# Relaciones alométricas para predecir variables dasométricas de chacteviga (*Caesalpinia platyloba* S. Watson) en Quintana Roo, México

Allometric relations to predict dasometrics variables of chacteviga (*Caesalpinia platyloba* S. Watson) in Quintana Roo, México

Xavier García-Cuevas<sup>1</sup>, Juan Ángel Mendoza-Muñoz<sup>2</sup>, Jonathan Hernández-Ramos<sup>1</sup>\*, J. Jesús García-Magaña<sup>3</sup>, Adrián Hernández Ramos<sup>4</sup>,

<sup>1</sup>Instituto Nacional de Investigaciones Forestales, Agrícolas y Pecuarias. Campo Experimental Chetumal, Km 25 carretera Chetumal-Bacalar, CP. 77000. Xulha, Quintana Roo, México. <sup>2</sup>Secretaria del Medio Ambiente. Av Efraín Aguilar 418, Campestre, CP. 77030. Chetumal, Quintana Roo, México.

<sup>3</sup>Universidad Michoacana de San Facultad de Nicolás de Hidalgo. Agroiología "Presidente Juárez" Avenida Revolución esquina con Berlín s/n, Colonia Viveros, CP. 60170. Uruapan, Michoacán, México. <sup>4</sup>Instituto Nacional de Investigaciones Forestales, Agrícolas y Pecuarias. Campo Experimental Saltillo. Saltillo, Carretera Saltillo - Zacatecas km. 342+119 #9515 Hacienda de Buena Vista. CP. 25315. Coahuila, México.

\*Autor de correspondencia: hernandez.jonathan@inifap.gob.mx

Artículo científico Recibido: 27 de marzo 2020 Aceptado: 02 de diciembre 2020

**Como citar:** García-Cuevas X, Mendoza-Muñoz JA, Hernández-Ramos J, García-Magaña JJ, Hernández Ramos A (2020) Relaciones alométricas para predecir variables dasométricas de chacteviga (*Caesalpinia platyloba* S. Watson) en Quintana Roo, México. Ecosistemas y Recursos Agropecuarios 7(3): e2539. DOI: 10.19136/era.a7n3.2539

**RESUMEN.** La madera de chacteviga (*Caesalpinia platyloba* S. Watson) tiene gran valor comercial para la industria del aserrio. Las relaciones alométricas describen en forma cuantitativa los cambios de dimensión relativa de dos variables de un mismo individuo. El objetivo del estudio, fue ajustar relaciones alométricas para predecir variables de interés comercial como el diámetro normal (d), altura total (h), diámetro de copa (dc) y volumen (v) en función del diámetro del tocón (dt) y d de chacteviga en el centro y sur del estado de Quintana Roo. Los datos dasometricos de 316 árboles se ajustaron por el método de máxima verosimilitud con Proc Model en SAS<sup>(R)</sup> a 14 modelos que predicen variables en función del dt y d. Para selecciónar los modelos, se verificaron los indicadores de bondad de ajuste de la raíz del cuadrado medio del error y el coeficiente de determinación ajustado, nivel de confiabilidad de los estimadores (p = 0.05), supuestos de normalidad, heterosedasticidad y autocorrelación de los residuos con la prueba de Shapiro Wilk, de manera grafica en la distribución de residuales y el indicador de Durbin Watson, respectivamente. Los modelos de tipo potencial y Schumacher explicaron entre 50.9 y 99.0% del d, h, dc y v. Los valores en los sesgos y la diferencia agregada en porcentaje mostraron que las ecuaciones son confiables y pueden utilizarse para la cuantificación y evaluación de talas ilegales, afectaciones en caso de desastres naturales, apoyo en los inventarios forestales, elaboración de planes de manejo forestal y evaluación de tratamientos.

**Palabras clave:** Bosque tropical, cortas clandestinas, ecuaciones de predicción, evaluación de huracanes, manejo forestal.

ABSTRACT. Chacteviga wood (Caesalpinia platyloba S. Watson) is of great commercial value to the sawmill industry. Allometric relationships quantitatively describe the changes in the relative dimension of two variables of the same individual. The objective of this study was to adjust allometric relationships to predict variables of commercial interest such as normal diameter (d), total height (h), crown diameter (dc) and volume (v) as a function of stump diameter (dt) y d from chacteviga in the center and south of Quintana Roo. Dasometric data from 316 trees were adjusted using the maximum likelihood method with Proc Model in SAS<sup>(R)</sup> to 14 models that predict variables based on dt and d. For the selection of the models, the indicators of goodness of fit of the root of the mean square of the error and the adjusted coefficient of determination, the level of reliability of the estimators (p = 0.05), assumptions of normality, heterosedasticity and autocorrelation of the residuals were verified with the Shapiro test. Wilk, graphically in the distribution of residuals and the Durbin Watson indicator, respectively. The potential type and Schumacher models explained between 50.9 and 99.0% of the d, h, dc and v. The values in the biases and the added difference in percentage showed that the equations are reliable and can be used for the quantification and evaluation of illegal logging, effects in the event of natural disasters, support in forest inventories, preparation of forest management plans and evaluation of treatments.

**Key words**: Tropical forest, illegal logging, Prediction equations, assessment of hurricanes, forest management.



# INTRODUCCIÓN

En el estado de Quintana Roo hay 5 084 300 ha de superficie total, de las cuales el 93.1% se consideran forestales y el 9.5% cuentan con manejo forestal permanente (SEMARNAT 2013). De la superficie bajo manejo, se obtienen alrededor de 51 947 m<sup>3</sup> de madera en rollo (m<sup>3</sup> r) divididos en dos grupos de especies; preciosas con 4 807 m<sup>3</sup> r, en donde se encuentra la caoba (Swietenia macrophylla King), y comunes tropicales con 47 139 m<sup>3</sup>r, donde se ubica el chacteviga (Caesalpinia platyloba S. Watson) (SE-MARNAT 2017). En las áreas con manejo forestal u otras áreas con presencia de estas especies, las cortas clandestinas con fines de uso doméstico o comercial son comunes, por lo que, para la cuantificación del clandestinaje, arbolado muerto por incendios, desastres naturales como huracanes o revisiones en áreas bajo manejo, es necesario conocer el diámetro normal (d), altura (h) o el volumen (v), para caracterizar la estructura del arbolado original y estimar los volúmenes extraídos (López et al. 2003, Pompa-García et al. 2011). Lo anterior, se logra con el empleo de modelos alométricos que estiman el d y h en función del diámetro del tocón (dt) y una tarifa de volumen que dependa del d, dt o d y h (Diéguez et al. 2003).

