

ESTIMACIÓN DE LA FITOMASA FORRAJERA DE ESPECIES ARBUSTIVAS TÍPICAS DEL CLIMA MEDITERRÁNEO ÁRIDO CHILENO MEDIANTE ANÁLISIS MULTICRITERIO

PREDICTION OF BROWSING BIOMASS OF CERTAIN SHRUB SPECIES FROM ARID MEDITERRANEAN CLIMATE OF NORTH CHILE BY MULTICRITERIA ANALYSIS

Patón, D.¹, R. Osorio², P. Azócar³, D. Bote⁴, H. Rojo³, A. Matas³ y J. Tovar¹

¹Unidad de Producción Animal (Zootecnia), Facultad de Veterinaria, Universidad de Extremadura, Avda. de la Universidad s/n, 10071 Cáceres, España.

²Área de Biología, Facultad de Ciencias, Universidad de la Serena, La Serena, Chile.

³Centro de Estudios de Zonas Áridas (CEZA), Facultad de Ciencias Agrarias y Forestales, Universidad de Chile, C/ Anibal Pinto 1069, Casilla 13, Coquimbo, Chile.

⁴Departamento de Matemáticas, Facultad de Veterinaria, Universidad de Extremadura, Avda. de la Universidad s/n, 10071 Cáceres, España.

PALABRAS CLAVE ADICIONALES

Chile, Matorral, Fitomasa forrajera, Regresión logarítmica, Regresión múltiple.

ADDITIONAL KEYWORDS

Chile, Shrubs, Forage biomass, Logarithmic regression, Multiple regression.

RESUMEN

La relación entre fitomasa forrajera (MS) y variables morfológicas $X_{1,2,3,4,5}$ es determinada mediante regresiones logarítmicas cuadráticas para seis especies del matorral semiárido de la IV Región de Chile. Las especies determinadas fueron *Adesmia microphylla* (Hook. et Arn.) ($R^2=0,932$), *Atriplex repanda* (Phil.) ($R^2=0,994$), *Bridgesia incisifolia* (Bert. ex Cambess) ($R^2=0,942$), *Flourensia thurifera* (Mol.) DC. ($R^2=0,970$), *Gutierrezia resinosa* (Hook. et Arn.) Blacke. ($R^2=0,943$) y *Oxalis gigantea* (Barn.) ($R^2=0,987$). El modelo propuesto muestra un buen ajuste general para un conjunto de especies altamente variable tanto taxonómica como ecológicamente por lo que podemos suponer que es generalizable. Esta metodología permite simplificar el proceso previo computacional usando un solo tipo de ecuación

general independiente de la especie. Las diferencias entre especies vendrían dadas por los diferentes coeficientes de la misma ecuación: $\log(\text{MS}) = \sum_i \log(X_i) + \sum_i [\log(X_i)]^2 + \sum_i \sum_j \log(X_i) \log(X_j) + \sum_i \sum_j [\log(X_i)]^2 \log(X_j) + \sum_i \sum_j \log(X_i) [\log(X_j)]^2$.

SUMMARY

Relationship between forage shrub biomass (MS) and canopy variables $X_{1,2,3,4,5}$ was determined using multiple logarithmic regressions with quadratic components in six shrub species from the semiarid region in the North of Chile. In all the species the R^2 coefficients were significant. The species determined were *Adesmia microphylla* (Hook. et Arn.) ($R^2=0,932$),

Atriplex repanda (Phil.) ($R^2=0.994$), *Bridgesia incisifolia* (Bert. ex Cambess) ($R^2=0.942$), *Flourensia thurifera* (Mol.) DC. ($R^2=0.970$), *Gutierrezia resinosa* (Hook. et Arn.) Blacke. ($R^2=0.943$) and *Oxalis gigantea* (Barn.) ($R^2=0.987$). The proposed methodology allowed comparison between different species. The high R^2 coefficients showed that the model can be applied without the previous computational analysis that is necessary when a set of single equations are tested. Therefore, the species differed in the coefficients of the same quadratic logarithmic equation: $\log(\text{MS}) = \sum_i \log(X_i) + \sum_j [\log(X_j)]^2 + \sum_k \sum_l \log(X_k) \log(X_l) + \sum_m \sum_n [\log(X_m)]^2 \log(X_n) + \sum_o \sum_p \log(X_o) [\log(X_p)]^2$.

