

FUNCIONES DE VOLUMEN DE FUSTE PARA ÁRBOLES INDIVIDUALES DE PLANTACIONES DE *Prosopis alba* Griseb. DE FORMOSA Y SANTIAGO DEL ESTERO

STEM VOLUME FUNCTIONS FOR INDIVIDUAL TREES ON PLANTATIONS OF *Prosopis alba* Griseb. FROM FORMOSA AND SANTIAGO DEL ESTERO

Víctor R. Pérez

Ing. Ftal. MSc. Prof. Silvicultura. Facultad de Recursos Naturales, UNaF. Av. Gutnisky 3200, Ciudad de Formosa. Correo: victorforrestal8@gmail.com

Marcelo R. Castro

Ing. Ftal. Prof. Adscripto Silvicultura. Facultad de Recursos Naturales, UNaF. Av. Gutnisky 3200, Ciudad de Formosa. Correo: castro93marcelo@gmail.com

Carla D. Rodríguez

Est. Ing. Ftal. Aux. alumna Silvicultura. Facultad de Recursos Naturales, UNaF. Av. Gutnisky 3200, Ciudad de Formosa. Correo: charlier023@gmail.com

Leandro Arce

Extensionista forestal de Santiago del Estero, Dirección Nacional de Desarrollo Foresto Industrial. Independencia 451, Ciudad de Santiago del Estero. Correo: induleandro@gmail.com

José Mitre

Extensionista forestal de Santiago del Estero, Dirección Nacional de Desarrollo Foresto Industrial. Independencia 451, Ciudad de Santiago del Estero. Correo: josemitresgo@gmail.com

Fecha de Recepción: 12/12/2019 // Fecha de Aceptación: 02/12/2020

RESUMEN

La estimación del volumen de madera a nivel de árbol es muy importante para el manejo de las plantaciones de *Prosopis alba*, cada vez más relevantes en la Región Chaqueña. Usando técnica de medición no destructiva se obtuvieron valores de diámetro y altura de fuste de 555 árboles de plantaciones de las provincias de Formosa y Santiago del Estero, con la finalidad de determinar el mejor modelo matemático para la estimación del volumen de fuste individual con corteza. El 75% de la muestra se destinó a la fase de selección del mejor modelo y el 25% restante al proceso de validación. Mediante técnica de regresión lineal múltiple se evaluaron diez modelos a través de diversos criterios y estadísticos como análisis de varianza y prueba F para el modelo completo, coeficiente de determinación ajustado, error de estimación absoluto y relativo, índice de Furnival, prueba de hipótesis de los coeficientes estimados, error cuadrático medio, diferencia agregada global y diferencia media. Con los modelos logarítmicos propuestos por Schumacher-Hall y Spurr se lograron las mejores respuestas, obteniéndose alta exactitud (error menor al 5%) y sesgo menor al 1%, aconsejándose su utilización para la predicción confiable y satisfactoria del volumen de fuste individual.

Palabras Clave: Dasometría, regresión, selección de modelo, validación.

SUMMARY

Wood volume estimation at tree level is very important for the management of *Prosopis alba* plantations, increasingly relevant in the Chaco Region. Using non-destructive measurement technique, values of diameter and stem height of 555 trees from forestations in Formosa and Santiago del Estero provinces were obtained, in order to determine the best mathematical model to estimate the volume of individual stem with bark. 75% of the sample went to the selection phase of the best model and the remaining 25% to the validation process. Using multiple linear regression technique, ten models were evaluated by various criteria and statistics such as analysis of variance and F test for the complete model, adjusted coefficient of determination, absolute and relative estimation error, Furnival index, hypothesis test of the estimated coefficients, mean squared error, global aggregate difference, and mean difference. With the logarithmic models proposed by Schumacher-Hall and Spurr, the best responses were achieved, obtaining high accuracy (error less than 5%) and bias less than 1%, advising their use for the reliable and satisfactory prediction of individual stem volume.

Key Word: Dasometry, regression, model selection, validation.

