

# ECUACIONES ALOMÉTRICAS PARA ESTIMAR BIOMASA AÉREA EN ESPECIES DE ENCINO Y PINO EN ITURBIDE, N. L.

Rodrigo Rodríguez-Laguna<sup>1</sup>, Javier Jiménez-Pérez<sup>1</sup>,  
Oscar Aguirre-Calderón<sup>1</sup> y Enrique Jurado-Ibarra<sup>1</sup>

## RESUMEN

Se generaron ecuaciones alométricas para estimar biomasa aérea en cinco especies arbóreas en el bosque-escuela de la Facultad de Ciencias Forestales de la Universidad Autónoma de Nuevo León. A excepción de *Quercus laceyi*, se tomaron datos dasométricos de ocho árboles por especie, que corresponden a: diámetro normal, peso fresco del fuste, las ramas y las hojas, y con muestras de cada uno de ellos, se obtuvo la relación peso seco/peso fresco; al multiplicar dicho valor por el peso fresco de cada uno de estos componentes, se obtuvo su biomasa y al sumar los componentes del árbol, la biomasa aérea total por árbol. La fuente de información incluyó los extremos dimensionales de diámetro normal para cada especie evaluada. Se usó el modelo de regresión potencial ( $\beta = a_0 * D^{a_1}$ , donde  $\beta$  es el peso seco total de la biomasa aérea (kg),  $D$  es el diámetro normal (cm), y  $a_0$  y  $a_1$  son los parámetros a estimar); este modelo tuvo coeficientes de determinación ( $R^2$ ) superiores a 0.97 para cada especie. Las tendencias de las líneas de biomasa permitieron formar tres subgrupos de especies, el subgrupo 1 (*Q. laceyi*, *Q. cambyi*) resultó con  $R^2 > 0.98$ , el subgrupo 2 (*Q. rysophylla*, *P. pseudostrobus*) con  $R^2 > 0.97$  y el subgrupo 3 integrado sólo por *J. flaccida* tuvo el  $R^2 = 0.99$ .

**Palabras clave:** Biomasa, biomasa aérea, bosque encino-pino, bosque templado, ecuaciones alométricas, Nuevo León.

Fecha de recepción: 19 de abril de 2006.

Fecha de aceptación: 21 de mayo de 2007.

---

<sup>1</sup> Facultad de Ciencias Forestales, Universidad Autónoma de Nuevo León. Correo-e: [rodris71@yahoo.com](mailto:rodris71@yahoo.com)

## ABSTRACT

Allometric equations were generated to estimate aerial biomass in five arboreal species in the forest-school of the Facultad de Ciencias Forestales of the Universidad Autónoma de Nuevo León. Data were taken from eight trees by species, except *Quercus laceyi*. The collected data are: normal diameter, fresh weight in the components of the tree (stem, branches and leaves) and with samples of each component, the relation was obtained dry weight/fresh weight, this value multiplied by the fresh weight of each component of the tree obtains biomass and adding each component of the tree obtained total aerial biomass by tree. The source of information included the dimensional extreme of normal diameter for each evaluated species. The potential model of regression was used ( $\beta = a_0 * D^{a_1}$  where  $\beta$  it is the dry weight total of the aerial biomass (kg), D is the normal diameter (cm), and  $a_0$  and  $a_1$  are the parameters to estimate); this model obtained coefficients of determination ( $R^2$ ) upper to 0.97 for each species, the tendencies of the biomass lines formed three sub-groups of species, sub-group 1 (*Q. laceyi*, *Q. cambyi*) resulted with  $R^2 > 0.98$ , sub-group 2 (*Q. rysophylla*, *P. pseudostrobus*) with  $R^2 > 0.97$  and single integrated sub-group 3 by *J. flaccida* with  $R^2 = 0.99$ .

**Key words:** Biomass, aerial biomass, oak-pine forest, mild-weather forest, allometric equations, Nuevo León state.

## INTRODUCCIÓN

La capacidad de los ecosistemas forestales para almacenar carbono en forma de biomasa aérea varía en función de la composición florística, la edad y la densidad de población de cada estrato (Schulze *et al.*, 2000). La determinación de esta capacidad constituye un reto cuando se trata de evaluar el potencial de sistemas forestales naturales, alterados o inducidos por el hombre. Debido a que los cambios sin control en la vegetación modifican el desarrollo y crecimiento de los árboles, existe la necesidad de cuantificar de manera rápida y confiable la biomasa por ecosistema.

La medición de este parámetro en cualquier componente de un sistema ecológico requiere un análisis destructivo (Brown *et al.*, 1989) o estimaciones indirectas de material vegetal para hacer las inferencias respectivas; este último caso es más práctico cuando se desea estimar la biomasa aérea de los árboles. Sin embargo, se debe contar con funciones que estimen la biomasa total de acuerdo a las dimensiones y tamaño de los mismos; es decir, expresiones matemáticas basadas en las relaciones alométricas que ocurren entre los individuos (Huxley, 1932, citado por Acosta *et al.*, 2002) o alternativamente con métodos de percepción remota mediante modelos previamente calibrados (Escandón *et al.*, 1999).

Las relaciones alométricas se han utilizado en especies forestales de clima templado-frío para estimar la biomasa aérea total y el área foliar, a partir del diámetro normal (DN) o del área de la albura (Chapman y Gower, 1991; Castellanos *et al.*, 1996). Además, las relaciones entre las dimensiones del fuste y la cantidad de biomasa se han empleado para estimar la biomasa de los componentes de un árbol (Bartelink, 1996) y su distribución dentro de los árboles (Landsberg y Gower, 1997).

Generalmente los modelos alométricos se desarrollan para cada especie; sin embargo, es probable que varias especies que crecen en un mismo tipo de vegetación presenten similitud en el patrón morfológico de crecimiento y, por lo tanto, tengan una asignación equivalente de biomasa aérea; de ocurrir esto, podría utilizarse una sola ecuación alométrica para estimar la biomasa de varias especies.

