

## 二次元 スペクトル法을 이용한 植生類型에 대한 研究

朴 勝 太

全北大 師大 生物教育科

## A Study on the Vegetation Pattern Using Two-Dimensional Spectral Analysis

Park, Seung Tai

Dept. of Biology Educ., Jeonbuk Nat'l Univ.

### ABSTRACT

Two-dimensional analysis provides a comprehensive description of the structure, scales of pattern and directional components in a spatial data set. In spectral analysis, four functions are illustrated; the autocorrelation, the periodogram, the R-spectrum and the  $\theta$ -spectrum. The R-spectrum and  $\theta$ -spectrum function respectively summarize the periodogram in term of scale of pattern and directional components.

Sampling is measured in the Naejang National Park area where the *Daphniphyllum* trees grow. 320 contiguous ( $15 \times 15$ ) m plots are located along the transect and density of all trees over DBH 3 cm recorded respectively. 12 species of vascular plant are recorded in this survey area. The trend surface of density of all plant are estimated using polynomial regression and are exhibited in 3-dimensional graph and density contour map.

Transformation to the corresponding polar spectrum from the periodogram emphasized the directional components and the scales of pattern. R-spectrum corresponding to the scale of pattern of periodogram showed a large peak 15.47 in the interval  $9 < R < 10$  and  $\theta$ -spectrum corresponding to directional components have two peaks 8.28 and 11.05 in the interval  $35^\circ < \theta < 45^\circ$  and  $125^\circ < \theta < 135^\circ$ , respectively.

Programs to compute all the analyses described in this study was obtained from Dr. Ranshow and was translated to BASIC by the author.

### 서 론

생태학적으로 식생자료에 대한 분석연구는 대별하면 세갈래로 구분할 수 있다. 첫째는 식생과 여러가지의 환경요인들과의 관계를 ordination이나 구분법(classification)으로 분석하여 설명하려는 접근방법이며 둘째는 현재의 식생자료에서 미래의 변화를 예견해보려

\* 본 연구는 1988년 한국학술진흥재단(자유공모과제) 연구비 지원에 의한 것임.

는 방법으로 simulation이나 Markov chain을 이용하여 해석하려는 접근방법이고 세째는 계열자료에서 과거의 변화와 미래를 예전해보려는 스펙트럼분석법과 같은 접근방법이다 (Yates *et al.*, 1972 ; Platt and Denman, 1975 ; Ripley, 1981 ; Legendre and Legendre, 1983).

스펙트럼분석법(spectral analysis)은 계열성 자료에 대하여 고정과정(stationary stochastic process)을 거쳐 자료의 임의성 요소(random component)를 해석하는 분석법의 한 방법이라 할 수 있다. 이 분석법은 자기상관함수(autocorrelation function)를 검정하여 요소별 유의성을 찾고 계열에 따른 주기도표(periodogram)를 계산하게 되는데 특히 Fourier변환(Fourier transformation)으로 보다 쉽게 계산할 수 있으며 스펙트럼 밀도(power spectral density ; PSD)는 주기도표의 값을 평활화(smoothing)해서 산출할 수 있으며 보다 정확한 계산을 하기 위하여 여러종류의 spectral window를 이용하기도 한다. 이때 변량은 우인도우 대역폭(window bandwidth)의 비율로 계산한다(Renshaw and Ford, 1983 ; Miller, 1977).

생태학에서 스펙트럼 분석의 이용은 Moran(1950)이 카나다에서 살쾡이의 모피 생산이 10년을 주기로 일정한 과정을 띤다는 사실을 밝히면서 시작했다고 할 수 있다. 특히 시계열분석(time series)의 시간영역의 접근방법(time domain approach)과 주파수영역의 접근방법(frequency domain approach) 중에서 생태학적인 이용은 시간영역의 접근법을 많이 이용하는 경향을 나타냈다(Lee, 1981 ; Wartenberg, 1985 ; Oden and Sokal, 1986). 또한 스펙트럼 분석에 대한 Legendre와 Legendre(1983)의 모델에서는 계열자료에서 상관도표(correlogram)를 계산하고 Fourier변환을 해서 스펙트럼을 찾거나 주기도표(periodogram)를 계산하여 연속함수로 변환하여 스펙트럼을 산출하는 여러가지 방법을 제시한 바 있다. 따라서 여러 연구자에 의한 스펙트럼 분석법이 다양해 지면서 주파수 영역의 분석법을 많이 이용하는 경향을 나타냈다(Usher, 1975 ; Renshaw and Ford, 1983).

이차원 스펙트럼법(two-dimensional spectral analysis)은 주기도표(Ipq)에서 중요파를 나타내는 R-spectrum과 파의 방향성을 나타내는 θ-spectrum을 구분하고 이를 해석하는 분석법으로 기본적인 이론은 Ford와 Renshaw(1983)에 의해서 정리되고 이를 생태학에 이용할 수 있게되었으며 그후 Legendre와 Fortin(1989)은 생태학의 주요한 이론인 천이, 적응, 종다양성의 유지, 군락의 안정성, 경쟁, 포식자와 피식자와의 관계, 자연의 변이나 생태계의 역학(ergoclines) 등을 스펙트럼 분석법을 이용하여 분석할 수 있음을 제시하였다.

