

PREDICCIÓN DE LA PRODUCCIÓN DE UN PASTIZAL BAJO DISTINTAS ESTRUCTURAS DE CANOPIA DE *PINUS TAEDA* L. EN EL NORESTE DE CORRIENTES, ARGENTINA*

FASSOLA HUGO E.¹; FERREREPAYLA¹; LACORTE SANTIAGO M.²; RODRÍGUEZ A. FRANCISCO³ ex. at equo

RESUMEN

Se analizaron datos de producción de biomasa de un pastizal bajo distintas estructuras de dosel de *Pinus taeda* L. en un ensayo localizado en Sto. Tomé, Corrientes, Argentina, para establecer relaciones con dichas estructuras del rodal y el ambiente. Debido al efecto de la canopia el estrato herbáceo fue subdividido en tres estratos, con predominancia de *Paspalum paniculatum* y con o sin predominancia de *Axonopus compressus*. Modelos

* Trabajo financiado parcialmente por el Proyecto Forestal de Desarrollo, convenio SAGPYA-BIRF, Pia 26/98 "Manejo Intensivo de Pinus taeda" y por el Proyecto de Ambito Nacional INTA PAN 437 "Sistemas silvopastoriles en la República Argentina: aspectos básicos del funcionamiento de los sistemas para el desarrollo de tecnologías de instalación y manejo".

¹ EEA INTA Montecarlo. AE 4. (3384) Montecarlo, Misiones, Argentina.
Tel. y FAX +054-3751-480057 / 480512. email: hfasola@ceel.com.ar

² INTA Campo Anexo Zaimán. CC 152 (3300) Posadas, Misiones, Argentina.
Tel y Fax +054-3752-480640 / 480709. email: intasml@espacio.com.ar

³ Bosques del Plata SA. Calle 186, Parcela 3, Barrio San Isidro, (3300) Posadas, Misiones, Argentina.
Tel +054 -03752-50910. email: frodriguez@cmpc.com.ar

vinculando la producción de biomasa forrajera anual y una variable independiente que relaciona la precipitación anual y el producto de la longitud de copa verde con el volumen cilindrométrico promedio, fueron ajustados para los tres estratos. No se encontraron diferencias entre los modelos con presencia de *Axonopus compresus*. Por ese motivo se ajustó un modelo único, para esos dos estratos, con el cual se obtuvo un R^2 de 68 %. Ajustados los datos por año de observación pudo verificarse la existencia de niveles de producción de biomasa forrajera en función de las precipitaciones. Fue posible comprobar que para longitudes de copa similares, la biomasa forrajera disminuye sensiblemente en los años en que las precipitaciones son inferiores a las normales de la región. Este hecho refleja la competencia por agua entre el estrato arbóreo y el herbáceo.

Palabras claves: *pastizal, canopia, manejo silvopastoral, Axonopus compresus, Pinus taeda L.*

SUMMARY

PREDICTION OF A GRASSLAND PRODUCTION UNDER DIFFERENT CANOPIES STRUCTURES OF *PINUS TAEDA* L. IN THE NE OF CORRIENTES, ARGENTINA

Data of a native pasture biomass production under different canopies structures of *Pinus taeda* L., from a trial located in Sto. Tomé, Corrientes, Argentina, were used to established relationships between stand attributes and forage production. Due to canopy effect the herbaceous stratum was divide in three, with predominance of *Paspalum paniculatum* and with or without of *Axonopus compresus* predominance. Models linking forage production and an independent variable that relates the annual rainfall and the product of green crown length with mean tree size, were fitted. There were no differences between the models for the stratums with *Axonopus compresus* presence. Therefore, a unique model was adjusted for those two strata with which a R^2 of 68% was obtained. With the adjusted models preliminary silvopastoral zones under *Pinus taeda* L. canopy have been established, also its beneficial effect on grassland quality. Models fitted by year of observation allows to established levels of biomass production as a function of rainfalls. Also was determined that for similar canopy structures

forage biomass diminished when rainfalls were lower than the normal for the area. It can be considered as an effect of the competition between forest and grassland.

Key words: *grassland, canopy, silvopastoral management, Axonopus compressus, Pinus taeda L.*

INTRODUCCIÓN

Los sistemas agroforestales constituyen integraciones deliberadas de árboles en sistemas agrícolas y ganaderos (Cameron et al., 1994) que generan interacciones ecológicas y/o económicas entre los componentes leñosos y no leñosos del sistema. En ellos, gran parte de las interrelaciones entre el estrato herbáceo y el dosel arbóreo pueden ser explicadas por el área basal del rodal (Folliot, 1983). Sin embargo el área basal no refleja las modificaciones producidas en la canopia al aplicar podas, tratamiento silvícola necesario para la producción de madera libre de nudos (Knowles y West, 1986).

Una alternativa válida para caracterizar la biomasa foliar, dado su efecto sobre la intercepción de la radiación y fotosíntesis neta (Pierce y Running, 1988), fue desarrollada por Knowles y West (1986) y Sibbald et al. (1994), quienes emplearon la longitud de copa verde para vincular los efectos de dichos tratamientos silvícolas a los incrementos en área basal y la producción forrajera bajo el dosel arbóreo.

En Argentina, Alegranza *et al.* (1997) y Benvenuti et al. (1997, 2000), trabajando sobre *Pinus caribaea* var. *caribaea* y *Pinus elliottii* respectivamente, determinaron una asociación altamente significativa entre el área basal (G), la sumatoria de la longitud de copa verde y la profundidad de copa promedio con la producción de biomasa forrajera, aunque no desarrollaron modelos predictores. Benvenuti et al. (2000) también encontraron una fuerte asociación entre la disponibilidad de luz bajo dosel de *Pinus elliottii* y la producción de varias especies forrajeras implantadas.

