

TRABAJO CIENTÍFICO

**Modelos aditivos de predicción de biomasa aérea de
Pinus elliottii var. *elliottii* x *Pinus caribaea* var. *hondurensis*
de Misiones Argentina**

Additive models for predicting biomass of Pinus elliottii var. *elliottii* x *Pinus caribaea* var. *hondurensis* in Misiones Argentina

Boca, T.¹; H. Fassola²; E. Crechi²; S. Barth²; A. Keller²; R. Winck² y P. Ferrere³

Recibido en septiembre de 2016; aceptado en noviembre de 2017

RESUMEN

En los últimos años, el manejo forestal ha ido cambiando el concepto tradicional de la producción de madera a un enfoque global que contempla la producción de otros bienes tales como la dendroenergía y la fijación de dióxido de carbono. En este contexto, es necesario mejorar las estimaciones no solo de madera, sino también de otras fracciones de la biomasa tales como acículas y ramas. Con datos de híbridos de *Pinus elliottii* var. *elliottii* x *Pinus caribaea* var. *hondurensis* fueron ajustados modelos de predicción para las componentes de biomasa. Se utilizó el método de estimación simultánea SUR (*Seemingly Unrelated Regressions*) o regresiones que aparentemente no están relacionadas para garantizar la aditividad de los modelos de las componentes de biomasa. Las variables explicatorias consideradas fueron diámetro a la altura del pecho y altura. Se obtuvieron ajustes con un $r^2=97\%$ para biomasa del fuste, 75 % para biomasa de acículas y 68 % para biomasa de ramas. Considerando que más del 65% de la biomasa aérea se concentra en el fuste, aun en plantaciones jóvenes, los resultados se consideran apropiados. Se comparó la metodología SUR con el ajuste tradicional de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) y se verificó una leve reducción en los intervalos de confianza de los coeficientes. Las estimaciones SUR constituyen una herramienta adecuada para la estimación de fracciones de biomasa aérea en plantaciones de pinos híbridos.

Palabras clave: Ecuaciones aparentemente no relacionadas; Biomasa arbórea; Modelos aditivos.

ABSTRACT

In recent years, forest management has changed the traditional concept for timber production to a global approach that includes the production of other goods such as dendro-energy and carbon dioxide fixation. In this context, it is necessary to improve the estimates of not only timber, but also other biomass fractions such as needles and branches. The predicting models of biomass components were fitted using *Pinus elliottii* var. *elliottii* x *Pinus caribaea* var. *hondurensis* hybrids data. To guarantee the additivity of the biomass components models, the simultaneous estimation method SUR (*Seemingly Unrelated Regressions*) was applied to the diameter at breast height and height as independent variables. The goodness of fit coefficient (R²) was 97 % for boles, 75 % for needles biomass and 68 % for branches mass. Considering that over 65 % of the aerial biomass corresponds to the bole, even in young trees, the results can be considered appropriate. The SUR methodology was compared to the traditional Ordinary Least Squares (OLS) method and showed a slight reduction in the coefficients confidence intervals. The statistical equations fitted are promising for future research of growth simulation models for hybrid pines.

Key words: Seemingly unrelated equations; Tree biomass; Additive models.

¹ Ing. Agr. MSc. INTA Central. Adolfo Alsina N° 1407, Piso 5 (C1033AAE), C.A.B.A. E-mail: boca.teresa@inta.gob.ar

² Ing. Ftale. EEA INTA - Montecarlo. Avda. El Libertador 2472, (3384) Montecarlo Misiones, Argentina.

³ Ing. Ftal. AER INTA - 9 de Julio. Buenos Aires, Argentina. Avda. Mitre 857, (6500), 9 de Julio.

1. INTRODUCCIÓN

Como respuesta al cambio climático global el sector forestal ha ido ampliando el foco del manejo desde la orientación exclusiva de la producción maderera hacia una visión que incorpore también los servicios ambientales (Bravo *et al.* 2008). Esto conlleva la necesidad de conocer la tasa y los patrones de partición de la biomasa en los distintos compartimentos del árbol para luego estimar la demanda de nutrientes en rodales de especies de rápido crecimiento (Adegbidi *et al.* 2002) y evaluar la sostenibilidad de estos sistemas. En los últimos años, el cultivo del *Pinus taeda* en Misiones, ha sido acompañado de una fuerte expansión del cultivo del pino híbrido, entre otras características por su mejor forma, sus altas tasas de crecimiento y menor tamaño de ramas, entre las principales características, por lo que también resulta necesario conocer el aumento de la productividad de esta especie en relación a las tradicionales para la producción maderera en la principal región forestal de Argentina.

En los bosques implantados están cobrando importancia aquellos desarrollados a partir de híbridos interespecíficos. En Australia durante la década de 1960 se iniciaron trabajos de hibridación entre *Pinus elliottii* var. *elliottii* (Engelm) x *Pinus caribaea* var. *elliottii* (Morelet) (Nickles 1992). Como resultado de estos cruzamientos se obtuvieron materiales con un comportamiento superior al de los parentales, despertando el interés en otras regiones forestales del mundo y Sudamérica (Nickles 1991, Dieters *et al.* 2006). Crechi *et al.* (2004) evaluaron la respuesta del pino híbrido y a la oportunidad e intensidad de raleos, encontrando diferencias significativas sobre el incremento y la producción total.

