

DETERMINACIÓN DE LA FITOMASA FORRAJERA DE CINCO ESPECIES DEL GENERO *CISTUS* PROCEDENTES DEL PARQUE NATURAL DE MONFRAGÜE MEDIANTE REGRESIONES MÚLTIPLES

PREDICTION OF BROWSING BIOMASS OF FIVE SHRUB SPECIES OF GENUS *CISTUS* FROM MONFRAGÜE NATURAL PARK USING MULTIPLE REGRESSIONS

Patón, D., J. Núñez-Trujillo, A. Muñoz y J. Tovar

Unidad de Producción Animal (Zootecnia). Facultad de Veterinaria. Universidad de Extremadura. Avda. de la Universidad s/n 10071 Cáceres. España.

PALABRAS CLAVE ADICIONALES

Monfragüe. *Cistus*. Fitomasa forrajera. Regresión logarítmica.

ADDITIONAL KEYWORDS

Monfragüe. *Cistus*. Forage biomass. Logarithmic regression.

RESUMEN

La relación entre fitomasa forrajera (MS) y variables morfológicas X_i ($i=1, \dots, n$) es determinada mediante regresiones múltiples logarítmicas en cinco especies del género *Cistus* procedentes del parque natural de Monfragüe (Suroeste Peninsular).

Los R^2 obtenidos para todas las especies fueron significantes. Las especies analizadas son *Cistus albidus* L. ($R^2=0,899$), *Cistus crispus* L. ($R^2=0,911$), *Cistus ladanifer* L. ($R^2=0,967$), *Cistus populifolius* L. DC. ($R^2=0,917$) y *Cistus salvifolius* L. ($R^2=0,936$).

La metodología propuesta permite la comparación de la fitomasa forrajera obtenida para las cinco especies de *Cistus* sin el largo proceso computacional necesario para testar diferentes modelos para cada variable. Las especies difieren en los coeficientes asociados a cada uno de los términos de la misma ecuación cuadrática logarítmica: $\log(\text{MS}) = \sum a_i \log(X_i) + \sum b_i [\log(X_i)]^2 + \sum \sum a_{ij} [\log(X_i) \log(X_j)]$ (para i diferente de j).

SUMMARY

Relationship between forage shrubs biomass (MS) and morphological variables X_i ($i=1, \dots, n$) was determined using multiple logarithmic regressions with quadratic components in five shrub species of genus *Cistus* from the Monfragüe Natural Park in the Southwestern Spain.

In all the species the R^2 coefficients were significant. The species determined were *Cistus albidus* L. ($R^2=0.899$), *Cistus crispus* L. ($R^2=0.911$), *Cistus ladanifer* L. ($R^2=0.967$), *Cistus populifolius* L. DC. ($R^2=0.917$) and *Cistus salvifolius* L. ($R^2=0.936$).

The methodology proposed in this work allowed comparison between different species of genus *Cistus* without the tedious computational analysis that is necessary when a set of single equations are tested for each variable. Species differed in the coefficients of the same quadratic logarithmic equation: $\log(\text{MS}) = \sum a_i \log(X_i) + \sum b_i [\log(X_i)]^2 + \sum \sum a_{ij} [\log(X_i) \log(X_j)]$ (for i different to j).

Arch. Zootec. 47: 95-105. 1998.

INTRODUCCIÓN

Los ecosistemas de matorral de zonas mediterráneas, como el Parque Natural de Monfragüe, muestran una gran variabilidad en la oferta forrajera en función de la especie y de factores litológicos, topográficos, de densidad, manejo, edad del matorral y variación estacional e interanual de las precipitaciones (Brotherson *et al.*, 1984; Flamant, 1994; Gutiérrez, 1990; Patón *et al.*, 1993, 1997a; 1997b; Rojo, 1989; Treacher, 1994). En estos ambientes mediterráneos, los arbustos actúan como reservorio de materias nutritivas durante la fase de agostamiento del pastizal. Los matorrales son un recurso fundamental en la alimentación del ganado, principalmente caprino (Azócar *et al.*, 1987), y de ruminantes silvestres como el ciervo (Rodríguez-Berrocal, 1978a; 1978b). El abandono desde hace décadas de las áreas pascícolas de la Península Ibérica ha contribuido al aumento de las áreas de matorral. Estas pueden considerarse como etapas seriales intermedias en la sucesión hacia el clímax boscoso (Rivas-Martínez, 1987). Estas etapas seriales de matorral manifiestan una cierta inercia, de hecho pueden permanecer como tales durante un largo período de tiempo (Fulbright, 1996). El incremento de las áreas de matorral es especialmente patente en las especies pirofíticas del género *Cistus*, las cuales por su alta ignisibilidad son causa pero también efecto del aumento de los incendios forestales. Desde un punto de vista ecológico las especies de *Cistus spp.* pueden ser consideradas como r-estrategas, ya que colonizan rápidamente las áreas in-

