

UN NUEVO METODO PARA ESTABLECER INDICES DE CONDICION EN CAMPOS DE PASTOREO

ELISSALDE, Néstor O. *

GARRIDO, José Luis **

RESUMEN

Se presenta un nuevo método para el cálculo de índices de condición basado en el modelo de distribución lognormal de abundancia de especies que permite conocer la condición del pastizal sin conocer la vegetación climax del sitio en estudio. Los resultados hacen referencia a un potrero en la comunidad de *Nassauvia glomerulosa* (Provincia del Chubut, Argentina) donde se analizó la condición a distintas distancias de la aguada.

SUMMARY

A new method based on a lognormal distribution model to calculate range condition indices is presented. This distribution model uses species abundance and permits the calculation of range condition even though climax vegetation is unknown. The study was carried out in an allotment in the *Nassauvia glomerulosa* community of Southern Chubut Province and the analysis is directed at condition determination at different distances from the watering point.

INTRODUCCION

Como consecuencia de la preferencia diferencial que los animales tienen por las distintas especies vegetales que componen un pastizal y de la diferente respuesta de las plantas, el pastoreo (entre otros factores) produce modificaciones en la composición florística de los pastizales. Cuando el manejo del pastoreo es inapropiado, esas modificaciones son profundas, afectando no sólo a la vegetación sino también al suelo y a la hidrología, provocando una regresión del pastizal.

* Becario de Perfeccionamiento (CONICET)

** Investigador Adjunto (CONICET)

Centro Nacional Patagónico (CONICET)
28 de Julio Nro. 28 - (9120) Puerto Madryn - Chubut - Argentina.

ISSN 0325 - 9439	CONTRIBUCION Nro. 83	PUERTO MADRYN	Pags. 12	Febrero 1984
---------------------	-------------------------	------------------	-------------	-----------------

A fin de lograr un correcto manejo de los pastizales y su permanencia en el tiempo, es esencial contar con un método que permita identificar fácilmente los distintos estados de regresión, conocidos como condición del pastizal.

Dyksterhuis (1949) define a la condición del pastizal como el porcentaje de la vegetación actual, referida a la original para el sitio en estudio y categoriza a las especies en decrecientes, crecientes e invasoras. Las determinaciones numéricas de condición representan posiciones relativas a lo largo de gradientes de regresión o desviación relativa desde el climax, siendo definida por un porcentaje equivalente a una "distancia ecológica" (Dyksterhuis, 1958). Obviamente, para la determinación de condición por este método, es necesario conocer o inferir cual es la vegetación climax para ese sitio. Sin embargo, esto es muy difícil y en algunos casos imposible de lograr.

El U.S., Forest Service, desarrolló un sistema de cuatro factores para cuantificar la condición del pastizal basado en dos factores de vegetación y dos de suelo. Los factores de vegetación son composición vegetal de acuerdo a la deseabilidad de las especies y producción de plantas. Los factores de suelo son cobertura y erosión (Stoddart et al, 1975).

Perry (1972), al hacer un análisis de los pastizales de la zona árida y semiárida de Australia, concluye que la más apremiante necesidad es el desarrollo y aplicación de métodos de evaluación de condición y tendencia de manera tal que el pastizal pueda ser manejado y administrado sobre la base de la condición del recurso.

Lendon y Lamacraft (1976) desarrollaron un método para cuantificar la condición de los pastizales de la región central de Australia basado en la comparación de la composición de plantas del sitio en estudio con la composición de un sitio bien manejado dentro del mismo tipo de vegetación.

Anderson (1979) dice que se utilizan plantas integrantes del pastizal natural para caracterizar distintas condiciones que representan diferentes niveles de sucesión o regresión y producción, y da como ejemplo las especies dominantes en cada condición dentro del área medanosa con pastizales e isletas de Chañar en la Provincia de San Luis.