Cuando se quiere predecir más de un componente de la biomasa aérea de un árbol, es deseable que el procedimiento utilizado contemple las propiedades de aditividad (Borders 1989, Parresol 1999). Esto significa que la suma de las predicciones para cada componente corresponde a la predicción para la biomasa total del árbol (Carvalho *et al.*, 2003, Huiquan *et al.*, 2004). Zellner (1962) describió el método de estimación de regresiones aparentemente no relacionadas conocido como SUR (*seemingly unrelated regressions*). El mismo permite estimar los parámetros de un conjunto de ecuaciones de regresión de forma asintóticamente más eficiente que los obtenidos por la ecuación de mínimos cuadrados (Borders, 1989; Parresol, 1999). Este procedimiento ha sido empleado en econometría (Zivot y Wang, 2006) y en los últimos años, ha comenzado a aplicarse en los modelos de predicción de biomasa de árbol individual, pero teniendo en cuenta la correlación entre arboles dentro de la parcela (Rose, 2001). Russell *et al.*, 2009 desarrollaron estimaciones SUR en parcelas de árbol individual de 6 años de edad para determinar la biomasa aérea de *Pinus taeda* y el efecto de la densidad inicial de plantación. Schneider *et al.* (2008) calibraron las relaciones alométricas de *Pinus banksiana* Lamb. usando este tipo de estimaciones e incorporando variables de calidad de sitio que mejoraron las predicciones cuando se trabaja a escala regional. Sanquetta *et al* (2015) en Brasil, trabajando con *Pinus elliottii*, desarrollaron ecuaciones SUR para fracciones de biomasa de árboles individuales y encontraron mejores ajustes que estimando las componentes por separado.

Este trabajo tiene como objetivo estimar las componentes de modelos de biomasa aérea de pinos híbridos *Pinus elliottii* var. *elliottii* x *Pinus caribaea* var *hondurensis* para la región agroecológica Misiones Norte de Argentina (Papadakis, 1974) aplicando modelos aditivos ajustados con la metodología SUR y contrastarlos con los modelos ajustados por estimadores mínimos cuadrados ordinarios MCO.

2. MÉTODOS

Área de estudio

La zona de donde se obtuvieron las muestras corresponde a la región fitogeográfica de la provincia Paranaense (Dominio Amazónico, Cabrera 1976), distrito de las selvas (Rodríguez *et*

al., 2005), que se corresponde con la zona agroecológica Misiones Norte (Figura 1). Los suelos de la región pertenecen al gran grupo de los Kandiodultes (US Soil Taxonomy) conocidos localmente como tierra colorada o suelo rojo profundo (Mancini et al. 1964 y Ligier et al. 1990). Los mismos son derivados de la meteorización de la roca basáltica, siendo arcillosos en todo su perfil (INTA, 1972 - 1997). El clima según la clasificación de *Köppen* es de tipo *Cfa* (templado húmedo sin estación seca, macrotérmico, constantemente húmedo y subtropical) (Rodríguez et al., 2005). La precipitación media durante el período 1971-2011, fue de 1.885 mm en Iguazú, ciudad localizada al norte de la región considerada. La temperatura media anual en el mismo período fue de 21,6 °C (Olinuck, 2012).



Figura 1. Localización geográfica de las parcelas de muestreo
1: Lipsia S.A. 2: Trumpp hnos

Base de datos

Se constituyó con 24 ejemplares cortados en cuatro parcelas de muestreo establecidas en rodales de dos empresas de la región, Lipsia SA y Trumpp Hnos. (Figura 1). Los ejemplares tenían distintas edades de manera de representar el rango de las plantaciones comerciales existentes. Tres rodales tenían un manejo forestal intensivo con raleos comerciales tempranos y poda hasta 8 m de altura y pertenecían a la empresa Lipsia SA, ubicada en el departamento Iguazú y un cuarto con manejo silvopastoril, con aplicación de raleos precomerciales, podas y un raleo comercial, estaba ubicado en la empresa Trumpp Hnos del Departamento Montecarlo de la provincia de Misiones (Tabla 1). El muestreo se circunscribió a esos cuatro rodales, ya que su cultivo en la región aun no está suficientemente extendido y no hay mayor diversidad de sitios, clases de edades y regímenes silvícolas.