Un modelo es la representación abstracta de algún aspecto de la realidad (Regalado 2008). En la ciencia forestal y en general en el área ecológica, el ajuste y aplicación de modelos que predicen variables de árboles individuales son utilizados cada vez más, ya que pueden reconstruir las relaciones funcionales, dinámica de crecimiento o rendimiento por medio de cualquier otra variable de un mismo individuo (Hernández-Ramos 2019). Las proporciones entre el d o dt con la h o altura de fuste limpio (hfl), diámetro de copa (dc), v y biomasa (b), obedecen a una regla de proporcionalidad que es la misma para todos los árboles que viven en condiciones iguales (Archibald y Bond 2003, Bohlman y O'Brien 2006). Esto es un principio alométrico que permite predecir una medida de un árbol difícil de medir en función de otra de fácil medición, Por lo que, es una expresión que formaliza de forma cuantitativa dicha relación (Gayon 2000).

Para chacteviga, no se conocen estudios cuantitativos relacionados con la generación de modelos para describir la proporción entre las variables de un individuo, aun cuando la especie tiene importancia dentro del manejo forestal, aplicación de la normatividad y conservación del ecosistema tropical, en donde, para la especie solo se reporta el trabajo realizado por García-Cuevas et al. (2017), sobre la predicción del d, h y v a partir del dt de ocho especies tropicales de Quintana Roo, México. Debido a ello y que la información generada contribuirá a la planeación, administración y toma de decisiones de los bosques tropicales del estado de Quintana Roo, en la cuantificación de variables forestales de interés comercial de chacteviga para la elaboración de programas de manejo con mayor confiabilidad, el objetivo de la investigación fue ajustar relaciones alométricas para predecir variables de interés comercial como el d, h, dc y v en función del dt y d de chacteviga en el centro y sur de Quintana Roo, México.

## **MATERIALES Y MÉTODOS**

El área de estudio se ubica en el centro y sur del estado de Quintana Roo, en los ejidos de Bacalar, Caobas, Chacchoben, Laguna Om, Noh-bec, Nuevo Plan de la Noria, Petcacab y 18 de Marzo (Figura 1), localizados en los municipios de Bacalar, Felipe Carrillo Puerto y Othón P. Blanco, en selvas medianas subperennifolias y medianas subcaducifolia (Peninngton y Sarukhán 2016). De acuerdo con la clasificación de Köppen, modificada por García (2004), el área se ubica dentro del clima cálido subhúmedo con temperatura media anual de 26 °C de clave Aw (x')i (INEGI 2016) con precipitación media de 1 300 mm (SEMARNAT-CONAFOR 2014). En general, el terreno es plano con lomeríos y donde predominan los suelos de tipo Luvisol, Rendzina y Leptosol (IUSS 2007) o Ya'ax hoom, Pus-lum y T'zekel, según la terminología maya (INEGI 2016), la región cuenta con una altitud promedio de 10 m (Bautista et al. 2012).

En 2016, se recolectó una muestra de 316 árboles de chacteviga, en los árboles en pie la medición se realizó en diámetros y alturas a diferentes







Figura 1. Localización del área de estudio donde se levanto la información dasometrica de *Caesalpinia platyloba* S. Watson (chacteviga) en Quintana Roo, México.

secciones sobre el fuste (dm y hm) de forma indirecta con un dendrómetro RD1000<sup>(R)</sup>, en tanto que, para el dt, d y diámetros (dm) a las alturas sobre el fuste de 0.3 m, 0.60 m, 0.90 m, 1.3 m y 2.5 m, se realizó con una cinta diamétrica para cuantificar las dimensiones de cada árbol. La selección de los árboles se realizó por categoría diamétrica, con la finalidad de representar un intervalo amplio de diámetros normales y alturas totales. Como subproductos para la elaboración de leña y para estimar el volumen total árbol, se midieron las ramas con diámetro de la base mayor de 5 cm y a partir de ahí, secciones de 2.5 m de longitud hasta la punta. El volumen de cada sección, se calculó con la fórmula de Smalian y la punta se cubicó como un cono, el volumen de fuste limpio (vfl) se determinó al considerar la suma de todas las secciones del árbol hasta la altura de la primera rama viva, el volumen de fuste total (vft) del árbol como la suma de todas las secciones del árbol hasta el ápice (García-Cuevas et al. 2017) y el volumen total árbol (vta) se obtuvo al agregar al vft la sumatoria del volumen las ramas registradas, como se indica a continuación:

$$V_{trozas} = \left(\frac{g_0 + g_1}{2} * l_1\right) + \left(\frac{g_1 + g_2}{2} * l_2\right) + \dots + \left(\frac{g_{n+1} + g_n}{2} * l_n\right) y V_{punta} = \left(\frac{g_{n+1} + l_n}{3}\right)$$

Dónde:  $V_{trozas}$  = Volumen de las trozas (m<sup>3</sup>),  $V_{Punta}$ = Volumen de la punta (m<sup>3</sup>), go = Área basal del diámetro mayor de la troza (m<sup>2</sup>), g1 = Área basal del diámetro menor de la troza (m<sup>2</sup>), gn = Área basal del diámetro de la punta (m<sup>2</sup>) y I = Longitud de la troza (m). Posterior a ello, se realizó un análisis gráfico mediante un diagrama de dispersión para identificar y excluir los datos atípicos que se ubican fuera de la tendencia general de la información, los cuales podrían ser un error de medición, registro o un árbol con características distintas a la población evaluada.