Bajo el supuesto de que la mayor parte de la biomasa de un árbol está en la parte aérea, y con la intención de aportar conocimiento que ayude a estimar confiadamente la biomasa en especies arbóreas del bosque de encino-pino, como un proyecto en el bosque-escuela de la Facultad de Ciencias Forestales de la Universidad Autónoma de Nuevo León, en Iturbide, N. L., se planteó el objetivo de generar ecuaciones alométricas para estimar la biomasa aérea total en cinco especies arbóreas; adicionalmente, se probó la hipótesis para saber si una sola ecuación puede utilizarse para estimar la biomasa de las cinco especies representativas del bosque de encino-pino en la misma región.

## **MATERIALES Y MÉTODOS**

### **Localización y características del área de estudio**

El trabajo se realizó en el bosque-escuela de la Facultad de Ciencias Forestales de la Universidad Autónoma de Nuevo León, localizado en la Sierra Madre Oriental dentro del Municipio de San Pedro Iturbide en el estado de Nuevo León, entre las coordenadas 24° 42' 23" N y 99° 51' 39" W (Figura 1). Tiene una superficie de 1,035 ha, de las cuales 381 ha corresponden a bosque de encino-pino (área de estudio), cuyo intervalo altitudinal es de 1250 a 1900 msnm (Woerner, 1990).

En el lugar existen varias cordilleras secundarias muy escarpadas y con alto riesgo de erosión, orientadas de suroeste a noroeste, que subdividen una cordillera principal de la Sierra Madre Oriental por el lado Este. La topografía es muy accidentada con pendientes predominantes entre 30 y 70%.

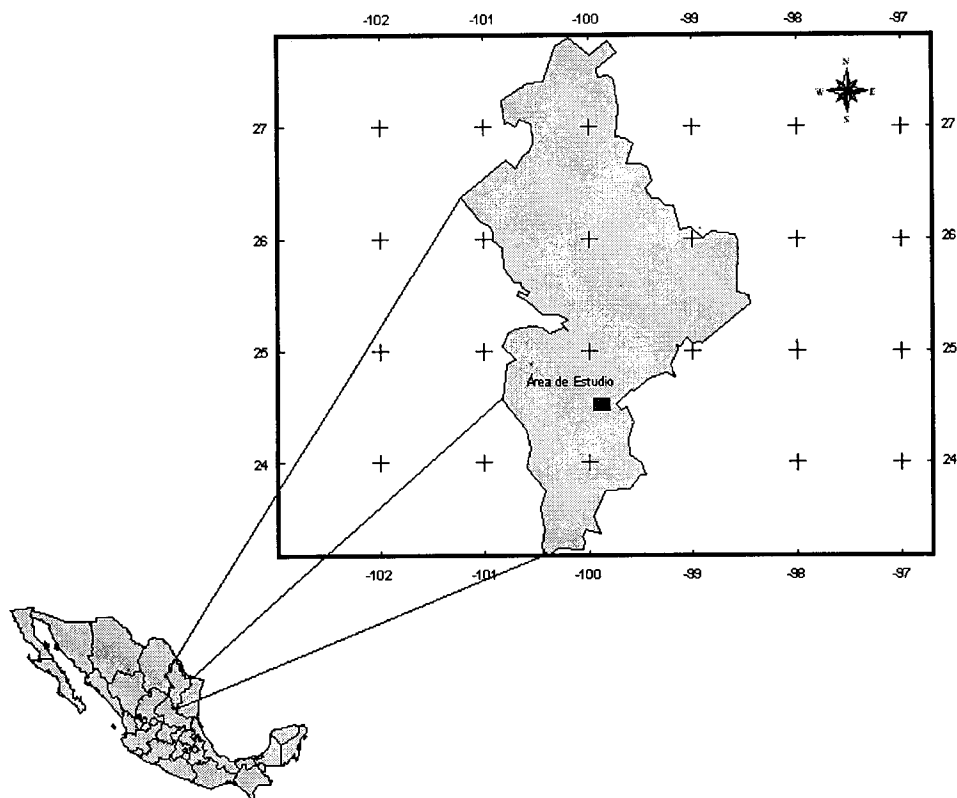


Figura 1. Ubicación del bosque-escuela de la Facultad de Ciencias Forestales de la Universidad Autónoma de Nuevo León en San Pedro Iturbide, N. L.

La vegetación está compuesta por especies de árboles y arbustos dominantes agrupados en asociaciones de bosque de pino, encino-pino, encino, matorral submontano y chaparrales que denotan condiciones más secas y cálidas. También existen algunos árboles altos de diversas especies que se les encuentra estrictamente al fondo y en las paredes inferiores de los cañones y barrancas.

### Muestreo

En función de la disponibilidad de árboles de cada especie y tratando de hacer el menor daño a la vegetación dentro del bosque-escuela, se hizo un muestreo destructivo de algunos ejemplares de las especies predominantes.

Las que dominan la estructura a nivel del dosel son *Quercus rysophylla* Weath, *Q. cambyi* Trel., *Q. laceyi* Small, *Pinus pseudostrobus* Lindl y *Juniperus flaccida* Schlecht., de las cuales se midieron y cortaron ocho individuos por especie, excepto de *Q. laceyi* del que se derribó uno menos. Los criterios de selección para los árboles consistieron en no estar dañados mecánicamente, ni plagados de consideración y que fueran representativos de la categoría diamétrica.

Con el propósito de aumentar el intervalo de variación de los árboles medidos y darle validez a las ecuaciones de regresión, se muestreó un árbol por categoría diamétrica (5 hasta 40 cm), abarcando así, todo el intervalo de exploración posible en este rubro, dentro del área de la asociación vegetal encino-pino en el bosque-escuela.