Actualmente *Pinus taeda* L. es una especie de alta difusión en el NE de Corrientes debido a su elevado incremento volumétrico. Existe una fuerte tendencia a ser implantada con laboreo del suelo únicamente en franjas, quedando las entrelíneas con vegetación correspondiente al pastizal nativo, donde *Axonopus compressus* ("pasto

jesuita”) es el componente forrajero de mayor importancia (Lacorte y Goldfard, 1996).

Ferrere *et al.* (1999), analizando durante dos años la producción forrajera de un pastizal natural bajo distintas estructuras de dosel de *Pinus taeda* L. en el NE de Corrientes, determinaron una fuerte asociación entre la luminosidad – determinada por el tratamiento de raleo y/o poda – y la producción forrajera. De estas observaciones surgió también la existencia de variaciones en la composición botánica del pastizal de acuerdo con la estructura de la canopia, como también con la época del año.

Por su parte Lacorte y Goldfard (1996) estudiando durante 5 años el comportamiento de un pastizal a cielo abierto en el sur de la provincia de Misiones, determinaron la estrecha correlación entre precipitaciones y productividad primavero-estival.

Considerando los antecedentes, se evaluó la información generada durante tres años en un ensayo de manejo silvopastoril bajo dosel de *Pinus taeda* L., con el objetivo de establecer relaciones que permitieran la estimar producción forrajera.

MATERIALES Y MÉTODOS

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, siendo sus coordenadas geográficas 56° 01' long. oeste y 28° 20' lat. sur. El clima se caracteriza por una temperatura media anual de 21° C con una mínima absoluta

Tabla 1. Precipitaciones (mm) del periodo 1998-2000 para Santo Tomé

estación	año		
	1998	1999	2000
verano	792	319	464
otoño-invierno	942	770	644
primavera	669	588	794
total	2403	1677	1902

de -2° C. El relieve es suavemente ondulado con pendientes inferiores al 15%, siendo los suelos pertenecientes al gran grupo Kandiudalf. (Fernández et al., 1996).

La precipitación media anual durante el período de observación fue de 1994 mm, siendo detallados en Tabla 1 los valores alcanzados por temporada y por año (Burnik, INTA-AER Sto. Tomé, com. pers., 2000).

Entre las especies componentes del pastizal del área predominan *Axonopus compressus* (“pasto jesuita”), *Paspalum notatum* (“pasto horqueta”), *Paspalum paniculatum* (“pasto yacaré”) y otras gramíneas como *Aristida sp.*, *Schizachrium sp.*, *Chloris sp.* etc., (Lacorte y Goldfarb, 1996), como también por *Andropogon lateralis* (“paja colorada”) y *Stipa sp.* (Ferrere et al., 1999).

El rodal donde fue instalado el ensayo fue implantado en 1993, habiendo sido la línea de plantación sometida a subsolado y fertilización. El uso anterior del suelo fue en actividades ganaderas.

Diseño: El diseño del ensayo, originalmente previsto para determinar el efecto de podas y raleos (Fassola et al., 1999 a b y c; Ferrere et al., 1999), fue de tipo sistemático clinal (Alder, 1980). Fajas de distinta densidad, generadas por raleos a los 3 años, configuraron den-

Figura 1. Esquema del ensayo

		planta/ha			
%		planta/ha	planta/ha	planta/ha	planta/ha
100	4				
	3				
	2				
50	4				
	3				
	2				
30	4				
	3				
	2				
0	4				
	3				
	2				
		1666	833	416	208

Figura 2. Esquema de un tratamiento, sus repeticiones y área de cosecha de pastizal



tidades de 1667, 833, 417 y 208 pl/ha, las cuales fueron cruzadas en sentido perpendicular por sub-fajas de distinta intensidad de remoción de la profundidad de copa verde, 0 %, 30 %, 50 % y 70 % (sien-

Tabla 2. 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 (pl/ha)	intensidad de remoción (%)	leadas (nº)	repeticiones (nº)	repeticiones desde el inicio del pastizal (nº)	superficie de cosecha (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	

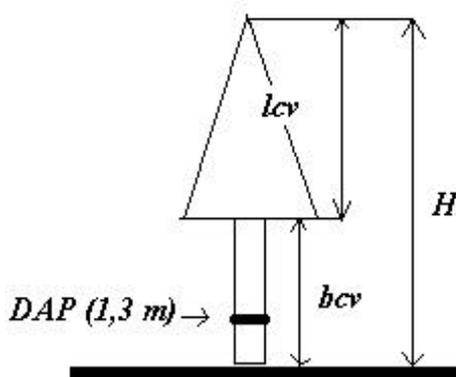
do aplicada esta última intensidad sólo en las densidades extremas). En estas sub-fajas la poda se realizó en dos, tres y cuatro levantes o realces (intervenciones de poda), con intervalos de un año, generándose de esta forma 32 tratamientos silvícolas distintos, cada uno de los cuales fue replicado 5 veces (Fig. 1 y 2).

De ellos, 10 tratamientos silvícolas fueron seleccionados para evaluar la oferta forrajera del pastizal: tratamientos sin podas, tratamientos con intensidades del 30 % y 50 % en 4 realces – presentes en todas las densidades al igual que el anterior – y tratamientos con intensidades de poda del 70 % en 3 realces, presentes sólo en las densidades 1667 y 208 pla/ha. En la Tabla 2 se detallan éstos y el número de repeticiones por tratamiento en que se procedió a ejecutar la recolección de pastizal en áreas especialmente habilitadas, totalizando 34 parcelas.

Recolección de datos: 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 ejemplares. Mediante muestreo dentro de las parcelas se seleccionaron ejemplares a los cuales se les midió la altura total (H) y la base de copa verde (bcv) (Fig 3).

Los cortes para evaluar la producción del pastizal fueron realizados tres veces al año; a fines de las estaciones primavera, verano y otoño-invierno, a partir del quinto año de edad y durante tres años, 1998, 1999 y 2000.

Figura 3. Principales variables medidas en árboles de *Pinus taeda* L.