cendiadas o sobrepastoreadas donde la competencia de las herbáceas y de otros arbustos, ha sido eliminada (Herrera, 1984). Por ello, los matorrales del género *Cistus* suelen formar parte de las etapas de degradación de los encinares (Rivas-Martínez, 1987).

Las diferentes especies del género *Cistus* muestran variación en su apetecibilidad por el ganado causada por sus diferentes contenidos nutricionales y toxicidad (Gómez-Castro *et al.* 1988-89). Podemos suponer que existe una presión diferente según especies que lleva al aumento de unas en detrimento de otras, lo que sin duda influye en la composición botánica de los diferentes ecosistemas de matorral. Para evitar los conocidos efectos que el sobrepastoreo causa sobre la disminución de la biodiversidad (Patón *et al.*, 1995) y la erosión es necesario un adecuado cálculo de la capacidad sustentadora de los ecosistemas pastoriles (Mc Call *et al.*, 1997). El primer paso en este cálculo es cuantificar cual es el nivel de oferta forrajera, su valor nutricional y como esta fluctúa por especies y debido al tamaño o edad de las formaciones de matorral (Gómez-Castro *et al.*, 1987; Patón *et al.*, 1993). Las estimaciones sobre la oferta forrajera deben ser realizadas a nivel local, ya que esta puede variar entre poblaciones diferentes debido a factores microambientales (Patón *et al.*, 1997a). En el cálculo de la oferta forrajera, se suelen testar mediante modelos de regresión simple (lineal, exponencial, logarítmico...) cual es la relación de un conjunto de variables métricas con la producción de fitomasa por planta (Azócar *et al.*, 1991; Murray y Jacobson, 1982). El

tiempo de cálculo consumido por esta metodología es considerable. Por ello, proponemos una aproximación diferente basada en una solución multivariante mediante regresión paso a paso (Graybill y Iyer, 1994). Los modelos de regresión múltiple logarítmica con componentes cuadráticos se han mostrado útiles para especies de arbustos de zonas áridas (Patón *et al.*, 1997b). En el presente trabajo aplicamos esta metodología a cinco especies del género *Cistus*, que muestran buenos ajustes al modelo. Los principales objetivos del presente artículo son testar si los modelos de regresión logarítmica propuestos son válidos para especies mediterráneas y más concretamente para las especies del género *Cistus*. Además, pretendemos estimar cual es el rendimiento real en fitomasa de estas especies en función de su talla y que especies son más productivas. Son necesarios nuevos estudios sobre la riqueza nutricional de la fitomasa forrajera de los *Cistus spp.* para el Parque Natural de Monfragüe y áreas con similares características en Extremadura. De este modo, el objetivo final de determinar la capacidad sustentadora de estos ecosistemas quedará resuelto.

MATERIAL Y MÉTODOS

AREA DE MUESTREO

Los datos fueron obtenidos en el Parque Natural de Monfragüe (entre los 39°45' y 40°00' de latitud norte y los 5°45' y 6°00' de longitud oeste) situado en la provincia de Cáceres (Suroeste de España). La altitud media del área de estudio es de aproxima-

damente 360 m. El suelo es un acrisol háplico caracterizado por que su horizonte B presenta una capacidad de intercambio catiónico menor de 24 cmol/kg y un grado de saturación inferior al 50 p.100 (Devesa, 1995). La precipitación media anual es de 791 mm estando por tanto dentro del ombroclima mediterráneo subhúmedo (Rivas-Martínez, 1987) y del piso mesomediterráneo inferior (Devesa, 1995).

