大 韓 土 木 學 會 論 文 集
第30卷 第3B號 · 2010年 5月
pp. 295 ~ 303

NOAA/AVHRR 정규식생지수의 시공간 변화도 분석

Analysis of Spatial-temporal Variability of NOAA/AVHRR NDVI in Korea

김광섭* · 김종필**
Kim, Gwangseob · Kim, Jong Pil

Abstract

The variability of vegetation is strongly related to the variability of hydrometeorological factors such as precipitation, temperature, runoff and so on. Analysis of the variability of vegetation will aid to understand the regional impact of climate change. Thus we analyzed the spatial-temporal variability of NOAA(National Oceanic and Atmospheric Administration)/AVHRR(Advanced Very High Resolution Radiometer) NDVI(Normalized Difference Vegetation Index). In the results from Mann-Kendall test, there is no significant linear trend of annual NDVI from 1982 to 2006 in the most area except the downward trend on the significance level 90% in the Guem-river basin area. In addition, using EOF(Empirical Orthogonal Function) analysis, the variability of NDVI in the region of higher latitude and altitude is higher than that in the other region since the spatial variability of NDVI follows the latitudinal gradient. Also we could get higher NDVI in June, July, August and September. We had the highest NDVI in Han-river basin area and the lowest in Je-Ju island.

Keywords : *NDVI, AVHRR, trend analysis, mann-kendall test, empirical orthogonal function*

요 지

식생의 변화는 강수, 기온, 유출 등의 수문기상변수들의 변화와 상당히 밀접한 연관성을 가지고 있다. 식생의 변화에 대한 분석은 곧 기후변화의 지역적 영향을 이해하는데 큰 도움이 될 것이다. 따라서 본 연구에서는 우리나라 지역에 대해서 NOAA/AVHRR 정규식생지수(NDVI)의 시공간변화도를 분석하였다. Mann-Kendall 검정을 이용한 연평균 정규식생지수의 추세분석결과는 대상기간(1982년~2006년)동안 대부분의 유역에서 통계적 유의성을 가진 선형적인 추세변화는 없는 것으로 나타났으나, 금강유역에서 통계적 신뢰수준 90%의 하향추세가 있었다. 또한 EOF 분석을 이용한 주성분분석결과 북쪽지역으로 갈수록 표고가 높을수록 식생의 변화도가 큰 것으로 나타났다. 이는 지형변화에 상관성이 높은 연평균 정규식생지수의 공간분포와 달리 위경도 변화에 대응하는 분산분포 변화특성에 기인한 것으로 판단된다. 계절별로는 6월~9월까지의 정규식생지수가 높게 나타났으며, 이 기간 중에서 7월경에 다소 감소하는 경향을 보여주었다. 유역별로는 한강유역의 정규식생지수가 가장 높았으며, 제주도가 가장 낮은 것으로 나타났다.

핵심용어 : 정규식생지수, AVHRR, 추세분석, Mann-Kendall 검정, 경험적 직교함수

1. 서 론

대기 중의 이산화탄소 등 온실가스 농도의 증가로 야기되는 지구온난화현상은 기온 상승, 강수량 증가 등 수문기상변수의 변화에 직 · 간접적으로 영향을 주고 있다. 우리나라의 경우 최근 10년(1996년~2005년)동안 15개 지점(강릉, 서울, 인천, 대구, 부산, 목포, 울릉, 추풍령, 포항, 전주, 울산, 광주, 여수, 제주, 서귀포 등)의 평균기온은 14.1°C로 평년(1971년~2000년)보다 무려 0.6°C 상승한 것으로 분석되었으며, 연평균강수량은 동일한 기간 동안 1,485.7 mm로 평년에 비해 약 10% 증가한 것으로 나타났다(기상청, 2008). 이러한 기온과 수분의 증가는 광합성 작용을 활발하게 하고, 탄소흡수(carbon uptake) 기간을 연장시켜 식생의 활동성을 더욱 증가 시킬 것이다(Nemani 등, 2002). 기상변수 특히, 강수나 기온의 변동은 식생의 변동특성에 매우 큰 영향을 미치고 있다(Wang 등, 2003). Van den Hurk 등(2003)은 어느 지역의 생태계는 지표-식생-대기 사이의 상호작용을 통한 물수지 교환에 직접적으로 영향을 받는다고 하였다. 따라서 식생의 변화에 대한 분석은 지역의 기후변화나 생태계 변화를 평가함에 있어 매우 유용한 지표로 사용될 수 있다(Tourre 등, 2008).

일반적으로 어느 지역의 식생의 상태는 가뭄에 의해 물공급이 원활하게 이루어지지 못할 경우 스트레스를 받게 되어 식생의 활력도가 떨어지게 된다(신사철, 김철준, 2003; 김경

*정회원 · 경북대학교 공과대학 건축토목공학부 부교수 (E-mail : kimgs@knu.ac.kr)
**교신저자 · 경북대학교 공과대학 건축토목공학부 박사과정 · BK21 연구원 (E-mail : jpkim@knu.ac.kr)

탁, 박정술, 2006). 정규식생지수는 식생의 유무나 지표의 녹색도(greenness)를 정량화하기 위하여 가장 많이 사용되고 있는 식생지수의 하나로서, Rouse 등(1974)에 의해 처음 제안되었으며, 구름이나 안개 등의 대기상태와 에어로졸(aerosol)에 의한 감쇄 등의 제약조건에도 불구하고(Liu, Huete, 1995; Slayback 등, 2003), 광역의 식생특성을 파악하기 위해서 유용한 측정방법으로 널리 사용되고 있다. 정규식생지수는 근적외 파장대와 가시 파장대 반사도 사이의 차를 두 대역의 합으로 나누어서 계산되며(Tucker, 1979; Sellers, 1985; Eidenshink, 1992), (–)1.0에서 (+)1.0까지의 범위로 나타나며 무차원 값을 가진다. 정규식생지수가 0.1보다 큰 값을 가질 때는 일반적으로 식생의 활력도나 그 밀도가 증가하는 것을 나타낸다. 암반이나 나지에서는 반사율이 거의 같아지게 되고 정규식생지수는 0과 0.1사이의 값을 가진다. 구름이나 눈, 물과 같은 수체의 경우 근적외 파장대의 낮은 반사도와 가시 파장대의 높은 반사도로 인해 음(–)의 값을 가진다. 비식생지역을 제외한 정규식생지수의 범위는 사막지역의 0.1에서 조밀한 열대 우림지역의 0.8까지의 값을 가진다. 일반적인 식생 상태에서의 정규식생지수는 0.1~0.6의 값을 가진다(Avery, Berlin, 1992).

