

RIA, 34 (3): 21-38
Diciembre 2005
INTA, Argentina

ISSN edición impresa 0325-8718
ISSN edición en línea 1669-2314

FACTORES QUE INFLUENCIAN LA PRODUCCIÓN DE BIOMASA FORRAJERA DE *Axonopus jesuiticus* VALLS, BAJO DOSEL DE *Pinus taeda* L. EN EL NORDESTE DE CORRIENTES*

FASSOLA, H. E.¹; LACORTE, S. M.²; PACHAS, A. N.¹; PEZZUTI, R.³

RESUMEN

Datos de la producción de biomasa forrajera de *Axonopus jesuiticus* Valls bajo distintas estructuras de dosel de *Pinus taeda* L., entre los 5 y 10 años del rodal, fueron utilizados para ajustar modelos predictivos de la producción anual del estrato herbáceo. Mediante análisis de correlación fue posible establecer que la sección transversal debajo de la copa verde presentó un alto grado de asociación con la biomasa herbácea ($r=0,71$). Modelos de predicción de la biomasa forrajera del pastizal para cada año de los rodales fueron ajustados empleando como varia-

* Trabajo parcialmente financiado por el Proyecto Forestal de Desarrollo (Convenio SAGPYA-BIRF/PIA 26/98) y el Programa de Ámbito Nacional 437 «Sistemas silvopastoriles en la República Argentina».

¹ Área Forestal. INTA EEA Montecarlo. Av. El Libertador 2472 (3384) - Montecarlo - Misiones, Argentina. Tel./Fax ++54-3751-480512. Correo electrónico: hfasola@ceel.com.ar/npachas@montecarlo.inta.gov.ar

² INTA Campo Anexo Zaimán. CC 152. Posadas (3300). Misiones, Argentina. Tel./Fax: ++54-3752-480735. Correo electrónico: intasm1@arnet.com.ar

³ Bosques del Plata S.A. CC 34. (3300) Posadas, Misiones, Argentina. Tel./Fax ++54-3752-450910. Correo electrónico: rpezutti@cmpc.com.ar

RIA, 34 (3): 21-38, Diciembre 2005. INTA, Argentina

bles independientes relaciones entre el producto del área basal en la base de la copa verde por la longitud de copa verde y el producto del área basal del rodal y la altura del árbol medio. Dado el ordenamiento presentado por los coeficientes de estos modelos, por medio de un ajuste paramétrico se obtuvo una ecuación única para todas las edades, aunque se debió excluir el año 5: precipitaciones muy elevadas en ese año afectaron significativamente la producción de forraje y el patrón de evolución del modelo correspondiente puede haberse visto afectado por ese hecho, no permitiendo su inclusión en el modelo general.

Palabras clave: *teoría del conducto, manejo silvopastoril, Axonopus jesuiticus Valls, Pinus taeda L.*

ABSTRACT

FACTORS AFFECTING BIOMASS PRODUCTION OF *AXONOPUS JESUITICUS* VALLS UNDER *PINUS TAEDA* L. CANOPY IN THE NE OF CORRIENTES

The forage biomass production database of *Axonopus jesuiticus* Valls under different canopy structures of *Pinus taeda* L., from 5 to 10 years old, were used for fitting predictive models of annual production of the herbaceous strata. Using correlation analysis it was possible to established a high degree of association between forage biomass and the transversal section in the base of the live crown ($r = 0,71$). Predictive models, one by each year old of the stand, were fitted using forage biomass as dependent variable and the product of the basal area of the stem in the base of the green crown by the green crown length of the stand in relation with the product of the stand basal area by mean tree height as independent variables. As the coefficients of the adjusted models follows an order, it was possible, by mean of a parameter adjusting technique, to build one model for all the stand ages considered, except for 5 year old. Very high precipitations that occur that year affected in a significant way forage production and its pattern was probably affected by this facts and it didn't allow include those data in the general model.

Key words: *pipe model theory, silvopastoral management, Axonopus jesuiticus Valls, Pinus taeda L.*

INTRODUCCIÓN

En los sistemas silvopastoriles, la productividad de la pastura o pastizal depende de la interacción entre factores del ambiente y del manejo

RIA, 34 (3): 21-38, Diciembre 2005. INTA, Argentina

debido a que afectan la capacidad fotosintética y morfología del estrato herbáceo, (Bergez *et al.*, 1999; Ong *et al.*, 1991; Nair, 1993; cit. op. por Peri, 2002).

Dada la capacidad del dosel arbóreo para modificar la intensidad y la calidad de la radiación fotosintéticamente activa (PAR), la temperatura ambiente, la disponibilidad de agua, como también la mineralización del nitrógeno (Peri, 2002), elementos del mismo han sido utilizados para predecir la productividad de las especies forrajeras. Este enfoque empírico, unidimensional según Dupraz (2002), se basó en relacionar la producción forrajera con el área basal del rodal (G) (Folliot, 1983) o alguna variable de la canopia, como el volumen de copa (Sibbald *et al.*, 1994) o la longitud de copa verde (Knowles y West, 1986; Percival y Knowles, 1986).

En el NE de Corrientes y Misiones, se determinaron las modificaciones en la intensidad de PAR bajo dosel como consecuencia de distintos tratamientos silvícolas (Fassola, 2002), variaciones de la producción forrajera de *Axonopus jesuiticus* Valls y *Axonopus catarinensis* a consecuencia de cambios de la radiación como también cambios morfológicos (Lacorte *et al.*, 2004; Pachas *et al.*, 2004) y variaciones en el contenido de P en suelo y hoja de la forrajera (Lacorte *et al.*, 2004; Pachas *et al.*, 2004) como resultante de la promoción de distintas condiciones de radiación sobre el tapiz herbáceo. En lo referente a la predicción de la producción forrajera, esta se basó en relacionar la misma con la longitud de copa verde (Lcv) (Alegranza *et al.*, 1997, Benvenuti *et al.*, 2000), pero referidos a breves períodos de tiempo. Fassola *et al.* (2002), mediante el empleo de Lcv y variables del árbol medio, predijeron la producción media de pasto jesuita bajo distintas estructuras de dosel de *Pinus taeda* L. durante tres períodos vegetativos, aunque debido a la alta variabilidad de los datos resultantes, sugirieron la existencia de niveles de productividad determinados por las precipitaciones anuales.

