

서울 강우량과 남방진동지수간의 저빈도 관계 분석

○박 대형¹⁾, 황 성환²⁾, 문 영일³⁾

1. 서론

본 논문에서는 서울의 강우성향에 대기 변수가 미치는 영향, 즉, 남방진동지수(Southern Oscillation Index; SOI)와 서울 강우성향간의 저빈도 관계를 파악하기 위한 연구가 실시되었다. 엘니뇨(El Niño)와 라니냐(La Niña) 등 범지구적인 기후변동은 수문학적 불균형을 유발하여 세계적으로 큰 재해들을 일으키고 있다. 지난 10년간 급작스런 기후변동으로 인해 한국에서는 1991년, 1995년, 1996년, 1998년과 1999에 큰 홍수피해를 입었으며, 동 기간동안의 피해만도 5조를 넘어서고 있다. 특히, 1998년의 홍수피해는 1997-98년의 엘니뇨 사상과 연관성이 큰 것으로 여겨지고 있다.

저빈도에 대한 연구 기초는 특히 북태평양, 북대서양, 그리고 열대지방에서의 해양과 대기의 상호작용에 대한 연구에서부터 개발되었다(Moon과 Lall, 1996). Moon과 Lall(1996)은 기후 변동성과 수문학적 시스템에 잠재된 동역학적 관계를 이해하기 위하여 미국의 그레이트 솔트 레이크 호수와 남방진동지수를 포함한 여러 대기 순환지수를 이용한 저빈도 관계를 연구한 바 있다. Klein과 Bloom(1987), Kiladis과 Diaz(1989), Cayan과 Peterson(1989), 그리고 많은 연구자들은 북미의 저빈도 성향의 연구를 수행하여 해양과 대기 성분이 많은 영향을 미침을 발견한 바 있으며, 또한 Lall과 Mann(1995)은 Singular Spectrum Analysis(SSA)과 Multi-taper method(MTM)을 이용하여 그레이트 솔트 레이크 호수의 월별 용적변화에 대한 시계열, 월 강우량, 온도, 그리고 대기 순환의 관계를 분석하였다. Keppenne과 Ghil(1990)도 SSA와 MTM, 그리고 Maximum-entropy method를 이용하여 엘니뇨 사상을 분석하고 예측하기도 하였다. 1992년에는 Keppenne과 Ghil이 SSA를 이용하여 SOI와 연관성이 없는 잡음들을 제거하고 이를 이용하여 1992년 2월까지의 자료를 바탕으로 1993-94년의 라니냐 사상을 예측한 바 있다.

본 연구에서는 Multi-channel Singular Spectrum Analysis(M-SSA)을 이용하여 서울의 강우량과 남방진동지수(SOI)간의 저빈도 관계 분석에 주력하였다. 분석결과 두 변수 사이에 공통적으로 0.5년, 1년, 3.3년, 5년, 그리고 15년의 저빈도에 대하여 강한 상관관계를 발견할 수 있었다.

2. 자료의 구성

본 연구에 두 가지의 시계열을 사용하였는데, 이는 1932년 9월부터 1998년 12월까지 월별 SOI 자료와 동기간의 월별 서울 강우자료이다. 서울 강우자료는 1908년부터 이용가능하지만 한국동란으로 인한 결측자료가 있어, 이를 보완하기 위해 문영일 등(1999)의 비매개변수적 마코프 모형을 이용한 자료로 보충하였으며, SOI 자료는 결측기간이 없는 1932년 9월부터의 자료를 이용하였다.

서울은 한반도의 중서부에 위치하여 기후적으로 몬순의 영향이 강하며, 연평균 강우량은 1,327mm 이고, 6월부터 9월까지 전체 강우량의 71%가 집중되고 있다.

남방진동지수(SOI)의 시계열은 남태평양 타히티(149°W, 17°S)와 호주 북부의 Darwin시(131°E, 12°S) 사이의 표준화된 월 평균 해수면 압력의 차이를 나타낸다.

$$SOI = SLP(Tahiti) - SLP(Darwin) \tag{1}$$

- 1) 서울시립대학교 토목공학과 박사과정
- 2) 서울시립대학교 토목공학과 석사과정
- 3) 서울시립대학교 토목공학과 조교수

Kiladis와 Diaz(1989)는 SOI의 값이 3개월 이상 -1.0 이하일 때를 엘니뇨현상으로 구분하고 있으며, 이와 반대로 양의 SOI 값이 지속되면 라니냐 현상이 발생한다고 규정하였다.

