

UNIVERSIDAD AUTÓNOMA AGRARIA ANTONIO NARRO

DIVISIÓN DE AGRONOMÍA

DEPARTAMENTO FORESTAL



Modelos Alométricos y Tabla de Producción de Biomasa Foliar Seca en  
Gobernadora (*Larrea tridentata* (DC.) Coville) en Saltillo, Coahuila

Por:

**DANIEL LÓPEZ GINES**

TESIS

Presentada como requisito parcial para obtener el título de:

**INGENIERO FORESTAL**

Saltillo, Coahuila, México.

Diciembre, 2025

UNIVERSIDAD AUTÓNOMA AGRARIA ANTONIO NARRO

DIVISIÓN DE AGRONOMÍA

DEPARTAMENTO FORESTAL

Modelos Alométricos y Tabla de Producción de Biomasa Foliar Seca en  
Gobernadora (*Larrea tridentata* (DC.) Coville) en Saltillo, Coahuila

Por:

**DANIEL LÓPEZ GINES**

TESIS

Presentada como requisito parcial para obtener el título de:

**INGENIERO FORESTAL**

Aprobada por el Comité de Asesoría:

 Dr. Celestino Flores López Asesor Principal	 M.C. Eulalia Edith Villavicencio Gutiérrez Asesor Principal Externo
 M.C. Salvador Valencia Manzo Coasesor	 M.C. Jesús Asunción Pérez Morales Coasesor
 Dr. Alberto Sandoval Rangel Coordinador de la División de Agronomía	



Saltillo, Coahuila, México

Diciembre, 2025

El presente estudio de tesis fue financiado por la consultoría: Sierra, Gestión y Consultoría Ambiental S. C. a cargo del M. C. Jesús Asunción Pérez Morales y por el Proyecto de Investigación: Mejores prácticas de manejo y generación de tablas de volumen y biomasa para las principales especies forestales no maderables de importancia económica en los ecosistemas áridos y semiáridos de México con registro SIGI: 1394034612 a cargo de la M. C. Eulalia Edith Villavicencio Gutiérrez. Investigadora del Instituto Nacional de Investigaciones Forestales Agrícolas y Pecuarias. Campo Experimental Saltillo.

## DECLARACIÓN DE NO PLAGIO

El autor, quien es el responsable directo, jura bajo protesta de decir la verdad que no se incurrió en plagio o conducta académica incorrecta en los siguientes aspectos:

Reproducción de fragmentos o textos sin citar la fuente o autor original (corta y pega); reproducir un texto propio publicado anteriormente sin hacer referencia al documento original (autoplagio); comprar, robar o pedir prestados los datos o la tesis para presentarla como propia; omitir referencias bibliográficas o citar textualmente sin usar comillas; utilizar ideas o razonamientos de un autor sin citarlo; utilizar material digital como imágenes, videos, ilustraciones, gráficas, mapas, o datos sin citar al autor original y/o fuente, así mismo tengo conocimiento de que cualquier uso distinto de estos materiales como el lucro, reproducción, edición, o modificación, será perseguido y sancionado por las autoridades correspondientes.

Por lo anterior, me responsabilizo de las consecuencias de cualquier tipo de plagio en caso de existir y declaro que este trabajo es original.

Pasante



Daniel López Gines

## DEDICATORIA

A mis padres, Angelina Práxedes Gines Orduñez y Cirilo López Sánchez, porque han sido siempre mi sostén y mi impulso. Por buscar, una y otra vez, la manera de que pudiera estudiar y seguir adelante, aun cuando las circunstancias no eran fáciles. Por sus sacrificios silenciosos, por su amor incondicional y por enseñarme, con su ejemplo, que rendirse nunca es opción. Este logro es también suyo.

A mis hermanos, Guadalupe López, Francisco López e Ismael López, que han compartido conmigo desvelos, estrés y momentos de duda, pero que siempre encontraron una forma de arrancarme una sonrisa y darme ánimos para continuar. Gracias por estar presentes, por comprender mis ausencias y por celebrar cada pequeño avance como si fuera propio.

Y, de manera muy especial, a mi hermano Ismael López, quien ha estado a mi lado en cada momento. Gracias por tu apoyo en todos los aspectos de mi vida, por escucharme cuando más los necesitaba y por ser un ejemplo constante de esfuerzo y perseverancia. Tu confianza en mí ha sido una de las razones más importantes para seguir echándole ganas a este camino.

A todos ustedes, con profundo cariño y gratitud, dedico este trabajo.

## AGRADECIMIENTOS

Agradezco, en primer lugar, a Dios, por permitirme ir y regresar con bien, por cuidarme en cada trayecto y darme la fortaleza necesaria para llegar hasta este momento de mi formación.

A mi alma mater, la Universidad Autónoma Agraria Antonio Narro, por abrirme la oportunidad de formarme profesional y humanamente.

Al Dr. Celestino Flores López, mi asesor principal, por su guía, paciencia y exigencia académica durante el desarrollo de esta tesis.

A la M.C. Eulalia Edith Villavicencio Gutiérrez, mi asesora externa, por su orientación, apoyo y disposición para compartir sus conocimientos.

Al M.C. Salvador Valencia Manzo y a M.C. Jesús Asunción Pérez Morales, coasesores, por sus observaciones y aportaciones para mejorar este trabajo.

Al Ing. Marco Antonio Granillo Chapa y a M.C. Jesús Asunción Pérez Morales, de la empresa Sierra, Gestión y Consultoría Ambiental, S. C., por brindarme la oportunidad de realizar mis prácticas profesionales y por su apoyo para vincular esta tesis con la práctica real.

A mis amigas de la universidad, Alexandra Aldana, Juliseth Hernández, Paloma Yoatzin, Blanca Badillo, Alicia Arriaga, por su amistad sincera, por los desvelos compartidos, las risas, los consejos y el apoyo en los momentos de mayor presión y cansancio. Gracias por hacer más ligero el camino universitario.

A mis compañeros de generación, por el compañerismo y las experiencias compartidas a lo largo de la carrera.

Finalmente, a mi familia, en especial a mis padres Angelina Práxedes Gines Orduñes y Cirilo Lopez Sánchez, a mis hermanos Guadalupe López, Francisco López e Ismael López, por su apoyo incondicional, su comprensión y motivación constante. De manera muy especial, a Ismael López, por estar a mi lado en cada etapa y ser un ejemplo de esfuerzo y perseverancia.

A todos ustedes, mi más sincero agradecimiento.

## ÍNDICE DE CONTENIDO

	Página
ÍNDICE DE CUADROS .....	x
ÍNDICE DE FIGURAS .....	x
RESUMEN .....	xiv
ABSTRACT .....	xv
1. INTRODUCCIÓN .....	1
1.1. Objetivos e hipótesis.....	3
2. REVISIÓN DE LITERATURA .....	4
2.1. La familia Zygothylaceae .....	4
2.2. Descripción, diversidad y distribución del género <i>Larrea</i> .....	5
2.3. Clasificación taxonómica de gobernadora ( <i>Larrea tridentata</i> (DC) Coville). .....	.6
2.4. Descripción botánica de gobernadora ( <i>Larrea tridentata</i> (DC.) Coville). ..	7
2.5. Distribución geográfica y hábitat en el norte de México de gobernadora .	9
2.6. Estatus de conservación de gobernadora ( <i>Larrea tridentata</i> (DC.) Coville). .....	11
2.7. Usos etnobotánicos y potencial económico de la gobernadora ( <i>Larrea tridentata</i> (DC.) Coville). .....	11
2.8. Composición fitoquímica y metabolitos secundarios.....	13
2.9. La biomasa vegetal: Concepto, importancia y métodos de estimación ..	14
2.9.1. Definición y relevancia en ecosistemas áridos .....	14
2.9.2. Métodos de cuantificación: técnicas destructivas y no destructivas	15
2.10. Fundamentos de la modelación alométrica .....	16
2.10.1. El Principio de la alometría en plantas leñosas.....	16

2.10.2.	Variables predictoras comunes en modelos alométricos arbustivos .....	17
2.10.3.	Criterios de selección y validación de modelos.....	17
2.11.	Antecedentes de investigación en estimación de biomasa de especies arbustivas .....	18
2.11.1.	Estudios pioneros y fundamentales en zonas áridas.....	18
2.11.2.	Trabajos específicos en especies del género Larrea.....	19
2.11.3.	Vacío de conocimiento y justificación del estudio actual.....	21
3.	MATERIALES Y MÉTODOS.....	22
3.1.	Descripción de área de estudio .....	22
3.1.1.	Ubicación geográfica.....	22
3.2.	Diseño de muestreo.....	25
3.3.	Selección y tamaño de la muestra.....	26
3.4.	Medición de variables .....	27
3.4.1.	Variables independientes .....	27
3.4.2.	Variables dependientes.....	29
3.5.	Análisis estadístico .....	31
3.5.1.	Estadística descriptiva. ....	32
3.5.2.	Modelos de regresión evaluados .....	33
3.5.3.	Criterios de selección del modelo .....	35
3.5.4.	Verificación de los supuestos de la regresión .....	36
3.5.5.	Transformación del modelo a logarítmico .....	37
3.5.6.	Corrección del sesgo de retransformación.....	38
3.5.7.	Construcción de la tabla de predicción de biomasa seca de hojas y tallos.....	39
4.	RESULTADOS Y DISCUSIÓN .....	40

4.1. Estadísticas básicas .....	40
4.2. Estadísticas de bondad de ajustes de los modelos .....	43
4.2.1. Modelos para la estimación de biomasa foliar seca (BsH).....	43
4.2.2. Modelos para la estimación de biomasa seca de tallos (BsT). .....	46
4.2.3. Modelos transformados logarítmicamente para estimar biomasa seca de hojas (BsH). .....	50
4.2.4. Modelos transformados logarítmicamente para estimar biomasa seca de tallos (BsT).....	53
4.3. Modelo Alométrico final seleccionado y gráficos de diagnóstico para biomasa seca de hojas (BsH) y tallos (BsT). .....	57
4.3.1. Modelo alométrico final para biomasa hojas (BsH).....	57
4.3.2. Diagnóstico del modelo para biomasa seca de hojas (BsH).....	58
4.3.3. Modelo alométrico final para biomasa seca de tallos (BsT).....	61
4.3.4. Diagnóstico del modelo para Biomasa seca de tallos (BsT) .....	61
4.4. Retransformación a la escala original del modelo Alométrico y factor de corrección para BsH .....	64
4.5. Retransformación a la escala original del modelo alométrico y factor de corrección para BsT .....	66
4.6. Comparación de valores predichos y valores observados del modelo Alométrico.....	67
4.7. Tabla de producción de biomasa foliar seca para BsH y BsT .....	69
4.7.1. Tabla de biomasa seca de hojas (BsH, g/planta) .....	70
4.7.2. Tabla de biomasa seca de tallos (BsT, g/planta) .....	71
5.    CONCLUSIONES.....	72
6.    RECOMENDACIONES .....	74
7.    LITERATURA CITADA.....	76

## ÍNDICE DE CUADROS

	Pagina
Cuadro 1. Clasificación taxonómica de la gobernadora ( <i>Larrea tridentata</i> (DC.) Coville).....	6
Cuadro 2. Composición fitoquímica de ( <i>Larrea tridentata</i> (DC.) Coville).....	14
Cuadro 3. Modelos alométricos desarrollados para estimar biomasa aérea seca en especies del género <i>Larrea</i> .....	21
Cuadro 4. Materiales y recursos utilizados en el estudio de <i>Larrea tridentata</i> (DC.) Coville.....	22
Cuadro 5. Características físicas y ambientales en el área de estudio. ....	24
Cuadro 6. Coordenadas de los sitios y número de plantas muestreadas de la planta gobernadora ( <i>Larrea tridentata</i> (DC.) Coville). ....	26
Cuadro 7. Modelos ajustados para la estimación de biomasa seca (hojas y tallos) de gobernadora ( <i>Larrea tridentata</i> (DC.) Coville) en el Ejido Tanque Escondido, Saltillo, Coahuila.....	35
Cuadro 8. Estadísticos descriptivos de variables dasométricas y de biomasa de ( <i>Larrea tridentata</i> (DC.) Coville) en el Ejido Tanque Escondido, Saltillo, Coahuila.....	41
Cuadro 9. Estadísticas de los modelos ajustados para estimar la biomasa seca en Hojas de gobernadora ( <i>Larrea tridentata</i> (DC.) Coville) en el Ejido Tanque Escondido, Saltillo, Coahuila.....	45
Cuadro 10. Estadísticas de los modelos ajustados para estimar la Biomasa seca en Tallos de gobernadora ( <i>Larrea tridentata</i> (DC.) Coville) en el Ejido Tanque Escondido, Saltillo, Coahuila. ....	49
Cuadro 11. Estadísticas de los modelos ajustados transformados para estimar la biomasa seca en Hojas de gobernadora ( <i>Larrea tridentata</i> (DC.) Coville) en el Ejido Tanque Escondido, Saltillo, Coahuila .....	52

Cuadro 12. Estadísticas de los modelos ajustados transformados para estimar la biomasa seca en Tallos de gobernadora ( <i>Larrea tridentata</i> (DC.) Coville) en el Ejido Tanque Escondido, Saltillo, Coahuila. ....	56
Cuadro 13. Tabla de biomasa seca de hojas de <i>Larrea tridentata</i> (DC.) Coville). .....	70
Cuadro 14. Tabla de biomasa seca de tallos de <i>Larrea tridentata</i> (DC.) Coville). .....	71

## ÍNDICE DE FIGURAS

	Pagina
Figura 1. Planta de gobernadora ( <i>Larrea tridentata</i> (DC.) Coville). A) rama con frutos; B) par de hojas con estípulas; C) fruto; D) flor. Fuente: Tomado de Rzedowski y Calderón de Rezedowski (1994).....	9
Figura 2. Ejemplar de gobernadora ( <i>Larrea tridentata</i> (DC.) Coville) en el Ejido Tanque Escondido, Saltillo, Coahuila. A) Vista del arbusto en su hábitat natural. B) Detalle de ramas con hojas y flores.....	10
Figura 3. Localización del área de estudio y sitios de muestreo para la medición de variables dasométricas de gobernadora ( <i>Larrea tridentata</i> (DC.) Coville) en el Ejido Tanque Escondido, municipio de Saltillo, Coahuila. ....	23
Figura 4. Medición de variables dasométricas en individuos de gobernadora ( <i>Larrea tridentata</i> (DC.) Coville): A) Selección del arbusto representativo. B) Medición de la altura total (At). C) Medición del diámetro mayor de copa (DM). D) Medición del diámetro menor de copa (Dm). Fuente: Elaboración propia, 2025. ....	28
Figura 5. Procedimiento para la obtención del peso fresco de hojas y tallos de gobernadora ( <i>Larrea tridentata</i> (DC.) Coville). A) Corte de la planta a 5 cm sobre el nivel del suelo; B) Planta cortada; C) separación de hojas y tallos en campo; D) Embolsado, etiquetado y registro del peso fresco con bascula digital. Fuente: Elaboración propia, 2024. ....	30
Figura 6. Obtención de biomasa seca de la planta gobernadora ( <i>Larrea tridentata</i> (DC.) Coville): A) Secado de muestras en estufa. B) separación de hojas y tallos. C) Peso de hoja seca. D) Peso seco de tallos. Fuente: Elaboración propia, 2025 .....	31
Figura 7. Histogramas y gráficos Q-Q de las variables dasométricas y de biomasa de <i>Larrea tridentata</i> (DC.) Coville).; Paneles A y B: Altura total (At); Paneles C y D: Diámetro promedio de copa (Dp); E y F; Biomasa seca de hojas (BsH); Paneles G y H: Biomasa seca de tallos (BsT).....	42

Figura 8. Relaciones alométricas entre variables dasométricas y biomasa seca de *Larrea tridentata* (DC.) Coville). A) Relación  $\log(\text{At})$  vs  $\log(\text{BsH})$ ; B) Relación  $\log(\text{Dp})$  vs  $\log(\text{BsH})$ ..... 59

Figura 9. Gráficos de diagnóstico del modelo alométrico transformado para biomasa seca foliar (BsH). A) Histograma de residuos ( $\log \text{BsH}$ ); B) ACF de residuos ( $\log \text{BsH}$ ); C) Q-Q plot de residuos ( $\log \text{BsH}$ ); D) ..... 60

Figura 10. Relaciones alométricas entre variables dasométricas y biomasa seca de *Larrea tridentata* (DC.) Coville). A) Relación  $\log(\text{At})$  vs  $\log(\text{BsT})$ ; B) Relación  $\log(\text{Dp})$  vs  $\log(\text{BsT})$ . ..... 62

Figura 11. Gráficos de diagnóstico del modelo alométrico transformado para biomasa seca tallos (BsT). A) Histograma de residuos ( $\log \text{BsT}$ ); B) ACF de residuos ( $\log \text{BsT}$ ); C) Q-Q plot de residuos ( $\log \text{BsT}$ ); D) Residuos vs valores ajustados..... 63

Figura 12. Comparación entre biomasa foliar observada y predicha en escala original. .... 68

## RESUMEN

En las zonas áridas del norte de México abundan arbustos que se aprovechan como productos forestales no maderables, pero para muchas especies no existen ecuaciones que permitan estimar su biomasa de manera precisa y no destructiva. El objetivo de este trabajo fue desarrollar modelos alométricos y una tabla de producción de biomasa seca de hojas y tallos de gobernadora (*Larrea tridentata* (DC.) Coville) en el ejido Tanque Escondido, Saltillo, Coahuila. Se muestrearon destructivamente 66 plantas en seis sitios; de cada individuo se midieron la altura total ( $At$ ) y el diámetro promedio de copa ( $Dp$ ) y se determinó en laboratorio la biomasa seca de hojas y tallos. El ajuste y comparación de modelos se realizó en el software R, evaluando funciones lineales y no lineales en escala original y logarítmica y verificando los supuestos de normalidad, independencia y homocedasticidad de los residuos. Los modelos alométricos finales, basados en el producto  $Dp \cdot At$  y corregidos por sesgo de retransformación, explicaron 83.8 % y 95.0 % de la variación de la biomasa foliar y de tallos, respectivamente; las ecuaciones obtenidas fueron:  $BsH = 0.009676(Dp \cdot At)^{0.938}$  y  $BsT = 0.002196(Dp \cdot At)^{1.34814}$ . La concordancia entre valores observados y predichos permitió rechazar la hipótesis nula ( $H_0$ ) y aceptar la hipótesis alternativa ( $H_1$ ), la cual plantea una relación alométrica de tipo potencial significativa entre el producto  $Dp \cdot At$  y la biomasa seca de hojas y tallos de *Larrea tridentata*. Las tablas de producción derivadas de estos modelos constituyen una herramienta útil para la evaluación de la productividad y el manejo sustentable de la especie en ecosistemas áridos y semiáridos.

**Palabras clave:** *Larrea tridentata*, biomasa foliar, modelos alométricos, productos forestales no maderables, zonas áridas.

## ABSTRACT

In the arid regions of northern Mexico, many shrub species are used as non-timber forest products, yet for numerous species there are still no equations that allow their biomass to be estimated accurately and non-destructively. The aim of this study was to develop allometric models and a production table for dry biomass of leaves and stems of creosote bush (*Larrea tridentata* (DC.) Coville) in Ejido Tanque Escondido, Saltillo, Coahuila. A total of 66 plants were destructively sampled in six sites; for each individual, total height (At) and mean crown diameter (Dp) were measured, and dry biomass of leaves and stems was determined in the laboratory. Model fitting and comparison were performed in R software, evaluating linear and non-linear functions in both original and logarithmic scales, and verifying the assumptions of normality, independence and homoscedasticity of residuals. The final allometric models, based on the product  $Dp \cdot At$  and corrected for back-transformation bias, explained 83.8% and 95.0% of the variation in leaf and stem biomass, respectively. The resulting equations were:  $BsH = 0.009676(Dp \cdot At)^{0.938}$  and  $BsT = 0.002196(Dp \cdot At)^{1.34814}$ . The agreement between observed and predicted values allowed rejection of the null hypothesis (H0) and acceptance of the alternative hypothesis (H1), which states that there is a significant potential allometric relationship between the product  $Dp \cdot At$  and the dry biomass of leaves and stems of *Larrea tridentata*. The production tables derived from these models provide a useful tool for assessing productivity and supporting the sustainable management of this species in arid and semi-arid ecosystems.