Sin embargo, esta variable - Lcv - presenta restricciones tales como no reflejar adecuadamente la ocupación del sitio o los tratamientos, ya que la eliminación de una determinada proporción de ramas basales por podas no tiene el mismo efecto sobre el crecimiento que la eliminación de la misma proporción por raleos, donde se elimina la biomasa foliar completa de un árbol (García, 1990). Patiño *et al.* (2004) recurriendo a los principios postulados en la teoría del conducto (Pipe Model Theory) y sus extensiones (Shinozaki *et al.*, 1964; Oohata, 1986) - que sostienen la existencia de una proporcionalidad entre el área en la sección transversal del

RIA, 34 (3): 21-38, Diciembre 2005. INTA, Argentina

fuste en la base de la copa y la correspondiente biomasa foliar, como también la relación entre esa sección y la biomasa de raíces finas - establecieron en *Pinus taeda* la existencia de una asociación entre distintas intensidades de poda expresada como área basal en la base de la copa (Gbcv), la que se asumió como con funciones conductivas en toda la sección y el peso seco de raicillas durante el período analizado.

Por ello el empleo de la variable Gbcv, aparte de brindar un indicador relevante del grado de ocupación del sitio y reflejar tratamientos de poda y/o raleo, podría mantener una estrecha relación con la biomasa del estrato herbáceo en un sistema silvopastoril, ya que al estar vinculada a la biomasa foliar reflejaría la intercepción de la radiación fotosintéticamente activa por este compartimento del árbol e incluso, en cierto grado, la competencia por recursos entre los distintos estratos vegetales. Según Dupraz (2002), los principios de la Teoría del Conducto deben ser atendidos al momento del desarrollo de modelos agroforestales.

Con el objetivo de analizar la evolución de la biomasa forrajera de un pastizal bajo dosel de *Pinus taeda* L., sometido a distintos tratamientos de poda y raleo, en el noreste de Corrientes, y poder establecer relaciones que describan la misma adecuadamente, en función de elementos del manejo silvícola y ambientales, se instaló un ensayo donde se efectuó el seguimiento del estrato arbóreo como del pastizal natural, de acuerdo con los presupuestos enunciados.

MATERIALES Y MÉTODOS

Localización del ensayo

El ensayo se encuentra ubicado en una plantación de *Pinus taeda* L. origen Marion, situado en las cercanías de la localidad de Santo Tomé, Provincia de Corrientes, Argentina. Sus coordenadas geográficas son 56° 01' longitud oeste y 28° 20' latitud sur. El clima se caracteriza por poseer una temperatura media anual de 21° C, con una mínima absoluta de -2° C y una máxima de 37° C; el régimen pluviométrico es isohigro. La precipitación media anual entre los años 1997 y 2003 fue de 1887 mm, con un máximo de 2403 mm y un mínimo de 1679 mm, (Fuente: AER INTA Sto. Tomé, 2005). El relieve es suavemente ondulado, con pendientes menores a 15 %. El suelo pertenece al grupo Kandudalf (Fernández *et al.*, 1996).

Diseño del ensayo

La plantación de *Pinus taeda* L. se efectuó en el año 1993 con una densidad inicial de 1667 plantas/ha y a los 3 años de edad se instaló un ensayo de poda y raleo siguiendo un diseño sistemático clinal (Alder, 1980; Huxley, 1983). Se dejaron cuatro densidades: 1666, 833, 417 y 208 plantas/ha sometidas a diferentes intensidades y realces de poda. Las intensidades de poda fueron 0%, 30 %, 50 % y 70 % de remoción de la copa verde en 2, 3 y 4 realces de poda, con intervalos de un año entre cada uno de ellos. Cada tratamiento tuvo 5 pseudo-réplicas (Ferrere *et al.*, 1999; Fassola *et al.*, 2002). Anualmente, a partir de los 3 años de edad, en todas las parcelas se midieron los diámetros a la altura del pecho (dap) de todos los árboles. Mediante muestreo dentro de éstas se seleccionaron ejemplares, uno dominante y dos al azar, a los cuales se les midió la altura total (h), altura en la base de copa verde (hbcv) y diámetro en la base de la copa (dbcv).

La recolección de forraje fue realizada tres veces al año: a fines de las estaciones primavera, verano y otoño-invierno, a partir del quinto año de edad y durante 6 años consecutivos (noviembre 1997-noviembre 2003). Las parcelas de cosecha sólo fueron dispuestas en las parcelas forestales en los tratamientos silvícolas sin podas de todas las densidades, y en los tratamientos con poda, de todas las densidades presentes, se seleccionaron aquellas con 4 realces de poda en las intensidades del 30 % y 50 %, mientras que para la intensidad de poda del 70 % sólo en los tratamientos con 3 realces (Tabla 1).