Previamente, en noviembre de 1997, se procedió a la instalación y acondicionamiento de las áreas de cosecha; el producto de este corte no fue computado ya que correspondía a producciones acumuladas de períodos anteriores (Fig 2). En cada una de ellas en una superficie de 40 a 100 m² aproximadamente - de acuerdo con el tratamiento - se muestreó al azar, arrojando un cuadro de 0,25 m², recolectándose de 3 a 10 muestras de pastizal según tratamiento. El pastizal era cortado a 10 cm del suelo, siendo posteriormente embolsado y etiquetado. El número de muestras a extraer por parcela fue determinado al inicio del ensayo. Finalizado cada corte se efectuó un emparejamiento del área de muestreo a los fines de evaluar su productividad entre cosecha y cosecha, simulándose de este modo pastoreos no selectivos intensivos, ya que no fue posible introducir ganado vacuno.

De cada una de las muestras de pastizal se separaron las distintas especies forrajeras que lo componían, como también malezas y acículas, tomándose el peso fresco de cada fracción. Las muestras se secaron en estufa a 70° C hasta peso constante. La biomasa de cada muestra de cada área de cosecha fue luego promediada con las restantes para obtener el valor medio de la parcela, refiriendo luego los datos a producción por hectárea. Mediante la relación de la participación porcentual de cada especie forrajera fue posible reconstituir la participación de éstas en cada parcela.

La sumatoria de la biomasa forrajera en los tres períodos de observación anual, brindó la biomasa anual del pastizal en cada de una de las parcelas analizadas.

Procesamiento de la información: Mediante las muestras de altura (H) de árboles en cada tratamiento, correspondientes a los años de cosecha de pastos, se ajustaron relaciones hipsométricas empleando el modelo de Curtis (1967). La altura de la bcv en función del DAP para cada año de observación fue estimada mediante un modelo exponencial. Posteriormente se procedió a estimar -para cada año de observación - las distintas variables de estado de las parcelas forestales, y por diferencia entre la altura total y la base de copa se obtuvo la longitud de copa verde (lcv) de cada una de ellas, expresada en km/ha.

Tomando como criterio la participación porcentual de *Axonopus compressus* en la producción de biomasa de la parcela se procedió a separarlas por estratos. Aquellas en que su peso seco era motivado en un 70 % por la presencia de esta gramínea constituyeron un estrato

en virtud de sus capacidades forrajeras (Torres, 1983). Otro de ellos se caracterizó por la presencia predominante de *Paspalum paniculatum*. Mientras que el otro estrato agrupaba aquellas parcelas que si bien presentaban una fuerte participación de *Axonopus compressus*, éste no alcanzaba el 70 % de participación de la biomasa, ya que intervenían otras gramíneas como *Stipa* sp., *Andropogon lateralis*, u otras más características de los pastizales a cielo abierto o *Paspalum paniculatum* y algunas malezas de hoja ancha (Ferrere et al., 1999).

Análisis estadístico: Mediante análisis de regresión se verificó la relación entre la biomasa anual de los distintos estratos herbáceos con elementos del ambiente y con las respectivas estructuras de canopia relevadas anualmente en las parcelas de *Pinus taeda* L. En virtud de los antecedentes sobre digestibilidad y consumo voluntario de *Axonopus compressus* (Kaligis & Mamonto, 1990) y de los resultados de Ferrere et al. (1999) durante los primeros dos años de análisis de este ensayo, se consideró en primera instancia al estrato 3 - 70 % de la biomasa aportado por esa especie forrajera - como el más relevante, para analizar su relación con el dosel arbóreo. Luego se procedió al análisis de los otros dos estratos.

En primera instancia se analizó mediante regresión lineal simple la relación entre variables de estado del rodal - G y lcv - y la biomasa forrajera. Luego, considerando las determinaciones de Lacorte & Goldfard (1996) - en cuanto a la existencia de una relación entre precipitaciones primavera-estivales y productividad del pastizal en el sur de Misiones - mediante variables descriptoras de la estructura de la canopia, del tamaño del árbol promedio, del volumen y profundidad de copa media y precipitaciones anuales, se ajustó un modelo por el método de regresión paso a paso para estimar la biomasa forrajera anual. También se ajustaron modelos mediante regresión lineal simple y no lineal, recurriendo a variables independientes construidas "ex profeso" y que expresaban relaciones entre el tamaño de la copa, el tamaño del árbol y la precipitación anual. Las variables independientes construidas fueron las siguientes:

PECTA = precipitación anual / (lcv * (Dg2 * Hm))

PECCO = precipitación anual / (lcv * (Dg2 * lcvp))

PECTAC = precipitación anual / (lcv * (Dg2 * Hm + Dg2 * lcvp))

donde:

Precipitación anual: mm/año

Tabla 3. Valores promedios, máximos, mínimos y desvío estándar de las variables de estado por ha de las parcelas de *Pinus taeda* L. y de biomasa forrajera en las mismas

	N	G	Dg ²	Hm	lcv	lcvp	lcvv	lcvvv
promedio (n=65)	6,0	711	15,0	11,3	10,4	4,7	3,0	2,2
máximo	7,0	1671	34,1	13,9	12,9	11,3	6,7	6,0
mínimo	5,0	163	1,9	12,2	8,8	8,3	2,0	0,1
desvío estándar	0,79	430	7,94	3,04	1,45	1,32	2,39	1,83

N: número de árboles/ha; G: área basal /ha; dg: diámetro cuadrático promedio; Hm: altura dominante, Hm: altura media; lcvp: profundidad de copa promedio; lcvv: prof. de copa por ha

Tabla 4. Valores promedio, máximo, mínimo y desvío estándar de la biomasa forrajera en los estratos herbáceos y variables de estado por ha de las parcelas de *Pinus taeda* L. que los determinaron.