Preston F.W. (1948) sostiene que la abundancia de especies se distribuye de manera tal que aquellas que tienen abundancia intermedia prevalecen en la comunidad y las especies muy comunes o raras son escasas. Preston agrupa las especies en clases de abundancia, que él llama octavas, basadas en una escala logarítmica (de base 2) del número de individuos por especie. Los límites de estas clases son 1, 2, 4, 8, 16, 32, etc.. Si el número de individuos de una especie coincide con el límite de clase, Preston incluye la mitad en la clase inferior y la otra mitad en la clase superior.

Dado que en cualquier muestra de vegetación no aparecen especies con menos de un individuo, la curva normal estará truncada a la izquierda del punto que representa a ese único individuo. A esta línea Preston la llama "línea de Velo".

Preston (1948) emplea la siguiente ecuación general de la curva normal:

$$n = n_0 e^{-(aR)^2} \quad (1)$$

Donde:

" n_0 " es el número de especies en la octava modal, " n " es el número de especies en una octava distante " R " octavas de la moda; y " a " es una constante que está relacionada a la desviación standard

de la siguiente manera:

$$a^2 = 0,5 \cdot \sigma^{-2} \quad (2)$$

En la mayor parte de sus muestras, Preston ha encontrado que el valor de la constante "a" es cercano a 0,20 (Preston, 1962).

El modelo de distribución lognormal, permite calcular el número teórico de especies mediante (3) (Pág. 8) (Preston, 1948).

La forma de las curvas de abundancia de especies depende de dos cosas; a) El número de diferentes especies presentes en una comunidad, y b) La proporción relativa de sus abundancias. Para la distribución lognormal, las propiedades de la curva están dadas por el número total de especies en la población y por la varianza (Pielou, 1969).

Mc Naughton y Wold (1970), realizaron un examen para comprobar el ajuste de tres sistemas de plantas al modelo lognormal de Preston. Los datos fueron combinados en seis octavas de abundancia, de menos abundantes a más abundantes. Un test de chi-cuadrado indicó que la distribución de abundancia de esos tres sistemas ajusta con la predicción del modelo de Preston.

Preston (1949) utilizó las frecuencias lognormales teóricas para graduar las frecuencias observadas. Esto es equivalente a suponer que cada especie está representada por un número esperado de individuos y que esos números no están sujetos a variación muestral. De acuerdo a Bliss (1965) tal aproximación es bastante adecuada (Pielou, 1978).

Existen muchos trabajos que analizan los cambios en la intensidad de pastoreo que se producen con las diferentes distancias a la aguada.

Hodder y Low (1978), analizaron la distribución de animales y la intensidad de pastoreo con respecto a la distancia a la aguada en tres sitios cerca de Alice Spring (Australia) y en todos los casos, la mayor intensidad de pastoreo ocurre en áreas próximas a la aguada y disminuye con la distancia a la misma.

Foran (1980) analizó el cambio en la condición del pastizal con la distancia a la aguada utilizando el método de STARC (Lendon y Lamacraft, 1976) y concluye que hay un incremento significativo en el grado de condición con el aumento de la distancia a la aguada y que ese incremento decrece después de los dos Km. de la aguada.

Existen otros estudios que indican los cambios que se producen en la vegetación con la distancia desde la aguada, Barker y Lange (1969); Graetz (1971); Graetz y Ludwig (1978).

El objetivo de este trabajo es desarrollar un método objetivo que permita calcular un índice de condición sin necesidad de conocer previamente cual ha sido la vegetación climax, ya que en Patagonia es muy difícil o casi imposible encontrar relictos de vegetación que no hayan sido alterados por el pastoreo de animales domésticos.

Los autores desean agradecer al Lic. Héctor Gallelli, quien confeccionó los programas de computación para el análisis de los datos.

MATERIALES Y METODOS

Para cumplir con los objetivos del presente trabajo se ha modificado el modelo de distribución lognormal de abundancia de especies (Preston, 1948) y se lo ha adaptado para su empleo en comunidades vegetales de bajo número de especies e individuos.

Para probar la utilidad de este modelo en el análisis de condición, se parte de la premisa de que la condición del pastizal cambia con la distancia a la aguada.