INTRODUCCIÓN

El cultivo de *Prosopis alba* Griseb., algarrobo blanco, es una actividad productiva cada vez más trascendente y consolidada en la Región Chaqueña por lo que resulta útil disponer información técnica básica que facilite el manejo de las plantaciones. Conocer de manera sencilla y expeditiva la existencia maderera a nivel de árbol y del bosque constituye una herramienta importante en la planificación de la gestión forestal. Una alternativa para la estimación del volumen maderable es a través de la construcción de funciones de volumen para cada especie (PIÑONES CÁCERES, 2002).

Las funciones de volumen son ecuaciones matemáticas que siendo ajustadas a una muestra de la población de interés, pueden ser posteriormente utilizadas en la estimación de volúmenes comerciales del bosque en pie, en forma rápida y confiable, y además, son capaces de representar el volumen medio de madera por árbol a partir de variables independientes tales como diámetro, altura y coeficiente mórfico (PRODAN *et al.*, 1997).

Las funciones de volumen de árboles individuales expresan la volumetría en función de diversas variables dasométricas explicativas, como diámetro normal, altura total, altura de fuste, factor de forma, etc. Entre estas funciones se pueden distinguir las denominadas locales, que relacionan el volumen del árbol con una sola variable predictor (p.e. diámetro normal), siendo por ello de alcance limitado y acotado frecuentemente a una cierta clase de edad y sitio; y generales, que estiman el volumen individual con base a dos o más variables medidas en el árbol (p.e. diámetro y altura de fuste). Estas funciones tienen una cobertura de aplicación más amplia (PRODAN *et al.*, 1997).

No hay consenso de cuál debe ser la cantidad mínima de árboles medidos para construir una función individual general. Algunos señalan entre 80 a 150 árboles. La recomendación es que sea lo más grande posible, cubriendo el más amplio espectro de tamaño de árboles, edades, calidades de sitios y condiciones de manejo (PRODAN *et al.*, 1997; PIÑONES CÁCERES, 2002; REED/CCAD – GIZ, 2014).

Si bien varios investigadores ajustaron y compararon diversos modelos matemáticos que permiten estimar el volumen del árbol individual para diferentes especies del Género *Prosopis*, entre ellos Kees *et al.*, (2012), SÁNCHEZ (2013), CHÁVEZ (2018) y diversas citas que figuran en el compendio elaborado por MAGGIO y CELLINI (2016), en ningún caso se realizó la validación de las ecuaciones determinadas.

Kees *et al.*, (2012) refieren que el estudio se realizó con una muestra de 100 árboles procedentes de diversas plantaciones de *Prosopis alba* de la provincia del Chaco. De la evaluación de cinco modelos de volumen de fuste (VF), concluyeron que el modelo que mejor ajustó fue:

$$VF = \beta_0 + \beta_1 * DN^2 * HF/100$$
, correspondiendo en esencia al modelo de Spurr (1952).

En los últimos años en la Facultad de Recursos Naturales (Universidad Nacional de Formosa) se presentaron dos tesinas de grado (SÁNCHEZ, 2013; CHÁVEZ, 2018) en relación a funciones de volumen de fuste aplicadas a *P. alba*.

SÁNCHEZ (2013), con una muestra de 28 árboles de una plantación de *P. alba* del Chaco, evaluó cinco modelos matemáticos a fin de determinar la función de volumen comercial con corteza (Vcc) más adecuada. El modelo de Spurr (1952), $Vcc = \beta_0 + \beta_1 * DN^2 * HFc$, se destacó como el más idóneo.

CHÁVEZ (2018) trabajando con una muestra de 72 árboles provenientes de 6 forestaciones de *P. alba* distribuidas en 3 departamentos de Formosa, determinó que la ecuación de mejor ajuste fue logarítmica (modelo de Schumacher – Hall, 1933): $\ln VF = -0,146992 + 1,92955 * \ln DN + 0,782172 * \ln HF$.

En las comunicaciones técnicas de Kees *et al.*, (2012) y SÁNCHEZ (2013) donde el modelo aritmético de Spurr (1952) presenta el mejor desempeño y capacidad predictiva para estimar el volumen de fuste, no se menciona expresamente que se haya realizado la verificación del cumplimiento de los supuestos de la regresión lineal. GARCÍA (1995) advierte que en la ecuación resultante de la aplicación del modelo de Spurr (1952) se observa con frecuencia que los residuales mantienen un desvío proporcional a la variable “DN²HF”, que vulnera el supuesto de homocedasticidad. Señala que una manera de eliminar o atenuar el efecto de heterocedasticidad de los residuales de dicho modelo, es realizando la transformación logarítmica de la variable regresora.