**Keywords:** *Larrea tridentata*, leaf biomass, allometric models, non-timber forest products, arid zones.

## 1. INTRODUCCIÓN

México es reconocido como uno de los países megadiversos del planeta, categoría que comparte con otras 16 naciones que concentran una proporción muy alta de la biodiversidad mundial (Mittermeier y Goettsch Mittermeier, 1997; Grupo de Países Megadiversos Afines, 2002; UNEP-WCMC, 2020). A pesar de que su territorio continental representa alrededor del 1.4 al 1.5 % de la superficie terrestre del planeta, el país alberga una proporción significativa de la biodiversidad mundial, estimada en torno al 10-12 % de las especies registradas (CONABIO, 2008; CONABIO, 2020).

Una proporción importante de esta diversidad se concentra en las zonas áridas y semiáridas, que ocupan aproximadamente entre el 50 % y el 60 % del territorio nacional. En estos ambientes, la precipitación es escasa e irregular, predominan procesos erosivos, los suelos suelen ser poco desarrollados y con escasa cobertura vegetal, y el relieve alterna extensas planicies con laderas de fuerte pendiente. A pesar de estas condiciones limitantes, las zonas áridas y semiáridas de México albergan una flora notable: se han registrado alrededor de seis mil especies vegetales, de las cuales cerca de la mitad son endémicas, lo que convierte a estos ecosistemas en reservorios clave de recursos genéticos y de productos de origen vegetal con potencial de uso (Rzedowski, 1991; Montaña y Monroy, 2000; Tarango, 2005).

La escasez de agua y la baja productividad primaria en estos ambientes obligan a las comunidades humanas a depender en gran medida de la vegetación nativa. Numerosas especies silvestres, clasificadas como productos forestales no maderables (PFNM), se utilizan para la construcción, la delimitación de parcelas mediante cercas vivas, la obtención de leña y carbón, así como en la elaboración de textiles, medicamentos herbolarios y alimentos que complementan la dieta,

especialmente en periodos de crisis o escasez (Tarango, 2005; Rzedowski, 2006). En este contexto, el aprovechamiento de la flora de las zonas áridas suele ser más intenso que en regiones con mayor disponibilidad hídrica, lo que incrementa la presión sobre las poblaciones naturales y hace necesario contar con estrategias claras para su manejo y conservación.

Se calcula que en México existen aproximadamente 20,000 especies de plantas vasculares, de las cuales entre 950 y 1,000 se reconocen como fuente de PFNM provenientes de ambientes templados, tropicales y áridos. Sin embargo, sólo alrededor del 10 % de estos productos cuentan con normatividad o esquemas formales que regulan su extracción y comercialización (Téllez y Tejeda, 2017; Blancas *et al.*, 2017). Esta situación evidencia una brecha importante entre la riqueza biológica disponible y el grado de regulación y manejo técnico de los recursos, particularmente en los ecosistemas áridos y semiáridos. Dentro de este contexto, *Larrea tridentata* (DC.) Coville, conocida como gobernadora o creosota, es una de las especies arbustivas dominantes en los matorrales desérticos del norte de México. Además de su papel estructural en la comunidad vegetal, la gobernadora es empleada localmente como PFNM, con diversos usos tradicionales y potencial económico, por lo que resulta prioritario contar con información cuantitativa sobre su biomasa y productividad para orientar decisiones de manejo y conservación.

Aunque existen antecedentes de modelación de biomasa en especies del género *Larrea*, la mayoría de los estudios se han realizado en *Larrea divaricata* en ambientes áridos y semiáridos de Sudamérica. Estos trabajos han generado ecuaciones alométricas para estimar biomasa aérea y biomasa verde, pero no se dispone de modelos actualizados para la estimación de la biomasa foliar de *L. tridentata* en el norte de México. Esta ausencia de información limita la posibilidad de cuantificar con precisión la biomasa acumulada y reduce las herramientas disponibles para un aprovechamiento sustentable del recurso. En este marco, la finalidad del presente estudio es evaluar y seleccionar modelos alométricos para estimar la biomasa seca de hojas (BsH) y tallos (BsT) de *Larrea tridentata* en la región de Saltillo, Coahuila, y, a partir de ello, construir una tabla de producción de biomasa. Esta herramienta permitirá estimar la biomasa de individuos en pie a partir

de variables dasométricas simples, sin recurrir a métodos destructivos, y contribuirá tanto a la generación de conocimiento científico como a la valoración ecológica y al aprovechamiento sustentable de la gobernadora en su área de distribución.

### 1.1. Objetivos e hipótesis

Objetivo general:

Evaluar y seleccionar modelos alométricos para estimar la biomasa seca de hojas y tallos de la gobernadora (*Larrea tridentata*) en el área representativa del Ejido Tanque Escondido, Saltillo, Coahuila.

Objetivos específicos:

1. Evaluar el ajuste y la precisión de diferentes modelos alométricos para la estimación de la biomasa foliar seca de *Larrea tridentata*.
2. Seleccionar el modelo con mayor capacidad predictiva y menor error de estimación para calcular la biomasa seca de hojas y tallos de la gobernadora.
3. Construir una tabla de producción de biomasa seca de hojas y tallos a partir del modelo seleccionado como herramienta para el manejo y aprovechamiento sustentable de la especie.

Hipótesis:

Hipótesis nula ( $H_0$ ):

No existe una relación alométrica significativa entre las variables dasométricas ( $D_p$ ,  $A_t$ ) y la biomasa seca ( $B_{sH}$ ,  $B_{sT}$ ) de *Larrea tridentata*.

Hipótesis alternativa ( $H_1$ ):

Existe una relación alométrica de tipo potencial significativa entre el producto del diámetro de copa y la altura ( $D_p \cdot A_t$ ) y la biomasa seca de hojas y tallos de *Larrea tridentata*.

## 2. REVISIÓN DE LITERATURA

### 2.1. La familia Zygophyllaceae

La familia Zygophyllaceae, descrita inicialmente por Robert Brown en 1814, agrupa aproximadamente entre 250 y 285 especies distribuidas en cerca de 28 géneros (Tamayo y Cetzal, 2016). Su nombre tiene origen etimológico en el género *Zygophyllum*; procede de los vocablos griegos *zygon* (yuyo) y *phylon* (hoja), que aluden a la disposición característica de sus foliolos (Simpson, 2010; Khalik, 2012). De acuerdo con el sistema de clasificación del Angiosperm Phylogeny Group IV (APG IV, 2016), Zygophyllaceae se ubica dentro del orden Zygophyllales.

Las especies de la familia Zygophyllaceae se concentran principalmente en regiones áridas y semiáridas de los trópicos y subtropicos, con importante presencia en México, donde constituyen un componente clave de la vegetación xerófila y de la estabilidad de ecosistemas desérticos y semiáridos (Rzedowski y Calderón de Rzedowski, 1994; Khalik, 2012; Tamayo y Cetzal, 2016).

Morfológicamente, la familia incluye hierbas, arbustos y árboles anuales o perennes generalmente resinosos. Presentan tricomas simples y ramas engrosadas en los nudos. Sus hojas, generalmente opuestas y pecioladas, suelen ser paripinnadas, con foliolos opuestos y estípulas persistentes. Las flores son actinomorfas, bisexuales y de 4 a 6 piezas, dispuestas solitarias o en fascículos axilares. Los frutos pueden ser cápsulas septicidas o esquizocarpos, con o sin semillas y con presencia variable de endospermo. (Rzedowski y Calderón de Rzedowski, 1994; Stafford, 2010; Tamayo y Cetzal, 2016).

Además de su papel ecológico, poseen valor económico y cultural y se emplean en la medicina tradicional, como ornamentales y, en menor medida, como maderables

lo que resalta su importancia etnobotánica y farmacológica (Rzedowski y Calderón de Rzedowski, 1994; Simpson, 2010; Tamayo y Cetzal, 2016).

## 2.2. Descripción, diversidad y distribución del género *Larrea*

El género *Larrea*, nombrado en honor a don Juan Antonio Hernández de Larrea, presenta una distribución anfitropical en regiones semiáridas y desérticas. Las especies de este género son arbustos erectos, xerófilos, aromáticos y siempreverdes, que alcanzan alturas de 1 a 4 metros. Sus hojas son opuestas, compuestas, subsésiles, pubescentes y con estípulas, presentando un aspecto suculento, resinoso y de tonalidad amarillenta (Martino *et al.*, 2013; Mercado *et al.*, 2018).

Las gobernadoras del género (*Larrea* spp.), pertenecientes a la familia Zygophyllaceae, constituyen algunas de las plantas más representativas de los desiertos esclerófilos del continente americano. El género incluye cinco especies: *L. cuneifolia* Cav., *L. divaricata* Cav., *L. nitida* Cav., *L. ameghinoi* Speg y *L. tridentata* (DC.) Coville. Las primeras cuatro se distribuyen en Sudamérica (Argentina, Chile, Bolivia y Perú), mientras que en Norteamérica sólo se encuentra *L. tridentata*, que es morfológicamente similar a su antecesor sudamericano *L. divaricata* (Hunziker *et al.*, 1972; Valverde *et al.*, 1993; Mercado *et al.*, 2018; Hernández *et al.*, 2020).

Desde el punto de vista taxonómico, las especies se agrupan en dos secciones: *Larrea* (*L. nitida* y *L. ameghinoi*, con hojas multifolioladas y pétalos pequeños) y Bifoliad (*L. cuneifolia*, *L. divaricata* y *L. tridentata*, con hojas bifolioladas y pétalos grandes). *L. ameghinoi* es una caméfita leñosa rastrera, mientras que las demás especies son arbustos erectos (Hunziker *et al.*, 1972). La disposición foliar de cada especie está correlacionada con su distribución geográfica, constituyéndose un rasgo distintivo dentro del género (Valverde *et al.*, 1993).

### 2.3. Clasificación taxonómica de gobernadora (*Larrea tridentata* (DC) Coville)

*Larrea tridentata*, conocida comúnmente como gobernadora, es un arbusto perenne nativo de los desiertos y zonas semiáridas del norte de México y del suroeste de Estados Unidos. Se trata de una especie dominante dentro de la vegetación xerófila y se reconoce por su importancia ecológica, especialmente en la estabilización de suelos, la prevención de la erosión y la restauración de áreas áridas (Mata-Balderas *et al.*, 2014; Abella *et al.*, 2023).

La clasificación taxonómica actual de *L. tridentata* se obtuvo a partir de bases de datos taxonómicas especializadas, principalmente ITIS y Tropicos, y se resume en el (Cuadro 1) (ITIS, 2025; Tropicos, 2025).

La especie fue descrita por Frederick Vernon Coville en 1893 (Coville, 1893) y, a lo largo de su historia taxonómica, ha sido registrada bajo diversos basionimos, entre los que se incluyen: *Covillea tridentata* (DC.) Vail, *Larrea divaricata* subsp. *tridentata* (DC.) Felger y C. H. Lowe, *Neoschroetera tridentata* (DC.) Briq. y *Schroeterella tridentata* (DC.) Briq.

Cuadro 1. Clasificación taxonómica de la gobernadora (*Larrea tridentata* (DC.) Coville).

Categoría taxonómica	Clasificación
- Reino	- Plantae
- Subreino	- Viridiplantae
- Infra reino	- Streptophyta
- Super división	- Embryophyta
- División	- Tracheophyta
- Subdivisión	- Spermatophytina
- Clase	- Magnoliopsida
- Super orden	- Rosanae
- Orden	- Zygophyllales
- Familia	- Zygophyllaceae
- Genero	- <i>Larrea</i> Cav.
- Especie	- <i>Larrea tridentata</i> (DC.) Coville.

Fuente: Elaborado con base en (ITIS, 2025) y Tropicos (Missouri Botanical Garden, 2025).

#### 2.4. Descripción botánica de gobernadora (*Larrea tridentata* (DC.) Coville)

La gobernadora, *Larrea tridentata*, también conocida como arbusto de creosota, es un arbusto perenne, xerófilo y siempre verde. En las comunidades de vegetación desértica se comporta como una especie dominante y cumple un papel fundamental en la dinámica ecológica de estos ecosistemas. Su altura suele variar entre 0.5 y 4 m, en función de la disponibilidad de agua y de las condiciones ambientales locales (Marshall, 1995; De Soyza, 1997; Lira-Saldívar, 2003; CONABIO, s.f).

Sistema radical: El sistema radical es relativamente superficial, pero muy extendido. Presenta una raíz pivotante que puede alcanzar profundidades cercanas a 80 a 170 cm, acompañada de raíces laterales que se ramifican y se prolongan más de 4 m desde la planta, concentrándose principalmente entre 20 y 35 cm de profundidad en el suelo. Esta arquitectura le permite aprovechar tanto la humedad superficial como la subterránea y ocupar prácticamente todo el espacio disponible entre arbustos vecinos (Marshall, 1995; Lira-Saldívar, 2003; CONABIO, s.f).

Tallos y ramas: La especie carece de un tallo principal bien definido; en su lugar desarrolla numerosas ramas que surgen de la corona radical y crecen de forma vertical u oblicua, bifurcándose de manera dicotómica. Las ramas jóvenes presentan corteza café-rojiza, mientras que en los individuos maduros la corteza se torna grisácea; los nudos son oscuros y resinosos, lo que confiere a las ramillas un aspecto articulado (Coyle y Roberts, 1975; Lira-Saldívar, 2003; CONABIO, s.f) (Figura 1).

Hojas: Las hojas son opuestas, pequeñas y bifoliadas, formadas por dos folíolos unidos en la base. Los folíolos suelen medir entre 4 y 15 mm de largo y entre 3 y 8 mm de ancho, y su forma varía desde ovada oblicua hasta lanceolada o ligeramente falcada. Presentan textura coriácea, cutícula gruesa y una capa resinosa que reduce la transpiración. El follaje va de color oscuro a verde amarillento y las hojas desprenden un aroma característico, que se intensifica tras las lluvias debido a la presencia de compuestos fenólicos; los pecíolos son cortos y, en conjunto, las hojas conforman un follaje denso y brillante (Marshall, 1995; Lira-Saldívar, 2003; CONABIO, s.f) (Figura 1).

Flores: Las flores son solitarias, axilares y hermafroditas, de color amarillo brillante y con un diámetro aproximado de 2.5 cm. Presentan cinco sépalos algo desiguales, de 5 a 8 mm de longitud, y cinco pétalos oblongos a lanceolados, de alrededor de 1 a 1.2 cm de largo. Poseen diez estambres con filamentos alados y un gineceo tricarpelar. La floración se presenta principalmente a finales de invierno y durante la primavera, aunque la especie puede producir flores en otros momentos del año en respuesta a eventos de lluvia (Coyle y Roberts, 1975; Marshall, 1995; Lira-Saldívar, 2003; Busing, 2008; CONABIO, s.f) (Figura 1).

Fruto: El fruto es una cápsula globosa, indehisciente, formada por cinco carpelos unidos, cada uno con semilla. Generalmente mide entre 4 y 7 mm de diámetro y está recubierto por tricomas largos y sedosos, que inicialmente son blancos y con el tiempo adquieren tonalidades café-rojizas. La cápsula puede fragmentarse en mericarpios individuales y la fructificación ocurre sobre todo entre primavera y verano. Se ha documentado que la producción de frutos comienza alrededor de los 4 a 6 años de edad y alcanza su máxima expresión entre los 8 y 13 años (Coyle y Roberts, 1975; Marshall, 1995; Lira-Saldívar, 2003; CONABIO, s.f) (Figura 1).

Semillas: Las semillas son pequeñas, de aproximadamente 2 a 4 mm de longitud, de color café a negro, ligeramente curvadas y con contornos triangulares, a menudo descritas como de tipo “boomerang”. Presentan cotiledones paralelos al plano longitudinal y cada fruto contiene por lo general cinco semillas, adaptadas principalmente a la dispersión por rodadura, viento y escurrimientos superficiales (Marshall, 1995; Lira-Saldívar, 2003; CONABIO, s.f).

Reproducción: *Larrea tridentata* se reproduce tanto de forma sexual como asexual. La germinación de las semillas se favorece bajo condiciones de humedad suficiente, pH cercano a neutro, baja salinidad y temperaturas moderadas. La floración ocurre principalmente entre febrero y abril, aunque la especie puede florecer en otros momentos del año y presentar varios ciclos reproductivos dentro de una misma estación cuando las condiciones de humedad son favorables (Marshall, 1995; Busing, 2008; CONABIO, s.f).

Longevidad: Se considera una de las especies arbustivas más longevas de los desiertos de Norteamérica. En poblaciones naturales se han estimado longevidades de varios cientos a miles de años; uno de los casos más conocidos es un clon de Johnson Valley, California, cuya antigüedad se ha calculado en aproximadamente 9 400 años. A escala de población, la longevidad promedio se ha estimado entre 625 y 1,250 años, en función del tamaño y la extensión de la corona radical (Marshall, 1995; Lira-Saldívar, 2003).

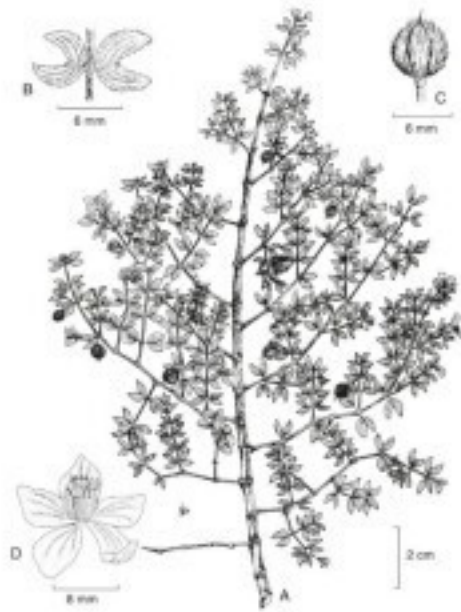


Figura 1. Planta de gobernadora (*Larrea tridentata* (DC.) Coville). A) rama con frutos; B) par de hojas con estípulas; C) fruto; D) flor. Fuente: Tomado de Rzedowski y Calderón de Rzedowski (1994).

## 2.5. Distribución geográfica y hábitat en el norte de México de gobernadora

*Larrea tridentata*, conocida como gobernadora o creosota, es una especie altamente adaptada a zonas áridas de Norteamérica (Rzedowski y Calderón de Rzedowski, 1994). En Estados Unidos domina cerca de 17.5 millones de hectáreas, desde Texas hasta el sur de California, incluyendo el desierto de Mojave (Duisberg, 1952; Lira-Saldívar, 2003; Herrera-Medina *et al.*, 2021).

En México se distribuye en los desiertos Sonorense y Chihuahuense, abarcando los estados de Querétaro, Guanajuato, San Luis Potosí, Zacatecas, Durango, Nuevo León, Tamaulipas, Coahuila, Chihuahua, Sonora, Baja California Sur y Baja California, y cubre aproximadamente el 25 % del territorio nacional (Rzedowski y Calderón de Rzedowski, 1988, 1994; Lira-Saldívar, 2003; Herrera-Medina *et al.*, 2021; CONABIO, s.f). La especie se adapta hasta más de 2 500 m s. n. m., con variaciones genéticas según la región (Lira-Saldívar, 2003; Herrera-Medina *et al.*, 2021).

El hábitat abarca zonas planas, lomeríos de baja altitud, planicies aluviales y laderas en climas áridos y muy áridos, con temperatura de 14 a 28 °C, precipitaciones de 150 a 500 mm y hasta ocho meses de sequía (CONABIO, s.f). Se establece en suelos de textura franco-arenosa, calcáreos y con presencia moderada de arcilla, siempre que tengan buen drenaje y un pH de 6.8 a 7.6, evitando suelos salinos, graníticos o con exceso de arcilla. La especie es predominante en comunidades de matorral de los desiertos de Mojave, Sonora, Chihuahua y Coahuila, donde prospera en bajadas, fondos de valle, dunas y cauces intermitentes (Marshall, 1995; Lira-Saldívar, 2003; CONABIO, s.f) (Figura 2). En el estado de Chihuahua, sus poblaciones más densas se localizan en Julimes, Coyame, Ciudad Juárez y Manuel Benavides (Barbault y Halffter, 1981).