본 논문에서는 미국의 NOAA(National Oceanic and Atmospheric Administration)에서 제공된 SOI 자료와 서울 기상청의 서울 강우 자료를 사용하였다.

3. Multi-channel Singular Spectrum Analysis(M-SSA)

Multi-channel SSA(M-SSA)는 둘 이상의 시계열에 대해 같은 유형의 주기성과 경향성을 추정하는 다변량 스펙트럼 분석 기법이며, 부여된 embedding dimension M에 의해 시간에 따른 공간적 변화 양상에 대한 정보를 제공해준다. 단변량 스펙트럼 기법인 SSA는 주요성분분석(Principal Component Analysis; PCA)에서 파생된 기법으로 시계열의 좌표를 변환시켜 분산을 줄이는 방법이며, 기본적인 개념은 원자료에서 비조화성분을 제거함으로써 원자료에서 얻지 못하는 주기성과 경향성(trend)을 쉽게 파악할 수 있는 방법이다(Moon과 Lall, 1996). 즉, SSA는 주어진 자료의 시계열을 여러 개의 조화성분으로 나눌 수 있으며, 이러한 성분들을 분석하여 주성분을 파악함으로써 자료가 갖고 있는 경향을 파악할 수 있다. 이러한 자료의 경향성을 통하여 앞으로 발생할 사상에 대해 예측하는 능력 또한 다른 기법들에 비해 뛰어나다. 이 SSA 방법은 Colebrook(1978)에 의해 해양생물학에 처음으로 사용되었으며, 80년대의 Broomhead와 King(1986), Fraedrich(1986)을 거쳐 90년대의 Vautard와 Ghil(1989), Rasmusson(1990), Vautard 등(1992), Keppenne과 Ghil(1992), Moon과 Lall(1996)등이 엘니뇨현상을 연구하기 위해 사용하였다. SSA는 경험적 직교함수(Empirical orthogonal function; EOF) 방법을 응용하였는데, 공간 영역에 비해 시간 영역에 응용되는 것으로 알려졌다.

만일 시계열의 값이 x_i ($1 \leq i \leq N$)라고 하면 아래와 같이 표현할 수 있다.

$$x_{i+(j-1)\tau} = \sum_{k=1}^M a_i^k E_j^k, \quad 1 \leq j \leq M, \quad 1 \leq i \leq N-M+1 \quad (2)$$

여기서 a_i^k 는 주요성분(Principal Component, PC)이라고 불리는 투영계수이다. E^k 는 경험적 직교함수(Empirical Orthogonal Function : EOF) ($1 \leq k \leq M$)이며 M은 M차의 공간 (smoothing window의 역할)을 의미하며 τ 는 추출비(sampling rate)이다. k번째 PC는 k번째 EOF에 대하여 시계열의 정투영(orthogonal projection)으로 정의된다.

$$a_i^k = \sum_{j=1}^M x_{i+(j-1)\tau+1} E_j^k \quad 0 \leq i \leq N-M \quad (3)$$

따라서 고유치(eigenvalue)의 크기에 따라 자료의 비조화성분을 분리할 수 있고 아래와 같이 원 자료를 재구성할 수 있으며 이를 재구성성분(Reconstructed Component, RC)이라 한다. 따라서 M개의 RC들을 전부 합하면 원 시계열을 나타낸다.

$$(R_{Ax})_i = \frac{1}{i} \sum_{j=1}^i \sum_{k \in A} a_{i-j}^k E_j^k, \quad 1 \leq i \leq M-1 \quad (4)$$

$$(R_{Ax})_i = \frac{1}{M} \sum_{j=1}^M \sum_{k \in A} a_{i-j}^k E_j^k, \quad M \leq i \leq N-M+1 \quad (5)$$

$$(R_{Ax})_i = \frac{1}{N-i+1} \sum_{j=1}^M \sum_{k \in A} a_{i-j}^k E_j^k, \quad N-M+2 \leq i \leq N \quad (6)$$