A mediados de noviembre de 1997, se instalaron fajas de cosecha de forraje en dirección Norte – Sur en las pseudo-réplicas seleccionadas, con superficies que variaron entre los 40 y 100 m² aproximadamente, ubicándose estas bajo 10 tratamientos silvícolas diferentes de podas y raleos del ensayo; así quedaron constituidas 34 parcelas (Tabla 1). Al realizar un muestreo aleatorio con un marco de 0,25m² de superficie, dentro de las fajas de cada parcela, se cosecharon muestras del pastizal, cortado a 10 cm de altura. El número de muestras en cada parcela osciló entre 10 y 20 según la variabilidad del material. Una vez finalizada cada cosecha se procedía a emparejar mediante segadora la totalidad de la unidad experimental a la altura de cosecha, simulando un pastoreo.

En bolsas adecuadamente rotuladas, cada muestra fue transportada al laboratorio donde se identificaban las especies presentes, obteniéndose

RIA, 34 (3): 21-38, Diciembre 2005. INTA, Argentina

el peso fresco de cada fracción y de la muestra compuesta, para luego ser llevadas a estufa (70 °C) hasta alcanzar peso constante para obtener el peso seco.

Tabla 1: Descripción de los tratamientos silvícolas aplicados a las parcelas de cosecha de pastizal bajo dosel de *Pinus taeda* L. en el NE de Corrientes

densidad	Intensidad de poda	Realces de poda	repeticiones	repeticiones c/cosecha pastizal	sup. repetición aprox.
(Pl/ha)	(%)	(n°)	(n°)	(n° fajas)	(m ²)
1667	0		5	3	100
	30-50	4	5	3-3	
	70	3	5	3	
833	0		5	3	200
	30-50	4	5	3-3	
417	0		5	3	350
	30-50	4	5	3-3	
208	0		5	1	550
	30-50	4	5	1-1	
	70	3	5	1	

Procesamiento de la información

La información obtenida anualmente en cada medición de las parcelas forestales, donde se instalaron parcelas de cosecha de forraje, fue procesada empleando sistemas de análisis de datos forestales (Keck *et al.*, 1999), con los cuales se obtuvieron los valores por hectárea de área basal (G), diámetro promedio (DAP), altura media (H), área basal y diámetro en la base de la copa verde (Gbcv-Dbcv), como también la sumatoria de las longitudes de copa verde (Lcv) y el largo de copa relativo, determinado por la relación entre el largo de copa promedio y la altura media (LCR). La información correspondiente al estrato forrajero fue tabulada de forma de poder identificar aquellas parcelas donde *Axonopus jesuiticus* Valls era la especie predominante del pastizal (Fassola *et al.*, 2002). Como resultado de este proceso de las 34 parcelas instaladas al quinto año se

RIA, 34 (3): 21-38, Diciembre 2005. INTA, Argentina

utilizaron en el procesamiento 22, las cuales en los años siguientes se fueron reduciendo por desaparición del tapiz herbáceo (Tabla 2). Dado que la cosecha de forraje se inició a fines noviembre, las precipitaciones fueron corregidas para comprender las ocurridas entre ese mes y el de octubre del año siguiente, para cada año de observación (Tabla 3), calculándose también la evapotranspiración potencial con el método de Thornwhite.

Tabla 2: Parcelas evaluadas anualmente con predominio de *Axonopus jesuiticus* Valls, bajo dosel de *Pinus taeda* L. en el NE de Corrientes

Edad del rodal Años	parcelas evaluadas n°
5	22
6	19
7	15
8	11
9	7
10	7

Tabla 3: Precipitaciones anuales corregidas por período de observación anual en el NE de Corrientes (Fuente INTA AER Sto. Tomé)

edad del rodal años	Período de observación (nov-octubre) año	PP período (mm)
5	1997-1998	2660
6	1998-1999	1692
7	1999-2000	1760
8	2000-2001	1870
9	2001-2002	1965

Análisis estadístico

Previa verificación de los supuestos de normalidad y homogeneidad de varianza de los datos, se realizó un análisis de correlación mediante el método de Pearson y con posterioridad, mediante regresión lineal, se ajustaron ecuaciones a los fines de construir modelos que explicaran la producción forrajera bajo dosel. El método de ajuste paramétrico (Clutter

RIA, 34 (3): 21-38, Diciembre 2005. INTA, Argentina

et al., 1983) se empleó para determinar la presencia de niveles productivos de la forrajera (Infostat, 2002).

RESULTADOS Y DISCUSIÓN

En la tabla 4 se observan los resultados promedio, máximo y mínimo obtenidos en los distintos años de observación de biomasa forrajera del pastizal

Tabla 4: Valores promedio, máximos y mínimos de la biomasa forrajera y de las variables de estado de un rodal de *Pinus taeda* L., entre los 5 y 10 años de edad en un sistema silvopastoril en el NE de Corrientes.

Edad (Años)	Biomasa (kg MS/ha)	Densidad DAP (Plantas/ha)(cm)	Dbcv (cm)	H (m)	Hdom. (m)	Hbcv (m)	G (m ² /ha)	Gbcv (m ² /ha)	Lcv (km/ha)	LCR	
5											
Promedio	2264	593	15.6	11.1	8.9	9.6	3.5	11.6	6.8	2.8	0.6
Máximo	4201	834	18.9	18.2	9.4	10	6.3	17.9	20.2	6.1	0.9
Mínimo	379	173	13.4	5.3	8.4	8.8	1.2	3.3	0.9	0.8	0.3
6											
Promedio	1934	482	17.7	11.4	10.6	11.4	5.8	12.2	6.3	2.2	0.5
Máximo	3526	834	24.8	26.7	11.4	12.1	8.1	22.9	25.2	6.5	0.9
Mínimo	457	159	13	5.9	9.9	10.2	1.1	2.1	0.6	0.4	0.3
7											
Promedio	2486	480	18.5	12	12.1	12.8	7.1	13.2	5.3	2.4	0.4
Máximo	3903	834	27.6	28.8	12.7	13.9	8	26.5	12.6	4.8	0.9
Mínimo	1170	157	15.1	8.8	11.6	11.8	1.4	2.8	1.1	0.7	0.3
8											
Promedio	1666	453	22	16.5	14.4	15.2	7.2	16.1	8.7	3.1	0.5
Máximo	4131	832	32.1	31.5	15.1	16	8	29.8	15.2	5.7	0.9
Mínimo	32	157	19.3	13.6	13.8	14	1.9	5	2.4	1	0.4
9											
Promedio	1670	263	25.8	20	15.9	16.3	7.1	13.2	8	2.2	0.6
Máximo	3745	411	35	30.6	16.2	16.7	7.9	17.4	12.3	3.3	0.8
Mínimo	262	157	22.5	16.9	15.7	15.7	3.8	6.8	3.7	1.3	0.5
10											
Promedio	695	263	28.7	22.7	17.3	17.6	7.2	16.1	10.3	2.7	0.6
Máximo	2121	411	37.3	32.3	17.7	18.1	7.9	21.6	13.7	3.9	0.8
Mínimo	14	157	25	19	17.1	17.2	4.1	9	5	1.6	0.5