최근 NOAA/AVHRR 정규식생지수와 강수량 사이의 상관성 분석에 대한 연구가 다수 수행되어 왔다(Karabulut, 2003; Parmiggiani 등, 2006; Ding 등, 2007; Tourre 등, 2008). 또한 강수량뿐만 아니라 Szilagyi 등(1998)은 증발산량과의 상관성 분석을 수행하여 지역단위 증발산량 추정에 있어서 정규식생지수가 매우 유용함을 증명한 바 있으며, Wang 등(2003)은 AVHRR 정규식생지수와 강수량 및 기온 사이의 상관성 분석을 통하여 적정한 공간규모에서 강수량과 정규식생지수 사이에 강한 상관성이 있음을 보여주었다. 정규식생지수 관련 국내 연구로는, 박정술, 김경탁(2009)이 MODIS(MODerate resolution Image Spectroradiometer) 정규식생지수와 기상학적 가뭄지수와 비교하여 상관성을 제시함으로써 가뭄평가를 위한 정규식생지수의 활용성을 제시한 바 있으며, 신사철 등(2006)은 AVHRR 정규식생지수와 기온정보를 조합하여 금강유역의 증발산량을 산정하기 위한 간편법을 제안한 바 있다. 이렇듯 정규식생지수는 증발산과 유출 등 유역의 생태 및 물순환 과정의 여러 요소에 직접적인 영향을 미친다. 기존의 정규식생지수와 관련 국내 연구들은 대부분 가뭄모니터링의 목적으로 이루어졌으며, 정규식생지수 자체의 변동특성에 대한 연구는 부족한 실정이다. 따라서 본 연구는 우리나라 식생의 시공간변화도 분석에 중점을 두었으며, 분석기법으로는 비모수적 추세검정기법인 Mann-Kendall 검정을 이용하여 대상기간동안 정규식생지수의 연 및 월별 선형추세변화를 분석하고 주성분 분석기법인 EOF 분석을 이용하여 시공간적 변화 특성을 분석하였다. NOAA/AVHRR로부터 계산된 정규식생지수 중 일반적으로 많이 활용되고 있는 자료는 PAL(Pathfinder AVHRR Land)(James, Kalluri, 1994; El Saleous 등, 2000), FASIR(Fourier-Adjustment, Solar zenith angle corrected, Interpolated Reconstructed)(Sellers, 1994; Los 등, 2000), 그리고 GIMMS(Global Inventory Monitoring and Modelling Studies)(Pinzon, 2002; Pinzon 등, 2004; Tucker 등, 2005) 등이 있으나, 본 연구에서는 PAL(1981년~2001년)이나 FASIR(1982년~1999년)에 비하여 자료가용기간이 장기간(1981년~2006년)이고 최근 정규식생지수의 변화를 분석할 수 있는(Baldi 등, 2008) GIMMS 자료를 이용하였다.

2. 자료처리 및 분석방법

2.1 GIMMS 정규식생지수

GIMMS(http://glcf.umiacs.umd.edu)는 NOAA-7, 9, 11, 14, 16 위성영상을 이용하여 AVHRR 정규식생지수 자료를 구축하고 이를 제공하고 있다. GIMMS 정규식생지수 자료의 특징은 보정과정에서 발생할 수 있는 의도되지 않은 식생의 변동을 줄이고, 에어로졸의 영향 및 식생의 실제 변동과 관련되지 않는 영향 등이 제거되었다는 것이다(Tourre 등, 2008). GIMMS 자료는 전구 규모를 대상으로 행 2091, 열 4950로 이루어져 있으며, 공간해상도는 대략 0.0727°, 시간해상도는 15일이다. 본 연구에서는 GIMMS 자료로부터 우리나라 영역(125.7°E~130.7°E, 30.5°N~36.5°N, 행 83, 열 58)을 분리하였으며, 이를 다시 공간해상도 8 km의 TM(Transverse Mercator) 좌표계로 변환하였다. 각 격자점에 대하여 표준편차를 구한 결과 바다와 육지의 경계지역에서 적절한 범위의 값을 가지고는 있으나 표준편차가 영(0)으로 나타나는 격자점에 대해서는 이상치(outlier)로 판단하여 제거하는 과정을 수행하였다. 분석에 사용된 자료의 기간은 1982년 1월부터 2006년 12월까지(300개월)이며, 매월 2회에 대하여 가용한 자료를 평균한 월별 정규식생지수 자료를 사용하였다. 5대강 권역과 제주도로 정규식생지수의 변화도를 분석하기 위하여 Fig. 1에서 보는 바와 같이 유역별 6개 지역으로 분류하였으며, 한강, 낙동강, 금강, 섬진강, 영산강, 제주도 지역에 해당되는 격자점의 수는 각각 656개, 504개, 274개, 131개, 120개, 30개이다.

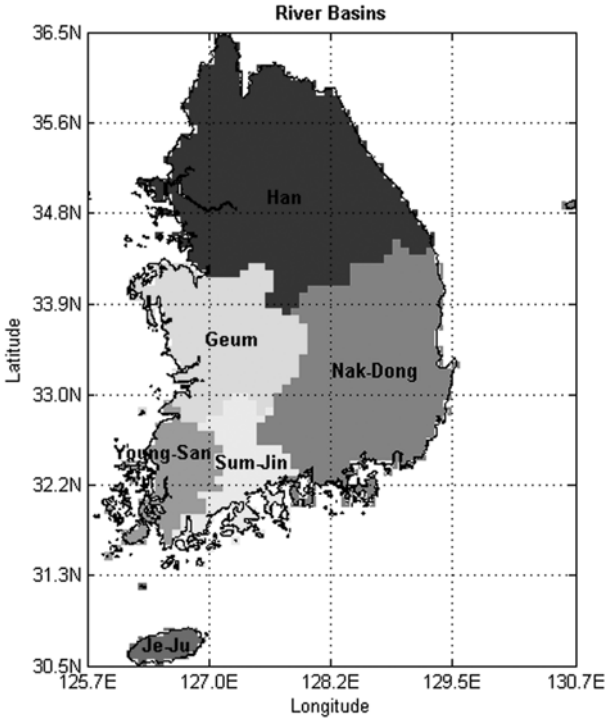

Fig. 1 Basin distribution map

2.2 Mann-Kendall 검정

Mann-Kendall 검정은 Mann(1945)에 의해서 처음 제시되었으며, 다른 통계학적 검정기법들이 표본크기, 분산, 왜도 등과 같은 영향을 많이 받는데 비해서 표본자료의 특성에 민감하지 않으면서 간단하고 안정적이며 결측치나 감지 한계를 벗어나는 자료에 대해서도 적용이 가능하고, 지구환경 분야의 연구에 광범위하게 사용되고 있는 추세검정방법이다. 원래 이 방법은 계절적 영향을 받는 자료에 대해서는 적용되지 않았으나, Hirsh와 Slack(1984)에 의해서 확장되었다. 전통적인 통계검정기법들이 모평균의 분포를 동일한 분산에 대해 정규분포로 가정하고 분석을 하는데 비하여 이 기법은 단지 연속적인 모평균을 가진다는 가정 하에서 분석을 수행한다(Gibbons, 1990).