La formación vegetal dominante es un bosque densamente cubierto de matorral el cual es altamente variable botánicamente y está estructurado en diferentes agrupaciones vegetales según el efecto solana-umbría. En exposición norte, el estrato arbóreo está compuesto por *Quercus rotundifolia* Lam., *Quercus faginea* Lam. y *Quercus suber* L. presentes en escaso número. Mayor abundancia existe de *Arbutus unedo* L., *Phillyrea angustifolia* L., *Olea sylvestris* Miller y *Pistacea terebinthus* L., que en la zona llegan a ser arbóreas, lo que indica una elevada edad de la formación y un estado sucesional muy avanzado. Subyacente al estrato arbóreo existe un matorral compuesto por las especies anteriores de porte arbustivo, así como por *Erica lusitanica* Rudolphi, *Erica multiflora* L., *Lavandula stoechas* L., *Cistus albidus* L., *Cistus salvifolius* L., *Cistus ladanifer* L., *Cistus populifolius* L., *Halimium umbellatum* (L.) Spach, *Daphne gnidium* L., *Pyrus bourgaeana* Decne, *Crataegus monogyna* Jacq., *Lonicera implexa* Aiton, *Cytisus multiflorus* (L'Her.) Sweet, *Genista hirsuta* Vahl. y *Retama monosperma* L. En solana dominan *Q. rotundifolia*, *Lygos sphaerocarpa* L., *C. ladanifer* y

Cistus crispus L. Debido al gran conjunto de especies que aparecían mezcladas, no pudieron seleccionarse áreas monoespecíficas en ciertas especies de *Cistus*, por lo que el muestreo se realizó con plantas que aparecían muy dispersas en la formación multi-específica de matorral. La zona estudiada no presenta ganado doméstico, siendo el único rumiante detectado el ciervo (*Cervus elaphus* L.) el cual debe estar en bajo número, ya que fueron contabilizadas densidades de deyecciones de 0,014/m². Por ello, los datos de productividad obtenidos no deben ser muy afectados por los consumos del ciervo. Las especies estudiadas fueron *C. albidus* (n=25), *C. crispus* (n=17), *C. ladanifer* (n=15), *C. populifolius* (n=17) y *C. salvifolius* (n=21). El aplicar un muestreo aleatoriamente estratificado (ver método de muestreo) hacia la elección del máximo rango de tallas posible, podemos disminuir el tamaño muestral (Cochran, 1993). Diferentes estudios muestran que la elección de más plantas por cada clase de talla no mejora apreciablemente las estimaciones, siendo sin embargo más costoso en tiempo de muestreo (Azócar *et al.*, 1991). Estudios previos realizados para especies de zonas áridas indican que números superiores a siete clases de talla no parecen necesarios (Patón *et al.*, 1997b). Debido a la mayor homogeneidad en producción de fitomasa forrajera de las plantas mediterráneas (ver discusión) números muestrales excesivos no parecen necesarios.

MÉTODO DE MUESTREO

Para la totalidad de ejemplares de cada especie se midió la altura máxi-

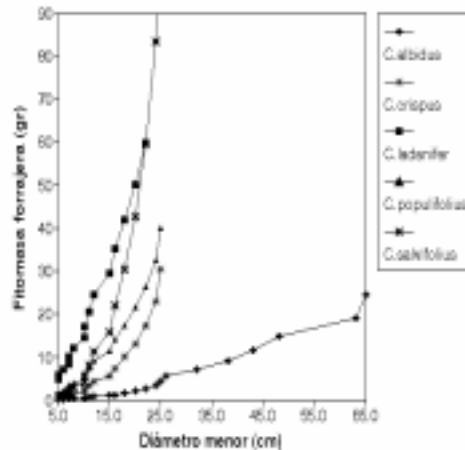


Figura 1. Producción comparativa de fitomasa forrajera entre especies de *Cistus*. (Comparative browsing biomass production in the genus *Cistus*).

ma (H), altura relativa (HR) definida como la altura a la que se produce el mayor acúmulo de hojas, diámetro mayor (D1) y diámetro menor (D2). Al ser las variables seleccionadas por las diferentes regresiones distintas, se usó como medida comparativa de la relación entre tamaño y fitomasa estimada (**figura 1**), el diámetro menor. De este modo pudo estudiarse comparativamente como fluctúa la producción de fitomasa a medida que las especies aumentan de talla.

Debido a la gran diversidad de la formación vegetal, los ejemplares de la misma especie se hallaban muy dispersos. El muestreo de un número elevado de ejemplares hubiera obligado a localizar a cada individuo en un área de varios kilómetros cuadrados lo que es imposible. Como procedimiento alternativo se realizó el muestreo incluyendo un menor número de ejemplares, pero con la mayor diferencia de

FITOMASA FORRAJERA DE *CISTUS* SP.

Tabla I. Rango de las variables métricas para cada especie (Range of metric variables in each species).