Donde: Edad: edad de la plantación; Dbcv: Diámetro en la base de la copa verde, Hdom: Altura Dominante, Hbcv: Altura a la base de la copa verde, G: Área Basal, Gbcv: Área Basal en la base de la copa verde, lcv: Longitud de copa verde, LCR: Largo de copa relativa.

Construcción del Modelo de Regresión

Efectuado el análisis de correlación entre biomasa y variables ambientales, del rodal y del árbol, como también de algunas transformaciones de ellas, mediante el método de Pearson, fue posible establecer que no hubo asociación entre la producción forrajera y precipitaciones ($r=0,13$; ns: 0,27), temperaturas medias ($r=-0,16$; ns: 0,18), máximas ($r=-0,03$; ns: 0,92) y mínimas absolutas ($r=-0,01$; ns: 0,92) del período analizado, como tampoco con la evapotranspiración potencial ($r=0,16$; ns: 0,18) y la edad del rodal ($r=-0,31$; ns: 0,27). Variables de estado del rodal como la altura dominante ($r=-0,38$; ns: $<0,00001$) y expresiones de la densidad como G ($r=-0,59$; ns: $<0,00001$), Lcv ($r=-0,60$; ns: $<0,00001$), IDR (Índice de Reineke) ($r=-0,51$; ns: $<0,00001$) y LCR ($r=-0,36$; ns: 0,002) arrojaron como resultado un grado de asociación altamente significativo. Aunque la mayor asociación fue obtenida por el área basal en la base de la copa viva (Gbcv) ($r=0,71$, ns: $<0,0001$). La densidad, expresada por el número de árboles/ha, no arrojó asociación ($r=-0,14$; ns: 0,22). Entre las variables descriptoras del árbol medio, tanto el DAP ($r=-0,41$; ns: $<0,0001$) como H ($r=-0,36$; ns: $<0,0001$) tuvieron una asociación altamente significativa, no así la altura de poda ($r=0,14$; ns: 0,23).

Estos resultados permitieron desechar en primera instancia la posibilidad de relacionar la biomasa forrajera de *Axonopus jesuiticus* Valls con las precipitaciones del período u otro factor ambiental. Esto no implica que factores ambientales no tengan una incidencia manifiesta en la producción forrajera, dado que a cielo abierto Lacorte y Goldfarg (1996) determinaron que la producción primavera-estival de pastizales en el sur de Misiones, con predominio de esa forrajera, se incrementó con cierta proporcionalidad en función de las precipitaciones. Pero debe considerarse que en el presente caso, las variables ambientales empleadas surgen de mediciones en estación meteorológica y no de las situaciones de microclima generadas bajo las distintas condiciones de canopia. Según Dupraz (2002) la consideración del microclima es un elemento básico en el desarrollo de modelos agroforestales.

Tanto variables vinculadas esencialmente a la biomasa foliar del rodal, como variables vinculadas al tamaño del árbol y la edad del rodal evidenciaron un mayor potencial para ser empleadas como predictoras de la producción anual del estrato herbáceo. La que evidenció la mayor potencialidad fue Gbcv.

Graficadas las líneas de tendencia de la biomasa anual de la forrajera en función del área de la sección transversal en la base de la copa (Gbcv) pudo observarse un acomodamiento de las mismas de acuerdo con la edad del rodal. Por debajo de los 5,5 m²/ha de Gbcv, la biomasa tendió a ser mayor con la edad y por encima la tendencia se invirtió (Fig. 1).

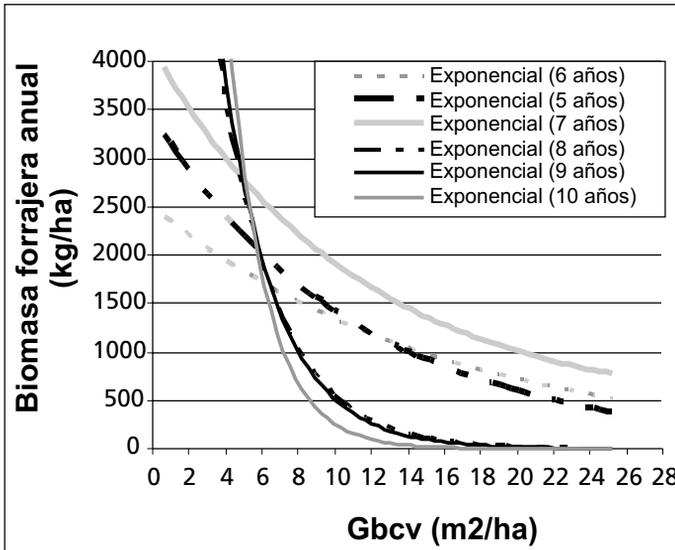


Fig. 1: Producción anual de biomasa forrajera de *Axonopus jesuiticus* Valls en función del área de la sección transversal en la base de la copa verde (Gbcv) de *Pinus taeda* L. en el noreste de Corrientes

En este comportamiento influirían factores que afectarían el PAR y las condiciones del ambiente, como consecuencia del cambio en el patrón de evolución de la altura del rodal que se produce a los 6 años (Crechi *et al.*, 1997), por una disminución de las altas tasas iniciales de crecimiento y paralelamente el inicio de la recuperación de la copa en las parcelas podadas, con la consecuente expansión de esta, en sentido horizontal.