2.2.1 단변량 Mann-Kendall 검정

임의의 시계열 $\{X_k, k=1, 2, \cdots, n\}$이 있을 때, 이 시계열에 대하여 Mann-Kendall 통계값(이하 MK 통계값)은 다음과 같이 정의할 수 있다.

$$T = \sum_{j<i} sign(X_i - X_j), \quad 1 \le j \le i \le n \tag{1}$$

여기서, $sign(x)$는 만약 연속된 두 관측치 사이의 차가 양(+)이면 1을, 영(0)이면 0을, 음(–)이면 -1의 값을 가지는 함수이다.

만약 시계열이 동일한 값을 가지지 않고 경향성을 가지지 않는다면 검정 통계치는 점근적으로 정규화된 분포를 형성할 것이며, 기본 통계치의 평균과 분산은 다음과 같다.

$$E(T) = 0, \; Var(T) = \frac{1}{18} n(n-1)(2n+5) \tag{2}$$

2.2.2 계절성 Mann-Kendall 검정

계절성을 가진 자료에 대한 Mann-Kendall 검정은 다음과 같이 계절적 영향성을 제거하기 위하여 매월에 대해서 대응하는 하위자료로 분리하여 계산하여야 한다.

$$T_j = \sum_{k<1} sign(Z_{lj} - Z_{kj}), j = 1, 2, \ldots, 12 \tag{3}$$

여기서, T_j는 j월에 대한 MK 통계값이며, 이것은 다시 전체 년에 대해서 합산함으로써 다음과 같이 전체 MK 통계값 S를 얻는다.

$$S = \sum_{j=1}^{12} T_j \tag{4}$$

S의 평균은 영이 되며, 분산은 다음과 같이 정규분포를 가진다.

$$Var(S) = \sum_{j=1}^{12} Var(T_j) + \sum_{\substack{j,g=1 \\ g \ne j}}^{12} Cov(T_j T_g) \tag{5}$$

여기서,

$$Var(T_j) = \frac{1}{18}\left[n_j(n_j-1)(2n_j+5) - \sum_{i=1}^{m} t_i(t_i-1)(2t_i+5) \right] \tag{6}$$

이며, n_j는 j월에 대한 표본의 개수, m은 동일한 값을 가진 집단의 개수, t_i는 i번째 집단의 크기를 나타낸다.

j월에 대한 MK 통계값 T_j와 g월에 대한 MK 통계값 T_g 사이의 공분산은 다음과 같다.

$$Cov(T_j T_g) = \frac{1}{3}\left[S_{jg} + 4 \sum_{m=1}^{n} R_{mj} R_{mg} - n(n_j+1)(n_g+1) \right] \tag{7}$$

여기서, n_g는 g월에 대한 표본의 개수를 나타낸다. 또,

$$S_{jg} = \sum_{m<n} sign[(X_{nj} - X_{mj})(X_{ng} - X_{mg})] \tag{8}$$

이며, R은 매월에 대하여 어떤 관측값의 순위를 나타내는 것으로 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$R_{mj} = \frac{1}{2}\left[(n_j+1) + \sum_{k=1}^{n} sign(x_{mj} - x_{kj}) \right] \tag{9}$$

만약에 x_{mj}나 x_{kj} 중 하나 이상이 결측치일 경우, 결측치에 중간순위 $(n_j+1)/2$를 할당하기 위해서, $sign(x_{mj}-x_{kj})$는 영(0)으로 처리한다.

2.3 EOF 분석

지난 수십년간 기후관련 변수들의 시공간변화와 관련한 주요변화패턴들의 특성을 분석하기 위하여 EOF분석 기법이 널리 사용되었다. 본 연구에서도 정규식생지수의 시공간변화 특성을 분석하기 위하여 EOF 분석을 수행하였다. EOF 분석기법은 선형적으로 독립한 소수의 EOF가 변수의 전체 변화도 중 많은 부분을 설명할 수 있어 공간 변화의 주패턴을 특성화하기 쉬운 장점을 가진다(유철상 등, 2006). 그러나 EOF의 공간패턴이 물리적인 의미를 보장해주지는 못하며, 고유치가 비슷할 경우 시계열의 자유도가 EOF 공간패턴의 물리적 의미를 해석하기 힘들다는 단점이 있으므로 분석에 있어서 대상변수의 물리적 거동에 대한 이해가 있어야 할 것이다.

EOF 분석의 계산과정은 먼저 관측자료의 변화도를 설명하기 위하여 다음과 같이 자료의 편차(anomaly)를 계산한다.

$$s_t' = s_t - \hat{\mu} \tag{10}$$

여기서, s_t는 관측자료를 나타내며, $\hat{\mu}$는 관측자료의 평균을 나타낸다.

이 편차는 또한 다음과 같이 독립적인 선형결합으로서 나타낼 수 있다.

$$s'_t = \sum_{i=1}^{k} \hat{\alpha}_{i,k} e^i \tag{11}$$

여기서, e^i는 EOF를, α는 EOF의 계수로서 주성분이 된다.

각 EOF들은 서로 직교하며, EOF 계수들 사이의 상관계수는 영(0)이 된다. 이 EOF 계수들은 다시 분산의 정도가 큰 순으로 정렬된다. 분산의 크기순으로 정렬되는 이유는 변이의 크기 즉, 변화 정보의 양이 각 EOF 계수의 분산에 의하여 결정되기 때문이다. 만약 k개($k<n$)의 새로운 성분들이 가지고 있는 변이의 양(즉, 정보의 양)이 원래 관측자료가 가지고 있는 n개의 성분들이 가지고 있던 정보의 대부분을 차지한다면 새로운 k개의 성분들이 원래의 n개의 성분을 대신할 수 있게 된다.

3. 분석결과

우리나라 전역의 정규식생지수 연 추세분석결과는 대상 기간 동안 상승추세를 보이는 기온과 강수량의 거동과 달리 유의수준 90%와 95%에 대하여 통계적 유의성을 가지는 상향이나 하향추세가 없는 것으로 나타났다. 유역별 추세분석결과는 Table 1에서 보는 바와 같이 금강유역의 정규식생지수가 신뢰수준 90%에서 하향추세가 있는 것으로 나타났으며, 그 외의 유역에서는 모두 신뢰수준 90% 이상의 상향 또는 하향추세는 없는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 기존의 연구들이 보여준 결과와 같이 연 평균 기온의 경우 통계적으로 유의한 상향추세를 보이는 관측지점의 구성비가 큰 것에 비하여 연 강수량의 경우 상향추세를 보이는 관측지점이 많음에도 불구하고 통계적인 유의성을 가지는 관측지점의 구성비는 크지 않음과 같이 식생의 변화는 기온 상승에 비하여 통계적으로 유의한 수준의 변화를 민감하게 보이지는 않음을 알 수 있다. 유역별 정규식생지수의 월별 추세에 대한 Mann-Kendall 검정결과는 유역전체에 대하여 8월에 신뢰수준 95%에서 하향추세가, 10월과 12월에는 상향추세(신뢰수준 95%)가 있는 것으로 나타났다. 각 유역별로는 Table 2에서 보는 바와 같이 통계적 신뢰수준 95%에서 한강유역은 5월과 12월에 상향추세가, 4월과 6월에는 하향추세가 있는 것으로 나타났고, 낙동강유역의 경우 1월, 10월, 12월에서 상향추세가 나타났으며, 금강유역의 경우 6월과 8