INTRODUCCIÓN

En áreas de clima mediterráneo como la IV Región de Chile, existe una enorme variabilidad de la oferta forrajera debido a factores litológicos, topográficos, de densidad, manejo, edad del pastizal o matorral y variación estacional e interanual de las precipitaciones (Brotherson *et al.*, 1984; Flamant, 1994; Gutiérrez, 1990; Patón *et al.*, 1993, 1995; Treacher, 1994). Durante la fase de agostamiento del pastizal, los arbustos actúan como reservorio de materias nutritivas (Azócar *et al.*, 1981; Lailhacar, 1986). Además, el matorral al aumentar la estratificación de la comunidad contribuye a incrementar la compartimentalización y complejidad de los flujos de energía y reciclado de nutrientes con lo que se equilibra el funcionamiento del ecosistema (Olivares y Gastó, 1981). Las diferentes especies de plantas muestran enormes diferencias de palatabilidad, siendo las más consumidas las que más tienden a escasear (Azócar *et al.*, 1987). La disminución de ciertas especies trae como consecuencia una acusada pérdida de biodiversidad (Patón *et al.*, 1995).

Además, el sobrepastoreo produce una disminución de la proporción biomasa aérea/biomasa leñosa, lo que trae como consecuencia una distribución de nutrientes hacia la producción de tejido leñoso y foliar en detrimento del sistema radicular (Rodríguez *et al.* 1995). A largo plazo, se produce una alta mortalidad de plantas por imposibilidad de absorber nutrientes, dándose además una pérdida de la capacidad de fijar el suelo. Bajo esta óptica, es importante analizar con exactitud el potencial productivo de las áreas de matorral para evitar su deterioro por sobrepastoreo y conseguir una producción animal sustentable (Flamant, 1994). Generalmente en el análisis de la producción de fitomasa, ésta se relaciona con variables morfológicas mediante modelos de regresión simple (lineal, exponencial, logarítmico...) aplicados a una especie concreta (Azócar *et al.*, 1989, 1991; Gómez-Castro *et al.*, 1986; Oba, 1991). La complejidad matemática derivada de relacionar variables unidimensionales con medidas de masa que crecen tridimensionalmente (Olivares y Gastó, 1981), puede ser subsanada utilizando una aproximación multivariante (Murray y Jacobson, 1982). En el siguiente trabajo mostramos una metodología general de análisis descriptivo de esta información basado en el empleo de regresiones múltiples con variables transformadas a logaritmos e incorporando términos de interacción de variables (Graybill y Iyer, 1994). Esta metodología se muestra generalizable para un conjunto de especies altamente heterogéneo por lo que creemos que podría ser utilizada sistemáticamente, al menos para especies arbustivas del área mediterránea árida de Chile.

MATERIAL Y MÉTODOS

ÁREAS DE MUESTREO

Los datos de las especies chilenas fueron obtenidos en el Campo Experimental Las Cardas (entre los 30° 13' y 30° 19' de latitud sur y los 71° 13' 30" a 71° 19' de longitud oeste) y en la finca Puerto Oscuro, Comuna de Canela (Palhuén) IV Región (Chile). Ambos lugares son dependientes del Centro de Estudios de Zonas Áridas (CEZA), Universidad de Chile. La altitud media del área de estudio es de 260 m y se sitúa entre las isoyetas de 100 a 150 mm (figura 1). El suelo es de origen granítico y coluvial, estructurado en bloques subangulares hasta los 38 cm y masivo hasta los 120 cm. La textura es franco arcillo-arenosa hasta los 60 cm y arcillosa a mayor profundidad (Rojo, 1989). Las plantas fueron muestreadas en las

épocas de máxima (primavera) y mínima (invierno) producción de biomasa, durante dos años consecutivos: 1993 y 1994. El año 1995 por su escasa precipitación (9 mm) no fue computado en el análisis. Solo una de las especies (*Gutierrezia resinosa* (Hook. et Arn.) Blacke) fue muestreada exclusivamente en 1996.

La formación vegetal dominante es un matorral abierto altamente variable botánicamente y estructurado en diferentes agrupaciones vegetales según el grado de exposición y topografía. De modo general, dominan las cactáceas en las zonas más secas de exposición norte y los arbustos deciduos de verano en la zona de influencia por brumas de origen marino, situada entre los 240 a 700 m s.n.m. El resto de especies arbustivas y arbóreas se sitúan en zonas llanas y de media ladera. Fueron seleccionadas zonas llanas y excluidas al pastoreo caprino por