Los cambios en la canopia con la edad y una consecuente mayor proporción de biomasa foliar, hasta cierto límite, generarían condiciones más apropiadas de crecimiento para la forrajera, que en edades juveniles, donde bajas densidades y podas continuas provocarían que las mismas se aproximen a las de cielo abierto. Sobrepasado ese límite, el incremento

RIA, 34 (3): 21-38, Diciembre 2005. INTA, Argentina

de la densidad foliar y del número de árboles, conjuntamente con un mayor aporte de acículas sobre el estrato herbáceo en las edades mayores, como se observa en la figura 2, estarían provocando incrementos sustanciales en los niveles de sombra y quizás en los niveles de competencia por recursos, cuyo resultado es una producción de biomasa herbácea inferior a la de edades menores a 7 años. En este caso la menor altura y tamaño de árboles incidiría en la disponibilidad de una mayor cantidad de radiación.

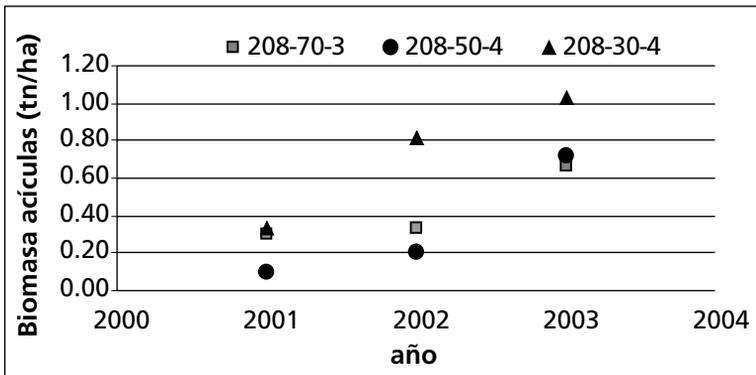


Fig. 2: Biomasa anual de acículas de *Pinus taeda* L. acumulada sobre el estrato herbáceo en los tratamientos 208 pla/ha, con podas del 30 y 50 % de remoción en 4 realces y 70 % de intensidad en 3 realces.

Sin embargo, Gbcv por sí sola no pudo explicar toda la variación en la producción anual de biomasa forrajera; por lo tanto, dado que está tiene la tendencia a ordenarse en función de la edad, se ajustaron para cada año regresiones lineales simples y múltiples. Variables de estado vinculadas a la biomasa foliar y el grado de ocupación del sitio como Gbcv, o a la densidad como el Índice de Reineke, G y Lcv, como también al tamaño del árbol medio, tal cual surgió anteriormente, DAP, H, Hbcv o la altura dominante (Hdom), fueron empleadas como variables independientes para la estimación de la biomasa forrajera. De tal modo, los modelos probados caracterizaban las condiciones del rodal y los tratamiento de silvícolas aplicados a *Pinus taeda* L. En el caso de modelos lineales simples, la variable dependiente fue construida mediante relaciones entre las variables de estado.

RIA, 34 (3): 21-38, Diciembre 2005. INTA, Argentina

De los subconjuntos de regresiones se eligió, para cada año, el modelo que mejor ajuste presentaba. Se utilizó el criterio de selección mediante el coeficiente de determinación (R^2), desvío estándar (ESE) y análisis de los residuales. Como resultado del análisis se constató que regresiones simples cuyas variables independientes eran el producto de Gbcv por Lcv en relación con la altura ó la relación entre G y altura media (H) o dominante (Hdom), fueron las que mejor ajuste presentaron (Tabla 5).

Tabla 5: Modelos seleccionados de predicción de la biomasa forrajera anual de un pastizal con predominio de *Axonopus jesuiticus* Valls bajo dosel de *Pinus taeda* L. en el noreste de Corrientes

Año	Modelo	a	b	r	R2	ESE	p
5	(1) $y = \exp (a + b * (Gbcv * Lcv) / (G / H))$	8.12173	-2.32601	-0.88	0.77	0.34	**
6	(2) $y = \exp (a + b * (Gbcv * Lcv) / (G / H))$	7.7117	-2.4430	-0.72	0.51	0.44	**
7	(3) $y = \exp (a + b * (Gbcv * Lcv) / (G / H))$	8.2307	-6.4282	-0.81	0.65	0.23	**
8	(4) $y = a + b * \ln (Gbcv * Lcv) / (G / H_{dom})$	-4142.6	-2428.2	-0.98	0.96	311	**
9	(5) $y = a + b * \ln (Gbcv * Lcv) / (H)$	1605.4	-1821.2	-0.95	0.90	522.3	**
10	(6) $y = \exp (a + b * (Gbcv * Lcv) / (H))$	8.2155	-1.6338	-0.94	0.89	0.69	**

a y b: coef. de regresión, r: coef. correlación, R2: coef. determinación, ESE: error estándar estimación, ** Valor de significancia al 99 % de nivel de confianza.