En las parcelas de muestreo se procedió a la medición del diámetro a 1,3 m (d) de todos los ejemplares. En cada una de ellas los árboles fueron ordenados por categoría diamétrica y divididos en tres clases: “pequeños”, “intermedios” y “grandes” (Köhl et al., 2006), siendo los límites de dichas clases variables para cada lote analizado en función de su edad y manejo”. De cada clase diamétrica se seleccionaron al azar dos ejemplares, cortándose seis árboles por parcela para la determinación de biomasa aérea. De los árboles cortados se midieron las alturas totales con las se construyeron relaciones hipsométricas para cada parcela, que permitieron estimar la altura de cada ejemplar, de modo de calcular la altura media (h) y la altura dominante (H_{dom}). Esta información permitió caracterizar los parámetros dasométricos de las parcelas de donde se obtuvieron los árboles muestra (Tabla 1).

Tabla 1. Valores de los parámetros dasométricos de los rodales muestreados.

| Edad años | N árboles ha ⁻¹ | G m ² ha ⁻¹ | dmc cm | h m | Hdom m | V s.c. m ³ ha ⁻¹ |
|--------------|-------------------------------|--------------------------------------|-----------|--------|-----------|---|
| 7 | 733 | 21,49 | 19,32 | 12,70 | 13,40 | 63,73 |
| 8 | 292 | 11,26 | 22,15 | 16,70 | 17,60 | 95,06 |
| 10 | 517 | 24,39 | 24,51 | 18,20 | 19,50 | 141,97 |
| 15 | 433 | 37,23 | 33,09 | 25,60 | 26,70 | 367,55 |

N: número de árboles; G: área basal; dmc: diámetro medio cuadrático; h: altura media; Hdom: altura dominante; V s.c.: volumen sin corteza

De cada ejemplar cortado se procedió a determinar el peso fresco total de acículas verdes y el de ramas. De estas fracciones se tomaron alícuotas que fueron llevadas a estufa a una temperatura de 70 °C hasta peso constante, aplicando luego los coeficientes obtenidos a los valores de peso verde para estimar las biomásas de acículas y ramas. El fuste del árbol fue trozado en largos comerciales hasta los 5 cm de diámetro en punta fina y en cada extremo de las trozas se tomaron dos diámetros en forma perpendicular con y sin corteza y se cortaron discos. El volumen de cada rollizo fue determinado mediante la fórmula de Smalian. De los discos, desde el centro hacia la periferia en ambos sentidos, se obtuvieron probetas de 2 x 2 cm, las cuales fueron llevadas a estufa a una temperatura de 103 °C+/-2 °C hasta peso constante para estimar densidad básica. Ésta se determinó mediante el método de desplazamiento volumétrico. El valor de densidad básica promedio obtenido de los discos de cada rollizo se aplicó luego al volumen sin corteza de los mismos para estimar su peso seco y de los árboles (Adegbidi *et al.*, 2002, Pinazo *et al.*, 2007). El volumen de corteza del fuste no se consideró en estos cálculos. Los valores máximos, mínimos y promedios de las variables descriptoras de las parcelas y de los ejemplares cortados se presentan en la Tabla 2.

Tabla 2. Estadísticas descriptivas de los árboles muestreados y de las componentes de biomasa (kg)

| Árboles muestreados | Mínimo | Mediana | Promedio | Máximo | Coefficiente de variación (%) |
|-----------------------|--------|---------|----------|--------|----------------------------------|
| d (cm) | 14,3 | 25,6 | 25,5 | 45 | 30,2 |
| h (m) | 11,7 | 17 | 18,9 | 28,9 | 28,5 |
| Componente de Biomasa | | | | | |
| acículas | 5,91 | 18,62 | 19,81 | 47,85 | 55,67 |
| ramas | 5,96 | 28,95 | 35,47 | 132,50 | 80,15 |
| Fuste | 30,52 | 101,30 | 167,40 | 580,30 | 88,95 |
| Total | 43,14 | 166,90 | 217,40 | 277,30 | 83,58 |

Análisis estadístico. Los modelos ajustados de forma simultánea para cada componente fueron previamente seleccionados entre los reportados comúnmente en la literatura (Burkhardt, 2012) (Tabla 3). Las variables explicatorias fueron *d* y *h*. Las variables dependientes fueron: biomasa de acículas (*BAC*), biomasa de ramas (*BR*), biomasa del fuste (*BF*) y biomasa total (*BT*) todas expresadas en kilogramos. Se aplicaron transformaciones logarítmicas de las variables dependientes e independientes para lograr la homogeneidad de las varianzas y linealizar los modelos. Una vez realizadas las estimaciones se seleccionó aquel que mejor ajustaba para cada componente de biomasa en función de la significancia de los estimadores, los valores de R² (coeficiente de determinación) y del CME (cuadrado medio del error).

