

植物群落モデルにおける主成分分析 適用の問題点について

宮田逸夫・家原敏郎・杵村喜則
島根大学理学部生物学教室

Problems on the adaptability of the principal component analysis
in ordination of plant community models.

Itsuo MIYATA, Toshiro IBHARA and Yoshinori SUGIMURA
(Received September 3, 1983)

Abstract

The availability of the principal component analysis was tested using two types of artificial community models: one is based on a similarity matrix and the other is on a matrix of the number of individuals. Models were laid out to make species composition in quadrats change along one or two environmental gradients. In the similarity model, the gradients were represented by the first two principal components, while those of the individual model were done by the second and fourth ones. A great 'folding-in' effect occurred obviously in the two models when the gradient was excessive or when quadrats with peculiar species composition were added. The similarity model has a merit to ordinate quadrats properly irrespective of the degree of the environmental gradient and a defect to be strongly influenced by quadrats with peculiar composition. On the other hand, the individual model has a merit to discriminate peculiar quadrats easily and a defect that the range of the gradient to ordinate quadrats exactly is rather limited. The principal component analysis may be available in extracting the environmental gradient, if the quadrat data are so arranged that a great 'folding-in' effect does not take place.

はじめに

植物群落の組成は、環境あるいは生物的な種々の要因によって多次元的な構造をとることが知られている。この植生構造を明らかにする植生研究の手法として序列法がある。これは、多次元的な植生構造をできるだけ壊さずに、より少数の次元に統合し、統合された次元において方形区や種の位置づけ、すなわち序列を行って、植生構造を明らかにし、その要因を探ろうとする方法である。

序列法は、BRAY & CURTIS (1957) によって創始され、様々な手法が開発されてきており、主成分分析もその1つである。主成分分析は多変量解析法のうち、相関分析法の仲間にも属す全く統計学的な手法であり、主に心理学の分野で開発・応用されてきた。植生研究には AUSTIN & ORLQCI (1966) が初めて適用し、その後、方形区毎の個体数や importance

value など、種の量的測度の行列をデータとして、多くの研究で用いられている。また主成分法の問題点は、環境要因が1次元的に変化しているシミュレーションモデル (GAUCH & WHITTAKER, 1972a, b), あるいは2次元的に変化している格子状のモデル (AUSTIN & NOY-MEIR, 1971) が、どのように序列されるか、環境傾度幅や標本誤差の面から検討されている。その結果、モデルの環境傾度幅が大きい場合に、方形区の順序が逆転するいわゆる折れ曲りの発生が報告されている。しかしながら、折れ曲りを起こす原因は、傾度幅以外の事項についてあまり議論されていないように思われる。

他方、OMURA (1973) は方形区間の類似度である C_{jl} (MORISITA, 1959) の行列をデータとして主成分分析を行い、種の量をデータとした場合と類似の結果を得た。しかし、この方法の有効性・問題点については、モデルによる検討が行われていない。

そこで本研究では、方形区毎の個体数行列および類似度行列について、1つもしくは2つの要因、すなわち環境傾度に沿って種組成が変化する人工的なモデルを、主成分分析はどのような場合に正しく序列し、また折れ曲りを起こすのか検討し、また類似度行列をデータとすることの有効性について検討した。

材料と方法

類似度行列型のモデル

1次元のモデルでは、方形区が環境傾度である X 軸上に並んでいると仮定し、その座標から(1)式のように各方形区間のユークリッド距離を計算し、類似度行列を求めてデータとした。

$$C_{jl} = 1 - \sqrt{\frac{m}{\sum_1^m (x_{jm} - x_{lm})^2}} \quad (1)$$

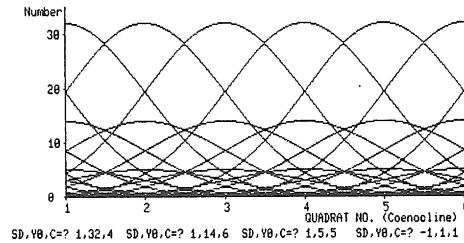
ここで C_{jl} は方形区 j と l の類似度、 m はモデルの次元数、 x_{jm} と x_{lm} はそれぞれ方形区 j と l の第 m 座標である。ただし、類似度は $0 \sim 1$ の値を持つので、 $C_{jl} < 0$ のときは $C_{jl} = 0$ とした。

2次元のモデルでは、2つの環境傾度が作る X-Y 平面上に最小区画が正方形の格子を仮定し、X 軸に6列、Y 軸に5列の格子点を設け、(1)式に従い類似度行列を求め、データとした。

1次元および2次元の場合について、方形区の並びや格子の間隔を変えて環境傾度幅を変化させ、また特異的な座標の方形区を加えたり、局部的に方形区の密度を変えたモデルを作った。