Como puede observarse en la tabla 5, los menores ajustes fueron obtenidos para las edades tempranas, producto de una alta variabilidad de la producción forrajera bajo el dosel. Situaciones similares fueron encontradas por Percival y Knowles (1986) al analizar la producción bajo dosel de *Pinus radiata* en Nueva Zelanda. Para las edades 8, 9 y 10 años, la biomasa forrajera bajo el dosel fue explicada hasta en un 96 % por los modelos seleccionados.

32 Factores que influyen la producción de biomasa forrajera de...

RIA, 34 (3): 21-38, Diciembre 2005. INTA, Argentina

Si bien hay algunas diferencias entre la estructura de los modelos, se puede notar un denominador común: $Gbcv \cdot Lcv$, donde el primer factor puede ser interpretado con un alto nivel biológico porque está directamente relacionado con el material conductivo en la base de la copa verde del rodal forestal y la biomasa fotosintética (Shinozaki *et al.*, 1964), resultante de los tratamientos silvícolas. Situación similar es de la variable Lcv , que además de relacionar la intercepción de la radiación del rodal y fotosíntesis neta (Pierce y Running, 1988), relaciona la producción forrajera bajo el dosel (Percival y Knowles, 1986; Fassola *et al.*, 2002), aunque García (1990) sostiene que este no es un indicador adecuado de la ocupación del sitio.

A fin de desarrollar un modelo único para todos los años en estudio, siguiendo el método de ajuste paramétrico (Clutter *et al.*, 1983), se empleó el modelo $y = \exp(a + b \cdot (Gbcv \cdot Lcv) / (G/ht))$ para el ciclo completo de observación de la producción forrajera, dado que fue el que mejor comportamiento tuvo en las edades de 5 a 7 años (Tabla 6).

Tabla 6: Modelo de predicción de la biomasa forrajera de *Axonopus jesuiticus* Valls, por año de edad, bajo dosel de *Pinus taeda* en el NE de Corrientes

Año	Modelo	a	b	r	R ²	
5		8,12173	-2,326	-0,88	0,77	(7)
6		7,71173	-2,443	-0,72	0,51	(8)
7	$y = \exp(a + b \cdot (Gbcv \cdot Lcv) / (G/ht))$	8,23069	-6,428	-0,81	0,65	(9)
8		9,27081	-22,259	-0,90	0,81	(10)
9		9,51180	-31,114	-0,87	0,75	(11)
10		9,71358	-44,660	-0,93	0,87	(12)

a y b son coeficientes de regresión, r: coeficiente de correlación,
R²: coeficiente de determinación

En la tabla 6 puede observarse que los coeficientes *a* presentaron un ordenamiento ascendente con la edad, excepto para el año 5, mientras que el coeficiente *b* presentó un ordenamiento descendente con la edad, con lo cual quedó evidenciada la existencia de niveles productivos de acuerdo con la misma. Mediante regresión lineal, con ambos coeficientes como variables dependientes y la edad como independiente, se obtuvieron funciones que debieron ser desechadas por problemas de bondad de ajuste y de residuales motivados por los coeficientes correspondientes al año 5. Estos fueron eliminados y entonces fue factible obtener mode-

RIA, 34 (3): 21-38, Diciembre 2005. INTA, Argentina

los satisfactorios de regresión lineal simple para la ordenada al origen, coeficiente *a* y un polinomio de segundo grado para la pendiente, coeficiente *b* (Tabla 7).

Tabla 7: Ajuste de los coeficientes de la constante (*a*) y la pendiente (*b*) de los modelos de predicción de producción forrajera.

Coeficiente	Modelo	c	d	e	r	R ²	ESE	p-value
a	$a = c + d \cdot l / \text{edad}$	13,0587	-32,301		-0,98	95,9	0,204	**
b	$b = c + d \cdot \text{edad} + e \cdot \text{edad}^2$	12,182	2,96849	-0,867531		98,5	3,033	**

c, d y e: coeficientes de la regresión lineal ajustada, r: coeficiente de correlación, R²: coeficiente de determinación, ESE: error estándar estimación, ** Valor de significancia al 99% de nivel de confianza.

Al reemplazar los coeficientes *a* y *b* de los modelos (7) al (12) por las ecuaciones de la tabla 7, el modelo final resultante para la predicción de la biomasa forrajera de rodales entre 6 y 10 años fue:

$$y = \exp\left[\left(\frac{13,0587 - 32,301}{\text{edad}}\right) + (12,1282 + 2,96849 \cdot \text{edad} - 0,867531 \cdot \text{edad}^2)\right] \cdot \text{Gbcv} \cdot \text{Lcv} / (\text{G} \cdot \text{H}) \quad (13)$$

donde:

$$y = \text{biomasa anual } \textit{Axonopus jesuiticus} \text{ Valls (kg/ha)}$$

La representación gráfica del modelo (13) y los datos observados (figura 3) evidencian la variabilidad de los datos del año 6, la cual disminuyó paulatinamente a edades más avanzadas.

La eliminación de la información correspondiente al año 5, si bien facilitó el ajuste posterior de las otras edades bajo estudio en un modelo único, puso en evidencia las limitaciones de este modelo, unidimensional, para predecir el comportamiento de la forrajera en situaciones anormales, como sería la ocurrida en el período de observación noviembre de 1997 a octubre de 1998, que se correspondió con un año «Niño» con precipitaciones (2660 mm/año) muy por encima de las medias observadas, habiéndose correspondido el modelo general ajustado con precipitaciones promedio de 1811 mm/año, con un mínimo de 1692 mm/año y un máximo de 1965 mm/año.