Tabla 3. Relaciones alométricas ajustadas a las componentes de biomasa

| Modelo | Ecuación |
|--------|---|
| 1 | $\ln(y) = \beta_{01} + \beta_{11} \cdot \ln(d) + \varepsilon$ |
| 2 | $\ln(y) = \beta_{02} + \beta_{12} \cdot \ln(d) + \beta_{22} \cdot \ln(h) + \varepsilon$ |
| 3 | $\ln(y) = \beta_{03} + \beta_{13} \cdot \ln(d) + \beta_{23} \cdot \ln(d^2 * h) + \varepsilon$ |
| 4 | $\ln(y) = \beta_{04} + \beta_{24} \cdot \ln(d^2 * h) + \varepsilon$ |

En una segunda etapa se procedió al ajuste simultáneo de todas las componentes de biomasa bajo un sistema de ecuaciones que puede representarse en forma matricial según [1]

$$Y = X\beta + \varepsilon \quad [1]$$

Donde:

Y = la matriz de p variables dependientes,

X = la matriz de incidencia para cada variable independiente,

β = vector de efectos a estimar,

ε = el vector de errores aleatorios y se asume que su distribución es Normal Multivariada $(0, \Sigma \sigma^2 I_{(N)})$.

Zellner (1962) formuló las regresiones aparentemente no relacionadas (SUR), como p ecuaciones de regresión, con posibles correlaciones entre los términos de error de las mismas. El modelo SUR se explicitó según el sistema matricial [2]

$$E(Y) = \begin{bmatrix} \hat{y}_{(BAc)} \\ \hat{y}_{(BR)} \\ \hat{y}_{(BF)} \\ \hat{y}_{(BT)} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X_{(BAc)} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & X_{(BR)} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & X_{(BF)} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & X_{(BT)} \end{bmatrix} * \begin{bmatrix} \beta_{(BAc)} \\ \beta_{(BR)} \\ \beta_{(BF)} \\ \beta_{(BT)} \end{bmatrix} = D * B; \quad [2]$$

El vector de coeficientes se estimó utilizando la fórmula [3]

$$\hat{B} = [D' Q^{-1} D]^{-1} [D' Q^{-1} Y]; \quad [3]$$

Donde Q es la matriz de ponderación basada en las covarianzas de las Y variables, según la forma [4]

$$Q = \hat{\Sigma} \otimes I_N \quad [4]$$

Los elementos de la matriz $\hat{\Sigma}$ de la ecuación [4] se calcularon como [5]

$$\sigma_{ij} = \frac{1}{(N - df^*)} y' [I_N - H_i] [I_N - H_j] y_j; \quad [5]$$

Donde: $H_j = X_j (X_j' X_j)^{-1} X_j'$.

Como puede verse los modelos SUR son una aplicación particular de los modelos lineales generalizados.

Ajuste por transformación. Por último se estimó un factor de corrección según la ecuación [6] con el objetivo de eliminar la asimetría en la distribución que se produce en el proceso de transformación inversa, que se da al emplear la transformación logarítmica (Meyer 1941, Baskerville 1972).

$$K = e^{\left(\frac{\sigma^2}{2}\right)} \quad [6]$$

Donde: K= coeficiente de corrección de la discrepancia logarítmica y σ^2 : varianza.

Los cálculos se realizaron en un entorno R (R Development Core Team 2012), aplicando las funciones de los paquetes *systemfit* (Arne y Hamann 2007) y *nlme* (Pinheiro *et al.*, 2011).

3. RESULTADOS

En el ajuste de los modelos independientes para cada componente de biomasa (Tabla 4), el modelo 1 fue el que mejor ajustó para biomasa de acículas (*BAC*) y biomasa de ramas (*BR*) dado que en ambos casos presentó el menor CME y el mayor R^2 , siendo la contribución de estas componentes a la biomasa total del 14 y 12 % respectivamente. Para biomasa del fuste (*BF*), siguiendo los mismos criterios se optó por el modelo 2 que además del *d* incluye la altura. Para dicha componente la contribución a la biomasa total es del 74%.

Tabla 4. Valores estimados de los distintos parámetros de los modelos propuestos y sus coeficientes de ajuste
(*BAC* = biomasa de acículas, *BF* = biomasa del fuste, *BR* = biomasa de ramas)

| | $\hat{\beta}_0$ | $\hat{\beta}(\ln d)$ | $\hat{\beta}(\ln d^2 \cdot \ln h)$ | $\hat{\beta}(\ln h)$ | R^2 | CME | Modelo |
|------------------|-----------------|----------------------|------------------------------------|----------------------|-------|------|--------|
| ln(<i>BAC</i>) | -1,85 | 1,47* | - | - | 0,76 | 0,25 | 1** |
| | -1,83 | 1,49* | - | -0,03 | 0,76 | 0,26 | 2 |
| | -2,23 | 1,66* | -0,01 | - | 0,76 | 0,26 | 3 |
| | 1,29 | - | 0,05* | - | 0,69 | 0,28 | 4 |
| ln(<i>BF</i>) | -3,28 | 2,52 | - | - | 0,82 | 0,35 | 1 |
| | -4,35 | 1,27* | - | 1,743 | 0,97 | 0,14 | 2** |
| | 4,09 | -1,08* | 0,14* | - | 0,95 | 0,19 | 3 |
| | 1,78 | - | 0,10* | - | 0,94 | 0,20 | 4 |
| ln(<i>BR</i>) | -3,29 | 2,06* | - | - | 0,69 | 0,42 | 1** |
| | -3,17 | 2,20* | - | -0,19 | 0,69 | 0,43 | 2 |
| | -3,40 | 2,12* | -0,002 | - | 0,69 | 0,43 | 3 |
| | 1,09 | - | 0,07* | - | 0,64 | 0,45 | 4 |

*El valor estimado es significativamente distinto de cero con una confianza del 95 %.

