

Copyright Notice

This electronic reprint is provided by the author(s) to be consulted by fellow scientists. It is not to be used for any purpose other than private study, scholarship, or research.

Further reproduction or distribution of this reprint is restricted by copyright laws. If in doubt about fair use of reprints for research purposes, the user should review the copyright notice contained in the original journal from which this electronic reprint was made.

El análisis de componentes principales de tablas florísticas de presencia-ausencia como herramienta para análisis de gradientes ambientales. Un estudio de caso en la Quebrada de Vaquerías (Valle Hermoso, Córdoba)

Carlos Montaña y Exequiel Ezcurra

Instituto de Ecología. Apartado Postal 18-845, 11800 México, DF, México.

Resumen. *La vegetación de la Quebrada de Vaquerías (Provincia Fitogeográfica Chaqueña, Distrito del Chaco Serrano) fue estudiada mediante el análisis de componentes principales sobre una base de datos correspondiente a 50 stands distribuidos a lo largo de un gradiente ambiental complejo. Los resultados muestran la influencia de la exposición y la latitud sobre la distribución de la vegetación. En comunidades con una alta β -diversidad, los datos de presencia-ausencia describieron los cambios de la vegetación en forma más eficiente que los datos cuantitativos. Cuando el análisis fue no centrado, los valores de los stands a lo largo del primer eje estuvieron altamente correlacionados con la diversidad del sitio, mientras que los ejes 2, 3 y 4 fueron similares a los tres primeros ejes resultantes de un análisis centrado. El análisis de varianza mostró que (a) el primero de estos ejes está fuertemente relacionado con la exposición, (b) el segundo eje florístico está fuertemente asociado a la variación altitudinal de las pendientes con orientación S-SE, y (c) el tercer eje florístico está asociado con la variación altitudinal de las pendientes con orientación N-NW. En los dos últimos casos, un análisis de regresión múltiple por pasos mostró que la forma de la respuesta es lineal. El análisis del peso de cada especie en los resultados mostró que la mayoría de las especies con alto peso coinciden con las especies consideradas como diagnóstico mediante un análisis fitosociológico tabular. Las propiedades del análisis de componentes principales aplicado a datos de presencia-ausencia se discute a la luz de estos resultados.*

Abstract. *The vegetation of the Quebrada de Vaquerías (Chaquean Phytoecographic Province, Chaco Serrano District) was studied by Principal Components Analysis on data of 50 stands distributed along a complex environmental gradient. The results show the influence of aspect and altitude on the distribution of the vegetation. The analysis indicate that presence - absence data are more efficient than quantitative data in describing vegetational change in communities with a high β -diversity. First axis stand scores of the non-centered analysis were highly correlated with site diversity. Axes 2, 3 and 4 of the non-centered analysis were similar to axes 1, 2, and 3 of the centered procedure. An ANOVA showed that (a) the first of these axes is strongly associated with aspect, (b) the second floristic axis is strongly associated with the altitude values on the S-SE slopes; and (c) the third floristic axis is associated with altitudinal variation on the N-NW slopes. For the last two cases, a stepwise multiple regression analysis showed that the form of the response is linear. The analysis of the species-loading showed that most species with high loadings coincide with the diagnostic species singled by a phytosociological tabular analysis. The properties of principal components analysis when applied to presence-absence data are discussed from these results.*

Introducción

Varios autores se han ocupado de las características del análisis de componentes principales

cuando éste es utilizado sobre matrices fitosociológicas que contienen información cuantitativa (Gauch 1982). Las conclusiones generales de esta línea de trabajo señalan que esta metodología es adecuada para situaciones de baja β -diversidad (Whittaker y Gauch 1973).

En el presente trabajo se aplica el análisis de componentes principales a una matriz fitosociológica obtenida mediante el muestreo de la vegetación a lo largo de un gradiente ambiental complejo que incluye variaciones en la exposición y la altitud. El objetivo es analizar los resultados del uso de información cualitativa (presencia-ausencia) y comparar esos resultados con los obtenidos utilizando información cuantitativa (cobertura).

Métodos

Se trabajó sobre la base de los datos de presencia-ausencia y cobertura de especies leñosas y sufrútices en 50 líneas de intercepción (Canfield 1941) realizadas en la Quebrada de Vaquerías (Valle Hermoso, Córdoba). Una breve descripción ambiental de la quebrada y la metodología usada pueden consultarse en Montaña y Ezcurra (1982).

Las líneas de intercepción se realizaron a lo largo de una línea imaginaria de dirección N30°W perpendicular al eje de la quebrada. Se establecieron áreas de muestreo cada 50 m de desnivel, realizándose en cada área cinco líneas de intercepción de 20 m cada una, distribuidas al azar.

Tabla 1. Porcentaje de la varianza total explicada por cada uno de los autovalores de los tres análisis.

Table 1. Percentage of variance accounted for the eigenvalues.

Autovalores	Cobertura (centrado por especies)	Presencia-Ausencia (centrado por especies)	Presencia-Ausencia (sin centrado)
1	37.62	33.07	51.90
2	26.85	10.43	16.03 (33.33)
3	8.79	6.52	4.65 (9.68)
4	5.77	5.25	3.12 (6.50)

Las cifras entre paréntesis indican la variabilidad explicada por los autovalores eliminando la influencia del eje 1 sobre el análisis no centrado (ver texto).

Los valores de la variable altitud y las categorías de exposición para cada censo se muestran en la Tabla 5. La matriz fitosociológica resultante fue analizada por el método de extracción de componentes principales (Greig Smith 1982, Williams 1976a). Se utilizó un programa escrito por Ezcurra (1978) y los análisis se realizaron en una computadora PDP-11 de la escuela de Biología Vegetal de la Universidad de Gales del Norte. En total se realizaron tres análisis utilizando en cada uno de ellos la siguiente información: (a) presencia-ausencia, centrando por especie, (b) presencia-ausencia sin centrado, (c) cobertura, centrando por especies.

Resultados

Análisis de autovalores.

En la Tabla 1 se presentan los autovalores resultantes de cada uno de los análisis expresados como porcentajes de la suma de autovalores correspondientes (o sea como porcentajes de la varianza total de cada análisis). Antes de considerarlos en detalle cabe hacer una aclaración respecto del análisis de presencias-ausencias no centradas, en cuyo caso la suma de los dos primeros autovalores es del 67.9%. Este elevado porcentaje se explica por la influencia que tiene

sobre el Eje 1 la decisión de no centrar datos. En efecto, ese primer eje asimétrico une el origen del sistema de ejes con el centroide de la nube de puntos que representan a los censos en el espacio de las especies (Figura 1). Como consecuencia de ello, la varianza de los datos es aumentada artificialmente ya que los desvíos se toman con respecto a cero, en lugar de tomarse con respecto a las medias correspondientes. Esa variabilidad extra es recogida por el Eje 1, apareciendo el resto de los ejes con autovalores relativamente bajos debido a esto. En consecuencia, es necesario destacar que la estimación de la variabilidad real (respecto a las medias) de los ejes debe ser calculada eliminando el primer autovalor. Los valores así obtenidos se muestran en la Tabla 1 entre paréntesis, observándose que en este caso ellos son muy similares a los del análisis de presencias-ausencias centrado por especies.