(n°)		N	G	Dg ²	Hm	lcv	lcvp	lcvv	lcvvv
1	promedio	6,1	15	1373	24	14,8	10,3	3,5	4,8
	máximo	7		1671	34	17,1	11,8	4,8	6,7
	mínimo	5		848	12	12,8	8,8	2,2	2,2
	desv. estándar	0,7		201	6	1,3	1,0	0,8	1,4
2	promedio	5,1	14	527	11	15,6	9,1	5,1	2,8
	máximo	6		834	18	19,0	10,4	8,3	6,5
	mínimo	5		163	2	12,2	8,4	2,3	0,4
	desv. estándar	0,4		277	6	2,0	0,5	2,7	2,1
3	promedio	6,2	36	506	13	18,1	11,0	4,9	2,3
	máximo	7		834	27	27,0	12,9	11,3	6,1
	mínimo	5		163	3	13,5	8,3	2,0	0,7
	desv. estándar	0,7		221	7	3,2	1,3	2,6	1,3

- lcv : longitud de copa verde (km/ha).
- lcvp : longitud de copa verde promedio (m).
- Dg² * Hm : volumen cilíndrico; tamaño del árbol (cm * m)
- Dg² * lcvp : tamaño de la copa (cm * m)

Con posterioridad, efectuando análisis de covarianza, se realizó la comparación de los coeficientes correspondientes al intercepto y a la pendiente de los modelos ajustados para cada estrato, a fin de

determinar la existencia de diferencias significativas entre ellos, siguiendo el método de Snedecor (Schneider, 1998).

Tabla 5. Parámetros y estadísticos de modelos de predicción de biomasa en un pastizal con predominio de *Axonopus compressus* (tn/ha/año) en función de G y LCV de *Pinus taeda* L.

Modelo	A	b	r	R ²	SE	s
y=a+b*G	4,11259	-0,124165	-0,62	38,67	1,04559	**
y=exp(a+b*lcv)	1,66267	-0,424966	-0,69	47,28	0,604224	**

**Significativo al 1% de probabilidad de error.

RESULTADOS Y DISCUSIÓN

En la Tabla 3 se presentan los valores promedios, máximos, mínimos y desvíos estándar de las variables de estado de las parcelas de *Pinus taeda* L. y de biomasa forrajera en éstas, y en la Tabla 4 los correspondientes a cada uno de los 3 de los estratos identificados.

Análisis del estrato con predominancia de *Axonopus compressus*: Analizada mediante análisis de regresión simple, la relación existente entre la producción del pastizal con predominancia de *Axonopus compressus* y las variables lcv y G de las parcelas de *Pinus taeda* L., se determinó cuánto explicaba cada una de ellas de la variación en producción de biomasa del pastizal. El modelo que empleaba la longitud de copa verde (LCV) como variable independiente explicó el 47 % de la variación en producción de biomasa de *Axonopus compressus*, en tanto que el empleaba área basal explicó un 39 % de dicha variación (Tabla 5).

Estos resultados, que permiten descartar el empleo de G como variable predictora del rendimiento de *Axonopus compressus* bajo la canopia de *Pinus taeda* L. sometido a podas y raleos, contrastan también con los obtenidos por Sibbald et al. (1994), quienes lograron, mediante el empleo de un modelo lineal cuya variable independiente era lcv, explicar el 92,5 % de la variación en la producción de forraje bajo dosel.

El hecho de que el modelo ajustado, empleando lcv, explicara sólo un 47,2 % de la variación en la producción de *Axonopus*

compressus, puede ser atribuido sólo parcialmente a que tanto esos autores, como también Percival & Knowles (1986), emplearan como variable dependiente el porcentaje de cobertura de la pastura bajo dosel. expresada en relación con la existente a cielo abierto y no la producción de biomasa expresada en tn/ha, como en el presente caso. O bien al empleo como covariable del largo promedio de copa (lcvp), tal como hicieron Percival & Knowles (1986), quienes lograron expli-

Tabla 6. Coeficientes de los modelos de estimación de la producción anual de materia seca de un pastizal con predominancia de *Axonopus compressus* bajo dosel de *Pinus taeda* L.

Modelo	a	b	c	d
(1) $y = a + b * X_1 + c * X_2 + d * X_3$	1,44818	-0,000214333	-0,427937	0,00150719
(2) $y = a + (1 - \exp(-b * \text{PECTA}))^c$	3,27241	21,524	8,2263	
(3) $y = \exp(a + b / \text{PECTA})$	1,50157	0,00874839		
(4) $y = \exp(a + b / \text{PECCO})$	1,23509	-0,184176		
(5) $y = \exp(a + b / \text{PECTAC})$	1,41068	-0,0862045		

Figura 7. Aspecto del dosel de *Pinus taeda* L. en un pastizal con predominancia de *Axonopus compressus* bajo dosel.

Tabla 7. Estadísticos y ANOVA de los modelos de estimación de la producción anual de biomasa de un pastizal con predominancia de *Axonopus compressus* bajo dosel de *Pinus taeda* L.

Modelo	r	R ²	ESE	EAP	DW	SN
(1)		59,7209	0,873521	0,678407	2,02296	*
(2)		57,6308	0,88222	0,622963	1,9002	
(3)	-0,832859	69,3653	0,46058			**
(4)	-0,811744	65,8929	0,485984			**
(5)	-0,840265	70,6045	0,451169			**

r: coef. correlación; R²: coef. determinación; ESE: error estándar estimador; EAP: error abs. prom.; DW: Durban-Watson; **: significativo al 99 % de nivel de confianza; *: significativo al 90 % de nivel de confianza

Tabla 8. Errores de estimación de los modelos 3 y 5 de estimación de la producción anual de biomasa de un pastizal con predominancia de *Axonopus compressus* bajo dosel de *Pinus taeda* L.

Modelo	epp (%)	eap	eap (tn/ha)
3	-11,0	0,12	0,75
5	-11,4	0,13	0,72

epp: error promedio % : $(M_s \text{ obs} - M_s \text{ estim}) / M_s \text{ obs} * 100$; eap: error promedio (MS obs- MS estim); eap: error absoluto promedio.

car el 96 % de la variación en la producción relativa de pastura bajo dosel de *Pinus radiata*.