본 연구에서는 국립공원 내장산에서 굴거리나무(*Daphniphyllum macropodum*)가 분포되어 있는 지역을 택하여 조사된 식생 자료에 대하여 스펙트럼 분석법으로 분포유형을 분석하고 천연 기념물로 지정된 굴거리나무에 대하여 이차원 스펙트럼 분석법을 적용하여 굴거리나무군락의 안정성을 검토해 보려고 시도한 것이다.

## 방 법

### 이차원 스펙트럼분석의 기초이론

생태적인 자료  $X_{st}$ 에서  $s$ 와  $t$ 는 조사지역의 방향축을 나타내며  $s=1, \dots, m$ 과  $t=1, \dots, n$ 개의 조사지점을 가질수 있다. 이 같은 자료에 대한 시차( $j, k$ )가 있을때 자기공변량(autocovariance ;  $C_{jk}$ )은 (1)과 같이 계산할 수 있다.

이때  $C_{jk}$ 는 종속변수이므로 해석상에 어려움이 있어 Fourier변형을 한다. (2)와 같은 함수를 sample spectrum 또는 자기도표(periodogram)라고 한다.

$$f(w_1, w_2) = \sum_{j=-m+1}^{m-1} \sum_{k=-n+1}^{n-1} C_{jk} \cos(jw_1 + kw_2) \dots \quad (2)$$

이 함수는  $p=0, \dots, m-1$ 과  $q=0, \dots, n-1$ 일 때 Fourier 주파수  $(w_1, w_2)$ 는 (3) 과 같이 나타낼 수 있다.

따라서 주기도표( $I_{pq}$ )의 계산은 푸리에주파수를 이용하여 (4)와 같이 나타낼 수 있다

이 주기도표는  $p=0, \dots, m/2$ 과  $q=-n/2, \dots, 0, \dots n/2-1$ 로 나타내는 반주기도표(halffrequency spectrum)이다. 여기에서 주기도표와 생태자료와의 관계식을 정리하면 (5)와 같으며 변량요소를 간단히 산출할 수 있다.

여기에서 변량은 주기도표로 (6)과 같이 계산할 수 있다

이차원 스펙트럼은 (4)식에서  $I_{pq} = f(2\pi p/m, 2\pi q/n)$  관계를 주기도표( $I_{pq}$ )와 극성요소(polar component ;  $G_{R\theta}$ )로 대치하고 ( $I_{pq} = G_{R\theta}$ ) 주기도표의 크기를 나타내는 ( $p, \pm q$ )에서 주요파의 R-spectrum과 파의 방향요소인  $\theta$ -spectrum을 (7)과 (8)같이 산출한다

또한 자기상관( $r_{ij}$ )의 계산은 자료( $X_{st}$ )의 배열  $m \times n$ 을  $2m \times 2n$ 으로 변형하여 푸리에 역변환 값을 ( $L_{jk}$ ) 계산하고 이는  $C_{jk} = L_{jk}/mn$ 의 관계가 성립됨을 이용하여  $C_{jk}/\sigma^2 = 1$ 이 됨을 대비해서 계산하거나 (9)와 같이 간단히 계산하기도 한다.

자료표집

국립공원 내장산에 있는 전망대 서북편의 북사면에서 굴거리나무가 많이 분포된 지역을 택하여 자료표집을 하기 위하여 동서방향(s축)으로 20개의 구획을 정하고 남북방향(t축)으로 18개의 구획을 정하였다. 한개의 구획의 크기는 15 m × 15 m로서 구획내의 수목의 조사는 Shmida(1984)의 방법을 이용하여 5 m × 5 m의 방형구를 연속으로 설치하여 시행하였다. 방형구내에 출현된 수종과 DBH는 지상으로부터 1.3 m에서 직경이 3 cm이상

인 수종만을 대상으로 1989년 5월에 조사 기록하였다.

자료의 분석을 위하여 조사지역에 출현된 수목의 종을 중심으로 스펙트럼 분석을 할 수 있도록 각종의 밀도를 표준화하기 위하여  $AD^{-1}$ (A; 밀도 Table, D<sup>-1</sup>; Euclidean 거리 역수)와 같이 변형한 거리를 이용하였다(Jumars *et al.*, 1977).

#### computer program

프로그램 팩키지로 된 SAAP(spatial autocorrelation)과 SASP(two-dimensional spectral analysis)등이 공간분석에 많이 이용되고 있으며 그래픽 프로그램은 SYMAP이 널리 이용되고 있다. 본 연구자는 Renshaw교수(영국 Edinburgh대학 통계학과)로부터 SASP 프로그램을 sheet로 얻어서 그 내용을 BASIC 프로그램으로 번안 하였고 그래픽 프로그램은 직접 제작하여 이용하였다.