A cada árbol seleccionado en pie se le midió el diámetro normal (DN), y ya derribados se les tomó la altura total, se les cortó el fuste principal en secciones, tomando como criterio para definir el tamaño de cada sección que cada una pesara menos de 100 kg. La mayoría de las trozas se cortaron a 2 m, excepto la troza del DN. El componente de ramas incluye todas las ramas de la copa mayores de 1 cm de diámetro; se consideró el componente de hojas a todo el follaje y ramas menores de 1 cm de diámetro. Cada componente del árbol se pesó por separado.

### Estimación de la biomasa

Los métodos utilizados para estimar la biomasa de los fustes es la descrita por Espinosa-Bancalari y Perry (1987) al estimar la de árboles de *Pseudotsuga menziesii* (Mirb.) Franco. Ávila *et al.* (2001), Locatelli y Leonard (2001) y Acosta (2003) también los han aplicado; el último autor evaluó la biomasa aérea en especies arbóreas del bosque mesófilo de montaña en la sierra norte de Oaxaca.

Para obtener la biomasa total por árbol se determinó la relación peso seco/peso fresco (ps/pf) del fuste, de ramas y de hojas. Para la relación ps/pf del fuste se tomaron seis rodajas de 5 cm de grosor, aproximadamente, de distintas partes del fuste (Figura 2). Las primeras cuatro rodajas ( $R_1$  a  $R_4$ ) se obtuvieron del fuste limpio;  $R_1$  a 0.30 m;  $R_2$  a 1.3 m,  $R_3$  de la parte media del DN y de la base de la copa y  $R_4$  de la base de la copa. La  $R_5$  de en medio de la base de la copa y el ápice de la misma y  $R_6$  del ápice de la copa. La relación ps/pf en ramas se calculó con tres rodajas de rama en la parte media de la copa ( $R_r$ ). La relación ps/pf en hojas se pudo conocer al pesar tres muestras de hojas en campo. De igual manera, se pesó cada rodaja (peso fresco), mismas que se mantuvieron plenamente identificadas durante el proceso de traslado y secado. Todas ellas y las muestras de hojas se transportaron al laboratorio ubicado en las instalaciones de la Facultad de Ciencias Forestales y se pusieron en una estufa con flujo de aire a 105°C donde se secaron hasta alcanzar peso constante que se consideró como peso seco (Gaillard, 2002).

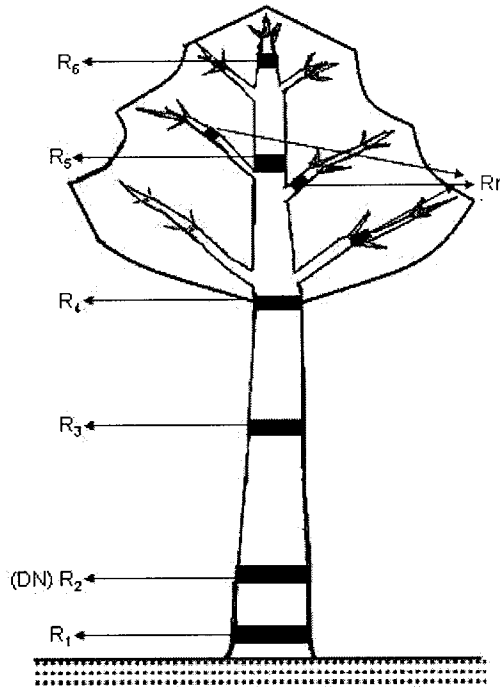


Figura 2. Sitios de muestreo en el árbol (rodajas) para calcular la biomasa del fuste y de la copa.

Se promedió la relación ps/pf de la rodaja inferior y la superior de cada troza del fuste; este valor se multiplicó por el peso fresco de la troza y de ello resultó su peso seco (biomasa); ejemplo:  $ps/pf_{promedio\ troza_1} = (ps/pf\ de\ la\ R_1 + ps/pf\ de\ la\ R_2)/2$ . Después se obtuvo biomasa de la troza  $_1 = (ps/pf_{promedio\ troza_1}) * (peso\ fresco\ de\ la\ troza_1)$ , y con la sumatoria de cada una de ellas, la biomasa total del fuste.

La relación ps/pf de las tres muestras de ramas se promedió y se multiplicó por el peso fresco total de ramas, y se aplicó el mismo procedimiento que se siguió para las hojas; con ello, se calculó la biomasa total de las ramas y de las hojas. La sumatoria del valor de biomasa total de cada componente constituyó la biomasa total por árbol.

Con estos datos, agregados a la altura y el diámetro normal por individuo, se procedió a estimar la biomasa por especie con el modelo potencial de regresión,

hallando la ecuación alométrica con el mejor ajuste en los criterios de bondad (coeficiente de determinación ( $R^2$ ) y valor de F), generando así una curva de ajuste por especie. Este modelo ya ha sido utilizado por Ter-Mikaelian y Korzukhin (1997) y por Acosta *et al.* (2002).

Se escogió el modelo potencial por ser uno de los más frecuentemente usados, por presentar para cada especie el mayor coeficiente de determinación ( $R^2$ ) y por su simplicidad en la ecuación:

$$\beta = a_0 * D^{a_1}$$

Donde:

- $\beta$  = el peso seco total de la biomasa aérea (kg),
- $D$  = es el diámetro normal (cm), y
- $a_0$  y  $a_1$  = los parámetros que se estimaron por el método de mínimos cuadrados.