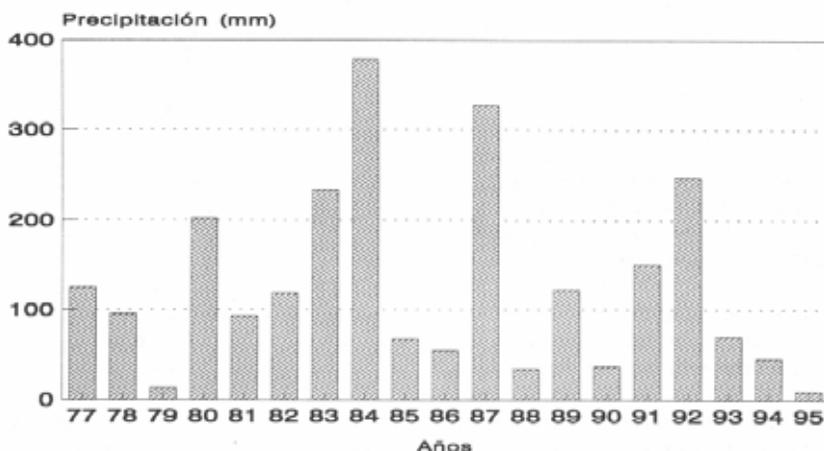


Figura 1. Variación interanual en el régimen de lluvias en Las Cardas, región mediterránea del norte de Chile. (Interannual rainfall in Las Cardas, Mediterranean region of North Chile).

periodos entre 3 y 10 años y caracterizadas por un avanzado estado sucesional respecto a áreas adyacentes, si bien lejos de la comunidad climax caracterizada por especies arbóreas como el espino (*Acacia caven* (Mol.) Mol.) y el litre (*Lithraea caustica* (Mol.) H. et A.). En dicho matorral secundario dominan el incienso (*Flourensia thurifera* (Mol.) DC.), palo negro (*Heliotropium stenophyllum* Hook. et Arn.), pichanilla (*Gutierrezia resinosa* (Hook. et Arn.) Blacke.), guayacán (*Porlieria chilensis* Jognst.), alcaparra (*Cassia coquimbensis* Vogel) y palhuén (*Adesmia microphylla* Hook. et Arn.) (Azócar et al, 1987; Diaz, 1988). Acompañando al estrato arbustivo se encuentra un estrato herbáceo dominado por el pasto largo (*Bromus berterianum* Colla), alfilerillo (*Erodium cicutarium* (L.) L'Her, *Herniaria hirsuta* L., hierba santa (*Stachys spp.*) y dicha (*Lastarriaea chilensis* Remy). Todas las plantas fueron analizadas en áreas excluidas al pastoreo caprino por periodos entre 3 y 10 años.

Las especies estudiadas fueron *Adesmia microphylla* (Hook. et Arn.) (n=416), *Atriplex repanda* (Phil.) (n=391), *Bridgesia incisifolia* (Bert. ex Cambess) (n=595), *Flourensia thurifera* (Mol.) DC. (n=612), *Gutierrezia resinosa* (Hook. et Arn.) Blacke. (n=491) y *Oxalis gigantea* (Barn.) (n=485).

MÉTODO DE MUESTREO

Para la totalidad de especies se midieron la altura máxima (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). En base a estas variables fue calculada la cobertura (CA) y el volumen (CV) ocupado por cada planta siguiendo

las ecuaciones [1] y [2]. Estas variables fueron expresadas en metros cuadrados y cúbicos, respectivamente.

$$CA = \frac{3.1416}{4} * (D1 * D2) \quad [1]$$

$$CV = CA * H \quad [2]$$

Las variables CA y CV, pese a ser expresiones matemáticas de otras variables fueron utilizadas como variables independientes en el análisis, ya que fueron seleccionadas por el proceso iterativo del modelo. Las abreviaturas utilizadas en la denominación de variables siguen las recomendaciones internacionales definidas por la Sociedad Norteamericana de Manejo de Pastizales (Society for Range Management, Denver, Colorado).

Para establecer el número de unidades de muestreo mínimo y representativo en que podía subdividirse la población se utilizó la ecuación [3] basada en la aproximación a la distribución normal para muestreos aleatorios de variables continuas (Cochran, 1993).

$$N = \frac{S^2 T^2}{E^2} \quad [3]$$

Donde N representa el número de unidades requerido para que la muestra se aproxime a la distribución normal, S la desviación típica de la variable, T el percentil de la distribución de Student que equivale a E que es el margen de error, el cual suele fijarse en 0,05. La asunción de la ecuación [3] de que la variable se distribuye normalmente, solo ocurre en poblaciones no deterioradas de