** Modelo seleccionado

Bajo el ajuste simultáneo de los modelos seleccionados los valores de los parámetros resultaron muy similares en todas las fracciones al comparar los estimadores SUR y CMO (cuadro 5), excepto para biomasa de ramas donde los estimadores SUR tiene valores de ordenada al origen y de pendiente menores a los valores ajustados con estimadores CMO. También se registró una reducción leve en los intervalos de confianza al utilizar la metodología SUR respecto a la CMO (Tabla 5), haciéndolos más informativos.

Tabla 5. Valores estimados de los distintos parámetros bajo métodos CMO y SUR

| | coeficiente | valor | CMO | | | R ² | SUR | | |
|---------|--|-------|-------|-------|----------------|----------------|-------|-------|------|
| | | | LI | LS | R ² | | valor | LI | LS |
| ln(BAc) | $\hat{\beta}_0$ | -1,85 | -3,02 | -0,67 | 0,75 | -1,84 | -3,02 | -0,67 | 0,75 |
| | $\hat{\beta}_1$ (ln <i>d</i>) | 1,47 | 1,11 | 1,84 | | 1,47 | 1,10 | 1,84 | |
| ln(BF) | $\hat{\beta}_0$ | -4,35 | -5,03 | -3,66 | 0,97 | -4,35 | -5,03 | -3,66 | 0,97 |
| | $\hat{\beta}_1$ (ln <i>d</i>) | 1,28 | 0,96 | 1,59 | | 1,27 | 0,96 | 1,59 | |
| | $\hat{\beta}_2$ (ln <i>h</i>) | 1,74 | 1,41 | 2,08 | | 1,74 | 1,41 | 2,08 | |
| ln(BR) | $\hat{\beta}_0$ | -4,48 | -5,24 | -1,33 | 0,68 | -3,29 | -5,24 | -1,32 | 0,68 |
| | $\hat{\beta}_1$ (ln <i>h</i> ln <i>d</i>) | 2,36 | 1,45 | 2,67 | | 2,06 | 1,45 | 2,67 | |
| ln(BT) | $\hat{\beta}_0$ | -3,33 | -3,77 | -2,35 | 0,96 | -3,09 | -3,79 | -2,39 | 0,96 |
| | $\hat{\beta}_1$ (ln <i>d</i>) | 1,46 | 1,14 | 1,79 | | 1,44 | 1,16 | 1,72 | |
| | $\hat{\beta}_2$ (ln <i>h</i>) | 1,29 | 0,86 | 1,55 | | 1,25 | 0,99 | 1,51 | |

Puede verificarse que en el ajuste de biomasa de ramas el 41% de las observaciones presentaron errores por debajo del 10% cuando se aplicó el método SUR, en tanto que solo el 8 % de las observaciones presentaron errores de menos del 10% cuando se ajustó por el método de CMO. En este último caso, el 58% de las observaciones presentaron errores de más del 20%. También se vio un cambio en los valores de correlación entre los estimadores de las componentes de varianza, mientras las mismas se asumen cero cuando se estiman los parámetros con el método CMO. Para los estimadores SUR se encontró que la correlación entre la ordenada al origen de la biomasa de ramas y acículas fue del 17 %, y de un 5 % para la pendiente. La matriz de correlaciones entre los residuales de los modelos CMO de las distintas componentes fue:

$$\begin{bmatrix} 1 & 0.34 & 0.02 \\ & 1 & 0.01 \\ & & 1 \end{bmatrix}$$

De derecha a izquierda las columnas corresponden a biomasa de acículas, ramas y biomasa del fuste. La prueba estadística para determinar si $H_0: \sigma_{hojas-ramas}^2 = 0$ indicó correlación significativa entre biomasa de ramas y acículas, consecuentemente el método SUR provee estimadores más eficientes que los obtenidos por CMO. Esto se ve reflejado en un cambio de los valores estimados y en el comportamiento de los errores de estimación.

Comparando la relación entre los valores observados y ajustados por ambos métodos, para el caso de biomasa de ramas los predichos del modelo SUR adopta valores mayores a los del modelo CMO para toda la serie. Esta diferencia tiende a ser levemente mayor al *d*. (Figura 2). Estos valores fueron ajustados por coeficientes K para eliminar la asimetría en la distribución que se produce en el proceso de transformación inversa, cuyo valor para biomasa de ramas fue de 1,1.