Table 1. Result statistics from Mann-Kendall test

Basin	Mean	Std.Dev.	MK-Stat	p-value	CL 90%	CL 95%
Total	0.4845	0.1344	-0.0429	0.9658	N	N
Han	0.4740	0.1708	-0.2665	0.7898	N	N
Nak-Dong	0.5173	0.1111	0.9819	0.3261	N	N
Geum	0.4597	0.1376	-1.7005	0.0890	D	N
Sum-Jin	0.4938	0.1002	-0.0053	0.9958	N	N
Young-San	0.4377	0.0995	-0.7373	0.4610	N	N
Je-Ju	0.5351	0.0763	1.0503	0.2936	N	N

N : No trend, U : Upward trend, D : Downward trend, CL : Confidence level.

Table 2. Result monthly statistics from Mann-Kendall test

Basin	Month	Mean	Std.Dev.	MK-Stat	p-value	CL 90%	CL 95%
Total	JAN	0.3243	0.0229	0.7006	0.4835	N	N
	FEB	0.3283	0.0216	1.3546	0.1755	N	N
	MAR	0.3446	0.0156	-0.6539	0.5132	N	N
	APR	0.4108	0.0260	-1.4480	0.1476	N	N
	MAY	0.5820	0.0320	1.5414	0.1232	N	N
	JUN	0.6238	0.0467	-1.8684	0.0617	D	N
	JUL	0.6198	0.0559	-1.5414	0.1232	N	N
	AUG	0.6442	0.0538	-2.1019	0.0356	D	D
	SEP	0.6385	0.0297	-0.3737	0.7086	N	N
	OCT	0.5499	0.0325	2.4756	0.0133	U	U
	NOV	0.4052	0.0251	-0.3270	0.7437	N	N
	DEC	0.3420	0.0263	2.0552	0.0399	U	U
Han	JAN	0.2709	0.0246	-0.1401	0.8886	N	N
	FEB	0.2746	0.0238	1.0743	0.2827	N	N
	MAR	0.3007	0.0199	-0.4671	0.6404	N	N
	APR	0.3737	0.0305	-2.0552	0.0399	D	D
	MAY	0.6047	0.0422	2.4289	0.0151	U	U
	JUN	0.6732	0.0506	-1.9618	0.0498	D	D
	JUL	0.6521	0.0647	-1.4013	0.1611	N	N
	AUG	0.6655	0.0587	-1.8684	0.0617	D	N
	SEP	0.6664	0.0367	-0.0934	0.9256	N	N
	OCT	0.5431	0.0394	1.7750	0.0759	U	N
	NOV	0.3659	0.0255	-0.4204	0.6742	N	N
	DEC	0.2972	0.0268	1.9618	0.0498	U	U

*N : No trend, U : Upward trend, D : Downward trend, CL : Confidence level.

Table 2. Continued

Basin	Month	Mean	Std.Dev.	MK-Stat	p-value	CL 90%	CL 95%
Nak-Dong	JAN	0.3939	0.0274	2.1019	0.0356	U	U
	FEB	0.3906	0.0231	1.7283	0.0839	U	N
	MAR	0.3934	0.0169	0.4671	0.6404	N	N
	APR	0.4567	0.0310	0.3270	0.7437	N	N
	MAY	0.6012	0.0321	1.1210	0.2623	N	N
	JUN	0.6251	0.0530	-1.7750	0.0759	D	N
	JUL	0.6188	0.0614	-1.4013	0.1611	N	N
	AUG	0.6460	0.0554	-1.7750	0.0759	D	N
	SEP	0.6388	0.0362	-0.9809	0.3266	N	N
	OCT	0.5800	0.0326	2.5223	0.0117	U	U
	NOV	0.4579	0.0305	0.1868	0.8518	N	N
	DEC	0.4048	0.0320	2.5690	0.0102	U	U
Geum	JAN	0.2951	0.0256	0.0934	0.9256	N	N
	FEB	0.3070	0.0233	0.8408	0.4005	N	N
	MAR	0.3240	0.0160	-1.8217	0.0685	D	N
	APR	0.3882	0.0258	-1.5881	0.1123	N	N
	MAY	0.5358	0.0335	1.6816	0.0927	U	N
	JUN	0.5785	0.0620	-2.2888	0.0221	D	D
	JUL	0.6105	0.0650	-1.7283	0.0839	D	N
	AUG	0.6418	0.0554	-2.3822	0.0172	D	D
	SEP	0.6201	0.0320	-0.7941	0.4272	N	N
	OCT	0.5278	0.0279	1.5414	0.1232	N	N
	NOV	0.3795	0.0238	-0.4671	0.6404	N	N
	DEC	0.3077	0.0279	0.8875	0.3748	N	N
Sum-Jin	JAN	0.3755	0.0241	0.9809	0.3266	N	N
	FEB	0.3811	0.0250	2.1019	0.0356	U	U
	MAR	0.3932	0.0164	0.5138	0.6074	N	N
	APR	0.4523	0.0272	-0.7474	0.4548	N	N
	MAY	0.5710	0.0261	-0.2803	0.7793	N	N
	JUN	0.5774	0.0587	-1.7283	0.0839	D	N
	JUL	0.5737	0.0760	-1.4947	0.1350	N	N
	AUG	0.6065	0.0621	-1.9151	0.0555	D	N
	SEP	0.6069	0.0441	-0.8875	0.3748	N	N
	OCT	0.5545	0.0306	1.5652	0.1175	N	N
	NOV	0.4449	0.0249	0.4671	0.6404	N	N
	DEC	0.3889	0.0296	1.4013	0.1611	N	N
Young-San	JAN	0.3140	0.0260	0.0000	1.0000	N	N
	FEB	0.3275	0.0290	0.7474	0.4548	N	N
	MAR	0.3466	0.0170	-1.8217	0.0685	D	N
	APR	0.4018	0.0248	-1.2612	0.2072	N	N
	MAY	0.4882	0.0257	0.3270	0.7437	N	N
	JUN	0.5049	0.0407	-1.2145	0.2246	N	N
	JUL	0.5237	0.0771	-0.6539	0.5132	N	N
	AUG	0.5704	0.0550	-1.5881	0.1123	N	N
	SEP	0.5629	0.0280	-0.6072	0.5437	N	N
	OCT	0.4949	0.0263	2.1954	0.0281	U	U
	NOV	0.3908	0.0233	0.4671	0.6404	N	N
	DEC	0.3270	0.0295	0.0467	0.9627	N	N