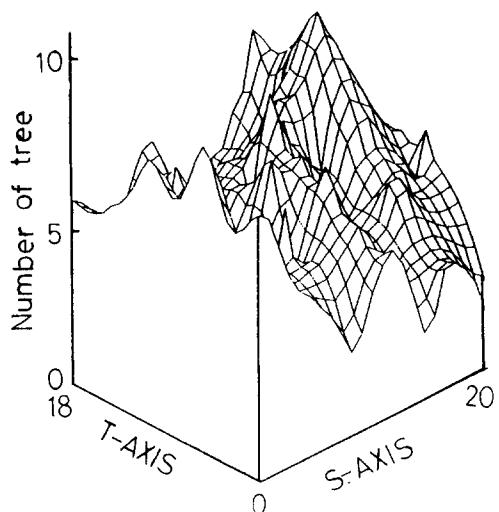
프로그램은 요구하는 분에게 제공할 수 있습니다.

### 결 과

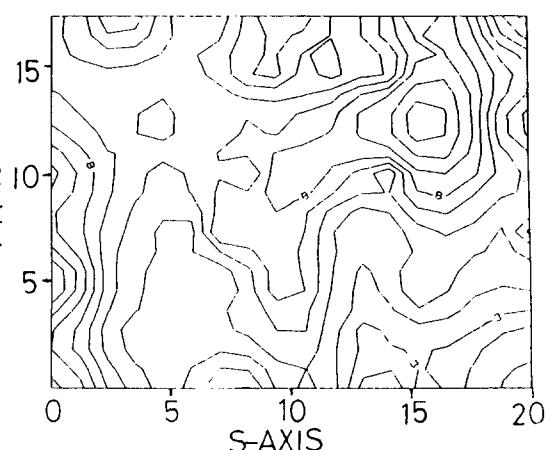
#### 조사지역의 식생

내장산에서 굴거리나무가 자생하고 있는 전망대의 북사면 주위의 8.1 ha 지역을 택하여 동서방향(s축)과 북남방향(t축)으로 각각 15 m 간격으로  $20 \times 18 = 360$ 개의 구획을 정하고 매 구획마다 5 m × 5 m 크기의 방형구 3개를 설치하여 방형구에 출현된 식물종의 밀도를 기록할 때 DBH가 3 cm 이상인 식물을 대상으로 조사하였다.

조사지역내에서 조사된 종은 12종으로서 360개( $20 \times 18$ )의 전구역내의 밀도를 이용한 trend surface를 삼차원 그래픽으로 나타냈으며 이를 다시 이차원 밀도 등고선을 kriging 법으로 그래픽으로 나타내었다(Fig. 1, 2).



**Fig. 1.** Second-order trend surface map of 12 species of vascular plant in the Naejang National Park.



**Fig. 2.** Contour map of 12 species of vascular plant using kriging method.

360개의 구역에서 조사된 밀도를 이용하여 trend surface를 산출할 때 다차항 회귀식을 이용하여 삼차원 그래픽으로 나타내고 이를 다시 이차원 밀도 등고선의 그래픽으로 나타내어 종래의 종다양성을 수치로 나타낸 것과는 달리 표현하는 방법으로 조사지역의 식물의 밀도가 3-11임을 밝혔다.

조사지역의 식생은 서어나무, 굴거리나무, 쪽동백, 때죽나무, 나도밤나무, 층층나무, 비목나무등의 출현빈도가 높았으나 특히 천연기념물 91호로 지정된 굴거리나무를 중점적으로 연구하기 위하여 이차원 스펙트럼 분석을 수행하였다. 굴거리나무의 밀도는 580개/ha로 추정할 수 있었으며 수목간의 거리는 4.16 m였으며 현재의 굴거리나무의 굴기는 1.3 m의 높이에서 약 8 cm로 추정할 수 있었다.

### 주기도표 (periodogram)

조사지역(360개의 구획)에서의 굴거리나무의 밀도 (Table 1)를 이용해서 굴거리나무의 주기도표를 산출하기 위하여 고정화 과정을 거쳐(Mantel, 1967) 이를 Jumars등의 이론에 따라 Euclidean 거리를  $AD^{-1}$ 로 표준화 시켰다(이때 A는 Table 1의 밀도를 나타내며  $D^{-1}$ 는 Euclidean distance inverse의 값을 나타낸다).