Variable	<i>C. albidus</i>	<i>C. crispus</i>	<i>C. ladanifer</i>	<i>C. populifolius</i>	<i>C. salvifolius</i>
H (cm)	16-110	13-46	46-190	26-170	10-100
HR (cm)	11-80	7-28	36-130	16-132	7-75
D1 (cm)	6-141	8-51	24-167	19-118	5-143
D2 (cm)	5-65	7-39	20-124	14-97	4-130
A (m ²)	0,002-0,72	0,004-0,16	0,04-1,21	0,02-0,9	0,002-1,46
V (m ³)	0,0004-0,48	0,0006-0,04	0,02-2,29	0,009-1,34	0,0002-1,23
MS (g)	0,06-20	0,54-6,56	2,46-69,22	1,01-133,97	0,19-299,88

tallas posible (Patón *et al.*, 1997b). Esto no revistió dificultad, ya que la estructura de tallas de poblaciones poco perturbadas, como la estudiada, es muy variada (Oliver y Larson, 1990). Con este sistema de muestreo, se cubrió un rango de estimaciones de fitomasa muy amplio. Dentro de cada talla se realizó un muestreo al azar de 2 a 5 ejemplares. El sistema de muestreo fue por tanto aleatoriamente estratificado (Cochran, 1993).

De cada planta seleccionada se cosechó su fitomasa forrajera (hojas, flores, frutos y tallos verdes). El material recolectado fue secado en estufa de aire forzado a 65° durante 48 h. Los muestreos se realizaron durante la máxima producción primaveral de 1997.

ANÁLISIS ESTADÍSTICO

Como primera aproximación estadística fueron determinadas las medias y desviaciones estándar de las variables analizadas (**tabla I**). Posteriormente fueron calculados los coeficientes de correlación de Spearman entre la MS y las variables métricas al objeto de determinar que medidas de-

bían ser introducidas al modelo de regresión (**tabla II**). Al estar todas las medidas correlacionadas con la MS (**tabla II**), se procedió a determinar el modelo de regresión múltiple logarítmico-cuadrático propuesto. El proceso de análisis consistió en la transformación logarítmica de todas las variables. Posteriormente estas variables linealizadas fueron expresadas tanto en logaritmos como en logaritmos al

Tabla II. Correlaciones de Spearman entre la fitomasa forrajera y las variables métricas para cada especie (Spearman's rank correlation coefficients between browsing biomass and metric variables).

	HM	HR	D1	D2
<i>C. albidus</i>	0,83***	0,77***	0,96***	0,96***
<i>C. crispus</i>	0,88***	0,89***	0,87***	0,91***
<i>C. ladanifer</i>	0,75**	0,83**	0,89***	0,84**
<i>C. populifolius</i>	0,61*	0,65**	0,72**	0,87***
<i>C. salvifolius</i>	0,92***	0,87***	0,91***	0,89***

*p-valor < 0,05; **p-valor < 0,01; ***p-valor < 0,001 (*p-value < 0,05; **p-value < 0,01; ***p-value < 0,001).

cuadrado. Además, se calcularon todos los términos de interacción posibles entre pares de variables. El modelo general se representa del siguiente modo:

$$\log (MS)= \sum a_i \cdot \log (X_i) + \sum b_i \cdot [\log (X_i)]^2 + \sum \sum a_{ij} \cdot [\log (X_i) \cdot \log (X_j)] \quad [1]$$

donde MS representa la materia seca; a_i , b_i y a_{ij} los coeficientes de los términos 1, 2 y 3 respectivamente del modelo de regresión [1] y finalmente $X_{i (i=1, \dots, n)}$ las variables morfológicas de cada planta, siendo X_i y X_j dos variables cualesquiera dentro de las n variables totales, ya que el sumatorio 3 de la ecuación [1] se basa en la interacción de dos variables diferentes. Todas las variables morfológicas transformadas a logaritmos fueron introducidas al modelo junto con sus cuadrados. Posteriormente, se efectuó una regresión paso a paso seleccionando el programa STATGRAPHICS (STSC, Inc. 1991) la combinación de variables idónea en base a la variabilidad explicada por cada una. La multicolinealidad no fue un problema, ya que es eliminada por la regresión paso a paso (Montgomery y Peck, 1989). Mediante ANOVA fue comparada la suma de cuadrados entre el modelo y la variación residual (Graybill y Iyer, 1994). La posible heteroscedasticidad y pérdida de ajuste del modelo fue calculada mediante el test de Breusch y Pagan según describe Jobson (1991). Este test asume que el estadístico a contrastar (V) sigue una distribución χ^2 cuando hay homoscedasticidad.