Table 2. Continued

Basin	Month	Mean	Std.Dev.	MK-Stat	p-value	CL 90%	CL 95%
Je-Ju	JAN	0.4338	0.0258	1.5414	0.1232	N	N
	FEB	0.4474	0.0264	2.0552	0.0399	U	U
	MAR	0.4784	0.0232	1.1677	0.2429	N	N
	APR	0.5274	0.0220	-1.2612	0.2072	N	N
	MAY	0.5944	0.0331	0.3971	0.6913	N	N
	JUN	0.5906	0.0498	-0.2803	0.7793	N	N
	JUL	0.5726	0.0805	-0.5605	0.5751	N	N
	AUG	0.6073	0.0553	-1.5881	0.1123	N	N
	SEP	0.6134	0.0421	-0.4204	0.6742	N	N
	OCT	0.5891	0.0265	1.9618	0.0498	U	U
	NOV	0.5099	0.0321	0.1868	0.8518	N	N
	DEC	0.4570	0.0346	1.5881	0.1123	N	N

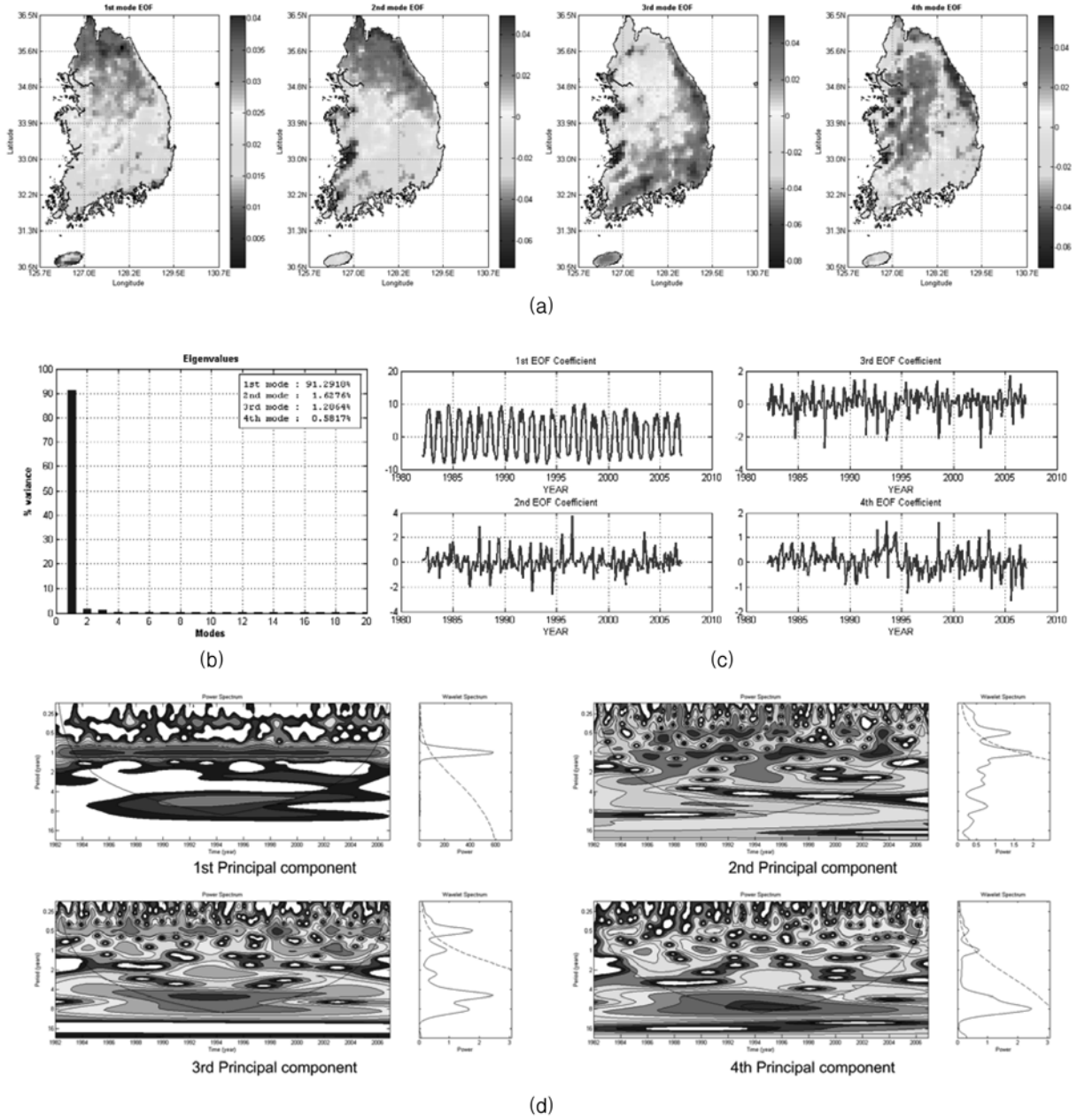

Fig. 2 (a) first 4 eigen functions, (b) percent-variance of eigenvalues, (c) principal components, and (d) Wavelet transform and the power spectrum of principal components

월에 상향추세가 나타났다. 그리고 섬진강유역, 영산강유역, 제주도는 각각 2월, 10월, 2월과 10월에 각각 상향추세를 보여주었다. 각 유역별 월별 추세변화는 선행 연구들이 보여준 강수량의 월별 추세변화에 대하여 일관된 변화 양상을 보여주지 않았다. 이러한 결과는 각 정규식생지수의 월별 장기 추세변화는 강수량뿐만 아니라 유역별 임상의 종류 등 다양한 상관성에 기인한 것으로 판단된다.

Fig. 2는 정규식생지수의 시공간변화도를 분석하기 위하여 EOF 분석을 수행한 결과를 나타내며 Fig. 2(a)-(d)에서 보는 바와 같이 첫 번째 EOF가 전체변화의 약 91.29%를 나타내는 지배적인 패턴으로 연 주기를 가지며 위도 변화에 따른 기후적 특성이 우리나라 정규식생지수의 변화를 지배하는 것으로 나타났다. 전장에서 설명한 바와 같이 EOF의 공간 패턴이 특정적인 물리적 거동을 보장하는 것이 아니므로