En el análisis de datos, se probaron modelos lineales y no lineales (Tabla 1) usados en estudios de biometría forestal que han demostrado resultados adecuados para predecir variables de interés forestal como lo son el d, h o v (Prodan *et al.* 1997, Pompa-García *et al.* 2011, Quiñonez *et al.* 2012, García-Cuevas *et al.* 2016, García-Cuevas *et al.* 2017). Se utilizó el método de Máxima Verosimilitud con información completa (fiml) para generar los valores de los estimadores y que estos fueran consistentes,

El valor del exponente k fue determinado de acuerdo

al método propuesto por Harvey (1976), el cual con-

siste en usar los residuales obtenidos del modelo sin

ponderar  $(\hat{e}_i)$  como variable dependiente en el modelo de varianza potencial de los residuos:  $(\hat{e}_i^2) = x_i^k$ , por

lo que se usó el log $(\hat{e}_i) = \alpha + k \log(x_i)$ . En este pro-

ceso, la variable independiente (x<sub>i</sub>) usada fue  $1/\sqrt{dt}$ 

y  $1/\sqrt{d}$ , mientras que, el factor de ponderación para

lograr la igualdad de la varianza del error se incluyó

**Tabla 1.** Modelos predictivos del diámetro normal (dn), diámetro de copa (dc), altura total (h) y volumen del fuste (v) en función del diámetro del tocón (dt) y diámetro normal (d) para *Caesalpinia platyloba* S. Watson (chacteviga).

Relación	Identificador	Тіро	Modelo
	1	Lineal	$d = \beta_0 + \beta_1 dt$
d dt	2	Cuadrático	$d = \beta_0 + \beta_1 dt^2$
u-ui	3	Potencial modificado	$d = \beta_0 dt \left( \frac{1.3}{ht} \right)^{\beta_1}$
	4	Polinómico de segundo orden	$d = \beta_0 + \beta_1 dt + \beta_2 dt^2$
	5	Schumacher no lineal	$h = \beta_0 e^{-\beta_1/dt}$
h-dt	6	Schumacher modificado	$h = 1.3 + \beta_0 e^{-\beta_1/dt}$
n-ut	7	Alométrico o potencial con intercepto	$h = \beta_0 + \beta_1 d t^{\beta_2} )$
dc-dt	8	Alométrico o potencial	$dc = \beta_0 dt^{\beta_1}$
	9	Schumacher no lineal	$v = \beta_0 e^{-\beta_1/dt}$
v-dt	10	Alométrico o potencial	$v = \beta_0 dt^{\beta_1}$
	11	Exponencial	$v = \beta_0 e^{\beta_1/dt}$
	12	Alométrico o potencial	$v = \beta_0 d^{\beta_1}$
v-d	13	Cuadrático	$v = \beta_0 + \beta_1 d^2$
	14	Polinómico de segundo orden	$d = \beta_0 + \beta_1 d + \beta_2 \ d^2$
	15	Schumacher	$v = \beta_0 e^{-\beta_1/d}$

Dónde: d: diámetro normal (cm), dt: diámetro del tocón, dc: diámetro de copa, ht: altura del tocón, h: altura total (m), v: volumen total (m<sup>3</sup>), y  $\beta$ 's: parámetros a estimar, e: base de los logaritmos neperianos.

invariantes e insesgados, por lo que tienen la probabilidad más alta de ser cercanos a las cantidades que estimamos (Van-Trees 2002), mediante el procedimiento Model del paquete SAS 9.3<sup>(R)</sup> (SAS 2015).

Las ecuaciones se seleccionaron con base en los criterios de bondad de ajuste de la raíz del cuadrado medio del error (RCME), nivel de probabilidad en contra de la hipótesis nula de los estimadores (Pr > |t|) y el coeficiente de determinación ajustado por el número de parámetros ( $R_{adi}^2$ ). Además, de verificar el cumplimiento de los supuestos de regresión de normalidad de los errores con la prueba de Shapiro-Wilk (SW) en donde valores cercanos a la unidad indican una distribución normal de la frecuencia de la información (Balzarini et al. 2008) y de forma gráfica para verificar la distribución de los residuales en donde no debe de aumentar de manera consistente el valor de los residuales a medida que la variable estimada incrementa sus dimensiones (SAS 2015).

En el caso del volumen, a medida que incrementa el d del árbol, también incrementa el v y la varianza de los residuales, por lo que, para corregir la heterocedasticidad fue incluido en los modelos una función potencial que pondera la varianza de los residuales (Álvarez-González *et al.* 2007):  $\sigma_i^2 = x_i^k$ .

en el ajuste mediante:  $\hat{e}^i = \hat{e}^i / \sqrt{x_i^k}$  (Álvarez-González *et al.* 2007, Crecente *et al.* 2010, Santiago-García et al. 2020). Una vez realizado el procedmiento, la evaluación de la presencia o ausencia de heterocedasticidad se evaluó con la prueba de Breusch-Pagan bajo la hipótesis nula (H<sub>0</sub> =  $\sigma_i^2 = \sigma^2$ ) de que los residuos son homoscedásticos (Breusch y Pagan 1979; Stankova y Dieguez-Aranda et al. 2013), donde si el valor de p-value de la prueba Breusch-Pagan es tan grande como 0.05, entonces la homogeneidad de varianza de los residuales se cumple (SAS 2015). Además, se hizo la comparación grafica de la distribución de los residuos con y sin corrección. La autocorrelación de los errores se verificó con la prueba de Durbin Watson, donde el estadístico de la prueba indica que si el valor es cercano a 2 no hay autocorrelación (Durbin y Watson 1951, SAS 2015).





El error de predicción de los modelos, se verificó mediante el Sesgo promedio por estimación (Ē) y la diferencia Agregada en porcentaje (DA%) para la muestra (Dieguez-Aranda et al. 2003, Barrio et al. 2004, Trincado y Leal 2006). Para la validación, se usaron datos de 315 arboles tomados de inventarios forestales de tres ejidos y se compararon los promedios de los datos estimados y los predichos como dos poblaciones independientes, usando los métodos de Pooled y Satterthwaite que se basan en la verificación de variaciones de muestra, probando la hipótesis Ho:  $\mu x \neq \mu y$ , donde  $\mu x$  es el promedio de los datos de estimados y  $\mu$ y es el promedio de los datos predichos con las ecuaciones ajustadas para cada variable estudiada, en donde un valor Pr > t más pequeño proporciona una evidencia más fuerte en contra de la hipótesis nula (SAS 2015).