En el presente estudio se estableció como objetivo determinar el mejor modelo matemático para la estimación del volumen de fuste individual, a partir de valores de diámetro normal y altura de fuste, de árboles procedentes de plantaciones inmaduras de las provincias de Formosa y Santiago del Estero.

MATERIALES Y MÉTODOS

Los datos dasométricos utilizados proceden de diferentes forestaciones de Formosa y Santiago del Estero, mayormente con superficie ≤ 20 ha, que tienen varias edades menores a 16 años, y diversas condiciones ambientales y silvícolas. Debido a estas diferencias la información fue tratada y evaluada por provincia, es decir que en este estudio de primera aproximación se consideró pertinente disponer una función propia para cada jurisdicción.

Los datos fueron aportados por equipos técnicos de ambas provincias. Como parte del manejo de estas plantaciones se aplicaron podas y raleos, alcanzándose una longitud de fuste variable libre de ramas, entre 1,50 y 3,00 m. En la muestra de 555 algarrobos utilizada en el estudio (306 árboles de Formosa y 249 de Santiago del Estero), se incorporaron árboles escogidos de forma aleatoria, con la precaución que estuvieran representadas todas las clases diamétricas de manera balanceada (rango de 6 a 32 cm de diámetro normal). Siguiendo el procedimiento practicado por PIÑONES CÁCERES (2002) en estudio de *Prosopis alba* efectuado en Chile, una vez dispuesta la base de datos por provincia se seleccionó el 75% de los individuos (proporcional a cada clase), submuestra utilizada para determinar las funciones de volumen según los distintos modelos

examinados, y el 25% restante se utilizó durante el proceso de validación de las mejores funciones. De esta forma en la fase de evaluación de los modelos se trabajó con valores dasométricos de 229 árboles de 18 plantaciones de Formosa y 186 algarrobos procedentes de 10 forestaciones de Santiago del Estero. La técnica de medición no destructiva fue llevada a cabo por dos operarios y un tercer integrante, cuya función fue supervisar las tareas y realizar el registro de la información dasométrica.

Las variables observadas fueron: diámetro de la base (medido a 5 cm del suelo); diámetro normal a 1,30 m; diámetro a los 2 m; diámetro en punta fina y altura del fuste medida desde el suelo hasta la primera bifurcación. Para la medición se usó una cinta diamétrica, un telescopio y una escalera metálica plegable. La fórmula de Smalian fue utilizada para calcular los volúmenes de las diversas secciones del fuste, los cuales se acumularon para cada árbol a fin de obtener el volumen total del fuste con corteza.

El procesamiento de los datos se llevó a cabo con una planilla electrónica de cálculos. Los modelos matemáticos fueron examinados y analizados a través de la técnica de regresión múltiple, utilizándose como variable dependiente al volumen del fuste (VF) y como variables regresoras, al diámetro normal (DN) y la altura del fuste (HF), o transformaciones de estas. Solo en el caso del modelo de Hummel (modelo 8) se utilizó como variable regresora a la sección del fuste medido a 1,30 m de altura. Para el análisis se utilizó el programa estadístico InfoStat, Versión 2018p.

En la tabla 1 se describen los modelos utilizados en las pruebas de preselección y selección, extraídos de PRO-DAN *et al.*, 1997; CANCINO, 2006; IMAÑA ENCINAS *et al.*, 2009; y MAGGIO y CELLINI, 2016. El análisis de varianza aplicado al modelo de regresión lineal se realizó al nivel de significación del 0,05.