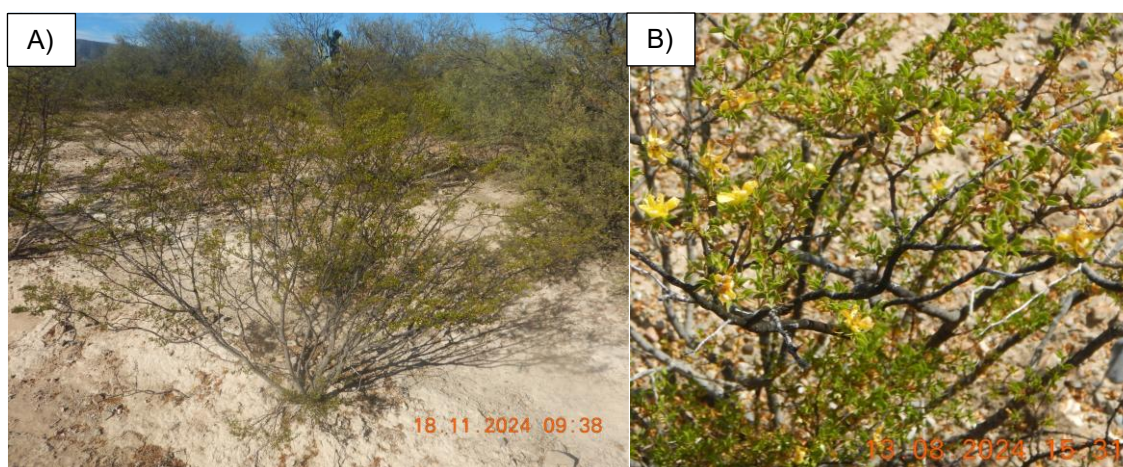


Figura 2. Ejemplar de gobernadora (*Larrea tridentata* (DC.) Coville) en el Ejido Tanque Escondido, Saltillo, Coahuila. A) Vista del arbusto en su hábitat natural. B) Detalle de ramas con hojas y flores

## 2.6. Estatus de conservación de gobernadora (*Larrea tridentata* (DC.) Coville).

De acuerdo con la Norma Oficial Mexicana NOM-059-SEMARNAT-2010, *Protección ambiental-Especies nativas de México de flora y fauna silvestres-Categorías de riesgo y especificaciones para su inclusión, exclusión o cambio-Lista de especies en riesgo* (SEMARNAT, 2010), *Larrea tridentata*, conocida como gobernadora, no se encuentra listada en ninguna categoría de riesgo (en peligro de extinción, amenazada o sujeta a protección especial). Sin embargo, aunque actualmente no está considerada en riesgo, resulta fundamental generar información que permita un manejo sostenible y responsable de la especie.

## 2.7. Usos etnobotánicos y potencial económico de la gobernadora (*Larrea tridentata* (DC.) Coville).

- Usos medicinales

En la medicina tradicional, la gobernadora ha sido empleada en forma de infusiones, cocimientos y cataplasmas para atender una amplia variedad de padecimientos que incluyen afecciones ginecológicas, cálculos renales, enfermedades venéreas, hepatitis, micosis, reumatismo, trastornos digestivos, tuberculosis y artritis (Arteaga *et al.*, 2005; Rivera-Escareño *et al.*, 2024; CONABIO, s.f). Diversos estudios han confirmado que sus extractos poseen efectos antimicrobianos, antiinflamatorios, analgésicos, antioxidantes y antifúngicos, lo que le ha valido la consideración de antibiótico natural de origen vegetal (Skouta *et al.*, 2018; Herrera-Medina *et al.*, 2021). No obstante, se ha señalado que algunos de los metabolitos de la planta, particularmente el ácido nordihidroguaiaretico (NDGA), pueden resultar tóxicos cuando se consumen en tratamientos prolongados (Rivera-Escareño *et al.*, 2024).

- Usos industriales

El potencial industrial de la gobernadora se centra en su resina, rica en NDGA, utilizada como antioxidante en distintos sectores, entre ellos la industria alimentaria

y farmacéutica, así como en la preservación de caucho, plásticos, barnices, aceites y lubricantes. Además, sus derivados han sido empleados como adhesivos para madera y cartón, colorantes de cuero y materia prima en la elaboración de jabones, cremas y betunes (Arteaga *et al.*, 2005; CONABIO, s.f). En el ámbito alimentario, los botones florales se han usado como condimento y los frutos como sustituto de alcaparras; sin embargo, este último uso ha disminuido considerablemente debido a la detección de riesgos de toxicidad (CONABIO, s.f).

- Usos agrícolas

En el ámbito agropecuario, las hojas de la gobernadora constituyen una fuente de proteína que podría aprovecharse como forraje, siempre que se eliminen previamente las resinas que dificultan su digestibilidad. Por otro lado, diversos estudios han demostrado que sus extractos presentan actividad fungicida e insecticida frente a patógenos como *Rhizoctonia solani*, *Fusarium oxysporum* y *Pythium* spp., además de mostrar eficacia contra plagas de importancia económica como el gorgojo pardo del frijol (*Acanthoscelides obtectus*) y el barrenador mayor de los granos (*Prostephanus truncatus*) (Moreno *et al.*, 2024; CONABIO, s.f).

- Potencial económico

*Larrea tridentata* es una especie con alto valor económico en las regiones áridas y semiáridas de México, debido a su capacidad de generar productos sostenibles de alto valor agregado. Los compuestos bioactivos de la planta permiten la producción de agroquímicos biodegradables y seguros para humanos, animales y el medio ambiente, lo que favorece el desarrollo de insumos industriales y estrategias de producción sostenible. Este potencial se maximiza en zonas donde la especie es abundante, siempre que se implementen medidas de manejo que aseguren la conservación de sus poblaciones naturales, favoreciendo así el desarrollo local y la generación de ingresos (Lira-Saldívar, 2003; Rivera-Escareño *et al.*, 2024).

## 2.8. Composición fitoquímica y metabolitos secundarios

La especie de *Larrea tridentata* presenta una amplia diversidad de compuestos bioactivos, los cuales se dividen en metabolitos primarios, esenciales para la supervivencia de la planta al intervenir en procesos básicos como la fotosíntesis, la respiración y el crecimiento, y en metabolitos secundarios que, aunque no son esenciales para la vida inmediata, desempeñan funciones defensivas, ecológicas y adaptativas, además de concentrar la mayoría de las propiedades bioactivas de la especie (Salam *et al.*, 2023). Entre los metabolitos primarios se encuentran los carbohidratos (glucosa, sacarosa), lípidos (alquíl ésteres en tallos), aminoácidos (fenilalanina, isoleucina, glicina, entre otros), vitaminas (caroteno, vitamina C) y minerales como sodio, potasio, calcio y magnesio, indispensables para el funcionamiento fisiológico de la planta (Lira-Saldívar, 2003).

En cuanto a los metabolitos secundarios, destacan los lignanos fenólicos, en particular el ácido nordihidroguaiaretico (NDGA), considerado el compuesto más importante de la especie. Este lignano, localizado en la resina epidérmica de hojas y tallos, representa del 10 al 15 % del peso seco y cerca del 50 % de la resina. Sus propiedades antioxidantes, antiinflamatorias, antimicrobianas e inhibidoras de enzimas, además de su función como repelente de herbívoros, lo convierten en el metabolito de mayor relevancia. Junto a él se han identificado flavonoides como kaempferol y apigenina, saponinas, triterpenos, taninos, fitoestrógenos, esteroides y compuestos volátiles, incluyendo monoterpenos y cetonas responsables del aroma característico del arbusto (Lamberta *et al.*, 2002; Lira-Saldívar, 2003; Arteaga *et al.*, 2005; Morales-Ubaldo *et al.*, 2022).

La información resumida en el (Cuadro 2) muestra la amplitud fitoquímica de *L. tridentata* y evidencia la importancia del NDGA y los flavonoides como principales compuestos bioactivos. Esta composición no sólo explica su uso tradicional e industrial, sino que también resalta su valor potencial en el ámbito agrícola, ya que la presencia de metabolitos con funciones defensivas y bioactivas está estrechamente vinculada con la productividad y el aprovechamiento de la biomasa foliar de la especie.

Cuadro 2. Composición fitoquímica de (*Larrea tridentata* (DC.) Coville).

	Tipo de compuesto	Compuestos	% del peso seco
Metabolitos secundarios	-Lignanos fenólicos	Ácido nordihidroguaiaretico (NDGA), ácido dihidroguaiarético, heminorisoguaiacina, Nordihidroguaiacina.	16-21 %
	-Flavonoides	Apigenina, Kaempferol.	5-7.5 %
	-Saponinas		10-15 %
	-Triterpenos	Larreagenina A, ácido larréico.	
	-Monoterpenos volátiles e Hidrocarburos 35	$\alpha$ -pineno, $\delta$ -3-careno, limoneno.	0.1-0.2 %
	-Aromáticos	Benzaldehído, benzilacetato, benzilbutano, metil naftaleno.	ND
	-Esteroides	$\beta$ -sitosterol, colesterol, campesterol.	ND
	-Taninos	ND	ND
Metabolitos primarios	-Carbohidratos	Glucosa, sacarosa.	
	-Lípidos	Alquil ésteres (C46-C56).	70.1 % (tallos)
	-Aminoácidos	Fenilalanina, isoleucina, ácido glutámico, ácido aspártico, glicina.	16.6 %
	-Vitaminas	Caroteno (15.6 mg/lb). Vitamina C (19.8 mg/100 g).	
	-Minerales	Sodio, potasio, calcio, magnesio, hierro, azufre, fósforo.	13.7 %

Fuente: Elaboración propia a partir de datos modificados por Brinker, (1993) y Lira-Saldívar, (2003).

## 2.9. La biomasa vegetal: concepto, importancia y métodos de estimación

### 2.9.1. Definición y relevancia en ecosistemas áridos

En ecología forestal, el término biomasa vegetal se refiere a la materia orgánica seca acumulada en los tejidos de una planta, incluyendo raíces, tallos, ramas y

hojas. Esta variable se utiliza de manera amplia como un indicador clave de la productividad primaria de los ecosistemas y para cuantificar los flujos de carbono (Brown, 1997; Poley y McDermid, 2020). En ambientes áridos y semiáridos, la biomasa adquiere una relevancia particular, ya que refleja la capacidad de las especies para mantenerse bajo condiciones de limitación hídrica y nutricional, además de su papel como reservorio de carbono (Arauzo *et al.*, 2014; Kumar *et al.*, 2015). En el matorral xerófilo del norte de México, diversos estudios han mostrado que la biomasa aérea se emplea como parámetro para estimar tanto la productividad de las comunidades vegetales como la disponibilidad de recursos aprovechables (Briones *et al.*, 2018). Dentro de este contexto, *Larrea tridentata* destaca como una especie representativa de los ecosistemas áridos de Coahuila, cuya biomasa foliar seca es un elemento central para evaluar la dinámica ecológica y el potencial de aprovechamiento mediante modelos alométricos.

#### 2.9.2. Métodos de cuantificación: técnicas destructivas y no destructivas

La estimación de la biomasa en arbustos puede realizarse mediante técnicas destructivas y no destructivas, cada una con ventajas y limitaciones. En la práctica, las ecuaciones o modelos alométricos suelen calibrarse a partir de un subconjunto de individuos cosechados mediante muestreos destructivos y, una vez ajustados, se aplican de manera no destructiva al resto de la población para estimar la biomasa a partir de variables dasométricas simples (Picard *et al.*, 2012; Kuyah *et al.*, 2021).

Las técnicas destructivas son consideradas el método más preciso, ya que permiten determinar el peso seco a partir del secado en horno de los componentes de la planta (ramas, tallos y hojas). Estos procedimientos consisten en el corte de los individuos seleccionados, la separación de sus partes, el secado a peso constante y su posterior pesaje. A partir de estos datos, se ajustan modelos alométricos que relacionan variables estructurales de los arbustos con la biomasa aérea, los cuales posteriormente permiten realizar estimaciones indirectas en individuos no muestreados (Oñatibia *et al.*, 2010; Ali *et al.*, 2015). Sin embargo, esta técnica

requiere de un alto consumo de tiempo y recursos, además de que no es viable para grandes áreas ni para especies con algún estatus de protección.

Por su parte, las técnicas no destructivas han cobrado relevancia, ya que permiten estimar la biomasa sin necesidad de eliminar individuos de la población. Entre ellas destacan los modelos alométricos, que establecen relaciones matemáticas entre la biomasa foliar y variables fácilmente medibles en campo, como la altura, el diámetro de tallos o el área de copa (Tetemke *et al.*, 2019; Nyamukuru *et al.*, 2023). De manera complementaria, la percepción remota (imágenes satelitales, drones o escáneres LiDAR) ha demostrado ser una herramienta que, junto con los modelos alométricos previamente calibrados, permite realizar estimaciones de la biomasa de las especies de interés en una región particular (Louhaichi *et al.*, 2017; Rodríguez-Lozano *et al.*, 2021).

## 2.10. Fundamentos de la modelación alométrica

### 2.10.1. El principio de la alometría en plantas leñosas

La alometría se entiende como el estudio de las relaciones entre características fácilmente medibles, como la altura, el diámetro o el área de copa, y componentes de difícil cuantificación, como la biomasa. En plantas leñosas, estas relaciones suelen representarse mediante modelos de tipo logarítmico o potencial, que permiten estimar cómo se distribuye la biomasa en hojas, tallos y raíces (Niklas, 1994). En arbustos de zonas áridas como *Larrea tridentata*, la presencia de múltiples tallos y la forma irregular de la copa dificultan el uso directo de modelos creados para árboles. Por ello, resulta necesario desarrollar ecuaciones ajustadas a las características propias de los arbustos y a las condiciones ambientales de los ecosistemas xerófilos (Conti y Díaz, 2013; Conti y Gorné, 2019).

### 2.10.2. Variables predictoras comunes en modelos alométricos arbustivos

En los arbustos, las variables más utilizadas como predictoras son aquellas que muestran una fuerte relación con la biomasa aérea y que, además, pueden obtenerse fácilmente en campo. Entre ellas se encuentran el diámetro basal de los tallos, la altura total de la planta y el área de copa. Esta última resulta muy útil en especies que presentan múltiples tallos, pues refleja de manera indirecta la superficie fotosintética y, por lo tanto, la cantidad de biomasa foliar (Brown, 1997; Mouillot *et al.*, 2002). También se ha observado que el número de tallos es un indicador relevante en arbustos como *Larrea tridentata*, donde la estructura de la planta depende de la ramificación basal (Huxman *et al.*, 2005). Recientemente, se ha comprobado que los modelos que combinan varias de estas variables tienden a ser más precisos que aquellos que dependen de una sola medida (Ruiz-Peinado *et al.*, 2012; Chojnacky *et al.*, 2014).

### 2.10.3. Criterios de selección y validación de modelos

Elegir un modelo alométrico adecuado implica encontrar un equilibrio entre precisión estadística y aplicabilidad práctica. Para ello se suelen considerar indicadores como el coeficiente de determinación ajustado ( $R^2$  ajustado), la raíz del error cuadrático medio (RCME) y el coeficiente de variación (CV %), así como realizar pruebas de normalidad, homocedasticidad y autocorrelación de los residuos (Parresol, 1999; Kutner *et al.*, 2005). Además, la validación cruzada es recomendable para comprobar la capacidad predictiva del modelo con datos independientes, disminuyendo así el riesgo de sobreajuste (Picard y Cook, 1984). En zonas áridas y semiáridas, se ha observado que los modelos que incluyen variables como el área de copa y la altura tienden a ser más confiables para estimar la biomasa en arbustos dominantes que aquellos que sólo consideran el diámetro basal (Conti y Díaz, 2013).

## 2.11. Antecedentes de investigación en estimación de biomasa de especies arbustivas

### 2.11.1. Estudios pioneros y fundamentales en zonas áridas

Varios estudios han desarrollado modelos alométricos para estimar biomasa en zonas áridas. En México, Nájera (1999) formuló ecuaciones alométricas para diez especies del matorral espinoso tamaulipeco, usando variables como diámetro basal, la altura y la cobertura de copa, para estimar biomasa, volumen y captura de carbono. Navar *et al.* (2004) desarrollaron nueve ecuaciones aditivas para estimar la biomasa aérea de dieciocho especies en el matorral tamaulipeco. Villavicencio-Gutiérrez *et al.* (2018, 2020) estimaron la biomasa foliar seca de orégano (*Lippia graveolens* Kunth) y laurel (*Litsea parvifolia* (Hemsl.) Mez.) en Coahuila, seleccionando variables como el diámetro promedio y la altura total, y obtuvieron modelos con una  $R^2$  ajustada entre 0.80 y 0.82. Maldonado-Ortiz *et al.* (2022) evaluaron la biomasa total de candelilla (*Euphorbia antisiphilitica* Zucc.) en Chihuahua, encontrando que el diámetro de copa y el diámetro basal ofrecían el mejor ajuste logarítmico, con una  $R^2$  ajustada de 0.83.

En España, Serrato y López-Bermúdez (2003) estimaron la biomasa aérea del tomillo (*Thymus vulgaris* L.), considerando diferentes parámetros, siendo el perímetro máximo de la cubierta el que mejor se ajustó, con una  $R^2$  ajustada de 0.94. En Argentina, Gaillard de Benítez *et al.* (2013) ajustaron ecuaciones para piquillín (*Condalia microphylla* Cav.) y tala chiquita (*Celtis pallida* Torr.), mostrando que la utilización de variables de perímetro mejoraba notablemente el ajuste y reducía el error de predicción, obteniendo una  $R^2$  ajustada entre 0.91 y 0.92. Finalmente, Conti *et al.* (2013) desarrollaron modelos específicos y generales para ocho especies arbustivas del bosque chaqueño semiárido, destacando la importancia del área y volumen del dosel como variables predictoras.

### 2.11.2. Trabajos específicos en especies del género *Larrea*

Ludwig *et al.* (1975) desarrollaron ecuaciones alométricas para estimar la biomasa aérea seca de *Larrea tridentata* en el desierto Chihuahuense, empleando mediciones de volumen y área de copa como variables predictoras mediante un muestreo destructivo. El modelo lineal sin intercepto basado en el volumen de copa ( $B = 5836V$ ) presentó el mejor ajuste ( $R^2 = 0.97$ ), lo que evidencia una fuerte relación entre el tamaño de la planta y su biomasa total. También probaron modelos curvilíneos con el área de copa y encontraron que el volumen resultó ser la variable más confiable para describir la variación de la biomasa.

Moliner (1983) evaluó distintas técnicas para la estimación de biomasa aérea en cinco especies arbustivas características de la zona árida y semiárida de San Luis, Argentina. El estudio se realizó mediante un muestreo destructivo, en el cual se cosecharon individuos representativos para determinar el peso seco total de cada especie. A partir de las mediciones estructurales de los arbustos, se analizaron diversas variables morfométricas, como el volumen de copa, los diámetros, la altura total y la altura interna, con el propósito de identificar la de mejor desempeño. Aunque el volumen mostró una buena correlación, la altura interna ( $i$ ) fue la variable más precisa para predecir la biomasa aérea de *L. tridentata*, ajustándose el modelo  $B = 657.25 + 2740.21i^2$ , con una ( $R^2 = 0.97$ ). El autor destacó que la altura interna representa de forma más fiel la distribución del material vegetal dentro del dosel, permitiendo estimar la biomasa con mayor rapidez sin necesidad de calcular el volumen total.

Hierro *et al.* (2000) elaboraron ecuaciones alométricas para estimar la biomasa aérea de *Larrea divaricata* en el monte semiárido del centro de Argentina. Los modelos se ajustaron a partir de mediciones de campo del volumen de copa y del diámetro del tallo más largo, aplicando transformaciones logarítmicas ( $\ln$ - $\ln$ ) para mejorar el cumplimiento de los supuestos de regresión. El modelo con mejor desempeño fue  $B = 1410.32 V^{0.94}$ , que explicó el 96 % de la variación ( $R^2 = 0.96$ ), mientras que el modelo basado en el diámetro del tallo,  $B = 6.11 ds^{2.03}$ , presentó

una ( $R^2 = 0.93$ ). Los autores concluyeron que el volumen de copa es el predictor más eficiente y práctico para estimar la biomasa aérea total.