個体数行列型のモデル

植物種の量は、環境傾度に沿ってベル状の分布をしている (ホイッタカー, 1979) ので、このモデルは分布関数を正規分布に仮定した。1次元のモデルは第1図のように環境傾度上に等間隔に方形区を置き、各方形区に種の分布の最大値をもつ個体数32の優占種を配した。環境傾度の一端から順に方形区に番号をつけたとすると、 μ 番目の方形区で最大個体数をもつ種は、 x 番目の方形区では(2)式の $\varphi_{(x)}$ を四捨五入した個体数をもつ。



第1図 モデル1の環境傾度に対する種の個体数の変動。少数種の一部は省略してある。

$$\varphi(x) = Y_0 \frac{1}{\sqrt{2\pi} \cdot \sigma} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}} \quad (2)$$

ここで σ は標準偏差であり、種の分布の拡がりを表し、第1図では $\sigma=1$ である。また種の最大個体数は Y_0/σ として表される。従って、ある方形区には優占種の他に、周囲の方形区に最大値を持ついくつかの種が、それぞれ(2)式で表わされる個体数だけ存在する。

また実際の植物群集には、種数と個体数の間に対数正規則が広く成立している。そこでデータをできるだけ対数正規則に合わせるため、優占種と σ の値が等しく、最大個体数の小さい少数種群を付加した。対数正規分布は新オクターブ法および規格化係数(木元, 1976)により、表1の期待値で示した分布とし、期待値に合致するように少数種の最大個体数と、同一の最大個体数をとる種群の数を設定した。第1図では、少数種は最大個体数がそれぞれ14, 5, 2の3種群とすると対数正規分布によく合致した。

第1図のモデルにおいて、ある方形区の、種別の個体数は表2のモデル1のようになる。モデル1の他に種の拡がりそれぞれ $\sigma=2, \sigma=3$ であるモデル2, モデル3を作製したが、これらは対数正規則への適合がやや悪かった(表1, 表2)。

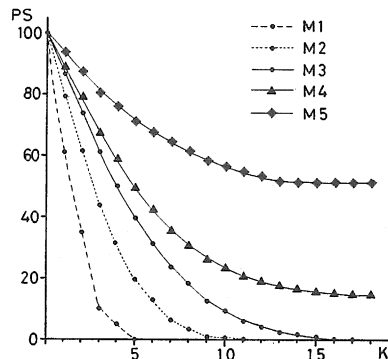
また常在種の存在が与える影響を調べるため、優占種はどの方形区でも同一種であり、少数種だけが $\sigma=3$ の拡がりて変化するモデル4, モデル5を作成した(表2)。モデル1から5の、方形区数と種の移り変わりの関係を、環境傾度の両端の方形区の類似度百分率で表すと第2図のようになる。

表1 対数正規則による種数の期待値およびモデルの対数正規則への適合

オクターブ	個体数	期待値	モデル1	モデル2	モデル3	モデル4	モデル5
I	1	4	4	4	6	2	4
II	2~3	5	5	2	8	4	6
III	4~7	4	3	6	5	2	3
IV	8~15	3	3	3	4	4	0
V	16~31	2	2	4	6	5	0
VI	32~61	1	1	1	1	1	1
	総種数	19	18	20	30	18	14

表2 モデルの1つの方形区におけるそれぞれの種の個体数

モデル	各種の個体数																		
1	4	19	32	19	4	2	12	14	12	2	1	3	5	3	1	1	2	1	
2	1	4	10	19	28	32	28	19	4	1	1	3	5	7	8	7	5	3	1
3	1	2	4	8	13	19	26	30	32	30	26	19	13	8	4	2	1		
		1	1	2	2	3	4	4	4	3	2	2	1	1					
4	32		1	2	3	6	10	15	19	23	24	23	19	15	10	6	3	2	1
5	32		1	1	2	2	3	4	4	3	2	2	1	1					



第2図 モデルの環境傾度に対する類似度百分率。Kは方形区数を、M1からM5はそれぞれモデル1からモデル5を表す。

2次元のモデルは、モデル1の4種群のうち優占種と最下位種が環境傾度のX軸に対してだけ、また中間の2種群がY軸にだけ変動するモデルを作成した。

以上の基本的なモデルについて、方形区数を変えて環境傾度幅を変化させ、またある方形区と全く同一の方形区を付加することによって方形区の分布密度を変化させたモデルを作った。

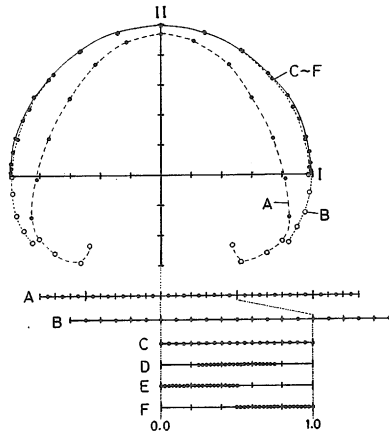
主成分分析

植生資料への主成分分析の適用様式はいく種類があるが、ここでは、データ行列から方形区間の相関行列を作り、それを主成分分析し、得られた因子負荷量で方形区を序列する手法を用いた。帰与率の大きな主成分の順にI軸、II軸、III軸とし、主要な2軸が作る平面上に方形区を序列した。計算は芝(1975)の乗べき法によった。主成分毎に、方形区のモデル上での位置と序列の結果の一致度を、相関係数(r)およびKendallの順位相関係数(τ)によって評価した。