De acuerdo a COUTO *et al.*, (1999) los criterios y secuencia de procedimientos para la preselección de las ecuaciones ajustadas fueron: 1) Evaluación del cuadro de análisis de varianza y la prueba F para el modelo completo. 2) Análisis de los criterios estadísticos: coeficiente de determinación ajustado (R^2 Aj.), error estándar de estimación absoluto y relativo (S_{yx} ; $S_{yx}\%$) y el Índice de Furnival (IF), con la finalidad de comparar ecuaciones que tenían a la variable dependiente como expresión de logaritmo respecto de otra dependiente sin logaritmo, o para comparar ecuaciones con diferente número de parámetros. 3) Distribución gráfica de los residuos. 4) Prueba de hipótesis de los coeficientes estimados a través de la prueba de t.

Para estimar valores de volumen a partir de modelos logarítmicos se aplicó el factor de corrección de discrepancia logarítmica propuesto por MEYER (1941) citado por CRECHI *et al.*, 2003.

En la selección del mejor modelo ajustado se utilizaron los criterios recomendados por REED/CCAD-GIZ (2014): Error Cuadrático Medio (ECM), Diferencia Agregada Global (DAG) y la Diferencia Media (DM), cuyas expresiones algebraicas se transcriben a continuación:

$$ECM = (Vr - Ve)^2 / n$$

$$DAG = (\Sigma Vr - \Sigma Ve) / \Sigma Ve$$

$$DM = \Sigma (Vr - Ve) / (n \Sigma Ve)$$

Donde:

Vr = volumen real del árbol obtenido por cubicación de las trozas (Smalian).

Ve = volumen estimado por la función matemática.

Considerando la recomendación de CAO *et al.*, (1980), para validar los modelos se aplicaron los siguientes estimadores estadísticos: la Raíz Cuadrada del Error Medio Cuadrático (REMC) para exactitud y la Diferencia Agregada (DA) para el sesgo; más abajo se exponen sus expresiones algebraicas. El valor relativo de estos estimadores se obtiene al dividirlos por el volumen real medio y multiplicado por 100. Los valores fijados como máximos válidos para cada estadístico fueron 10% para error y 5% para el sesgo.

$$REMC = (\Sigma (Vr - Ve)^2 / n)^{0.5}$$

$$DA = \Sigma (Vr - Ve) / n$$

Finalmente, a los mejores modelos seleccionados se les realizó la verificación del cumplimiento de los siguientes supuestos básicos del modelo de regresión lineal: 1) De normalidad. Se utilizó la prueba de Kolmogorov Smirnov (KS). 2) De independencia entre los residuos o de la inexistencia de autocorrelación. Se verificó por medio de la prueba de Durbin – Watson (D-W). 3) De homogeneidad de varianza (homocedasticidad). Se constató a través de la interpretación del gráfico de los residuales frente a los valores ajustados por el modelo.

Tabla 1. Modelos utilizados en las pruebas de ajuste.
Table 1. Models used in the adjustment tests.

Modelos	Regresoras	Ecuaciones	Autor
1	DN ² * HF	VF = b ₀ + b ₁ * (DN ² * HF)	Spurr (1952)
2	DN, HF	VF = b ₀ + b ₁ * DN + b ₂ * HF	Kees <i>et al.</i> , (2012)
3	DN ² , HF	VF = b ₀ + b ₁ * DN ² + b ₂ * HF	Cancino (2006), simplificado
4	ln (DN * HF)	ln VF = b ₀ + b ₁ * ln (DN * HF)	Kees <i>et al.</i> , (2012)
5	ln (DN), ln (HF)	ln VF = b ₀ + b ₁ * ln (DN) + b ₂ * ln (HF)	Schumacher - Hall (1933)
6	ln (DN ² * HF)	ln VF = b ₀ + b ₁ * ln (DN ² * HF)	Spurr (ln); Kawas (1978)
7	DN ²	VF = b ₀ + b ₁ * DN ²	Kopecky - Gehrhardt
8	g	VF = b ₀ + b ₁ * g	Hummel
9	DN ² , (DN ² *HF), HF	VF = b ₀ - b ₁ *DN ² + b ₂ *DN ² *HF - b ₃ *HF	Stoate
10	DN ² , (DN ² * HF)	VF = b ₀ - b ₁ *DN ² + b ₁ *DN ² *HF	Stoate simplificado
10	(DN ² * HF), HF	VF = b ₀ + b ₁ *DN ² *HF - b ₂ *HF	Stoate simplificado

RESULTADOS Y DISCUSIÓN

Preselección y selección de los modelos. Con los resultados iniciales para la totalidad de los modelos se realizó una evaluación preliminar, permitiendo identificar los datos dudosos o “outliers”, que fueron excluidos de la base de datos cuando se encontraban por fuera del intervalo $\bar{V} \pm 3\sigma$. Con posterioridad, disponiéndose la base depurada se realizó un nuevo ajuste.