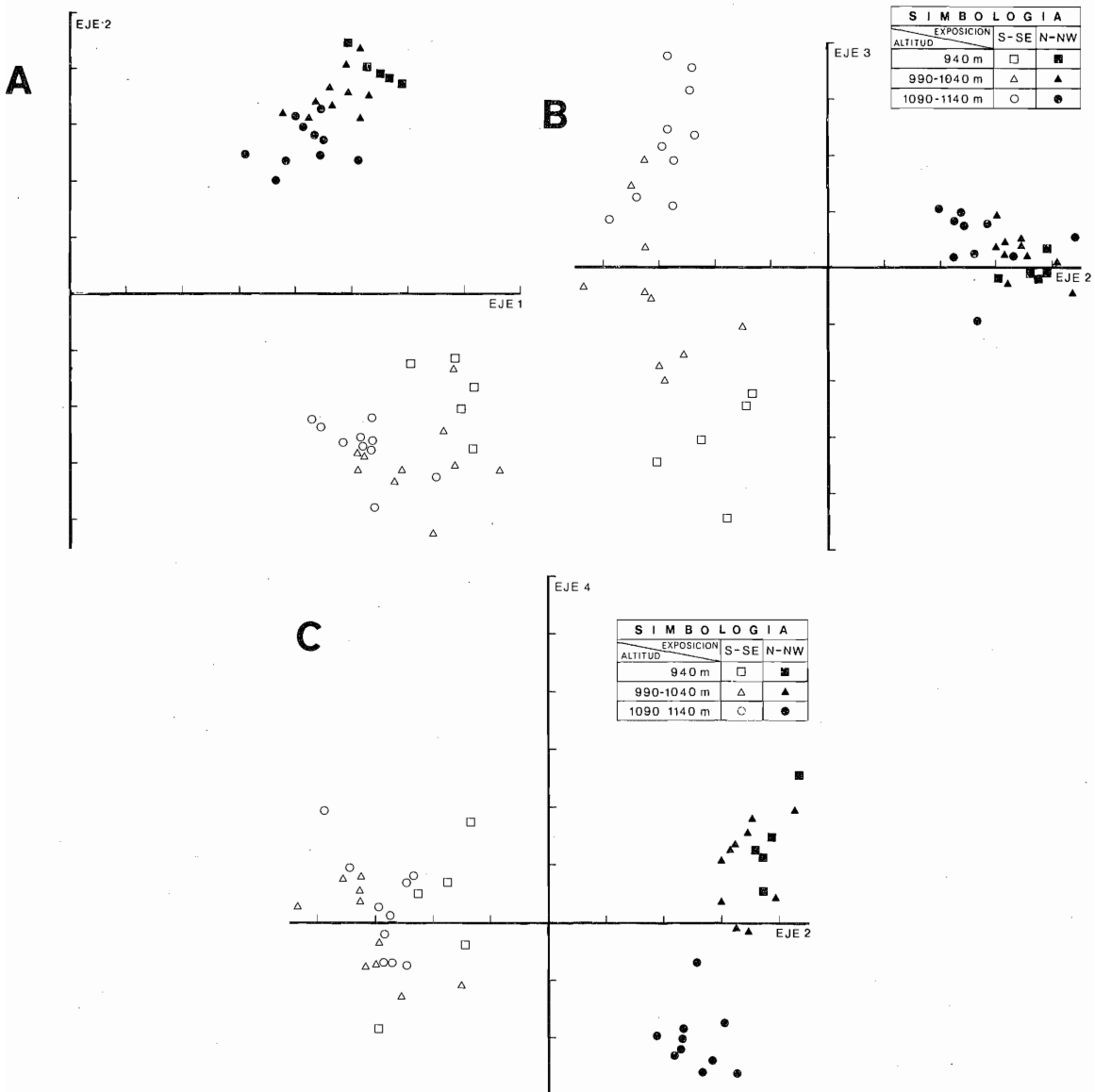


Fig. 1. Análisis de presencias-ausencias, sin centrado. A: posiciones de los censos respecto a los ejes 1 y 2. B: idem respecto a los ejes 2 y 3. C: idem respecto a los ejes 2 y 4.

Fig. 1. Non centered presence-absence analysis. A: stand positions in axes 1 and 2. B: same for axes 2 and 3. C: same for axes 2 and 4.

Si bien no se determinó la significancia estadística de las diferencias entre los autovalores de cada análisis, puede observarse que el análisis de coberturas explica un porcentaje bastante más elevado de la variabilidad total. En efecto, la suma de los dos primeros autovalores representa un 64.5% de tal variabilidad, mientras que en los análisis de presencias-ausencias tales valores son del 43.50% y 43.0%.

Asimetría de los ejes.

Cabe destacar que puede haber más de un eje asimétrico (Noy Meir 1973). La cantidad de ejes asimétricos es función directa del número de submatrices disyuntas que existan. Esta propiedad resulta de gran utilidad para explorar la posible existencia de conjuntos de censos florísticamente distintos (que darían lugar a tales submatrices disyuntas). Noy Meir (1973) y Ezcurra (1978) proponen índices para medir la asimetría de los ejes. En nuestro caso utilizamos la fórmula propuesta por Ezcurra (1978): $\alpha^1 = (\Sigma^+x^2 - \Sigma^-x^2)/\lambda$; donde Σ^+x^2 es la suma de los cuadrados de las posiciones que tienen signos positivos, Σ^-x^2 es la suma de los cuadrados de las posiciones que tienen signos negativos y λ es el autovalor asociado con el vector de posiciones en cuestión. Este índice varía entre 0 (para un eje exactamente bipolar) y 1 (para un eje absolutamente unipolar).

Los valores de α^1 para los cuatro primeros ejes del análisis de presencias-ausencias no centrado, fueron 1.0 para el Eje 1, 0.1894 para el Eje 2, 0.013 para el Eje 3 y 0.2184 para el Eje 4. Se observa que únicamente el primer eje es asimétrico, lo cual indica que la matriz no presenta disyunciones en los datos o, dicho de otra forma, las discontinuidades que se presentan son solamente parciales y pueden ser explicadas por el mismo juego de ejes.

Análisis de las posiciones de los censos.

En las Figuras 1, 2 y 3 se indican las posiciones de los censos en el nuevo espacio. Comenzaremos por analizar las características del primer eje del análisis no centrado. Las posiciones de los censos en este eje son una función de la abundancia de especies (número de especies) en los censos, y las cargas de las especies son una función del número de censos en que se encuentran las mismas. Como prueba de ello se muestra en la Figura 4 la recta de regresión entre la posiciones de los censos en este primer eje y el número de especies. La regresión es significativa para un nivel de confianza superior al uno por mil ($r=0.94$), y los parámetros de la recta son : $a=0.8613$; $b=0.1265$ (error estándar de $b=65.654E-03$).

