

EFFECTO DE LA PRECIPITACIÓN Y LA INTENSIDAD DE USO SOBRE EL NIVEL DE FORRAJE DEL RUMPIATO (*BRIDGESIA INCISIFOLIA* BERT. EX CAMBESS)

EFFECT OF RAINFALL AND BROWSING INTENSITY ON FORAGE PRODUCTION OF
BRIDGESIA INCISIFOLIA (BERT. EX CAMBESS), SHRUBLANDS

Patón, D.¹, R. Osorio², P. Azócar³, J. Muriel⁴ 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 Agronomía. Facultad de Ciencias. Universidad de La Serena. Chile.

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

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

PALABRAS CLAVE ADICIONALES

Regresión.

ADDITIONAL KEYWORDS

Forage biomass. Regression.

RESUMEN

Se analiza la producción en fitomasa forrajera del rumpiato (*Bridgesia incisifolia* Bert. ex Cambess) arbusto de la familia *Sapindaceae* endémico de la IV Región de Chile y con buena aceptabilidad por el ganado caprino criollo. Los resultados obtenidos indican que no puede determinarse la biomasa forrajera con una única ecuación. Es necesario el uso de dos modelos diferentes dentro de cada una de las fuentes de tratamiento: intensidad de uso y precipitación anual. La inclusión de estos modelos mejora notablemente las estimaciones de oferta forrajera dando elevados R².

determined. This species is endemic of the Northern Chile and show a good nutritive value for extensive goat farming systems. Results indicate that with a single equation is not possible to determine the forage levels of this species. Almost two different equations must be used for each treatment (grazing intensity and annual rainfall). The models show high R² coefficient in each case giving a good determination of forage yield of this species.

SUMMARY

The phytomass-size relationship of the shrub *Bridgesia incisifolia* (Bert. ex Cambess) is

INTRODUCCIÓN

La determinación de fitomasa forrajera es una técnica básica en el análisis de la capacidad sustentadora de ecosistemas arbustivos (Azócar *et al.*, 1991; Mac Cracken y Van Ballen-

Arch. Zootec. 48: 3-11. 1999.

berghé, 1993; Patón *et al.*, 1997). Para utilizar los modelos de estimación es necesario cubrir el amplio rango de tallas de las poblaciones naturales mediante muestreos estratificados que mejoran el ajuste disminuyendo el tiempo de muestreo (Cochran, 1993). La variabilidad en las tasas de producción respecto al tamaño de las plantas está correlacionada con la edad de los arbustos (Oliver y Larson, 1990; Patón *et al.*, 1993). No obstante, la relación tamaño-fitomasa puede variar inter-poblacionalmente siendo necesario validar las ecuaciones de producción para una zona concreta y en unas condiciones ambientales determinadas (Brotherson *et al.*, 1984; Gutiérrez, 1990). Sólo si las poblaciones difieren apreciablemente en sus factores ambientales o genéticos, podemos esperar respuestas funcionalmente distintas en las relaciones tamaño-fitomasa (Olivares y Gastó, 1981). La variabilidad podría disminuir la resolución a la hora de calcular la productividad forrajera de un matorral. Entre las variabilidades que más afectan a la productividad de los ecosistemas forrajeros destacan las diferencias de precipitación (Silva y Acevedo, 1993), así como la intensidad de pastoreo (Patón *et al.*, 1997; Rodríguez *et al.*, 1995). Estas fuentes de variabilidad son lo suficientemente importantes como para inferir si efectivamente hay un solo tipo de función o varios según las condiciones ambientales a las que han estado sometidas las poblaciones. En el siguiente trabajo se estima si un único modelo de regresión es apropiado para determinar la fitomasa forrajera del arbusto denominado rumpiato (*Bridgesia incisifolia* Bert. ex Cambess)

que es una de las especies forrajeras usadas por la ganadería extensiva de cabras criollas de la IV región de Chile (Azócar, 1987; Osorio y Le Floch, 1991a; 1991b). Para ello, se testa una sola ecuación global frente a las ecuaciones parciales propias de cada fuente de tratamiento: intensidad de uso y variabilidad interanual. Los resultados permiten determinar la efectividad de los modelos de producción forrajera del rumpiato y definir con más precisión el ámbito de su aplicación. Las consecuencias del estudio son especialmente importantes, ya que el rumpiato presenta un índice de aceptabilidad por ganado caprino muy superior al resto de especies arbustivas del mediterráneo árido chileno (Azócar *et al.*, 1987).