Al expresar el modelo potencial en su forma lineal mediante transformación logarítmica de las variables involucradas y ajustarlo empleando los datos de  $\beta$  como variable dependiente y  $D$  como variable independiente, se obtiene el siguiente modelo:

$$\ln(\beta) = \ln(a_0) + a_1 \ln(D) \quad (\text{MR})$$

Donde:

- $\beta$ ,  $D$ ,  $a_0$  y  $a_1$  tienen el mismo significado anteriormente dicho, y
- $\ln(\beta)$ ,  $\ln(a_0)$  y  $\ln(D)$  = los logaritmos naturales de  $\beta$ ,  $a_0$ , y  $D$ .

En la primera fase se ajustó el modelo linealizado por mínimos cuadrados para cada especie, con el propósito de definir los valores estimados de los parámetros  $a_0$  y  $a_1$  que representan la ordenada al origen y la pendiente de la línea del modelo de regresión, para cada una de las especies. Después se compararon los parámetros  $a_0$  y  $a_1$  para saber si estadísticamente pertenecían a un mismo modelo. La hipótesis nula planteada fue que los parámetros  $a_0$  y  $a_1$  eran los mismos, independientemente de la especie y, por lo tanto, podría ser suficiente un solo modelo para estimar la biomasa de las cinco.

Al realizar la comparación de los parámetros  $a_0$  y  $a_1$  de los modelos de regresión lineal simple de las cinco especies, pueden presentarse cuatro posibilidades:

- a) que tanto la ordenada al origen ( $a_0$ ) como la pendiente de la línea de regresión ( $a_1$ ) difieran entre los modelos de cada especie,
- b) que las líneas sean paralelas pero sin tener la misma ordenada al origen,
- c) que las líneas sean concurrentes; es decir, que tengan la misma ordenada al origen pero con diferente pendiente, y
- d) que las líneas sean coincidentes; es decir, que tanto la ordenada al origen como la pendiente sean los mismos para todas las especies.

Se aplicó la prueba para establecer la posibilidad de obtener líneas coincidentes, mediante el siguiente análisis estadístico (Montgomery y Peck, 1982): si se considera una regresión lineal simple, en la que  $n$  observaciones pueden formar parte de  $M$  grupos, con el  $m$ -ésimo grupo con  $n_m$  observaciones, entonces se trata como modelo general completo, que consiste de  $M$  ecuaciones, de modo que:

$$\beta = a_{0m} + a_{1m}D + \varepsilon_m \quad m = 1, 2, \dots, M \quad (MC)$$

Mientras que el modelo reducido (MR) puede presentarse con la ecuación linealizada, considerando los datos de todas las especies en forma simultánea.

Para probar la hipótesis nula

$$H_0: a_{01} = a_{02} = \dots = a_{0M}, a_{11} = a_{12} = \dots = a_{1M},$$

se usó el estadístico de prueba de  $F$ :

$$F_0 = \frac{[SS_E(MR) - SS_E(MC)] / (gl_{MR} - gl_{MC})}{SS_E(MC) / gl_{MC}}$$

Donde:

- $F_0$  = valor calculado del estadístico
- $F; MC$  = modelo completo;
- $MR$  = modelo reducido;
- $SS_E$  = suma de cuadrados de los residuales;
- $gl$  = grados de libertad.

Los parámetros del modelo completo (MC) se obtuvieron al ajustar las  $M$  ecuaciones de regresión para cada especie y la  $SS_E(MC)$  se encontró agregando las sumas de cuadrados de los residuales de cada regresión. Los grados de libertad para la  $SS_E(MC)$  fueron:



$$gl_{MC} = \sum_{m=1}^M (n_m - 2)$$

Donde:

$n_m$  = número de observaciones para la especie  $m$ .

Para ajustar el modelo reducido simplemente se ajustó el modelo linealizado, pero incluyendo los datos de las seis especies como si fuesen de una sola; la suma de cuadrados del error  $SS_E(MR)$  se obtiene directamente del análisis de regresión con  $n-2$  grados de libertad ( $gl_{MR}$ ).

El valor de  $F_0$  calculado se comparó con el valor tabulado de  $F_{\alpha, gl_{MR-gIMC}, gl_{MC}}$  con una  $\alpha = 0.05$ ; si  $F_0$  calculado es mayor que  $F_{\alpha, gl_{MR-gIMC}, gl_{MC}}$ , se rechaza la hipótesis nula, lo cual implica que el modelo reducido es inadecuado (Montgomery y Peck, 1982). En este caso se concluiría que los parámetros del modelo de regresión difieren entre especies; de lo contrario, estadísticamente se aceptaría que se use el nuevo modelo para todas ellas.

Rechazar la hipótesis nula con la prueba de F no implica que los parámetros del modelo de regresión difieran para todas las especies; es posible que algunas de ellas sí se ajusten a un mismo modelo (Acosta *et al.*, 2002). Para buscar ciertas similitudes entre ellas, se consideraron los valores de los parámetros de regresión de cada especie y se graficaron los datos de DN y biomasa de todas las especies. Se observó la tendencia de la relación entre ambas variables y se repitió el proceso de comparación de parámetros de los modelos con los diferentes grupos de especies.

## RESULTADOS Y DISCUSIÓN

### Características dasométricas

Los resultados para el diámetro normal (1.30 m) del arbolado de *Pinus pseudostrobus* indican un intervalo de 5.0 hasta 42.4 cm., con una biomasa de 3 kg para el diámetro menor y de 546.90 kg para el diámetro superior. Las tres especies de *Quercus* (*Q. cambyi*, *Q. laceyi*, *Q. rysophylla*) registran categorías diamétricas de 5.0 cm hasta la de 40 cm para *Q. cambyi* y *Q. rysophylla*, mientras que para *Q. laceyi* la mayor fue de 35 cm.