arbustos, en las cuales el espectro de edades y tamaños es variado, escaseando los individuos pequeños y grandes, siendo las clases de talla intermedias las más abundantes. Si ocurre algún proceso de tipo *catastrófico* en la población como sequías, incendios, tala o sobrepastoreo se homogeniza la población hacia unas clases de talla concretas, talla que depende del tiempo transcurrido desde la perturbación (Oliver y Larson, 1990). Incluso en estos casos, la aproximación a la normal es posible con algún tipo de transformación de variables. Solo se aplicó la ecuación [3] a la variable que mejor se distribuía normalmente previa transformación logarítmica. Al estar correlacionada la productividad en biomasa forrajera con el tamaño de la planta y por tanto con las variables métricas de la misma, puede utilizarse el tamaño muestral de la primera para determinar el número de intervalos de muestreo necesarios para calcular la segunda variable (Cochran, 1993). En estos N intervalos de muestreo se estimó una sola planta-tipo, ya que un mayor tamaño de muestra no aumentaría significativamente la precisión de las estimaciones y si el costo en tiempo de muestreo (Cochran, 1993). Estos procedimientos de determinación del número de inventarios, se repitieron durante dos años y en dos estaciones de muestreo excepto en *Gutierrezia resinosa* en la que solo se dispuso de datos de un solo año. Una vez definidas estas plantas-tipo en base a sus variables dentro de cada especie y clase, fue cosechada la fitomasa forrajera utilizable por el ganado (hojas, flores, frutos y tallos verdes). El material recolectado fue secado en estufa de aire forzado a 65°C durante 48h. Este proceso permite economizar un gran tiempo de muestreo sin decrecer

la exactitud de las estimaciones (Azócar *et al.*, 1991).

ANÁLISIS ESTADÍSTICO

Una vez obtenidos los valores de las variables morfológicas y fitomasa forrajera de cada planta fue ensayado 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 cuadrado. Además, se calcularon todos los términos de interacción posibles entre pares de variables. El modelo general se representa del siguiente modo:

$$\log(\text{MS}) = \sum_i \log(X_i) + \sum_i [\log(X_i)]^2 + \sum_i \sum_j \log(X_i) \cdot \log(X_j) + \sum_i \sum_j [\log(X_i)]^2 \cdot \log(X_j) + \sum_i \sum_j \log(X_i) \cdot [\log(X_j)]^2 \quad [4]$$

donde MS representa la materia seca y $X_{i,j} (i,j=1..n)$ las variables morfológicas de cada planta, donde i y j son dos variables cualesquiera dentro de las n variables totales, ya que los sumatorios 3, 4 y 5 de la ecuación [4] se basan 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, que es uno de los posibles problemas en las regresiones múltiples se reduce mediante este procedimiento de regresión por pasos (Montgomery y Peck, 1989). Por otro lado, la multicolinealidad afecta al valor de los coeficientes de cada uno de los

Tabla 1. Tamaño muestral total (NT), número de plantas cosechadas (NC), número de observaciones anómalas (NO), variable utilizada en el ajuste y resultados del test de Kolmogorov-Smirnov (KS) para testar las diferencias de ajuste a la normal. (Total sample size (NT), number of plants used in phytomass analysis (NC), number of outliers (NO) and results of Kolmogorov-Smirnov's (KS) test).

Especie	NT	NC	NO	Variable	KS
<i>Adesmia microphylla</i>	416	44	5	log(D2)	0,07 ns
<i>Atriplex repanda</i>	391	120	5	log(D2)	0,08 ns
<i>Bridgesia incisifolia</i>	595	55	4	log(D2)	0,16 ns
<i>Flourensia thurifera</i>	612	76	2	log(HR)	0,15 ns
<i>Gutierrezia resinosa</i>	491	24	0	log(D2)	0,19 ns
<i>Oxalis gigantea</i>	485	71	4	log(D1)	0,14 ns

términos de la regresión, pero cierto grado de multicolinealidad no influye decisivamente en el valor de estimación de la variable dependiente, por lo que es asumida cuando los objetivos del modelo son principalmente predictivos (Montgomery y Peck, 1989). Soluciones típicas al problema de la multicolinealidad son la eliminación de variables del modelo (lo que ya hace la regresión por pasos), su transformación, la ampliación de la muestra o asumir restricciones teóricas al modelo si no puede eliminarse dicha multicolinealidad (Pérez, 1996). Otra solución es utilizar las componentes principales de las variables originales de la regresión, que son ortogonales y por tanto no colineales, como variables independientes del modelo y luego sustituir las por sus valores para cada variable original (Pérez, 1996). Debido a los altos R^2 obtenidos se optó por eliminar términos del modelo, ya que el primer término seleccionado por la regresión por pasos recogía suficiente variabilidad en todos los casos. Mediante este procedimiento contaríamos con un solo término con lo que el problema de la colinealidad queda

suprimido (Pérez, 1996). 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 Barlet de homogeneidad de varianzas dividiendo la muestra en dos grupos por la mediana de la variable independiente (Pérez, 1996). También fue determinada la media, varianza y error estándar de los residuos (diferencias entre valores esperados y observados), así como las nubes de dispersión de los residuos frente a la variable independiente (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