En la tabla 2 se presentan los resultados para todos los modelos de cada provincia, según diversos criterios y estimadores estadísticos de bondad de ajuste. En ambas provincias los modelos logarítmicos 5 (SCHUMACHER – HALL, 1933) y 6 (expresión logarítmica del modelo de SPURR, 1952; KAWAS, 1978) tienen los mejores resultados.

En la aplicación del modelo 9 de Stoate en ambas provincias, se identificó una variable regresora que no superó la prueba de hipótesis de t. En el caso de Formosa, el coeficiente estimado de HF presentó un “p” valor mayor que el nivel de significación. En tanto para la base de datos

de Santiago del Estero, el coeficiente de DN² fue el que no exhibió incidencia estadística significativa ($p > \alpha$). Con base a este resultado preliminar, posteriormente se utilizó la versión Stoate simplificado (modelo 10) quitándose del modelo la variable regresora estadísticamente no significativa.

Por otro lado, si bien el modelo 1 de SPURR (1952) presenta analíticamente valores estadísticos ventajosos (valores altos de F y R² Aj. y S_{yx} - S_{yx}% muy bajos), su principal inconveniente es el no cumplimiento al supuesto de homocedasticidad en los residuos. Según GARCÍA (1995) esta característica de incumplimiento es frecuentemente observado en estudios que utilizaron este modelo.

En el gráfico 1 se aprecia claramente la variabilidad heterogénea en la distribución de los residuales. Para valores pequeños del factor “DN²*HF” hay una alta agregación de los residuos cercana a la línea 0, y luego comienza una alta dispersión proporcional en la medida que aumenta el valor de la variable regresora, conformándose un patrón inequívoco no aleatorio de los residuos, violatorio de una condición básica del modelo de regresión.

Tabla 2: Estimadores estadísticos para cada modelo durante el proceso de preselección. Izquierda: resultados de Formosa. Derecha: resultados de Santiago del Estero.

Table 2: Statistical estimators for each model during the pre-selection process. Left: Formosa results. Right: Santiago del Estero results.

Mod	F	R ² Aj.	S _{xi} IF	S _{xi} % IF%	N	F	R ² Aj.	S _{xi} IF	S _{xi} % IF%	N
1	28945	99,3	0,00523	6,78	216	22870	99,2	0,00264	5,84	184
2	1578	94,2	0,00686	10,91	194	1705	95,1	0,00525	12,69	176
3	2746	96,4	0,00823	11,51	208	1477	94,3	0,00665	15,01	181
4	1596	87,6	0,01361	16,49	228	3578	95,3	0,00551	11,86	179
5	13846	99,2	0,00379	4,61	229	12661	99,3	0,00214	4,65	182
6	21308	99,0	0,00428	5,24	223	24072	99,3	0,00221	4,72	178
7	1869	89,8	0,01756	23,67	215	2219	92,6	0,00746	17,2	180
8	2360	92,2	0,01215	17,83	202	3215	94,7	0,00631	14,57	181
9	15430	99,5	0,00361	4,65	217	8737	99,3	0,00246	5,46	184
10	23263	99,5	0,00361	4,64	217	13124	99,3	0,00246	5,46	184