Este análisis se realizó con datos tomados en un potrero ubicado en la comunidad Estepa Desértica de *Nassauvia glomerulosa* (Anchorena, inédito) y consistió en un muestreo de la vegetación con el objeto de obtener datos de abundancia y cobertura a diferentes intensidades de pastoreo.

Dado que en este campo la aguada principal la constituye el río Senguerr que a su vez es el límite sur del mismo, se eligió el área de muestreo de manera tal que los animales accedan al río por una zona restringida a fin de que las mediciones para ubicar las áreas de muestreo no se vean distorsionadas.

El muestreo de vegetación se realizó por el método del anillo (Parker, 1951) marcando en cada sitio dos líneas paralelas de 50 metros de largo en cada una de las cuales se observaron 100 puntos. Se realizaron 9 censos de este tipo ubicados sobre una transecta partiendo desde la aguada hacia un extremo del campo y a una distancia entre censos de 400 mts.

Se hicieron muestreos previos empleando un marco rectangular de 0,20 x 0,50 m. (Daubenmire, 1959). Aparentemente el método es más apto cuando el parámetro que se quiere medir es la abundancia de las especies y ha dado muy buenos resultados en otros tipos de vegetación. En la comunidad en estudio, al querer contar el número de individuos de las especies de *Nassauvia* se encuentra con el inconveniente de que es imposible establecer el fin de un individuo y el comienzo de otro, dada la estructura de las matas. Por ello se descartó este método y se utiliza el del anillo.

Con los datos de campo se confecciona una planilla resumen en la que figura cobertura y frecuencia específica de cada censo y la sumatoria de la frecuencia específica para el total de censos realizados. Este último parámetro se incorpora como abundancia absoluta para la aplicación del modelo lognormal en el cálculo de índices de condición.

El análisis preliminar de los datos obtenidos para la comunidad Estepa Desértica de *Nassauvia glomerulosa*, indica que la abundancia de especies no se distribuye normalmente cuando se agrupan según el criterio de Preston, o sea cuando los límites de las clases están dados por el logaritmo en base dos. Sin embargo la distribución se normaliza cuando estos intervalos de clase están dados usando una base de logaritmos mayor.

Esta desviación del modelo original de Preston, se debe al bajo número de especies y de individuos que se encuentran en la comunidad en estudio comparado con el gran número con que trabajó Preston.

A fin de lograr un mejor ajuste a una distribución normal y una más amplia utilización del modelo, surgió la idea de que estos intervalos de clase estén dados por una base de logaritmo variable. Esta base de logaritmo se obtendrá para cada comunidad en estudio, resolviendo el compromiso entre lograr un mayor ajuste y perder un mínimo de información. Consecuencia ésta última que está aparejada a la disminución del número de clases de frecuencia.

Una vez que se cuenta con la lista de especies y el número de individuos de cada especie, es nece-

sario definir el tamaño de intervalo que permita agrupar a este último parámetro de manera tal que las frecuencias se distribuyan de acuerdo a una curva normal sobre una base logarítmica (curva lognormal).

Los distintos tamaños de intervalo, se consiguen variando la base del logaritmo y por medio de un método iterativo se obtiene la base del logaritmo que define el tamaño de intervalo que mejor ajuste a una curva de distribución normal de curtosis 3.

La curva normal que se obtiene, está truncada en el punto que corresponde a un individuo (línea de velo), pero el universo teórico se extiende desde menos infinito a más infinito y por lo tanto una vez definidos el tamaño de intervalo, la moda y la varianza de esa distribución, es posible calcular el número máximo teórico de especies que correspondería a ese universo, mediante la fórmula:

$$N_t = n_o \sqrt{\pi} / a \quad (\text{Preston, 1948})$$

Donde:

N_t = Número teórico de especies.

n_o = Es el número de especies en el intervalo modal.

$$a = (\sqrt{2} \cdot \sigma)^{-1}$$

y por lo tanto:

$$N_t = n_o \sqrt{2 \pi} \sigma \quad (3)$$

Este número teórico de especies, se relaciona luego con el número de especies observado para calcular el índice de condición:

$$I_c = N_o / N_t \quad (4)$$

Donde:

I_c = Índice de condición.