0	4	0	0	1	2	3	3	3	1	0	3	0	3	1	0	0	0
0	0	0	0	4	4	1	2	2	1	3	0	2	6	5	0	0	0
1	1	0	0	2	0	0	0	0	1	1	4	2	5	3	2	0	0
1	1	0	1	0	0	0	1	0	0	2	6	4	4	1	4	0	0
1	1	0	0	1	0	1	1	0	1	1	0	3	1	0	2	0	0
0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	2	1	0	1	1	0	0	0
0	1	2	0	4	4	0	0	0	2	0	5	0	3	1	2	0	0
0	4	3	1	3	2	2	0	1	2	2	2	3	0	1	6	2	0
1	0	1	1	1	4	2	2	3	5	2	0	4	5	0	0	0	0
3	0	0	0	1	3	4	1	2	2	0	0	5	1	1	1	0	0
1	0	0	1	2	2	2	0	2	3	5	3	5	5	4	2	0	0
0	1	0	0	2	3	2	1	4	2	0	3	5	3	2	2	0	0
0	0	0	3	2	5	2	3	6	1	5	3	3	2	3	2	0	0
0	0	1	0	5	2	4	3	1	8	2	0	1	4	4	0	0	0
2	1	2	0	3	0	6	5	0	4	3	4	5	4	1	0	0	0
1	2	0	0	2	7	4	1	7	3	5	4	4	1	1	3	4	1
0	0	0	1	0	0	1	8	6	3	2	3	7	4	3	0	0	0
0	0	0	0	0	0	1	1	2	1	1	5	1	2	4	3	0	0
0	0	0	0	0	0	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0

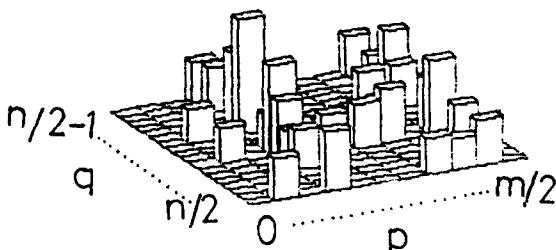


Fig. 3. The periodogram of  $20 \times 18$  matrix in *Daphniphyllum* community.

Table 2를 이용하여 자기공변량(autocovariance)을 계산하고 푸리에 변환으로 sample spectrum을 산출하고 이를 주기도표로 계산하였다. 이때 주기도표( $I_{pq}$ )는  $p=0, \dots, m/2$  와  $q=n/2, \dots, n/2-1$ 로 반 주기도표(half-periodogram)로 계산하였다(Table 3). 이때 기동(주기도표의 intensity)은 전변량의 63.8%를 나타냈는데 이는 유의성 검정을 censoring value(CV)로 하고 CV의 계산은  $CV = 400/mn(\%)$ 으로 Ford와 Renshaw (1984)의 산출 방법을 따랐다. CV=1.0%에서는 전변량의 48.9%를 해석할 수 있으나 CV=10.0%에서는 전변량의 63.8%를 해석할 수 있으므로 CV 10%를 택하였다(Fig. 3).

**Table 2.** Weighting values transforming the inverse of Euclidean distance ( $AD^{-1}$ ; A means Table 1 &  $D^{-1}$  inverse of Euclidean distance)

.	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18
1	0.03	0.00	0.00	-0.12	0.27	0.15	0.35	0.20	-0.06	-1.05	0.00	-0.02	0.14	0.25	-0.18	-0.08	0.09	0.12
2	0.19	-0.10	0.00	0.14	1.41	0.27	1.42	0.71	0.03	-4.70	0.14	-0.24	0.50	0.73	0.07	0.00	0.20	-0.26
3	0.08	0.05	0.00	0.10	-0.08	0.02	-0.05	0.02	0.05	0.25	-0.19	-0.23	-0.06	0.07	0.06	0.12	0.11	-0.27
4	-0.32	0.07	0.00	0.07	-0.08	-0.08	-0.08	-0.03	-0.02	0.44	0.04	0.04	0.00	-0.14	-0.10	0.04	-0.20	0.24
5	-0.40	0.22	0.01	0.34	-0.29	0.06	-0.24	-0.09	-0.09	1.12	-0.07	0.18	-0.08	-0.02	-0.41	-0.27	0.00	0.01
6	0.03	0.10	0.01	-0.61	-0.70	-0.11	-0.26	-0.07	0.14	1.38	-0.12	-0.23	-0.14	-0.13	0.23	0.46	-0.47	0.47
7	-0.50	-0.18	0.01	-0.29	-1.02	-0.23	0.03	-0.75	0.22	1.56	0.03	0.27	-0.30	-0.10	0.34	0.29	-0.07	0.71
8	0.24	-0.09	0.00	-0.43	0.17	0.15	0.17	0.00	-0.34	-0.68	0.17	0.05	0.21	0.32	-0.16	-0.07	0.36	0.15
9	0.09	0.20	0.01	0.31	-0.69	0.12	-0.04	-0.05	1.42	-0.34	0.21	-0.64	-0.11	0.19	0.17	-0.35	-0.22	
10	0.09	0.05	0.00	0.15	0.51	0.16	0.18	0.13	0.00	-0.29	-0.27	0.12	0.40	-0.27	-0.37	-0.12	0.05	0.03
11	0.02	0.19	0.00	0.29	0.26	0.44	-0.02	0.18	-0.39	-0.23	0.05	0.13	0.39	-0.47	-0.09	-0.25	-0.37	0.11
12	0.61	0.43	0.03	0.03	-0.78	-0.31	-1.00	-0.42	0.30	3.09	0.03	0.30	-0.69	-0.20	-0.48	-0.05	-0.14	-0.79
13	-0.11	-0.18	0.03	0.35	-1.17	-0.03	-1.22	-0.91	0.15	3.67	-0.43	0.26	-0.12	-0.34	-0.10	-0.04	-0.38	0.42
14	-0.17	-0.05	0.01	0.65	0.24	0.19	-0.07	-0.06	-0.09	0.28	-0.09	0.30	0.20	-0.18	-0.27	-0.37	-0.15	-0.31
15	-0.25	0.08	0.02	-0.41	0.17	0.43	1.32	0.63	-0.09	-2.91	-0.21	-0.41	0.31	0.71	0.10	0.54	-0.58	0.93
16	-0.44	0.01	0.01	-0.41	-0.89	-0.05	-0.67	-0.38	0.16	2.00	0.01	-0.15	-0.23	-0.14	0.29	0.32	0.07	0.53
17	0.14	0.00	0.00	-0.02	1.06	0.08	1.24	0.47	-0.02	-3.79	0.29	-0.05	0.50	0.73	-0.12	-0.34	-0.03	0.47
18	-0.21	-0.67	0.03	-0.07	-0.95	-0.29	-0.09	-0.29	0.01	2.86	-0.07	0.27	-0.30	-0.43	0.07	0.31	0.21	0.25
19	0.07	0.10	0.01	-0.36	-0.14	-0.02	-0.19	-0.01	0.00	0.50	0.04	-0.33	-0.01	-0.02	0.02	0.17	-0.03	0.15
20	0.00	0.00	0.00	0.00	0.01	0.01	0.00	0.01	-0.01	0.01	0.01	0.02	0.02	-0.09	0.03	0.00	-0.01	0.01