En las Tablas 6 y 7 se presentan los coeficientes y estadísticos de los distintos modelos ajustados que aparte de incorporar de variables de estado del rodal también incluían variables del árbol promedio y precipitaciones. De la Tabla 7 surge que los modelos 3, 4 y 5, que se ajustaron linealmente, empleando como variable independientes PECTA, PECCO y PECTAC, permitieron obtener mejores resultados que el modelo de regresión múltiple (1) y el no lineal (2).

También se pudo observar diferencias entre los ajustes de estos tres modelos. El modelo 4, cuya variable independiente PECCO, está vinculada a las precipitaciones y a la estructura de la canopia del rodal, como con el tamaño medio de la copa, presentó un ajuste menor que los otros dos. Si bien los estadísticos del modelo 5 evidenciaron un ajuste ligeramente superior que el obtenido con el modelo 3 (Tabla 7), analizando los valores observados versus los estimados se determinó que el error porcentual y el error promedio eran levemente inferiores con el modelo cuya variable independiente era PECTA, sólo el error absoluto promedio fue ligeramente menor en el modelo 5 (Tabla 8). En la Figura 4 se puede observar la representación gráfica de los valores estimados y observados de producción de biomasa mediante el modelo 3 (modelo ajustado para estrato 3).

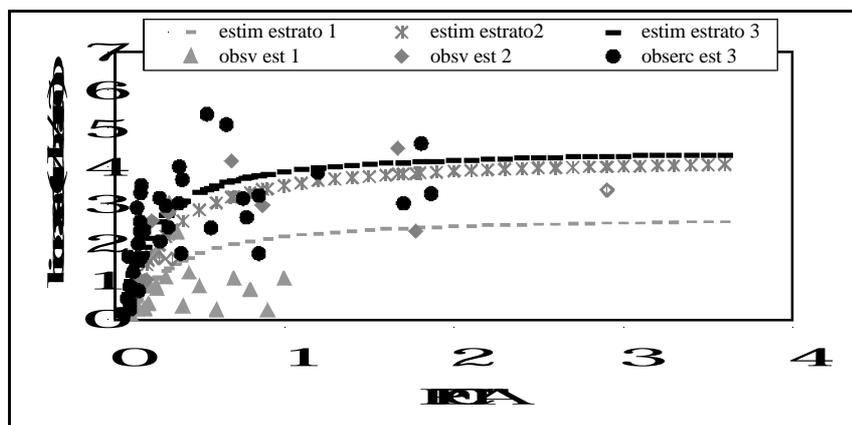
Sin embargo un 30 % de la variación en dicha producción no fue explicado por ninguno de los dos modelos, 3 y 5. En la Figura 4 (modelo estrato 3) puede establecerse que las producciones observadas, ubicadas por encima de la relación estimada, se correspondían mayoritariamente con los años de precipitaciones de valores medios o superiores. Lo contrario ocurrió con la producción observada correspondiente al año de menores precipitaciones. En relación con la estructura de la canopia y tamaños de árboles no pudo determinarse una tendencia definida.

El modelo 3 permitiría inferir que para el sitio y edades de plantación bajo estudio, una biomasa superior a las 3 tn/ha/año fue factible con valores de PECTA superiores a 0,4. Este valor fue alcanzado con densidades entre 300-400 pla/ha, con longitudes de copa verde cercanas o inferiores a 1 km/ha y una profundidad de copa verde del árbol medio de 3-3,5 m, bajo condiciones de precipitaciones promedio. Este manejo puede considerarse drástico para la conducción de

Tabla 9. Coeficientes de los modelos predicción de biomasa forrajera anual bajo dosel de *Pinus taeda* L. ajustados para los estratos herbáceos 1, 2 y 3

estrato	modelo	coeficientes	
		a	b
1	$y = \exp(a+b/PECTA)$	1,00257	-0,22715
2	$y = \exp(a+b/PECTA)$	1,45679	-0,20387
3	$y = \exp(a+b/PECTA)$	1,50157	-0,150381

Figura 4. Producción estimada y observada (tn/ha/año), con relación a la variable PECTA, de los tres estratos herbáceos constitutivos de un pastizal bajo dosel de *Pinus taeda* L. en el NE de la provincia de Corrientes



Pinus taeda L. si se disminuye la densidad podría atenuarse la intensidad de poda, pero considerando que los tratamientos con aproximadamente 200 pla/ha en general en los primeros años de observación no presentaban una composición mayoritaria de *Axonopus compressus*, esta sería una práctica desaconsejable. A ello hay que añadir el fuerte engrosamiento de las ramas que presenta la especie y que se acentúa con densidades menores, pudiendo aparejar problemas de comercialización de los rollizos con ramas.

Producciones por encima de las 2 tn/ha/año serían posibles de obtener con valores de PECTA superiores a aproximadamente 0,19,

disminuyendo aceleradamente a partir de este valor, por lo que se lo podría tomar primariamente como límite inferior de la zona de manejo del sistema silvopastoril bajo estudio. Ese valor fue alcanzado por parcelas con 400-500 pla/ha y una profundidad de profundidad de copa del árbol medio de 4-5m.

Análisis de la producción forrajera en todos los estratos: Considerando los tres estratos de vegetación herbácea identificados, se ajustó un modelo empleando la variable independiente PECTA, para cada uno de ellos. En la Tabla 9 se presentan los coeficientes de dichos modelos.

Graficados los tres modelos (Figura 4) pudo establecerse que el modelo ajustado para el estrato con predominancia de *Axonopus compressus*, estrato 3, permitía demostrar la mayor productividad de esta forrajera, seguida por la correspondiente al estrato herbáceo 2. Por último se ubicó la correspondiente al estrato herbáceo 1.