Bergez *et al.* (1999) consideran que los modelos silvopastoriles deben construirse siguiendo una estructura modular. Podrían ser de gran utilidad módulos específicos que permitan verificar el comportamiento

34 Factores que influyen en la producción de biomasa forrajera de...

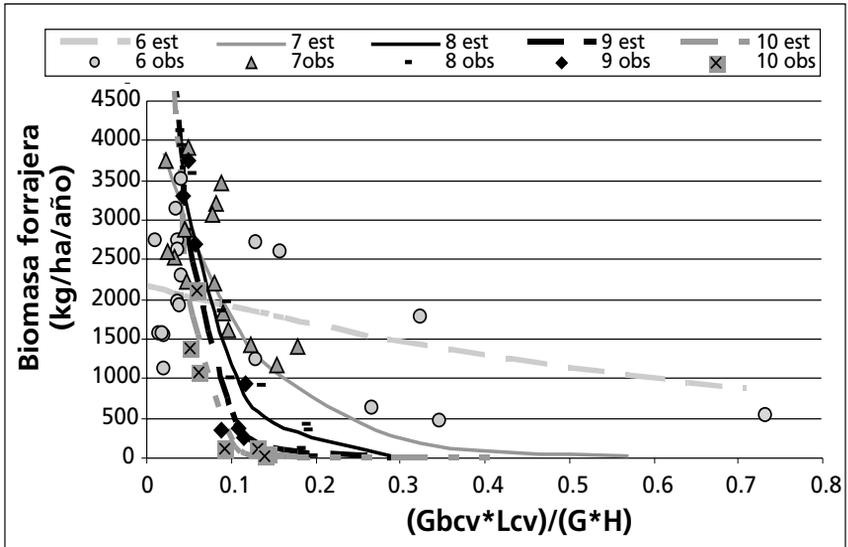


Fig. 3: Representación gráfica del modelo general de predicción de la producción anual de biomasa de *Axonopus jesuiticus* Valls bajo dosel de *Pinus taeda* L. en el NE de Corrientes, entre los 6 y 10 años.

de la forrajera ante situaciones extremas, ya que en campo sería azaroso encontrarlas. Dupraz (2002), que propone modelos agroforestales, conceptualmente modulares, aunque tridimensionales y basados en procesos, sostiene que uno de los principios en que se debe basar su desarrollo es que estos deben dar respuesta a situaciones anómalas.

CONCLUSIONES

El uso de variables del rodal vinculadas a principios establecidos en la Teoría del Conducto, como la sección transversal en la base de la copa verde y también de variables de estado ligadas a la densidad del rodal y al tamaño del árbol medio, han sido relevantes para establecer relaciones entre el dosel de *Pinus taeda* L. y la producción de biomasa forrajera de *Axonopus jesuiticus* Valls en un sitio del NE de Corrientes. Aunque en el futuro sería deseable el desarrollo de modelos de alcance regional validados contra una muestra independiente para verificar el nivel de precisión de las estimaciones.

RIA, 34 (3): 21-38, Diciembre 2005. INTA, Argentina

De acuerdo con la edad del rodal estas relaciones generaron diferentes niveles de producción, de los cuales surgió que a partir de los 7 años de edad, pequeñas variaciones en las condiciones del rodal afectan sustantivamente la producción forrajera. Por esta razón se debe prestar especial atención a las prácticas silvícolas si se pretende mantener altos niveles de biomasa en el estrato herbáceo.

Sin embargo, el tipo de relaciones establecidas no pudo dar respuesta a situaciones anómalas, como predecir la producción en un año de precipitaciones excepcionales. Por esto, el desarrollo de módulos que permitan determinar el comportamiento del pastizal bajo dosel ante condiciones extraordinaria sería una alternativa.

AGRADECIMIENTOS

Se agradece el apoyo recibido de los Ing. Ftale. M. Durán, F. Rodríguez A. y A. Hernández de Bosques del Plata SA y de los Ing. Ftale. D. Aleganza y P. Ferrere, ex becarios de la EEA Montecarlo, Misiones.

BIBLIOGRAFÍA

- ALDER, D. 1980. Estimación del volumen forestal y predicción del rendimiento. Vol. 2. Predicción del rendimiento. Estudio FAO: Montes 22/2. Roma, 80 p.
- ALEGANZA D.; TORRES E.; REBORATTI H.; FASSOLA H. 1997. Efecto de la densidad del *Pinus caribaea* var. *Caribaea* sobre la oferta forrajera. Actas del II Congreso Forestal Argentino y Latinoamericano, Posadas, 1997, pp. 10. Informe INTA. EEA Montecarlo. Técnico N.º 18, pp. 10.
- BENVENUTTI M.; PAVETTI D.; CORREA M.; PÉREGO J. 2000. Evaluación de especies forrajeras gramíneas en distintos niveles de iluminación bajo monte forestal de pino para uso en sistemas foresto-ganaderos. Inf. Técn. N 70. INTA EEA Cerro Azul, pp. 18
- BERGEZ, J-E; ETIENNE, M.; BALANDIER P. 1999. ALWAYS: a plot based silvopastoral system model. Ecological Modeling. Elsevier. 115:1-17.
- CLUTTER J.L; FORSTON J.C.; PIENAAR L.V.; BRISTER G.H.; BAILEY R.L. 1983. Timber Management. A Quantitative Approach. United States of America. 333 p.
- CRECHI E.; FASSOLA H.E.; FRIEDL A. 1997. Simulador Forestal. Sistema de simulación de producción y crecimiento para especies forestales implantadas. *Pinus taeda* L. Manual de descripción técnica. Programa Cooperativo Simulador de Crecimiento. INTA, Fac. Cs. Ftale. UNaM y Empresas Forestales de Misiones y NE de Corrientes. INTA EEA. Montecarlo, pp. 15.