반 주기도표에서 29개의 기둥이 나타났는데 동서 방향축은 계곡에 따라 동서로 구분되며 동편과 서편의 기둥이 각각 13개와 16개 나타났으며 북남방향을 산정상 부분( $q$ 의 부호가 +)과 산기슬기 부분( $q$ 의 부호가 -)으로 구분되며 정상과 기슬기에 각각 10개와 19의 기둥이 나타났다. 조사지역의 고도가 해발 300 m에서 450 m사이 이므로 굴거리나무의 분포는 비교적 고도가 낮은 지역(400 m 이하)에 생육함을 알 수 있었다(Table 3).

**Table 3.** Half-periodogram( $I_{pq}$ ) values contributing to 63.8% of total variance

p	q
-n/2	0.....n/2-1
0	0 0
.	14 0 0 0 0 0 0 12 0 0 0 11 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0
.	0 0
.	20 0 0 0 13 11 20 30 12 0 0 39 25 0 0 15 0 14
.	0 0
.	0 0 0 0 0 0 0 0 11 0
.	0 0 0 0 0 0 0 14 11 0
.	12 0 0 0 0 0 18 13 0
.	11 0
.	15 0 0 15 0 0 25 17 0 0 0 14 24 0 12 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0 0
m/2	0 0

### 이차원 스펙트럼

주기도표에서 주요파의 유형으로 R-spectrum과 파(wave)의 방향성을 나타내는  $\theta$ -spectrum을 계산하기 위하여 주기도표에서 극성요소(polar spectrum component)인 R 요소와  $\theta$  요소를 계산한다( $I_{pq} = G_{R\theta}$ ). 이 때 R-spectrum은  $R = \sqrt{p^2 + q^2}$  으로,  $\theta$ -spectrum은  $\theta = \tan^{-1}(p/q)$ 로 계산하고 R의 분절은  $0 < R < 1$ ,  $1 < R < 2$ , ..., 등으로 구분하고  $\theta$ 의 분절은  $-5^\circ < \theta < 5^\circ$ ,  $5^\circ < \theta < 15^\circ$ , ...,  $165^\circ < \theta < 175^\circ$ 로 구분되었다.

스펙트럼의 유의성 검정은  $1/2NX_{2N}^2$ 으로 산출하여 자유도  $2N$ 에서 카이자승으로 검증하였다(Renshow and Ford, 1988). 이때  $N$ 은 요소수를 나타낸다. Fig. 4에서 R-spectrum은  $9 < R < 10$ 에서 15.45로 가장 높게 나타났으며 또한 Fig. 5에서  $\theta$ -spectrum은  $35^\circ < \theta < 45^\circ$ 에서 8.28과  $125^\circ < \theta < 135^\circ$ 에서 11.05로 높은 값을 나타냈다. 유의성은 R-spectrum에서  $N=28$ 로 1.33과  $\theta$ -spectrum에서  $N=20$ 으로 1.39이므로 대단히 유의하였다(Fig. 4, 5).