Gaillard de Benítez *et al.* (2002) desarrollaron ecuaciones alométricas para estimar la biomasa aérea individual de *Larrea divaricata* en dos sitios del Parque Chaqueño Seco (La María y Los Quiroga, Santiago del Estero, Argentina). Los modelos se ajustaron a partir de variables morfológicas como la altura total ( $ht$ ), el perímetro basal ( $pb$ ), el perímetro de copa ( $pc$ ), el número de ramificaciones ( $r$ ) y el volumen de copa ( $vc$ ). En ambos sitios se seleccionaron modelos mediante los procedimientos forward, backward y el criterio  $C_p$  de Mallows, verificando los supuestos de normalidad (prueba de Shapiro-Wilk) y homocedasticidad mediante residuos. En la María, el modelo más preciso fue:  $pst = -2872.01 + 3067.98ht + 260.259pb - 161.506ht pb + 0.29028 ht^2pb^2 + 495.525vc - 371.755r$  con una  $R^2$  de 99.45 %, un  $S_{xy}$  de 11 % y un EAM de 392.69 g. En los Quiroga, la mejor ecuación fue  $pst = 453.688 - 227.322pb + 1.90318pb^2 - 0.061ht^2 pb^2 + 1340.75vc + 635.621r$ , alcanzando un  $R^2$  de 99.81 %,  $S_{xy}$  de 6.3 % y EAM de 241.99 g. Los autores observaron que incluir el perímetro de copa dentro del volumen de copa mejora significativamente la precisión del modelo (reduciendo el error porcentual de 24 % a valores entre 4 % y 7 %), aunque su medición requiere más tiempo. En general, concluyeron que el perímetro de copa y la altura total son las variables que mejor explican la variación en la biomasa aérea.

Álvarez y Adema (2018) desarrollaron un modelo alométrico para estimar la biomasa aérea verde de *Larrea divaricata* en la región árida-semiárida central de Argentina. Los autores aplicaron una transformación logarítmica a las variables de biomasa y diámetro medio de copa para mejorar el ajuste del modelo, obteniendo la ecuación  $B = (0.00000273) D^{2.72}$ , con una ( $R^2 = 0.96$ ) y una significancia estadística de  $p < 0.01$ . La altura total no aportó mejora al ajuste, por lo que se descartó del modelo.

Con el fin de facilitar la comparación entre distintos estudios encontrados, en el (Cuadro 3) se presentan de manera resumida los modelos alométricos propuestos

para especies del género *Larrea*. Se incluyen las variables predictoras utilizadas, el tipo de biomasa evaluada y el grado de ajuste obtenido en cada caso.

Cuadro 3. Modelos alométricos desarrollados para estimar biomasa aérea seca en especies del género *Larrea*.

Autor/Año	Especie	Zona de estudio	Tipo de biomasa	Modelo	Variable predictorora	R <sup>2</sup>
Ludwig <i>et al.</i> , (1975)	<i>L. tridentata</i>	Desierto de Chihuahuense, EE. UU	-Hojas	B = 345V	V	0.99
			-Tallos	B = 3448V		0.98
			-Aérea seca total	B = 5836V		0.97
Molineró, (1983)	<i>L. tridentata</i>	San Luis, Argentina	Aérea seca total	$B = 657.25 + 2740.21i^2$	i	0.97
Hierro <i>et al.</i> , (2000)	<i>L. divaricata</i>	Monte semiárido, Argentina	Aérea seca total	$B = 1410.32 V^{0.94}$	-V	0.96
				$B = 6.11dls^{2.03}$	-dls	0.93
Gaillard de Benítez <i>et al.</i> , (2002)	<i>L. divaricata</i>	Parque chaqueño Seco, Argentina	Aérea seca total	Polinómicos múltiples	ht, pb, pb, pc, r, vc	0.99
Álvarez y Adema, (2018)	<i>L. divaricata</i>	Región árida - semiárida, Argentina	Aérea verde (viva)	$B = (0,00000273) D^{2.72}$	D	0.96

Nota: Las abreviaturas empleadas son: B= biomasa, V=volumen,  $i^2$  = altura interna, dls= diámetro del tallo más largo, ht= altura total, pb=perímetro basal, pc= perímetro de copa, r=número de ramificaciones, vc=volumen de copa, D= diámetro medio de copa, R<sup>2</sup> = coeficiente de determinación. Fuente: Elaboración propia, 2025.

### 2.11.3. Vacío de conocimiento y justificación del estudio actual

Aunque se han realizado estudios sobre modelos para estimar la biomasa en especies del género *Larrea*, como *Larrea divaricata* en Sudamérica, no existen modelos alométricos actualizados para estimar la biomasa foliar de *Larrea tridentata* en el norte de México. Esta falta de información dificulta cuantificar con precisión la biomasa acumulada y limita las herramientas disponibles para su manejo y aprovechamiento sustentable. Además, en el contexto de los avisos de aprovechamiento de recursos forestales no maderables, contar con ecuaciones alométricas validadas permitiría estimar de manera objetiva la biomasa foliar aprovechable por unidad de superficie, lo cual fortalece la planeación técnica y la determinación de volúmenes de extracción en congruencia con lo establecido en la Ley General de Desarrollo Forestal Sustentable (LGDFS, 2018) y su Reglamento en materia de aprovechamientos forestales (Reglamento de la LGDFS, 2020).

### 3. MATERIALES Y MÉTODOS

Para la realización del presente estudio se emplearon diversos materiales, equipos e insumos, que fueron indispensables para la recolección en campo y el posterior procesamiento de las muestras de gobernadora (*Larrea tridentata*). Dichos elementos se presentan a continuación (Cuadro 4).

Cuadro 4. Materiales y recursos utilizados en el estudio de *Larrea tridentata* (DC.) Coville.

Tipo de recurso	Descripción
Físicos	Formatos, bolsas de papel (varios tamaños), bolsas de plástico, flexómetro Truper® (modelo 12696), tijeras para ramas, tijeras para podar, martillo, tabla de campo, plumones, lápices, engrapadora, guantes, lonas, mesa, sillas.
Equipo	GPS Garmin®, Clinómetro Suunto, cámara fotográfica, balanza digital marca Adam® (0.001 g), balanza digital Vinson (40 kg / 5 g), balanza digital marca Torrey 0PCR40-N, estufa de secado (horno de convección de gravedad, marca Felisa), estufa de secado (Model 1535).
Transporte	Vehículo, combustible.
Especie en estudio	Gobernadora ( <i>Larrea tridentata</i> )

#### 3.1. Descripción de área de estudio

##### 3.1.1. Ubicación geográfica

El estudio se llevó a cabo durante el mes de noviembre de 2024 en el Ejido Tanque Escondido, municipio de Saltillo, Coahuila. El área de muestreo se localiza entre las coordenadas 24° 41.869' – 24° 46.709' de latitud norte y 101° 01.805' – 101°

de longitud oeste, con un rango altitudinal que varía de 1,700 a 2,300 m s. n. m. (INEGI, 2017) (Figura 3).

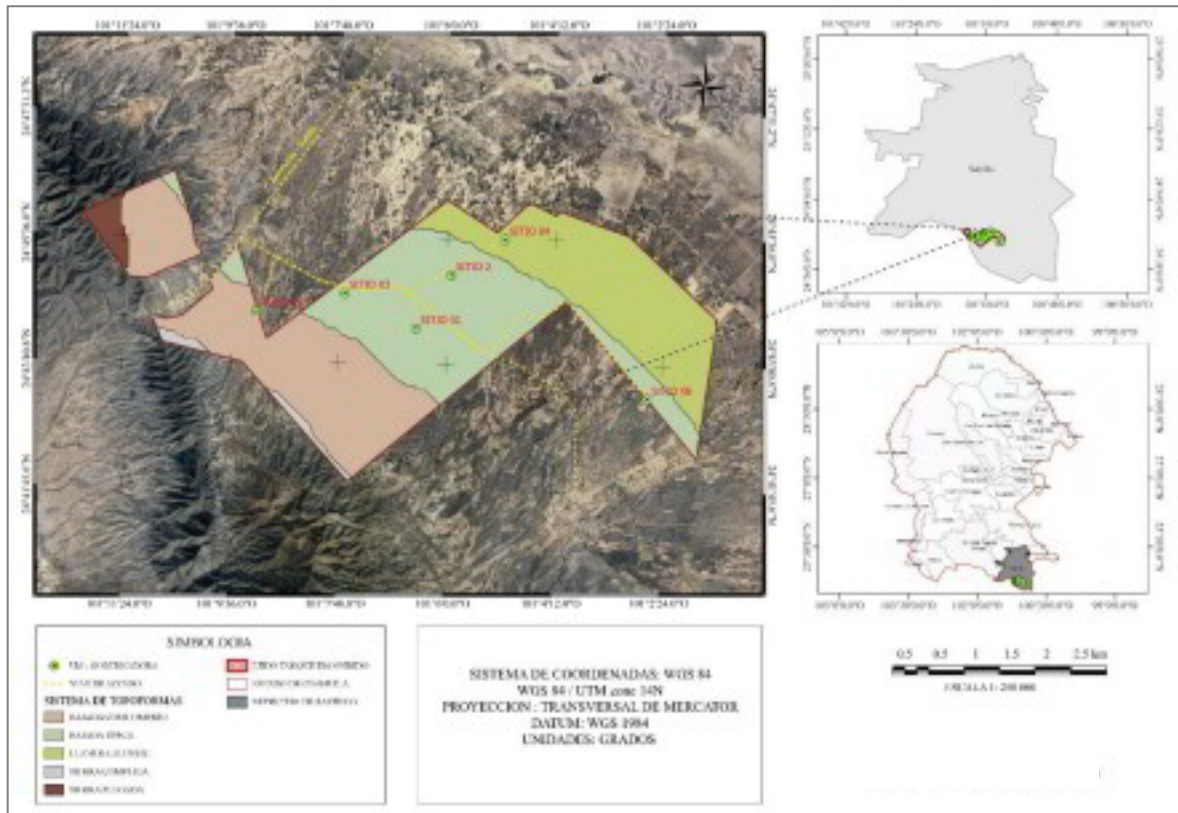


Figura 3. Localización del área de estudio y sitios de muestreo para la medición de variables dasométricas de gobernadora (*Larrea tridentata* (DC.) Coville) en el Ejido Tanque Escondido, municipio de Saltillo, Coahuila.

El Ejido Tanque Escondido abarca una superficie de 6,295.076 ha y colinda al norte con los ejidos San Juan del Retiro, Gómez Farías y Encarnación de Guzmán; al sur con el Ejido Presa de San Pedro, y al suroeste con el Ejido Ciénega de Rocamontes, perteneciente al municipio de Concepción del Oro, Zacatecas (RAN, 2023). Las principales características fisiográficas, geológicas, hidrográficas, edafológicas, climatológicas, de vegetación y fauna del área de estudio se resumen en el (Cuadro 5).



- 
- Cascabel de diamantes (*Crotalus atrox*).
  - Mamíferos:
    - Gato montés (*Lynx rufus*).
    - Tejón (*Taxidea taxus*).
    - Coyote (*Canis latrans*).
    - Pecarí de collar (*Pecari tajacu*).
  - Aves:
    - Pitacoche (*Toxostoma curvirostre*).
    - Chara de collar (*Aphelocoma woodhouseii*).
- 

Fuente: CONABIO, 1998; INEGI, 1981; INEGI, 1983; INEGI, 1999; INEGI, 2001; INEGI, 2004; García, 2004; INEGI, 2007; IUSS, 2007; INEGI, 2013, INEGI, 2017; RAN, 2023a; RAN, 2023b; CONAGUA-SMN, 2025.

### 3.2. Diseño de muestreo

Para la recolección de datos se establecieron sitios de muestreo circulares con un radio de 100 m, lo que equivale a un área aproximada de 3.14 ha, un diseño espacial recomendado para estudios de vegetación arbustiva por su eficiencia para abarcar un área representativa (Corral-Rivas *et al.*, 2009). Estos sitios se distribuyen a lo largo del gradiente altitudinal del área de estudio, con el fin de cubrir diferentes rangos de altitud donde se presenta la gobernadora (*Larrea tridentata*). La selección de los sitios fue dirigida por altitud, eligiendo áreas de matorral desértico micrófilo dominado por gobernadora dentro de cada rango altitudinal definido. De esta manera, los sitios representan las condiciones ambientales presentes en el ejido a lo largo del gradiente de altura.

Dentro de cada sitio no se midieron todos los individuos de gobernadora, sino que se aplicó un muestreo dirigido por categorías de altura. Primero se identificaron en campo las categorías de altura presentes en la población y, posteriormente, se seleccionaron individuos de gobernadora que fueran representativos y morfológicamente uniformes dentro de cada categoría. Este procedimiento se realizó en todos los sitios, de modo que los individuos seleccionados quedaron distribuidos entre los sitios circulares hasta completar un total de 66 individuos muestreados (Cuadro 6).

Este esquema de muestreo dirigido, estratificado por tamaño, permitió capturar la variabilidad estructural de la especie, lo cual es fundamental para el ajuste de modelos alométricos de biomasa (Brown, 1997; Mostacedo y Fredericksen, 2000; Chave *et al.*, 2005). Además, en cada sitio se registraron parámetros geográficos y ambientales: altitud, exposición y la vegetación asociada.

### 3.3. Selección y tamaño de la muestra

Para capturar de manera sistemática la variabilidad estructural de los individuos de gobernadora, la población se estratificó en 11 categorías de altura (0-20; 21-40; 41-60; 61-80; 81-100; 101-120; 121-140; 141-160; 161-180; 181-200 y 201-300 cm). La altura se eligió como criterio de estratificación porque es un indicador directo del grado de desarrollo del arbusto y de la acumulación de biomasa, además de ser una variable de medición rápida y precisa en campo. Diversos estudios de alometría señalan que la altura, junto con variables de diámetro, es una de las variables estructurales más utilizadas para estimar biomasa por su capacidad para representar el tamaño de las plantas (Ludwig *et al.*, 1975; Návar, 2004; Ali *et al.*, 2015).

Cuadro 6. Coordenadas de los sitios y número de plantas muestreadas de la planta gobernadora (*Larrea tridentata* (DC.) Coville).

Estado	Municipio	Localidad	Sitios	Coordenadas		Exposición	Altitud (msnm)	Total, Individuos
				Longitud	Latitud			
Coahuila	Saltillo	Ejido Tanque Escondido	01	101° 6'30.64"	24°44'13.31"	Cenital	1858	11
			02	101° 5'55.88"	24°45'02.55"	Cenital	1835	11
			03	101° 7'42.34"	24°44'44.80"	Cenital	1881	11
			04	101° 5'03.05"	24°45'35.79"	Cenital	1802	11
			05	101° 9'11.01"	24°44'27.28"	Este	1952	11
			06	101° 2'38.33"	24°43'11.53"	Cenital	1638	11
							<b>Total</b>	<b>66</b>

De cada categoría de altura se seleccionaron, mediante muestreo dirigido, seis arbustos de gobernadora que fueran morfológicamente representativos y con forma de copa típica de la categoría. La selección se realizó dentro de los sitios circulares establecidos, de modo que las 11 categorías quedaron representadas y se completó un total de 66 plantas distribuidas en los seis sitios de muestreo del Ejido Tanque Escondido, Saltillo, Coahuila (cuadro 6).

### 3.4. Medición de variables

El muestreo estratificado permitió reducir la variabilidad dentro de cada estrato y capturar la amplitud diamétrica de la población, mejorando la precisión de los modelos alométricos, tal como se recomienda para especies arbustivas en ecosistemas áridos (Nájera, 1999; Návar *et al.*, 2004; Conti *et al.*, 2013). Asimismo, estudios previos han señalado que un tamaño de muestra de entre 50 y 70 individuos suele ser suficiente para representar la variabilidad poblacional (Ludwig *et al.*, 1975; Gaillard de Benítez *et al.*, 2002; Álvarez y Adema, 2018). La distribución de los sitios permitió, además, considerar diferencias ambientales y estructurales, asegurando una representación adecuada de la población en el área de estudio.

#### 3.4.1. Variables independientes

De cada arbusto de gobernadora (*Larrea tridentata*), se registró su ubicación geográfica en coordenadas UTM (latitud y longitud) mediante GPS Rino® 120 y GPSMAP® 66s, con el fin de documentar la distribución espacial de los individuos muestreados y asociar las mediciones a las condiciones ambientales del sitio.

Se seleccionaron las variables dasométricas altura total (At) y diámetro promedio de copa (Dp) por su relación directa con la biomasa aérea, ya que son los predictores más empleados en modelos alométricos para especies arbustivas en zonas áridas (Serrato y López-Bermúdez, 2003; Conti *et al.*, 2013; Villavicencio-Gutiérrez *et al.*, 2018, 2020; Maldonado-Ortiz *et al.*, 2022) (Figura 4A). Asimismo,

su uso ha sido ampliamente validado en estudios del género *Larrea*, donde se ha comprobado su asociación con la acumulación de materia seca y su eficiencia para generar modelos predictivos confiables (Ludwig *et al.*, 1975; Molinero, 1983; Gaillard de Benítez *et al.*, 2002; Álvarez y Adema, 2018).

- Altura total (At): Se midió en centímetros (cm) con flexómetro Truper® (modelo 12696), desde la base del tallo hasta la punta de las ramas más altas (Figura 4B).
- Diámetro promedio de copa (Dp): Se calculó a partir de dos diámetros perpendiculares de la copa del arbusto: el diámetro mayor (DM), definido como la proyección horizontal máxima de la copa, y el diámetro menor (Dm), medido perpendicular al primero, ambos expresados en centímetros (cm) (Figuras 4C y 4D).

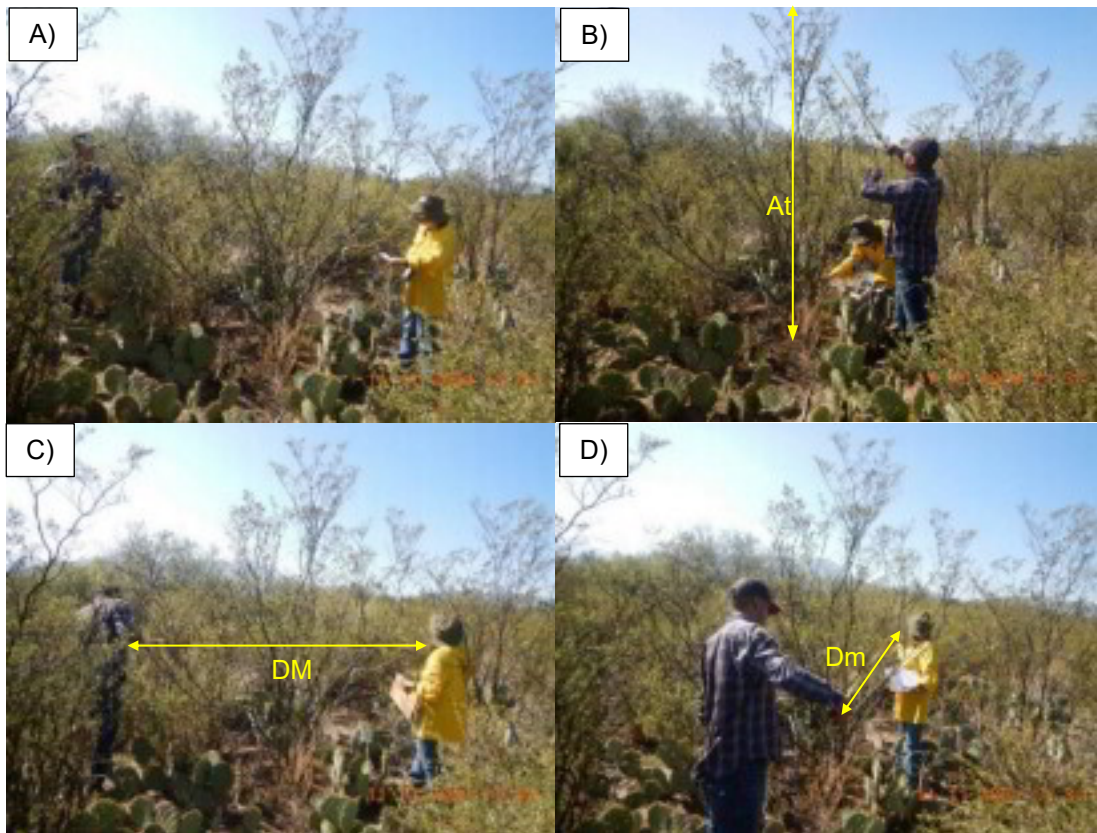


Figura 4. Medición de variables dasométricas en individuos de gobernadora (*Larrea tridentata* (DC.) Coville): A) Selección del arbusto representativo. B) Medición de la altura total (At). C) Medición del diámetro mayor de copa (DM). D) Medición del diámetro menor de copa (Dm). Fuente: Elaboración propia, 2025.

