이를 토대로 유연성 있는 수자원 관리 및 댐 운영 등의 활용이 가능하다고 할 수 있다. 따라서 본 연구에서는 국내 주요지점의 강우량과 범지구적인 SST와 상관성을 검토하였으며 세부적인 연구 내용 및 방법은 다음과 같다. 첫째, 시계열의 주성분을 검토하기 위하여 주성분 분석에서 많은 장점을 제공하는 Wavelet Transform(Weng과 and Lau, 1994)과 일반적인 주성분분석의 단점을 보완한 독립성분분석(Common, 1994)을 결합하여 강우량의 주성분을 추출하였다. 둘째, 추정된 강우량의 주성분과 범 지구적인 격자기반의 동일계절과 3개월 이전 SST로 구별하여 공간적인 상관성분석을 실시하여 계절강우량의 변동성을 평가하고 특히, 3개월 이전 SST를 이용한 강우량의 예측 가능성을 분석하였다.

아래 Fig. 1은 계절강우량(MAM Season, 3~5월; JJA Season, 6~8월; SON Season, 9~11월)과 광범위한 해수면 온도와의 공간적 상관관계를 평가하기 위한

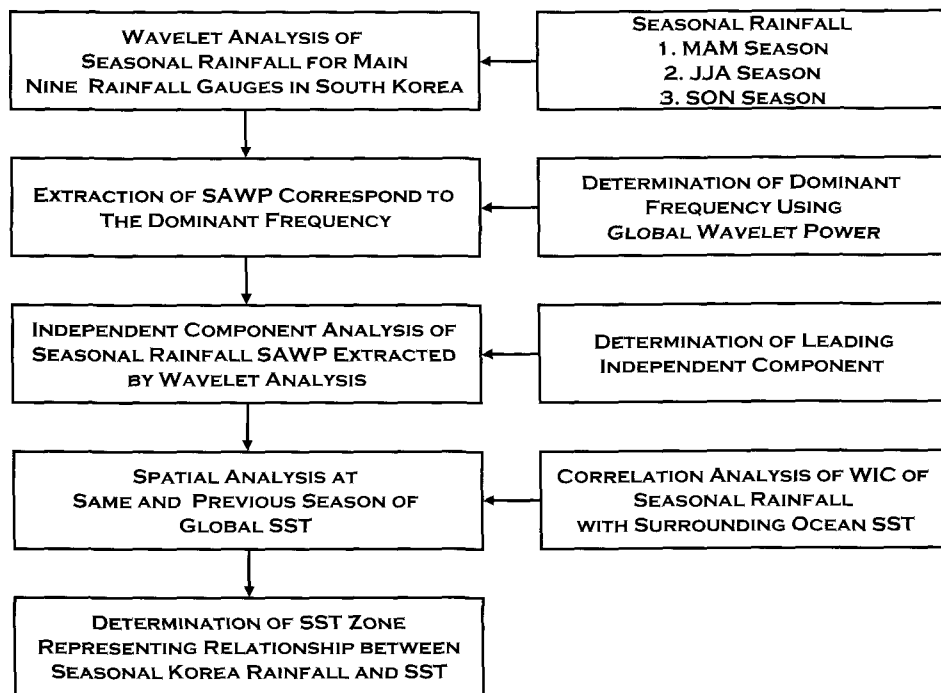


Fig. 1. Procedure of spatial correlation analysis between rainfall and sea surface temperature

해석과정을 나타낸다. 대부분의 경우에서 비선형의 특성을 갖는 강우량과 해수면온도에 대해서 원 시계열 자료를 그대로 이용하여 상관분석을 하게 되면 계절성 및 잡음 등으로 인해 자료간의 유의한 상관관계를 효율적으로 판단하기 어렵다. 따라서 본 연구에서는 국내 9개 지점의 일강우량 자료를 계절강우량 자료로 변환한 뒤, Wavelet Transform 분석을 실시하여 통계적으로 유의한 주기를 찾았다. 이들 주기에 해당하는 Scale Average Wavelet Power(SAWP) 시계열을 추출한 후 이들 다변량 자료에 대해서 독립성분분석을 적용하여 주요성분을 찾아내었다. 그리고, 앞서 추정된 계절별 강우량의 독립성분과 SST와의 공간적인 상관관계를 평가하였고, 최종적으로 이들간에 통계적으로 유의한 상관관계를 갖는 SST구역을 분석하였다.

2. 방법 및 적용자료

강우량과 SST와의 상관성분석을 위해 변량에 대한 주성분의 추정이 필요하며 본 연구에서 Wavelet Transform과 독립성분분석을 결합하여 대표적인 주성분을 추정하였으며 이들 방법론에 대해서 간단히 정리하여 나타내었다.

2.1 Wavelet Transform

Wavelet Transform은 유한한 시간과 공간영역에서 다중규모, 비정상상태 과정을 평가하고 확인하기 위한 방법론을 제공해 주고 있다. 최근에 특히 지구물리학(geophysics)과 열대 대류현상(tropical convection) 등 여러 분야에서 Wavelet Transform는 활용도가 높은 방법론으로 인식되고 있다(Weng and Lau, 1994). 주요 적용 대상을 살펴보면 El Niño-Southern Oscillation(ENSO)에 대한 분석(Gu and Philander 1995; Wang and Wang 1996), 대기의 한랭전선에 대한 연구(Gamage and Blumen 1993), 온도(Baliunas et al., 1997), 파의 전이(Meyers et al., 1993), 파의 성장 및 쇠퇴

파(Liu et al., 1994)에 적용된바 있다. 이외에도 난류에서의 동일한 구조 분석(Farge, 1992)의 적용된바 있으며 Foufoula-Georgiou and Kumar(1995)는 지구물리학적 적용에 대한 상세한 연구가 진행된바 있다.

Wavelet Transform은 스케일과 시간이라는 두 변수로 표현되고 Fourier Transform과 같이 기저 함수들의 집합으로 표현되며 자료와 함수들을 서로 다른 스케일 성분들로 분해하고 각 스케일에 해당하는 해상도와 연관된 각각의 성분들을 조사할 수 있고 공간에 대한 지역적 특성을 가지고 있어 전체 또는 지역적인 특징도 분석 가능한 특성을 지닌다. 이러한 특징으로 2차원 영역의 복잡성을 효과적으로 분석할 수 있으며 시계열 분석 있어 많은 장점을 제공한다(Torrence and Compo, 1998). Wavelet Transform은 기저 함수가 정해진 것이 아니며 기저 함수가 될 수 있는 조건이 정해져 있다. Eq. (1)은 기저 함수의 스케일과 천이를 나타내며 여기서 a 는 스케일을 결정하는 값이고, b 는 함수를 얼마나 이동시킬 것인가를 결정하는 값이다.

$$\Psi_{a,b}(t) = \frac{1}{\sqrt{|a|}} \Psi\left(\frac{t-b}{a}\right) \quad a, b \in R \quad (1)$$

Fig. 2와 같이 기저 함수가 될 수 있는 함수 $\Psi(t)$ 의 스케일과 천이를 통해서 Wavelet Transform을 수행한다. Wavelet Transform의 기저 함수로 사용되는 $\Psi(t)$ 를 모(mother) Wavelet 함수라고 하며 다음의 Eq. (2)와 Eq. (3)의 두 가지 조건을 만족 시키면 모 Wavelet 함수가 될 수 있다. 이러한 조건을 만족하는 함수는 Fig. 3과 같이 조그만 파형의 모양을 가지기 때문에 Wavelet이라고 한다.