結 果

類似度行列型1次元モデル

このモデルの序列の結果を第3図および第4図に、主成分毎の帰与率および相関係数を表3に示す。



第3図 類似度行列型1次元モデルの序列。A, B, C, Dは環境傾度を変えた場合。E, Fは平均値を変えた場合。図の下半にモデルを示す。第3図から第11図において、○は折れ曲りを生じた方形区、×は付加した方形区、●は尺度因子の表出により因子負荷が同一になった方形区、数字は方形区番号を示す。

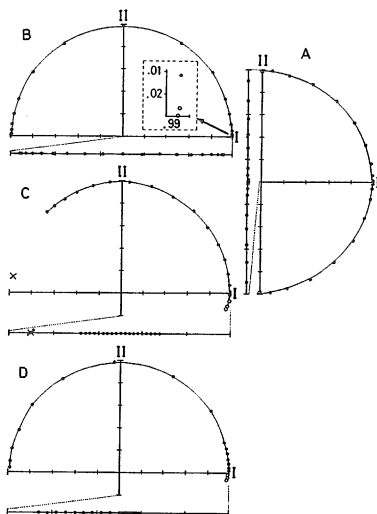
表3 類似度行列型1次元モデルの各主成分の帰与率および環境傾度との相関。表3～表5において、 r は相関係数、 τ はKendallの順位相関係数を表す

ケース	寄与率			correspondence	相関	
	I	II	III		r	τ
第3図A	40.3	29.9	8.6	X-I	.898	.638
〃 B	66.4	30.1	2.2	X-I	.943	.733
〃 C~F	68.9	28.8	1.2	X-I	.961	.962
第4図A	51.9	45.3	1.0	X-II	-.959	-.979
〃 B	80.9	17.6	0.8	X-I	.973	.883
〃 C	55.2	41.6	1.8	X-I	.939	.884
〃 D	80.2	18.0	0.8	X-I	.969	.884

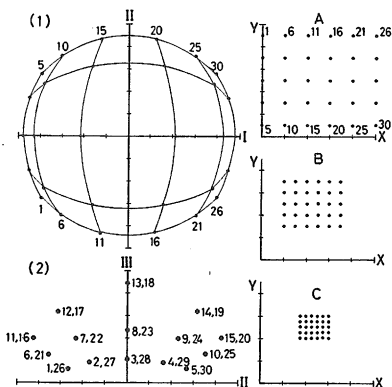
方形区は I-II 軸平面上で第 4図A を除き、円の上半部のような形に分布した (第 3 図, 第 4 図)。方形区の第 1 因子負荷量がほぼモデルの順に配列されているので、I 軸は環境傾度を表していると解釈できた。第 2 因子負荷量はモデルの中央の方形区で最大となり、周辺部で最小となり、全て正の値をとった。主成分分析において、因子負荷量の全値が正であるような解が得られたとき、これは何か大小の規模を表現する尺度特性であり、尺度因子と呼ばれるものである (駒澤, 1978)。第 3 図, 第 4 図の II 軸は尺度因子を表していると思われる、具体的には植生資料の平均的組成からの各方形区の隔たりの程度を表していると解釈できた。

第 3 図の A~D は環境傾度幅を変化させたときの序列を比較したものである。環境傾度幅が組成的距離にして 1.0 をこえた場合には傾度幅が大きいほど、周辺部の方形区が大きな

折れ曲りを示した(第3図 A, B)。折れ曲りが起った場合にはデータの類似度行列に0値が多数みられた。傾度幅が1.0以下の場合には傾度幅に無関係に同一の序列結果が得られた。(第3図 C, D)。このときには最外縁部において因子負荷量が0.002ほどの極めて軽微な折れ曲りのみが生じた。表3より折れ曲りの程度が小さいほど第1主成分の帰与率が大きくなり、また第1, 第2主成分でほとんどの要因が説明しつくされることがわかる。相関係数および順位相関係数も折れ曲りが小さいほど大きくなり、モデルが正しく再現された。



第4図 類似度行列型1次元モデルとその序列。中央部(A)および周辺部(B)に方形区が集中している場合。C, 特異的な方形区を付加した場合。D, 密度差が生じている場合。