N_o = Número de especies observado.

N_t = Número de especies teórico.

RESULTADOS Y DISCUSION

Este trabajo se realizó en un sector del potrero elegido, en el cual está presente la comunidad Estepa Desértica de *Nassauvia glomerulosa* (Anchorena, inédito) (Figura 1).

En esta área se realizaron nueve censos de vegetación, cuya información se resume en la Tabla I.

En esta tabla, se observa un total de 21 especies, con sus respectivos valores de abundancia. Puede llamar la atención el hecho de que no coincida este valor con el empleado posteriormente para el cálculo del tamaño de intervalo y número teórico de especies, que es de 17 (como puede observarse en la Tabla III).

TABLA 1 : VALORES DE ABUNDANCIA POR ESPECIE EN CADA CENSO

ESPECIES	CENSOS																	
	1		2		3		4		5		6		7		8		9	
<i>Nassauvia glomerulosa</i>			1	3	1	5	20	24	22	13	22	21	26	21	28	17	17	12
<i>Nassauvia ulicina</i>	55	49	40	37	24	35	7	3	8	11		1			3	1		
<i>Senecio filaginoides</i>		1		1	1		1	1			1	1		3	1	1	2	
<i>Anartrophillum rigidum</i>								1										
<i>Verbena tridens</i>						1										1		
<i>Tetraglochin caespitosum</i>								3	1	4	3	2	2	5	2	2	2	3
<i>Chuquiraga aurea</i>			1	1			1	1			1	1		1		2	2	1
<i>Perezziella lanigera</i>					1													
<i>Ephedra frustillata</i>																	1	
<i>Azorella patagonica</i>						2												
<i>Nardophyllum obtusifolium</i>									1	1	2		2			1		1
<i>Polemonium sp.</i>							2	1	1			2	1	1	1		1	
<i>Azorella caespitosa</i>								1			1	1	1			3		2
<i>Leuceria sp.</i>												1						
<i>Huanaca acule</i>															2	4		
<i>Poa dusenii</i>	3	3	6	3	13	5	8	10	8	7	7	8	14	12	8	9	16	9
<i>Stipa ibari</i>		2	4	7	7	10	3	2	3	4	3	5	1	2	3		3	
<i>Stipa humilis</i>	1	2	5	4	1		4	3	6	6			3	2	1	5	2	2
<i>Stipa speciosa</i>							1										1	2
<i>Hordeum comosum</i>					1	1	2	5	5	2	3	6	7	6	1	5	3	3
<i>Bromus setifolius</i>	4			3	1		6	8	2		3	8	4	5	8	6	3	7



T A B L A I I : CALCULO DE LA BASE DE LOGARITMO.