De estos análisis también fue posible inferir que en el presente caso con altas densidades de rodal y podas (1667 pla/ha de densidad inicial de plantación) y cuyo modelo se corresponde con el del estrato 1, el pastizal bajo dosel tuvo un comportamiento diferente que el correspondiente a las densidades medias y bajas (833 a 208 pla/ha de densidad iniciales), atribuible probablemente al cambio en la composición botánica motivado por las condiciones de radiación solar imperantes. En las parcelas de alta densidad el pastizal se caracterizó por una fuerte predominancia de *Paspalum paniculatum* ("pasto yacaré").

En cuanto a las densidades medias (833 y 417 pla/ha) cuyas parcelas integraron el estrato 2, se correspondieron mayoritariamente con observaciones efectuadas durante el primer año de evaluación de forrajes; con posterioridad evolucionaron hacia una mayor proporción de participación de *Axonopus compressus*, lo que permitió catalogarlas como estrato 3, excepto en el caso de 833 pla/ha sin poda, donde se pasó a una predominancia de *Paspalum paniculatum*, lo que hizo asignarla al estrato 1.

Las parcelas de baja densidad (208 pla/ha), que integraron el estrato herbáceo 2, permanecieron en él durante los dos primeros años, cuando los niveles de radiación eran mayores y probablemente también lo fuera la demanda ambiental ya que aun no se habría evidenciado el efecto morigerador del bosque. Luego al aumentar la participación de *Axonopus compressus* al tercer año de evaluación se incorporaron al estrato 3.

Tabla 10. Valores *P* resultantes del análisis de covarianza de los coeficientes de los modelos lineales ajustados para los estratos herbáceos 1, 2 y 3

	coef	modelo 1		modelo 2		modelo 3	
		a	b	a	b	a	b
modelo estrato 1	a			0,0196		0,0000**	
	b				0,7669		0,1651
modelo estrato 2	a	0,0196				0,1280	
	b		0,7669				0,3097
modelo estrato 3	a	0,0000**		0,1280			
	b		0,1651		0,3097		

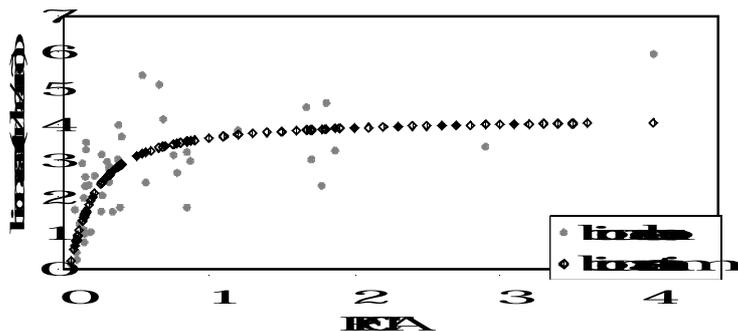
** : diferencias significativas al 99% de nivel de confianza.

Tabla 11. Coeficientes y estadísticos del modelo de estimación de biomasa forrajera bajo dosel de *Pinus taeda* L. para los estratos con presencia de *Axonopus compressus* (estratos 2 y 3.)

coef	a	b	R	R ²	ESE	ms	ep	ep%	ep
$y = \exp(a + b/PECTA)$	1,43822	-0,149048	-0,824525	67,9842	0,432408	**	0,14	0,75	-9,48

y = biomasa (tn/ha año); *a* y *b* = coeficientes; *r* = coef. de correlación; *R*² = coef. det.; ESE = error estándar del estimador; ep = error promedio (MS obs - MS estim); ep% = error promedio % = (MS obs - MS estim)/MS obs * 100

Figura 5. Producción estimada y observada con relación a la variable PECTA, de los estratos herbáceos 1 y 2, con presencia de *Axonopus compressus*, del pastizal bajo dosel de *Pinus taeda* L. en el NE de la provincia de Corrientes.



Este pasaje de parcelas del estrato 2 al 3 reflejaría la menor demanda ambiental a la que se vio sujeta el pastizal al reducirse los niveles de radiación a causa del crecimiento arbóreo, que permitió que *Axonopus compressus* desplazara gramíneas de menor valor forrajero, propias de situaciones de pastizal a cielo abierto como *Aristida pallens*, *Stipa sp* ó *Andropogon lateralis*.

A los efectos de determinar si existían diferencias significativas entre los interceptos y pendientes de los tres modelos se comparó los valores de estos coeficientes (a y b) de a pares mediante análisis de covarianza. Surgió entonces que había diferencias significativas entre el valor de los interceptos de los modelos correspondientes a los estratos 1 y 3 (Tabla 10).

La inexistencia de diferencias estadísticamente significativas entre los interceptos y pendientes de los estratos 2 y 3 permitió construir un modelo común para ambos estratos (2 y 3), empleando como variable independiente PECTA. En la Tabla 11 se presentan los coeficientes y principales estadísticos del mismo y en la Figuras 5 la representación gráfica de los valores estimados y observados.

Este modelo en comparación con el ajustado exclusivamente para el estrato 3 presentó un ajuste ligeramente menor y un error promedio algo superior, aunque el error promedio porcentual fue inferior (Tablas 8 y 10). Esto habilitaría su empleo para la estimación de la producción forrajera en todas las situaciones donde se aplicaron raleos (833 a 208 pla/ha), aunque debiera considerarse que en ciertas situaciones, sobre todo las extremas, que la calidad forrajera del pastizal podría verse afectada por cambios en la composición botánica (Ferrere et al., 1999).

Al combinar los estratos 2 y 3 en un sólo modelo pudo verificarse que a partir de un valor de la variable PECTA de 0,25 o menor, si bien la producción era mayor a las 2 tn de biomasa/ha año, se incrementaba la presencia de parcelas con participación creciente de *Paspalum paniculatum*, pero con lcv superiores a los 3 km/ha. Igualmente para valores de PECTA superiores a 1,7 y lcv inferiores a 0,6 km, *Axonopus compressus* disminuía su presencia dando lugar a especies de cielo abierto.