INTENSIDAD Y ESTRATOS DE MUESTREO

La utilización de datos con variabili-

dad estacional y anual permite una mayor generalización de las ecuaciones obtenidas. No obstante, debido a la gran diferencia interanual en las precipitaciones de la zona estudiada sería interesante realizar el muestreo sistemáticamente año tras año al objeto de estimar hasta que grado es afectada la oferta forrajera por esta variabilidad. En la **tabla I** es mostrado el número total de plantas utilizadas para la determinación de las variables métricas. En la mayor parte de especies la variable utilizada para ajustar a la normal fue la transformación logarítmica del diámetro menor (D2). Sólo en *Flourensia thurifera* y *Oxalis gigantea* se usaron las variables altura relativa (HR) y diámetro mayor (D1) respectivamente. En todos los casos, el logaritmo de la variable métrica utilizada para la estratificación se distribuyó normalmente según el test de Kolmogorov-Smirnov (**tabla I**). Los tamaños muestrales mínimos determinados por la ecuación [3] fueron inferiores a los utilizados finalmente, ya que en todas las especies excepto *Gutierrezia resinosa* se dispuso de datos procedentes de dos años de muestreo en dos estaciones: primavera y verano realizándose para cada período los mismos cálculos de estratificación.

ANÁLISIS DE REGRESIÓN

La aplicación del modelo de regresión múltiple logarítmico-cuadrático mostró diferencias en la longitud de la ecuación seleccionada por la regresión paso a paso. No obstante, en todos los casos, la variación recogida por el primer término fue muy superior a la recogida por los restantes por lo que los modelos de regresión para las diferentes especies fueron finalmente expresados en base a un solo término (**tabla II**). De hecho, la inclusión de un segundo término solo subía el valor de R^2 menos de un 1 p. 100 en el mejor de los casos. Mediante este procedimiento se evitó la multicolinealidad, ya que el término de regresión puede ser calculado como una única variable producto de la interacción de otras (Montgomery y Peck, 1989). En todos los casos, parece necesaria la inclusión de términos cuadráticos para conseguir un buen ajuste (**tabla II**). Estos términos son expresados como el cuadrado de una variable como en *Adesmia microphylla* y *Gutierrezia resinosa*, la interacción de dos variables como en *Atriplex repanda* o como la interacción entre términos cuadráticos y no cuadráticos como en *Bridgesia incisifolia*, *Flourensia thurifera* y *Oxalis gigantea*. En cualquier caso, las ecuaciones

Tabla II. Ecuaciones de regresión múltiple logarítmico cuadráticas obtenidas para las seis especies de arbustos. (Multiple logarithmic regressions in the sixth shrubs analyzed).

Especie	Modelo de regresión
<i>Adesmia microphylla</i>	$\log(\text{MS}) = 0,14 * [(\log(\text{D1}))^2]$
<i>Atriplex repanda</i>	$\log(\text{MS}) = 0,33 * [\log(\text{H}) * \log(\text{D2})]$
<i>Bridgesia incisifolia</i>	$\log(\text{MS}) = 0,02 * [(\log(\text{D2}))^2 * \log(\text{D1})]$
<i>Flourensia thurifera</i>	$\log(\text{MS}) = 0,05 * [(\log(\text{D1}))^2 * \log(\text{H})]$
<i>Gutierrezia resinosa</i>	$\log(\text{MS}) = 0,12 * [(\log(\text{D1}))^2]$
<i>Oxalis gigantea</i>	$\log(\text{MS}) = 0,04 * [(\log(\text{D2}))^2 * \log(\text{H})]$

Tabla III. Principales estadísticos de cada ecuación: coeficiente de determinación (R^2), error estándar de estimación (es), valor-F del test ANOVA, sesgo y curtosis de los residuos, resultados del ajuste a la distribución normal de los residuos testada por el test de Kolmogorov-Smirnov (KS) y test de Barlet (B) de homogeneidad de varianzas de los residuos. (Main statistical tests for each species: R-squared, standard error, F-Ratio, standardized value of skewness and kurtosis, Gaussian distribution fitting results tested by Kolmogorov-Smirnov's (KS) test and homogeneity of residual variances tested by Barlet's (B) test).

Especie	R^2	es	Valor-F	Sesgo	Curtosis	KS	B
<i>Adesmia microphylla</i>	0,932	1,05	568,95 ***	-0,61	-0,53	0,09 ns	1,04 ns
<i>Atriplex repanda</i>	0,994	0,38	19913,80 ***	-1,14	0,19	0,06 ns	1,02 ns
<i>Bridgesia incisifolia</i>	0,942	0,67	797,37 ***	-0,62	-1,21	0,10 ns	1,06 ns
<i>Flourensia thurifera</i>	0,970	0,73	2385,73 ***	-0,59	-1,37	0,07 ns	1,01 ns
<i>Gutierrezia resinosa</i>	0,943	0,71	189,89 ***	0,34	-0,62	0,14 ns	1,01 ns
<i>Oxalis gigantea</i>	0,987	0,49	4952,49 ***	0,44	-0,85	0,06 ns	1,05 ns