$$\int_{-\infty}^{\infty} \Psi(t) dt = 0 \quad (2)$$

$$\int_{-\infty}^{\infty} |\Psi(t)|^2 dt < \infty \quad (3)$$

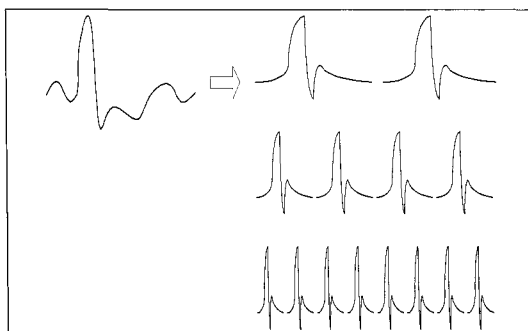


Fig. 2. Wavelet transform analysis

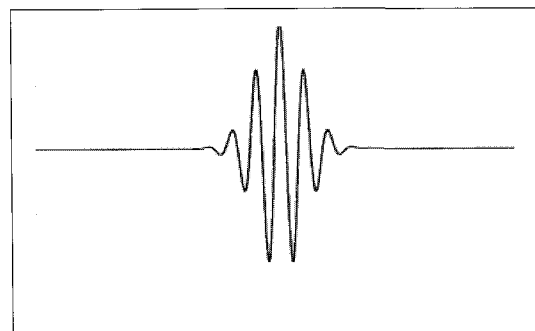


Fig. 3. Morlet Wavelet basis function

Wavelet Transform은 Eq. (1)에서 모 Wavelet을 b 만큼 이동하고 a 에 의해 크기를 변화시켜가는 기저 함수를 사용한다. 이는 고주파로 갈수록 Wavelet은 함수의 폭이 좁아지고, 저주파로 갈수록 함수의 폭이 넓어지는 것을 나타낸다. Wavelet Transform은 Wavelet 기본 함수들의 중첩으로 임의의 함수를 표현하는 것인데 이러한 Wavelet 기본 함수들의 중첩은 각각 다른 스케일 레벨을 가지고 임의의 함수를 만들어 내며, 각 레벨은 그 레벨에 맞는 해상도를 가지게 된다. 연속적인 신호의 Wavelet Transform(continuous wavelet transform, CWT)은 Eq. (4)와 같이 정의되며 그것의 역 변환은 Eq. (5)와 같이 정의 된다. 여기서 $X(t)$ 는 원자료를 나타내며 $W(a,b)$ 는 에너지 스펙트럼을 의미한다. Ψ^* 는 Ψ 의 켈레복소수를 의미한다.

$$W(a,b) = \int_{-\infty}^{\infty} X(t) \Psi_{a,b}^*(t) dt \quad (4)$$

$$X(t) = \frac{1}{C} \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{|a|^2} W(a,b) \Psi_{a,b}(t) da db$$

$$C \equiv \int_{-\infty}^{\infty} \frac{|\Psi(w)|^2}{|w|} dw \quad (5)$$

일반적으로 CWT에서 스펙트럼 추정 시에 효율적인 방법은 이산(discrete) Fourier Transform을 이용해서 Fourier Transform 영역에서 스펙트럼을 추정하는 것이다.

$$W_t(s) = \sum_{k=0}^T \widehat{X}_k \widehat{\Psi}^*(s\omega_k) e^{i\omega_k \delta_t} \quad (6)$$

여기서 \widehat{X}_k 은 원시계열 X 의 Fourier Transform을, k 는 $(0, \dots, T)$ 의 주파수 지수를 의미하며 $\widehat{\Psi}^*(s\omega_k)$ 는 Wavelet Transform의 Fourier Transform을 나타낸다. Wavelet 스펙트럼은 다음 Eq. (7)의 이산 스케일을 이

용하여 계산된다.

$$s_j = s_0 2^{j\delta_j} \quad (7)$$

여기서 s_0 는 추출 가능한 가장 작은 스케일을 나타내며 δ_j 는 추출간격을 의미하고 모 Wavelet 함수의 특성에 따라 다른 값을 나타낸다. 일반적으로 많이 사용되는 Morlet 모함수의 경우 0.6의 값을 갖는다. Table 1은 일반적인 모 Wavelet 함수와 유도된 인자를 나타낸다.

Wavelet Transform 방법은 우리가 알고 있는 모 Wavelet 함수를 통하여 스펙트럼을 추정하기 때문에 원시계열로 다시 재구성이 가능하다. Wavelet Transform을 통하여 보다 효율적으로 주기 및 시간에 따라 보다 효과적으로 스펙트럼을 검토할 수 있는 방법이 있다. 즉 주기 및 시간에 따라 각각의 스펙트럼을 평균하는 것이다. 먼저 주기에 대해서 평균값을 식으로 나타내면 다음과 같다.

$$\overline{W_t^2}(s) = \frac{1}{T} \sum_{n=0}^{T-1} |W_t(s)|^2 \quad (8)$$

위의 Eq. (8)을 일반적으로 Global Wavelet Power (GWP)이라 한다. 이와 함께 Eq. (9)는 시간에 따라 평균값을 추정하기 식을 나타내며 Scaled Average Wavelet Power(SAWP)라고 하며 본 연구에서는 이 값을 추출하여 독립성분분석을 실시하게 된다.

$$W_t^2 = \frac{\delta_j \delta_t}{C_\delta} \sum_{j=j_1}^{j_2} \frac{|W_t(s_j)|^2}{s_j} \quad (9)$$

여기서 C_δ 는 재구성 계수를 나타내며 모 Wavelet 함수에 따라 다른 값을 제시하고 있으며 Table 1에 나타내었다. δ_j 는 스케일을 평균하기 위한 계수를 의미하며 j_1 과 j_2 는 찾고자 하는 스케일, 즉 주기의 범위를 나타낸다.

Table 1. Each wavelet function and main factors

| Mother Wavelet Function | Function | τ_s | C_δ | γ | δj_0 |
|---------------------------------|---|--------------|------------|----------|--------------|
| Morlet(ω_0 = frequency) | $\pi^{-1/4} e^{i\omega_0 t} e^{-\eta^2/2}$ | $\sqrt{2} s$ | 0.776 | 2.32 | 0.6 |
| Paul(m = order) | $\frac{2^m i^m m!}{\sqrt{\pi} (2m)!} (1 - i\eta)^{-(m+1)}$ | $s/\sqrt{2}$ | 1.132 | 1.17 | 1.5 |
| DOG(m = derivative) | $\frac{-1^{m+1}}{\sqrt{\Gamma(m + \frac{1}{2})}} \frac{d^m}{d\eta^m} (e^{-\eta^2/2})$ | $\sqrt{2} s$ | 1.966 | 1.37 | 0.97 |

τ_s : e -folding time, C_δ : Reconstruction coefficient, γ : time average decorrelation factor, δj_0 : scale average coefficient

2.2 독립성분분석(Independent Component Analysis)

주성분분석에서 비상관성을 가지는 새로운 주성분을 유도할 수 있지만 이들 주성분이 최종적으로 독립성을 확보하기에는 미흡하다는 지적이 있다(Common, 1994; Bell and Sejnowski, 1995; Lee et al., 1999). 최근에 이러한 단점을 보완할 수 있는 방법론으로서 자료의 상관관계이외에 더 높은 차수의 상관관계를 제거하여 최종적으로 차원들의 관계를 독립으로 변환시켜 독립성분을 추정할 수 있는 독립성분분석(Independent Component Analysis)이 제안되어 신호처리 및 다변량 시계열 분석에서 응용이 이루어지고 있다(Common, 1994; Bell and Sejnowski, 1995; Lee et al., 1999). 주성분분석은 2차 통계치(variance)를 최대화해 주는 반면 독립성분분석은 비정규성을 규정할 수 있는 왜곡도(skewness), 첨예도(kurtosis)와 같은 고차원 통계치를 고려하며 비직교 합수를 찾아주게 된다. 이는 비정규성을 최대화 시키거나 상호정보(mutual information)을 최소화시켜주는 방향의 주성분을 찾는 것을 의미하며 Table 2는 독립성분분석과 주성분분석의 해석상의 개념적인 차이를 비교하여 나타내었다.