MATERIAL Y MÉTODOS

ÁREA DE MUESTREO

Los datos fueron obtenidos en el Campo Experimental Las Cardas dependiente del Centro de Estudios de Zonas Áridas (CEZA), Universidad de Chile, situado entre los 30° 13' y 30° 19' de latitud sur y los 71° 13' 30" a 71° 19' de longitud oeste en la IV Región de Chile. La zona presenta una altitud media de 260 m, situándose entre las isoyetas de 100 a 150 mm, si bien existen fuertes oscilaciones interanuales en los niveles de precipitación. El suelo es granítico y coluvial con textura franco arcillo-arenosa (Rojo, 1989).

La formación vegetal dominante es un matorral abierto en una etapa sucesional previa al bosque clímax, en el que dominan árboles como el espino

(*Acacia caven* (Mol.) Mol.) y el litre (*Lithraea caustica* (Mol.) H. et A.). Este matorral secundario se caracteriza por suculentas en exposición norte y especies deciduas de verano en exposición sur y vaguadas. Destacan como especies arbustivas acompañantes del rumpiato (*Bridgesia incisifolia* Bert. ex Cambess) las siguientes: incienso (*Flourensia thurifera* (Mol.) DC.), palo negro (*Heliotropium stenophyllum* Hook. et Arn.), pichanilla (*Gutierrezia resinosa* (Hook. et Arn.) Blacke.), guayacán (*Porlieria chilensis* Johnst.), alcaparra (*Cassia coquimbensis* Vogel) y palhuén (*Adesmia microphylla* Hook. et Arn.) (Azócar *et al.*, 1987). El estrato herbáceo está 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).

El muestreo fue diseñado cubriendo plantas en áreas pastoreadas durante más de 20 años ininterrumpidos y zonas excluidas al pastoreo caprino por períodos de 2, 4, 14 y 15 años. Los inventarios fueron agrupados en tres unidades: grupo A o de zonas excluidas por largo tiempo (14 y 15 años), grupo B con áreas excluidas por corto tiempo (de 2 y 4 años) y grupo C con zonas bajo alta intensidad de perturbación por pastoreo, ya que nunca han sido excluidas. En cada una de estas áreas se realizaron muestreos durante las épocas de máxima (primavera) y mínima (invierno) disponibilidad de forraje. A su vez estos muestreos fueron repetidos durante 3 años caracterizados por acusadas diferencias de precipitación: 1991 (150,2 mm), 1993

(69,8 mm) y 1994 (45,3 mm). La escasa precipitación de 1995 (9 mm anuales) hizo imposible las estimaciones al entrar las plantas en período de latencia. Por tanto, se dispone de dos fuentes principales de variación: tratamiento por pastoreo y variabilidad climática en el régimen de lluvias.

MÉTODO DE MUESTREO

Se analizaron un total de 595 plantas de *Bridgesia incisifolia* (Bert. ex Cambess) midiéndose la altura máxima (HM), altura relativa (HR), definida como la altura a la que se produce el mayor acúmulo de hojas, diámetro mayor (D1) y diámetro menor (D2). D1 corresponde al máximo diámetro de la proyección de la copa y D2 es el diámetro perpendicular a este. Los parámetros métricos sirvieron para diseñar un muestreo estratificado en base a clases de talla dentro de las cuales fue elegida una muestra al azar (Azócar *et al.*, 1991). Una vez definidas las plantas-tipo en base a sus parámetros métricos dentro de cada clase y tratamiento, fue separada la parte forrajera de cada planta utilizable por el ganado (hojas, flores, frutos y tallos verdes). Todo el material recolectado fue secado en estufa de aire forzado a 65° durante 48 h. La materia seca (MS) obtenida fue pesada en una balanza digital con una precisión de $\pm 0,001$ g.