第5図 類似度行列型2次元モデルとその序列。(1), I-II軸による序列。(2), II-III軸による序列。

第3図の E, F は類似度の中央値を変えて序列を行ったものであり、中央値の大小に無関係に C, D と全く同一の結果が得られた。

第3図において方形区が I 軸の両端で狭く、中央部で広い間隔で分布する傾向が見られた。そこで第4図 A, B のようなそれぞれ傾度の中央部および周辺部で方形区の密度が最大であるモデルによってこの性質を調べた。第4図 A では中央部の高密度な方形区も十分分離したが、第4図 B では周辺部に多くの方形区が集中し分離が困難であり、中央部の方形区の分布は極めて疎らとなった。帰与率では第4図 A は中央部の方形区が多数であるため尺度因子が現れている軸の帰与率が大きくなって I 軸と II 軸の関係が逆転し、他方第4図 B では I 軸の帰与率が極めて大きくなった。

折れ曲りは環境傾度が大きい場合の他に、第4図 C, D のモデルの場合に生じた。第4図 C は等間隔に並んでいるモデルに、特異的な位置を占める方形区を付加した場合の序列で、付加した方形区が半円を時計回りに押すような形で分布した。第4図 D は類似度の間隔が

0.04の方形区群と0.01の方形区群を組み合わせ、方形区の密度の差を作った場合で、密度が大きい方に引張られた形で折れ曲りが生じた。しかし、その程度は第4図Cに比べて小さかった。

類似度行列型2次元モデル

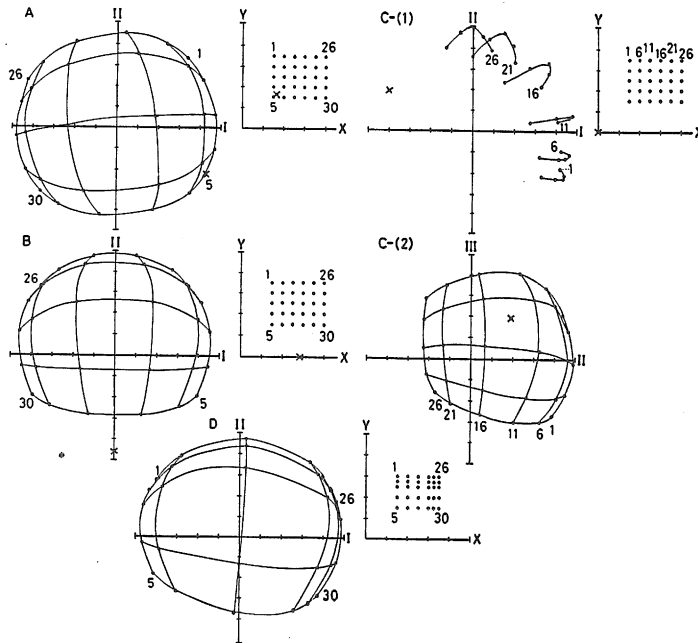
このモデルは第5図、第6図、および表4に示したような結果となった。単純な格子状モデルでは、モデルの環境傾度のX軸がI軸に、Y軸がII軸に表された。方形区はI-II軸平面上で球状に拡がって序列され、方形区間の間隔が中央部で広く周辺部で狭くなる著しい歪曲が見られた(第5図)。格子の内側への折れ曲りは生じなかったが、個々の軸についてみると方形区の順序関係に逆転が見られ、順位相関係数が1次元の場合に比べやや低下した(表3、表4)。また得られた方形区の配置はモデルと上下倒置になっており、主成分分析はモデルの上下・左右を必ずしも正しく表さないことがわかる。第3主成分は18.8%と比較的大きな帰与率を示すが、モデルの中心部に近い方形区ほど第3因子負荷量が大きくなっており、何らかの尺度因子が現れていると解釈できた。

表4 類似度行列型2次元モデルの各主成分の帰与率および環境傾度との相関

ケース	帰与率				相関		
	I	II	III	IV	correspondence	r	τ
第5図	46.9	30.1	18.8	1.6	X-I	.975	.921
					Y-II	-.972	-.898
第6図A	47.6	29.7	18.4	1.7	X-I	-.971	-.898
					Y-II	.960	.852
" B	40.1	32.2	23.4	1.4	X-I	-.979	-.915
					Y-II	.957	.998
" C	43.3	32.6	20.6	1.2	X-I	.888	.684
					X-II	-.864	-.845
					Y-III	-.881	-.868
" D	53.6	28.6	13.7	1.8	X-I	.977	.889
					Y-III	.953	.788

第5図では格子の間隔が異なるA,B,Cのモデルの序列は全く同一になり、1次元の場合同様、環境傾度の幅が類似度距離で1.0を越えないならば傾度幅は序列に影響を与えないことがわかった。

次に格子状モデルへの方形区の付加が、序列に与える影響を考察した。格子の内部に付加した場合は第6図Aのように格子に若干の回転がみられた他はほとんど影響がなかった。格子の外部でも第6図Bのように格子の鉛直下方に付加した場合は、格子の形および付加した方形区との位置関係が崩れなかった。問題があったのは第6図Cのように格子の対角線の延長線付近に方形区を付加した場合で、I-II軸平面上では格子の形が大きく崩れてしまった。正しい格子状の序列はむしろII-III軸平面上で得られたが、付加した方形区が格子の中に取り込まれてしまい、正しい位置を表さなかった。相関係数は第6図A,Bに比べかなり低下