독립성분분석은 선형적으로 시계열을 해석하는 하나의 방법으로서, 먼저 원시계열 자료가 Eq. (10)과 같다고 가정하자.

$$s = [s_1, s_2, \dots, s_N]^T \quad (10)$$

여기서 s_i 는 서로 독립이라고 하며, 그 분포는 비정규성이거나 아니면 오직 한 source만 정규성을 갖는다고 가정한다. 이 가정 하에서 우리가 측정하는 신호는 Eq. (11)과 같이 주어진다고 하자. 이때 A 는 $N \times N$ 혼합행렬이라고 한다.

$$x = As \quad (11)$$

위와 같은 가정 하에, s 에 관한 정보가 s_i 가 서로 독립이라는 가정하에서, 측정된 신호 x 로부터 다시 근원시계열 s 를 복원할 수 있다. 이러한 목적으로 Eq.

(11)을 Eq. (12)와 같이 변환한 후 $y_i = g(u_i)$ 형태로 비선형 변환을 거친다.

$$u = Wx \quad (12)$$

여기서, W 는 $N \times N$ 비혼합행렬이라고 하며, $g(\cdot)$ 는 근원시계열의 누가확률밀도함수가 되도록 구성하고, 이 Network의 출력이 지닌 Joint Entropy가 최대가 되도록 학습을 한다면 u 는 독립이 되도록 학습이 이루어지며, 근원시계열 s 를 찾아내게 된다.

$$\frac{\partial H(y)}{\partial W} = [(W^T)^{-1} - \phi(u)x^T] \quad (13)$$

2.3 계절 강우량

강우량의 계절적인 변동성을 평가하기 위한 첫 번째 단계로서 강우량 자료에 대해서 Wavelet 분석을 실시하였으며, 본 연구에서는 1954년부터 2003년까지의 국내 9개 지점의 일강우량자료를 계절강우량자료로 변환하였다. Fig. 4는 본 연구에서 사용된 주요강우 관측지점을 나타낸다.

본 연구에서 Wavelet 분석을 실시하는 주된 목적은 통계적으로 유의한 주기를 갖는 구간(band)을 찾아냄과 동시에 전체시계열 자료에서 이들 구간에서의 성분만을 추출하기 위함이며 이 추출된 시계열을 앞서 언급했듯이 SAWP 시계열이라고 한다. 본 연구에서 3개월 단위로 3월부터 5월까지의 강우량(March-April-May, MAM), 6월부터 8월까지의 강우량(June-July-August, JJA) 과 9월부터 11월까지의 강우량(September-October-November, SON)으로 자료를 구성하였다.

3. 공간적 상관성 분석 결과

3.1 Wavelet 분석결과

Fig. 5는 구성된 계절 자료에 대한 전체적인 거동을 평가하기 위해서 9개 지점 계절강우량을 평균한 자료를 대상으로 Wavelet 분석을 실시하여 나타내었다.

Table 2. Comparison between independent component analysis and principal component analysis

| Principal Component Analysis | Independent Component Analysis |
|---|--|
| Orthogonal transform Two order statistics Gaussianity | Non-orthogonal transform Higher order statistics Non-gaussianity |

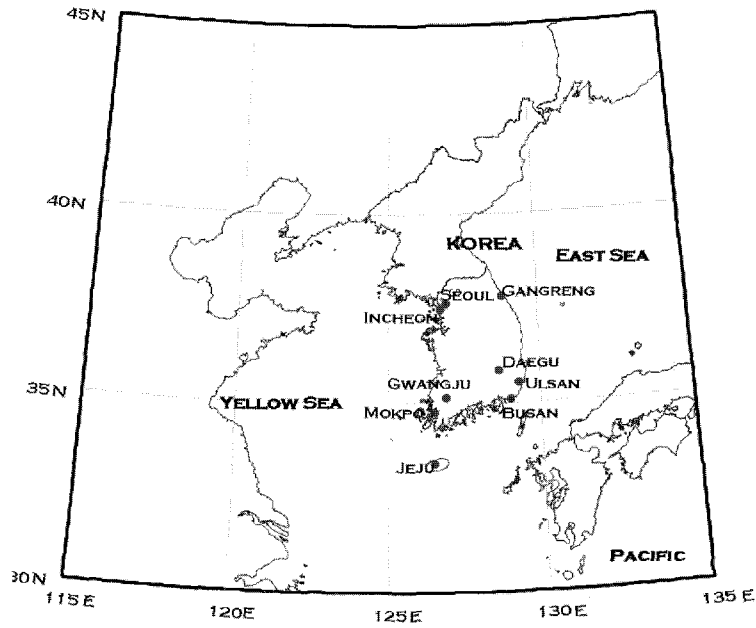
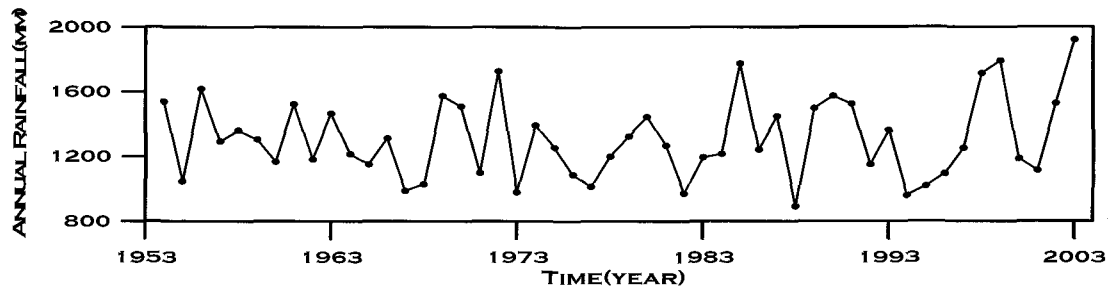
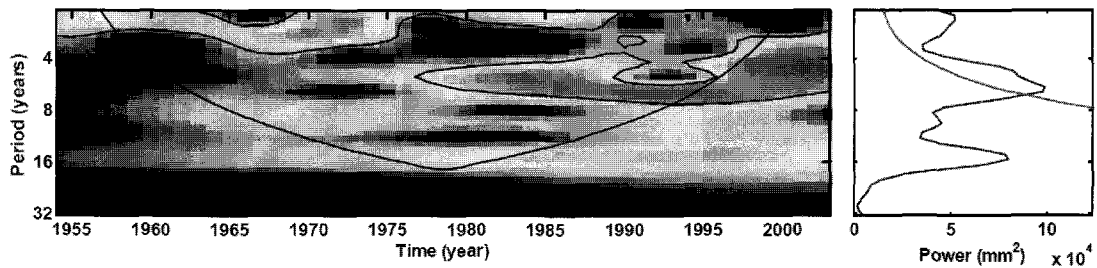