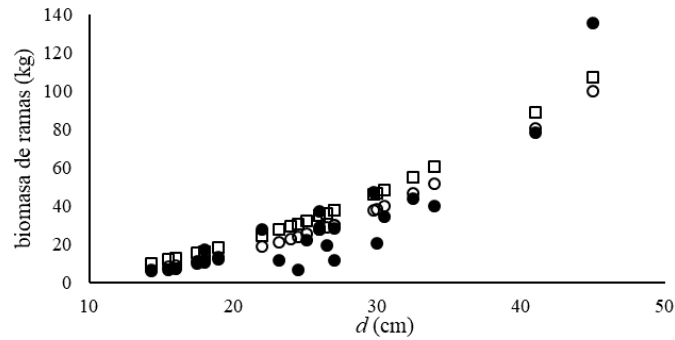


Figura 2. Valores observados (●), estimados CMO (○) y estimados SUR (□) de biomasa de ramas en función del diámetro a la altura de pecho (d).

El modelo de ajuste para biomasa del fuste que es la principal contribuyente a la biomasa total no mostró diferencias entre ambos métodos de estimación (Figura 3).

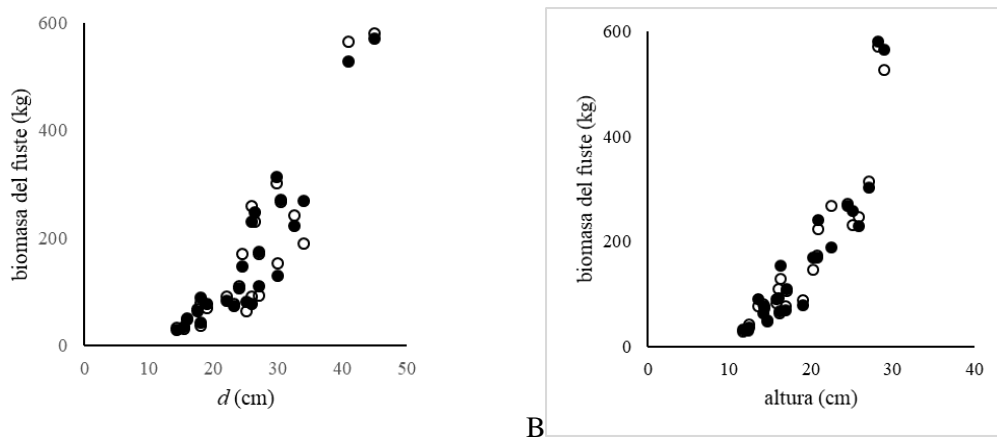


Figura 3. A.- Valores observados (○) y estimados (●) de biomasa del fuste en función del diámetro a la altura de pecho (d). **B.-** Valores observados (○) y estimados (●) de biomasa del fuste en función de la altura

La contribución de la biomasa del fuste aun a edades tempranas del rodal, fue mayor al 60 %, siendo del 82 % a los 15 años. La fracción de ramas parecería estabilizarse en 11 % a los 10 años, en tanto que la biomasa de acículas varió del 16 % en árboles de 7 años a 6 % en los de 15 años (Figura 4).

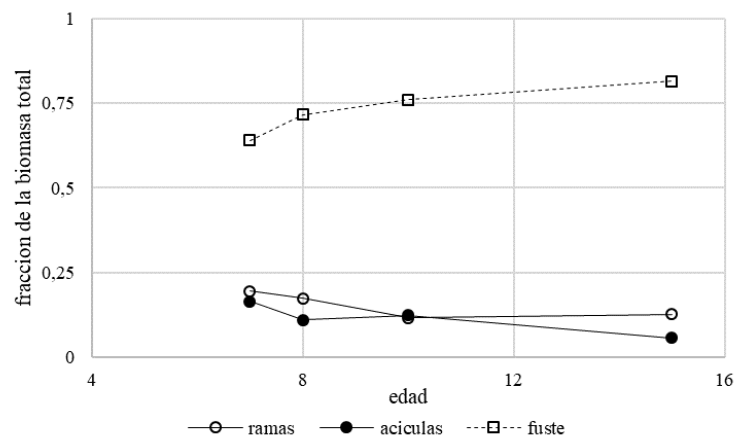


Figura 4. Evolución de las fracciones de biomasa área (acículas, ramas y fuste) a lo largo de las edades estudiadas en pino híbrido. Acículas (●), ramas (○) y fuste (□).

4. DISCUSIÓN Y CONCLUSIONES

Se obtuvieron modelos aditivos de predicción de biomasa aérea de pinos híbridos útiles para estimar dichas componentes en función del d y la altura. Estos pueden ser utilizados como herramientas de cálculo siendo promisorias para la investigación sobre modelos y sistemas locales de simulación de crecimiento y producción. En concordancia con lo encontrado por Russell *et al.* (2009) para *Pinus taeda*, las estimaciones SUR mejoraron los resultados de las estimaciones CMO. En el presente trabajo se obtuvo una mejora en el caso de las ramas. Se verifica que todas las funciones obtenidas resultan ser biológicamente razonables, acorde a lo recomendado por Carvalho y Parresol (2003), respecto al mantenimiento de la independencia y aditividad de las componentes. Las estimaciones de los parámetros resultan más eficientes (Schneider *et al.*, 2008).