第6図 類似度行列型2次元モデルとその序列。格子内に方形区を付加した場合(A), および格子外に付加した場合(B, C), 密度差がある場合(D)。

した。Y軸はIII軸と相関が高いのに対し、X軸はI軸とII軸の2つの軸に高い相関を示した。

第6図Dは格子の間隔を局部的に密にした場合で、方形区の分布の形は第5図に類似しているが、密度が高い部分の方形区が周辺部に集中し、1ヶ所であるが、格子の折れ曲りが生じた。順位相関係数はやや低下するが、相関係数は高い値を示した。

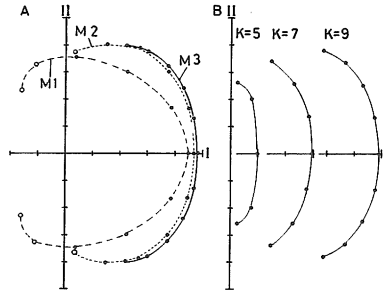
類似度行列による序列を相関係数と順位相関係数で評価したが、順位相関係数は序列の軽微な歪みでも低下が著しいが、相関係数は大きな折れ曲りが生じない限り高い値を示すことがわかった。

個体数行列型1次元モデル

このモデルの序列結果を第7図, 第8図, 第9図, 表5に示す。

第7図のように方形区はI-II軸平面上で弧状に分布した。I軸には類似度行列1次元モデルのII軸と同様な尺度因子が高い帰与率をもって現れ、環境傾度はII軸に現れたが、その帰与率は類似度行列のモデルよりかなり小さかった(表3, 表5)。

第7図Aは方形区数が11のときのモデル1~3の序列の結果であり、種の分布の重なりが少ないモデルほど大きな折れ曲りが生じた。折れ曲りを生じない最大の環境傾度幅は、方形区数にしてモデル1で5, モデル2で8, モデル3で12であり、このときモデル両端の方形区の類似度は類似度百分率でそれぞれ5.1, 3.6, 4.1であった。第7図Bはモデル3について方形区数によって環境傾度幅を変化させた場合の序列である。類似度行列型モデルの場合と



第7図 個体数行列型1次元モデルの序列。A, 方形区数が11のときのモデル1 (M1), モデル2 (M2), モデル3 (M3) の序列。B, モデル3の方形区数 (K) を変えた場合。

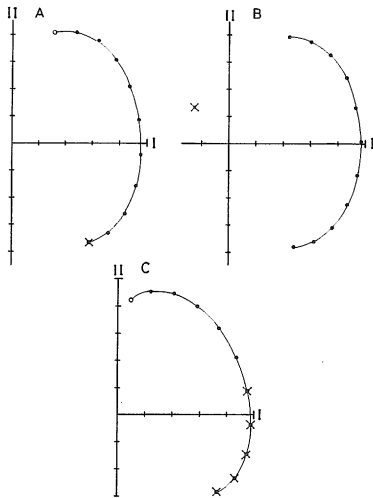
表5 個体数行列型1次元モデルの各主成分の帰与率および環境傾度との相関

ケース	寄与率			correspondence	相関	
	I	II	III		r	τ
第7図A, M1	29.2	24.6	16.0	X-I	.911	.709
〃 A, M2	41.0	39.7	13.3	X-II	.945	.855
〃 A, M3	58.1	34.6	6.1	X-II	-.988	-1.000
〃 B, K=5	85.1	14.3	<0.5	X-II	1.000	1.000
〃 B, K=7	75.4	22.9	1.6	X-II	.998	1.000
〃 B, K=9	66.1	29.9	3.5	X-II	-.994	-1.000
第8図A	55.4	36.6	6.8	X-II	-.987	-.969
〃 B	54.9	31.0	7.8	X-II	-.921	-.854
〃 C	62.6	30.5	5.9	X-II	-.964	-.969
第9図A	61.7	31.4	5.9	X-II	-.988	-1.000
〃 B	95.6	2.6	1.2	X-II	-.964	-.869

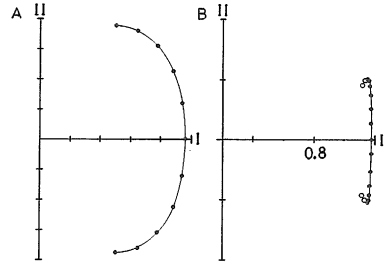
異なり、序列の両端の方形区の差は折れ曲りが生じるまで環境傾度とともに増加した。

次に折れ曲りの見られなかった第7図のモデル3に方形区を付加し、その影響を観察した。モデルの最外縁の方形区に付加した場合には、第8図Aのように環境傾度の反対側の最外縁の方形区に折れ曲りが生じた。第8図Bはモデルの最外縁から6方形区分の環境傾度だけ外側に付加した場合の序列である。一般にこの場合は付加した方形区の第1および第2因子負荷量が小さくなり、付加した方形区は I-II 軸平面上で特有な位置を占めるが、元のモデルの配列には大きな影響を与えなかった。第8図Cはモデルの並びの片方の末端から5方形区まで付加を行って、密度差を生じさせた場合の序列である。密度が大きい側の第2因子負荷量が増加して、円弧を反時計回りに押したようになり、密度が小さい側で折れ曲りが生じた。