Fig. 4. Main rainfall stations for variability analysis between rainfall and sea surface temperature

a) Annual average of nine rainfall stations



b) Wavelet analysis results for annual rainfall



c) Wavelet analysis results for MAM seasonal rainfall

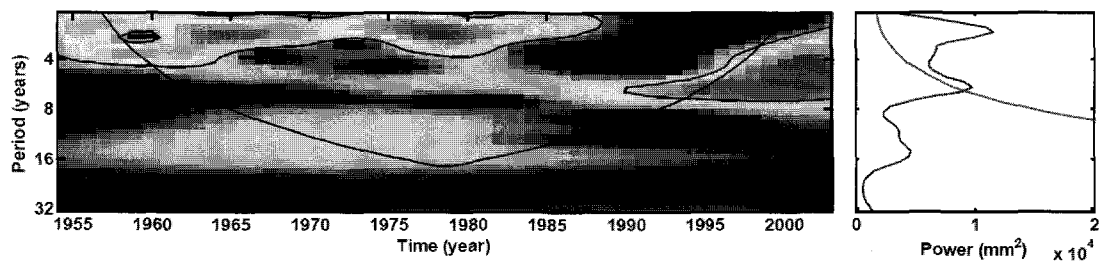
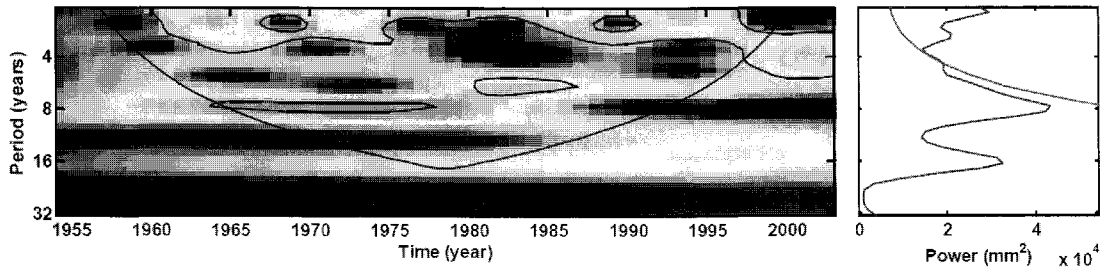


Fig. 5. Wavelet analysis results for seasonal rainfall (continued)

d) Wavelet analysis results for JJA seasonal rainfall



e) Wavelet analysis results for SON seasonal rainfall

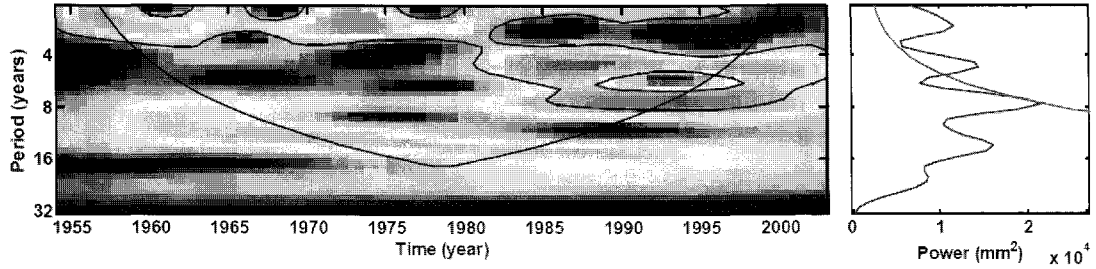


Fig. 5. Wavelet analysis results for seasonal rainfall

Fig. 5(a)는 9개 강우지점의 연강우량의 평균을 나타낸다. Fig. 5(b)는 연강우량자료에 대한 해석 결과를 Fig. 5(c), 5(d), 5(e)는 각각 봄, 여름과 가을의 분석 결과를 나타낸다. 여기서 왼쪽 그림은 Wavelet Power 스펙트럼을 나타내며 오른쪽은 Global Average Wavelet Power(GAWP)를 나타낸다. 그림에서 두꺼운 등고선은 신뢰구간 95%에서 유의한 주기를 나타내며 본 연구에서는 Morlet 모함수(Morlet, 1982)를 이용하였다.

Wavelet 분석은 앞서 언급했듯이 시간에 따른 주기의 특성을 동시에 추정할 수 있는 방법으로서 Fig. 5의 왼쪽 그림에서 Y축은 주기를 나타내며 X축은 시간을 나타낸다. 여기서 두꺼운 등고선 안쪽에 있는 스펙트럼이 통계적으로 유의한 결과를 의미한다. 또한 전체 주기의 특성을 효과적으로 판단할 수 있는 방법으로 GAWP를 고려할 수 있으며 이는 주기에 따른 스펙트럼을 평균한 값으로서 점선 위의 주기가 통계적으로 유의함을 의미한다.

즉, Fig. 5(a)의 연강우량에서 보듯이 1975년 이후에는 주로 2년 정도의 주기를 나타내지만 점차로 2-8년 사이의 주기 성분이 지배적임을 알 수 있으며 이를 Fig. 5(b)의 Wavelet Power 스펙트럼에서 효과적으로 다시 한 번 확인할 수 있으며 특히, 1980년 이후로 이러한 경향이 더욱 뚜렷하게 나타내고 있다. 봄 강우량의 경우 2-8년 사이의 주기에서 강한 스펙트럼을 보이고 있으며 여름과 가을의 경우도 정도의 차이는 있지만 전체적으로 2-8년의 경년변화를 갖는 ENSO(El Niño-

Southern Oscillation) 주기와 유사한 거동을 나타내고 있다.

Fig. 5와 같이 전체적인 거동뿐만 아니라 9개 지점을 대상으로 Wavelet 분석을 실시한 결과 평균자료와 동일하게 2-8년 주기에서 강한 스펙트럼을 확인할 수 있었으며 이에 대한 결과는 중복되는 관계로 생략하기로 한다. 따라서 본 연구에서는 원시계열로부터 통계적으로 유의한 주기를 나타내는 2-8년 주기의 성분만을 추출하였으며 여름에 대해서 추출된 성분을 Fig. 6에 나타내었다.

3.2 독립성분분석 결과

3.1장에서 추출된 9개의 SAWP를 대상으로 독립성분분석을 시행하였으며 분석결과 2개정도의 성분으로 70%이상 자료를 설명할 수 있는 주성분을 추출할 수 있었다. Fig. 7은 봄의 2개의 독립성분(WIC)을 나타내며 이들 두 주성분은 전체 분산의 77%를 설명해주고 있다. 여기서 WIC-1은 증가하는 경향을 나타내고 있으며 1955년부터 1977년 사이에 WIC-2와 다른 양상을 보이고 있으며 이는 지역적으로 봄 강수량의 편차가 크게 나타난 결과로 사료된다. 또한 이들 성분들은 1980년부터 1995년의 사이에 이상적인 건조기간의 특성을 동시에 보여주고 있으며 1995년 이후로 크게 증가하다가 2002년을 기점으로 다시 감소하는 특성을 보여주고 있다.