Las mediciones incluyeron todas las categorías de altura y cobertura definidas previamente. La información obtenida se integró en una base de datos en Microsoft Excel 2013, utilizada posteriormente para el ajuste de los modelos alométricos.

#### 3.4.2. Variables dependientes

Se realizó un muestreo destructivo, en el cual cada planta fue cortada a 5 cm sobre la superficie del suelo (Figuras 5A y 5B). Este método se empleó para obtener la biomasa real de cada individuo, ya que permite calibrar con precisión los modelos alométricos mediante la relación directa entre la biomasa medida y las variables dasométricas (Gaillard de Benítez *et al.*, 2002; Conti *et al.*, 2013; Villavicencio-Gutiérrez *et al.*, 2018, 2020). Las muestras fueron colocadas en bolsas de papel, cada una debidamente etiquetada para su identificación. Posteriormente, se evaluaron las siguientes variables:

- Peso fresco de tallos y hojas (g). Los individuos muestreados fueron sometidos a un proceso de separación de sus componentes aéreos en follaje (hojas) y tallos (Figura 5C). Esta separación permitió cuantificar de forma independiente la biomasa de cada fracción, considerando que cada una presenta diferentes proporciones de materia seca y funciones estructurales (Ludwig *et al.*, 1975; Gaillard de Benítez *et al.*, 2002; Serrato y López-Bermúdez, 2003; Villavicencio-Gutiérrez *et al.*, 2018, 2020).

La determinación del peso fresco se llevó a cabo utilizando una báscula digital Vinson Vins, con capacidad máxima de 40 kg (Figura 5D). Las muestras se etiquetaron y almacenaron en bolsas de papel estraza para su posterior secado.



Figura 5. Procedimiento para la obtención del peso fresco de hojas y tallos de gobernadora (*Larrea tridentata* (DC.) Coville). A) Corte de la planta a 5 cm sobre el nivel del suelo; B) Planta cortada; C) separación de hojas y tallos en campo; D) Embolsado, etiquetado y registro del peso fresco con bascula digital. Fuente: Elaboración propia, 2024.

- Peso seco de tallos y hojas (g): La medición del peso seco se realizó en el laboratorio del Campo Experimental Saltillo del Instituto Nacional de Investigaciones Forestales, Agrícolas y Pecuarias (CIRNE-INIFAP). Las muestras de hojas y tallos se colocaron en una estufa de secado por convección (marca Felisa, modelo 1535) a 60 °C para su deshidratación, siguiendo métodos reportados para especies arbustivas en zonas áridas, que permiten obtener peso seco constante sin degradar el material estructural (Ludwig *et al.*, 1975; Hierro *et al.*, 2000; Serrato y López-Bermúdez, 2003; Villavicencio-Gutiérrez *et al.*, 2018, 2020). Cada muestra se pesó diariamente y los valores se registraron en una base de datos, manteniéndose las muestras en la estufa hasta alcanzar peso constante, definido como una variación menor o igual a  $\pm 0.01$  g entre dos pesadas consecutivas realizadas

con un intervalo de 24 h. A partir del quinto día de secado, las muestras cumplieron con este criterio y fueron retiradas del equipo (Figura 6A-B).

Posteriormente, el peso seco de cada fracción se determinó utilizando una balanza analítica digital de alta precisión (Adam®, resolución 0.001 g) (Figura 6C y D). Esta determinación permite estimar la verdadera biomasa de hojas y tallos, eliminando la variabilidad asociada al contenido de agua y asegurando la cuantificación del componente aprovechable y de importancia comercial de la especie, procedimiento estándar en estudios alométricos de zonas áridas (Ludwig *et al.*, 1975; Villavicencio-Gutiérrez *et al.*, 2018, 2020). Los datos obtenidos se organizaron en una base de datos en Microsoft Excel 2013 para su posterior análisis estadístico.



Figura 6. Obtención de biomasa seca de la planta gobernadora (*Larrea tridentata* (DC.) Coville): A) Secado de muestras en estufa. B) separación de hojas y tallos. C) Peso de hoja seca. D) Peso seco de tallos. Fuente: Elaboración propia, 2025

### 3.5. Análisis estadístico

#### 3.5.1. Estadística descriptiva.

Con las variables altura total (At, cm), diámetro promedio de copa (Dp, cm), biomasa seca hojas (BsH, g) y biomasa seca tallos (BsT, g), se realizó un análisis descriptivo con el propósito de caracterizar la distribución y variabilidad del conjunto de datos. La base de datos utilizada para este análisis estuvo conformada por las 66 observaciones y no se eliminó ningún dato atípico, de manera que los estadísticos descriptivos reflejan la variabilidad completa de la población muestreada. El procesamiento se efectuó en el entorno estadístico R (R core Team, 2025). Los datos se importaron desde un archivo en formato .csv mediante la función `read.csv()`. Posteriormente, se verificó la presencia de valores faltantes y registros duplicados utilizando `is.na()` y `distinct()` (paquete `dplyr`).

Las medidas de tendencia central, dispersión y posición se obtuvieron con funciones de la paquetería base de R (`summary()`, `mean()`, `median()`, `sd()`, `var()`, `min()`, `max()`, `quantile()`). El coeficiente de variación (CV, %) se calculó para cada variable como la razón entre la desviación estándar y la media, multiplicada por 100. Para generar un resumen estadístico más completo, se utilizó la función `stat.desc()` del paquete `pastecs`, y los resultados se exportaron a una hoja de cálculo en formato Excel mediante `write_xlsx()` del paquete `writexl`.

Como parte del análisis descriptivo, se generaron histogramas con curva de densidad para At, Dp, BsH y BsT utilizando la paquetería `ggplot2`, combinando las funciones `geom_histogram()` y `geom_density()`. Adicionalmente, se elaboraron gráficas de probabilidad normal (Q-Q plots) para las mismas variables mediante las funciones `qqnorm()` y `qqline()` de la paquetería base de R. Estas representaciones gráficas se emplearon para explorar visualmente la forma de la distribución de los datos, identificar patrones generales, sesgos en la distribución y posibles valores atípicos, proporcionando una base sólida para el posterior ajuste y validación de los modelos alométricos (Parresol, 1999; Chave *et al.*, 2005; Villavicencio-Gutiérrez *et al.*, 2018).

### 3.5.2. Modelos de regresión evaluados

Se seleccionaron nueve modelos para predecir la biomasa seca (Bs) de *Larrea tridentata*, elegidos por ser de los más utilizados en especies forestales no maderables y por incluir variables dasométricas previamente definidas: altura total (At, cm) y diámetro promedio de copa (Dp, cm) (Villavicencio-Gutiérrez *et al.*, 2018, 2020) (Cuadro 7).

Los modelos se agruparon según su estructura funcional en:

1. Modelos lineales simples: Dissescu-Meyer, Sloboda, Salas y Ludwig *et al.*, (1975).
2. Modelos no lineales: Alométrico, Potencia, Schumacher-Hall, Spurr y Takata.

En el caso del modelo basado en Ludwig *et al.* (1975), se incorporó como variable explicativa el volumen de copa (V) de cada arbusto. Este volumen se obtuvo a partir de las mediciones de altura total (At) y del diámetro promedio de copa (Dp) registradas en campo para cada individuo. Siguiendo el enfoque geométrico empleado por dichos autores, se asumió que la copa presenta una forma aproximada de cono, de modo que el volumen se estimó mediante la expresión:

$$V = \frac{\pi}{12} D_p^2 A_t$$

donde  $D_p$  corresponde al promedio de dos diámetros perpendiculares de la copa en (cm) y  $A_t$  es la altura total de la planta (cm, por lo que el volumen de copa se obtuvo inicialmente en centímetros cúbicos (cm<sup>3</sup>). Posteriormente, estos valores se convirtieron en metros cúbicos (m<sup>3</sup>), y así se utilizaron en el ajuste del modelo de Ludwig *et al.* (1975). En los demás modelos evaluados (cuadro 7) se emplearon directamente las variables dasométricas Dp y At como predictoras de biomasa.

Cada modelo se ajustó por separado para la biomasa seca de hojas (BsH, g) y la biomasa seca de tallos (BsT, g), manteniendo las variables en su escala original (sin transformaciones).

El ajuste de los modelos se realizó en el entorno estadístico R (R Core Team, 2025) mediante el método de los mínimos cuadrados no lineales, utilizando la función `nls()` del paquete `base stats`. Aunque algunos modelos son lineales en sus parámetros, también se ajustaron con `nls()`, lo que no modifica las estimaciones de los parámetros, sino únicamente el procedimiento numérico con el que se obtienen. Los valores iniciales de los parámetros ( $\beta_0$ ,  $\beta_1$  y, cuando aplicó,  $\beta_2$ ) se definieron mediante un procedimiento iterativo de ensayo y error: primero se asignaron valores iniciales pequeños (por ejemplo, 0.01), se corrió el modelo y, en corridas sucesivas, se usaron como valores iniciales las estimaciones obtenidas hasta estabilizar los parámetros.

El desempeño de los modelos se evaluó a partir de las predicciones obtenidas con `predict()` y de funciones de la paquetería base de R (`mean()`, `sum()`, `length()`), calculando la suma de cuadrados del error (SSE), el cuadrado medio del error (CME), su raíz cuadrada (RCME), el coeficiente de determinación ( $R^2$ ), el coeficiente de determinación ajustado ( $R^2$  aj) y el coeficiente de variación del modelo (CV, %). El diagnóstico se basó en los residuos, evaluando la normalidad con `shapiro.test()` (paquete `stats`), la autocorrelación y la heterocedasticidad con funciones de los paquetes `lmtest` y `car`, y apoyándose también en `nortest` y `readxl` para pruebas complementarias y manejo de datos.

De forma complementaria, los modelos se replicaron en SAS 9.4 (SAS Institute Inc., Cary, NC, USA) mediante el procedimiento PROC MODEL, utilizando la sentencia PARMs para indicar los mismos valores iniciales de los parámetros y las opciones NORMAL, DW en la instrucción FIT para obtener las pruebas de normalidad de los residuos, el estadístico Durbin-Watson. La comparación de los parámetros estimados en R (`nls()`) y en SAS (PROC MODEL) permitió verificar la consistencia de los resultados.

Cuadro 7. Modelos ajustados para la estimación de biomasa seca (hojas y tallos) de gobernadora (*Larrea tridentata* (DC.) Coville) en el Ejido Tanque Escondido, Saltillo, Coahuila

No.	Nombre	Modelos originales	Modelos con Transformación logarítmica ( $Ln$ )
1	Dissescu-Meyer	$Bs = \beta_0 Dp + \beta_1 Dp^2$	
2	Sloboda	$Bs = \beta_0 + \beta_1 At + \beta_2 Dp^2 At + \beta_3 Dp At^2$	
3	Salas	$Bs = \beta_0 + \beta_1 DP At$	
4	Ludwig <i>et al.</i> , (1975)	$Bs = \beta_0 V$	
5	Alométrico	$Bs = \beta_0 (Dp At)^{\beta_1}$	$\log(Bs) = \log(\beta_0) + \beta_1 (\log(Dp) + \log(At))$
6	Potencia	$Bs = \beta_0 (Dp)^{\beta_1}$	$\log(Bs) = \log(\beta_0) + \beta_1 \log(Dp)$
7	Schumacher-Hall	$Bs = \beta_0 * Dp^{\beta_1} * At^{\beta_2}$	$\log(Bs) = \log(\beta_0) + \beta_1 \log(Dp) + \beta_2 \log(At)$
8	Spurr	$Bs = \beta_0 (Dp^2 At)^{\beta_1}$	$\log(Bs) = \log(\beta_0) + \beta_1 \log(Dp^2 At)$
9	Takata	$Bs = (Dp^2 At) / (\beta_0 + \beta_1 Dp)$	

Donde  $Bs$ : Biomasa seca;  $Dp$ : Diámetro promedio de copa (cm);  $At$ : Altura total (cm);  $\beta_n$  Parámetros del modelo;  $V$ = Volumen de copa ( $m^3$ ) calculado según el método de Ludwig *et al.* (1975),  $\log$ : logaritmo natural.

### 3.5.3. Criterios de selección del modelo

La selección del modelo alométrico más adecuado se realizó con base en indicadores estadísticos de ajuste y precisión, obtenidos a partir de los parámetros estimados en cada modelo ( $\beta_0, \beta_1, \beta_2$ ). Se consideraron el valor de probabilidad asociado a la prueba t ( $Pr > |t|$ ) para determinar la significancia de los parámetros ( $p \leq 0.05$ ), la suma de cuadrados del error (SSE), la suma de productos cruzados (SXY), el cuadrado medio del error (CME), la raíz del cuadrado medio del error (RCME), el coeficiente de determinación ( $R^2$ ), el coeficiente de determinación ajustado ( $R^2_{aj}$ ) y el coeficiente de variación (CV%).

La comparación entre modelos se basó en seleccionar aquellos con valores más altos de  $R^2_{aj}$  y menores en SSE, CME, RCME y CV, lo que indica un mejor ajuste y una mayor capacidad explicativa, con menor dispersión de los residuos (Parresol,

1999; Chave *et al.*, 2005). Este conjunto de criterios ha sido ampliamente utilizado en la evaluación de ecuaciones alométricas para estimar biomasa aérea en especies arbustivas y forestales (Návar *et al.*, 2004; Villavicencio-Gutiérrez *et al.*, 2018, 2020; Maldonado-Ortiz *et al.*, 2022).

#### 3.5.4. Verificación de los supuestos de la regresión

La verificación de los supuestos del análisis de regresión se realizó con un nivel de confianza del 95%, con el fin de garantizar la validez estadística de los modelos ajustados. Se aplicaron tres pruebas principales para evaluar la normalidad, independencia y homocedasticidad de los residuos, utilizando el entorno estadístico R y SAS.

- Normalidad de los residuos: La normalidad de los errores se evaluó mediante la prueba de Shapiro-Wilk (S-W). En esta prueba, la hipótesis nula ( $H_0$ ) establece que los residuos proceden de una distribución normal. Bajo un nivel de significancia de  $\alpha = 0.05$ , valores de  $p \geq 0.05$  se interpretaron como evidencia a favor de la normalidad, mientras que  $p < 0.05$  indicó desviaciones significativas respecto a la distribución normal (Shapiro y Wilk, 1965; Montgomery *et al.*, 2021). En el contexto de la regresión, el cumplimiento de este supuesto es importante porque la aproximación normal de los residuos es la base para el cálculo de errores estándar, pruebas de hipótesis (t, F) e intervalos de confianza y de predicción; cuando la normalidad no se cumple, las conclusiones inferenciales sobre los parámetros y las predicciones del modelo pueden volverse menos confiables (Kutner *et al.*, 2005).
- Independencia de los residuos: La independencia de los errores se comprobó mediante la prueba de Durbin-Watson (D-W). El estadístico D-W toma valores entre 0 y 4; valores cercanos a 2 se interpretan como ausencia de autocorrelación positiva y valores notablemente mayores a 2, autocorrelación negativa (Durbin y Watson, 1951; Gujarati y Porter, 2009). Como criterio

práctico, se consideró que valores próximos a 2, en conjunto con valores de  $p \geq 0.05$ , respaldan la hipótesis de independencia de los residuos, condición necesaria para que las estimaciones de los parámetros no se vean afectadas por patrones sistemáticos en los errores.

- Homocedasticidad de los residuos: La presencia de varianza constante en los errores (homocedasticidad) se evaluó mediante la prueba de Breusch-Pagan (B-P). En esta prueba, la hipótesis nula ( $H_0$ ) plantea que la varianza de los residuos es constante a lo largo del rango de las variables explicativas. Valores de  $p \geq 0.05$  se interpretaron como evidencia de homocedasticidad, mientras que  $p < 0.05$  indicaron heterocedasticidad (Breusch y Pagan, 1979; Montgomery *et al.*, 2021). La homogeneidad de varianzas es relevante porque, bajo este supuesto, los estimadores obtenidos por mínimos cuadrados ordinarios son insesgados y presentan varianza mínima dentro de la clase de estimadores lineales insesgados, lo que se traduce en mayor eficiencia y en errores estándar más confiables para las pruebas de hipótesis (Draper y Smith, 1998).

En conjunto, estas pruebas permitieron comprobar que los residuos cumplieran, en la medida de lo posible, los supuestos fundamentales del análisis de regresión, proporcionando mayor confianza en la consistencia, precisión y validez inferencial de los modelos alométricos ajustados para estimar la biomasa seca de hojas (BsH) y tallos (BsT) de *Larrea tridentata*.

### 3.5.5. Transformación del modelo a logarítmico

En una primera etapa, los nueve modelos alométricos se ajustaron en su forma original (sin transformación) y se evaluó el cumplimiento de los supuestos de normalidad, independencia y homocedasticidad de los residuos. Cuando los modelos sin transformar no cumplieron con alguno de estos supuestos, se procedió

a aplicar la transformación logarítmica a la ecuación del modelo, siempre que su forma funcional lo permitiera.

La transformación logarítmica se utilizó con el propósito de estabilizar la varianza, reducir la asimetría de los datos y mejorar la distribución de los residuos (Draper y Smith, 1998; Kutner *et al.*, 2005; Montgomery *et al.*, 2021). Las transformaciones logarítmicas son ampliamente empleadas en la modelación alométrica, ya que permiten linealizar relaciones no lineales entre la variable dependiente (biomasa) y las variables predictoras (altura, diámetro, cobertura, entre otras), facilitando el ajuste de los modelos y la interpretación de los parámetros (Parresol, 1999; Chave *et al.*, 2005).

En todos los casos, solo se consideraron para la fase de comparación aquellos modelos transformados que mostraran estabilidad en la estimación de los parámetros y coherencia biológica con la relación alométrica. Sobre estos modelos se aplicaron las pruebas de Shapiro-Wilk, Durbin-Watson y Breusch-Pagan, con el fin de evaluar el cumplimiento de los supuestos de normalidad, independencia y homocedasticidad y confirmar que, en comparación con los modelos sin transformar, su cumplimiento estadístico fuera más adecuado.

### 3.5.6. Corrección del sesgo de retransformación

En los modelos en los que se aplicó transformación logarítmica a la biomasa, fue necesario corregir el sesgo introducido al retransformar las predicciones a la escala original. Para ellos, se utilizó un factor de corrección del sesgo (CF) propuesto por Baskerville (1972) y retomado por Sprugel (1983), basado en la varianza de los residuales en la escala logarítmica.

De forma general, los métodos se ajustaron como:

$$\ln(Y) = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \dots + \beta_p X_p + \varepsilon,$$

donde Y representa la biomasa (g) en escala original,  $X_i$  son las variables dasométricas, y  $\varepsilon$  el término de error en escala logarítmica.

Para cada modelo, se obtuvo la varianza residual  $S^2$  a partir del cuadrado medio del error (CME) del ajuste en escala logarítmica. A partir de este valor se calculó el factor de corrección como:

$$CF = \exp\left(\frac{S^2}{2}\right)$$

Las predicciones en la escala original se obtuvieron multiplicando la retransformación directa por el factor de corrección, de acuerdo con:

$$\hat{Y}_{original} = CF \cdot \exp(\hat{Y}_{log}),$$

donde  $\hat{Y}_{log}$  es el valor predicho por el modelo en escala logarítmica.

Este procedimiento se aplicó de manera sistemática a los modelos alométricos ajustados para la biomasa seca de hojas (BsH) y de tallos (BsT), y las ecuaciones corregidas resultantes se utilizaron posteriormente para generar las ecuaciones finales y las tablas de producción de biomasa.