RIA, 34 (3): 21-38, Diciembre 2005. INTA, Argentina

- DUPRAZ CH. (Ed.). 2002. Tree-crops interaction model. State of the art report. Deliverable 1.1.1 of the SAFE Europeans Research Contract. QLK5-CT-2001-00560, pp 32
- FASSOLA H.E. 2002. Gestión de sistemas silvopastoriles (desde una perspectiva forestal). En Actas: Primeras Jornadas de Investigación. Primer Seminario de Iniciación. Simposio sobre Pymes, Integración, Comercio Internacional y Desarrollo Regional. Instituto G. Dachary. Posadas. En prensa. 17 pp.
- FASSOLA H.E.; FERRERE P.; LACORTE S.M.; RODRÍGUEZ F. 2002. Predicción de la producción de un pastizal bajo distintas estructuras de canopia de *Pinus taeda* L. en el Noreste de Corrientes, Argentina. RIA, 31 (2), pp. 73-96.
- FERNÁNDEZ R.; PHAR N.; LUPI A. 1996. Evaluación de crecimiento de *Eucalyptus grandis* Hill ex Maiden en diferentes condiciones de sitio del nordeste argentino. Actas del XIII Congreso Latinoamericano de la Ciencia del Suelo. Disco Compacto. Aguas De Lindoia, San Pablo.
- FERRERE P.; FASSOLA H E.; LACORTE S M.; ALLEGRAZZA D. 1999. Producción forrajera de un pastizal bajo distintos grados de cobertura del dosel en una plantación de *Pinus taeda* L. Inédito. Informe Final PIA 20/96. INTA EEA Montecarlo, 11p.
- FOLLIOT P. F. 1983. Overstorey- understorey relationships in western forests: ponderosa pine forests. Colorado State University Experiment Station, Western Regional Research Publication 1:13-18.
- GARCÍA O. 1990. Growth of thinned and pruned stands. In: James, R., y Tarlton, G.L. (Eds.), *New approaches to spacing and thinning in Plantation Forestry: Proceedings of an IUFRO Symposium, Rotorua, New Zeland, 10-14 April 1989.* Ministry of Forestry, FRI Bulletin n.151, pp 84-97.
- HUXLEY P.A. 1983. a. Methodology for the exploration and assessment of multipurpose trees. Section Four. Part. 4E. Plant spacing. Nairobi. International Council for Research in Agroforestry.
- INFOSTAT. 2002. InfoStat versión 1.1. Grupo InfoStat, FCA, Universidad Nacional de Córdoba, Argentina.
- KECK A.; FASSOLA H. E.; CRECHI E.; FERRERE P. 1999. Sistema de Procesamiento de Datos de Parcelas Experimentales e Inventario. Versión 1.0. INTA EEA Montecarlo.
- KNOWLES R.L.; WEST G. G. 1986. The use of crown length to predict the effects of pruning and thinning in *Pinus Radiata*. Crown and canopy structure in relation to productivity. IUFRO. Edited by Fujimory T. And Withehead D. Forestry and Forest products Research Institute, Ibaraki, Japan:104-117.
- LACORTE S. M.; GOLDFARB M. C. 1996. Evaluación agronómica de un pastizal nativo del sur de Misiones. Misceláneas N 34. INTA EEA Cerro Azul, pp. 16.
- LACORTE S. M.; FASSOLA H. E.; PACHAS N.; COLCOMBET L. 2004. Efecto de diferentes grados de sombreado, con y sin fertilización fosfórica, sobre la producción de un pastizal modificado con predominio de *Axonopus compressus* en el sur

RIA, 34 (3): 21-38, Diciembre 2005. INTA, Argentina

- de Misiones, Argentina. 11 Jornadas Técnicas Forestales y Ambientales. INTA FCF. Eldorado. Disponible en CD. 9 p.
- OOHATA S. 1986. Some Quantitative analyses of tree form : further extensions to the pipe model theory. Crown and Canopy Structure in relation to Productivity. Ed. By T. Fujimori and D. Witthead. Forestry and Forest Products Research Institute, Ibaraki, Japan. IUFRO, pp. 159-171.
- PACHAS N.; KELLER A.; FASSOLA H.E.; LACORTE S. M.; PINAZO M. 2004. Producción, morfología y calidad nutritiva de *Axonopus catarinensis* Valls bajo diferentes condiciones lumínicas e hídricas. 11 Jornadas Técnicas Forestales y Ambientales. INTA FCF. Eldorado. Disponible en CD. 6 p.
- PATIÑO C.; FASSOLA H.E.; FERRERE P.; PEZZUTTI R. 2004. Efectos de tratamientos silvícolas sobre la biomasa de raíces finas de *Pinus taeda* L. 11 Jornadas Técnicas Forestales y Ambientales. INTA FCF. Eldorado. Disponible en CD. 11p
- PERCIVAL N. S.; KNOWLES R.L. 1986. Relationship between Radiata pine and understory pasture production. Agroforestry Symposium Proceedings. Forest Research Institute, pp. 152-160.
- PERI P.L. 2002. Leaf and canopy photosynthesis models for cocksfoot (*Dactylis glomerata* L.) grown in a silvopastoral system. Tesis PhD. Lincoln University. New Zeland. Canterbury, pp. 291
- PIERCE L.L.; RUNNING S.W. 1988. Rapid estimation of coniferous forest leaf area index using a portable integrating radiometer. *Ecology*: 69(6):1762-1767.
- SIBBALD A. R.; GRIFFITHS J.H.; ELSTON D.A. 1994. Herbage yield in agroforestry systems as a function of easily measured attributes of the tree canopy. *For. Ecol. & Management*, 65:195-200.
- SHINOZAKI K; YODA K.; HOZUMI K.; KIRA T. (1964) A quantitative análisis of plant form – The pipe model theory I. Basic Analyses. *Japanese Journal of Ecology*. pp. 97-105.

Original recibido en julio de 2005