En lo que se refiere a la biomasa aérea, *Q. cambyi* tuvo el menor valor con 5.80 kg en la categoría diamétrica de 5 cm en comparación con las otras especies del mismo género; se comparó con todas las especies, su valor en este parámetro fue el más alto, con 889.20 kg en la categoría de 40 cm. *Quercus*, en

general, reúne un promedio de 37.8% más de biomasa aérea que *P. pseudostrobus* con las mismas dimensiones de diámetro (40 cm) (Cuadro 1). En el citado estudio realizado por Acosta *et al.* (2002), en *Quercus* se confirmó la mayor variación en diámetro normal y en la biomasa total por árbol, entre seis especies representativas del bosque mesófilo de montaña en Oaxaca, México.

Para *Juniperus flaccida*, las categorías diamétricas fueron de 5 hasta 40 cm, y su biomasa aérea total por árbol fue de de 8.60 y 474.10 kg, respectivamente.

Cuadro 1. Características dasométricas de los árboles muestreados en el bosque-escuela de la Facultad de Ciencias Forestales, UANL.

Especie	Árbol (No.)	Diámetro normal (cm)				Biomasa (kg)			
		Prom	Mín	Máx	DE	Prom	Mín	Máx	DE
<i>J. flaccida</i>	8	22.6	5.8	39.8	11.6	187.4	8.6	474.1	169.7
<i>P. pseudostrobus</i>	8	23.2	5.0	42.4	13.0	233.0	3.0	546.9	227.7
<i>Q. cambyi</i>	8	23.1	5.0	39.5	11.9	315.0	5.8	889.2	305.9
<i>Q. laceyi</i>	7	20.2	6.0	35.2	10.4	245.6	8.7	700.8	264.7
<i>Q. rysophylla</i>	8	23.9	7.4	40.6	11.7	286.7	11.3	868.3	305.8

### Modelos para la estimación de biomasa

Los estadísticos de los modelos probados para estimar la biomasa aérea por especie se muestran en el Cuadro 2. El modelo potencial presentó mejor ajuste en los criterios de bondad para cada especie; los coeficientes de determinación ( $R^2$ ) fueron superiores a 0.97 en todas las especies evaluadas. Los valores más altos de este coeficiente ( $R^2 = 0.99$ ) los registró *J. flaccida*, seguidos de *P. pseudostrobus* y *Q. laceyi* ambos con  $R^2 > 0.98$ . Otros trabajos han utilizado el mismo modelo para estimar biomasa con buenos resultados. Deans *et al.* (1996) obtuvieron valores de  $R^2 > 0.97$  en muestras de 14 árboles de cinco especies tropicales. Acosta (2003) presentó resultados en los que  $R^2 > 0.97$  en seis especies nativas del bosque mesófilo de montaña en la sierra norte de Oaxaca.

El valor estimado de la ordenada al origen ( $a_0$ ) varió desde -1.64 en *J. flaccida* hasta -3.16 en *P. pseudostrobus*, en tanto que el estimado de la pendiente de la línea de regresión ( $a_1$ ) varió de 2.12 en *J. flaccida* a 2.59 en *P. pseudostrobus*; para cada especie de *Quercus* evaluada el valor estimado en la pendiente de la línea de regresión fue similar con una variación entre ellas de 0.13. En los valores estimados para la ordenada al origen la diferencia fue de 1.52, mientras que los valores estimados de la pendiente son más cercanos entre sí con apenas una diferencia de 0.47 (Cuadro 2).

La tendencia de los valores de biomasa aérea con respecto al DN de los árboles fue similar para todas las especies (Figura 3). De acuerdo a lo anterior se formó la idea de que los parámetros de regresión podrían pertenecer a un solo modelo que representaría a las cinco especies. No obstante, se confirmó una semejanza en *Q. laceyi* y *Q. cambyi* al presentar la mayor pendiente ( $a_0$ ) (subgrupo 1), *Q. rysophylla* y *P. pseudostrobus* obtuvieron un valor intermedio y casi similar en la pendiente de la línea de regresión (subgrupo 2) (Figura 3), por último *J. flaccida* (subgrupo 3) tuvo la menor pendiente en comparación con las cinco especies, por lo que se distinguían tres subgrupos más o menos definidos.

Cuadro 2. Valores de los parámetros para el ajuste del modelo  $\ln(\beta) = a_0 + a_1 \ln(D)$  para las cinco especies arbóreas de un bosque de encino-pino en Iturbide, N. L.

Especie	$n_m$	$a_0$	$p$	$a_1$	$p$	$R^2$	$gl_m$
<i>J. flaccida</i>	8	-1.6469	0.0003	2.1255	0.0001	0.99	6
<i>P. pseudostrobus</i>	8	-3.1641	0.0001	2.5996	0.0001	0.98	6
<i>Q. cambyi</i>	8	-2.3112	0.0031	2.4497	0.0001	0.97	6
<i>Q. laceyi</i>	7	-2.4344	0.0009	2.5069	0.0001	0.98	5
<i>Q. rysophylla</i>	8	-2.2089	0.0043	2.3736	0.0001	0.97	6

$p$  = nivel de significancia para los parámetros estimados.

Con la supuesta similitud en el comportamiento de las especies, al comparar la homogeneidad de los parámetros de regresión entre ellas, la hipótesis nula (igualdad) fue rechazada, motivo para señalar que no se puede ajustar un solo modelo a la base de datos correspondientes. Sin embargo, se realizó nuevamente la prueba de homogeneidad para los parámetros de cada especie

que integran cada subgrupo. Los resultados de la nueva prueba de hipótesis mostraron que existe homogeneidad de los parámetros dentro de cada subgrupo, por lo que puede utilizarse una sola ecuación para estimar la biomasa aérea en las especies que integran cada subgrupo (Cuadro 3). Un subgrupo quedó formado por *J. flaccida* y la ecuación para estimar la biomasa aérea de esta especie se localiza en el Cuadro 2 con  $R^2 = 0.99$ .