Con respecto al resto de los ejes, el examen de las Figuras 1 y 2 muestra un patrón similar para los dos análisis de presencias-ausencias. Esto es, el primer eje del análisis centrado separa a la nube de puntos en dos grupos claramente definidos, comprendidos cada uno de ellos a los censos realizados en cada una de las vertientes de la quebrada. A su vez, los censos realizados con exposición S-SE se ordenan a lo largo del segundo eje siguiendo aproximadamente el mismo orden que las altitudes. Los censos realizados con exposición N-NW muestran el mismo comportamiento con respecto al Eje 3.

En el caso del análisis de presencias-ausencias no centradas, el patrón general descrito más arriba para el análisis de presencias ausencias se repite con los ejes 2, 3 y 4 (en lugar de 1, 2 y 3) debido a las propiedades del primer eje de este análisis que se mencionaron anteriormente.

El análisis realizado con coberturas no muestra resultados tan claros. A primera vista pareciera que el primer eje (Fig. 3) tiende a ordenar los censos realizados en exposiciones S-SE de acuerdo a la altitud, mientras que en el segundo eje aparecen con signo positivo los censos de exposición S-SE y negativos los de exposición N-NW. El eje 3 parece trabajar algo con las exposiciones N-NW, pero muy poco (parece tener la misma importancia que los ejes 2 y 4 para estos censos).

En general, la inspección de las configuraciones de puntos resultantes de los análisis realizados con coberturas sugieren que una nueva rotación de los mismos hubiera aproximado los resultados a los obtenidos con presencias-ausencias. Por otra parte, el hecho de que el análisis de presencias-ausencias ofrezca ordenaciones que se ajustan más claramente a las variaciones

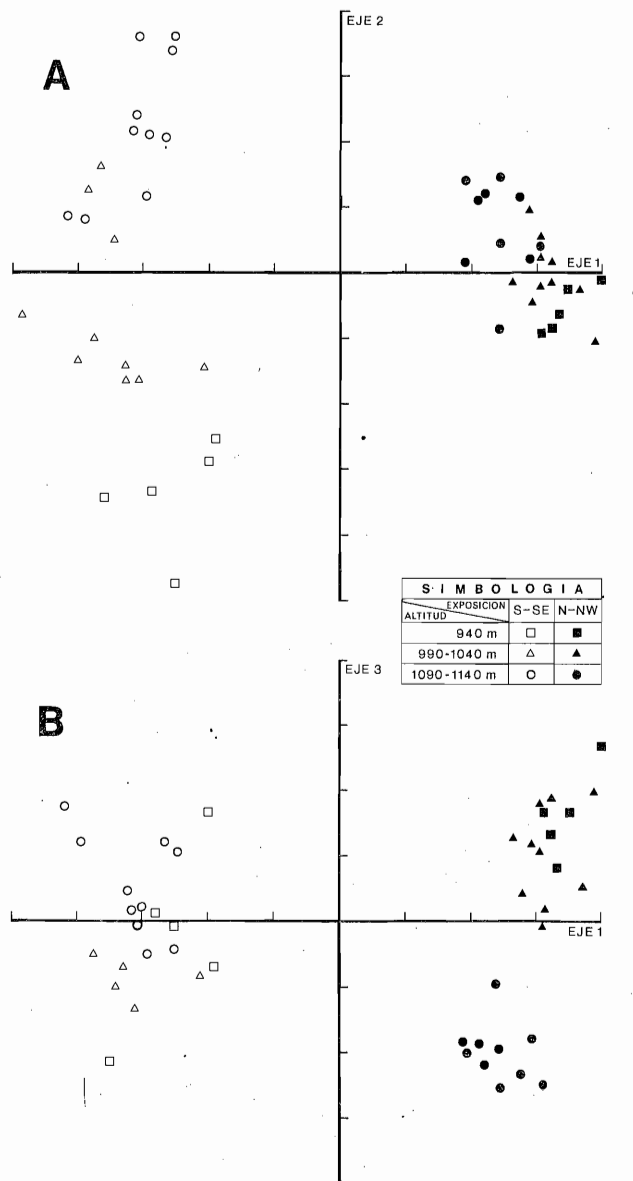


Fig. 2. Análisis de presencias-ausencias centrado por especies. A: posiciones de los censos respecto a los ejes 1 y 2. B: idem respecto a los ejes 1 y 3.
Fig. 2. Species-centered presence-absence analysis. A: stand positions in axes 1 and 2. B: same for axes 1 and 3.

ambientales ofreciendo interpretaciones de mayor sentido ecológico (aún a pesar de que sus ejes expliquen un porcentaje menor de la variabilidad total que el análisis de cobertura, ver Tabla 1), puede ser explicado parcialmente por dos causas que afectan a los análisis realizados con coberturas. Una es la distribución no lineal de los valores de importancia de las especies a lo largo de un gradiente ambiental y la otra es la influencia de los errores de muestreo.

Por un lado, la mencionada distribución no lineal de las especies puede determinar una distribución curvada y no rectilínea de la nube de puntos que representa a los censos en el espacio de las especies. Por lo tanto, la proyección de los puntos de esa nube curvada sobre un eje recto es solamente una grosera aproximación a la ubicación relativa de cada uno de los puntos en el espacio, lo cual puede llevar a errores considerables (Noy Meir y Austin 1970, Austin y Noy Meir 1971, van Groenewoud 1976). A esto se suma el hecho de que los errores de muestreo pueden aumentar la dispersión de la nube de puntos que representa a los censos en el espacio de las especies.

En la Fig. 5 se presentan ejemplos hipotéticos para dos especies (a y b) cuyos valores de importancia tienen una distribución acampanada a lo largo de un gradiente ambiental. Para cada