M-SSA(Moon과 Lall, 1996)방법은 시간과 공간 영역에서 여러 시계열, 또는 여러 지점에서의 좌표를 변환시킨 주요성분분석(PCA)의 한 방법이며, 확장된 EOF(Empirical Orthogonal Function)와 유사한 방법이다(Weare와 Nasstrom, 1982). M-SSA방법은 선택된 embedding dimension M을 통하여 시간과 공간 영역에서의 일반적이고 자주 재현되는 mode를 파악하게 되는데, 이 때, 공간적 성분은 서로 연관된 다른 시계열들이 된다. M-SSA 방법을 사용할 때, 아래 식 (7)과 같이 SSA 방법에서의 원래 L차원을 가진 데이터 벡터 $x_{i,j}$ 는 M-SSA에서는 식 (8)이 된다.

$$X_{i,j} = \sum_{k=1}^M a_i^k E_j^k, \quad 1 \leq j \leq M \quad (7)$$

$$X_{i,j} = \sum_{k=1}^{M \cdot L} a_i^k E_j^k, \quad 1 \leq i \leq N - M + 1, \quad 1 \leq j \leq M \cdot L \quad (8)$$

그러므로 k번째 축이 되는 벡터는 지체시간 0부터 M-1에서 L개의 다른 채널을 가진 교체공분산(cross-covariance) 행렬을 포함한 block-Toeplitz 행렬 T_x 의 고유벡터(eigenvector)가 된다. 이 때 만약 길이가 $M \cdot L$ 인 EOF를 고려한다면 k번째 주요성분(Principle Component : RC)과 k번째 재구성요소(Reconstructed Component : RC)는 SSA의 식 (3)-(6)까지와 같게 된다.

4. 결과

본 연구에서는 식 (2)에서 $M=120$, $\tau=1$ 을 적용한 M-SSA 방법을 사용하여 서울강우량과 남방진동지수 사이의 연관된 저빈도의 시공간적 성향을 분석하였다. 이 때 M 이 너무 적게 되면 spectrum을 손상(smearing)시키는 결과를 나타내고, 또한 M 이 너무 크면 절점(peak)을 분산시키게 된다. 고유값이 일단 파악되면, 진동 모드를 파악하기 위하여 거의 동등한 값을 나타내는 고유값끼리 짝을 지음으로써 재구성(reconstructed)되게 된다. 위와 같이 자료의 분산을 나타내는 경험적 직교함수(EOF)들이 표 1에 정리되어 있는데, 총 120개의 경험적 직교함수중 처음 12개의 EOF들이 총분산의 47.9%를 나타내, 나머지 EOF들은 잡음으로 간주하였다.

표 1. 총분산에 대하여 각 EOF들이 나타내는 분산의 백분율

EOF	1-2	3-4	5-6	7-8	9	10-11	12	13-120
백분율(%)	18.7	8.4	6.4	5.3	2.4	4.6	2.1	52.1

서울 강우량과 남방진동지수에 대한 공동 벡터성분(EOF 1-EOF 12)을 살펴보면 그림 1과 같다. 그림 1에서 총분산의 18.7%를 나타내는 EOF 1(총분산의 9.35%)과 2(총분산의 9.35%)는 1년의 주기를 나타내고 있으며, EOF 3(총분산의 4.26%)과 4(총분산의 4.17%)는 5년의 주기를 나타낸다. 또한 EOF 5(총분산의 3.3%)와 6(총분산의 3.1%), EOF 7(총분산의 2.7%)과 8(총분산의 2.6%), 그리고 EOF 9(총분산의 2.4%)는 약 3.3년의 주기를 나타내고 있다. 그리고 EOF 10(총분산의 2.3%)과 11(총분산의 2.3%)은 반년의 주기를 나타내며, EOF 12(총분산의 2.1%)는 약 15년의 긴 주기를 나타낸다.

따라서 M-SSA 방법을 통하여 거의 비슷한 고유값(eigenvalue)을 갖는 재구성요소(reconstructed component : RC)들은 같은 주기성향이 있으므로 그림 2와 같이 함께 고려하였다. Vautard 등(1992)에 의하면 이러한 RC들이 이에 상응하는 주요성분들의 최적화된 선형 조합임이 연구되었다. 그림 1에서 RC들에 상응하는 EOF들과 같은 주기들이 그림 2에서도 나타난다. 즉, RC 1-2는 1년의 주기, RC 3-4는 5년의 주기, RC 5-6, RC 7-8, 그리고 RC 9는 3.3년의 주기, RC 10-11은 반년의 주기, 그리고 RC 12에서는 약 15년의 주기가 나타난다. 반면에 주의해서 볼 점은 RC 1-2와 RC 12를 제외한 나머지 RC에서 강우량과 남방진동지수간에 음의 상관관계가 나타난다는 점이다. 즉, 각각의 저빈도 밴드에서 SOI가 강한 음의 값을 가지는 엘니뇨 사상이 발생하면 서울의 강우량은 증가한다.