優占種が同一種であるモデル4, モデル5の序列はそれぞれ第9図A, 第9図Bのようになった。ここで方形区数はモデル4で11, モデル5で17である。第9図Aは第7図Aのモデル3と極めて類似した序列が得られた。モデル4は方形区数11のとき両端の方形区の類似度

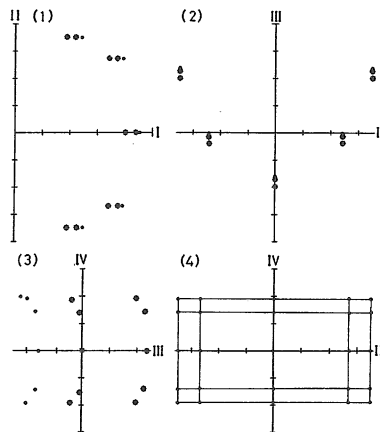


第8図 個体数行列型1次元モデルの序列。A, モデル内(A) およびモデルの外(B)へ方形区を付加した場合。C, 密度差がある場合。



第9図 優占種が同一であるモデルの序列。A, モデル4, B, モデル5の序列。

が類似度百分率で23.4あり、モデル3の約4倍の類似度となるが、折れ曲りに関してはモデル3とほとんど同じにふるまい、方形区数が11を越えると折れ曲りが見られた。第9図Bでは両端の方形区の類似度百分率が61.3あるにもかかわらず、大きな折れ曲りが生じた。類似度の差が小さいため第1主成分の帰与率が95%に達し、反対に環境傾度に対応している第2因子負荷量の変化は極めて小さくなった(表5)。一般に優占種が交代しているモデル1～モデル3と比べ、第1主成分の帰与率が大きく第2主成分の帰与率が小さくなり、尺度因子がより強く現れる傾向が見られた。



第10図 個体数行列型2次元モデルの基本的な序列パターン。I-II軸(1), II-III軸(2), III-IV軸(3), II-IV軸(4)による序列。

表6 個体数行列型2次元モデルの各主成分の帰与率および環境傾度との相関

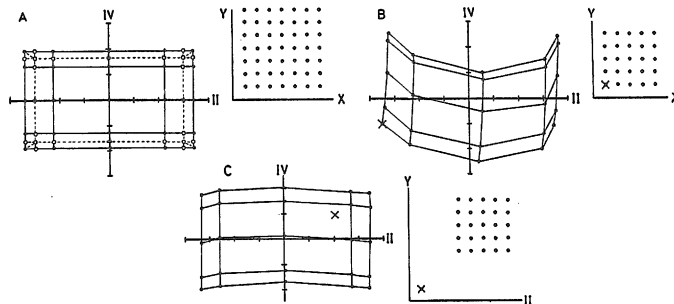
ケース	寄与率				Corespondence	相関	
	I	II	III	IV		r	τ
第10図	43.3	30.8	10.2	9.1	X-II Y-IV	-.980 -.984	-1.000 -1.000
第11図A	31.2	28.9	14.7	8.8	X-II Y-IV	-.944 -.956	-.738 -.738
第12図B	42.3	31.5	10.6	9.1	X-II Y-IV	.980 .905	.913 .778
〃 C	44.0	28.4	9.7	8.5	X-II Y-IV	-.930 -.949	-.853 -.853

個体数行列型2次元モデル

このモデルの序列結果を第10図, 第11図および表6に示す。

このモデルは第10図のような基本的な様式に序列された。モデルの X 軸は個体数行列型の1次元モデルの場合と同様 II 軸に現れ, また Y 軸は IV 軸に現れた。I 軸と III 軸には尺度因子が現れたが, その現れ方は単純でなく X 軸に関する尺度因子によって方形区が大きく分かれ, それがさらに Y 軸に対する尺度因子で細かく分かれていると解釈された。環境傾度を表している II 軸と IV 軸は, 帰与率では合計40%に過ぎなかった(表6)。しかし, この2つの軸を用いると, 方形区は類似度行列型の場合と異なり長方形の格子状に序列され, 序列の周辺部で方形区の間隔が狭まる欠点を除き, もとのモデルを良く再現した。そこで以下のモデルの序列には II 軸と IV 軸を用いることにした。

第10図は X 軸5列, Y 軸5列の方形区から成るモデルであり, 折れ曲りを示していない。ここで方形区を7列づつにして環境傾度幅を大きくすると, 最外縁の方形区の列が格子の内側に折れ曲って序列された(第11図A)。折れ曲りが起こらない限界は X 軸も Y 軸も方形区5個であり, これは1次元のモデル1と同一であった。第11図Aのように II-IV 軸平面