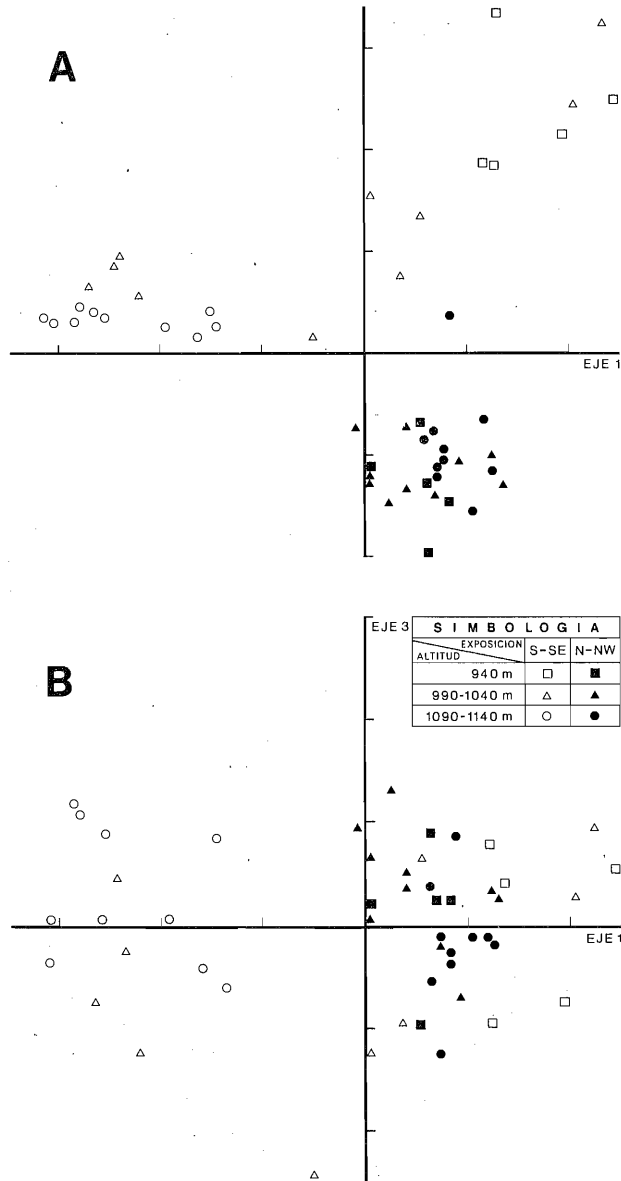


Fig. 3. Análisis de cobertura centrado por especies. A: posiciones a los censos respecto a los ejes 1 y 2. B: idem respecto a los ejes 1 y 3.

Fig. 3. Species-centered cover analysis. A: stand positions in axes 1 and 2. B: same for axes 1 and 3.

grado de superposición de las curvas se muestra (a) la distribución de los valores de importancia (medido sobre el eje horizontal; los números a lo largo de este último eje indican los hipotéticos censos de vegetación), (b) la ubicación de los puntos que representan a los censos en el plano definido por los valores de importancia de las especies con el correspondiente primer eje surgido del análisis de componentes principales y (c) la ubicación de esos mismos puntos en el espacio de presencias y ausencias también con su correspondiente primer eje de componentes principales. Se puede observar que el análisis de presencias-ausencias enfatiza el grado de superposición de las dos especies a lo largo del gradiente. Dicho de otra manera, indica si las especies tienden a aparecer conjunta o separadamente. Esta descripción de la tendencia general es más precisa y brinda mayor información que los datos cuantitativos cuando la heterogeneidad de la matriz y los errores de muestreo son grandes. Los datos de presencia-ausencia concentran las posiciones de los censos vértices de un hipercubo en el espacio de las especies. El peso relativo de cada vértice es lo que determina la posición de los ejes de ordenación. Se lo puede considerar como una forma particular de estandarización por medio de la cual se asigna igual peso a todos los elementos de la matriz de valores de importancia que son distintos de cero.

Al analizar las variaciones en la forma de la nube de puntos que representa a los censos para distintas superposiciones de las distribuciones de valores de importancia de las especies, se observa

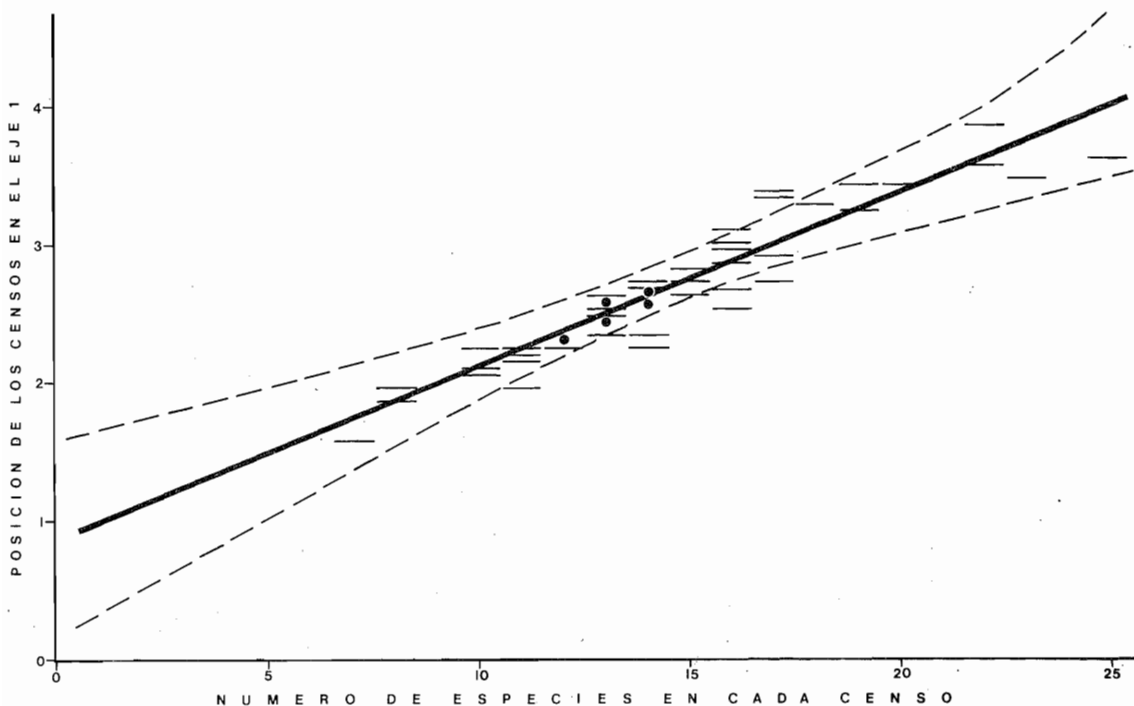


Fig. 4. Regresión lineal entre las posiciones de los censos en el eje 1 del análisis de presencias-ausencias no centrado y el número de especies en cada censo. En trazo discontinuo se presentan los límites de confianza del 95% para los valores estimados por la recta de regresión (trazo continuo). Los círculos representan a dos censos y las barras a sólo uno.

Fig. 4. Linear regression between stand positions in the first axis and number of species per stand (non-centred presence-absence analysis). Broken lines indicate 95% confidence limits. Horizontal bars: one stand; solid circles: 2 stands.

lo siguiente: a medida que dichas curvas tienden a estar separadas las nubes de puntos correspondientes van tomando forma de L y dan una configuración muy similar a la obtenida mediante el análisis realizado con coberturas en nuestro caso. Esto podría deberse al hecho de que nuestros datos tienen varias especies estrechamente ligadas a una de las exposiciones, presentando entonces curvas muy parecidas a una D (Montaña y Ezcurra 1982).

Por otra parte, analizando el comportamiento de la nube de puntos en el espacio de presencias-ausencias, se observa que las mismas, al enfatizar el grado de superposición de las dos especies ofrecen una representación más adecuada de las posiciones relativas de los censos en todos los casos representados y particularmente en el cuarto de ellos, que es el que más se asemeja a la estructura de los datos de nuestro transecto.