#### RESULTADOS

En la Figura 2, se observan las tendencias de tipo lineal de la relación entre d y dc con el dt, cóncava para la h con el dt, y de tipo exponencial de los volúmenes en función del d y dt, donde se incluyeron las variables d, h, v, dc, vfl, vft y vta en función de dt, y vfl y vta en función de d.

La estimación de los parámetros en los mejores modelos, así como los criterios de bondad de ajuste se muestran en el Tabla 2. De los modelos probados, los mejores ajustes se obtuvieron con el modelo 3 para predecir el d, en el caso de la h fue el de tipo Schumacher y para el dc el modelo potencial. Con base en el nivel de probabilidad en contra de la hipótesis nula de los estimadores ( $\alpha$  = < 0.0001), en todos los casos se observa que los modelos son confiables, además, de que se minimiza la raíz del cuadrado medio del error, y se puede inferir que las ecuaciones predicen en forma insesgada las variables de estudio en función del dt (Tabla 2). Otro criterio para comprobar la bondad de ajuste de los modelos es el valor del  $R^2_{adi}$ , en estos casos, el valor para el d se considera alto, ya que el modelo explica el 99% de la variación de los datos, en cuestión de h y dc, las ecuaciones solo describen el 71.3 y 69.3% de la variación, respectivamente.

Los mejores modelos obtenidos fueron:

 $d = 0.9779 dt \left(\frac{1.3}{ht}\right)^{-0.1008}$ ,  $h = 1.3 + 21.6931 e^{-9.15097/dt}$  y  $dc = 0.343191 dt^{0.822983}$ 

De acuerdo con la prueba de SW (Tabla 3) en los tres casos el valor es cercano a 1 (0.97, 0.96 y 0.95), por lo cual, se puede asumir normalidad de los datos. La prueba de Breusch Pagan indica homocedasticidad de varianzas (Tabla 3 y Figura 3a, 3b y 3c), pero a su vez, el test de DW indica autocorrelación entre el d, h y dc con el dt, aunque no se trata de variables que provienen de remediciones, información longitudinal o de una misma unidad experimental.

La desviación promedio de los valores predichos por el modelo respecto a los valores observados  $(\bar{E})$  es baja, ya que para árboles individuales se tiene una subestimación de 0.064 cm en d, 0.474 m en h y una sobrestimación de -0.004 m en dc al tomar de referencia el dt, y se observa una DA de 0.29, 3.12 y 0.09% para d, h y dc, respectivamente (Tabla 3). Estos valores concuerdan con las Figuras 2a, 2b y 2c, donde se observa que la línea de los valores predichos se ajusta a los datos observados.

En los tres casos, los mejores modelos son de tipo potencial, el valor de los parametros es significativo al 99% de confiabilidad ( $\alpha = < 0.01$ ), se minimiza el valor de la RCME y explican el 90.0, 89.6 y 50.9% para las variables vta, vft y vfl, respectivamente en función del dt (Tabla 2). Los modelos adoptan la formas siguientes:

 $vta = 0.000178dt^{2.346894}, vft = 0.000417dt^{2.036367} yvfl = 0.00114dt^{1.745548}$ 

También la prueba de SW, indica que la distribución de residuales es normal para vta, vft y vfl (SW = 0.92, 0.90 y 0.97); además, en los análisis de la pruena de Breusch Pagan y el gráfico de los residuales indiquen homogeneidad de varianzas una vez corregidos (Tabla 3). En las Figuras 4a, 4b y 4c, se observan los residuales sin corregir y en las Figuras 4d, 4e y 4f se identifican los residuales corregidos, los cuales tienen una escala menor y se apegan mas alrededor de cero. Por su parte, los valores del indicador de Durbin Watson indican que no hay autocorrelación de los errores.

La medida de desviación en las estimaciones muestra un Ē bajo y a nivel de árboles individuales



Figura 2. Dispersión de datos observados en función de dt para el d (a), h (b), dc (c), vfl (d), vft (e), vta (f), y en función del d para vfl (g), vft (h) y vta (i) para *Caesalpinia platyloba* S. Watson (chacteviga).

**Tabla 2.** Resumen del análisis de varianza de los modelos de mejor ajuste para predecir diámetro normal (dn), diámetro de copa (dc), altura total (h) y volumen del fuste (v) en función del diámetro del tocón (dt) y diámetro normal (d) en función del diámetro del tocón (dt) y diámetro normal (d) para *Caesalpinia platyloba* S. Watson (chacteviga).

Función	Modelo	Parámetro	Estimador	Pr >  t	RCME	$R^2_{adj}$
d dt	Potonoial madificada	$\beta_1$	0.97690	< 0.0001	0.987	0.99
u-ui	Fotencial modificado	$\beta_2$	-0.10080	< 0.0001		
h dt	Schumacher medificade	$\beta_1$	21.69316	< 0.0001	1.820	0.71
n-ut	Schumacher modificado	$\beta_2$	-9.15098	< 0.0001		
do dt		$\beta_1$	0.343191	< 0.0001	1.105	0.69
นิเ-นเ		$\beta_2$	0.822983	< 0.0001		
uff dt		$\beta_1$	0.00114	0.0231	0.191	0.50
VII-OL		$\beta_2$	1.745548	< 0.0001		
		$\beta_1$	0.000417	< 0.0001	0.096	0.89
vii-ui		$\beta_2$	2.036367	< 0.0001		
vto dt	Potonoial madificada	$\beta_1$	0.000178	< 0.0001	0.088	0.90
งเล-นเ	Fotencial modificado	$\beta_2$	2.346894	< 0.0001		
vfl-d		$\beta_1$	0.000415	0.0177	0.0847	0.90
		$\beta_2$	2.063917	< 0.0001		
		$\beta_1$	0.000708	< 0.0001	0.091	0.91
vii-u		$\beta_2$	1.942492	< 0.0001		
vto d		$\beta_1$	0.000493	< 0.0001	0.121	0.90
งเล-น		$\beta_2$	2.110259	< 0.0001		

Pr>|t|: probabilidad de t, RCME: raíz del cuadrado medio del error, R<sup>2</sup><sub>adj</sub>: coeficiente de determinación ajustado.