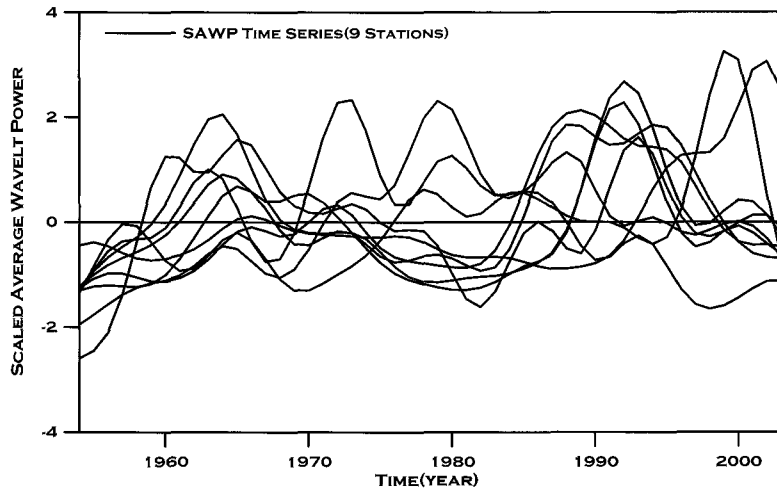


Fig. 6. Time series of SAWP for nine rainfall stations

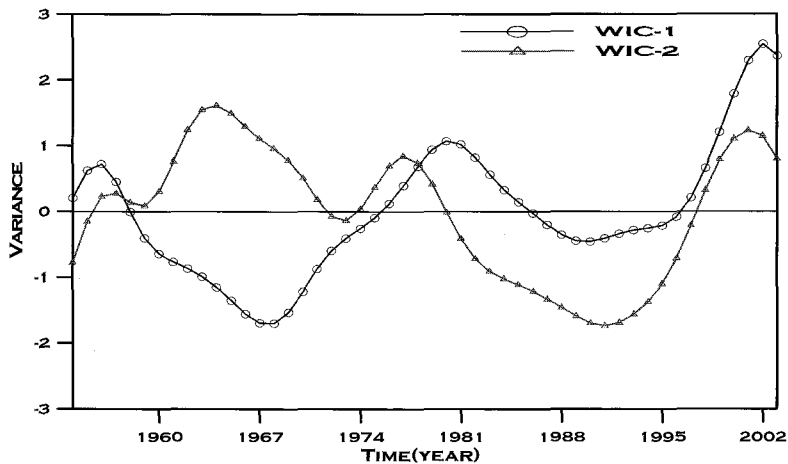


Fig. 7. Independent component analysis of MAM seasonal rainfall

추출된 2개의 주성분이 나타내는 특성이 9개의 관측 지점과 어떤 관계를 갖는 성분인지를 평가하기 위해서 각 지점의 SAWP와 상관성분석을 실시하여 Table 3에 나타내었다. Table 3에서 WIC-1은 부산, 목포, 제주, 울산 등과 상관성을 갖고 있으며 WIC-2는 서울, 인천, 대구, 광주, 강릉, 울산 등과 상관성을 나타내고 있다. 0.3 이상의 상관계수는 유의수준 $p < 0.05$ 를 갖는 Student T-검정에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다.

Fig. 8은 여름 강우량의 2개의 독립성분을 나타내며 이들 성분은 전체 Eigenvalue에 74%를 보유하고 있다. 두 개의 독립성분을 1960년부터 1995년까지 전체적으로 유사한 거동을 보이지만 1995년 이후로 반대의 거동을 보이고 있다. WIC-2는 증가하는 경향을 갖고 있으며

지난 20년 동안 이러한 특성은 보다 강해지고 있다. 이들 성분은 경년변화와 10년 이상의 저빈도의 특성을 갖고 있음을 알 수 있다.

일반적으로 우리나라의 경우 여름에 연강우량의 50~60%가 이 시기에 발생한다. 최근 15년 동안 1991, 1995, 1996, 1998년 그리고 1999년에 큰 홍수를 경험했으며 특히 1998년 홍수는 1997년과 1998년 사이의 El Niño 효과로 피해가 가중된 것으로 인식되고 있다. Table 4는 추정된 독립성분과 각 지점의 SAWP와의 상관성을 나타내며 WIC-1은 부산, 대구, 울산 등과 상관성을 갖고 있으며 WIC-2는 서울, 인천, 목포, 강릉, 제주 등과 상관성을 나타내고 있다.

Table 3. Correlation analysis between WIC of MAM season and each rainfall station

| | Seoul | Incheon | Busan | Mokpo | Daegu | Gwangju | Gangreng | Jeju | Ulsan |
|-------|-------|---------|-------|-------|-------|---------|----------|-------|-------|
| WIC-1 | -0.63 | -0.58 | 0.89 | 0.46 | 0.52 | 0.16 | 0.08 | 0.72 | 0.67 |
| WIC-2 | 0.74 | 0.78 | 0.37 | 0.46 | 0.73 | 0.64 | 0.69 | -0.19 | 0.68 |

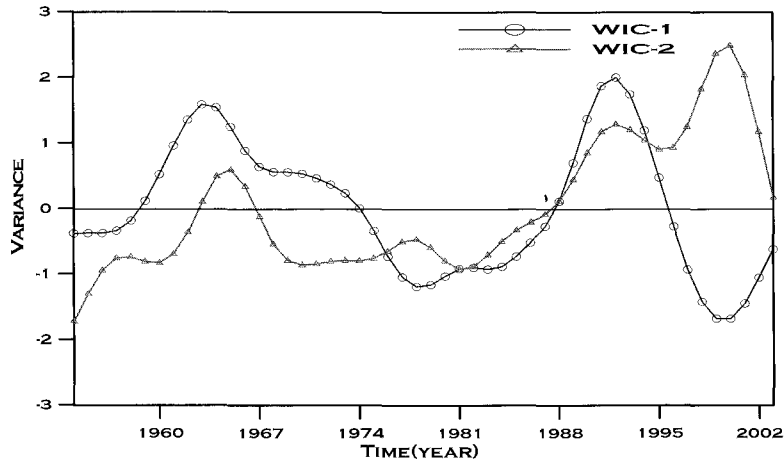


Fig. 8. Independent component analysis of JJA seasonal rainfall

Table 4. Correlation analysis between WIC of JJA season and each rainfall station

| | Seoul | Incheon | Busan | Mokpo | Daegu | Gwangju | Gangreng | Jeju | Ulsan |
|-------|-------|---------|-------|-------|-------|---------|----------|-------|-------|
| WIC-1 | 0.49 | 0.37 | 0.87 | 0.15 | 0.61 | -0.30 | -0.35 | -0.63 | 0.74 |
| WIC-2 | 0.57 | 0.48 | 0.44 | -0.58 | 0.40 | 0.06 | 0.68 | 0.69 | 0.61 |

Fig. 9는 가을 강우량의 2개의 독립성분을 나타내며 전체분산의 79%를 설명해 주고 있다. 이들 성분에 대해서 뚜렷한 주기를 평가하기는 어렵지만 대체적으로 WIC-1은 10년 이상의 저빈도 특성을 갖고 있으며 WIC-2는 경년변화와 10년 정도의 주기를 갖는 성분으로 사료된다. 이들 독립성분으로 가을 강우량을 판단해

보면 1990년이래로 강우량이 감소하는 건조기간의 경향을 나타내 주고 있다.

Table 5는 추정된 독립성분과 각 지점의 SAWP와의 상관성을 나타내며 WIC-1은 서울, 인천, 광주, 제주, 울산 등과 상관성을 갖고 있으며 WIC-2는 부산, 목포, 강릉 등과 상관성을 나타내고 있다.

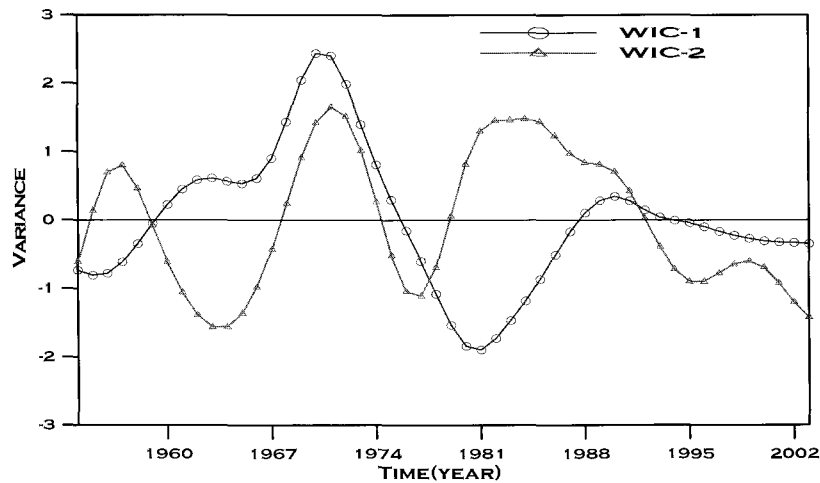


Fig. 9. Independent component analysis of SON rainfall

Table 5. Correlation analysis between WIC of SON season and each rainfall station

| | Seoul | Incheon | Busan | Mokpo | Daegu | Gwangju | Gangreng | Jeju | Ulsan |
|-------|-------|---------|-------|-------|-------|---------|----------|-------|-------|
| WIC-1 | 0.50 | 0.88 | 0.33 | -0.54 | 0.18 | 0.41 | 0.14 | -0.81 | 0.67 |
| WIC-2 | 0.19 | 0.42 | 0.82 | 0.63 | -0.12 | 0.24 | -0.74 | 0.56 | 0.63 |