ANÁLISIS DE REGRESIÓN

Una vez obtenidos los valores de las variables morfológicas y fitomasa forrajera en MS de cada planta, fueron determinados todos los coeficientes de correlación de Spearman entre las variables tanto métricas como la MS. El modelo de regresión múltiple fue

ensayado con la variable más correlacionada con la MS que en nuestro caso fue el D1 (**tabla I**). El D1 fue transformado logarítmicamente y calculadas las potencias hasta grado tres. La transformación logarítmica permite linealizar las relaciones entre variables (Graybill e Iyer, 1994). El modelo finalmente elegido fue:

$$\log(\text{MS}) = a * [(\log(\text{D1}))^3] \quad [1]$$

Donde:

a es el coeficiente del término independiente, el cual varía para las diferentes fuentes de tratamiento analizadas. El programa seguido en todos los cálculos fue el STATGRAPHICS (STSC, Inc. 1991). El modelo de regresión fue testado en su capacidad predictiva, bondad de ajuste, y normalidad de los residuos por los procedimientos usuales (Graybill e Iyer, 1994; Montgomery y Peck, 1989). La homoscedasticidad fue analizada por el test de Breusch-Pagan (Jobson, 1991).

TESTAJE DE LOS MODELOS DE REGRESIÓN PARA LAS FUENTES DE VARIACIÓN

Las posibles diferencias en las ecuaciones de regresión para cada tratamiento fueron testadas mediante análisis de la covarianza basado en la prueba F con la suma de cuadrados residuales de la regresión conjunta frente a la suma de cada regresión por separado (Jobson, 1991). Los coeficientes de los distintos modelos obtenidos fueron comparados mediante una t de Student. Los grados de libertad fueron los de un modelo que no asume igualdad de varianzas (Brown y Rothery, 1993).

Tabla I. Correlaciones de Spearman entre las variables. (Spearman's rank correlations between variables).

	HM	HR	D1	D2	MS
HM	-	0,95***	0,82***	0,86***	0,63***
HR	0,95***	-	0,76***	0,80***	0,66***
D1	0,82***	0,76***	-	0,94***	0,76***
D2	0,86***	0,80***	0,94***	-	0,70***
MS	0,63***	0,66***	0,76***	0,70***	-

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

RESULTADOS Y DISCUSIÓN

DETERMINACIÓN DEL MODELO

Al comprobar que la variable más correlacionada con la MS fue el D1 (**tabla I**) se utilizó el logaritmo de este y sus potencias seleccionándose finalmente el modelo de la ecuación [1] (**tabla II**). El modelo para los datos totales mostró un $R^2 = 0,88$ (**tabla III**). La prueba ANOVA indica que el modelo recoge una variabilidad significativamente mayor que la producida por las fuentes de error, si bien el error estándar de estimación es también ligeramente más alto en el primer caso (**tabla III**). La media de los residuos fue significativamente igual a cero para la ecuación global, no existiendo diferencias entre los valores observados y predichos por el modelo. Los residuos presentaron sesgo y curtosis dentro del intervalo (-1,96,+1,96) definido para una $N(0,1)$. El test de heteroscedasticidad de Breusch-Pagan indica que existe homogeneidad de varianzas a lo largo del rango (**tabla III**).