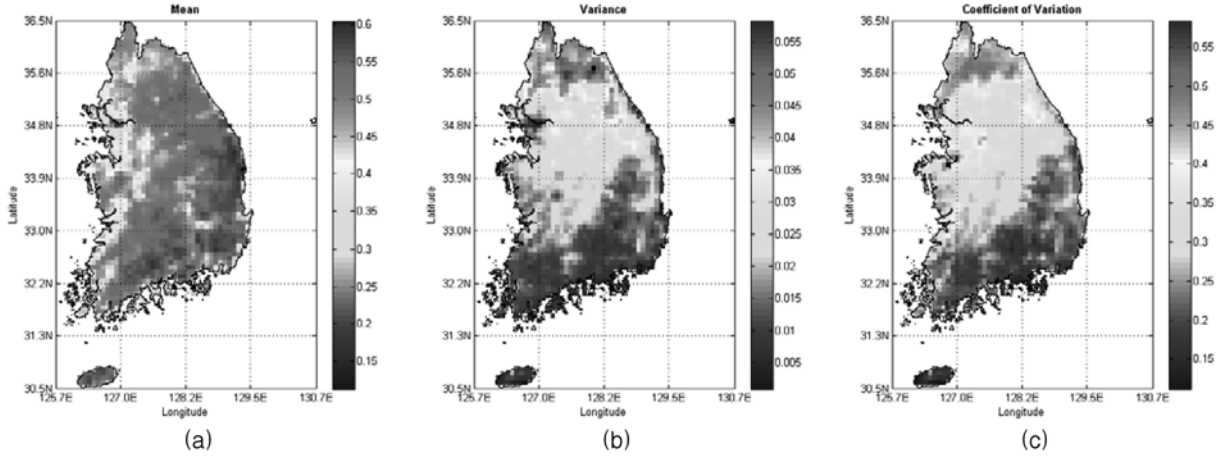

Fig. 3 (a) mean of NDVI, (b) variance of NDVI, and (c) coefficient of variation of NDVI

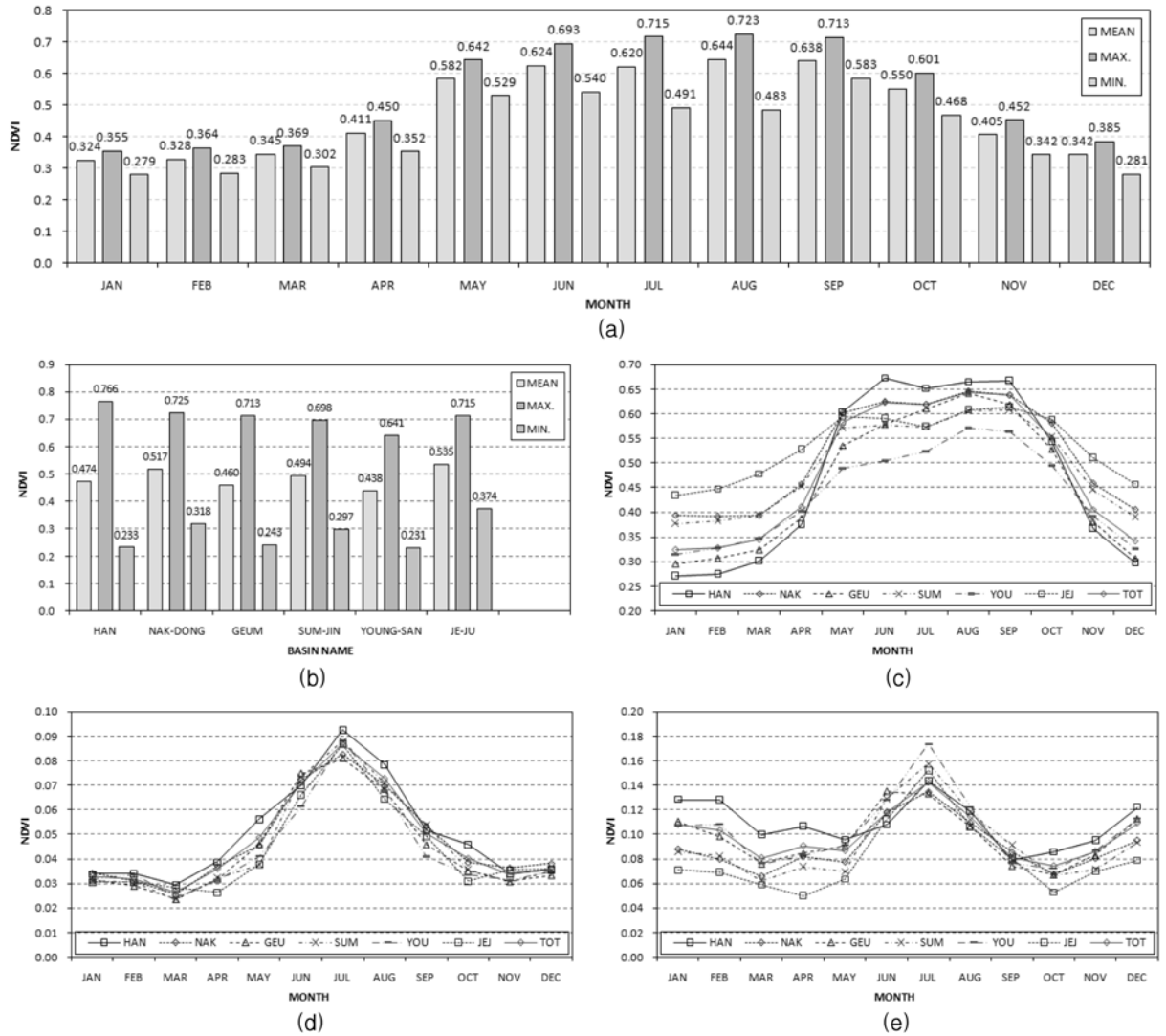

Fig. 4 (a) monthly mean, maximum and minimum NDVI, (b) mean, maximum and minimum NDVI of each basins, (c) monthly mean of NDVI.of each basins, (d) monthly standard deviation of NDVI of each basins, (e) monthly coefficient of variation of NDVI of each basins

첫 번째 EOF의 패턴은 위도변화의 우세 속에 지형의 영향이 다소 포함된 것으로 판단된다. 두 번째 EOF는 전체변화의 약 1.63%를 나타내는 패턴으로 연 주기와 반년 주기가 혼재되어 지배적인 특정 주기를 보이지 않으며, 지형 영향의 우세 속에 위도 변화가 포함된 것으로 판단된다. 세 번째 EOF는 전체 변화의 약 1.29%를 나타내는 패턴으로 지배적인 특정 주기를 보이지 않으며 위·경도변화가 혼재된 것으로 판단된다. 네 번째 EOF는 전체변화의 약 0.58%를 나타내는 패턴으로 지배적인 특정 주기를 보이지 않으며, 경도 변화에 따른 변화 패턴으로 판단된다.

세 번째까지의 EOF가 나타내는 변화도의 합은 약 94%에 이르며, 네 번째 EOF부터는 전체 변화를 설명하는 정도가 1% 미만으로 미미하고 그 변화 주기도 특정주기를 보이지 않으므로 정규식생지수의 주된 변화는 위도 변화에 따른 기후 특성이 지배적이며 지형에 따른 영향이 복합적으로 반영되는 것으로 나타났다. 관측자료의 일반적인 공간변화 특성의 분포는 대체로 연 평균값의 분포 패턴을 따르지만, 정규식생지수의 경우 연 평균값의 분포특성과는 큰 차이가 있는 것으로 나타났다. 이는 앞서 언급한 바(2.3절)와 같이 EOF 분석이 변이의 양을 많이 설명하고 있는 성분 즉, 분산이나 변동계수(CV; Coefficient of Variation)가 큰 성분에 따라 우선순위가 결정되기 때문이다. Fig. 3(a)-(c)는 각각 대상기간동안 정규식생지수에 대한 연 평균, 분산 그리고 변동계수의 공간적 분포를 나타낸 것이다. 그림에서 보는 바와 같이 우리나라의 경우 정규식생지수의 변화도는 북쪽지방으로 갈수록 더 큰 것으로 나타났다. 또 유역별 평균(Fig. 4)과 비교하면, 한강유역이 다른 유역에 비해서 계절적 변동성이 가장 크며, 제주도 지역이 변동성이 가장 낮다. 이러한 이유에서 첫 번째와 두 번째 EOF 모두 정규식생지수의 분산과 변동계수의 분포 패턴으로 나타난 것으로 판단된다.