### 3.5.7. Construcción de la tabla de predicción de biomasa seca de hojas y tallos

A partir del modelo alométrico que presentó el mejor ajuste estadístico y cumplimiento de los supuestos de la regresión, se elaboraron tablas de predicción de biomasa seca para hojas (BsH) y tallos (BsT) de *Larrea tridentata*. La construcción de dichas tablas se realizó utilizando la ecuación final de predicción, expresada en su escala original e incluyendo el factor de corrección (CF), con el propósito de obtener estimaciones insesgadas de biomasa. Las tablas se generaron considerando las categorías de altura total (At) y diámetro promedio de copa (Dp) observadas en campo, dentro de los rangos de variación registrados para la especie. Cada combinación de At y Dp permitió estimar los valores de biomasa foliar y de tallos, facilitando su uso práctico en cálculos de biomasa o estudios de productividad arbustiva en ecosistemas áridos

## 4. RESULTADOS Y DISCUSIÓN

### 4.1. Estadísticas básicas

El análisis descriptivo de las variables dasométricas y de biomasa de *Larrea tridentata* mostró una marcada variación entre los individuos muestreados (Cuadro 8, Figura 7, Paneles A-H). La altura total (At) de las plantas varía de 12 a 300 cm, con una media de 115.79 cm y un coeficiente de variación (CV) de 61 %, lo que indica una dispersión amplia en el tamaño de las plantas. De manera similar, el diámetro promedio de copa (Dp) fluctuó entre 13.5 y 252.5 cm, con una media de 116.54 y un CV de 52 %, lo que refleja una variabilidad estructural importante en la cobertura aérea de los individuos. Esta respuesta coincide con lo reportado para matorrales desérticos micrófilos dominados por *L. tridentata* en el noreste de México, donde también se han encontrado rangos amplios de altura y diámetros de copa (Mora-Donjuán *et al.*, 2014; Delgado *et al.*, 2016; Mata-Balderas *et al.*, 2018

En contraste, las variables de biomasa mostraron una variación todavía más marcada. La biomasa seca de hojas (BsH) osciló entre 0.82 y 315.8 g, con un promedio de 82.65 g y un CV de 95 %, mientras que la biomasa seca de tallos (BsT) presentó el intervalo más amplio, de 1.7 a 6521.95 g, con una media de 1257.38 g y un CV de 99 %. Estos valores indican que coexisten arbustos pequeños con baja acumulación de materia seca y ejemplares con alta producción leñosa. Algo similar se ha observado en otras comunidades arbustivas de zonas áridas, donde la biomasa aérea se distribuye de forma muy desigual entre individuos, dependiendo de la disponibilidad de recursos y de la historia de crecimiento de cada planta (Búrquez *et al.*, 2010; Briones *et al.*, 2018).

Cuadro 8. Estadísticos descriptivos de variables dasométricas y de biomasa de (*Larrea tridentata* (DC.) Coville) en el Ejido Tanque Escondido, Saltillo, Coahuila.

Variable	Min	Max	Media	D.S.	C.V %
At (cm)	12	300	115.79	70.13	61
Dp (cm)	13.5	252.5	116.54	60.87	52
BsH (g)	0.82	315.8	82.65	78.21	95
BsT (g)	1.7	6521.95	1257.38	1255.68	99

Nota: At: Altura total (cm), Dp: Diámetro promedio de copa (cm), BsH: Biomasa seca Hojas (g), BsT: Biomasa seca Tallos (g). cm: centímetros, g: gramos, Min: valor mínimo, Max: valor máximo, Media: promedio, D.S.: Desviación estándar. CV: coeficiente de variación %.

Las gráficas Q-Q y las distribuciones de frecuencia confirman este patrón. Las variables dasométricas presentan desviaciones moderadas respecto a la normalidad, mientras que BsH y BsT muestran un sesgo positivo claro, colas largas y una concentración de valores en rangos bajos de biomasa, lo que es consistente con sus altos coeficientes de variación. En ecosistemas áridos es común que la mayoría de los individuos se mantenga en clases de tamaño pequeño-intermedio y que solo una fracción reducida alcance tallas grandes y altos valores de biomasa, normalmente asociadas a microsítios con mejores condiciones de humedad y suelo (Whitford, 2002; Briones *et al.*, 2018; León-Guerrero *et al.*, 2021).

La variabilidad observada en At, Dp, BsH y BsT es congruente con lo documentado en matorrales desérticos micrófilos y otras formaciones arbustivas de México, donde la estructura espacial y dimensional es altamente heterogénea y depende de gradientes finos de clima, topografía, propiedades del suelo y disturbios como el pastoreo y aprovechamientos no regulados (Mora-Donjuán *et al.*, 2014; Delgado *et al.*, 2016; Mata-Balderas *et al.*, 2018).

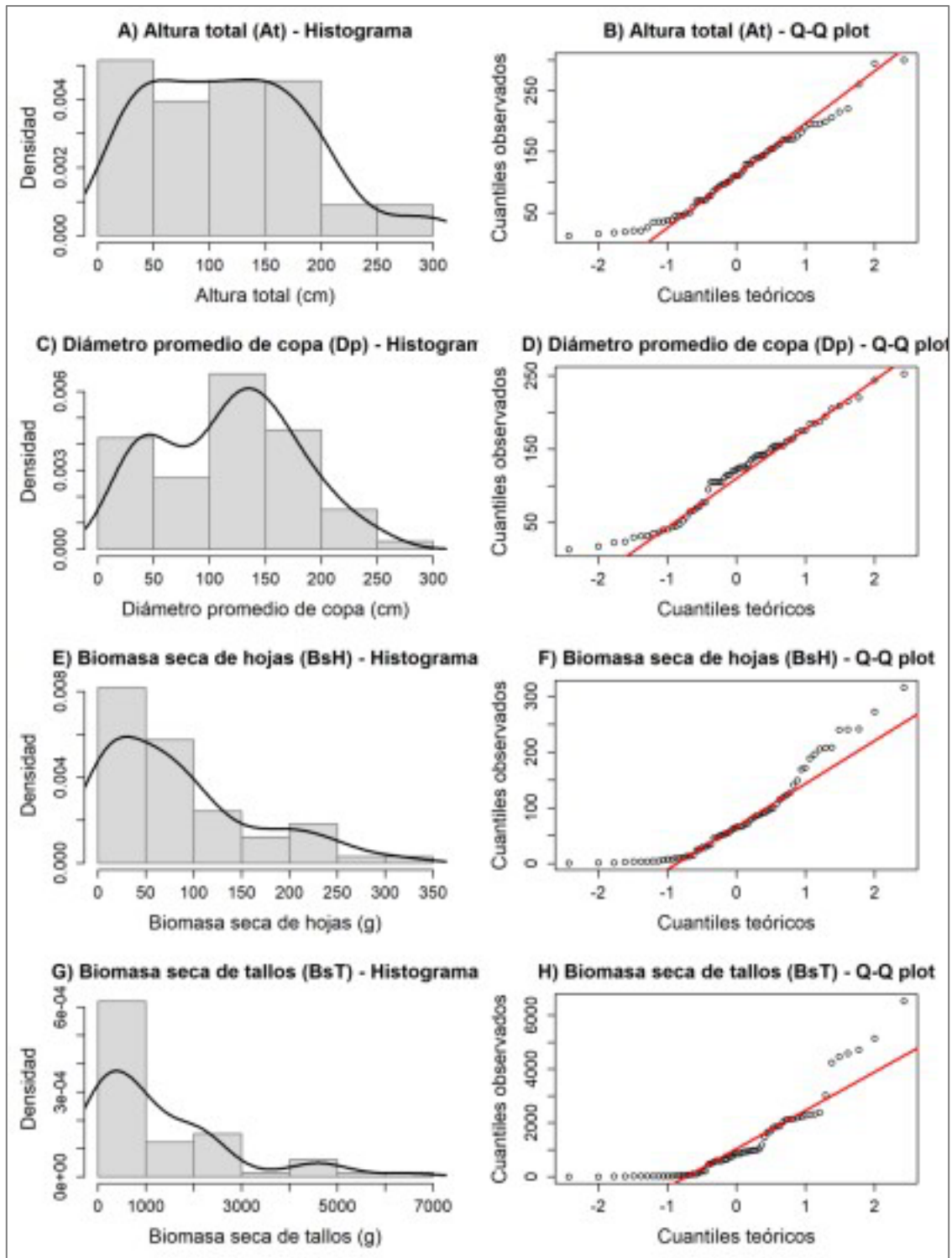


Figura 7. Histogramas y gráficos Q-Q de las variables dasométricas y de biomasa de *Larrea tridentata* (DC.) Coville.; Paneles A y B: Altura total (At); Paneles C y D: Diámetro promedio de copa (Dp); E y F; Biomasa seca de hojas (BsH); Paneles G y H: Biomasa seca de tallos (BsT).

En el caso específico de *L. tridentata*, su papel como especie dominante y su amplia amplitud ecológica en los desiertos de Norteamérica explican buena parte de la variación intraespecífica en tamaño y biomasa. La especie aprovecha de manera diferencial la humedad edáfica y los pulsos de recursos en ambientes muy variables, por lo que es normal encontrar desde individuos muy pequeños hasta arbustos de gran tamaño en un mismo sitio (Whitford, 2002; Mata-Balderas *et al.*, 2018).

En síntesis, la alta dispersión en las dimensiones estructurales ( $A_t$  y  $D_p$ ) y en la biomasa ( $B_{sH}$  y  $B_{sT}$ ) proporciona una base sólida para el ajuste de modelos alométricos, ya que incorpora un rango amplio de tamaños y niveles de producción de materia seca. Esto es importante porque permite identificar relaciones funcionales más estables entre las variables dasométricas y la biomasa, tal como se recomienda para el desarrollo de ecuaciones en ecosistemas arbustivos áridos (Búrquez *et al.*, 2010; León-Guerrero *et al.*, 2021).

## 4.2. Estadísticas de bondad de ajustes de los modelos

### 4.2.1. Modelos para la estimación de biomasa foliar seca ( $B_{sH}$ )

Para la estimación de la biomasa foliar seca ( $B_{sH}$ ) de *Larrea tridentata* se ajustaron nueve modelos lineales y no lineales, con formas funcionales comúnmente utilizadas en estudios alométricos: Dissescu-Meyer, Sloboda, Salas, Ludwig, Alométrico, Potencia, Schumacher-Hall, Spurr y Takata (Cuadro 9). En los modelos que incluyen un parámetro de pendiente ( $\beta_1$ ), con excepción de Ludwig, dicho parámetro fue altamente significativo ( $p < 0.001$ ), lo que indica una relación clara entre las variables dasométricas utilizadas (altura total y diámetro promedio de copa) y la biomasa foliar. En cambio, el intercepto ( $\beta_0$ ) no fue significativo ( $p > 0.05$ ) en Sloboda, Alométrico, Potencia, Schumacher-Hall y Spurr, mientras que resultó significativo en Dissescu-Meyer, Salas, Ludwig y Takata ( $p \leq 0.05$ ). El modelo de Takata fue el único en el que  $\beta_0$  y  $\beta_1$  resultaron significativos de manera simultánea.

En términos de error total, los modelos Schumacher-Hall, Potencia y Dissescu-Meyer presentaron los mejores resultados. Schumacher-Hall registró la menor suma

de cuadrados del error ( $SSE = 144,388.0$ ) y un  $SXY$  de  $243,957.2$ , seguido de Potencia ( $SSE = 145,555$ ;  $SXY = 242,957.3$ ) y Dissescu-Meyer ( $SSE = 147,657.0$ ;  $SXY = 239,117.8$ ). En contraste, Ludwig ( $SSE = 256,820.4$ ;  $SXY = 269,487.6$ ) y Takata ( $SSE = 179,467.8$ ;  $SXY = 256,330.5$ ) concentraron los errores más elevados, lo que refleja un desempeño menos preciso en la estimación de BsH (Cuadro 9).

La respuesta del error medio cuadrático (CME) y su raíz (RCME) fue consistente con lo anterior. Los menores valores de CME y RCME se observaron en los modelos Potencia (CME =  $2274.3$ ; RCME =  $47.69$ ), Schumacher-Hall (CME =  $2291.9$ ; RCME =  $47.87$ ) y Dissescu-Meyer (CME =  $2307.1$ ; RCME =  $48.03$ ). En cambio, Ludwig (CME =  $3951.1$ ; RCME =  $62.86$ ) y Takata (CME =  $2804.2$ ; RCME =  $52.95$ ) presentaron los errores promedio más altos, lo que indica una mayor dispersión de las predicciones alrededor de los valores observados (Cuadro 9).

El coeficiente de determinación ajustado ( $R^2$  aj) varió de  $0.344$  a  $0.622$ . Los mayores valores se obtuvieron con los modelos Potencia ( $R^2$  aj =  $0.622$ ), Schumacher-Hall ( $R^2$  aj =  $0.619$ ) y Dissescu-Meyer ( $R^2$  aj =  $0.617$ ), que explican alrededor de  $62\%$  de la variación de la biomasa foliar; Ludwig mostró el menor ajuste ( $R^2$  aj =  $0.344$ ), seguido de Takata ( $R^2$  aj =  $0.534$ ). Los coeficientes de variación (CV) oscilaron entre  $57.70\%$  y  $76.05\%$ . Los modelos Potencia (CV =  $57.70\%$ ), Schumacher-Hall (CV =  $57.92\%$ ) y Dissescu-Meyer (CV =  $58.10\%$ ) presentaron la menor dispersión relativa, mientras que Ludwig (CV =  $76.05\%$ ) y Takata (CV =  $64.07\%$ ) mostraron la mayor variabilidad en las estimaciones (Cuadro 9).

En cuanto a los supuestos de la regresión, la prueba de Shapiro-Wilk indicó que, en todos los modelos, los residuos se desviaron de la normalidad ( $p < 0.05$ ). Los valores de probabilidad más altos se obtuvieron en Sloboda ( $p = 0.00115$ ) y Potencia ( $p = 0.00102$ ), lo que sugiere desviaciones relativamente menores, mientras que Salas y el modelo Alométrico simple mostraron los valores de  $p$  más bajos ( $p = 0.00001$ ), con desviaciones más marcadas respecto a la distribución normal (Cuadro 9).

Cuadro 9. Estadísticas de los modelos ajustados para estimar la biomasa seca en Hojas de gobernadora (*Larrea tridentata* (DC.) Coville) en el Ejido Tanque Escondido, Saltillo, Coahuila.

Biomasa seca hojas (BsH)																				
No.	Modelo	Parámetro	Estimados	Pr >  t		SSE	SXY	CME	RCME	R <sup>2</sup>	R <sup>2</sup> Aj.	CV %	Shapiro-Wilk (S-W)		Durbin-Watson (D-W)		Breuch-Pagan (B-P)			
													Estadístico	Probabilidad	Estadístico	Probabilidad	Estadístico	Probabilidad		
1	Dissescu-Meyer	$\beta_0$	0.3130166	0.020922	*	147657.0	239117.8	2307.1	48.03	0.629	0.617	58.100	0.9213	0.00046	1.7000	0.09930	17.4792	0.00004		
		$\beta_1$	0.0027993	0.000485	**															
2	Sloboda	$\beta_0$	-1.23E+01	0.425093		154726.7	242892.2	2495.6	49.96	0.611	0.592	60.442	0.9304	0.00115	1.6272	0.04619	19.0796	0.00260		
		$\beta_1$	6.94E-01	0.00037	***															
		$\beta_2$	2.66E-05	0.000204	***															
		$\beta_3$	-2.04E-05	0.002782	**															
3	Salas	$\beta_0$	1.89E+01	0.0491	*	171326.0	226291.9	2677.0	51.74	0.569	0.562	62.600	0.8713	0.00001	1.5002	0.01677	7.6704	0.00561		
		$\beta_1$	3.72E-03	2.59E-13	***															
4	Ludwig	$\beta_0$	78.8444	<2e-16	***	256820.4	269487.6	3951.1	62.86	0.354	0.344	76.050	0.9054	0.00010	1.3847		13.4806	0.00024		
5	Alométrico	$\beta_0$	0.12047	0.322		157238.0	23082.7	2456.8	49.57	0.605	0.591	59.970	0.8818	0.00001	1.5426	0.02988	14.3516	0.00246		
		$\beta_1$	0.68249	1.61E-09	***															
6	Potencia	$\beta_0$	0.05645	0.352		145555.0	242957.3	2274.3	47.69	0.634	0.622	57.700	0.9293	0.00102	1.6982	0.10950	17.9338	0.00013		
		$\beta_1$	1.5145	4.72E-10	***															
7	Schumacher-Hall	$\beta_0$	0.05851	0.351		144388.0	243957.2	2291.9	47.87	0.637	0.619	57.920	0.9134	0.00021	1.6842	0.09743	25.7586	0.00010		
		$\beta_1$	1.3386	0.0000817	***														5	
		$\beta_2$	0.16994	0.48																
8	Spurr	$\beta_0$	0.07952	0.331		148753.1	239451.7	2324.3	48.21	0.626	0.614	58.330	0.8890	0.00002	1.6138	0.17200	7.4192	0.00645		
		$\beta_1$	0.48275	4.79E-10	***															
9	Takata	$\beta_0$	-3139.22	0.0173	*	179467.8	256330.5	2804.2	52.95	0.549	0.534	64.070	0.9133	0.00021	1.5525	0.06600	13.9623	0.00093		
		$\beta_1$	248.97	< 2e-16	***															

Donde:  $\beta_n$ : Parámetros estimados del modelo, Pr>|t|: Valor p asociado a la prueba t de significancia individual de los coeficientes, R<sup>2</sup> Aj: Coeficiente de determinación ajustado, SXY: Error estándar de la estimación, SSE: Suma de cuadrados del error, CV: Coeficiente de variación en %, S-W: Prueba de Shapiro-Wilk D-W: Prueba de Durbin-Watson, B-P: Prueba de Breusch-Pagan, p: Valor p de la prueba.

Los estadísticos de Durbin-Watson variaron de 1.38 a 1.70; en particular, Spurr ( $p = 0.17200$ ), Potencia ( $p = 0.10950$ ) y Dissescu-Meyer ( $p = 0.09930$ ) no mostraron evidencia significativa de autocorrelación de los errores ( $p > 0.05$ ), en contraste con Salas ( $p = 0.01677$ ) y el modelo Alométrico ( $p = 0.02988$ ), donde sí se detectó dependencia entre residuos. La prueba de Breusch-Pagan mostró valores de  $p < 0.05$  en todos los modelos, lo que indica presencia de heterocedasticidad (varianza no constante de los errores). Los modelos Salas ( $p = 0.00561$ ), Spurr ( $p = 0.00645$ ) y Sloboda ( $p = 0.00260$ ) fueron los menos afectados, mientras que Schumacher-Hall ( $p = 0.00010$ ) y Dissescu-Meyer ( $p = 0.00004$ ) presentaron la evidencia más fuerte de heterocedasticidad (Cuadro 9). Este patrón aumento de la varianza del error con el tamaño del individuo es frecuente en ecuaciones de biomasa y suele corregirse mediante transformaciones logarítmicas o regresiones ponderadas (Baskerville, 1972; Picard *et al.*, 2012; Villavicencio-Gutiérrez *et al.*, 2018; Maldonado-Ortiz *et al.*, 2022).

En conjunto, antes de aplicar transformaciones, los modelos Potencia, Schumacher-Hall y Dissescu-Meyer concentraron los mejores indicadores globales para BsH (menores SSE, CME y RCME; mayores  $R^2$  aj y menores CV), por lo que se consideran las formas funcionales más adecuadas dentro del conjunto evaluado. No obstante, los valores de  $R^2$  aj moderados ( $R^2$  aj  $\leq 0.622$ ), los CV elevados ( $> 55$  %) y el incumplimiento de normalidad y homocedasticidad justifican el uso de transformaciones logarítmicas y la aplicación de factores de corrección al retransformar (Baskerville, 1972; Picard *et al.*, 2012).

#### 4.2.2. Modelos para la estimación de biomasa seca de tallos (BsT).

Para la estimación de la biomasa seca de tallos (BsT) de *Larrea tridentata* se ajustaron los mismos modelos probados para biomasa foliar: Dissescu-Meyer, Sloboda, Salas, Ludwig, Alométrico, Potencia, Schumacher-Hall, Spurr y Takata (Cuadro 10). En todos los casos, el parámetro asociado a la pendiente  $\beta_1$  resultó significativo ( $p \leq 0.05$ ), lo que confirma la existencia de una relación consistente

entre las variables dasométricas empleadas y la biomasa de tallos. En cambio, el intercepto ( $\beta_0$ ) fue significativo en algunos modelos (Dissescu-Meyer, Salas, Ludwig y Takata), mientras que en Sloboda, Alométrico, Potencia, Schumacher-Hall y Spurr, no alcanzó significancia estadística ( $p > 0.05$ ), por lo que su aporte al ajuste es limitado. En los modelos con más de un parámetro explicativo, como Sloboda y Schumacher-Hall, se observó que algunos coeficientes adicionales (por ejemplo,  $\beta_2$ ) fueron altamente significativos, mientras que en otros (como  $\beta_3$  en Sloboda) no lo fueron, lo que sugiere cierto grado de redundancia entre términos en estos casos (Cuadro 10).