3.3 해수면온도와 강우량과의 상관성 분석

본 연구에서는 앞서 추정된 계절별 강우량의 독립성 분과 SST와의 공간적인 상관관계를 평가하였다. 국내에서는 지금까지 기상자료와 강우량의 상관관계를 평가하고자 하는 연구가 수행된 적이 있으나, 그러나 이는 SOI, Nino 지점의 SST등의 자료와 강우량의 특성을 평가하는데 초점을 맞추고 있다. 따라서 본 연구에서는 이러한 단일자료가 아닌 한반도 주변 SST를 연구대상으로 하였으며, 분석지역은 인도양과 태평양의 위도·경도 30°S~60°N, 30°E~100°W의 범위를 갖는 해양을 대상으로 상관성분석을 실시하였다. 여기서 SST 자료는 강우량 자료와 동일 자료 기간을 갖는 5°×5° (National Oceanic & Atmospheric Administration, NOAA)의 격자자료를 사용하였다.

3.3.1 봄 강우량과 SST와의 상관성 분석

앞서 추정한 봄 강우량의 WIC-1은 전반적으로 증가하는 경향을 나타내고 있으며 1955년부터 1977년 사이에 WIC-2와 다른 양상을 보이고 있다. 또한 이들 성분

들은 1995년 이후로 크게 증가하다가 2002년을 기점으로 다시 감소하는 특성을 보여주고 있다. Fig. 10은 봄 강우량과 인도양과 태평양의 SST와의 상관관계를 나타내며 Fig. 10(a)는 강우량의 독립성분 WIC-1과 동일 계절 SST와의 상관성 해석결과를 의미하며 Fig. 10(b)는 이전계절 즉, 겨울의 SST와 강우량의 WIC-1과의 상관관계를 나타낸다. Fig. 10(c)와 10(d)는 강우량의 WIC-2와 동일계절과 이전계절의 SST와의 상관관계를 등고선으로 나타내었다. 여기서 0.3 이상의 상관계수는 유의수준 $p < 0.05$ 를 갖는 Student T-검정에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다.

Fig. 10에서 위도·경도 40°E~120°E, 30°S~20°N의 범위를 갖는 인도양과 120°E~0°, 30°S~30°N 범위를 갖는 태평양에서의 동일계절 SST는 강우량의 WIC-1과 매우 큰 양의 상관관계를 보이고 있다. 특히 필리핀 연안과 태평양의 호주 연안에서 상대적으로 큰 상관성을 확인할 수 있었다. 또한 동일지역에서 이전계절 SST와 WIC-1이 통계적으로 유의한 상관성을 보이고 있다. 강우량의 WIC-2와 동일계절 SST와 비교해보면 위도·

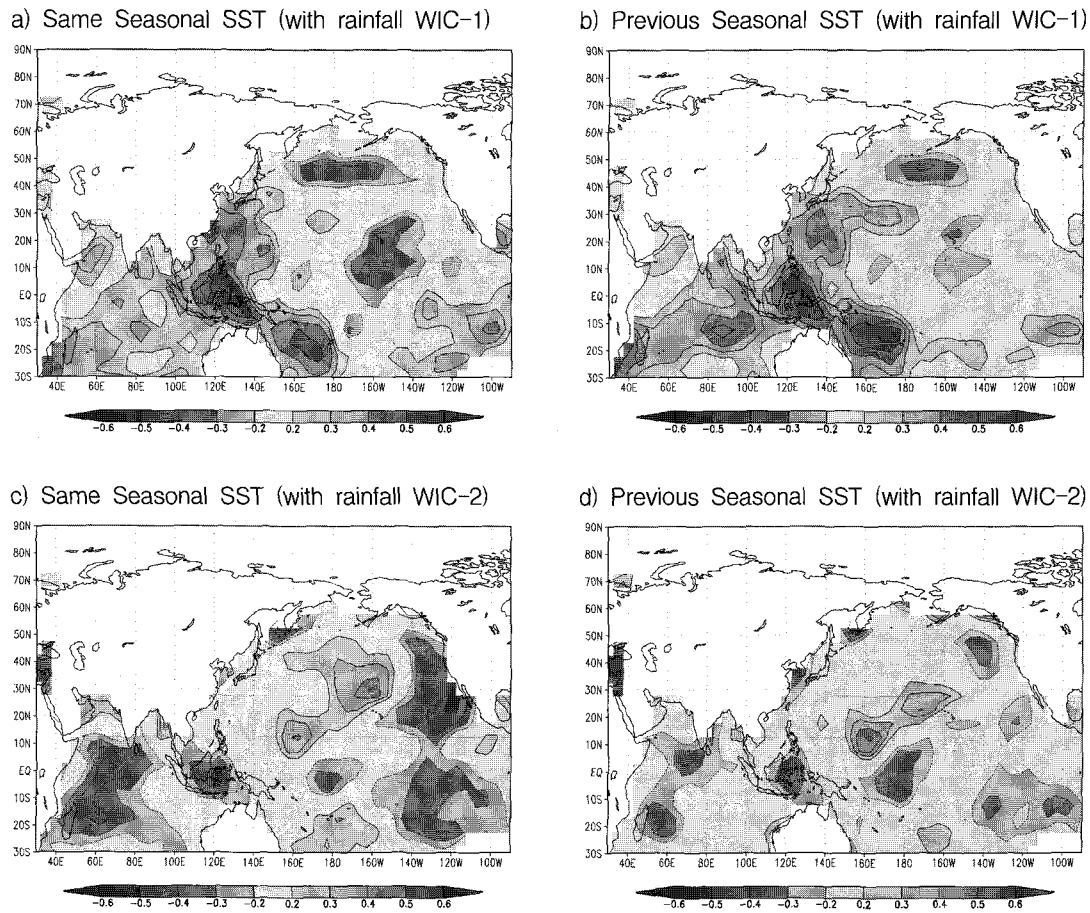


Fig. 10. Spatial correlation analysis between MAM season WICs and global SSTs

경도 40°E~80°E, 30°S~10°N의 인도양에서 음의 상관관계를 나타내고 있으며 위도·경도 0°~160°W, 20°N~40°N의 태평양에서는 양의 상관성을 갖고 있다. 이와는 반대로 미국 연안의 북태평양에서는 음의 상관관계를 나타내고 있다. 그러나 동일계절과는 다르게 강우량의 WIC-2와 유의한 상관관계를 갖는 이전계절 SST는 상대적으로 적게 나타났다.

상관성분석 결과를 바탕으로 판단해보면 강우지점 중 WIC-1과 상관성이 큰 부산, 목포, 제주, 울산 등은 인도양의 필리핀 근해와 태평양에서 호주 근해의 3개월 이전 즉, 겨울의 SST가 평소보다 높게 되면 봄의 강우량이 증가하게 될 가능성이 크다 하겠다. WIC-2와 상관성이 큰 서울, 인천, 대구 등의 경우 3개월 이전의 SST가 WIC-1만큼 상관관계가 크지는 않지만 인도양의 SST와 음의 상관관계를 갖고 있음을 Fig. 10에서 확인할 수 있다.

3.3.2 여름 강우량과 SST와의 상관성 분석

여름 강우량의 두 개의 독립성분은 1960년부터 1995년까지 전체적으로 유사한 거동을 보이지만 1995년 이

후로 반대의 거동을 보이고 있으며 또한 WIC-2는 증가하는 경향을 갖고 있으며 지난 20년 동안 이러한 특성은 보다 강해지고 있음을 앞에서 확인할 수 있었다. Fig. 11은 여름강우량의 독립성분과 주변 해양의 SST와의 상관성을 검토한 결과를 나타내며 그림에 대한 범례는 봄의 경우와 동일하다.