: p-valor < 0,001; ns: diferencias no significativas. (: p-value of analysis of variance < 0.001; ns: non significant differences).

ciones propuestas para cada especie muestran un mejor cumplimiento de los requisitos de homoscedasticidad, bondad de ajuste y normalidad de residuos que los modelos univariantes ensayados hasta ahora. Los valores del coeficiente R^2 fueron muy altos en todos los casos oscilando entre el mínimo para *Adesmia microphylla* ($R^2=0,932$) y el máximo para *Atriplex repanda* ($R^2=0,994$). Los errores estándar de estimación fueron bajos en todos los casos y solo en *Adesmia microphylla* algo superiores a 1 (**tabla III**). 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 (**tabla III**).

ANÁLISIS DE RESIDUOS

Uno de los problemas más importan-

tes en la utilización del modelo de regresión fue el de detectar los datos anómalos que se salen de la pauta general que siguen el resto de observaciones (**tabla I**). El número de datos anómalos fue muy bajo comparado con el número total de plantas muestreadas. El mayor número se produjo en *Adesmia microphylla* en que alcanzó el 11,4 p.100 de las observaciones (**tabla I**). En *Atriplex repanda* la extracción de solo 5 datos anómalos de un total de 120 plantas redujo los valores estandarizados de curtosis de los residuos de un 22,43 inicial al valor de 0,19 obtenido finalmente (**tabla I y III**). Una vez extraídos los datos anómalos, 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 III**. 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 III**). El test de

FITOMASA DE ARBUSTIVAS MEDITERRÁNEAS CHILENAS

Barlet mostró que para ambos lados de la mediana del término independiente de la regresión existe homogeneidad de varianzas para todas las especies (**tabla III**). Por tanto, no hay heterocedasticidad y los errores de estimación son similares a lo largo del intervalo de tallas utilizado. 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 IV**). Es decir, no existe error significativo de estimación al utilizar el modelo globalmente (Sokal y Rohlf, 1984) y como mucho llegan a 0,5 unidades de infradeterminación del logaritmo de la fitomasa lo que equivale a 1,65 g de error para plantas de *Gutierrezia resinosa*, especie de la que menos datos se dispuso.

DISCUSIÓN

La zona mediterránea árida de Chile presenta uno de los más acelerados y

acusados procesos de desertización del mundo en base al avance hacia el sur del Desierto de Atacama, el más árido del planeta. Cualquier enfoque metodológico que permita determinar con mayor exactitud la productividad del ecosistema natural arbustivo de la IV región de Chile permitirá una mayor sustentabilidad de los sistemas de producción caprina de la región. La irregularidad interanual del régimen de lluvias (**figura 1**) tiene una marcada influencia sobre el momento idóneo e intensidad con la que se pastorea el arbustal. Las ecuaciones propuestas muestran una sensible mejora respecto a los modelos univariantes, los cuales llevan a errores de estimación especialmente en plantas grandes. No obstante, este trabajo no pretende ser definitivo. Por el contrario, las ecuaciones propuestas muestran altos ajustes que llevan a la necesidad de plantearse hasta que punto pueden ser aplicadas en diferentes contextos de deterioro de la vegetación, tipo de suelo o exposición y régimen de lluvias. Parece clara la necesidad de proseguir esta línea de trabajo con más especies y en la mayor variedad de contextos

Tabla IV. Diferencias entre fitomasa observada y predicha por el modelo. Test pareado de Student (t), p-valor, medias de las diferencias (X) e intervalos de confianza (IC). (Differences between observed and predicted values of log(phytomass). T-paired test (t), p-values, average residuals (X) in each specie and confidence intervals (IC)).

Especie	t	X	IC
<i>Adesmia microphylla</i>	-0,06 ns	-5,4E-3	-0,29-0,31
<i>Atriplex repanda</i>	0,01 ns	1,4E-2	-0,06-0,08
<i>Bridgesia incisilolia</i>	-0,09 ns	-9,3E-2	-0,28-0,10
<i>Flourensia thurifera</i>	-0,01 ns	1,4E-2	-0,18-0,16
<i>Gutierrezia resinosa</i>	-0,39 ns	-7,1E-2	-0,46-0,32
<i>Oxalis gigantea</i>	0,20 ns	1,2E-2	-0,11-0,13

posibles, hasta poder determinar con exactitud la capacidad productiva sustentable de una de las zonas más sensibles al sobrepastoreo del planeta.