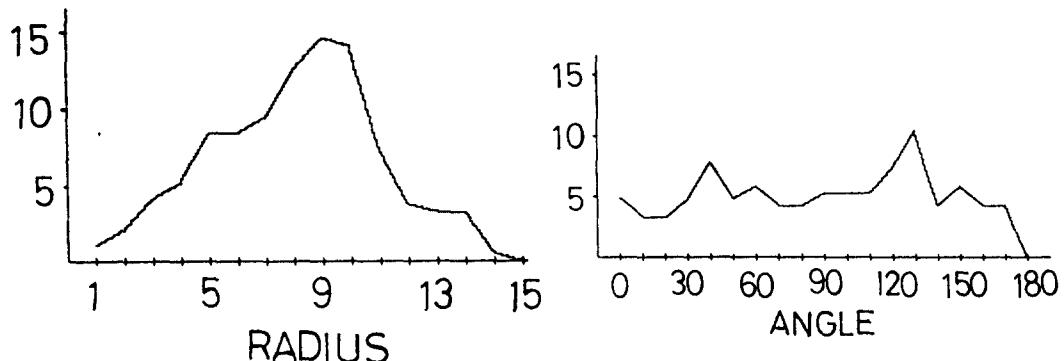


Fig. 4. R-spectrum of spatial analysis using  $I_{pq}$  values.

Fig. 5.  $\theta$ -spectrum of spatial analysis using  $I_{pq}$  values.

R-spectrum에서 굴거리나무의 분포 유형은 15.45 m 내외의 파형을 띠고  $\theta$ -spectrum에서는 남북과 동서방향을 대비했을 때 약  $45^\circ$  즉 서남 방향에서 북동 방향으로(지형과는 상관없이) 번창함을 추정할 수가 있었다.

#### 자기상관(autocorrelation)

자기상관( $r_{jk}$ )는 일반적으로  $C_{jk}/\sqrt{C_{jj} C_{kk}}$ 의 식으로 계산할 수 있으나  $X_{st}$ 의 자료배열  $m \times n$ 을  $2m \times 2n$ 으로 변형하여 FFT의 역수( $L_{jk}$ )를 산출하고  $C_{jk}=L_{jk}/mn$ 의 관계식에서  $C_{jk}/\sigma^2=1$ 이 되므로  $C_{00}$ 일 때 즉  $j=0$ 과  $k=0$ 일 때 자기상관이 1이 되다.

굴거리나무 분포 지역에서 굴거리나무의 자기상관값은 평균 0.006956이었고 변량이

0.365로 나타나 비교적 낮은 값을 나타내고 있는 것은 군락 조성의 시기가 오래되지 않기 때문인 것으로 추정된다. 따라서 자기상관값은 시차에 따른 시간대의 상관값으로 독립변수를 비교할 때도 유용한 개념으로, 특히 일차원 스펙트럼 분석에서는 Moran 지수(Moran, 1950)를 이용하거나 Bonferroni 보정값을 이용하기도 하는데(Oden, 1984) 자료 표집 설계의 유용성을 검증할 수 있으며 kriging법으로 등고선 지도로 공간 유형을 해석하기 쉽게 하는데 이용된다.

이 차원 스펙트럼 분석에서 자기상관값의 이용은 FFT의 역수값( $L_{jk}$ )이  $I_{pq}$ 와 같은 값

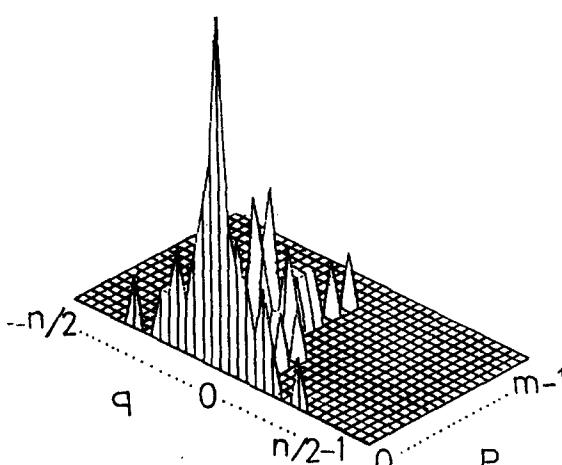


Fig. 6. Autocorrelation calculated the inverse FFT and peaks reirepresent  $C_{jk}/\sigma^2$  value;  $C_{00}=1$ .