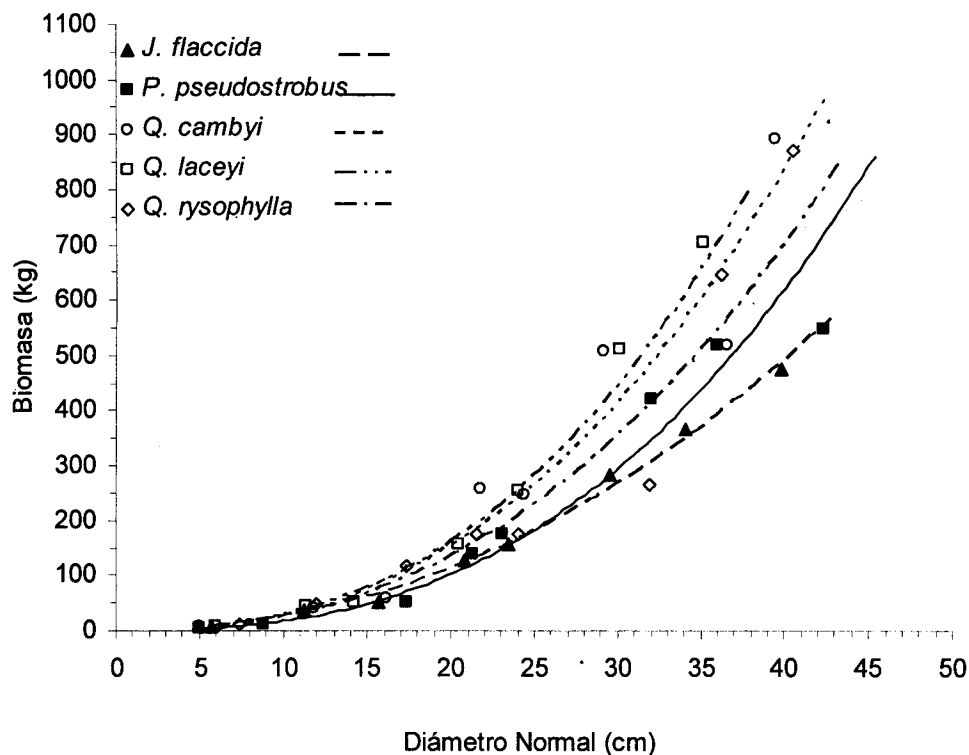


Figura 3. Dispersión de los datos y líneas de tendencia de los valores reales (transformados a partir del modelo logarítmico) para cinco especies arbóreas de un bosque de encino-pino en Iturbide, N. L.

El valor estimado de la ordenada al origen  $a_0$  para el subgrupo 1 (-2.35) fue mayor que el del subgrupo 2 (-2.81); el primero fue muy similar al valor del parámetro de la ordenada al origen del modelo en donde se agruparon a todas las especies (-2.37). No obstante, el valor estimado de la pendiente de la línea de regresión  $a_1$  del subgrupo 1 (2.47) fue ligeramente menor que el valor de la

pendiente del subgrupo 2 (2.52), dando una diferencia de 0.05 (Cuadro 3). Este comportamiento se debe a que entre las especies hay cierta semejanza en las dimensiones alcanzadas por los árboles. En otro sentido se aprecia que el valor obtenido de los parámetros estimados para cada subgrupo quedó dentro del valor individualmente para cada especie que compone un subgrupo. El coeficiente de determinación para cada subgrupo siguió siendo mayor que 0.97.

Cuadro 3. Valores de los parámetros por subgrupo y prueba de homogeneidad para los subgrupos de especies arbóreas de un bosque de encino-pino en Iturbide, N. L.

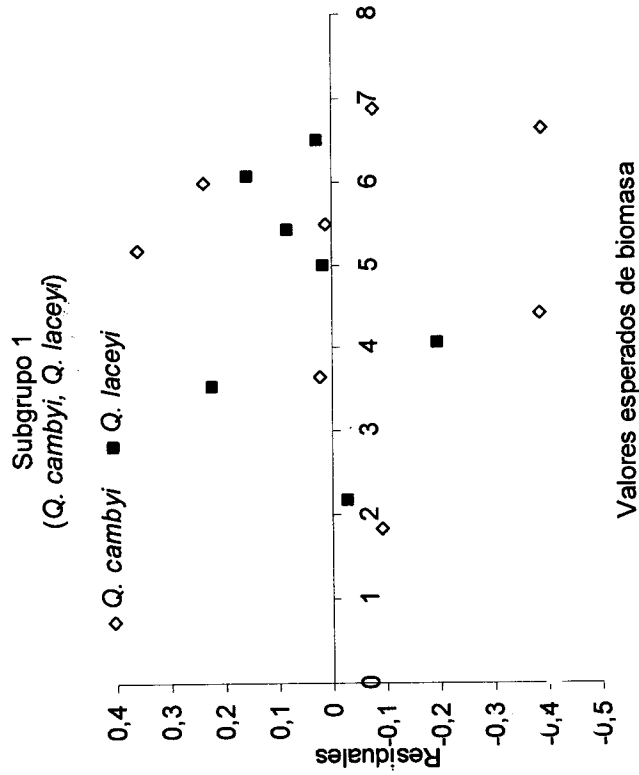
Subgrupos	N	$a_0$	$P$	$A_1$	$p$	$R^2$	gl	F	Prob>F
Todas las especies	39	-2.3739	0.0001	2.4154	0.0001	0.96	37	9.1	0.049
Subgrupo 1	15	-2.3517	0.0001	2.4700	0.0001	0.98	13	4.64	0.554
Subgrupo 2	16	-2.8164	0.0001	2.5282	0.0001	0.97	14	17.8	0.296