Producción forrajera bajo dosel y precipitaciones: La observación, al ajustar los modelos anteriores, de que la biomasa observada correspondiente a los dos años de precipitaciones mayores, se ubica-

ra por encima de la relación establecida y que por el contrario la correspondiente al año de menor precipitación, se ubicara por debajo de la misma, permitió presuponer la existencia de niveles de producción para condiciones similares de estructuras de canopia, condicionados mayormente por las lluvias.

Por esta razón se procedió al ajuste de modelos lineales que relacionaban la biomasa anual de *Axonopus compressus* de los estrato

Tabla 12. Modelo de pendiente común de estimación de biomasa de *Axonopus compressus* por año de observación en función

Período	Precipitación	Modelo	R	ee	ep	DW	N
1997-1998	2403	$y = 4,67987 - 0,606428 * lcv$	60,1	0,876	0,696	1,965	0,000
1998-1999	1677	$y = 3,46189 - 0,606428 * lcv$					
1999-2000	1902	$y = 3,942406 - 0,606428 * lcv$					

precipitación = mm; y = biomasa (tn/ha/año); lcv = km/ha; ee = error estándar del estimador; DW=Durban-Watson.

tos 2 y 3, con lcv por año de observación. Efectuada la comparación entre las pendientes de los tres modelos no se encontraron diferencias significativas al 90 % de nivel de confianza. La comparación de los interceptos arrojó como resultado la existencia de diferencias significativas al 99 % de nivel de confianza, quedando evidenciada la existencia de niveles de producción de biomasa de acuerdo con el año de observación. Consecuentemente se procedió al ajuste de modelos de pendiente común (Tabla 12).

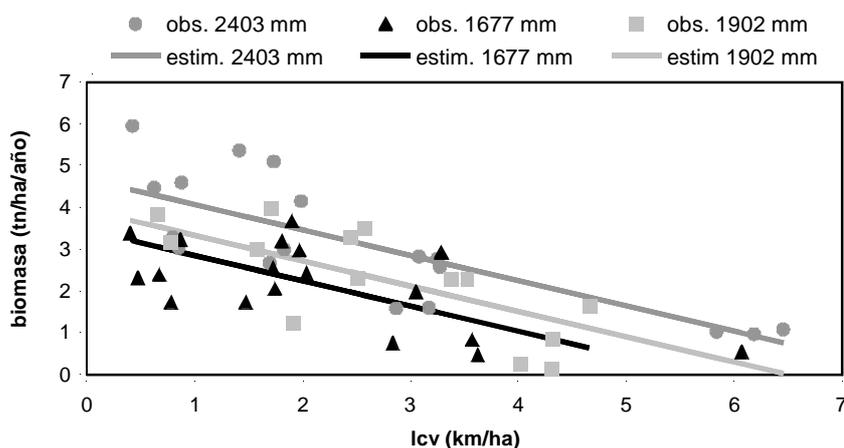
En la Figura 6 se observa la representación de estos modelos, los cuales permitieron inferir la competencia entre el estrato arbóreo y el pastizal, la cual se ve acentuada en años de precipitaciones por debajo de lo normal – cabe aclarar que las precipitaciones de la temporada 1999-2000 se aproximan a la media histórica de la zona. En la Tabla 13 se observa que durante el año de mayor precipitación para lcv entre 1 y 2 km/ha, el diferencial en biomasa alcanzó un 17 % y entre 3 y 4 km/ha dicho diferencial fue establecido en 26 %. Mientras que en el año de menores precipitaciones, entre 1 y 2 km/ha de lcv se obtuvo un diferencial del 32 % y para lcv de 3 a 4 km/ha el diferencial se ubicó en un 60 %.

Esas observaciones se ven reforzadas si se considera que entre las precipitaciones de los períodos 1997-1998 y 1999-2000 el diferen-

Tabla 13. Diferenciales porcentuales de biomasa de *Axonopus compressus* entre rangos de lcv por año de observación y precipitaciones

lcv	precipitación		
12	23	102	157
23	17	2	2
34	20	3	35
	6	4	6

Figura 6. Realación entre estructura del dosel (lcv) de *Pinus taeda* L. y producción de *Axonopus compressus* para los distintos periodos de observación y de precipitaciones



cial fue de 501 mm, pudiendo establecerse que por cada 100 mm de precipitaciones se produjo un diferencial de 0,150 tn/ha/año de biomasa de *Axonopus compressus*. Mientras que por cada 100 mm de disminución precipitaciones entre los periodos 1997-1998 y 1998-1999, cuyo diferencial fue de 225 mm, se produjo un diferencial de 0,214 tn/ha/año.

La existencia de niveles de producción en función de las precipitaciones inhabilitaría el empleo del modelo ajustado para los estra-

tos 2 y 3 mediante el uso de la variable PECTA, ya que al combinar distintos años de observación no permite discriminar el efecto de las lluvias, dando como resultado una media de los distintos años de observación, pudiendo por lo tanto sobreestimarse o subestimarse la misma. Sin embargo, con sólo tres años de observación ajustar un modelo único, mediante el método de ajuste paramétrico (Clutter *et al.*, 1992), podría arrojar como resultado tendencias poco reales de los coeficientes.

CONCLUSIONES Y RECOMENDACIONES

La composición botánica del pastizal bajo dosel de *Pinus taeda* L. exhibió una dinámica propia debido a la influencia del tratamiento silvícola aplicado, pudiendo identificarse 3 estratos con características diferenciales atribuibles mayormente a las variaciones en la radiación solar provocadas por las distintas estructuras de canopia generadas mediante raleo y poda.

En situaciones de baja luminosidad, por falta de raleos, *Paspalum paniculatum* fue la gramínea predominante como paso previo a la desaparición de la cobertura herbácea. Esta puede ser tomada como indicadora de condiciones de falta de radiación solar suficiente para implementar o continuar con prácticas silvopastoriles, que privilegien la producción del pastizal con especies de alto valor forrajero como *Axonopus compressus*.