第11図 個体数行列型2次元モデルとその序列。A, 環境傾度幅が大きい場合。格子内(A)および格子外(B)に方形区を付加した場合。

上で折れ曲りが起こっている場合には、I-II 軸平面上でも第7図Aのモデル2のような折れ曲りが生じた。

第11図Bは格子の内部に方形区を付加した場合の序列で、II軸の変形は少いがIV軸の配置には歪みが生じ、相関係数が小さくなった(表6)。格子の外側に方形区を付加した場合は、元の格子状モデルの配列はあまり壊れず、付加した方形区は格子の内部に序列された(第11図C)。このとき付加した方形区は、I-II軸平面上でちょうど第8図Bのような特異点として序列された。

考 察

この研究で作成した個体数行列型のモデルは全く人工的なものだが、1次元の場合は方形区の序列の形が実際の植生資料から OMURA (1973) や鈴木 (1981)¹⁾ が得た序列と類似しているため、妥当なモデルの一つであるように思われる。2次元のモデルは種の量が1つの環境傾度だけに沿って変化するので、実際の植生では特殊な例であるかもしれない。種の量が2つの環境傾度に沿って変化するモデルは AUSTIN (1971) によって検討されている。現実の植生構造はどちらのモデルによく適合しているか、多くの比較研究が必要であろう。

個体数行列型モデルは変量数、すなわち方形区数より種数が多いので、これをデータとすると主成分分析はRテクニックの解析法となり、最も標準的な問題の少ない方法となる。しかしながら、これには尺度因子が強く現れるという大きな欠点が認められた。尺度因子を表す主成分は環境傾度を表す主成分より帰与率が大きく、2次元モデルではより複雑に尺度因子が現れた。尺度因子が現れると、その主成分の解釈ができなくなるだけでなく、それだけ植生資料のもつ情報が失われ、より下位の環境傾度を表す主成分の帰与率が減少するので、その解釈が難しくなると思われる。第11図で帰与率がわずかに9%の主成分に環境傾度が現れ、歪みが生じやすかったのも、OMURA (1973) や浜端 (1980) が第1主成分の解釈ができなかったのも、尺度因子の影響によるものと考えられる。

このモデルにおいて折れ曲りが生じる原因は GAUCH & WHITTAKER (1972a, b) が論じている種の重複度が小さく、環境傾度幅が大きい場合の他に、傾度上での方形区の密度が異なっている場合、および組成が特異的な方形区が混在した場合があった。密度が異なっている場合は折れ曲りが大きくないので、相関係数でかなり良く環境傾度が抽出されると思われる。問題があるのは後者の場合であるが、大きく折れ曲った方形区は I-II 軸平面上で特異な位置を占め、識別が容易であるため、これを取り除いて再度序列を行えば、かなり適正な序列が得られると考えられる。

折れ曲りの起こる限界の環境傾度幅は、全ての種の量が山型に変動する場合は、モデルの両端の方形区の類似度百分率が約4になるときであった。常在種が存在する場合は、常在種は折れ曲りに影響を与えないため、かえって正しく序列できる環境傾度幅が小さくなる。植

1) 鈴木 (1981) の用いたのは最小残査法による主因子法であるが、主成分分析とほぼ同じ結果が得られる方法であるので取り上げた。

生資料は通常、量があまり変動しない種を含むので、従って個体数行列型のデータに主成分法が適用可能な環境傾度幅は一般化できないと考えられる。

主成分法のデータとして類似度行列を用いるのは統計学的には問題が残るかもしれないが、序列の結果は前述のように有益なものであった。特に尺度因子が強く現れず、環境傾度が上位の主成分に現れること、類似度行列に0値を含まない場合には、傾度幅や類似度の平均値の大小にかかわらずほぼ適正な序列が得られることは個体数行列型モデルにはない特徴であろう。

環境傾度を作る要因が1つある場合の半円形の序列の形は、OMURA (1973) や IEHARA 他 (1983) の C_{λ} をデータとした場合に類似の結果がみられ、また要因が2つある場合の球形に大きく広がった分布の形は、IEHARA 他 (1983) の QS と R_{σ} をデータにした場合に見られるので、それぞれかなり一般的であり、また逆に分布の形から要因の数を決定できると考えられる。

この序列は環境傾度の中央部を拡大し、また環境傾度の大小を問わないので、類似度差がない資料を序列したり分類しなければならないとき極めて有効な方法になるかもしれない。

しかしこの利点の反面、この序列は歪みが大きく、特に要因が2つあるとき方形区の順序の再現性が悪い。また特異的な組成の方形区が与える影響が大きく、方形区の配列を全体的に壊す場合があり(第6図C-(1))、しかも特異な方形区を識別しにくいのが欠点である。それに、個体数行列型のモデルでは因子スコアとして、各主成分毎に種の特性を知ることができるが(浜端, 1980)、この方法ではそれができない。