También fue determinada la media, varianza y error estándar de los residuos (diferencias entre valores espe-

rados y observados) (Graybill y Iyer, 1994).

El ajuste de los residuos a la normal fue determinado por el test de Kolmogorov-Smirnov, así como por sus valores estandarizados de sesgo y curtosis los cuales deben caer dentro del intervalo (-1.96, +1.96) definido para una distribución N (0,1).

RESULTADOS

RANGO DE MEDIDAS Y CORRELACIONES

Fue calculado el rango de las diferentes variables métricas en cada especie (**tabla I**). Los resultados muestran un amplio rango de tamaños dentro de los cuales las regresiones calculadas son efectivas. Plantas mayores o menores al rango mostrado no fueron detectadas por lo que presumimos que las ecuaciones obtenidas (**tabla III**) son perfectamente válidas para la zona de estudio. No obstante, un muestreo por áreas adyacentes a la estudiada, fuera ya del Parque Natural de Monfragüe podría ser interesante con vistas a cosechar plantas de menor tamaño en áreas donde las especies del género *Cistus* suelen ser más abundantes. Las tallas máximas creemos que deben ser difíciles de localizar ya que el bosque y matorral de Monfragüe se encuentra en un avanzado estado sucesional.

En la **tabla II** se observa que en todos los casos, las correlaciones de Spearman entre variables métricas y fitomasa forrajera son altas y significativas. Esto obliga a utilizar todas las variables, sus cuadrados y sus interacciones en el modelo de regresión por pasos utilizado.

FITOMASA FORRAJERA DE *CISTUS* SP.

Tabla III. Número de plantas cosechadas (NP), número de observaciones anómalas (NO) y regresiones para cada especie. (Number of plants used in phytomass analysis (NP), number of outliers (NO) and multiple logarithmic regressions in each species).

	NP	NO	Modelo de regresión
<i>Cistus albidus</i>	25	1	$\log(\text{MS}) = 0,39*[\log(\text{HM})*\log(\text{D1})] - 4,03$
<i>Cistus crispus</i>	17	0	$\log(\text{MS}) = 0,36*[\log(\text{HM})*\log(\text{D2})] - 2,57$
<i>Cistus ladanifer</i>	15	0	$\log(\text{MS}) = 0,17*[\log(\text{D1})*\log(\text{D2})]$
<i>Cistus populifolius</i>	17	0	$\log(\text{MS}) = 0,38*[(\log(\text{D2}))^2] - 0,86*\log(\text{D1})$
<i>Cistus salvifolius</i>	21	0	$\log(\text{MS}) = 0,38*[\log(\text{HR})*\log(\text{D2})] - 2,15$

ANÁLISIS DE REGRESIÓN

La aplicación del modelo de regresión múltiple logarítmico-cuadrático paso a paso mostró diferencias en la longitud de la ecuación seleccionada (**tabla III**). *Cistus ladanifer* mostró un modelo con un solo término de interacción. El resto de especies necesitaron dos. La inclusión de más de dos términos solo subía el valor de R² menos de un 1 p.100 en el mejor de los

casos. La multicolinealidad no fue un problema ya que es eliminada por el propio proceso de regresión paso a paso que rechaza variables cuando son combinación lineal de otras (Montgomery y Peck, 1989). En todos los casos, parece necesaria la inclusión de términos al cuadrado o interacciones para conseguir un buen ajuste (**tabla III**). En cualquier caso, las ecuaciones propuestas para cada especie mues-

Tabla IV. R², error estandar de estimación (SE), valor F del test ANOVA, valores estandarizados de sesgo y curtosis, normalidad de residuos por el test de Kolmogorov-Smirnov (KS) y homogeneidad de los residuos por el test de Breusch y Pagan (V). (R-squared, standard error of estimation (SE), F-Ratio of ANOVA test, standardized value of skewness and kurtosis, Gaussian distribution fitting of residuals tested by Kolmogorov-Smirnov's (KS) test and homogeneity of residual variances tested by Breusch and Pagan (V) test).