KURTOSIS :	-.63028	BASE:	2.000	2.0	.5	2.0	4.5	2.0	3.0	2.0	1.
KURTOSIS :	-.69042	BASE:	2.100	2.0	1.0	3.0	3.0	4.0	1.0	2.0	1.
KURTOSIS :	-.80392	BASE:	2.200	2.0	1.0	5.0	1.0	5.0	1.0	2.0	
KURTOSIS :	-.81338	BASE:	2.300	2.0	1.0	6.0	1.0	4.0	2.0	1.0	
KURTOSIS :	-.66178	BASE:	2.400	2.0	1.0	6.0	2.0	3.0	2.0	1.0	
KURTOSIS :	-1.03604	BASE:	2.500	2.0	2.0	5.0	4.0	1.0	3.0		
KURTOSIS :	-.61679	BASE:	2.600	2.0	2.0	5.0	4.0	3.0	1.0		
KURTOSIS :	-.33977	BASE:	2.700	2.0	2.0	5.0	5.0	2.0	1.0		
KURTOSIS :	-.33877	BASE:	2.800	2.0	2.0	5.0	5.0	2.0	1.0		
KURTOSIS :	-.54065	BASE:	2.900	2.0	3.0	5.0	4.0	2.0	1.0		
KURTOSIS :	-.54065	BASE:	3.000	2.0	3.0	5.0	4.0	2.0	1.0		
KURTOSIS :	-.51382	BASE:	3.100	2.0	4.0	5.0	3.0	3.0			
KURTOSIS :	-1.19495	BASE:	3.200	2.0	6.0	3.0	3.0	3.0			
KURTOSIS :	-.39816	BASE:	3.300	2.0	6.0	5.0	3.0	1.0			
KURTOSIS :	-.43964	BASE:	3.400	2.0	7.0	4.0	3.0	1.0			
KURTOSIS :	-.43964	BASE:	3.500	2.0	7.0	4.0	3.0	1.0			
KURTOSIS :	-.43964	BASE:	3.600	2.0	7.0	4.0	3.0	1.0			
KURTOSIS :	.12818	BASE:	3.700	2.0	7.0	5.0	2.0	1.0			
KURTOSIS :	.12818	BASE:	3.650	2.0	7.0	5.0	2.0	1.0			
KURTOSIS :	-.43964	BASE:	3.625	2.0	7.0	4.0	3.0	1.0			
KURTOSIS :	.12818	BASE:	3.637	2.0	7.0	5.0	2.0	1.0			
KURTOSIS :	-.43964	BASE:	3.631	2.0	7.0	4.0	3.0	1.0			
KURTOSIS :	.12818	BASE:	3.634	2.0	7.0	5.0	2.0	1.0			
KURTOSIS :	-.43964	BASE:	3.633	2.0	7.0	4.0	3.0	1.0			
KURTOSIS :	-.43964	BASE:	3.634	2.0	7.0	4.0	3.0	1.0			
KURTOSIS :	-.43964	BASE:	3.634	2.0	7.0	4.0	3.0	1.0			
KURTOSIS :	-.43964	BASE:	3.634	2.0	7.0	4.0	3.0	1.0			



Esta diferencia se debe al hecho de que estos cálculos se realizan sobre la base de los seis censos más alejados de la aguada, debido a que son los que se encuentran en mejor condición. Se descartan los más próximos a la aguada ante la presunción que la presencia de invasoras exóticas resistentes al pastoreo pueda incrementar el número de especies. Según los resultados de un trabajo de B.D. Foran (op. cit.) a distancias mayores a 2000 metros de la aguada no existiría esta influencia. El total de especies de estos censos es de 19 y una vez eliminado el intervalo de menos de una especie, quedan las 17 empleadas en el cálculo.

En términos generales, para la aplicación de este método de estimación de condición, el primer paso a seguir luego de los muestreos de campo, es separar los censos correspondientes a áreas aparentemente en mejor estado y en base a ello obtener los parámetros básicos más confiables, o sea el tamaño de intervalo y el número teórico de especies para la comunidad en estudio.

Los datos de abundancia de especies se agrupan según un tamaño de intervalo variable, que en este caso está dado por la base de logaritmo 3,634 (Tabla III).

En la Tabla II se observan las diferencias con respecto a un valor 3 de curtosis de una normal, a partir de una base 2 de logaritmo, cuya diferencia del valor de curtosis es $-0,63028$, hasta obtener el valor de 3,634 cuya diferencia con la curtosis 3 es de $0,12818$.

En esta misma tabla, puede observarse la diferencia de ajuste a una normal si se hubiese empleado el logaritmo en base 2 tal como lo hizo Preston (1948; 1960; 1962). Este ajuste, para los datos con que se cuenta, hubiese mejorado algo, si en lugar de usar el logaritmo en base 2 se hubiese empleado en base 3 tal como lo hizo Williams (1953), ya que la desviación con respecto a la curtosis 3 en este caso sería de $-0,54065$.

Los valores de la segunda columna de la Tabla II, dan una idea de lo acertado de trabajar con una base de logaritmo variable y ajustada a cada comunidad en particular, dado que se puede mejorar mucho el ajuste de la distribución normal, el cual es un requisito indispensable para los cálculos posteriores del índice de condición. Los valores de N_t obtenidos por este método son mucho más realistas que los obtenidos por Preston, que resultaban en general excesivamente altos. Esto se obtiene al fijar la curtosis en un valor constante.