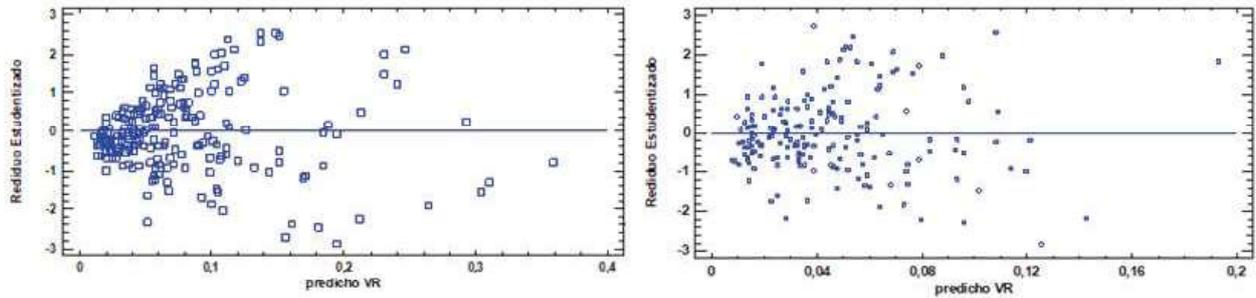


Gráfico 1. Modelo ajustado frente a los residuos estandarizados de Formosa (izquierda) y Santiago del Estero (derecha). Modelo 1 de Spurr (1952).

Graph 1. Adjusted model with regard to the standardized residuals of Formosa (left) and Santiago del Estero (right). Spurr (1952) model 1.

Luego de la evaluación preliminar del proceso de preselección de modelos se escogieron los dos mejores para cada provincia con base a los criterios antes mencionados. En todos los casos, los modelos 5 y 6 presentaron los mejores valores estadísticos. En la tabla 3 figuran las expresiones matemáticas y estadísticos finales luego de haberse homogeneizado el número de observaciones para los dos modelos en cada provincia.

Con base en los resultados de la tabla 4, relacionados a los criterios estadísticos utilizados para seleccionar el mejor modelo, se observa que no hay una gran diferencia en las respuestas de los modelos 5 y 6, por lo que ambos podrían usarse de manera confiable para la estimación del volumen de fuste. Con esta salvedad, en el caso de Formosa

la pequeña diferencia en los resultados se da a favor del modelo 5. En tanto para la muestra de Santiago del Estero hay una leve mejor respuesta en el modelo 6.

La tabla 5 contiene los resultados obtenidos con los estimadores estadísticos durante el proceso de validación, efectuado con las ecuaciones de los dos mejores modelos seleccionados. El modelo 5 expresa mejor ajuste para los datos de Formosa. En tanto ambos modelos muestran resultados similares para la población validada de Santiago del Estero. Durante el proceso de validación en las dos provincias se cumplieron los límites establecidos previamente de exactitud y sesgo.

Tabla 3: Ecuaciones y estimadores estadísticos definitivos para los mejores modelos.

Table 3: Definitive equations and statistical estimators for the best models.

Prov/ Mod	Ecuación	R ² Aj.	S _{xi} /IF	S _{xi} %	D-W	N
Fsa5	$\ln(VF) = -0,108013 + 1,93357 * \ln(DN) + 0,779932 * \ln(HF)$	99,32	0,00338	4,09	2,08	221
Fsa6	$\ln(VF) = -0,343474 + 0,934351 * \ln(DN^2 * HF)$	98,99	0,00410	5,02	2,07	221
SdE5	$\ln(VF) = -0,158923 + 1,92282 * \ln(DN) + 0,802224 * \ln(HF)$	99,36	0,00203	4,34	2,00	178
SdE6	$\ln(VF) = -0,281044 + 0,953702 * \ln(DN^2 * HF)$	99,27	0,00221	4,72	1,76	178

Tabla 4: Resultados estadísticos durante el proceso de selección del mejor modelo.

Table 4: Statistics results during the process of the best model.

Provincia	ECM		DAG		DM	
	Mod5	Mod6	Mod5	Mod6	Mod5	Mod6
Fsa	0,000027	0,000038	0,002524	0,003111	0,000011	0,000014
SdE	0,000007	0,000006	0,000919	-0,000837	0,000005	0,000004

Tabla 5: Resultados de exactitud y sesgo de los mejores modelos estadísticos.

Table 5: Results of accuracy and bias of the best statistical models.