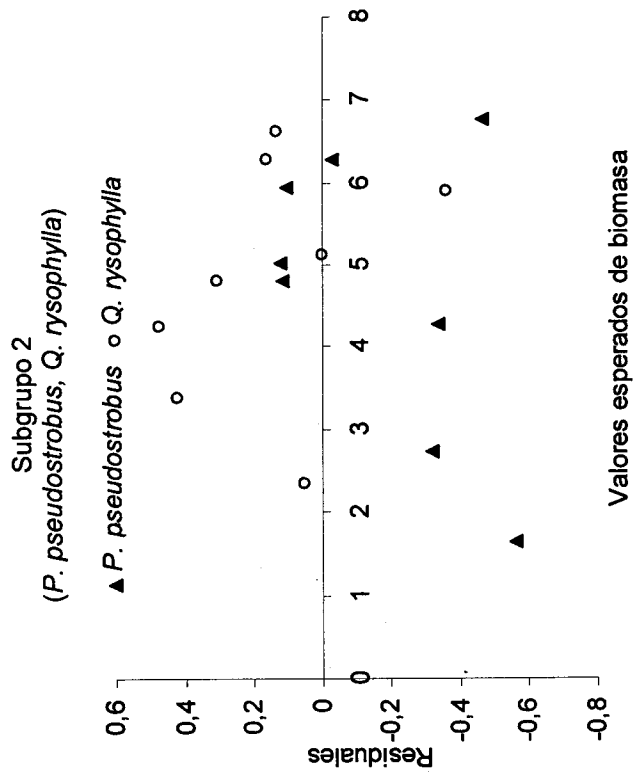
Nota: *J. flaccida* no entra dentro de los subgrupos.

Existen otros trabajos que han utilizado diferente método para estimar biomasa en los bosques. Por ejemplo, Montes de Oca y García (2005) estimaron la biomasa por separado para cada componente del árbol, con 13 modelos probados; el mayor coeficiente de determinación fue de 0.77 para biomasa en hojas y 0.78 en ramas de *Pinus durangensis* Martínez; resultados similares obtuvieron Aguirre e Infante (1988), con  $R^2 = 0.78$  en peso seco de hojas de *Peumus boldus* Molina (Boldo) y *Acacia caven* (Mol.) Molina (espino). Sánchez (1997) utilizó diversos modelos matemáticos (lineal, logarítmico, exponencial y de potencia) para estimar la fitomasa en ramas secas de *Atriplex canescens* (Pursh) Nutt., de lo cual resultó un coeficiente de determinación mayor de 0.91 con el modelo de potencia.

El componente que tiene la mayor cantidad de biomasa en el árbol es el fuste principal; Montes de Oca y García (2005), al probar 13 modelos para *Pinus durangensis* llegaron a resultados poco satisfactorios al encontrar el mayor coeficiente de determinación de 0.89 para la biomasa del fuste y de 0.88 para la biomasa total. Prado *et al.* (1987) obtuvieron un coeficiente de determinación mayor de 0.94 con modelos lineales para tres especies arbustivas menores de la zona árida de Chile. Más recientemente Acosta (2003), al utilizar el modelo de potencia alcanzó coeficientes de determinación superiores a 0.97 para seis especies nativas del bosque mesófilo de montaña en la sierra norte de Oaxaca.

La dispersión de los residuales con respecto a los valores esperados de biomasa para dos de los subgrupos de especies formados (Figura 4), no muestran tendencias que puedan invalidar los análisis (Draper y Smith, 1981).





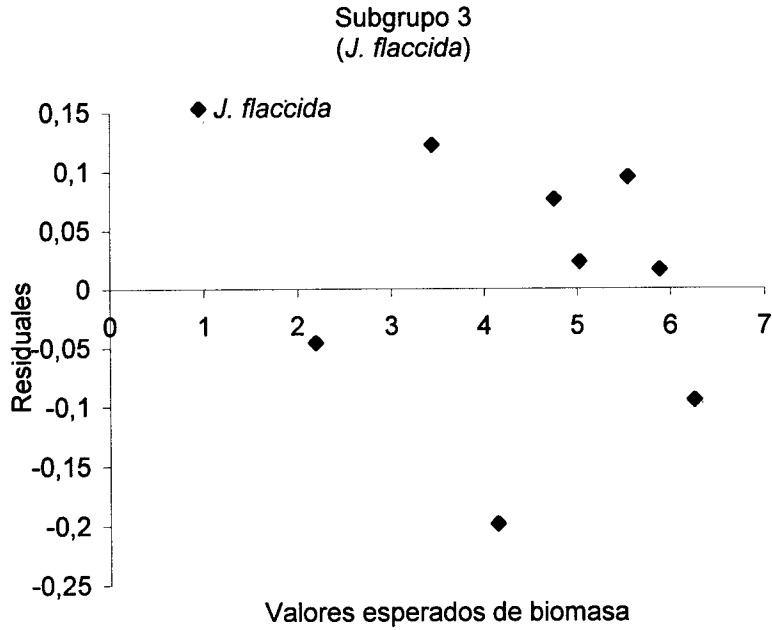


Figura 4. Distribución de los valores residuales (errores) con respecto a los valores esperados de biomasa con base en los modelos de regresión para cada subgrupo de especies.

Desde el punto de vista estadístico, los modelos desarrollados en este trabajo sólo son aplicables estrictamente a las especies evaluadas; es necesario considerar un nivel de error en la estimación de la biomasa en que se podría incurrir, en particular en las especies de porte alto y en individuos con dimensiones mayores al rango encontrado en el área de estudio. No obstante, las ventajas de utilizar este tipo de ecuaciones alométricas para cada especie y subgrupos de especies, es que generan estimaciones adecuadas y confiables de biomasa aérea, además por su simplicidad en la toma de datos de campo. Con las ecuaciones alométricas por especie y por subgrupo de especies generadas para estimar biomasa aérea, se pueden aportar elementos para calcular el carbono almacenado en la vegetación arbórea y así resaltar la magnitud que tienen los bosques en la mitigación del cambio climático sobre la tierra.