De esta manera, los tamaños de intervalo están dados por el número 3,634 elevado a las potencias $1; 2; 3; \dots; n$ hasta completar los intervalos necesarios (Tabla III, Col. I).

Con este tamaño de intervalo, se obtiene para cada uno de los nueve censos y para la comunidad la distribución de frecuencias que se observa en la Tabla III simplemente contando en la planilla resumen (Tabla I) la cantidad de especies que entran dentro de cada intervalo, de acuerdo al valor de abundancia que ellas tienen.

Una vez que se cuenta con la distribución de frecuencias de la comunidad (2, 7, 5, 2, 1) se procede a calcular el número teórico de especies de acuerdo a los pasos descriptos en la Tabla IV.

Siguiendo los procedimientos de cálculo de Scossiroli (1974) para una distribución lognormal truncada, se obtiene el valor de la media de la distribución truncada ($\bar{x} = 2,088$) y la varianza de la misma distribución cuyo valor es $\sigma^2 = 1,066$. En base a estos parámetros se calcula la media de la distribución completa ($\mu = 1,821$) y la varianza ($S^2 = 1,623$). Lógicamente al considerar la distribución completa, la curva se extiende hacia el punto de menos infinito y por lo tanto la media disminuye con respecto a la de la distribución truncada y la varianza se incrementa.

El valor de la contante "a" Preston (1948) lo calcula en forma arbitraria, de la evidencia experimental. En un trabajo posterior (Preston, 1962), la relaciona con la desviación standard por medio de la fórmula (2) obteniendo en la mayoría de sus muestras un valor próximo a 0,20. Valor éste muy inferior al obtenido para la comunidad de *Nassauvia glomerulosa* de 0,555. Este mayor valor indica que la distribución de esta comunidad cae más rápidamente desde la clase modal (Mc Naughton et al, 1970). Esta misma deducción puede hacerse observando la Tabla II, la menor diferencia con respecto a la curtosis 3, que se obtiene con una base 3,634, es positiva (0,12818) o sea una curtosis superior a 3. Por lo tanto la curva normal que se obtiene es leptocúrtica, con una rápida caída desde la clase modal. Esta rápida caída, o este alto valor de "a" probablemente se deba a que se está trabajando en una comunidad muy pobre, de escaso número de especies.

Una vez obtenida la constante "a", se calcula el número teórico de especies que corresponda a esa comunidad, cuyo valor es de 22 especies.

Lógicamente cuando se trabaja en una comunidad, es necesario mantener el mismo tamaño de muestra establecido para el nivel de confianza que se empleó para calcular el número teórico de especies. Si se cambia este tamaño, la clase modal puede correrse un intervalo (o más de acuerdo a la variación en el tamaño de muestra) y el número de especies que se obtiene será distinto al calculado con el anterior tamaño de muestra y por lo tanto el índice de condición que se obtenga estará distorsionado.

Los valores de índice de condición en base a (4) se observan en la Tabla V.

Se observa un constante incremento en el índice de condición de los tres primeros censos ubicados a 400, 800 y 1200 metros de la aguada. El brusco incremento que se observa del censo 3 al 4, se debe a que a fin de tener una buena separación entre los censos de distinta condición (bajo índice cerca de la aguada y alto lejos de ella), se dejó entre los dos censos el doble de distancia, o sea el censo 4 se encuentra a 2000 metros de la aguada. De esta manera, se facilitó la separación de los censos que se emplearon para el cálculo del número teórico de especies de la comunidad.

El índice que se obtiene por este método, es un buen indicador de la condición del pastizal discriminando claramente el gradiente de coacción en función de la distancia a la aguada.

Evidentemente, para hablar de la calidad de este método debe probarse en muchas situaciones y en muchas comunidades. Sería de gran utilidad probarlo en áreas en las cuales se haya determinado la condición del pastizal por otro método y comparar resultados.