Schneider *et al.* (2008) trabajando con *Pinus banksiana* reportaron modelos aditivos considerando la proporcionalidad del área basal y el follaje en relación a la densidad del rodal. En el presente trabajo, las características de los rodales muestreados fueron de baja densidad, con árboles creciendo prácticamente sin competencia.

Las relaciones alométricas alcanzaron ajustes satisfactorios para biomasa del fuste, en cambio los modelos correspondientes biomasa de acículas y biomasa de ramas requiere que los resultados obtenidos deban ser utilizados con precaución debido a la variabilidad presente. Los valores de R^2 de las distintas componentes de biomasa son semejantes a los publicados por Sanquetta *et al.* (2000) en *Pinus taeda* y los coeficientes del modelo están dentro del rango, reflejando las diferencias genéticas y ambientales.

En concordancia con lo presentado por Fassola *et al.* (2012), el pino híbrido mejora la asignación de biomasa a fuste en detrimento de las ramas en relación al *Pinus taeda*.

Dado que la base de datos es reducida estos modelos son sólo factibles de emplear para cuantificar la biomasa aérea en forma preliminar en plantaciones híbridas (F_2) a nivel local. El incremento futuro del área de plantación, como el seguimiento y análisis destructivo de ensayos instalados, deberán subsanar las restricciones de estos modelos, permitiendo formular hipótesis acerca de la partición de biomasa. La adición de variables de caracterización del sitio, tales como densidad, índice de sitio, temperatura y humedad, podrían ser evaluadas para una formulación de ecuaciones a nivel regional.

Las estimaciones SUR resultan ser el mejor método para las predicciones de las fracciones de biomasa por la compatibilidad de las ecuaciones y la consistencia de sus coeficientes.

AGRADECIMIENTOS

Se agradece el apoyo recibido de LIPSIA S.A. y Trumpp Hnos, por facilitar sus plantaciones e instalaciones para los estudios de biomasa realizados.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Adegbidi H. G.; E. J. Jokela; N. B. Comerford; N. F. Barros. 2002. Biomass development for intensively managed loblolly pine plantations growing on Spodosols in the Southeastern USA. *Forest Ecology and Management* 167: 91-102.
- Arne Henningsen J.; D. Hamann. 2007. Systemfit: A Package for Estimating Systems of Simultaneous Equations in R. *Journal of Statistical Software* 23 Issue 4.
- Baskerville G. L. 1972. Use of logarithmic regression in the estimation of plant biomass. *Canadian Journal of forestry* 2:49-53.
- Borders B. E. 1989. Systems of equations in forest Stand Modelling. *Forest Science* 35(2): 548-556.
- Bravo F.; V. Lemay; K. Gadow; R. Von Jandl. 2008. Managing Forest Ecosystems: The Challenge of Climate Change. *Springer*. ISBN: 978-1-4020-8342-6, 342 pages.
- Burkhart H. E. 2012. Modeling Forest Trees and Stands. *Springer* pp. XIV, 476 p.