**Tabla 3.** Estadísticos de evaluación de la capacidad predictiva de los modelos de mejor ajuste para predecir diámetro normal (dn), diámetro de copa (dc), altura total (h) y volumen del fuste (v) en función del diámetro del tocón (dt) y diámetro normal (d) en función del diámetro del tocón (dt) y diámetro normal (d) para *Caesalpinia platyloba* S. Watson (chacteviga).

Función	Modelo	Normalidad SW Prob		Heterocedasticidad BP Pr > ChiSq		Autoc DW	Ē	DA%
d-dt	Potencial modificado	0.97	< 0.0001	136.9	< 0.0001	1.1904	0.064	0.29
h-dt	Schumacher modificado	0.96	< 0.0001	229.4	< 0.0001	0.8191	0.474	3.12
dc-dt		0.95	< 0.0001	45.91	< 0.0001	1.2833	-0.004	0.09
vfl-dt		0.96	< 0.0001	37.85	< 0.0001	2.3243	0.000	1.36
vft-dt	Potencial	0.89	< 0.0001	178.2	< 0.0001	1.7670	-0.010	3.27
vta-dt		0.89	< 0.0001	106.5	< 0.0001	1.8868	-0.002	0.62
vfl-d	modificado	0.88	< 0.0001	115.6	< 0.0001	2.0020	-0.002	0.88
vft-d		0.90	< 0.0001	113.1	< 0.0001	2.0943	-0.012	1.70
vta-d		0.92	< 0.0001	107.5	< 0.0001	2.0164	-0.014	3.76

SW: Shapiro Wilk; Prob: probabilidad; BP: Breusch-Pagan; Autoc: autocorrelación; DW: Durbin Watson; Ē: sesgo; DA%: diferencia agregada;



Figura 3. Dispersión de residuales para el d (a), h (b), dc (c) en función del dt para chacteviga.



Figura 4. Dispersión de residuales sin corregir vfl (a), vft (b), vta (c) y corregidos vfl (c), vft (d), vta (f) en función de dt para chacteviga.

subestima 0.00082 m<sup>3</sup> para vta y sobreestima en -0.01063 y -0.00212 m<sup>3</sup> en el vft y vfl, respectivamente, mientras que, la desviación agregada para la muestra es de 0.62, 3.27 y 1.36% para las variables de estudio (Tabla 3). En las figuras 2d, 2e y 2f, se observa la fidelidad de las predicciones a los datos observados. Lo que indica que estos modelos son válidos para predecir las variables analizadas en función del dt con un alto grado de confiabilidad.

El modelo potencial fue mejor para predecir las variables de estudio en función del d, ya que, muestra todos sus parametros significativos al 99% de confiabilidad ( $\alpha = < 0.01$ ), minimiza el valor de la RCME y explica la variabilidad de la información utilizada con 89.8, 90.6 y 90.2% al estimar vta, vft y vfl en función del d para chacteviga en Quintana Roo, México. Además, no se observaron violaciones en los supuestos de regresión de normalidad con la prueba de Shapiro Wilk, con valores de 0.89, 0.89 y 0.88, para vta, vft y vfl, respectivamente. La prueba de Breusch Pagan y los gráficos para verificar la heterocedastisidad de los residuales corregidos no indican problemas de heterocedasticidad (Tabla 3), ya que las Figura 5a, 5b y 5c en donde se observan los residules sin corregir, con respecto a la distribución de los residuales corregidos por la variable de ponderación (Figuras 5d, 5e y 5f), se observan a una mayor escala y amplitud con respecto a cero. Los modelos por variable se presentan a continuación:

 $vta = 0.000493d^{2.110259}, vft = 0.000708d^{1.942492} yvfl = 0.000415d^{2.063917}$ 

En la Tabla 3, se presentan las medidas de desviación de las estimaciones, donde el sesgo indica que existe una sobreestimación del modelo de forma individual en el vta, vft y vfl de -0.00204 m<sup>3</sup>, -0.001286 m<sup>3</sup> y -0.00204 m<sup>3</sup>, respectivamente, y una DA de 3.76, 1.70 y 0.88% para la muestra (Tabla 3). Esta situación se ratifica en las figuras 2g, 2h y 2i, donde se observa que los valores predichos se ajustan a los datos observados.

En la Tabla 4, se observan los resultados de las pruebas de t de la comparación de los promedios de los datos estimados y los predichos. De acuerdo a los resultados, en todos los casos los promedios no son diferentes entre si, por lo que las ecuaciones son validas para realizar las predicciones de las variables de estudio.

# DISCUSIÓN

Con las ecuaciones obtenidas fue posible predecir con cierto nivel de confiabilidad las variables dasométricas de Caesalpinia platyloba S. Watson (chacteviga) dentro de un rango de categorías diamétricas de 5 a 50 cm y alturas de 5 a 25 m, aun cuando las relaciones alométricas de d, h y dc en función del dt presentaron valores en la prueba de DW alrededor de 1, lo cual se puede interpretar como producto de la presencia de autocorrelación entre variables ajustadas producto de la inferencia de factores externos que no se controlan en este tipo de estudios, las cuales son determinantes para obtener varoles infereriores a 1.5 en este estadístico, además de que existen una zona de indefinición de la presencia de autocorrelación para valores en este estadístico cercanos a la unidad para este tipo de información (Fuentes et al. 2001a y 2001b).