Relaciones entre las posiciones de los censos y las variables exposición y altitud.

Como se comentó mas arriba, las posiciones de los censos con respecto a los nuevos sistemas de ejes de los análisis de presencias-ausencias permiten proponer algunas hipótesis sobre la relación de esos ejes con las variables exposición y altitud. Por razones de espacio y a los fines de mayor claridad en la exposición nos limitaremos a considerar el caso de presencias-ausencias centradas, aclarando que los resultados para el análisis no centrado son, en líneas generales, similares.

La posición de los censos con respecto al primer eje permite proponer como hipótesis que el mismo está muy relacionado con exposición, mientras que el segundo eje parece sugerir una fuerte influencia de la altitud y de la exposición, ya que los censos orientados al S-SE se ubican a lo largo de este eje siguiendo un orden muy aproximado a las altitudes; por otra parte, los censos

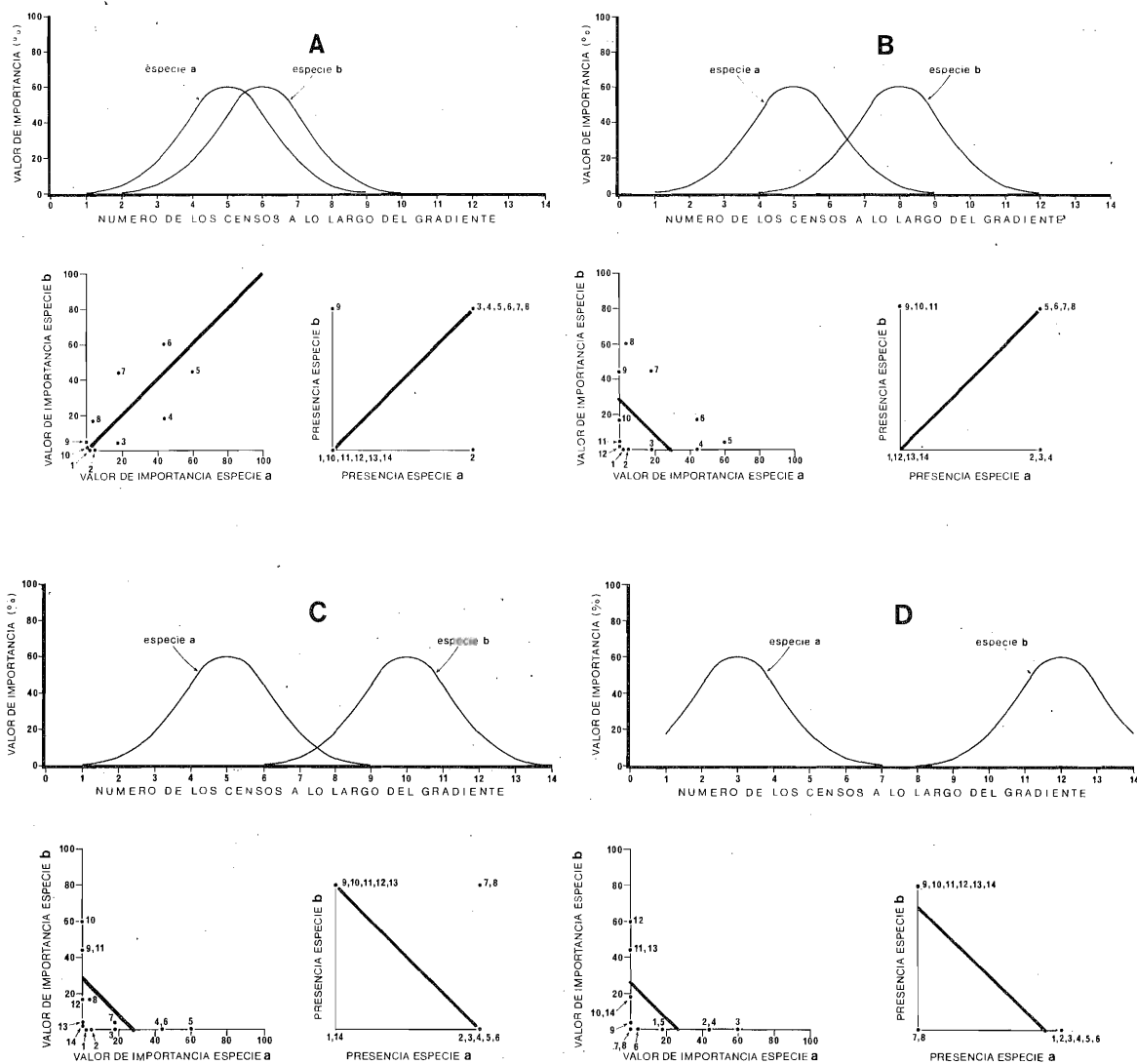


Fig. 5. Distribución hipotética de 2 especies (a y b) a lo largo de un gradiente ambiental con distintos grados de superposición (A, B, C, y D). Para cada uno de los casos se indica, en la parte inferior, la posición de los censos en el espacio de valores de importancia (izquierda) y de presencias-ausencias (derecha) con sus respectivos primeros ejes de análisis de componentes principales (rectas de trazo grueso). (Ver texto).

Fig. 5. Hypothetical distribution of two species (a and b) along an environmental gradient. A, B, C, and D: decreasing levels of overlap between a and b. Stand positions in importance-value space and the corresponding principal component axis are indicated in the lower left of each graph. Positions in qualitative (presence-absence) space are indicated in the lower right.

orientados al N-NW permanecen agrupados con valores muy cercanos a cero. A su vez, el tercer eje parece estar asociado a la altitud y probablemente la exposición ya que los censos orientados al N-NW se ordenan en este eje respondiendo aproximadamente a la altitud, mientras que los orientados al S-SE también muestran una cierta dispersión a lo largo de este eje pero en menor medida que en el eje 2.

Con el fin de determinar el grado de importancia que tiene la variable exposición en la ubicación de los censos con respecto al primer eje del nuevo espacio se realizó un análisis de la varianza de la variable "posición de los censos en el eje 1". En la Tabla 2 se observa que (dejando de lado a la interacción altitud-orientación, debido a su escasa importancia) algo más de un 95%

Tabla 2. Análisis de varianza de la variable "posición de los censos en el eje 1". (Análisis de presencias-ausencias centrado por especies).

Table 2. ANOVA of stand positions in first axis (presence-absence analysis, centered by species).

Fuente de Variación	Suma de Cuadrados	Grados de Libertad	Cuadrado Medio	Valor de F	Probabilidad de F
Exposición	114.186	1	114.186	2039.4	0.0001
Altitud	1.292	4	0.323	5.78	0.0012
Interacción	1.475	4	0.369	6.59	0.0006
Error	2.252	40	0.056		
Total	119.205	49			

de la variabilidad de la variable posición de los censos en el primer eje puede ser explicada por la variable orientación. Dicho de otra forma, el primer eje está asociado en un 95% con la orientación, o, teniendo en cuenta que el primer eje explica un 33% de la variabilidad florística total (Tabla 1), podemos decir que el 95% de esa variabilidad florística resumida por el primer eje puede ser explicado por la variable orientación.