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 múltiple aumentan el poder de estimación gracias a la inclusión de nuevos términos que recogen parte de la información residual no computada por la primera variable. No obstante, el pequeño aumento del R^2 no justifica el posible problema de colinealidad, por lo que se optó finalmente por la inclusión del primer término expresado generalmente como producto de dos variables métricas. Las variables logaritmizadas son expresadas en términos cuadráticos lo que aumenta más el poder de determinación del modelo y permite representar a la variable dependiente como una superficie bidimensional de respuesta a los valores de las variables dependientes (Graybill y Iyer, 1994). Este tipo de relación múltiple se aproxima más a la situación natural donde un complejo conjunto de interacciones es el que define la respuesta de cada especie arbustiva (Olivares y Gastó, 1981). El diseño de un mismo tipo de ecuación general, permite utilizar los coeficientes de cada regresión con motivos comparativos, bien sea entre especies o dentro de la misma especie en diferentes poblaciones o con plantas sometidas a diferentes tratamientos tales como tipo de suelo, exposición, riego, poda, etc... El procedimiento propuesto es más rápido y computacionalmente menos laborioso que aplicar un único modelo para cada espe-

cie, lo que exige testar varias ecuaciones con diferentes combinaciones de variables. La metodología propuesta permite su aplicación de modo general a la determinación de la fitomasa de arbustos, si bien es necesario que este proceso se repita para otras zonas geográficas y con más especies, ya que los hábitos de crecimiento de otras especies no tienen por que ser similares. No obstante, la gran diferencia taxonómica de las especies ensayadas que pertenecen a cinco familias diferentes: *Chenopodiaceae* (*Atriplex repanda*), *Compositae* (*Flourensia thurifera* y *Gutierrezia resinosa*), *Papilionaceae* (*Adesmia microphylla*), *Sapindaceae* (*Bridgesia incisifolia*) y *Oxalidaceae* (*Oxalis gigantea*) nos lleva a pensar si no podría adoptarse la metodología propuesta de modo general en arbustos. De hecho estas especies presentan fisiologías totalmente diferentes en sus estrategias de relaciones hídricas (Silva y Acevedo, 1993), fenologías (Osorio y Le Floch, 1991a), valor nutricional y palatabilidad (Diaz, 1988; Osorio y Le Floch, 1991b). De hecho, por ejemplo *Oxalis gigantea* es una planta suculenta decidua de verano, mientras que *Atriplex repanda* es no suculenta y perenne y *Bridgesia incisifolia* puede perder o no las hojas durante el verano austral según el nivel de neblinas costeras y las precipitaciones anuales (Osorio y Le Floch, 1991a). Las palatabilidades respectivas de las diferentes especies influyen en sus niveles de consumo por el ganado caprino, por lo que se ha recomendado muy encarecidamente sistemas de manejo no-continuo del ganado para estas áreas como medio de equilibrar el consumo entre especies en base a la regulación de la densidad ganadera (Osorio y Le Floch, 1991b).

Debido a su simplicidad este modelo puede ser utilizado en un programa informático en el que se introduzcan los datos de mediciones morfológicas y algunas variables de contexto como pendiente, exposición, etc... dando como resultante la producción de fitomasa de un área y por consiguiente la capacidad sustentadora.

Los resultados de todos los tests empleados y de las soluciones metodológicas propuestas permiten comprobar que se cumplen los requisitos de bondad de ajuste, homocedasticidad, no-colinealidad y poder predictivo del modelo.

Paradójicamente, una vez eliminadas las observaciones anómalas pudo comprobarse que la heterocedasticidad que es un proceso muy frecuente en arbustos, especialmente en los escasos ejemplares que alcanzan grandes tamaños (Mac Cracken y Van Ballenberghe, 1993) no fue problemática en nuestro caso. Las observaciones anómalas detectadas en escaso número no son achacables a errores de medida, creemos que responden a diferentes factores que han podido observarse con claridad durante el muestreo. Como primer factor, ha sido observada la presencia de cierto número de plantas deterioradas que muestran valores de fitomasa muy por debajo de los esperados para su tamaño. En muchos casos, estas plantas aparecían prácticamente secas por lo que no fueron cosechadas. Las plantas con deterioros menos acusa-

dos fueron cosechadas sin constatar inicialmente sus menores rendimientos. También se encontraron plantas que en los inicios del muestreo no presentaron fitomasa y posteriormente (a veces con una diferencia de días) mostraron valores elevados de la misma. Estas diferencias fenológicas entre plantas pueden ser otro factor de aparición de observaciones anómalas. De hecho, llama la atención la velocidad de crecimiento en respuesta a la precipitación que muestran las plantas de zonas áridas y que es muy variable también entre especies. Finalmente, en mucho menor número, aparecen plantas con valores de productividad muy por encima de la esperada. Estas grandes variabilidades de productividad entre plantas, nos llevan a plantearnos que en zonas con tan marcada irregularidad en el régimen de lluvias, la respuesta intraespecífica forzosamente no puede ser homogénea. Las diferencias genéticas entre plantas pueden de esta forma observarse mejor, lo que abre la posibilidad de incidir en la mejora de la productividad de los recursos naturales acelerando la selección natural en base a propagar los genotipos más productivos. Como los modelos propuestos se basan en la asunción de una productividad poblacional, parece justificado recurrir a esta determinación de observaciones anómalas, si bien sería interesante constatarlas para otro tipo de estudios con orientación genética.