	R ²	SE	Valor F	Sesgo	Curtosis	KS	V
<i>Cistus albidus</i>	0,899	0,32	206,44***	1,10	-0,34	0,10 ns	0,014 ns
<i>Cistus crispus</i>	0,911	0,46	166,31***	1,56	0,72	0,18 ns	0,013 ns
<i>Cistus ladanifer</i>	0,967	0,56	409,38***	0,24	-0,99	0,14 ns	0,046 ns
<i>Cistus populifolius</i>	0,917	0,71	88,61***	-0,15	-1,21	0,16 ns	0,047 ns
<i>Cistus salvifolius</i>	0,936	0,59	294,18***	-0,39	-0,52	0,13 ns	0,018 ns

p-valor < 0,001; ns: diferencias no significativas (p-value < 0,001; ns: non significant differences).

Tabla V. Diferencias entre valores observados y predichos del logaritmo de la fitomasa, test pareado de Student (t), residuos medios (X) e intervalos de confianza de los residuos (IC). (Differences between observed and predicted values of log(phytomass), T-paired test (t), average residuals (X) in each specie and confidence intervals (IC)).

	t	X	IC
<i>Cistus</i>			
<i>albidus</i>	-1,1E-14 ns	-1,3E-15	-0,24;0,24
<i>crispus</i>	-1,2E-14 ns	-1,3E-15	-0,23;0,23
<i>ladanifer</i>	-2,2E-01 ns	-0,3E-01	-0,34;0,27
<i>populifolius</i>	-1,5E-03 ns	-2,4E-04	-0,35;0,35
<i>salvifolius</i>	-9,0E-15 ns	-1,1E-15	-0,26;0,26

ns: diferencias no significativas (ns: non significant differences).

tran un mejor cumplimiento de los requisitos de bondad de ajuste y normalidad de residuos que los modelos univariantes ensayados hasta ahora (Patón *et al.*, 1997). Los valores del coeficiente R^2 fueron muy altos en todos los casos oscilando entre el mínimo para *C. albidus* ($R^2=0,899$) y el máximo para *C. ladanifer* ($R^2=0,967$). Los errores estándar de estimación fueron bajos en todos los casos e inferiores a 1 (tabla IV). La prueba ANOVA indica que existen diferencias significativas entre la variabilidad explicada por el modelo y la determinada por la regresión (p-valores < 0,001 en todos los casos), por lo que la mayor fuente de variación corresponde al propio modelo de regresión y no a errores de estimación.

ANÁLISIS DE RESIDUOS

El número de datos anómalos fue

muy bajo comparado con el número total de plantas muestreadas (tabla III). Sólo en *C. albidus* fue detectado un solo dato anómalo de un total de 25 plantas muestreadas, lo que corresponde a solo un 4 p.100 de las observaciones (tabla III). Los resultados de sesgo y curtosis estandarizados cayeron en todos los casos dentro del intervalo (-1,96, +1,96) como se muestra en la tabla IV. Además, el test de ajuste de Kolmogorov-Smirnov mostró que no existen diferencias significativas entre la distribución de los residuos y la distribución normal (tabla IV). El test V de Breusch y Pagan mostró homoscedasticidad de las varianzas de los residuos a lo largo de la regresión (tabla IV). Las diferencias entre los valores esperados del logaritmo de la fitomasa y los observados por muestreo determinadas por el test de Student, fueron significativamente iguales a cero dando intervalos de confianza muy estrechos a ambos lados de este valor (tabla V). Es decir, no existe error significativo de estimación al utilizar el modelo globalmente (Sokal y Rohlf, 1984) y como mucho llegan a 0,35 unidades de infradeterminación del logaritmo de la fitomasa lo que equivale a 1,4 g de error para plantas de *C. populifolius*.

OSCILACIÓN DE LA FITOMASA CON LA TALLA

La figura 1 muestra de modo aproximado como oscila la producción forrajera a medida que las plantas aumentan de talla. Los aumentos son mayores en *C. ladanifer* excepto en plantas grandes, en las que *C. salvifolius* empieza a ser más productiva. El resto de especies son de más a

menos productivas *C. populifolius*, *C. crispus* y *C. albidus*. Las bajas tasas de productividad de *C. albidus* separan a esta especie del resto.

DISCUSIÓN

La determinación de la productividad primaria del ecosistema de matorral del Parque Natural de Monfragüe reviste una enorme importancia para la gestión de las poblaciones de rumiantes silvestres del parque, principalmente de ciervo. De hecho el adecuado cálculo de la carga ganadera es vital para la sustentabilidad a largo plazo del Parque Natural de Monfragüe, que constituye uno de los bosques mediterráneos de más avanzado estado sucesional de la Península Ibérica. Los arbustos del género *Cistus* son la base más abundante de las formaciones del matorral del Parque, especialmente en solana y el cálculo de su productividad tiene importantes implicaciones para determinar el número de ciervos que soportan.