Los resultados del modelo potencial fueron mejores para estimar el d y dc en función del dt, lo cual coincide con lo reportado por Pompa-García et al. (2011) al proponer el modelo potencial para la estimación del d a partir de la inclusión de las dimensiones del tocón en Pinus durangensis Ehren. en el estado de Durango, misma expresión utilizada por García-Cuevas et al. (2016) para Abies religiosa (Kunt) Schltdl. et. Cham. en Michoacán y por García-Cuevas et al. (2017) para ocho especies tropicales de Quintana Roo, en donde para todos los casos se explico más del 92% de la variabilidad de la información utilizada. De acuerdo a los descrito por Pompa-García et al. (2011) al derivar y explicar este modelo y con base en los valores obtenidos en los parametros podemos observar que el d y dc incrementan en 0.98 y 34.32 cm por cada centímetro registrado en el dt. Mientras que, el modelo de Schumacher modificado que incluye una interceptada de 1.3, la que significa que la h será igual a 1.3 m cuando el d sea igual a cero y un parámetro asintótico o altura máxima posible representado por el primer parámetro (Hernández-Ramos et al. 2019), fue el mejor para







Figura 5. Dispersión de residuales sin corregir vfl (a), vft (b) y vta (c) y corregidos para vfl (d), vft (e) y vta (f) en función del d para chacteviga.

Tabla 4. Estadísticos de validación para los modelos de mejor ajuste para predecir diámetro normal (dn), diámetro de
copa (dc), altura total (h) y volumen del fuste (v) en función del diámetro del tocón (dt) y diámetro normal (d) en función
del diámetro del tocón (dt) y diámetro normal (d) para Caesalpinia platyloba S. Watson (chacteviga).

Límites de confianza									
Variable	Media	LI	LS	Error Stdr	Método	Varianzas	GL	Valor t	Pr >  t
d-dt	25.60	24.04	27.16	0.7936	Pooled	Equal	628	3.49	0.0005
d-dt	21.99	20.68	23.29	0.663	Satterthwaite	Unequal	609	3.49	0.0005
h-dt	11.93	11.59	12.28	0.176	Pooled	Equal	628	-6.25	< 0.0001
h-dt	13.64	13.23	14.04	0.207	Satterthwaite	Unequal	612	-6.25	< 0.0001
vfl-dt	0.445	0.397	0.494	0.024	Pooled	Equal	628	4.14	< 0.0001
vfl-dt	0.321	0.287	0.355	0.017	Satterthwaite	Unequal	565	4.14	< 0.0001
vfl-dt	0.468	0.412	0.52	0.028	Pooled	Equal	628	1.95	0.0515
vfl-dt	0.401	0.363	0.43	0.019	Satterthwaite	Unequal	547	1.95	0.0515
vft-d	0.674	0.593	0.75	0.040	Pooled	Equal	628	3.78	0.0002
vft-d	0.491	0.440	0.542	0.025	Satterthwaite	Unequal	531	3.78	0.0002
vft-dt	0.6744	0.5939	0.755	0.0409	Pooled	Equal	628	5.54	< 0.0001
vft-dt	0.4165	0.3727	0.4602	0.0222	Satterthwaite	Unequal	484	5.54	< 0.0001
vta-d	0.8094	0.7128	0.9061	0.0491	Pooled	Equal	628	3.04	0.0025
vta-d	0.6261	0.5573	0.6949	0.035	Satterthwaite	Unequal	567	3.04	0.0025
vta-dt	0.8094	0.7128	0.9061	0.0491	Pooled	Equal	628	4.44	< 0.0001
vta-dt	0.5484	0.4849	0.612	0.0323	Satterthwaite	Unequal	543	4.44	< 0.0001

LI: límite inferior; LS: límite superior; Std: estándar; GL: grados de libertad; t: t se Student; Pr > |t|: nivel de probabilidad en contra de la hipótesis nula.

predecir la h en función del dt. Lo que concuerda con los resultados que reporta García-Cuevas *et al.* (2017) al ajustar modelos que predicen el d, h y v función del dt para ocho especies tropicales y por Hernández-Ramos *et al.* (2019) al modelar la h en función del d para *Bucida buceras* L., ambos en Quintana Roo, México con sesgos menores a 0.50 m en cada estimación.

En las ecuaciones para la predicción de h y dc, se obtuvieron ajustes más bajos en compara-

(1980) quien menciona que una ecuación aceptable

tiende a presentar valores mayores de 0.70. Por

lo que los resultados concuerdan con lo reporta por

Benítez-Naranjo et al. (2003) quienes utilizan este

tipo de expresiones en plantaciones forestales con

coeficientes alrededor de 0.90, y con Ramírez et al.

(2016) guienes obtuvieron un valor de ajuste superior

a 0.97 en Pinus ayacahuite Ehrenb. ex Schltdl. en

obtenidas a nivel de árbol son menores que las re-

portados por García-Cuevas et al. (2017), quienes

al utilizar los mismos modelos para ocho especies

que crecen en condiciones semejantes a donde se

desarrolla la especie estudiada, obtuvieron valores

en la RCME superiores en el ajuste de las relaciones alométricas entre de d-dt, h-dt y v-dt, de 2.10 cm,

2.18 m y 0.16 m<sup>3</sup>, respectivamente. Mientras que,

García-Cuevas et al. (2016) para Abies religiosa re-

portan un sesgo de 1.1 cm al estimar el d en función

De forma general, las desviaciones promedio

ción con los valores obtenidos para otras variables. Pero los resultados son similares a los obtenidos por Quiñonez et al. (2012), quienes reportan coeficientes de determinación con valores de entre 0.44 a 0.77 al ajustar un modelo de tipo lineal para especies de los generos Pinus y Quercus. Mientras que, Diéguez et al. (2003) señalan que existen limitaciones para ajustar este tipo de modelos alometricos para las mismas variables en Pinus pinaster Aiton., Pinus radiata D. Don y Pinus sylvestris L. en Galicia, España. De igual manera, el valor del coeficiente de determinación que se reporta en el modelo propuesto para estimar el dc en función del d de Casuarina equisetifolia L. por Benítez-Naranjo et al. (2003), quienes reportan que la expresión explica el 85% de la variación de los datos. Lo que indica que, específicamente para estas variables, es difícil ajustar un modelo con el que se obtengan resultados satisfactorios.