EFECTO DE LA INTENSIDAD DE PASTOREO

Los resultados del modelo de regresión MS-D1 para los tres tratamientos de intensidad de pastoreo son mostrados en las **tablas II y III**. Los coeficientes a de la ecuación [1] muestran valores muy semejantes entre las áreas excluidas a largo plazo y las no excluidas. Sin embargo tratamientos de exclusión corta incrementan la producción de forraje (**figura 1**). Los dos tipos de exclusión muestran elevados coeficientes R^2 , mientras que las plantas continuamente ramoneadas dan modelos de determinación de fitomasa con menor ajuste (**tabla III**). Los valores de ANOVA indican que el modelo de regresión está significativamente ajustado a los datos siendo la variación residual no significativa. Todos los valores de sesgo y curtosis de los

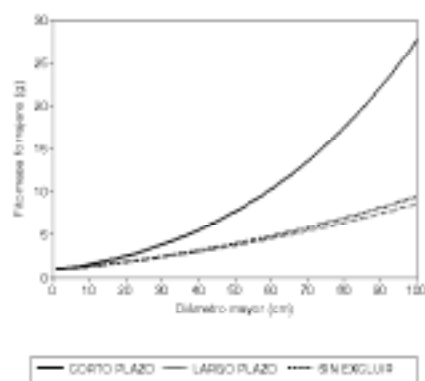


Figura 1. Ecuaciones de fitomasa forrajera por el efecto exclusión. (Browsing biomass equations in relation with exclusion treatments).

Tabla II. Ecuaciones de regresión log-log para el rumpiato (*Bridgesia incisifolia* Bert. ex Cambess) en función de la intensidad de pastoreo y el año. (Log-log regressions in the *Bridgesia incisifolia* (Bert. ex Cambess) shrubs in relation to the grazing treatments and annual variation).

Tratamiento	Modelo de regresión
Exclusión	
a corto plazo	$\log(\text{MS}) = 0,034 * [(\log(\text{D1}))^3]$
a largo plazo	$\log(\text{MS}) = 0,022 * [(\log(\text{D1}))^3]$
Sin exclusión	$\log(\text{MS}) = 0,023 * [(\log(\text{D1}))^3]$
Muestreo	
año 1991	$\log(\text{MS}) = 0,032 * [(\log(\text{D1}))^3]$
año 1993	$\log(\text{MS}) = 0,022 * [(\log(\text{D1}))^3]$
año 1994	$\log(\text{MS}) = 0,019 * [(\log(\text{D1}))^3]$
Datos totales	$\log(\text{MS}) = 0,023 * [(\log(\text{D1}))^3]$

tres grupos están dentro del intervalo $(-1,96, +1,96)$ por lo que se asume normalidad de los residuos corroborada por el test de Kolmogorov-Smirnov (**tabla III**). El test de heteroscedasticidad de Breusch-Pagan indica que esta no es significativa en ningún caso por lo que se asume que la predecibilidad del modelo es la misma a lo largo del intervalo de observaciones (**tabla III**). Los valores medios de los residuos, medidos como la diferencia entre los valores observados y esperados, no son significativamente distintos de cero en ningún caso (**tabla IV**). Por ello, asumimos que el error cometido en las estimaciones reales de MS al utilizar el modelo globalmente es despreciable. El análisis de la covarianza entre las tres ecuaciones de tratamiento respecto a la global dio un valor $F_{2,81} = 14,05$ con un p-valor $< 0,001$ lo que permite rechazar la hipótesis nula de que las ecuaciones par-

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 Breusch-Pagan (*V*) de heteroscedasticidad. (Main statistical tests for each equation: R-squared, standard error, F-Ratio, standardized value of skewness and kurtosis, Gaussian distribution fitting results tested by Kolmogorov-Smirnov's (*KS*) test and heteroscedasticity tested by Breusch-Pagan (*V*) test).

Tratamiento	R^2	<i>es</i>	Valor-F	Sesgo	Curtosis	<i>KS</i>	<i>V</i>
Exclusión a corto plazo	0,97	0,62	526,37***	0,69	0,35	0,16 ns	1,00E-2 ns
Exclusión a largo plazo	0,89	0,98	458,93***	-1,61	1,27	0,08 ns	2,95E-3 ns
Sin exclusión	0,79	0,70	29,14***	0,18	-1,21	0,24 ns	1,60E-1 ns
Muestreo año 1991	0,95	0,70	587,65***	0,17	0,13	0,12 ns	9,15E-3 ns
Muestreo año 1993	0,88	1,04	197,94***	-2,13	1,18	0,17 ns	5,36E-3 ns
Muestreo año 1994	0,91	0,80	255,36***	-2,08	2,08	0,14 ns	4,80E-3 ns
Datos totales	0,88	1,02	607,11***	-0,88	0,77	0,05 ns	2,66E-3 ns