Provincia	REMC%		DA%	
	Mod5	Mod6	Mod5	Mod6
Fsa	4,38	6,88	0,26	-0,54
SdE	4,27	4,71	0,79	-0,57

En la tabla 6 y gráfico 2 se resumen los resultados de la fase final del estudio realizado con el propósito de verificar el cumplimiento de los supuestos del modelo de regresión lineal. Tanto el modelo 5 de Formosa (Fsa5) como los modelos 5 y 6 de Santiago del Estero (SdE5 y SdE6) satisfacen la condición de normalidad, ya que los residuos se distribuyen normalmente con media cero (p -valor de prueba $KS > \alpha$); los residuos son independientes, no hay evidencias de autocorrelación serial en los residuos con un nivel de confianza del 95% (p -valor del estadístico D-W $> \alpha$); y en la representación gráfica de los residuales no se observa ninguna tendencia o patrón manifiesto en su distribución espacial, interpretándose el cumplimiento del supuesto de homogeneidad de la varianza de los residuos.

El modelo1 de Spurr (1952) al que hacen referencia Kees *et al.*, (2012) y SÁNCHEZ (2013), como el de mejor desempeño para estimar el volumen de fuste de árboles individuales de *P. alba* de plantaciones forestales del Chaco, no calificó entre las mejores respuestas del presente estudio. En cambio la versión logarítmica de Spurr (modelo 6) si demostró solidez y capacidad predictiva.

Coincidiendo con los resultados comunicados por CHÁVEZ (2018), el modelo 5 de Schumacher-Hall (1933) en el que todas las variables del modelo son transformadas a la expresión logarítmica, sobresalió por su aptitud y versatilidad para realizar estimaciones confiables.

Tabla 6: Verificación del cumplimiento de supuestos del modelo de regresión.

Table 6: Verification of assumption realizations of the regression model.

Provincia/ Modelo	KS		Durbin - Watson	
	Est. D	p-valor	Est D-W	p-valor
Fsa5	0,0596	0,412	2,08	0,709
SdE5	0,0553	0,647	2,00	0,514
SdE6	0,0517	0,727	1,76	0,054

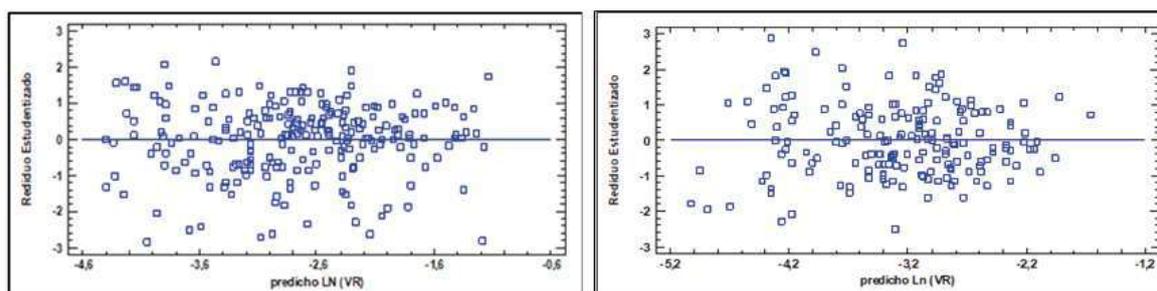


Gráfico 2. Modelos ajustados frente a los residuales estandarizados. Formosa (izquierda) modelo 5 de Schumacher-Hall (1933). Santiago del Estero (derecha) modelo 6 logarítmico de Spurr /1952).

Graph 2. Adjusted models with regard to the standardized residuals. Formosa (left) model 5 Schumacher-Hall (1933). Santiago del Estero (right) model 6 logarithmic Spurr (1952).

CONCLUSIÓN

En el estudio realizado con datos dasométricos de algarrobo blanco procedentes de plantaciones inmaduras de las provincias de Santiago del Estero y Formosa, los modelos con mejores ajustes fueron logarítmicos. Las funciones obtenidas con los dos modelos seleccionados proporcionan valores de ajuste altamente aceptables, con valores de coeficiente de determinación ajustado superior al 99%, evidenciando en el proceso de validación una alta exactitud (error menor al 5%) y escaso sesgo (menor al 1%), y cumpliendo los supuestos del modelo de regresión.