Para poner a prueba la hipótesis de que el segundo eje está asociado con altitud y exposición, se realizó un análisis de varianza con un modelo completamente aleatorizado a dos criterios con replicación (Snedecor y Cochran 1967), tomando a latitud y exposición como tratamientos. Los resultados mostraron que la orientación no está asociada con este eje ($P=0.5$), mientras que la altitud y la interacción altitud-orientación sí lo están ($P<0.0001$ en cada caso). En consecuencia, se decidió adicionar las sumas de cuadrados de los tratamientos altitud e interacción altitud-orientación para analizarlas dividiéndolas en dos nuevas variables: altitud en laderas S-SE y altitud en laderas N-NW. Los resultados mostraron que la altitud S-SE está asociada al eje 2 ($P<0.001$) y explica un 82.56% de la variabilidad total de la posición de los censos en este eje.

Tabla 3. Análisis de varianza de la regresión entre la variable dependiente "posición de los censos en el eje 2" y las variables independientes "exposición", "altitud en laderas SSE" y "altitud en laderas NNW" (ver texto). (Análisis de presencias-ausencias centrado por especies).

Table 3. ANOVA of regression between the dependent variable "stand position in second axis" against the independent variables "aspect", "altitude in SSE slopes" and "altitude in NNW slopes" (presence-absence analysis, centered by species).

Fuente de Variación	Suma de Cuadrados	Grados de Libertad	Cuadrado Medio	Valor de F	Probabilidad de F
Exposición	0.059	1	0.059	0.52	0.52
Altitud ladera NNW	1.503	1	1.503	13.18	0.001
Altitud ladera SSE	30.789	1	30.789	270.08	0.0001
Error	5.239	46	0.114		
Total	37.590	49			

Con el fin de analizar la forma de la respuesta se hizo una regresión múltiple por pasos entre altitud y exposición como variables independientes y posición en el eje como variable dependiente. Se trató primero un modelo con 5 variables: exposición como factor estadístico (variable discontinua o "dummy"), interacción altitud-orientación, altitud al cuadrado e interacción del cuadrado de la altitud con la orientación (los términos cuadráticos permiten evaluar la no linealidad de la variación florística en relación a la variación ambiental). En el modelo final se eliminaron las dos últimas variables (términos cuadráticos) por presentar pendientes significativamente distintas de 0. En la Tabla 3 se presentan los resultados del análisis de varianza de la regresión del modelo con las tres variables, después de partir la suma de cuadrados de la regresión en tres componentes: (a) exposición, (b) altitud en laderas N-NW y (c) altitud en laderas S-SE. Se observa que el tercer componente explica un 82% de la variabilidad.

Tabla 4. Análisis de varianza de la regresión entre la variable dependiente "posición de los censos en el eje 3" y las variables independientes "exposición", "altitud en laderas SSE" y "altitud en laderas NNW". (Análisis de presencias-ausencias centrado por especies).

TABLE 4. ANOVA of regression between the dependent variable "stand position in third axis" against the independent variables "aspect", "altitude in SSE slopes" and "altitude in NNW slopes" (presence-absence analysis, centered by species).

Fuente de Variación	Suma de Cuadrados	Grados de Libertad	Cuadrado Medio	Valor de F	Probabilidad de F
Exposición	0.126	1	0.126	0.67	0.58
Altitud ladera SSE	0.955	1	0.955	5.05	0.03
Altitud ladera NNW	13.707	1	13.707	72.528	0.0001
Error	8.713	46	0.189		
Total	23.501	49			

Para poner a prueba la hipótesis de que el tercer eje está asociado con altitud y exposición se realizó un análisis de varianza con el mismo modelo empleado por el eje 2. Los resultados fueron similares a los obtenidos en el análisis del eje 2 y, en consecuencia, se procedió a la misma partición de las sumas de cuadrados. Los resultados mostraron que, si bien ambas variables (altitud en laderas S-SE y altitud en laderas N-NW) están significativamente asociadas al eje 3 ($P=0.005$ y $P>0.0001$ respectivamente), la variable altitud en laderas N-NW permite explicar un 67% de la variabilidad total del eje, mientras que altitud en laderas S-SE sólo un 9.9%. El tipo de respuesta fue analizado mediante una regresión múltiple por pasos con el mismo modelo empleado para el eje 2, obteniéndose resultados similares, en el sentido que los componentes cuadráticos fueron no significativos. En este caso es la regresión de altitud en laderas N-NW la que explica la mayor parte de la variabilidad (58%, Tabla 4). En la Tabla 4 se presentan los resultados del análisis de varianza de la regresión del modelo con las tres variables (es decir, después de eliminar los componentes cuadráticos).

Análisis de las cargas

Las cargas de las especies pueden ser interpretadas como el grado de "afinidad" entre las mismas y los ejes extraídos (Noy Meir 1971). A continuación analizaremos brevemente (sobre la base de la información presentada en la Figura 6 y la Tabla 5), los resultados obtenidos en este aspecto. Para mayor claridad nos limitaremos a las especies que tienen cargas superiores a 0.2. Este límite fue elegido arbitrariamente teniendo en cuenta que representa el punto medio del rango de valores de las cargas, los cuales varían en los tres primeros ejes entre 0 y alrededor de 0.4. A simple modo de ejemplo hemos incluido en la Tabla 5 a una especie de cargas inferiores a 0.2 en los 3 ejes. Se trata de *Acacia caven*, especie que se distribuye casi uniformemente a lo largo de todo el transecto. En consecuencia, se le puede considerar como una especie irrelevante para el análisis. Sus cargas son de 0.04, 0.14 y -0.05, respectivamente para los 3 primeros ejes.

Tabla 5. Presencia de las especies citadas en la Figura 6.
 Table 5. Presence of species indicated in Figure 6.