En rodales podados y raleados con densidades menores a 833 pla/ha, *Axonopus compressus* fue la gramínea preponderante, aunque en ciertas situaciones, principalmente en los dos primeros años de observación, en algunas parcelas era acompañada por especies más características del pastizal a cielo abierto, como *Aristida pallens* y *Stipa sp.*, ambas de escaso valor forrajero, o *Andropogon lateralis*. El hecho de que al tercer año de observación estas gramíneas hayan sido desplazadas por *Axonopus compressus* indica el efecto benéfico del dosel arbóreo de *Pinus taeda* L. sobre el pastizal, mejorando su calidad forrajera.

La producción de biomasa forrajera en los estratos herbáceos con predominancia absoluta de *Axonopus compressus* – más del 70 % del peso seco – fue similar a la del estrato en que esta gramínea era acompañada por otras de menor valor forrajero, propias del pastizal a cielo abierto.

La biomasa forrajera está directamente relacionada con la estructura del dosel arbóreo, disminuyendo a medida que aumenta la biomasa foliar y también con las precipitaciones, habiéndose establecido niveles de producción en función de las precipitaciones anuales.

Fue posible comprobar que para longitudes de copa similares, la biomasa forrajera disminuye sensiblemente en los años en que las precipitaciones son inferiores a las normales de la región. Este hecho refleja la competencia por agua entre el estrato arbóreo y el herbáceo.

Nuevas observaciones debieran permitir el desarrollo de modelos que contemplen los distintos niveles de producción debido a precipitaciones, siendo recomendable también instalar ensayos tendientes a determinar el efecto de la competencia por agua sobre el componente forestal.

AGRADECIMIENTOS

A Papelera del Plata S.A. y sus técnicos Ing. Ftal. Raúl Pezzuti y Manuel Durán. Al Ing. Ftal. Diego Allegranza, quien participó en los estadios iniciales de la experiencia; al Ing. Ftal. Arturo Hernández, por su cooperación en las mediciones y a los Ings. Agr. Simon Kramer y Oscar J. Burtnik de la AER INTA Sto. Tomé, por el apoyo brindado.

REFERENCIAS

ALDER, D. (1980). Estimación del volumen forestal y predicción del rendimiento. Vol. 2 Predicción del rendimiento. Estudio FAO: Montes 22/2. Roma, 80.p.

ALEGRANZA D. A., TORRES E., REBORATTI H., FASSOLA H.E. (1997). Efecto de la densidad del *Pinus caribaea* var. *caribaea* sobre la oferta forrajera. Inf. Tec. N° 18. INTA EEA Montecarlo, 10 p.

BENVENUTTI M., PAVETTI D., PÉREGO J., CORREA M. (1997). Evaluación de especies forrajeras en distintos niveles de iluminación bajo monte forestal

de pino. Curso de capacitación: la suplementación en la ganadería. Inédito. Programa Cambio Rural. EEA Montecarlo, Eldorado, Misiones, 12 p.

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.Téc. N°70. INTA EEA Cerro Azul, 18 p.

CAMERON C., DRANCE S., EDWARDS D., JONES D. (1994). Árboles y pasturas: Un estudio sobre los efectos del espaciamiento. Agroforestería de las Américas, p. 8-9. (Traducido por Adrienne Gieménez).

CLUTTER F.H., FORTSON J. C., PIENNAR L.V., BRISTER G.H., BAYLEY R.L. (1992). Timber management - a quantitative approach. 2nd ed.. New York, 333 p.

CURTIS R.O. (1967). Height-diameter and Height-diameter-age equations for second growth annual lobolly pine growth. Forest Science 22(4): 434-456.

FASSOLA H. E., RODRÍGUEZ F., ALLEGANZA D., HERNÁNDEZ, A., FERRERE P., DURAN M., REBORATTI, H. (1999a). Resultados iniciales de tratamientos silvícolas directos en *Pinus taeda* origen Marion, en el NE de Corrientes. Inf Tec. N° 22. INTA EEA Montecarlo, 9 p.

FASSOLA H. E., RODRÍGUEZ F., FERRERE P., ALLEGANZA D., HERNÁNDEZ A., DURAN M., REBORATTI, H. (1999b). Crecimiento de árboles dominantes en fase juvenil de *Pinus taeda* L en el NE de Corrientes sometidos a distintos tratamientos silvícolas. Inédito. PIA 20/96. Informe final. Inédito. INTA EEA Montecarlo, 19 p.

FASSOLA H. E, FERRERE P., RUIBAL DE GELID M. (1999c). Crecimiento en área basal de plantaciones jóvenes de *Pinus taeda* L. origen Marion. Informe final PIA 20/96. Inédito. INTA EEA Montecarlo, 11 p.

FERRERE P., FASSOLA H. E., LACORTE S. M., ALLEGANZA 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, 11 p.

FERNÁNDEZ R., PAHR N., LUPI, A. (1996). Evaluación del 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.

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.

KALIGIS D.A., MAMONTO S. (1990). Intake and digestibility of some forages for shaded environments. En: Forage plantation crops. Aciar Proceedings n° 32. Ed.: Shelton H.M. y Stur. p 89-91.

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 Witthead D. Forestry and Forest products Research Institute, Ibaraki, Japan:104-117.

LACORTES S.M., GOLDFARB M.C. 1996. Evaluación agronómica de un pastizal nativo del sur de Misiones. Miscelánea N° 34.INTA EEA Cerro Azul. pp.16

PERCIVAL N.S., KNOWLES R.L. (1986). Relationship between Radiata pine and understorey pasture production. Agroforestry Symposium Proceedings. Forest Research Institute. pp. 152-160.

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.

SCHNEIDER, P.R. (1998). Análise de regressão aplicada à engenharia florestal. Univ, Federal de Santa María. Centro de Ciências Rurais. Departamento de Ciências Florestais. Centro de Pesquisas Florestais-CEPEF. 236 p.

TORRES F. (1983). Role of perennials in animal agroforestry. Agroforestry Systems 1:147.