En cuanto al error total, los modelos con menores valores de SSE fueron Takata (SSE = 14,045,648), Schumacher-Hall (SSE = 14,278,698), Alométrico (SSE = 14,622,548) y Spurr (SSE = 14,703,660). Les siguieron Salas (SSE = 15,233,228) y Sloboda (SSE = 15,240,725); mientras que los errores más altos se registraron en Ludwig (SSE = 18,593,962), Potencia (SSE = 23,729,749) y Dissescu-Meyer (SSE = 23,863,153) (Cuadro 10). El comportamiento del error medio cuadrático (CME) y su raíz (RCME) fue congruente con lo anterior: Takata presentó el menor CME (219,463.3) y RCME (468.47), seguido de Schumacher-Hall (CME = 226,646; RCME = 476.07), Alométrico (CME = 228477.3; RCME = 477.99) y Spurr (CME = 229,744.7; RCME = 479.32). Los valores más altos de CME y RCME correspondieron a Dissescu-Meyer (CME = 372,861.8; RCME = 610.62) y Potencia (CME = 370,777.3; RCME = 608.91), lo que indica predicciones más dispersas alrededor de los valores observados.

El coeficiente de determinación ajustado ( $R^2$  aj) fue elevado en todos los modelos, con valores entre 0.825 (Potencia) y 0.898 (Dissescu-Meyer). Takata ( $R^2$  aj = 0.893), Alométrico ( $R^2$  aj = 0.889), Spurr ( $R^2$  aj = 0.888), Salas ( $R^2$  aj = 0.886) y Sloboda ( $R^2$  aj = 0.883) también mostraron ajustes muy buenos (Cuadro 10). Los coeficientes de variación (CV) oscilaron entre 37.26 % y 48.56 %. Los valores más bajos se obtuvieron en Takata (CV = 37.26 %), Schumacher-Hall (CV = 37.86 %), Alométrico (CV = 38.01 %) y Spurr (CV = 38.12 %); mientras que los CV más altos correspondieron a Potencia (CV = 48.43 %) y Dissescu-Meyer (CV = 48.56%). En

general, estos resultados indican que, para BsT, los modelos Takata, Schumacher-Hall, Alométrico y Spurr combinan errores relativamente bajos con  $R^2$  aj altos y CV moderados, mientras que Potencia y Dissescu-Meyer, aunque explican una fracción importante de la variación, lo hacen con errores más grandes y mayor dispersión relativa.

Respecto a los supuestos de regresión, la prueba de Shapiro-Wilk mostró valores de probabilidad menores a 0.01 en todos los modelos ( $p < 0.01$ ), por lo que los residuos se desvían de la normalidad (Cuadro 10). Esta respuesta es frecuente en ecuaciones de biomasa donde se incluyen individuos muy pequeños y muy grandes en el mismo ajuste (Baskerville, 1972; Picard *et al.*, 2012). En la prueba de Durbin-Watson, la mayoría de los modelos registraron valores de probabilidad mayores a 0.05 (Dissescu-Meyer, Sloboda, Salas, Alométrico, Potencia, Schumacher-Hall y Takata), lo que sugiere ausencia de autocorrelación significativa; una excepción fue Spurr, donde se observó un valor de  $p = 0.01591$ , lo que indica cierta dependencia de errores.

Por último, la prueba de Breusch-Pagan indicó heterocedasticidad significativa en todos los modelos ( $p < 0.05$ ), con valores de probabilidad que variaron desde 0.02195 en Potencia hasta 0.00000 en Ludwig (Cuadro 10). Esto confirma que la varianza del error aumenta con el tamaño de los individuos, un patrón ampliamente descrito en ecuaciones alométricas de biomasa y que suele corregirse mediante transformaciones logarítmicas o regresiones ponderadas (Baskerville, 1972; Picard *et al.*, 2012; Villavicencio-Gutiérrez *et al.*, 2018; Maldonado-Ortiz *et al.*, 2022).

En conjunto, los resultados muestran que, para BsT, todos los modelos ajustados explican una proporción alta de la variación observada ( $R^2$  aj  $\geq 0.825$ ), con mejor equilibrio entre error y precisión en Takata, Schumacher-Hall, Alométrico y Spurr. Sin embargo, la falta de normalidad y la presencia de heterocedasticidad justifican el uso de modelos transformados logarítmicamente y la aplicación de factores de corrección al retransformar, tal como se recomienda en la construcción de ecuaciones de biomasa para especies leñosas y arbustivas (Baskerville, 1972; Picard *et al.*, 2012; Maldonado-Ortiz *et al.*, 2022).

Cuadro 10. Estadísticas de los modelos ajustados para estimar la Biomasa seca en Tallos de gobernadora (*Larrea tridentata* (DC.) Coville) en el Ejido Tanque Escondido, Saltillo, Coahuila.

Biomasa seca tallos (BsT)																	
No.	Modelo	Parámetro	Estimados	Pr >  t	SSE	SXY	CME	RCME	R <sup>2</sup>	R <sup>2</sup> Aj.	CV %	Shapiro-Wilk (S-W)		Durbin-Watson (D-W)		Breuch-Pagan (B-P)	
												Estadístico	Probabilidad	Estadístico	Probabilidad	Estadístico	Probabilidad
1	Dissescu-Meyer	$\beta_0$	-5.48E+00	0.0107 *	23863153	113157334	372861.8	610.62	0.901	0.898	48.560	0.8763	0.00001	1.9053	0.33212	7.1744	0.00739
		$\beta_1$	1.09E-01	3.74E-13 ***													
2	Sloboda	$\beta_0$	-1.30E+02	0.3955	15240725	120741505	245818.1	495.80	0.888	0.883	39.431	0.9043	0.00009	2.2092	0.75710	24.6832	0.00002
		$\beta_1$	4.61E+00	0.0144 *													
		$\beta_2$	2.97E-04	3.76E-05 ***													
		$\beta_3$	1.12E-06	0.9863													
3	Salas	$\beta_0$	-2.16E+02	0.018 *	15233228	120749003	238019.2	487.87	0.888	0.886	38.801	0.9481	0.00786	2.1742	0.74470	19.1500	0.00001
		$\beta_1$	8.59E-02	<2e-16 ***													
4	Ludwig	$\beta_0$	1526.34	<2e-16 ***	18593962	126853142	286061	534.85	0.863	0.861	42.540	0.8784	0.00001	1.9561		29.1067	0.00000
5	Alométrico	$\beta_0$	0.011806	0.146	14622548	119940236	228477.3	477.99	0.893	0.889	38.010	0.8894	0.00003	2.2228	0.82220	20.1779	0.00016
		$\beta_1$	1.180258	<2e-16 ***													
6	Potencia	$\beta_0$	0.006241	0.321	23729749	111472887	370777.3	608.91	0.826	0.825	48.430	0.8607	0.00000	1.9136	0.36300	7.6377	0.02195
		$\beta_1$	2.484199	<2e-16 ***													
7	Schumacher-Hall	$\beta_0$	0.009642	0.166	14278698	120101065	226646	476.07	0.895	0.890	37.860	0.8889	0.00002	2.2325	0.83330	26.7446	0.00006
		$\beta_1$	1.390281	2.88E-10 ***													
		$\beta_2$	1.011305	1.83E-09 ***													
8	Spurr	$\beta_0$	0.008083	0.163	14703660	119575570	229744.7	479.32	0.892	0.888	38.120	0.8913	0.00003	2.1988	0.01591	20.1377	0.00972
		$\beta_1$	0.812357	<2e-16 ***													
9	Takata	$\beta_0$	918.524	0.00561 **	14045648	120692299	219463.3	468.47	0.897	0.893	37.260	0.8893	0.00002	2.2397	0.07100	21.8337	0.00002
		$\beta_1$	7.671	1.91E-05 ***													

Donde:  $\beta_n$ : Parámetros estimados del modelo, Pr>|t|: Valor p asociado a la prueba t de significancia individual de los coeficientes, R<sup>2</sup> Aj: Coeficiente de determinación ajustado, SXY: Error estándar de la estimación, SSE: Suma de cuadrados del error, CV: Coeficiente de variación en %, S-W: Prueba de Shapiro-Wilk D-W: Prueba de Durbin-Watson, B-P: Prueba de Breusch-Pagan, p: Valor-p de la prueba.

#### 4.2.3. Modelos transformados logarítmicamente para estimar biomasa seca de hojas (BsH).

Para mejorar el ajuste de las ecuaciones y el cumplimiento de los supuestos de regresión, se evaluaron modelos transformados logarítmicamente de la forma general  $\ln(\text{BsH}) = f(\text{At}, \text{Dp})$  a partir de cuatro estructuras funcionales seleccionadas de los modelos originales: Alométrico, Potencia, Schumacher-Hall y Spurr (Cuadro 11). En todos los casos, el parámetro de pendiente ( $\beta_1$ ) fue altamente significativo ( $p < 0.001$ ), lo que confirma que las variables dasométricas empleadas (principalmente altura total y diámetro promedio de copa) siguen teniendo un papel determinante en la variación de la biomasa foliar aun después de la transformación. Este comportamiento es consistente con lo que se ha documentado para arbustos de zonas áridas y semiáridas, donde la biomasa aérea se explica en buena medida a partir del tamaño y cobertura de copa (Ludwig *et al.*, 1975; Navar *et al.*, 2002; Yang *et al.*, 2017).

En general, la transformación logarítmica mejoró de manera clara la respuesta de los modelos en términos de error y precisión. En comparación con las ecuaciones sin transformar (Cuadro 9), los valores de SSE y CME disminuyeron notablemente y el coeficiente de variación (CV) se redujo de valores cercanos a 58 % a un intervalo de 15.49 - 16.34 %. En particular, el modelo Alométrico presentó SSE = 23.3616, CME = 0.3650 y CV = 16.34 %; Potencia, SSE = 21.0030, CME = 0.3282 y CV = 15.490%; Schumacher-Hall, SSE = 20.7515, CME = 0.3294 y CV = 15.520 % y Spurr, SSE = 21.6283, CME = 0.3379 y CV = 15.720 % (Cuadro 11). Los coeficientes de determinación ajustados ( $R^2$  aj) se ubicaron en un rango estrecho, entre 0.838 (Alométrico) y 0.854 (Potencia y Schumacher-Hall), mientras que Spurr alcanzó un  $R^2$  aj = 0.850. Estos valores son considerablemente superiores a los obtenidos con los modelos en escala original ( $R^2$  aj = 0.62) y se encuentran en el mismo orden de magnitud que los reportados para otros arbustos leñosos de zonas áridas como *Lippia graveolens* y *Euphorbia antisyphilitica*, donde las ecuaciones alométricas log-transformadas alcanzan  $R^2$  aj altos y CV moderados (Hierro *et al.*, 2000; Villavicencio-Gutiérrez *et al.*, 2018; Maldonado-Ortiz *et al.*, 2022).

La transformación logarítmica también mejoró de manera importante la normalidad de los residuos. La prueba de Shapiro-Wilk mostró valores de  $p > 0.05$  en todos los modelos: Alométrico ( $W = 0.9666$ ;  $p = 0.07202$ ), Potencia ( $W = 0.9873$ ;  $p = 0.73798$ ), Schumacher-Hall ( $W = 0.9773$ ;  $p = 0.26634$ ) y Spurr ( $W = 0.9664$ ;  $p = 0.07033$ ) (Cuadro 11). Esto contrasta con los resultados en escala original, donde se observan desviaciones marcadas respecto a la normalidad ( $p < 0.01$  en Shapiro-Wilk). Este tipo de mejora es justamente lo que se espera al aplicar transformaciones logarítmicas en modelos de biomasa, ya que tienden a estabilizar la varianza y a corregir asimetrías en la distribución de los errores (Baskerville, 1972; Picard *et al.*, 2012; Quiñonez-Barraza *et al.*, 2018).

Sin embargo, no todos los supuestos se cumplieron de forma simultánea. En la prueba de Durbin-Watson, el modelo Alométrico fue el único con  $p > 0.05$  ( $D = 1.3918$ ;  $p = 0.06700$ ), por lo que no se detectó autocorrelación significativa de los residuos. En contraste, Potencia ( $D = 1.5412$ ;  $p = 0.02499$ ), Schumacher-Hall ( $D = 1.5069$ ;  $p = 0.01610$ ) y Spurr ( $D = 1.4387$ ;  $p = 0.00823$ ) mostraron evidencia de dependencia entre errores (Cuadro 11). Algo similar ocurrió con la prueba de Breusch-Pagan: los modelos Alométrico (estadístico = 3.1626;  $p = 0.07534$ ) y Spurr (estadístico = 3.3232;  $p = 0.06831$ ) no mostraron heterocedasticidad significativa ( $p > 0.05$ ), mientras que Potencia ( $p = 0.04527$ ) y Schumacher-Hall ( $p = 0.04940$ ) sí presentaron varianza no constante. Estos resultados confirman lo que se ha señalado en otros trabajos con arbustos de zonas áridas: los modelos que maximizan el ajuste ( $R^2$  aj alto, SSE bajo) no siempre son los que mejor cumplen los supuestos de independencia y homocedasticidad, lo que obliga a buscar un equilibrio entre precisión y validez estadística (Navar *et al.*, 2002; Picard *et al.*, 2012; Yang *et al.*, 2017; McGregor *et al.*, 2025).

Tomando en cuenta de manera conjunta el grado de ajuste ( $R^2$  aj), la magnitud del error (CME, RCME, CV) y el cumplimiento de los supuestos de normalidad, independencia y homocedasticidad, el modelo Alométrico logarítmico resultó el más equilibrado.

Cuadro 11. Estadísticas de los modelos ajustados transformados para estimar la biomasa seca en Hojas de gobernadora (*Larrea tridentata* (DC.) Coville) en el Ejido Tanque Escondido, Saltillo, Coahuila

Biomasa seca hojas (BsH)																		
No.	Modelo	Parámetro	Estimados	Pr >  t	SSE	SXY	CME	RCME	R <sup>2</sup>	R <sup>2</sup> Aj.	CV %	Shapiro-Wilk (S-W)		Durbin-Watson (D-W)		Breuch-Pagan (B-P)		
												Estadístico	Probabilidad	Estadístico	Probabilidad	Estadístico	Probabilidad	
5	Alométrico	$\beta_0$	-4.8204	3.85E-15 ***	23.3616	122.971	0.3650	0.6042	0.840	0.838	16.340	0.9666	0.07202	1.3918	0.06700	3.1626	0.07534	
		$\beta_1$	0.938	< 2e-16 ***														
6	Potencia	$\beta_0$	-5.3938	<2e-16 ***	21.0030	125.323	0.3282	0.5729	0.857	0.854	15.490	0.9873	0.73798	1.5412	0.02499	4.0085	0.04527	
		$\beta_1$	1.9907	<2e-16 ***														
7	Schumacher-Hall	$\beta_0$	-5.3162	< 2e-16 ***	20.7515	125.581	0.3294	0.5739	0.858	0.854	15.520	0.9773	0.26634	1.5069	0.01610	6.0156	0.04940	
		$\beta_1$	1.7511	1.13E-07 ***														
		$\beta_2$	0.2255	3.85E-01														
8	Spurr	$\beta_0$	-5.07322	2.35E-16 ***	21.6283	124.704	0.3379	0.5813	0.852	0.850	15.720	0.9664	0.07033	1.4387	0.00823	3.3232	0.06831	
		$\beta_1$	0.64299	<2e-16 ***														

Donde:  $\beta_n$ : Parámetros estimados del modelo, Pr>|t|: Valor p asociado a la prueba t de significancia individual de los coeficientes, R<sup>2</sup> Aj: Coeficiente de determinación ajustado, SXY: Error estándar de la estimación, CV (%): Coeficiente de variación, D-W: Prueba de Durbin-Watson, S-W: Prueba de Shapiro-Wilk, B-P: Prueba de Breusch-Pagan, p: Valor-p de la prueba.

Aunque presenta el  $R^2$  aj ligeramente menor (0.838) y el CV más alto del grupo (16.340 %), es el único que cumple simultáneamente con  $p > 0.05$  en Shapiro-Wilk, Durbin-Watson y Breusch-Pagan (Cuadro 11). Por su parte, Potencia y Schumacher-Hall ofrecen los mejores indicadores de ajuste global ( $R^2$  aj = 0.854; CV = 15.5 %), pero muestran autocorrelación y heterocedasticidad significativas; mientras que Spurr se ubica en una posición intermedia (buen ajuste, normalidad y homocedasticidad aceptables, pero con autocorrelación en los residuos). De acuerdo con las recomendaciones metodológicas para ecuaciones de biomasa que sugieren priorizar modelos estadísticamente válidos, aun cuando el ajuste no sea máximo (Baskerville, 1972; Picard *et al.*, 2012), el modelo Alométrico transformado se seleccionó como la ecuación final para estimar la biomasa seca de hojas de *Larrea tridentata* en el área de estudio. Este tipo de elección es consistente con lo que han hecho otros autores al trabajar con arbustos dominantes en ecosistemas áridos, donde el objetivo es contar con modelos robustos y reproducibles para la evaluación de biomasa y carbono a escala de rodal o paisaje (Hierro *et al.*, 2000; Villavicencio-Gutiérrez *et al.*, 2018; Maldonado-Ortiz *et al.*, 2022

#### 4.2.4. Modelos transformados logarítmicamente para estimar biomasa seca de tallos (BsT).

Para la biomasa seca de tallos (BsT) de *Larrea tridentata* se ajustaron modelos en escala logarítmica de la forma general  $\ln(\text{BsT})=f(\text{At}, \text{Dp})$ , considerando cuatro estructuras funcionales: Alométrico, Potencia, Schumacher-Hall y Spurr (Cuadro 12). En todos los casos, los coeficientes asociados a las variables dasométricas ( $\beta_1$ , y, en su caso,  $\beta_2$ ) resultaron altamente significativos ( $p < 0.001$ ), lo que confirma una relación sólida entre el tamaño del individuo (altura y diámetro promedio de copa) y la biomasa de tallos, como se ha documentado también para otros arbustos de zonas áridas (Ludwig *et al.*, 1975; Navar *et al.*, 2002; Yang *et al.*, 2017).

En términos de ajuste global, la transformación logarítmica mejoró de manera notable el desempeño de las ecuaciones respecto a los modelos en escala original

(Cuadro 10). Los valores de SSE y CME se redujeron considerablemente y los coeficientes de variación (CV) se situaron en un intervalo estrecho, entre 7.29 % y 8.52 %. El modelo Potencia presentó SSE = 16.7564, CME = 0.2618 y CV = 8.520 % con un coeficiente de determinación ajustado ( $R^2$  aj) de 0.936. Los modelos Schumacher-Hall y Spurr alcanzaron SSE de 12.2847 y 12.2900, respectivamente, con CME entre 0.1920 y 0.1950, CV de 7.35 % (Schumacher-Hall) y 7.29 % (Spurr), y los mayores  $R^2$  aj del grupo (0.953 en ambos casos). El modelo Alométrico obtuvo SSE = 13.0952, CME = 0.2046, CV = 7.53 % y un  $R^2$  aj de 0.950 (Cuadro 12). En conjunto, todos los modelos logarítmicos explican más del 93 % de la variación de BsT ( $R^2$  aj  $\geq$  0.936), con errores promedio relativamente bajos. Estos niveles de ajuste son comparables a los reportados para otros arbustos leñosos en matorrales áridos, donde las ecuaciones alométricas log-transformadas suelen alcanzar  $R^2$  aj superiores a 0.90 (Hierro *et al.*, 2000; Navar *et al.*, 2002; Maldonado-Ortiz *et al.*, 2022).