EXPOSICION	N - N W										S - S E																														
	1140 m		1090 m		1040 m		990 m		940 m		940 m		990 m		1040 m		1090 m		1140 m																						
ALTITUD	Nº DEL CENSO																																								
ESPECIES	1	2	3	4	5	6	7	8	9	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	0	
<i>Flourensia oolepis</i>	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•																				
<i>Bidens pilosa</i>	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•																				
<i>Lantana balansae</i>	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•																				
<i>Aloysia gratissima</i>	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•																				
<i>Condalia montana</i>											•	•	•	•	•	•	•	•	•	•																					
<i>Shkuhria pinnata</i>											•	•	•	•	•	•	•	•	•	•																					
<i>Zinnia peruviana</i>											•	•	•	•	•	•	•	•	•	•																					
<i>Eupatorium prasiifolium</i>																					•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	
<i>Eupatorium buniifolium</i>																					•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	
<i>Hyptis mutabilis</i>																					•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	
<i>Colletia spinosissima</i>																					•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	
<i>Fagara coco</i>																					•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	
<i>Mynthostachys verticillata</i>																					•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	
<i>Sida argentina</i>																					•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	
<i>Lepechinia floribunda</i>																					•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	
<i>Senecio argentinus</i>																															•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	
<i>Heterothalamus alienus</i>																																									
<i>Hysterionica jasionoides</i>																																									
<i>Croton sarcopetalus</i>																					•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	
<i>Lithraea ternifolia</i>																					•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	
<i>Acacia caven</i>																					•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	•	

En la Figura 6 se observa que *Flourensia oolepis*, *Bidens pilosa*, *Lantana balansae* y *Aloysia gratissima* tienen las mayores cargas positivas en el eje 1; mientras que *Hyptis mutabilis*, *Eupatorium prasiifolium*, *Lepechinia floribunda*, *Eupatorium buniifolium*, *Mynthostachya verticillata* y *Colletia spinosissima* tienen mayores cargas negativas. En la Tabla 5 se comprueba que el grupo de especies con altas cargas positivas presenta una distribución fuertemente asociada a exposición N-NW, mientras que aquellas que presentan altas cargas negativas aparecen asociadas con exposición S-SE.

Resulta claro, entonces, que estos resultados coinciden con los obtenidos al analizar las posiciones de los censos, en el sentido de señalar que el eje 1 está fuertemente asociado con la variable exposición. Es interesante destacar que todas las especies mencionadas, excepto *Aloysia gratissima*, resultaron ser especies "diagnóstico" al procesar la misma matriz de datos con el método de Ceska y Roemmer (Montaña y Ezcurra 1982). Las especies con cargas positivas (*F. oolepis*, *B. pilosa* y *L. balansae*) resultaron especies "diagnóstico" para los censos con exposición N-NW; las especies con cargas negativas (*H. mutabilis*, *E. prasiifolium*, *L. floribunda*, *E. buniifolium*, *M. verticillata* y *C. spinosissima*) resultaron especies "diagnóstico" para los censos con exposición S-SE.

En el eje 2 las especies con cargas positivas más altas son *Senecio argentinus*, *Hysterionica jasionoides* y *Heterothalamus alienus*. Estas tres especies están restringidas a censos realizados en las porciones más altas de la ladera expuesta al S-SE (Tabla 5). A su vez, *S. argentinus* e *H. jasionoides* resultaron especies "diagnóstico" según el método de Ceska y Roemmer (Montaña y Ezcurra 1982), para los censos realizados a 1090 m y a 1140 m en la ladera expuesta al S-SE. Las especies que aparecen con cargas negativas en este segundo eje son *Sida argentina*, *Lantana balansae*, *Condalia montana* y *Lithraea ternifolia* (Figura 6). Las dos primeras aparecen sólo en

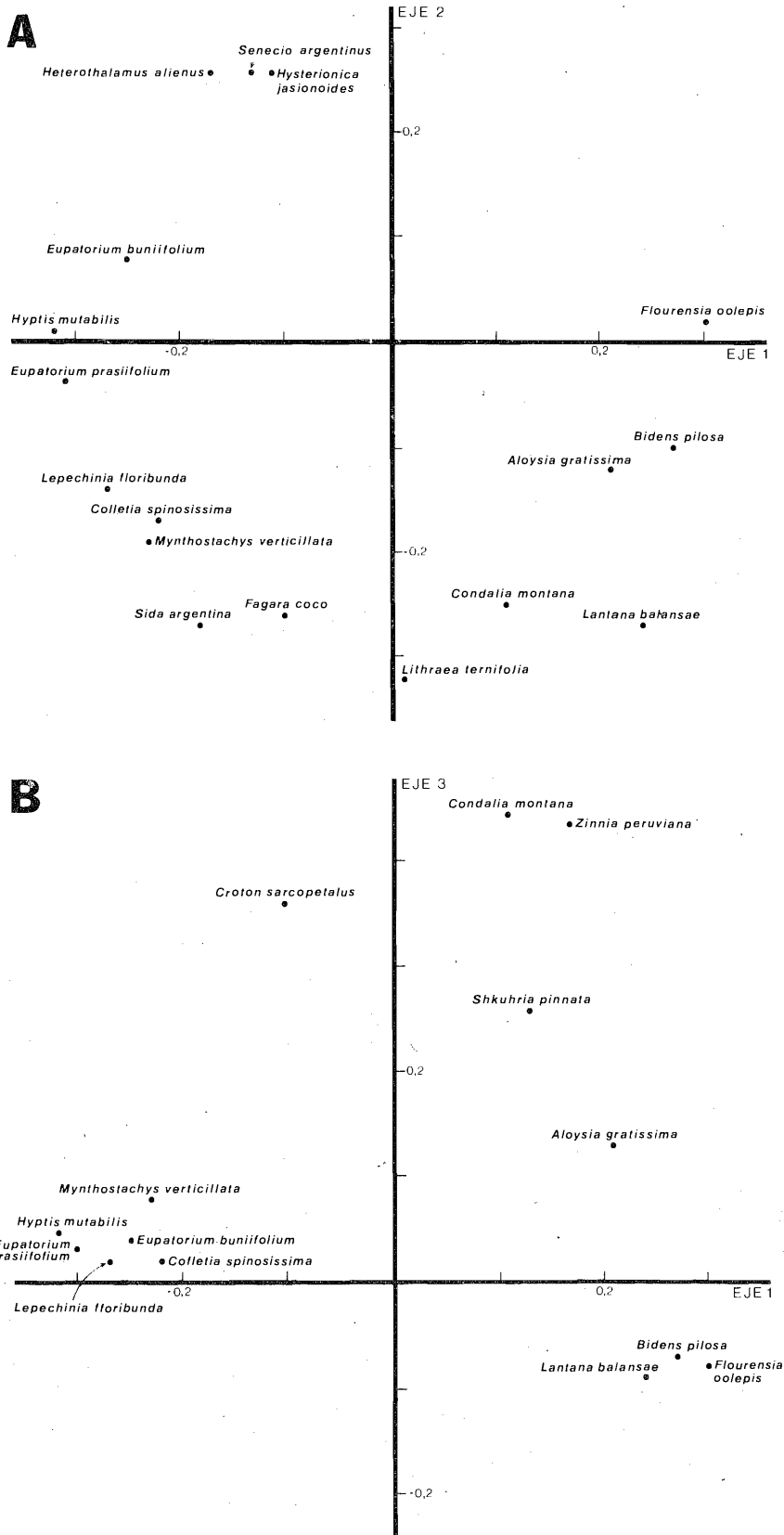


Fig. 6. Análisis de presencias-ausencias centrado por especies. A: cargas de las especies en los ejes 1 y 2. B: idem respecto a los ejes 1 y 3.