동일계절의 SST와 여름강우량의 WIC-1의 상관관계를 검토해보면 인도양은 위도·경도 50°E~90°E, 30°S~20°S의 범위를 갖는 지역에서 음의 상관관계를 나타내고 있지만 태평양의 150°W~170°W, 20°S~50°N에서는 약한 양의 상관관계를 관찰할 수 있다. 특히, 태평양의 위도·경도 120°E~0°, 30°S~20°N의 범위를 갖는 SST에서 60%이상의 매우 큰 음의 상관관계를 나타내고 있으며 3개월 이전 SST와도 매우 큰 상관성을 보여주고 있다.

여름 강우량의 WIC-2와 동일계절 SST와의 매우 큰 양의 상관관계를 Fig. 11에서 확인할 수 있으며 앞서 언급한 WIC-2의 증가경향과 일치하는 SST 성분이 존재하는 것으로 사료된다. 특히, 위도·경도 70°E~120°E,

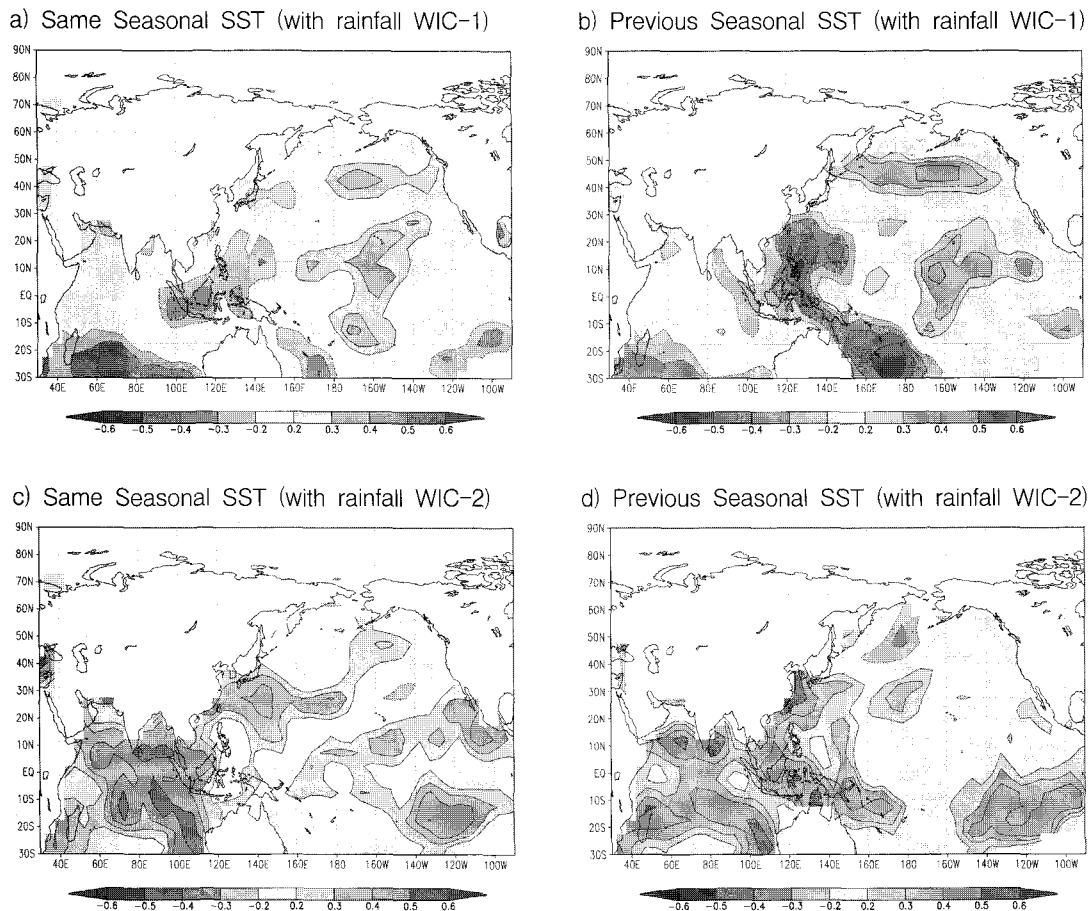


Fig. 11. Spatial correlation analysis between JJA season WICs and global SSTs

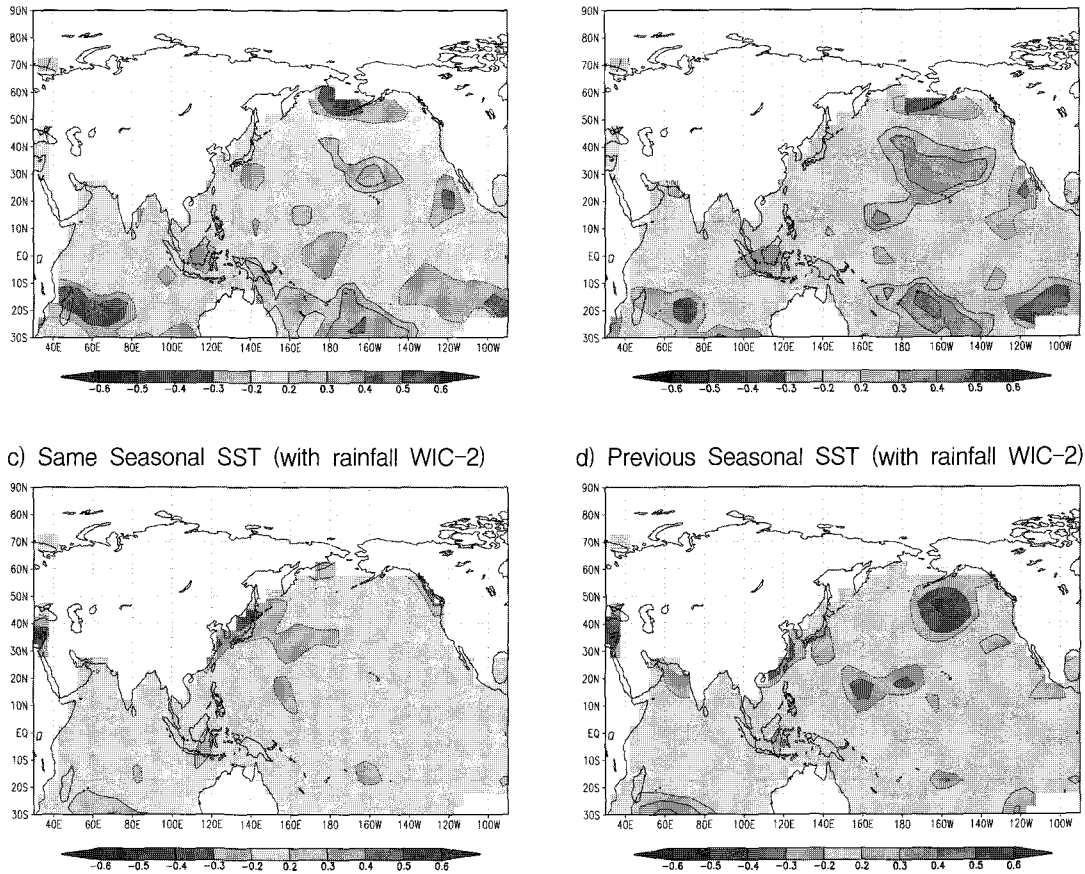


Fig. 12. Spatial correlation analysis between SON season WICs and global SSTs

30°S~20°N의 인도양에서 50%이상의 큰 상관관계를 보이고 있다. 3개월 이전 SST의 경우도 동일계절과 같은 지역에서 통계적으로 유의한 상관관계를 표현해주고 있다. 이들 상관성을 토대로 WIC-1과 상관성이 큰 부산, 대구, 울산의 여름 강수량은 3개월 이전 태평양의 SST(120°E~0°, 30°S~20°N)가 평소보다 크게 되면 이 지역의 강수량이 감소할 가능성이 크며 반대로 SST가 평소보다 작게 되면 강수량이 증가할 가능성이 크게 된다. WIC-2의 경우 서울, 인천, 목포 등과 상관성이 큰 성분으로 인도양의 3개월 이전 SST와 매우 큰 양의 상관성을 갖고 있으므로 이지역의 SST가 평소보다 높아지게 되면 강수량이 증가할 가능성이 평소보다 크다 할 수 있다.