BIBLIOGRAFIA

- ANCHORENA, J. Mapa de Vegetación área piloto Río Mayo (Tipos principales y diseños de distribución). Inédito.
- ANDERSON, D.L. (1979). La distribución de *Sorghastrum pellitum* en la Pcia. de San Luis y su significado ecológico. Kurtziana, 12-13: 37-45.
- BARKER, S. and LANGE, R.T. (1979). Effects of moderate sheep stocking on plant populations of a Black Oak Bluebush association. Australiam J. Bot., 17: 527-537.
- DAUBERNMIRE, R. (1959). A canopy coverage method of vegetation analysis. Northwest Science 33 (1) : 43-64.

- DYKSTERHUIS, E.J. (1949). Condition and management of rangeland based in quantitative ecology. *J. of Range Manage.* 2 : 104-115.
- DYKSTERHUIS, E.J. (1958). Ecological principles in Range Evaluation. *The Botanical Review.* 24: 253-272.
- FORAN, B.D. (1980). Change in range condition with distance from watering point its implications for field survey. *Austr. Rangel. Journal.* 2 (1): 59-66.
- GRAETZ, R.D. (1978). The influence of grazing by sheep on the structure of a Saltbush population. *Aust. Rangel. J.*, 1: 117-125.
- GRAETZ, R.D. and LUDWING, J.A. (1978). A method for the analysis of Piosphere data applicable to range assessment. *Austr. Rangel. J.* 1:128-136.
- HODDER, R.M. and LOW, W.A. (1978). Grazing distribution of free ranging cattle at three sites in the Alice Spring District. Central Australia. *Austr. Range J.* 1 (2): 95-105.
- LONDON, C. and LAMACRAFT, R.R. (1976). Standards for testing and assessing range condition in Central Australia. *Austr. Rang. J.*, 1: 40-48.
- MC NAUGHTON, S.J. and WOLF, L.L. (1970). Dominance and the niche in ecological systems. *Science* 167 (3915) : 131-139.
- PARKER, K.W. (1951). A method for measuring trend in range condition on national forest ranges. Forest Service.
- PERRY, R.A. (1972). Rangeland management for Livestock production in semi-arid and arid Australia. *Proc. 2nd. U.S./ Aust.Rangel. Panel.* 331-316.
- PIELOU, E.C. (1969). *An introduction to Mathematical Ecology.* Wiley, N:York.
- PIELOU, E.C. (1977). *Mathematical Ecology.* Wiley-New York.
- PRESTON, F.W. (1948). The commonnes and rarity of species. *Ecology* 29: 254-283.
- PRESTON, F.W. (1960). Time and space and the variation of species. *Ecology*, 41: 611-627.
- PRESTON, F.W. (1962). The canonical distribution of commonnes and rarity: Part I. *Ecology* 43: 185-210.
- SCOSSIROLI, R.E., CLEMENTEL, S., SCOSSIROLI, S. (1974). *Metodi statistici per l'ecologia.* Zanichelli. Bologna.
- STODDART, L.A.; SMITH, A.D.; BOX, T.W. (1975). *Range Mangement.* Mc Graw Hill, 531 pp., N.York.
- WILLIAMS, C.B. (1953). The abundance of species in a world population. *J. of Animal Ecology.* 22 : 14-31.

TABLA III: DISTRIBUCION DE ESPECIES POR INTERVALOS DE FRECUENCIA.

Censo Intervalo	1	2	3	4	5	6	7	8	9	Para la Comunidad
1 - 3,634	2,5	2	5	5	3	5,5	5,5	6,5	6,5	2
3,634 - 13,206	2	4	1	4	4	4	4	4	4	7
13,206 - 47,990	0	0	2	3	3	2	2	3	2	5
47,990 - 174,397	1	1	1							2
174,394 - 633,759										1
Nro. de Especies	5,5	7	9	12	10	11,5	11,5	13,5	12,5	17

TABLA IV: CALCULO DEL NUMERO TEORICO DE ESPECIES PARA LA COMUNIDAD.