En el caso de Formosa el modelo logarítmico de Schumacher-Hall (1933) con la ecuación “ $\ln VF = -0,108013 + 1,93357 * \ln DN + 0,779932 * \ln HF$ ” resultó el más adecuado. En tanto para Santiago del Estero los modelos de Schumacher-Hall y logarítmico de Spurr o Kawas (1978) con las ecuaciones respectivas, “ $\ln VF = -0,158923 + 1,92282 * \ln DN + 0,802224 * \ln HF$ ” y “ $\ln VF = -0,281044 + 0,953702 * \ln (DN^2 * HF)$ ”, resultaron los mejores y con similar desempeño estadístico.

En consecuencia, se aconseja la utilización de las ecuaciones correspondientes a los modelos antes referidos para la predicción confiable y satisfactoria del volumen de fuste de árboles individuales procedentes de monocultivos de *P. alba* de las provincias de Formosa y Santiago del Estero, cuyos diámetros normales se encuentren dentro del rango en que se realizó el estudio.

BIBLIOGRAFÍA

CANCINO, J. 2006. Dendrometría básica. Proyecto de desarrollo de la docencia, N° 04 – 034. Facultad de Ciencias Forestales, Universidad de Concepción. 171 pp.

CAO, Q. V.; Burkhardt, H.; Max, T. 1980. Evaluation of two methods for cubic – volume prediction for loblolly pine to any merchantable limit. *Forest Science* 26 (1): pp. 71 – 80.

CHÁVEZ, L. M. 2018. Determinación de funciones de volumen de árboles individuales para plantaciones de algarrobo blanco (*Prosopis alba* Griseb.) en la Provincia de Formosa. Tesina de grado Carrera Ingeniería Forestal, Facultad Recursos Naturales (UNaF). 59 pp.

COUTO, H. T; Vettorazzo, S. C. 1999. Seleção de equações de volume e peso seco comercial para *Pinus taeda*. *Cerne*, v.5, n.1 pp. 69-80.

CRECHI, E. H.; Moscovich, F.; Fassola, H. E.; Hennig, A.; Hampel, H.; Domecq, C.; Maletti, C. 2003. Tabla de volumen para *Grevillea robusta* en Misiones, Argentina. 10° Jornadas Técnicas Ftale y Ambientales. Eldorado, Misiones. 10 pp.

GARCÍA, O. 1995. Apuntes de mensura forestal. Facultad de Ciencias Forestales, Universidad Austral de Chile. 65 pp.

IMAÑA ENCINAS, J.; Antunes Santana, O.; Elias De Paula, J.; Rainier Imaña C. 2009. Equações de volume de madeira para o cerrado de Planaltina de Goiás. *Floresta*, Curitiba, PR, Vol. 39, N° 1, pp. 107-116.

KEES, S.; Gómez, C.; Verga, A.; Muttoni, F. 2012. Funciones de volumen de fuste para árboles individuales de forestaciones con algarrobo blanco *Prosopis alba* Griseb. en la provincia del Chaco. Actas de la Segunda Reunión Nacional del Algarrobo. Córdoba, Argentina. 1 p.

MAGGIO, A. D; Cellini, J. M. 2016. Recopilación de ecuaciones de volumen y biomasa de especies forestales de la República Argentina pp. 100-105.

PIÑONES CÁCERES, M. E. 2002. Funciones de volumen para *Prosopis alba* Grisebach. en el valle de Quillagua, provincia de Tocopilla, Región de Antofagasta. Trabajo final de Escuela de Ingeniería Forestal, Facultad de Ciencias Forestales, Universidad de Talca (Chile). 61 pp.

PRODAN, M.; Peters, R.; Cox, F.; Real, P. 1997. *Mensura Forestal*. Agroamérica San José de Costa Rica. 586 pp.

REED/CCAD – GIZ. 2014. Construcción de funciones de volumen. Nota técnica n° 4. Autores de la cartilla: Avilés P. E. y Araneda F. M. Programa Regional de Reducción de Emisiones de la Degradación y Deforestación de Bosques en Centroamérica y República Dominicana. 51 pp.

SÁNCHEZ, W. 2013. Determinación de una función de volumen comercial con corteza para árboles individuales de algarrobo blanco (*Prosopis alba* Griseb.) a nivel predial. Tesina de grado Carrera Ingeniería Forestal, Facultad Recursos Naturales (UNaF). 45 pp.