BIBLIOGRAFÍA

Azócar, P. 1987. Hábitos de pastoreo y de consumo de especies forrajeras del ganado caprino en zonas áridas. *Avances en Producción Animal*, 12: 3-9.

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.
- Azócar, P., S. Lailhacar y H. Rojo. 1989. Estimación de la fitomasa forrajera del incienso (*Flourensia thurifera* (Mol.) DC.) a través de variables alométricas. *Avances en Producción Animal*, 14: 15-25.
- Azócar, P., A. Mansilla y H. Silva. 1981. Método de estimación de la fitomasa útil de *Atriplex repanda* Phil. *Avances en Producción Animal*, 6: 21-28.
- 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.
- Díaz, J. 1988. Recursos forrajeros y comportamiento del ganado caprino en dos localidades del secano mediterráneo árido. Ph.D. Thesis. Universidad de Chile.
- Flamant, J.C. 1994. Caracteristiques et evolution des systemes d'élevage dans les regions marginales des pays Meditteraneens d'Europe. En: *Abstracts of the 45th Annual Meeting of the EAAP* (ed. EAAP), pp. 237. Edinburgh, UK.
- Gómez-Castro, A.G., J.J. Tovar-Andrada, M. Medina-Blanco y A. Martínez-Teruel. 1986. Relaciones entre diámetro del tallo y peso de las ramas en cuatro especies leñosas mediterráneas. *Arch. Zootec.*, 35: 149-154.
- Graybill, F.A. and H.K. Iyer. 1994. Regression analysis. Concepts and Applications. Ed. 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.
- Lailhacar, S. 1986. Recursos forrajeros utilizados en producción ovina. En: *Producción Ovina* (García, G. ed.) pp. 25-57. Universidad de Chile. Facultad de Ciencias Agrarias y Forestales. Dept. Producción Animal.
- 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.
- 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.
- Oba, G. 1991. An evaluation technique for predicting phytomass of *Indigofera spinosa* (Forsk.) on a semi-desert range, Kenya. En: *IVth International Rangeland Congress*, pp. 333-335. Montpellier, Francia.
- Olivares, A. y J. Gastó. 1981. *Atriplex repanda*. Organización y manejo de ecosistemas con arbustos forrajeros. Ed. Universidad de Chile. Facultad de Ciencias Agrarias, Veterinarias y Forestales.
- Oliver, C.D. and B.C. Larson. 1990. Forest stand dynamics. Ed. McGraw Hill.
- Osorio, R. and E. Le Floch. 1991a. Effects of inter-annual rainfall variability on the life cycle of two pastoral nanophanerophytes in the mediterranean arid region of Chile. En: *IVth International Congress of Terres de Parcours*, pp. 289-291. Montpellier, Francia.

FITOMASA DE ARBUSTIVAS MEDITERRÁNEAS CHILENAS

- Osorio, R. and E. Le Floch. 1991b. Influence of grazing pressure intensity on consumption of two shrub species in an arid zone of Chile: Implications for pastoral management. En: *IV Congrès International des Terres de Parcours*, pp. 492-493. Montpellier, Francia.
- Patón, D., T. Zaballos, M. Vallo, A. Rota, A. Rojas, L. Martiny J. Tovar. 1983. 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.
- Pérez, C. 1996. Econometría y análisis estadístico multivariable con STATGRAPHICS. Técnicas Avanzadas. Ed. Rama.
- Rodríguez, M.A., V.K. Brown and A. Gómez-Sal. 1995. The vertical distribution of below-ground biomass in grassland communities in relation to grazing regime and habitat characteristics. *J. Veg. Sci.*, 6: 63-72.
- 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.
- Silva, H. and E. Acevedo. 1993. Relaciones hídricas de *Atriplex repanda* Phil., a dos niveles de disponibilidad de agua. *Revista Chilena de Historia Natural*, 66: 467-477.
- Sokal, R.R. y F.J. Rohlf. 1984. Introducción a la estadística. Ed. Reverté.
- STSC, Inc. 1991. *STATGRAPHICS*. Statistical graphics system. Ed. 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. En: *Abstracts of the 45th Annual Meeting of the EAAP* (ed. EAAP), pp. 237. Edinburgh, UK.

Recibido: 28-10-96. Aceptado: 28-4-97.