이 되므로  $L_{jk}/mn = I_{pq}/mn = \sigma^2$ 의 관계식을 이용하게 된다. Bazza(1985)가 토양의 표층 온도 모델에서 삼차원 그래픽으로 나타내고 이를 해석하였다. 굴거리 나무 군락에서의 자기 상관은 삼차원 그래프로 나타내었다. 굴거리나무의 분포의 주기는 안정된 양상을 띠었다(Fig. 6)

## 논　　　의

생태학적으로 시계열 분석(time series analysis)의 이용은 Moran(1950)의 살쾡이의 모피 생산이 10년의 주기를 가진다는 연구에서 시작되어 스펙트럼 분석의 체계적인 접근은 Platt와 Denman(1975)에 의하여 생물학의 여러분야에서 이용하게 되었다. 최근에는 Legendre와 Fortin(1989)에 의해서 생태적인 여러 주요한 이론 즉 천이, 적응, 다양성의 유지, 군락의 안정성, 경쟁 자연적인 변이, 생태역학등에 이용될 수 있는 기초이론을 체계화 시켰다.

또한 공간유형(spatial pattern)의 분석은 Watt(1947)에 의해서 시작되었고 군락의 발달을 정량적으로 나타내기는 Greig-Smith(1952)에 의해 체계적인 접근이 시도되면서 이형성(heterogeneity)의 군락 구조에 대한 표집 방법 과정이 Potani(1982), Ripley(1981) 등에 의해서 정리되고 이론화되었다. 유형분석은 방형구의 크기를  $2^{n-1}$ 로 넓혀가면서 변량과 대비해서 유형의 크기나 집중도를 추정하거나 비구획법(plotless technique)으로 종의 분산정도를 지수(index)로 구분하여 유형을 식별하는 것으로 대별된다(Johnson and Zimmer, 1985).

그런데 유형분석과 시계열분석은 군락의 비동방성(anisotropy)의 형성기작에 대하여 오랜시간을 지내면서 진화된 것으로서 현재나 앞으로의 변화를 예측하는 것은 매우 주요한 생태적인 이론의 한 부분이다. 따라서 시계열 분석에서 시차(time lag)에 따른 변화를 자기 상관으로 대비하고 유의성을 검정해서 해석하거나 cross-autocorrelation으로 독립변수간의 관계를 해석하고 주요한 스펙트럼을 산출하여 변화과정을 추정하게 되는 이론이다. 생물학에서 뿐만아니라 여러 학문분야에서 스펙트럼법의 분석은 시간영역(time domain)의 접근 방법을 주로 이용하다가 차츰 주파수 영역(frequency domain)의 접근 방법으로의 변화는 computer를 이용하여 푸리에변환(Fourier transform)을 보다 쉽게풀 수 있었기 때문이다.

이차원 스펙트럼 분석은 가지 공변량에서 집중도를 가지는 주기도표를 계산하고 이를 극성요소로 치환해서 주요파를 나타내는 R-spectrum과 θ-spectrum을 산출해내는 방법이다(Priestly, 1964 ; Ripley, 1981) 주기도표의 유의성 검정은 censorign value(CV)값을 산출해서 전변량의 해석 범위를 통계적인 의미로 나타내는데 이는 Renshaw와 Ford(1983)에 의해서 이론화 되었는데 본 연구에서는  $CV=400/mn\%$ 로 산출해서  $CV=10\%$  기준으로 전변량의 63.8%를 해석하는 범위에서 R-spectrum과 θ-spectrum을 산출하고 극성요소의 분절(segment)의 유의성은  $1/2NX_{2N}^2$ 으로 산출된 값을 자유도  $2N$ 에서 카이자승값으로 검정하였다. 굴거리 나무 군락에서는 R-spectrum에서 요소수가  $N=28$ 개 θ-spectrum에서 요소수가  $N=20$ 으로 높은 유의값을 나타냈다.

자기상관(autocorrelation)에 대한 유의성 검증은 일차원 스펙트럼 분석에서는 Moran 지수(Moran, 1950)를 이용하고 이를 이용해서 3차원 그래픽이나 또는 이차원의

등고선 지도로 나타내어 유의성을 찾는데 반해 이차원 스펙트럼 분석에서는 푸리에 역변환함수( $L_{jk}$ )와 자기공변량과 관계를  $C_{jk} = (1/mn)L_{jk}$ 로 계산하여  $C_{jk}/\sigma^2 = 1$ 이 됨을 이용하여 자기상관값을 해석한다. Bazza(1985)는 토양의 표층온도의 모델에서 자기 상관을 그래프로 나타내어 해석하고 Renshaw와 Ford(1983)는 소나무 숲의 수관의 높이를 이차원 스펙트럼으로 분석할 때 자기 상관으로 두개의 주기를 밝힌 바 있다.

Computer program은 SASP(two-dimensional spectral analysis)에는 FAST program과 SLOW program으로 구분되는데 본 연구에서는 SLOW program을 이용하였으며 그 래픽은 BASIC으로 제작하여 그렸다.