Las ecuaciones propuestas muestran una sensible mejora respecto a los modelos univariantes ensayados hasta ahora especialmente en la especie más estudiada: *C. ladanifer* (Patón *et al.*, 1997a). Además el modelo propuesto es computacionalmente menos laborioso que testar un mayor número de modelos con varias variables para cada especie (Patón *et al.*, 1997a). No obstante, es necesario ampliar este estudio no solo a más especies, sino a áreas de matorral de *Cistus spp.* sometidas a diferentes condiciones ambientales por diferente presión de pastoreo, tipo de suelo, exposición, estacionalidad y

precipitación anual. El objetivo final sería tener un mapa de recursos forrajeros del Parque Natural de Monfragüe que compendie todas estas variaciones microambientales.

Metodológicamente, parece claro que la transformación logarítmica de variables métricas permite linearizar las relaciones de estas medidas con la fitomasa, relaciones que en principio no son lineales (Graybill y Iyer, 1994). Los modelos de regresión propuestos cumplen todos los requisitos estadísticos necesarios: poder predictivo, homoscedasticidad, normalidad de los residuos, no multicolinealidad, etc... Incluso no han sido detectadas heteroscedasticidades en plantas grandes, lo cual es un fenómeno frecuente en arbustos (Mac Cracken y Van Ballenberghe, 1993). Los errores de estimación del modelo son bajos no superando los 1,5 g para plantas de *C. populifolius* que es la especie con mayor variabilidad en sus residuos. La escasez de observaciones anómalas indica que las poblaciones estudiadas son muy homogéneas en contra de lo que sucede en condiciones de mayor aridez (Patón *et al.*, 1997b).

El análisis comparativo de las productividades poblacionales parece indicar una alta diferencia entre especies lo que influiría en que la oferta forrajera de matorrales de *Cistus spp.* varíe en función del tamaño y por tanto edad de las formaciones y también en función del espectro florístico de las mismas. Matorrales de *C. albidus* soportarán bajas cargas ganaderas, mientras que estas serán máximas para formaciones de *C. ladanifer* o *C. salvifolius*. Las ecuaciones propuestas son altamente fiables por lo que

pueden ser utilizadas ampliamente en contextos de bosques mediterráneos subhúmedos similares al estudiado. Faltaría su testaje en una mayor variedad de ambientes.

AGRADECIMIENTOS

Agradecemos a D. Angel Rodríguez

Martín, director del Parque Natural de Monfragüe y a la guardería del mismo, las facilidades prestadas tanto de acceso como de información necesaria para el presente trabajo. Directrices sobre el uso estadístico de los datos fueron proporcionadas por el Dr. Javier Muriel Durán del Departamento de Matemáticas de la Universidad de Extremadura.

BIBLIOGRAFÍA

- Azócar, P., J.M. D'Herbes y J. Díaz. 1987. Estudio de sistemas de pastoreo con caprinos para el secano árido de la IV Región de Coquimbo. 1: Dieta e índices de aceptabilidad relativa de arbustos. *Avances en Producción Animal*, 12: 35-47.
- Azócar, P., S. Lailhacar, F. Padilla et H. Rojo. 1991. Méthode d'évaluation de la phytomasse utilisable des arbustes fourragers *Atriplex repanda* et *Flourensia thurifera*. En: *Actes du Quatrième Congrès International des Terres de Parcours* (CIRAD ed.) 512-514 pp. Montpellier, France.
- Brotherson, J.D., J.G. Carman and L.A. Szyska. 1984. Stem-diameter age relationships of *Tamarix ramosissima* in Central Utah. *J. Range Manag.*, 37: 362-364.
- Cochran, W.G. 1993. *Técnicas de muestreo*. CECSA, México.
- Devesa, J.A. 1995. Vegetación y flora de Extremadura. Universitas Editorial, Badajoz, Spain.
- Flamant, J.C. 1994. Caracteristiques et evolution des systemes d'elevage dans les regions marginales des pays Mediterraneens d'Europe. En: *Abstracts of the 45th Annual Meeting of the EAAP* (ed. EAAP), pp. 237. Edinburgh, UK.
- Fulbright, T.E. 1996. Viewpoint: A theoretical basis for planning woody plant control to maintain species diversity. *J. Range Manage.*, 49: 554-559.
- Gómez-Castro, A.G., E. Peinado-Lucena, A. Martínez-Teruel, J.A. Gallego-Barrera y J.L. Alcalde-Leal. 1987. Relaciones entre el tamaño de las plantas de *Cistus ladanifer* L. y su composición química. *Arch. Zootec.*, 36: 75-80.
- Graybill, F.A. and H.K. Iyer. 1994. Regression analysis. Concepts and Applications. Duxbury Press.
- Gutiérrez, R.A. 1990. Algunas variables edáficas que influyen en el rendimiento y en la calidad del forraje de *Atriplex repanda*. Tesis de Licenciatura. Universidad de Chile.
- Herrera, C.M. 1984. Tipos morfológicos y funcionales en plantas del matorral mediterráneo del sur de España. *Stud. Oecol.*, 5: 7-34.
- Jobson, J.D. 1991. Applied multivariate data analysis. I: Regression and experimental design. Springer-Verlag.