먼저 유역별 정규식생지수의 특성은 유역 평균으로 볼 때 제주도가 가장 높게 나타나고 낙동강유역, 금강유역, 한강유역 등으로 높게 나타났다. 제주도와 비교해볼 때 한강유역의 경우 최대값은 높은 반면 최소값은 오히려 낮게 나타나 한강유역이 다른 유역에 비해서 편차가 가장 큰 것으로 나타났다(Fig. 4(b)). 계절별 정규식생지수의 변화는 Fig. 4(a)에서 보는 바와 같이 유역전체에 대하여 5월에서 6월까지 상승하다가 7월에 하강하여 다시 8월에 상승하고, 9월 이후로 하강하는 양상을 보였다. 유역별로 대체로 비슷한 변화 양상을 보였으며, 한강유역의 경우 다른 유역에 비하여 6월, 7월, 8월, 9월에는 가장 높고 1월, 2월, 3월, 4월, 11월, 12월에는 가장 낮아 계절적 변동성이 가장 큰 것으로 나타났다. 월별 표준편차는 7월이 가장 높게 나타났다. 즉, 대상기간동안 7월 식생의 변화도가 가장 큰 것으로 나타났다(Fig. 4(d)-(e)).

4. 결 론

본 연구에서는 우리나라 식생의 시공간변화도를 분석하기 위하여 GIMMS로부터 1982년 1월부터 2006년 12월까지의 NOAA/AVHRR 정규식생지수 자료를 수집하여 비모수적 추세분석기법인 Mann-Kendall 검정과 주성분분석기법인 EOF 분석을 수행하였다. 유역별 정규식생지수의 특성은 유역 평균으로 볼 때 제주도가 가장 높게 나타나고 낙동강유역, 금강유역, 한강유역 등으로 높게 나타났으나 한강유역이 다른 유역에 비해서 계절적 변동성이 가장 크게 나타났다.

우리나라 전역과 5개의 대권역에 대한 정규식생지수의 연 추세분석결과는 기후변화에 따른 지역적 영향으로 대상 기간 동안 상승추세를 보이는 기온과 강수량의 거동과 달리, 금강유역의 정규식생지수가 신뢰수준 90%에서 하향추세를 보이는 것을 제외하면 유의수준 90%와 95%에 대하여 통계적 유의성을 가지는 상향이나 하향추세가 없는 것으로 나타났다. 유역별 정규식생지수의 월별 추세에 대한 Mann-Kendall 검정결과는 신뢰수준 95%에서 한강유역은 5월과 12월에 상향추세가, 4월과 6월에는 하향추세가 있는 것으로 나타났고, 낙동강유역의 경우 1월, 10월, 12월에서 상향추세가 나타났으며, 금강유역의 경우 6월과 8월에 상향추세가 나타났다. 그리고 섬진강유역, 영산강유역, 제주도는 각각 2월, 10월, 2월과 10월에 각각 상향추세를 보여주었다. 각 유역별 월별 추세변화는 선행 연구들이 보여준 강수량의 월별 추세변화에 대하여 일관된 변화 양상을 보여주지 않았다. 이러한 결과는 각 정규식생지수의 월별 장기 추세변화는 강수량뿐만 아니라 유역별 임상의 종류 등 다양한 상관성에 기인한 것으로 판단된다.

EOF분석 결과는 첫 번째 EOF가 전체변화의 약 91.29%를 나타내는 지배적인 패턴으로 연 주기를 가지며 위도 변화에 따른 기후적 특성이 우리나라 정규식생지수의 변화를 지배하는 것으로 나타났다. 두 번째 EOF는 전체변화의 약 1.63%를 나타내는 패턴으로 연 주기와 반년 주기가 혼재되어 지배적인 특정 주기를 보이지 않으며, 지형 영향의 우세 속에 위도 변화가 포함된 것으로 판단된다. 세 번째 EOF는 전체 변화의 약 1.29%를 나타내는 패턴으로 지배적인 특정 주기를 보이지 않으며 위·경도변화가 혼재된 것으로 판단된다. 네 번째 EOF는 전체변화의 약 0.58%를 나타내는 패턴으로 지배적인 특정 주기를 보이지 않으며, 경도 변화에 따른 변화 패턴으로 판단된다. EOF의 공간 패턴이 특정적인 물리적 거동을 보장하는 것이 아니나 정규식생지수의 주된 공간변화는 위도변화에 따른 변화의 우세 속에 지형의 영향이 다소 포함된 것으로 판단된다. 이러한 결과는 수문자료의 일반적인 공간변화 특성이 대체로 연 평균값의 공간분포 패턴과 분산의 공간분포 패턴이 유사한 것과 다르게 정규식생지수의 경우 연 평균값의 분포특성과 분산의 분포 특성이 큰 차이가 있으며 분산 및 변동계수가 보여주는 위도변화에 따른 남북기울기가 전체 변화에 지배적임에 따른 것으로 판단된다.

식생의 변화에 대한 이해는 강수나 기온 등의 기후변수 등과 상당히 높은 연계성을 가지고 있을 뿐만 아니라 우리나라 기후변화 전망에 있어서 매우 중요한 지표이므로, 본 연구결과는 향후 강수량, 기온, 증발산량 등의 기상요소들과 식생의 연계성을 규명하기 위한 연구의 기초자료로 활용될 수 있을 것으로 기대된다.

감사의 글

본 연구는 21세기 프론티어연구개발사업인 수자원의 지속

적 확보기술개발사업단의 연구비지원(과제번호: 1-9-3)에 의해 수행되었습니다.

참고문헌

기상청(2008) **기후변화의 이해와 기후변화 시나리오 활용(1)**. pp. 9-10.

김경탁, 박정술(2006) 식생지수와 가뭄지수의 상관성 분석. **한국습지학회논문집**, 한국습지학회, 제8권 제1호, pp. 49-58.

박정술, 김경탁(2009) 가뭄모니터링을 위한 MODIS NDVI의 활용성 평가: 가뭄지수와의 비교를 중심으로. *The Journal of GIS Association of Korea*, Vol. 17, No. 1, pp. 117-129.

신사철, 김철준(2003) 우리나라에서의 가뭄 발생 지역 판별을 위한 식생지수(NDVI)의 적용성에 관한 연구, **한국수자원학회논문집**, 한국수자원학회, 제36권 제5호, pp. 839-849.