この方法が持つ利点と欠点は、方形区毎の種の量の行列のもつ情報を縮約して類似度行列としたことに起因すると考えられる。

以上のように個体数行列型および類似度行列型のデータによる主成分分析は、それぞれ特徴があるので、植生資料の特性に合わせて使い分けたり、併用すると良い結果を生むと思われる。理想的な序列法とは多次元的な植生構造を正確に再現する方法であるが、主成分法には折れ曲りや尺度因子の表出、歪みなどの問題があり、方形区的位置関係の正確な記述にはあまり適当でないと思われる。しかしながら、顕著な折れ曲りが生じれば、問題のある方形区を取捨して適正な序列にすることが可能である。顕著な折れ曲りがなければ、方形区的位置が逆転していても正しい配置との相関係数は約0.96の高い値を示すので、序列を起こさせている要因の抽出は可能であり、また特定の因子負荷量の大小で大きく分類を行うのには何ら問題がないと思われる。また主成分分析は、軸の選択が統計的に合理的に行えるので、方形区数が多数になったり、植生構造が複雑な場合に特に有効である。

従って主成分法は植生構造の正確な記述のために用いるよりも、心理学で従来から行われているように、構造を生じさせている要因の探索、あるいは大まかな分類に利用するのが適当であると、判断された。

摘 要

1. 方形区間の類似度行列と方形区毎の種の個体数行列について、X軸またはY軸とY軸の2つの環境傾度に沿って組成が変化する人工的な植生モデルを作り、主成分分析によ

て序列して、主成分分析の持つ問題点を検討した。

2. 類似度行列モデルの X 軸は第 1 主成分に、Y 軸は第 2 主成分に現れた。個体数行列では X 軸、Y 軸はそれぞれ第 2、第 4 主成分に現れた。

3. 両モデルとも、環境傾度が過大か組成が特異な方形区が混在している場合に大きな序列の折れ曲りが生じ、環境傾度上の方形区の分布に疎密がある場合に小さな折れ曲りを生じた。

4. 類似度行列の序列には、環境傾度が上位の主成分に現れ、広い傾度幅で傾度の大小によらず適正な序列が得られる長所と、歪みが大きく組成が特異な方形区の影響が大きい短所があった。

5. 個体数行列の序列には、歪みが小さく、特異な方形区を識別しやすい長所と、尺度因子が強く現れ、正しく序列される傾度幅が小さい短所があった。

6. 主成分分析は大きな折れ曲りがないように資料を整えれば、環境傾度の抽出には有効であると考えられた。

引用文献

- AUSTIN, M. P. & NOY-MEIR, I. 1971. The problem of non-linearity in ordination: Experiments with two-gradient models. *J. Ecol.*, 61 (2): 763-773.
- AUSTIN, M. P. & ORLOCI, L. 1966. Geometric models in ecology. II. An evaluation of some ordination techniques. *J. Ecol.* 54: 217-227.
- BRAY, J. R. & CURTIS, J. T. 1957. An ordination of the upland forest communities of Southern Wisconsin. *Ecol. Monogr.*, 27: 325-349.
- GAUCH, H. G., JR. & WHITTAKER, R. H. 1972a. Coenocline simulation. *Ecol.*, 53 (3): 446-451.
- , ———. 1972b. Comprison of ordination techniques. *Ecol.*, 53 (5): 868-875.
- 浜端悦治. 1980. 都市化に伴う武蔵野平地部二次林の草本層組成の変化. 都市近郊の森林植生の保全に関する研究 I. *日生態会誌*, 30(4): 347-358.
- IEHARA, T., MIYATA, I., SUGIMURA, Y. 1983. Vegetation structure of natural forests dominated by *Castanopsis cuspidata* var. *sieboldii* in Izumo area, San-in region. I. Stand and species ordination by means of the principal component analysis. *Jap. J. Ecol.*, 33 (2): 109-119.
- 木元新作. 1976. 動物群集研究法 I. 4+192 pp. 共立出版, 東京.
- 駒澤 勉. 1978. 多元的データ分析の基礎. 5+186 pp. 朝倉書店, 東京.
- MORISITA, M. 1959. Measuring of interspecific association and similarity between communities. *Mem. Fac. Sci. Kyushu Univ., Ser. E (Biol.)*, 3 (1): 65-80.
- OMURA, M. 1973. An application of principal axes ordination to a forest vegetation survey. *Rept. from Ebino Biol. Lab. Kyushu Univ.*, 1: 81-91.
- 芝 祐順. 1975. 行動科学における相関分析法. 9+226 pp. 朝倉書店, 東京.
- 鈴木英治. 1981. ツガ天然林の更新. IV. 久保谷山周辺の温帯針葉樹林植生. *日生態会誌*, 31(4): 421-434.
- ホイッタカー. 生態学概説(宝月欣二訳, 1979). 14+363 pp. 培風館, 東京.