Fig. 6. Species-centred presence-absence analysis. A: species loadings for axes 1 and 2. B: same for axes 1 and 3.

laderas expuestas al S-SE, preferentemente en altitudes bajas (Tabla 5). *L. balansae*, *C. montana* y *L. ternifolia* aparecen en ambas laderas, pero en las laderas expuestas al S-SE se presentan en altitudes bajas.

En el eje 3 aparecen con elevadas cargas positivas *Condalia montana*, *Zinnia peruviana*, *Croton sarcopetalus* y *Shkuhria pinnata*. Todas ellas están presentes básicamente a bajas alturas en exposiciones N-NW, excepto *C. sarcopetalus* que está distribuida abundantemente en ambas laderas, pero que en la ladera expuesta al N-NW aparece ligada a altitudes bajas. Con respecto a las cargas negativas se observa en la Figura 6 que ninguna especie supera el valor de -0.2. Las especies más próximas a tal valor son *Lithraea ternifolia* y *Dyckia floribunda*. Esta última apareció solamente en 4 censos realizados a 1140 m en exposición N-NW (Montaña 1975). Cabe destacar que en la tabla de presencias-ausencias de todas las especies (Montaña 1975) no aparece ninguna otra ligada a esas altitudes en la ladera expuesta al N-NW.

Resumiendo este breve análisis de las cargas, podemos decir que el primer eje refleja la influencia de las exposiciones, mientras que el segundo y el tercero reflejan la importancia de la altitud en ambas laderas. Estos resultados son consistentes con los obtenidos al analizar las posiciones de los censos, lo cual se deduce de una de las características del análisis de componentes principales, cual es la de trabajar simultáneamente en el espacio de los censos y en el espacio de las especies.

Conclusiones

El análisis realizado pone de relieve, a través de un ejemplo concreto, algunas de las características y potencialidades del análisis de componentes principales de matrices de presencias-ausencias para el estudio de relaciones vegetación-ambiente. Entre ellas nos interesa destacar: 1. Su mayor eficiencia relativa, en términos de resultados claros y concisos, con respecto al análisis de datos cuantitativos (cobertura en nuestro caso), cuando se muestrean ambientes con alta heterogeneidad inter-censos. 2. La posibilidad de estimar porcentajes de variabilidad florística que pueden ser explicados por las variables ambientales en cuestión (exposición y altitud en nuestro caso). 3. La posibilidad de estimar el grado de asociación de las distintas especies con los factores abstractos extraídos del análisis, lo cual a su vez, nos permite hacer inferencias sobre el grado de asociación relativo de cada especie con los factores ambientales asociados a dichos factores abstractos. 4. La posibilidad de detectar disyunciones en las matrices de datos a través del estudio de la asimetría de los ejes. 5. El método de análisis es objetivo y repetible, produciendo por lo tanto, información contrastable. 6. Como método multivariado de "pattern analysis" (*sensu* Williams 1976b) produce una simplificación u ordenamiento eficiente de los datos permitiendo la generación de hipótesis que luego pueden ser docimadas por procesamientos estadísticos convencionales.

Por otra parte, los resultados de este estudio aportan nuevos elementos para la evaluación crítica de las metodologías de muestreo de presencias-ausencias en ambientes muy heterogéneos. Este hecho, a su vez, es de gran relevancia para la organización de la recolección de datos en estudios que se planean sobre grandes áreas donde, consecuentemente, la heterogeneidad es alta y normalmente la disponibilidad de tiempo y mano de obra es crítica. En cambio, la recolección y el análisis de variables cuantitativas de la vegetación podrían ser mejor explotadas en situaciones de heterogeneidad florística relativamente menor como por ejemplo, el estudio de la influencia de factores edáficos en la vegetación de un potrero.

Agradecimientos. Este trabajo fue realizado en el Instituto de Ecología, México. Los autores agradecen al Consejo Nacional de Ciencia y Tecnología de México (CONACyT) y la Fundación Ford por asistencia financiera parcial. Al personal de la Cátedra de Geobotánica de la Universidad Nacional de Córdoba por la colaboración en la recolección de los datos de campaña y a la Secretaría de Estado de Agricultura y Ganadería de Córdoba por la financiación de los trabajos de campo.

Bibliografía

- Austin, M.P. e I. Noy-Meir. 1971. The problem of non-linearity in ordination: experiments with two gradient models. *J. Ecol.* 59:763-773.
- Canfield, R.H. 1941. Application of the line-interception method in sampling range vegetation. *Forestry* 39:388-394.
- Ezcurra, E. 1978. Principal Component Analysis of the Understorey Vegetation at Treborth Woods: The Effect of Data Transformations. Magister in Scientia Dissertation. University of Wales, 100 pág.
- Gauch, H.G. 1982. *Multivariate Analysis in Community Ecology*. Cambridge University Press, 298 pág.
- Greig Smith, P. 1982. *Quantitative Plant Ecology*. 3rd. Edition Blackwell Scientific Publications, 288 pág.
- Montaña, C. 1975. Observaciones sobre la vegetación de la quebrada de Vaquerías, Valle Hermoso, Córdoba. Seminario II, Carrera Doctorado, Universidad Nacional de Córdoba, 28 pág.
- Montaña, C. y E. Ezcurra. 1982. Aplicación de algunos métodos de clasificación numérica al estudio de la vegetación de la quebrada de Vaquerías (Valle Hermoso, Córdoba). *Ecología* 7:145-160
- Noy-Meir, I. 1971. Multivariate analysis of semi-arid vegetation in southeastern Australia: nodal ordination by component analysis. *Proc. Ecol. Soc. Australia* 6:159-193.
- Noy-Meir, I., 1973. Data transformation in ecological ordination. I. Some advantages of non-centring. *J. Ecol.* 61:329-341.
- Noy-meir, I. y M.P. Austin. 1970. Principal component ordination and simulated vegetation data. *Ecology* 51:551-552.
- Snedecor, G.W. y W.G. Cochran. 1967. *Statistical Methods*. Iowa State University Press, 593 pág.
- van Groenewoud, H. 1976. Theoretical considerations on the covariation of plant species along ecological gradients with regard to multivariate analysis. *J. Ecol.* 64:837-847.
- Whittaker, R.H. y H.G. Gauch. 1973. Evaluation of ordination techniques. Pág. 287-321. *En: Whittaker, R.H. (Ed.), Ordinations and Classifications of Communities*. Dr. W. Junk, The Hague, 737 pág.
- Williams, W. T., 1976a. Ordination: Principal Component Analysis. pág. 47-58. *En: Williams, W.T. (Ed.), Pattern Analysis in Agricultural Science*. CSIRO - Elsevier, Australia, 331 pág.
- Williams, W.T., 1976b. Pattern analysis and statistics, pág 130-136. *En: Williams, W.T. (Ed.), Pattern Analysis in Agricultural Science*. CSIRO - Elsevier Company, Australia, 331 pág.