Para el volumen, se observó que a medida que incremetaba el d de los árboles, también incrementa el v y la varianza de los residuales, por lo que se tuvo que aplicar una ponderación de la varianza de los residuales de acuerdo al método propuesto por Harvey (1976), como lo hicieron Álvarez-González et al. (2007), Crecente et al. (2010) y Santiago-García et al. (2020). De esta forma, se pudo corregir la heterocedasticidad en los modelos, la cual se evaluo con la prueba de Breusch-Pagan (Breusch y Pagan 1979, Stankova y Dieguez-Aranda et al. 2013). Además, la comparación grafica de la distribución de los residuos con y sin corrección, indica que los residuos disminuyeron su valor y se distribuyen mejor alrededor de cero, situación que concuerda con lo reportado al emplear este mismo procedimienot por Hernández-Ramos et al. (2017) al ajustar modelos alométricos basados en las dimensiones del d y h para estimar la biomasa aérea en Eucalyptus urophylla S. T. Blake.

Los valores obtenidos en el coeficiente de determinación ajustado para las ecuaciones de volúmenes estimados en función del dt y d, cumplen con lo expresado por Gujarati y Porter (2010), quien planteó que en este tipo de estudios un modelo es satisfactorio cuando el valor del coeficiente es de aproximadamente 0.80 o lo propuesto por Alder

que se<br/>anza dedel dt; pero son superiores a los valores del sesgo<br/>promedio por estimación reportados por Quiñonez *et*<br/>al. (2012) para -dt, h-dt y v-dt en cinco especies del<br/>género *Pinus*.p-García<br/>orregir la<br/>e evaluoCONCLUSIONES<br/>h v Pa-

bosques bajo manejo.

El modelo de alométrico modificado permitió predecir la relacion funcional entre el diámetro normal a partir del diámetro del tocón y la altura del tocón, el mejor modelo para predecir la altura total fue el de Schumacher modificado con un intercepto. Mientras que la predicción del diámetro de copa y volumen de los árboles tuvo los mejores resultados con el modelo alométrico para Caesalpinia platyloba S. Watson (chacteviga) en el estado de Quintana Roo, México. Las ecuaciones pueden ser usadas para la cuantificación y evaluación de recursos en áreas donde se han realizado cortas clandestinas, incendios forestales o zonas afectadas por huracanes, además pueden ser empleadas como apoyo en los inventarios y en la elaboración de planes de manejo forestal.



## AGRADECIMIENTOS

Al Consejo Nacional de Ciencia y Tecnología (CONACYT) por el apoyo en la Convocatoria CO1-2013 del Fondeo Sectorial para la Investigación, el Desarrollo y la Innovación Tecnológica Forestal. Al Instituto Tecnológico de el Salto (ITS) por el financiamiento del proyecto "Desarrollo de un sistema biométrico para la planeación del manejo forestal de los ecosistemas con potencial maderable en México". Al ITS que con base en el Convenio de Colaboración y Asignación de Recursos celebrado con el Instituto Nacional de Investigaciones Forestales, Agrícolas y Pecuarias (INIFAP), financió la etapa de la toma de datos de campo del proyecto "Desarrollo de un sistema biométrico para la planeación del manejo forestal de los ecosistemas con potencial maderable en México". Al Dr. Gilbert Herrera Cool del INI-FAP, Campo Experimental Chetumal por realizar la traducción del resumen al inglés.

#### LITERATURA CITADA

- Alder D (1980) Estimación del volumen forestal y predicción del rendimiento con referencia especial en los trópicos: predicción del rendimiento. FAO Montes Estudio 22/2. Vol. 2. Roma Italia. 118p.
- Álvarez-González JG, Rodríguez-Soalleiro R, Rojo-Alboreca A (2007) Resolucion de problemas del ajuste simultaneo de sistemas de ecuaciones: heterocedasticidad y variables dependientes con distinto numero de observaciones. Cuadernos de la Sociedad Española de Ciencias Forestales 23: 35-42.
- Archibald S, Bond W J (2003) Growing tall vs growing wide: tree architecture and allometry of *Acacia karroo* in forest, savanna, and arid environments. Oikos 102: 3-14.
- Balzarini MG, González L, Tablada M, Casanoves F, Di Rienzo JA, Robledo C W (2008) Infostat: Manual del Usuario. Editorial Brujas, Córdoba, Argentina. 336p.
- Barrio AM, Álvarez G JG, Díaz-Maroto HIJ (2004) Elaboración de una tarifa con clasificación de productos para *Quercus rubur* L. en Galicia, basada en un modelo de volumen porcentual. Investigación Agraria. Sistemas y Recursos Forestales 13: 506-517.
- Bautista F, Maldonado D, Zinck JA (2012) La clasificación maya de suelos. Ciencia y Desarrollo 38: 64-79
- Benítez-Naranjo JY, Rivero-Vega M, Vidal-Corona A, Rodríguez-Rodríguez J, Álvarez Rivera RC (2003) Estimación del diámetro normal a partir del diámetro del tocón en plantaciones de *Casuarina equisetifolia* Forst. en la provincia Camaqüey, Cuba. Investigación Agraria. Sistemas y Recursos Forestales 12: 37-51.
- Bohlman S, O'Brien S (2006) Allometry, adult stature and regeneration requirement of 65 tree species on Barro Colorado Island, Panama. Journal of Tropical Ecology 22: 123-136.
- Breusch TS, Pagan AR (1979) A simple test for heteroscedaticity and random coefficient variation. Econometrica 47: 1287-1294.
- Crecente CF, Tomé M, Soares P, Diéguez-Aranda U (2010) A generalized nonlinear mixed-effects height-diameter model for *Eucalyptus globulus* L. in northwestern Spain. Forestry Ecology and Management 259: 943-952.
- Diéguez AU, Barrio AM, Castedo DF, Balboa MM (2003) Estimación del diámetro normal y del volumen del tronco a partir de las dimensiones del tocón para seis especies forestales comerciales de Galicia. Invest. Investigación Agraria. Sistemas y Recursos Forestales 12: 131-139.
- Durbin J, Watson GS (1951) Testing for serial correlation in least squares regression II. Biometrika 38: 159-177.
- Fuentes ED, Troncoso JJ, Bonilla CA (2001a) Operaciones forestales y concentración de sedimentos en cauces naturales I: Formulación de un modelo matemático. Bosque 22: 15-24.