신사철, 황만하, 고익환, 이상진(2006) 식생 및 기온정보를 조합한 증발산량 산정을 위한 간편법 제안, **한국수자원학회논문집**, 한국수자원학회, 제39권 제4호, pp. 363-372.

유철상, 김대하, 김상단(2006) EOF 해석 및 다변량시계열 모형을 이용한 농업가뭄 대비능력의 평가, **한국수자원학회논문집**, 한국수자원학회, 제39권 제7호, pp. 617-626.

Avery, T.E. and Berlin, G.L. (1992) Fundamentals of remote sensing and airphoto interpretation. *Macmillan Publishing Company*, New York, pp. 476.

Baldi, G., Nosetto, M.D., Aragon, R., Aversa, F., Paruelo, J.M., and Jobbagy, E.G. (2008) Long-term satellite NDVI data sets: Evaluating their ability to detect ecosystem functional changes in South America. *Sensors*, Vol. 8, pp. 5397-5425.

Ding, M., Zhang, Y., Liu, L., Zhang, W., Wang, Z., and Bal, W. (2007) The relationship between NDVI and precipitation on the Tibetan Plateau. *Journal of Geographical Sciences*, Vol. 17, No. 3. pp. 259-268.

Eidenshink, J.C. (1992) The 1990 conterminous US AVHRR dataset. *Photogrammetric Engineering and Remote Sensing*, Vol. 58, pp. 809-813.

El Saleous, N.Z., Vermote, E.F., Justice, C.O., Townshend, J.R.G., Tucker, C.J., and Goward, S.N. (2000) Improvements in the global biospheric record from the Advanced Very High Resolution Radiometer (AVHRR), *International Journal of Remote Sensing*, Vol. 21, pp. 1251-1277.

Gibbons, J.D. (1990) Handbook of statistical methods for engineers and scientists, *McGrawHill*, ed. pp. 11.1-11.26.

Hirsch, R.M. and Slack, J.R. (1984) A nonparametric trend test for seasonal data with serial dependence, *Water Resources Research*, Vol. 20, pp. 727-732.

James, M.E. and Kalluri, S.N.V. (1994) The Pathfinder AVHRR land dataset: an improved coarse resolution dataset for terrestrial monitoring, *International Journal of Remote Sensing*, Vol. 15, pp. 3347-3363.

Karabulut, M. (2003) An examination of relationships between vegetation and rainfall using maximum value composite AVHRR-NDVI data, Turkish Journal of Botany, Vol. 27. pp. 93-101.

Liu, H.Q. and Huete, A.R. (1995) Feedback based modification of the NDVI to minimize canopy background and atmospheric noise. *IEEE Transactions on Geoscience and Remote Sensing*, Vol. 33, No. 2, pp. 457-465.

Los, S.O., Collatz, G.J., Sellers, P.J., Malmstrom, N.H., Pollack, N.H., DeFries, R.S., Bounoua, L., Parris, M.T., Tucker, C.J., and Dazlich, D.A. (2000) A global 9-year biophysical land-surface dataset from NOAA AVHRR data. *Journal of Hydrometeorology*, Vol. 1, pp. 183-199.

Mann, H.B. (1945) Nonparametric tests against trend. *Econometrica*, Vol. 13, pp. 245-259.

Nemani, R.R., White, M.A., Thornton. P.E., Nishida, K., Reddy, S., Jenkins, J., and Running, S. (2002) Recent trends in hydrologic balance have enhanced the terrestrial carbon sink in the United States. *Geophysical Research Letters*, Vol. 29, 10.1029/2002GL01487.

Parmiggiani, F., Quarta, G., Marra, G.P., and Conte, D. (2006) NDVI fluctuations from 1995 to 2006 in South Italy and North Africa: a search for a climate change indicator. *Remote Sensing for Agriculture, Ecosystems, and Hydrology VIII*. Proceedings of the SPIE, Vol. 6359.

Pinzon, J. (2002) Using HHT to successfully uncouple seasonal and interannual components in remotely sensed data. SCI 2002, Conference Proceedings Jul. pp. 14-18. Orlando, Florida.

Pinzon, J., Brown, M.E., and Tucker, C.J. (2004) Satellite time series correction of orbital drift artifacts using empirical mode decomposition. In Hilbert-Huang Transform: Introduction and Applications, eds. N. Huang, pp. Chapter 10, Part II, Applications (to appear).

Rouse, J.W., Haas, R.W., Schell, J.A., Deering, D.W., and Harlan, J.C. (1974) Monitoring the venal advancement and retrogradations (Greenwave effect) of natural vegetation. *NASA/GSFCT Type III Final Report*, Greenbelt, MD, USA.

Sellers, P.J. (1985) Canopy reflectance, photosynthesis and transpiration. *International Journal of Remote Sensing*, Vol. 6, pp. 1335-1372.

Sellers, P.J. (1994) A global 1° by 1° NDVI dataset for climate studies. Part 2: the generation of global fields of terrestrial biophysical parameters from the NDVI. *International Journal of Remote Sensing*, Vol. 15, pp. 3519-3545.

Slayback, D.A., Pinzon, J.E., Los, S.O., and Tucker, C.J. (2003) Northern hemisphere photosynthetic trends. *1982-1999 Global Change Biology*, Vol. 9, pp. 1-15.

Szilagyi, J., Rundquist, D.C., and Gosselin, D.C. (1998). NDVI relationship to monthly evaporation. *Geophysical Research Letters*, Vol. 25, No. 10, pp. 1753-1756.

Tourre, Y.M., Jarlan, L., Lacaux, J-P., Rotela, C.H., and Lafaye, M. (2008) Spatio-temporal variability of NDVI-precipitation over southernmost South America: possible linkages between climate signals and epidemics. *Environmental Research Letters*, Vol. 3, 044008.

Tucker, C.J. (1979) Red and photographic infrared linear combinations for monitoring vegetation. *Remote Sensing of Environment*, Vol. 8, pp. 127-150.

Tucker, C.J., Pinzon, J.E., Brown, M.E., Slayback, D., Pak, E.W., Mahoney, R., Vermote, E., and El Saleous, N. (2005) An extended AVHRR 8-km NDVI dataset compatible with MODIS and SPOT vegetation NDVI data. *International Journal of Remote Sensing*, Vol. 26, No. 20, pp. 4485-4498.

Van den Hurk, B., Viterbo, J.J.M., and Los, S.O. (2003) Impact of leaf area index seasonality on the annual land surface evaporation in a global circulation model. *Journal of Geophysical Research*. Vol. 108, pp. 4191-4199.

Wang, J., Rick, P.M., and Price, K.P. (2003) Temporal response of NDVI to precipitation and temperature in the central Great Plain, USA. *International Journal of Remote Sensing*, Vol. 24, No. 11, pp. 2345-2364.

(접수일: 2010.3.3/심사일: 2010.4.2/심사완료일: 2010.5.1)