### 적    요

국립공원 내장산에서 굴거리나무가 자생하고 있는 지역을 택하여 동서방향으로 15 m 간격으로 20개, 남북 방향으로 15 m 간격으로 18개의 구획을 정하여 모두 360개의 구획으로 구분하고 한 구획의 중앙 부위에서 5 m × 5 m 크기의 방형구 3개를 설치하여 방형구내에 출현된 종의 밀도를 기록하였다. 출현된 종수는 12종으로 이의 밀도를 이용하여 trend surface를 산출하여 삼차원 그래프로 나타내었고 이를 다시 밀도 등고선 지도를 그려 조사지역의 밀도 분포를 나타내었다.

이차원 스펙트럼 분석은 굴거리나무의 밀도를 이용하여 Euclidean 거리 역수를 이용하여 자료를 변형시켜 주기도표(Ipq)를 산출하였다. 이때의 주기도표는 전변량의 63.8%를 나타냈으며 주기도표에서 주요파의 유형으로 R-spectrum과 파의 방향성을 나타내는 θ-spectrum을 산출할 때 요소수를 이용하여 카이자승으로 유의성을 검정하여 분절을 구분하고 spectrum값을 계산하였다. R-spectrum에서는 한 분절(R=10)에서 가장 큰값 15.47을 나타내었고 θ-spectrum에서는 40°와 130°분절에서 각각 8.28과 11.05의 높은 값을 나타냈다.

이차원 스펙트럼의 분석에서 자기상관값은 푸리에 역변환함수( $L_{jk}$ )값이 주기도표(Ipq)와 같은 점을 이용하여  $C_{jk}/\sigma^2 = 1$ 이 되므로 이를 이용하여 계산하였다. 이차원스펙트럼 분석에 이용한 프로그램은 SASP의 SLOW program을 BASIC으로 번안하여 이용하였다.

### 引  用  文  獻

- Bazza, M. 1985. Model of soil surface temperature by method of 2-D spectral analysis. Ph.D. thesis. UC Davis. 158 pp.
- Ford, E.D. and E. Renshaw. 1984. The interpretation of process from pattern using two-dimensional spectral analysis:modelling single species pattern in vegetation. Vegetatio 56:113-123.
- Greig-Smith, P. 1952. The use of random and contiguous quadrats in the study of the structure of plant communities. Annals of Bot. 16:293-316.
- Johnson, R.B. and W.T. Zimmer. 1985. A more powerful test for dispersion using distance measurements. Ecology 66:1669-1679.
- Jumars, P.A., D. Thistle and M.L. Jones. 1977. Detecting two-dimensional spectral structure in biological data. Oecologia 28:109-123.

- Lee, P.J. 1981. The most predictable surface(MPS) mapping method in petroleum exploration. Bull. Can. Petrol. Geol. 29:224-240.
- Legendre, P. and M.J.Fortin. 1989. Spatial pattern and sociological analysis. Vegetatio 80:107-138.
- Legendre, L. and P. Legendre. 1983. Numerical ecology. Development in environmental modelling, 3. Elsevier, Amsterdam. 419 pp.
- Mantel, N. 1967. The detection of disease clustering and a generalized regression approach. Cancer Res. 27:209-220.
- Miller, R.G. Jr. 1977. Developments in multiple comparisons. J. Ameri. Stat. Ass. 77:779-788.
- Moran, P.A.P. 1950. Notes on continuous stochastic phenomena. Biometrika 37:17-23.
- Oden, N.L. 1984. Assessing the significance of spatial correlogram. Geogr. Anal. 16:1-16.
- Oden, N. L. and R.R. Sokal. 1986. Directional autocorrelation : an extension of spatial correlograms to twodimensions. Syst. Zool. 35:608-617.
- Platt, T. and K.L. Denman. 1975. Spectral analysis in ecology. Ann. Rev. of Ecol. Syst. Vol. 6:189-210.
- Potani, J. 1987. Computerized sampling in vegetation studies. Coenoses 2:9-18.
- Priestly, M.B. 1964. The analysis of two dimensional stationary processes with discontinuous spectra. Biometrika 51:195-217.
- Renshaw, E. and E.D. Ford. 1983. The interpretation of process from pattern using two-dimensional spectral analysis:methods and problems of interpretation. Appl. Stat. 32:51-63.
- Ripley, B.D. 1981. Spatial statistics. John Wiley & Sons, New York. 252 pp.
- Shmida, A. 1984. Whittaker's plant diversity sampling method. Israel J. Botany. 33:41-46.
- Usher, M.B. 1975. Analysis of pattern in real and artificial plant populations. J. Ecol. 63:569-586.
- Wartenberg, D. 1985. Multivariate spatial correlation : a method for exploratory geographical analysis. Geogr. Anal. 17:263-283.
- Watt, A.S. 1947. Pattern and process in plant community. J. Ecol. 35:1-22.
- Yates, F.E., D.J. Marsh and A.S. Iberall. 1972. Integration of the whole organism-A foundation for a theoretical biology. In, Challenging Biological Problems : Directions Towards Their Solutions. 25th Anniv. The Ameri. Inst. of Biol., Sci., New York. 502 pp

(1989年 12月 22日 接受)