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

ciales son iguales a la ecuación global. La comparación de los coeficientes de los tres modelos por pares permite determinar que ecuaciones son diferentes entre sí. En nuestro caso, la ecuación obtenida bajo pastoreo moderado es significativamente distinta del resto (**figura 1** y **tabla V**). Esto concuerda con el hecho, comprobado para otras especies arbustivas, de que grados de perturbación intermedios maximizan la producción de fitomasa forrajera (Olivares y Gastó, 1981). Por ello, no puede usarse un solo modelo para determinar la fitomasa en formaciones de *B. incisifolia* independientemente de la intensidad de utilización de estas formaciones, teniendo que aplicar modelos diferentes en plantas bajo pastoreo moderado respecto a

zonas bajo intensa utilización o excluidas por largo tiempo.

EFEECTO DE LA VARIACIÓN INTERANUAL

En las **tablas II** y **III** son mostrados los resultados de los tres años en los que se muestrearon plantas de *B. incisifolia*. Los valores del coeficiente *a* muestran oscilaciones entre 0,019 y 0,032 por lo que cabe esperar un efecto interanual significativo. Los valores del término R^2 son elevados en todos los casos con bajos errores estándar de determinación. La prueba ANOVA indica que las tres ecuaciones describen apropiadamente los datos. Los residuos están normalmente distribuidos en conjunto según el test de Kolmogorov-Smirnov, pero existe sesgo en los residuos de los años 1993 y

1994, así como curtosis en 1994, lo que se debe a unas pocas observaciones anómalas que aumentan el valor de algunos residuos distorsionando el comportamiento de los mismos (**tabla III**). La eliminación de estas observaciones anómalas mejoraría el modelo en este punto, ya que los valores de sesgo y curtosis están muy cerca del límite de normalidad (-1,96,+1,96). El test de Breusch-Pagan indica que la heteroscedasticidad no es significativa no existiendo error diferencial de estimación del modelo a lo largo del intervalo de regresión. El análisis de la covarianza arrojó un valor de $F_{2,81} = 19,56$ con un p-valor $< 0,001$ lo que permite rechazar la hipótesis nula de que las tres ecuaciones son iguales a la ecuación global. El análisis de los coeficientes de los modelos de regresión comparados por pares, mostraron que es el año 1991 el que se separa del resto (**tabla V** y **figura 2**). La precipitación durante este año fue muy supe-

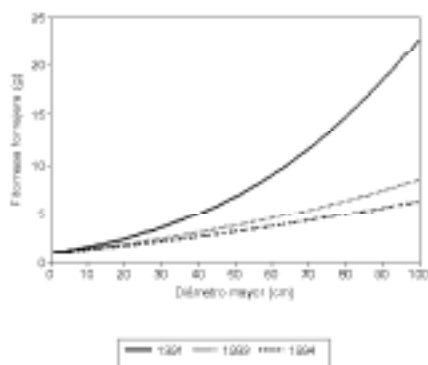


Figura 2. Ecuaciones de fitomasa forrajera por el efecto variación interanual en las precipitaciones. (Browsing biomass equations in relation to interannual rainfall variability).

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*)).

Factor	<i>t</i>	<i>X</i>	<i>IC</i>
Exclusión			
a corto plazo	0,20 ns	2,9E-2	-0,28;0,34
a largo plazo	-1,47 ns	-1,9E-1	-0,44;0,07
Sin exclusión	-0,34 ns	7,8E-2	-0,61;0,46
Muestreo			
año 1991	-0,43 ns	-0,5E-1	-0,31;0,20
año 1993	-1,20 ns	-2,3E-1	-0,63;0,17
año 1994	-1,08 ns	-1,6E-1	-0,48;0,15
Datos totales	-0,77 ns	-8,5E-1	-0,31;0,14

rior a la de los dos años restantes, por lo que podemos asumir que un solo modelo no es suficiente para determinar la fitomasa en formaciones de *B. incisifolia* independientemente de la variable precipitación anual.