## CONCLUSIONES

Se generaron modelos alométricos para estimar la biomasa aérea en cinco especies arbóreas del bosque de encino-pino dentro del bosque-escuela de la Facultad de Ciencias Forestales de la Universidad Autónoma de Nuevo León, en Iturbide N. L. El coeficiente de determinación resultó con valores altos para cada especie (0.97). Sin embargo, las tendencias de las líneas de biomasa formaron tres subgrupos de especies, el subgrupo 1 (*Q. laceyi*, *Q. cambyi*) resultó con  $R^2 > 0.98$ , el subgrupo 2 (*Q. rysophylla*, *P. pseudostrobus*) resultó con  $R^2 > 0.97$  y el subgrupo 3 integrado solo por *J. flaccida* tuvo el  $R^2 = 0.99$ .

## REFERENCIAS

- Acosta M., M. 2003. Diseño y aplicación de un método para medir los almacenes de carbono en sistemas con vegetación forestal y agrícolas de ladera en México. Tesis Doctoral, Colegio de Postgraduados, Montecillo, Texcoco, México. 89 p.
- Acosta M., M., J. Vargas H., A. Velázquez M. y J. D. Etchevers B. 2002. Estimación de la biomasa aérea mediante el uso de relaciones alométricas en seis especies arbóreas en Oaxaca, México. *Agrociencia* 36:725-736.
- Aguirre A., S. y P. Infante L. 1988. Funciones de biomasa para boldo (*Peumus boldus*) y espino (*Acacia caven*) de la zona central de Chile. *Ciencia e Investigación Forestal* 2(3):44-50.
- Ávila, G., F. Jiménez, J. Beer, M. Gómez y M. Ibrahim. 2001. Almacenamiento, fijación de carbono y valoración de servicios ambientales en sistemas agroforestales en Costa Rica. *Agroforestería en las Américas* 8(30):32-35.
- Bartelink H., H. 1996. Allometric relationships on biomass and needle area of Douglas-fir. *Forest Ecology and Management* 86:193-203.
- Brown, S., J. R. Gillespe and A. E. Lugo. 1989. Biomass estimation for tropical forest with applications to forest inventory data. *Forest Science* 35(4):881-902.
- Castellanos B., J., A. Velázquez M., J. Vargas H., C. Rodríguez F. y A. Fierros G. 1996. Producción de biomasa en un rodal de *Pinus patula*. *Agrociencia* 30:123-128.
- Chapman, J. W. and S. T. Gower. 1991. Aboveground production and canopy dynamics in sugar maple and red oak trees in southwestern Wisconsin. *Canadian Journal of Forest Research* 21:1533-1543.
- Djeans, J. D., J. Mora and J. Grace. 1996. Biomass relationships for tree species in regenerating semi-deciduous tropical moist forest in Cameroon. *Forest Ecology and Management* 88:215-225.

- Draper, N. R. and H. Smith 1981. Applied regression analysis. John Wiley & Sons Inc. New York, NY. USA. 709 p.
- Escandón C., J., H. Ben, J. de Jong, S. Ochoa G., I. March M. y M. A. Castillo. 1999. Evaluación de dos métodos para la estimación de biomasa arbórea a través de datos Landsat TM en Jusnajib, La Laguna, Chiapas, México: estudio de caso. Boletín del Instituto de Geografía, UNAM, México, D.F. Núm. 40. pp. 71-84.
- Espinosa-Bancalari, M. A. and D. A. Perry. 1987. Distribution and increment of biomass in adjacent young Douglas-fir stands with different early growth rates. Canadian Journal of Forest Research 17:722-730.
- Gaillard, C. 2002. Determinación de biomasa aérea en especies leñosas del parque Chaqueño Seco. Proyectos de investigación. <http://www.proyectosdeinvestigacion.cyt.unse.htm> (consultado el 03/02/2006).
- Landsberg, J. J. and S. T. Gower. 1997. Applications of physiological ecology to forest management. Academic Press. San Diego, CA. USA. 354 p.
- Locatelli, B. y S. Leonard. 2001. Un método para medir el carbono almacenado en los bosques de Malleco (Chile). Bois et Forêts des Tropiques 276(1):69-80.
- Meza S., R. 1997. Ecuaciones para estimar la fitomasa de *Atriplex canescens* Rev. Cien. For. en Méx. 22(81):27-40.
- Montes de Oca C., E. y P. García R. 2005. Flujos y asimilación de CO<sub>2</sub> en la regeneración natural de *Pinus durangensis* en la región de El Salto, Durango. Tesis de Licenciatura. Instituto Tecnológico Forestal No. 1. El Salto, Pueblo Nuevo, Durango. México. 96 p.
- Montgomery, D. C. and E. A. Peck 1982. Introduction to linear regression analysis. John Wiley & Sons Inc. New York, NY. USA. 504 p.
- Prado A., J., P. Infante L., M. Arrigada B. y S. Aguirre 1987. Funciones de biomasa para seis especies arbustivas de la zona árida chilena. Ciencia e Investigación Forestal 1(2):13-19.
- Schulze, E. D., Ch. Wirth and M. Heimann. 2000. Managing forests after Kyoto. Science 289(5487):2058-2059.
- Ter-Mikaelian, M. T. and M. D. Korzukhin. 1997. Biomass equation for sixty-five North American tree species. Forest Ecology and Management 97:1-24.
- Woerner, M. 1990. Los suelos del Bosque-Escuela de la Universidad Autónoma de Nuevo León en la Sierra Madre Oriental en Iturbide, Nuevo León. Reporte Científico No. 20 Facultad de Ciencias Forestales-UANL. Linares, N. L. México. 90 p.