FITOMASA FORRAJERA DE *CISTUS* SP.

- Mac Cracken, J.G. and V. Van Ballenberghe. 1993. Mass-diameter regression for moose browse on the Copper River Delta, Alaska. *J. Range Manag.*, 46: 302-308.
- McCall, T.C., R.D. Brown and L.C. Bender. 1997. Comparison of techniques for determining the nutritional carrying capacity for white-tailed deer. *J. Range Manag.*, 50: 33-38.
- Montgomery, D.C. and E.A. Peck. 1989. Multicollinearity in regression. En: Handbook of Statistical Methods for Engineers and Scientists (ed. Harrison M. Wadsworth) pp 15:3-23. McGraw-Hill, USA.
- Murray, R.B. and M.Q. Jacobson. 1982. An evaluation of dimension analysis for predicting shrub biomass. *J. Range Manag.*, 35: 451-454.
- Oliver, C.D. and B.C. Larson. 1990. Forest stand dynamics. McGraw Hill.
- Patón, D., T. Zaballos, M. Valle, A. Rota, A. Rojas, L. Martín y J. Tovar. 1993. Cálculo de la carga ganadera óptima de *Cistus ladanifer* (L.) por métodos dendrocronológicos. *Arch. Zootec.*, 42: 415-428.
- Patón, D., T. Zaballos y J. Tovar. 1995. Ecología del comportamiento del ganado vacuno Retinto en pastoreo. Relaciones entre intensidad de uso, diversidad ecológica y composición botánica del pastizal. *Arch. Zootec.*, 44: 303-315.
- Patón, D., P. Azócar and J. Tovar. 1997a. Growth and productivity in forage biomass in relation to the age assessed by dendrochronology in the evergreen shrub *Cistus ladanifer* (L.) using different regression models. *J. Arid Env.* (en prensa).
- Patón, D., R. Osorio, P. Azócar, D. Bote, H. Rojo, A. Matas y J. Tovar. 1997b. Estimación de la fitomasa forrajera de especies arbustivas típicas del clima Mediterráneo Arido chileno mediante Análisis Multicriterio. *Arch. Zootec.*, 46: 225-237.
- Rivas-Martínez, S. 1987. Memoria del Mapa de Series de Vegetación de España. ICONA. Ministerio de Agricultura, Pesca y Alimentación. Madrid.
- Rodríguez-Berrocal, J. 1978a. Introducción al estudio y valoración de recursos forestales y arbustivos para el ciervo en el área ecológica de Sierra Morena: I. Estudio de la dieta del ciervo. *Arch. Zootec.*, 27: 73-82.
- Rodríguez-Berrocal, J. 1978b. Introducción al estudio y valoración de recursos forestales y arbustivos para el ciervo en el área ecológica de Sierra Morena: II. Evolución de los principios nutritivos brutos. *Arch. Zootec.*, 27: 243-255.
- Rojo, H. 1989. Efecto del sistema y de la época de pastoreo sobre la disponibilidad de forraje del incienso (*Flourensia thurifera* (Mol.) DC.). Ph.D.Thesis. Universidad de Chile.
- Sokal, R.R. y F.J. Rohlf. 1984. Introducción a la estadística. Reverté.
- STSC, Inc. 1991. STATGRAPHICS. Statistical graphics system. Statistical Graphics Corporation, USA.
- Treacher, T.T. 1994. Constraints on small ruminant production in the arid areas in the south and east of the Mediterranean basin. In: *Abstracts of the 45th Annual Meeting of the EAAP* (ed. EAAP), pp. 237. Edinburgh, UK.

Recibido: 3-11-97. aceptado: 31-3-98.