CONCLUSIONES

Los resultados obtenidos muestran que para el rango de tratamientos aplicados al arbustal de *B. incisifolia*, se modifican sustancialmente las ecuaciones de determinación de la fitomasa forrajera tanto en función del grado de pastoreo, como de la precipitación anual. Además, existe una bajada del valor R^2 al usar la ecuación global frente a los modelos aplicados para

Tabla V. Resultados del test de la t de Student de comparación de coeficientes entre pares de regresiones. (Results of Student t-test between paired regression models).

Tratamiento	t	p
Sin exclusión - Corto plazo	2,41	*
Sin exclusión - Largo plazo	0,01	ns
Corto plazo - Largo plazo	6,66	***
1991 - 1993	4,85	***
1991 - 1994	7,22	***
1993 - 1994	1,44	ns

*p-valor < 0,05; ***p-valor < 0,001; ns: diferencias no significativas. (*p-value < 0.05; ***p-value < 0.001; ns: non significant differences).

cada tratamiento. Todo esto plantea como principal conclusión que en ambientes altamente fluctuantes como

es la zona mediterránea árida de Chile el análisis de la capacidad sustentadora se complica, ya que debe estar basado en estimaciones muy finas del nivel de productividad de los ecosistemas. Los modelos obtenidos han de ser continuamente testados hasta estar seguros de que se ha cubierto el rango de variabilidad provocado por dichas fluctuaciones.

AGRADECIMIENTOS

Este trabajo fue posible gracias a concesión de la Beca BRV9610A026 cofinanciada por la Junta de Extremadura (España) y el Fondo Social Europeo. Financiación adicional ha sido obtenida de los proyectos FONDECYT N°1931054-93 y DTI N° A3292-9395 de organismos públicos de Chile.

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 and 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 and 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.
- Brown, D. and P. Rothery. 1993. Models in Biology. Ed. John Wiley and Sons. USA.
- Cochran, W.G. 1993. Técnicas de muestreo. Ed. Cecsa, México.
- Graybill, F.A. and H.K. Iyer. 1994. Regression analysis. Concepts and Applications. Ed. Duxbury Press, USA.
- 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.
- Jobson, J.D. 1991. Applied multivariate data analysis. I: Regression and Experimental design. Ed. Springer-Verlag, USA.
- Mac Cracken, J.G. and V. Van Ballenberghe.

FORRAJE DE *BRIDGESIA INCISIFOLIA*

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. In: Handbook of Statistical Methods for Engineers and Scientists (ed. Harrison M. Wadsworth) pp 15: 3-23. McGraw-Hill, USA.
- Olivares, A. and 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, USA.
- 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: IV Congrès International des Terres de Parcours, pp. 289-291. Montpellier, Francia.
- 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. Valle, A. Rota, A., A. Rojas, L. Martín, and J. Tovar. 1993. Cálculo de la carga ganadera óptima de *Cistus ladanifer* L. por métodos dendrocronológicos. *Arch. Zootec.*, 42: 415-428.
- Patón, D., R. Osorio, P. Azócar, D. Bote, H. Rojo, A. Matas and J. Tovar. 1997. Estimación de la fitomasa forrajera de especies arbustivas típicas del clima mediterráneo árido chileno mediante análisis multicriterio. *Arch. Zootec.*, 46: 225-237.
- 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.). Tesis de Licenciatura. 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.
- STSC, Inc. 1991. STATGRAPHICS. Statistical graphics system. Ed. Statistical Graphics Corporation, USA.

Recibido: 8-7-97. Aceptado: 18-6-98.

Archivos de zootecnia vol. 48, núm. 181, p. 11.