- Cabrera A. L. 1976. *Regiones Fitogeográficas Argentinas, Enciclopedia Argentina de Agricultura y Jardinería. Tomo II*. ACME, Buenos Aires. 85 pp.
- Carvalho J.; B. R. Parresol. 2003. Additivity in tree biomass components of Pyrenean oak (*Quercus pyrenaica* Willd.) *Forest Ecology and Management* 179: 269–276.
- Crechi E.; F. Moscovich; R. Friedl; H. Fassola; J. Fahler. 2004. *Efectos de la intensidad del 1º raleo en Pinus elliottii var. elliottii x Pinus caribaea var. hondurensis sobre el incremento y la producción en el noroeste de Misiones, Argentina*, Actas 11as Jornadas Técnicas Forestales y Ambientales - FCF, UNaM - EEA Montecarlo, INTA, Disponible en CD. 8p.
- Dieters M. J.; H. H. Thinh; P. T. Huong; H. D. Nhan. 2006. *Review of the Performance and Suitability of Pinus caribaea in Vietnam. Report prepared for CARD project 033/05VIE: Field evaluation and advanced vegetative mass-propagation technology for scaling up high-value plantations of Pinus caribaea and related hybrids in Vietnam*. (Project Output 1,1). p. 20.
- Fassola H. E.; E. H. Crechi; S. R. Barth; A. E. Keller; R. A. Winck; D. Videla. 2012. *Análisis de las diferencias de partición de biomasa aérea entre Pinus elliottii var. elliottii x Pinus caribaea var. hondurensis (F2) y de Pinus taeda para el norte de Misiones, Argentina*, Disponible en CD: Actas 15as Jornadas Técnicas Forestales y Ambientales, Facultad de Ciencias Forestales, UNaM - EEA.
- Huiquan, B.; J. Turner; M. J. Lambert. 2004. Additive biomass equations for native eucalypt forest trees of temperate Australia. *Trees* 18: 467-479.
- INTA, 1972 - 1997. *Colección: Cartas de Suelos de la República Argentina*. Escala 1:50.000/100.000. Instituto de Suelos, CIRN, INTA, Buenos Aires.
- Köhl, Michael; Magnussen, S.; Marchetti, Marco 2006 Sampling methods, remote sensing and GIS: multiresource forest inventory. *Heidelberg: Springer*.
- Ligier, H.; Matteo, H.; Polo, H.; Rosso, J. 1990. *Atlas de Suelo de la República Argentina. Tomo II. Misiones*. SAGyP-INTA
- Mancini, F; G Sanesi; S. Lasserre. 1964. *Informe Edafológico*. Compañía Argentina de Relevamientos Topográficos y Aerofotogramétricos (C.A.R.T.A.)
- Meyer, H. A. 1941. Correction for a systematic error occurring in the application of the logarithmic volume equation. Pennsylvania. *Forest School Research*. Paper 7.
- Nickles, D. G. 1991. *Increasing the value of future plantations in Argentina and southern Brazil using slash x caribbean pine hybrids developed in Queensland*, Jornada sobre *Pinus caribaea*: 93-102. El Dorado, Argentina. April 25-26.
- Nickles, D. G. 1992. *Hybrids of forest trees: The bases of hybrid superiority and a discussion of breeding methods*. I The use and importance of hybrid intensive forestry in South Africa. IUFRO Conference: Resolving Tropical Forest resource Concerns Through Tree Improvement, Gene Conservation and Domestication of New Species, Cartagena and Cali. Colombia. 333-347.
- Olinuck, J. 2012. *Informes Anuales de la Red de Pluviométrica de la provincia de Misiones*. Area Agrometeorología de la EEA INTA, Cerro Azul, Misiones.
- Papadakis, J. 1974. *Ecología, posibilidades Agropecuarias de las Provincias Argentinas*, Fascículo 3, Enciclopedia Argentina de Agricultura y Jardinería. Ed. ACME. 86 p.
- Parresol, B. R. 1999. Assessing tree and stand biomass a review with examples and critical comparison, *Forest Science* 45:573-593.
- Pinazo, M. A.; R. A. Martiarena; A. Von Wallis; E. Crechi; N. Pahr; O. Knebel. 2007. Efectos de la intensidad de raleo sobre la compartimentalización y stock de carbono en plantaciones de *Pinus taeda* L. establecida sobre ultisoles de Misiones. *Revista de Investigaciones Agropecuarias*, Instituto Nacional de Tecnología Agrícola, Buenos Aires, Argentina 36(1): 5-20.

- Pinheiro J.; B. Douglas; S. DebRoy, D. Sarkar. 2011. R Development Core Team, nlme: *Linear and Nonlinear Mixed Effects Models*. R package version 3.1-102. [en línea]. Disponible en: <<http://cran.r-project.org/web/packages/nlme/>>.
- R Core Team. 2012. *R: A language and environment for statistical computing*. R Foundation for Statistical Computing. Vienna, Austria, ISBN 3-900051-07-0. [en línea]. Disponible en: <<http://www.R-project.org>>.
- Rodriguez, M. E.; A. Cardozo; M. Ruiz Díaz; D. E. Prado. 2005. Los Bosques Nativos Misioneros: estado actual de su conocimiento y perspectivas. En: Arturi M.F., Frangi J.L., Goya J.F. (eds.), *Ecología y Manejo de los Bosques de Argentina*. Cap. 2. La Plata: EDULP. p 3-33.
- Rose, C. E.; B. Thomas. 2001. Estimating parameters for tree basal area growth with a system of equations and seemingly unrelated regressions *Forest Ecology and Management* 148 (1-3): 51-61.
- Russell, M. B.; H. E. Burkhardt; R. L. Amateis. 2009. Biomass partitioning in a miniature-scale loblolly pine spacing trial. *Canadian Journal of Forest Research*, 39(2): 320-329, 10.1139/X08-178.
- Sanquetta, C. R.; J. E. Arce; W. Pizzato, F. Gomes Dos Santos; E. Coutinho da Cruz. 2000 Evaluación y simulación precoces del crecimiento de rodales de *Pinus taeda* con procesos de difusión. [en línea]. *Quebracho* 8(1):5-16. Disponible en: <http://fcf.unse.edu.ar/archivos/quebracho/q8_01-Sanquetta.pdf>
- Sanquetta, C.R.; A. Behling, A. P. Dalla Corte; S. Péllico Netto, A. B. Schikowski. 2015. Simultaneous estimation as alternative to independent modeling of tree biomass. *Annals of Forest Science* 72 (8): 1099- 1112.
- Schneider, R.; F. Berninger; Ch. Ung, P. Bernier; D. E. Swift; S.Y. Zhang. 2008. Calibrating jack pine allometric relationships with simultaneous regressions. *Canadian Journal of Forest Research* 38: 2566–2578.
- Zellner, A. 1962. An efficient method of estimating seemingly unrelated regressions and tests for aggregation, *Journal of the American Statistical Association* 57 (298): 348-368.
- Zivot, E.; J. Wang. 2006. *Modeling Financial Time Series with S-PLUS*. Springer. New York. 2nd edition.