3.3.3 가을 강수량과 SST와의 상관성 분석

가을 강수량의 2개의 독립성분 중 WIC-1은 경년변화의 주기를 갖는 특성을 갖고 있으며 WIC-2는 대략 10년 주기를 갖는 특성을 갖고 있으며 1990년이래로 강수량이 감소하는 건조기간의 경향을 나타내 주고 있다.

Fig. 12는 가을 강수량의 독립성분과 주변 SST와의 상관성을 나타낸다. 이전 봄, 여름 강수량과는 다르게

주변 해양의 SST와 뚜렷한 상관성을 발견하기 어려우며 인도양과 태평양의 일부 좁은 범위를 갖는 지역에서 약한 상관성만을 제시하고 있다.

4. 결론

본 연구에서는 계절강수량과 격자기반 SST와의 공간적인 상관성 분석을 위해서 Wavelet 분석과 독립성분분석을 결합하여 계절강수량의 주요성분을 추출하였다. 강수량의 계절구분은 강수량의 발생특성을 고려하여 봄은 3월부터 5월, 여름은 6월부터 8월 그리고 가을은 9월부터 11월까지로 구분하여 자료를 구성하였다. 공간적인 상관성 분석은 동일계절의 SST와 이전 3개월 SST를 분리하여 비교하였으며 이번 연구를 통해 얻은 결론은 다음과 같다.

- 1) 계절강수량의 Wavelet 분석결과 2년과 8년 사이의 주기에서 강한 스펙트럼을 나타내었으며 모든 계절강수량에서 저빈도 특성을 확인할 수 있었다.
- 2) Wavelet에서 추정된 SAWP를 대상으로 독립성분 분석을 실시하였으며 2개의 주성분만으로 70%이

상의 변동성을 설명할 수 있었다. 계절에 따라 경년변화와 10년 이상의 주기를 갖는 성분을 확인할 수 있었으며 봄과 여름의 주성분에서 증가경향의 성분을 추정할 수 있었다.

- 3) 추정된 계절별 2개의 주성분과 SST와의 상관관계를 평가한 결과 봄과 여름 강우량에서 인도양과 일부 태평양에서 강한 상관관계를 나타내었으며 특히, 인도양의 필리핀 연안과 태평양의 호주 연안에서 통계적으로 유의한 상관관계를 갖는 SST 구역을 확인할 수 있었다. 또한 3개월 이전 SST와 강우량에 대해서도 이들 구역에서 큰 상관성을 나타내었으며 이들 3개월 이전 SST를 이용하여 계절별 강우량의 증가 또는 감소의 예측 가능성을 제시하여 유연성 있는 수자원관리에 활용이 가능한 것으로 나타났다.

참 고 문 헌

- Baliunas, S., Frick, P., Sokoloff, D., and Soon, W. (1997) Time scales and trends in the central England temperature data (1659-1990): A wavelet analysis, *Geophys. Res. Lett.*, Vol. 24, pp. 1351-1354.
- Bell, A.J., and Sejnowski, T.J. (1995) An information-maximization approach to blind separation and blind deconvolution. *Neural Comput.*, Vol. 7, No. 6, pp. 1129-1159.
- Cayan, D.R., and Peterson, D.H. (1989) The influence of North Pacific atmospheric circulation on streamflow in the west, Aspects of climate variability in the Pacific and Western Americas, American Geophysical Union, Washington, D.C.
- Common, P. (1994) Independent Component Analysis, A New Concept?, *Signal Processing*, Vol. 36, pp. 287-314.
- Farge, M. (1992). Wavelet transforms and their applications to turbulence. *Annu. Rev. Fluid Mech.*, Vol. 24, pp. 395-457.
- Foufoula-Georgiou, E., and Kumar, P. (1995) *Wavelets in Geophysics*. Academic Press.
- Gamage, N., and Blumen, W. (1993) Comparative analysis of low level cold fronts: Wavelet, Fourier, and empirical orthogonal function decompositions, *Mon. Wea. Rev.*, Vol. 121, pp. 2867-2878.
- Gu, D., and Philander, S.G.H. (1995) Secular changes of annual and interannual variability in the Tropics during the past century, *J. Climate*, Vol. 8, pp. 864-876.
- Keppenne, C.L., and Ghil, M. (1990) Adaptive spectral analysis of the Southern Oscillation Index, in *Proceedings of the XVth Annual Climate diagnostics Workshop*, pp. 30-35, U. S. Department of Commerce, NOAA, Springfield, Va.
- Keppenne, C.L., and Ghil, M. (1992) Adaptive filtering and prediction of the Southern Oscillation index, *J. Geophysical Res.*, Vol. 97, pp. 20449-20454.
- Kiladis, G.N., and Diaz, H.F. (1989) Global climatic anomalies associated with extremes in the Southern Oscillation, *J. Climate.*, Vol. 2, pp. 1069-1090.
- Klein, W.H., and Bloom, H.J. (1987) Specification of monthly precipitation over the United States from the surrounding 700 mb height field, *Monthly Weather Rev.*, Vol. 115, pp. 2118-2132.
- Lall, U., and Mann, M.E. (1995) The Great Salt Lake: a barometer of low frequency climatic variability, *Water Resour. Res.*, Vol. 31, No. 10, pp. 2503-2516.
- Lee, T.W., Girolami, M., and Sejnowski, T.J. (1999) Independent component analysis using an extended infomax algorithm for mixed subgaussian and supergaussian sources. *Neural Comput.*, Vol. 11, No. 2, pp. 417-441.
- Liu, P.C. (1994) Wavelet spectrum analysis and ocean wind waves, *Wavelets in Geophysics*, Edited by Foufoula-Georgiou, E., and Kumar, P., Academic Press, pp. 151-166.
- Meyers, S.D., Kelly, B.G., and O'Brien, J.J. (1993) An introduction to wavelet analysis in oceanography and meteorology: With application to the dispersion of Yanai waves, *Mon. Wea. Rev.*, Vol. 121, pp. 2858-2866.
- Moon Y.I., and Lall, U. (1996) Atmospheric flow indices and interannual Great Salt Lake variability, *Journal of Hydrologic Engineering*, pp 55-61.
- Morlet, J. (1982) Wave propagation and sampling theory, *Geophys.*, Vol. 47, pp. 222-236.
- Torrence C, Compo GP. (1998) "A practical guide to wavelets analysis." *Bulletin of the American*

Meteorological Society, Vol. 79, No. 1, pp. 61-78.
Weng, H., and Lau, K.M. (1994) Wavelets, period doubling, and time-frequency localization with application to organization of convection over the tropical western Pacific, *J. Atmos. Sci.*, Vol 51, pp. 2523-2541.

Wang, B., and Wang, Y. (1996) Temporal structure of the Southern Oscillation as revealed by waveform and wavelet analysis, *J. Climate*, Vol. 9, pp. 1586-1598.

(논문번호:05-67/접수:2005.05.10/심사완료:2005.10.06)