마지막으로 RC 1부터 RC 12를 합한 값을 대상으로 하여 남방진동지수와 서울강우량 사이에 존재할 수 있는 지체시간에 대하여 교체상관분석을 실시하였다. 그 결과 가장 높은 상관관계수의 값은 지체시간이 7개월인 경우에 약 -0.72로 파악되었다. 즉, 주성분인 RC1 - RC12의 값의 결과에 의하면, 엘니뇨 사상이 발생하면 서울의 강우량은 7개월의 지체시간을 두고 증가한다고 나타났다.

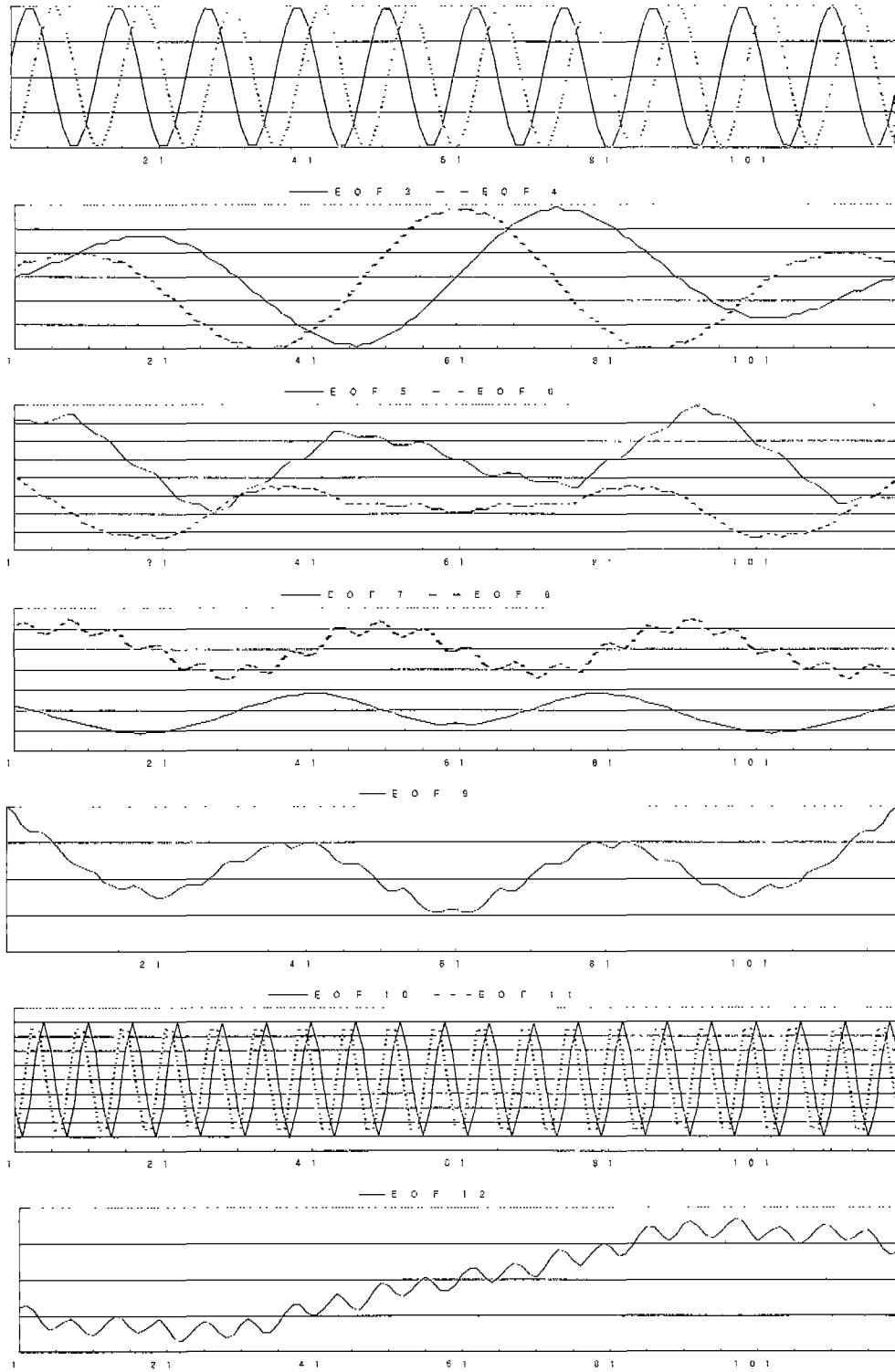


그림 1. M-SSA 방법을 통하여 나타난 각각의 EOF 값들

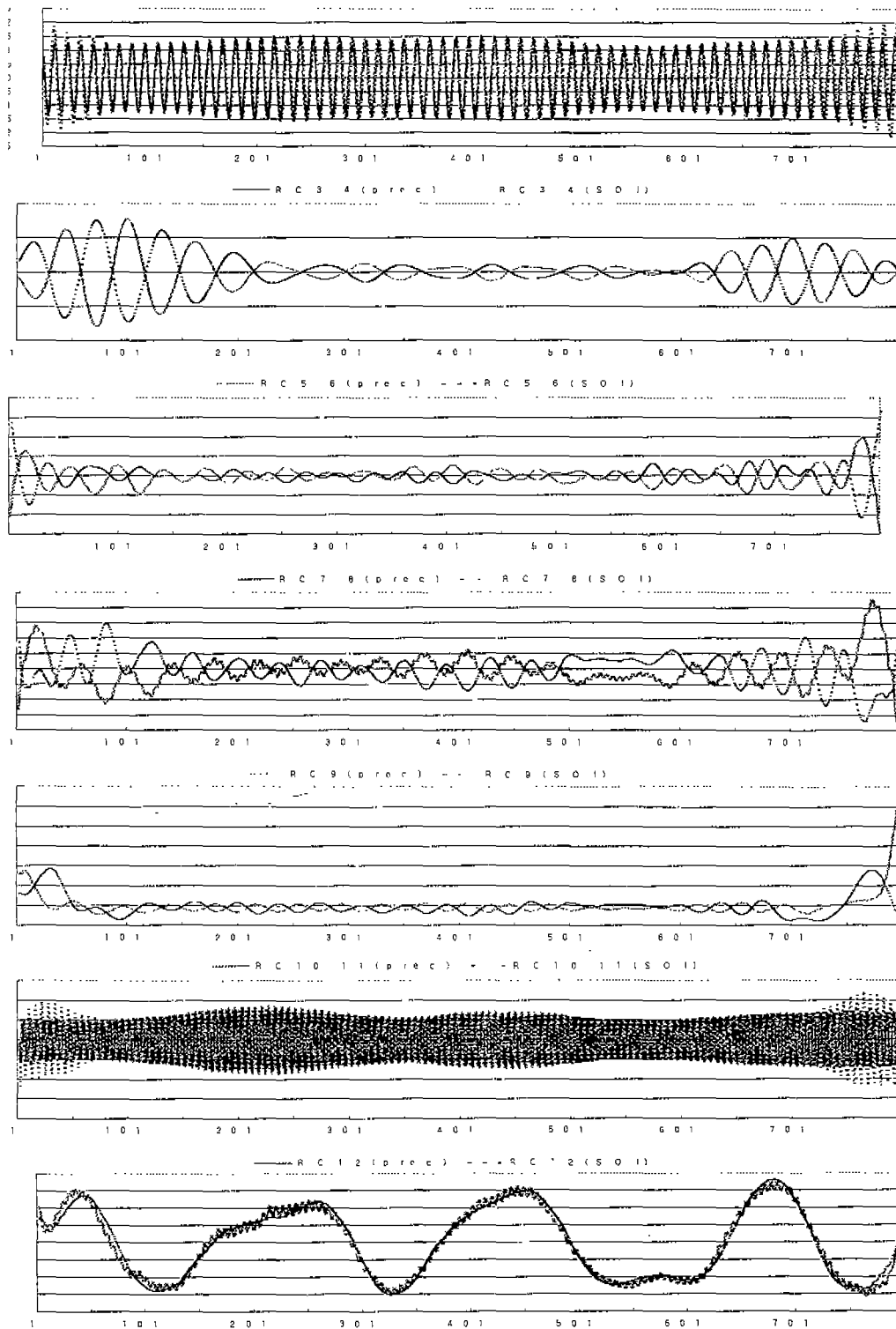


그림 2. 재구성된 RC 1-12

5. 결론

본 논문에서는 Multi-channel Singular Spectrum Analysis(M-SSA)방법을 이용하여 서울 강우량과 남방진동지수 사이의 저빈도 연관성에 대하여 연구하였다. 분석에 따르면 반 년, 1년, 3.3년, 5년과 15년의 주기가 서울 강우량과 남방진동지수 사이의 강한 성분으로 나타났다. 계절적 변동성에 따른 연 주기가 총분산의 18.7%를 차지하는 가장 강한 성분으로 드러났으며, 총분산의 22.5%를 나타내는 3.3-5년의 주기 또한 나타났다. 3.3년의 주기의 성분은 고빈도의 엘니뇨 사상의 성분, 또는 성층권에서 관측되는 QBO(Quasi-Biennial Oscillation)현상으로 추정되며, 이 QBO는 거의 모든 기상학적 자료들에서 가장 널리 관측되는 현상이다. 5년의 주기성분은 엘니뇨 성분과 연관된 것으로 추정된다. 총분산의 4.6%를 차지하는 반 년주기의 성분도 계절적 변동성에 따른 것으로 판단되며, 총분산의 2.1%를 차지하는 약 15년의 주기 성분은 긴 지속기간의 기상조건과 연관된 것으로 여겨진다. 교차 상관분석의 결과, 주요성분인 RC1 - RC12 값의 상관계수는 지체시간이 7개월일 때 가장 큰 것으로 나타난다. 