INTERV. (Log. 3,634)	Punto Medio	Frecuencia Observ. (f)	$(PM - \bar{X})^2$	$f \cdot (PM - \bar{X})^2$
0	0,5	2	2,522	5,040
1	1,5	7	0,346	2,422
2	2,5	5	0,170	0,850
3	3,5	2	1,994	3,988
4	4,5	1	5,818	5,818
5		17		=18,118

$$\bar{X} = (0,5 \times 2) + \dots + (4,5 \times 1) / 17 = 33,5 / 17 = 2,088$$

$$\sigma^2 = \sum f \cdot (PM - \bar{X})^2 / N = 18,118 / 17 = 1,066$$

$$\lambda = \sigma^2 / \bar{X}^2 = 0,245$$

$$h = (19 - 17) / 19 = 0,1053$$

$$\theta = 0,1277 \text{ (de tabla de Cohen (Scossiroli, 1974))}$$

$$\mu = \bar{X} - \theta (\bar{X}) = 1,821$$

$$s^2 = \sigma^2 + \theta (\bar{X})^2 = 1,623$$

$$a = \sqrt{1/2s^2} = 0,555$$

$$N_t = n_0 \sqrt{1/\lambda} / a = 7 \times 1,77 / 0,555 = 22,3$$

$$N_t = 22$$

TABLA V: CALCULO DEL INDICE DE CONDICION

	$Ic = No/Nt$		No = Nro. de especies observado		Nt = Nro. de especies teórico
Censo 1	= 5,55/22	=	0,250		
Censo 2	= 7/22	=	0,318		
Censo 3	= 9/22	=	0,410		
Censo 4	= 12/22	=	0,545		
Censo 5	= 10/22	=	0,455		
Censo 6	= 11,5/22	=	0,523		
Censo 7	= 11,5/22	=	0,523		
Censo 8	= 13,5/22	=	0,614		
Censo 9	= 12,5/22	=	0,568		

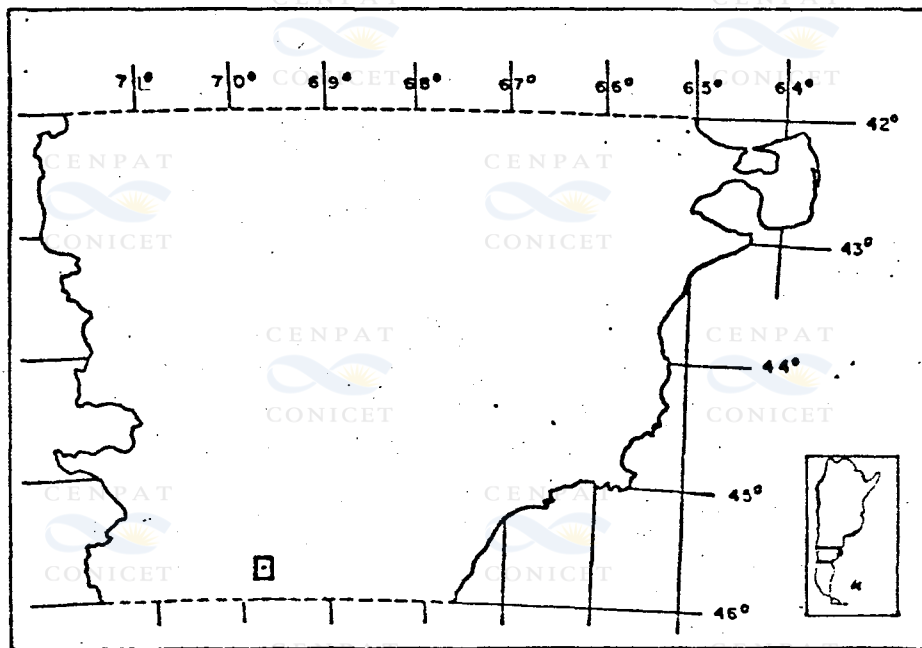


FIGURA 1. UBICACION DEL AREA DE ESTUDIO.