- Fuentes ED, Troncoso JJ, Bonilla CA (2001b) Operaciones forestales y concentración de sedimentos en cauces naturales II: Análisis de sensibilidad y comparación con otros modelos. Bosque 22: 25-27
- García E (2004) Modificaciones al sistema de clasificación climática de Köppen. 5<sup>*a*</sup> Ed. Instituto de Geografía. UNAM. 217p.
- García-Cuevas X, Herrera-Ávila V, Hernández-Ramos J, García-Magaña JJ, Hernández-Ramos A (2016) Ecuaciones para predecir el diámetro normal en función del diámetro del tocón para Abies religiosa (Kunt) Schltdl. et. Cham. Revista Mexicana de Ciencias Forestales 7: 95-103.
- García-Cuevas X, Hernández-Ramos J, Hernández-Ramos A, Quiñonez-Barraza G, Tamarit-Urias JC, García-Espinoza GG (2017) Predicción del diámetro normal, altura y volumen a partir del diámetro del tocón de especies tropicales. Revista Mexicana de Ciencias Forestales 8: 90-116.
- Gayon J (2000) History of the concept of allometry. American Zoologist 40: 748-758.
- Gujarati DN, Porter DC (2010) Econometría. Quinta edición. Mc Graw Hill. 921 p.
- Harvey AC (1976) Estimating regression models with multiplicative heteroscedasticity. Econometrica 44: 461-465.
- Hernández-Ramos J, De los Santos-Posadas HM, Valdez-Lazalde JR, Tamarit-Urias JC, Ángeles-Pérez G, Hernández-Ramos A, Peduzzi A, Carrero O (2017) Biomasa aérea y factores de expansión en plantaciones forestales comerciales de *Eucalyptus urophylla* S. T. Blake. Agrociencia 51: 921-938.
- Hernández-Ramos J, Tamarit-Urias JC, García-Cuevas X, Hernández-Ramos A, Reynoso-Santos R, Reyes-Hernández V (2019) Modelos alométricos altura-diámetro para *Bucida buceras* (pukté) en Quintana Roo, México. Bosque (Valdivia) 40: 267-276.
- INEGI (2016) Anuario estadístico y geográfico de Quintana Roo 2016. Instituto Nacional de Estadística; Geografía e Informática. Gobierno del estado de Quintana Roo. México. 407p.
- IUSS (2007) Base referencial mundial del recurso suelo: Primera actualización. IUSS Grupo de trabajo WRB. Informe sobre los recursos mundiales de suelos No. 103. FAO. Roma. 117p.
- López SCA, Gorgoso VJ, Castedo DF, Rojo AA, Rodríguez SR, Álvarez GJG, Sánchez RF (2003) A heightdiameter model for *Pinus radiata* D. Don in Galicia (Northwest Spain). Annals of Forest Science 60: 237-245.
- Peninngton TD, Sarukhán KJ (2016) Árboles tropicales de México. Manual para la identificación de las principales especies. Ediciones científicas universitarias-Fondo de Cultura Económica. Ciudad de México. 523p.
- Pompa-García M, De los Santos-Posadas HM, Zepeda-Bautista ME, Corral-Rivas JJ (2011) Un modelo dendrométrico para estimación del diámetro normal a partir de las dimensiones del tocón. Agrociencia 45: 379-387.
- Prodan M, Peters R, Cox F, Real P (1997) Mensura forestal. Serie de investigación y evaluación en desarrollo sostenible. Instituto Interamericano de Cooperación para la Agricultura (IICA), GTZ. San José, Costa Rica. 561p.
- Quiñonez B G, Cruz C F, Vargas L B, Hernández FJ (2012) Estimación del diámetro, altura y volumen a partir del tocón para especies forestales de Durango. Revista Mexicana de Ciencias Forestales 3: 23-39.
- Ramírez-Martínez A, Santiago-García W, Quiñonez-Barraza G, Ruíz-Aquino F, Martínez-Antúnez P (2016) Modelos de volumen fustal para *Pinus ayacahuite* Ehren. Revista Mexicana de Agroecosistemas 3: 61-74.



- Regalado M, Peralta R AE, González R CA (2008) Cómo hacer un modelo matemático. Temas de Ciencia y Tecnología 12: 1-18.
- Santiago-García W, Jacinto-Salinas AH, Rodríguez-Ortiz G, Nava-Nava A, Santiago-García E, Ángeles-Pérez G, Enríquez-del Valle JR (2020) Generalized height-diameter models for five pine species at Southern Mexico. Forest Science and Technology 16: 49-55.
- SAS (2015) SAS/STAT® 14.1 User's Guide. SAS Institute Inc. Cary, NC: https://support.sas.com/documentation/ onlinedoc/stat/141/nlmixed.pdf. Fecha de consulta: 5 de marzo de 2019.
- SEMARNAT (2013) Anuario estadístico de la producción forestal 2012. Primera edición 2014. Secretaria de Medio Ambiente y Recursos Naturales. México. 236p.
- SEMARNAT-CONAFOR (2014) Inventario Estatal Forestal y de Suelos Quintana Roo 2013. Colección de inventarios estatales forestales y de suelos 2013-2014. Jalisco, México: Editorial Prometeo. 125p.
- SEMARNAT (2017) Anuario estadístico de la producción forestal 2016. Secretaría de Medio Ambiente y Recursos Naturales. Ciudad de México. 228p.
- Stankova TV, Diéguez-Aranda U (2013) Height-diameter relationships for Scots pine plantations in Bulgaria: optimal combination of model type and application. Annals of Forest Research 56 (1): 149-163.
- Trincado G, Leal DC (2006) Ecuaciones locales y generalizadas de altura-diámetro para pino radiata (*Pinus radiata*). Bosque 27: 23-34.
- Van-Trees HL (2002) Optimum array processing. Part IV of detection, estimation, and Modulation Theory. John Wiley & sons, Inc. Primera Edición. New York. 1443p.