결론적으로 M-SSA 방법을 통한 0.5년, 1년, 3.3년, 5년, 그리고 15년의 저빈도 관계에서는, 남방진동지수가 음의 값을 나타내는 엘니뇨 현상이 발생시에 서울의 강우량은 7개월의 지체시간을 가지고 증가한다고 볼 수 있겠다.

6. 참고문헌

- 문영일, 차영일, 황성환, 1999. 비동질성 마코프모형을 이용한 서울관측소의 결측된 일강우량 확충, 한국토목학회 학술발표회논문집Ⅲ, 269-272.
- Broomhead, D. S., & G. P. King, 1986. Extraction qualitative dynamics from experimental data, *Physica. D Amsterdam*, 20, 217-236.
- Cayan, D. R., & D. H. Peterson, 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.
- Colebrook, J. M., 1978. Continuous plankton records: Zooplankton and environment, North-East Atlantic and North Sea, 1948-1975, *Oceanol. Acta*, 1, 9-23. --
- Keppenne, C. L., & M. Ghil, 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., & M. Ghil, 1992. Adaptive filtering and prediction of the Southern Oscillation index, *J. Geophysical Res.*, 97, 20449-20454.
- Kiladis, G. N., & H. F. Diaz, 1987. Global climatic anomalies associated with extremes in the Southern Oscillation, *J. Climate*, 2, 1069-1090.
- Klein, W. H., & H. J. Bloom, 1987. Specification of monthly precipitation over the United States from the surrounding 700 mb height field, *Monthly Weather Rev.*, 115, 2118-2132.
- Lall, U., & M. E. Mann, 1995. The Great Salt Lake: a barometer of low frequency climatic variability, *Water Resour. Res.*, 31(10), 2503-2516.
- Moon Y. I., & U. Lall, 1996. Atmospheric flow indices and interannual Great Salt Lake variability, *Journal of Hydrologic Engineering*, April, 55-61.
- Vautard, R., & M. Ghil, 1989. Singular Spectrum Analysis in nonlinear dynamics, with applications to paleoclimatic time series, *Physica D*, 35, 395-424.
- Vautard, R., P. Yiou, & M. Ghil, 1992. Singular Spectrum Analysis: a toolkit for short, noisy chaotic signals, *Physica D*, 58, 95-126.
- Weare, B., & J. S. Nasstrom, 1982. Examples of extended EOF analysis, *Monthly Water Rev.*, 110, 481-485.