La revisión de los supuestos de regresión muestra que la transformación logarítmica también mejoró la respuesta de los residuos, aunque no en todos los modelos por igual. En la prueba de Shapiro-Wilk, el modelo Alométrico fue el único que no mostró desviaciones significativas respecto a la normalidad ( $W = 0.9565$ ;  $p = 0.07211$ ). En contraste, Potencia ( $W = 0.9205$ ;  $p = 0.00042$ ), Schumacher-Hall ( $W = 0.9322$ ;  $p = 0.00138$ ) y Spurr ( $W = 0.9306$ ;  $p = 0.00117$ ) presentaron  $p < 0.01$ , lo que indica que, a pesar del alto  $R^2$  aj, sus residuos mantienen cierta asimetría (Cuadro 12). Este comportamiento es frecuente en ecuaciones de biomasa de arbustos, donde los individuos de mayor tamaño generan desviaciones más marcadas en los errores (Baskerville, 1972; Picard *et al.*, 2012; Quiñonez-Barraza *et al.*, 2018).

En cuanto a la independencia de los residuos, la prueba de Durbin-Watson mostró valores de probabilidad superiores a 0.05 en los cuatro modelos, por lo que no se detectó autocorrelación significativa: Potencia ( $D = 1.7713$ ;  $p = 0.15842$ ), Schumacher-Hall ( $D = 1.6245$ ;  $p = 0.05012$ ), Spurr ( $D = 1.6318$ ;  $p = 0.05729$ ) y Alométrico ( $D = 1.5352$ ;  $p = 0.0624$ ) (Cuadro 12). Aunque en Schumacher-Hall el valor de  $p$  es cercano al umbral 0.05, en general los resultados indican que los

errores son independientes, lo que da soporte al uso de estas ecuaciones dentro del rango de datos muestreados (Picard *et al.*, 2012; Quiñonez-Barraza *et al.*, 2018). La homocedasticidad mostró una respuesta más restrictiva. La prueba de Breusch-Pagan indicó heterocedasticidad significativa en los modelos Potencia (estadístico = 7.3296;  $p = 0.00678$ ), Schumacher-Hall (estadístico = 12.8137;  $p = 0.00165$ ) y Spurr (estadístico = 11.1417;  $p = 0.00084$ ), lo que sugiere que la varianza de los residuos aumenta con el tamaño de las plantas. Sólo el modelo Alométrico presentó un valor de  $p > 0.05$  (estadístico = 13.0856;  $p = 0.0729$ ), por lo que no se detectó heterocedasticidad estadísticamente significativa (Cuadro 12). Este patrón, en el que modelos con ajuste muy alto presentan problemas de homocedasticidad, ha sido reportado también en ecuaciones de biomasa para arbustos del matorral espinoso tamaulipeco y para especies como candelilla (*Euphorbia antisiphilitica*), donde se recomienda combinar transformaciones logarítmicas con esquemas de regresión ponderada para estabilizar la varianza (Navar *et al.*, 2002; Maldonado-Ortiz *et al.*, 2022).

De manera general, los modelos Potencia, Schumacher-Hall y Spurr son los que lograron los mejores indicadores de ajuste y precisión para BsT (menores valores de SSE y CME,  $R^2_{aj} \geq 0.953$  y CV cercanos a 7.3 %). Sin embargo, la presencia de desviaciones de normalidad y heterocedasticidad significativa en estos modelos limita su validez inferencial estricta. El modelo Alométrico transformado, en cambio, presenta un  $R^2_{aj}$  ligeramente menor (0.950) y un CV apenas superior (7.53 %), pero es el único que cumple simultáneamente con los criterios de normalidad ( $p > 0.05$  en Shapiro-Wilk), independencia ( $p > 0.05$  en Durbin-Watson) y homocedasticidad ( $p > 0.05$  en Breusch-Pagan).

Bajo este enfoque, y siguiendo las recomendaciones metodológicas para ecuaciones de biomasa donde se sugiere priorizar modelos estadísticamente consistentes por encima de ajustes marginalmente superiores (Baskerville, 1972; Picard *et al.*, 2012), el modelo Alométrico logarítmico se seleccionó como la ecuación final para estimar la biomasa seca de tallos de *L. tridentata* en el área de estudio.

Cuadro 12. Estadísticas de los modelos ajustados transformados para estimar la biomasa seca en Tallos de gobernadora (*Larrea tridentata* (DC.) Coville) en el Ejido Tanque Escondido, Saltillo, Coahuila.

Biomasa seca tallos (BsT)																		
No.	Modelo	Parámetro	Estimados	Pr >  t	SSE	SXY	CME	RCME	R <sup>2</sup>	R <sup>2</sup> <sub>Aj.</sub>	CV %	Shapiro-Wilk (S-W)		Durbin-Watson (D-W)		Breuch-Pagan (B-P)		
												Estadístico	Probabilidad	Estadístico	Probabilidad	Estadístico	Probabilidad	
5	Alométrico	$\beta_0$	-6.22356	< 2e-16	***	13.0952	253.587	0.2046	0.4523	0.951	0.950	7.530	0.9565	0.07211	1.5352	0.0624	13.0856	0.0729
		$\beta_1$	1.34814	< 2e-16	***													
6	Potencia	$\beta_0$	-6.8313	< 2e-16	***	16.7564	249.926	0.2618	0.5117	0.937	0.936	8.520	0.9205	0.00042	1.7713	0.15842	7.3296	0.00678
		$\beta_1$	2.81122	<2e-16	***													
7	Schumacher-Hall	$\beta_0$	-6.4998	<2e-16	***	12.2847	254.397	0.1950	0.4416	0.954	0.953	7.350	0.9322	0.00138	1.6245	0.05012	12.8137	0.00165
		$\beta_1$	1.8008	3.59E-11	***													
		$\beta_2$	0.9507	1.06E-05	***													
8	Spurr	$\beta_0$	-6.51862	< 2e-16	***	12.2900	254.392	0.1920	0.4382	0.954	0.953	7.290	0.9306	0.00117	1.6318	0.05729	11.1417	0.00084
		$\beta_1$	0.91837	< 2e-16	***													

Donde: n: Parámetros estimados del modelo, Pr>|t|: Valor p asociado a la prueba t de significancia individual de los coeficientes, R<sup>2</sup> Aj: Coeficiente de determinación ajustado, SXY: Error estándar de la estimación, CV (%): Coeficiente de variación, D-W: Prueba de Durbin-Watson, S-W: Prueba de Shapiro-Wilk, B-P: Prueba de Breusch-Pagan, p : Valor-p de la prueba.

#### 4.3. Modelo Alométrico final seleccionado y gráficos de diagnóstico para biomasa seca de hojas (BsH) y tallos (BsT).

Tras evaluar los modelos transformados logarítmicamente para la biomasa seca de hojas (BsH) y tallos (BsT) de *Larrea tridentata*, y con base en las estadísticas resumidas en los Cuadros 11 y 12, se seleccionó el modelo Alométrico transformado como ecuación final para ambos tipos de biomasa. Este modelo fue el único que cumplió de manera simultánea con los supuestos de normalidad, independencia y homocedasticidad de los residuos, además de presentar parámetros altamente significativos y coherentes con la relación alométrica esperada entre el tamaño de la planta y la biomasa producida.

Debido a esta combinación de buen ajuste estadístico e interpretación biológica consistente, el modelo Alométrico transformado se adoptó como base para la retransformación a la escala original, la corrección del sesgo y la elaboración de las tablas de producción de biomasa foliar y de tallos.

##### 4.3.1. Modelo alométrico final para biomasa hojas (BsH)

El modelo Alométrico transformado seleccionado para estimar la biomasa seca de hojas (BsH) presentó un coeficiente de determinación ajustado ( $R^2$  aj) de 0.838, un coeficiente de variación (CV) de 16.34 % y una raíz del cuadrado medio (RCME) de 0.6042, lo que indica un ajuste adecuado y una precisión aceptable en las predicciones (Cuadro 11). De acuerdo con las pruebas de supuestos, el modelo cumplió de manera simultánea con la normalidad de los residuos (Shapiro-Wilk,  $p = 0.07202 > 0.05$ ), la independencia (Durbin-Watson,  $p = 0.06700 > 0.05$ ) y la homocedasticidad (Breusch-Pagan,  $p = 0.07534 > 0.05$ ), por lo que se considera estadísticamente válido y estable.

Todos los parámetros del modelo ( $\beta_0$  y  $\beta_1$ ) resultaron altamente significativos ( $p < 0.001$ ), lo que confirma la relevancia conjunta de la altura total (At) y del diámetro promedio de copa (Dp) para explicar la variación en la biomasa foliar de *Larrea tridentata* (Cuadro 11).

Bajo la forma funcional alométrica transformada, el modelo adoptado se expresa como:

$$\log(\text{BsH}) = \beta_0 + \beta_1 \cdot (\log(\text{Dp}) + \log(\text{At}))$$

y al sustituir los coeficientes estimados para la especie, se obtiene:

$$\log(\text{BsH}) = -4.8204 + 0.938 \cdot (\log(\text{Dp}) + \log(\text{At}))$$

donde log corresponde al logaritmo natural, BsH es la biomasa seca de hojas (g), Dp es el diámetro promedio de copa (cm) y At es la altura total (cm).

#### 4.3.2. Diagnóstico del modelo para biomasa seca de hojas (BsH)

Con el propósito de verificar el cumplimiento de los supuestos estadísticos del modelo alométrico transformado para BsH, se generaron gráficos de diagnóstico a partir de los residuos estandarizados y de los valores ajustados en la escala logarítmica. Estos gráficos permiten evaluar la adecuación del modelo y respaldar la validez de las inferencias derivadas de la ecuación seleccionada.

Las relaciones alométricas entre las variables dasométricas y la biomasa foliar se presentan en la (Figura 8). La asociación entre la altura total (At) y la biomasa seca de hojas (BsH) muestra un incremento de la biomasa conforme aumenta la altura de los individuos, lo que evidencia una relación alométrica positiva (Figura 8A). De manera similar, la relación entre el diámetro promedio de copa (Dp) y BsH indica que los individuos con mayor diámetro acumulan más biomasa foliar (Figura 8B). En ambos casos, las relaciones se presentan en escala logarítmica, coherente con la forma funcional del modelo ajustado.

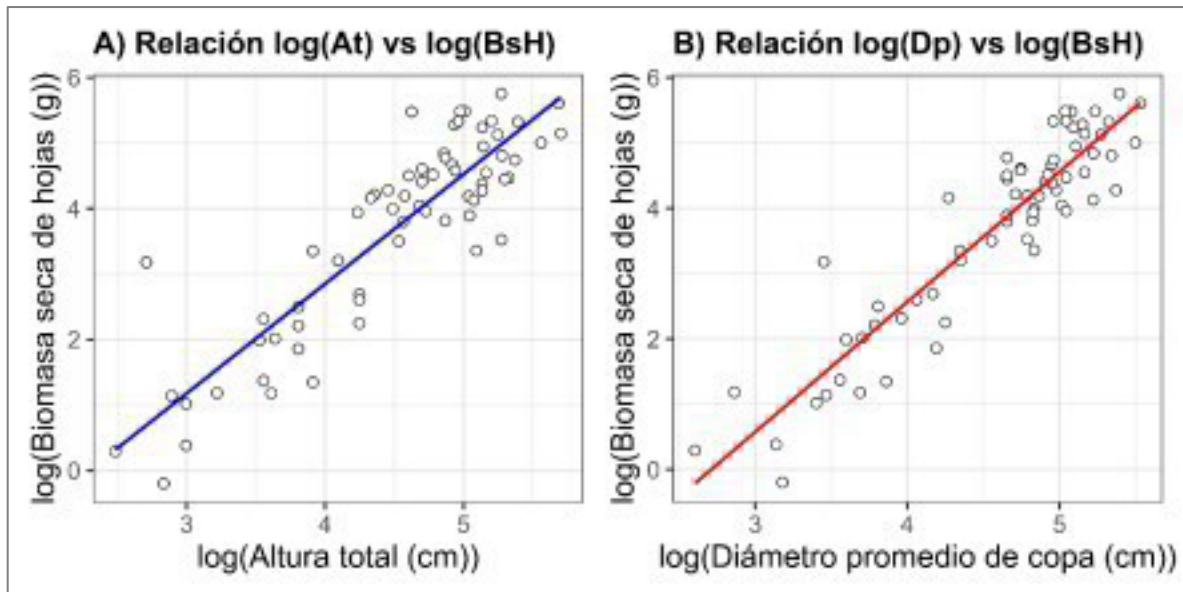


Figura 8. Relaciones alométricas entre variables dasométricas y biomasa seca de *Larrea tridentata* (DC.) Coville). A) Relación  $\log(\text{At})$  vs  $\log(\text{BsH})$ ; B) Relación  $\log(\text{Dp})$  vs  $\log(\text{BsH})$ .

La evaluación de los residuos confirma la buena respuesta estadística del modelo. El histograma de residuos (Figura 9A) muestra una distribución aproximadamente simétrica y concentrada alrededor de cero, sin colas extremas, lo que sugiere ausencia de sesgos marcados. Este resultado se refuerza con el gráfico Q-Q, donde los puntos se alinean de manera cercana a la diagonal teórica de la distribución normal (Figura 9C), en concordancia con el valor de  $p$  obtenido en la prueba de Shapiro-Wilk ( $p > 0.05$ ).

Por su parte, la función de autocorrelación (ACF) de los residuos (Figura 9B) muestra que la mayoría de los rezagos se mantienen dentro de los límites de confianza, lo que indica ausencia de patrones de dependencia y es consistente con los resultados de la prueba de Durbin-Watson ( $p > 0.05$ ). Finalmente, el gráfico de residuos estandarizados frente a los valores ajustados (Figura 9D) exhibe una nube de puntos dispersos alrededor de cero, sin tendencias claras ni estructuras en abanico, lo que sugiere varianza aproximadamente constante y ausencia de heterocedasticidad, en concordancia con la prueba de Breusch-Pagan ( $p > 0.05$ ).

En conjunto, las relaciones alométricas observadas y los gráficos de diagnóstico respaldan que el modelo alométrico transformado para BsH cumple satisfactoriamente con los supuestos de normalidad, independencia y homocedasticidad de los residuos, por lo que se considera adecuado para la estimación de la biomasa seca de hojas de *Larrea tridentata* en el área de estudio.

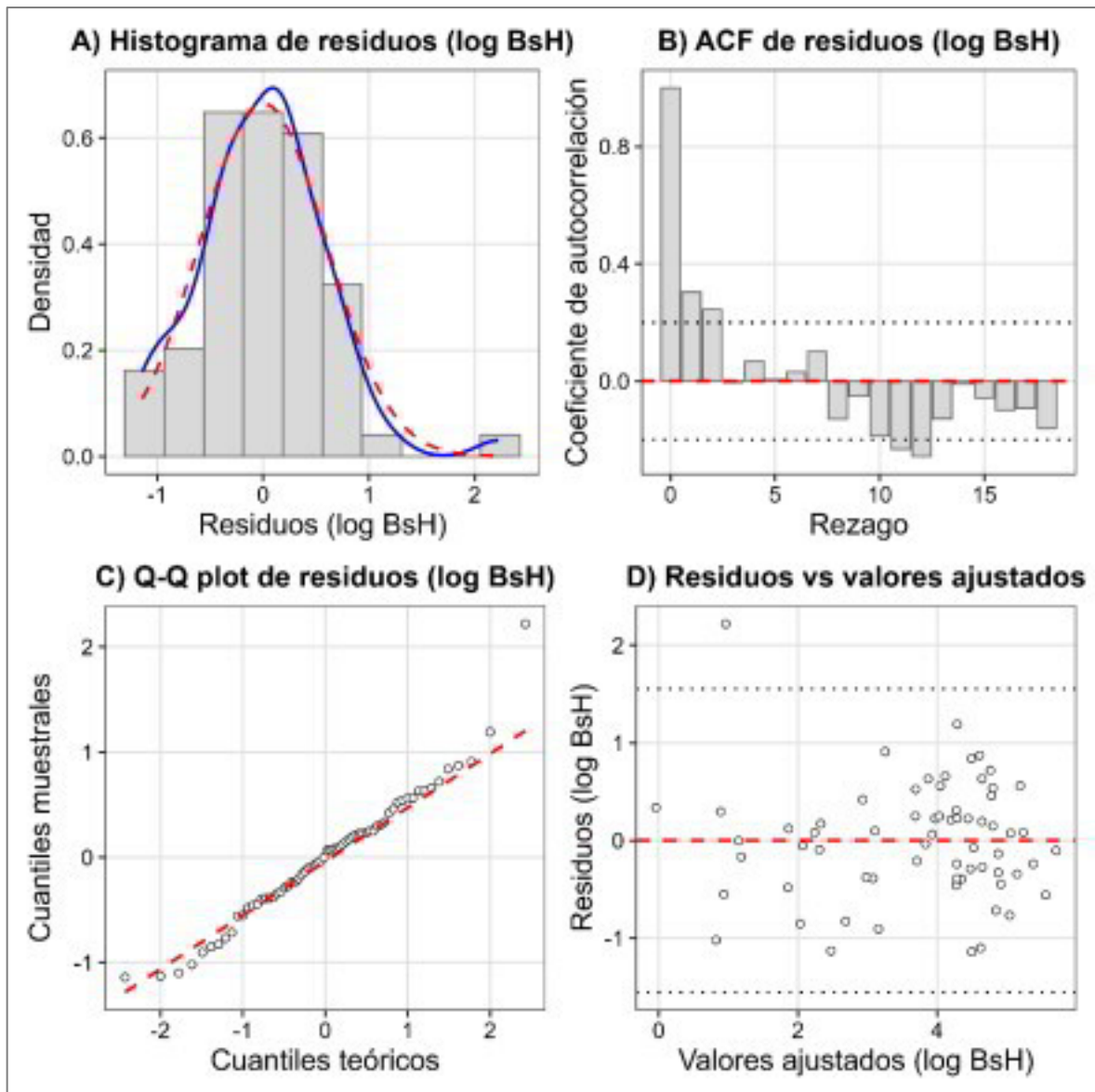


Figura 9. Gráficos de diagnóstico del modelo alométrico transformado para biomasa seca foliar (BsH). A) Histograma de residuos (log BsH); B) ACF de residuos (log BsH); C) Q-Q plot de residuos (log BsH); D)

#### 4.3.3. Modelo alométrico final para biomasa seca de tallos (BsT)

El modelo alométrico seleccionado para la biomasa seca de tallos (BsT) mostró un desempeño estadístico sólido, con un coeficiente de determinación ajustado ( $R^2$  aj) de 0.950, un coeficiente de variación (CV) de 7.53 % y una raíz del cuadrado medio del error (RCME) de 0.4523, lo que indica alta precisión en las estimaciones en la escala logarítmica (Cuadro 12).

En cuanto a los supuestos de la regresión, el modelo cumplió simultáneamente con la normalidad de los residuos (Shapiro-Wilk,  $p = 0.07211 > 0.05$ ), la independencia de los errores (Durbin-Watson,  $p = 0.0624 > 0.05$ ) y la homocedasticidad (Breusch-Pagan,  $p = 0.0729 > 0.05$ ), lo que respalda la estabilidad y confiabilidad del modelo Alométrico para fines de estimación e inferencia.

Al igual que en el caso de la biomasa foliar, los parámetros  $\beta_0$  y  $\beta_1$  del modelo para BsT resultaron altamente significativos ( $p < 0.001$ ), lo que confirma la relevancia de las variables dasométricas empleadas (altura total y diámetro promedio de copa) en la predicción de la biomasa seca de tallos de *Larrea tridentata* (Cuadro 12).

Bajo la forma funcional alométrica transformada, el modelo adoptado se expresa en la escala logarítmica como:

$$\log(\text{BsT}) = \beta_0 + \beta_1 \cdot (\log(\text{Dp}) + \log(\text{At}))$$

y al sustituir los coeficientes estimados, queda definido como:

$$\log(\text{BsT}) = -6.22356 + 1.34814 \cdot (\log(\text{Dp}) + \log(\text{At}))$$

donde log corresponde al logaritmo natural, BsT es la biomasa seca de tallos (g), Dp es el diámetro promedio de copa (cm) y At es la altura total (cm).

#### 4.3.4. Diagnóstico del modelo para Biomasa seca de tallos (BsT)

Con el objetivo de evaluar el cumplimiento de los supuestos estadísticos del modelo Alométrico transformado para la biomasa seca de tallos (BsT), se generaron gráficos de diagnóstico basados en los residuos estandarizados y en los valores

ajustados en la escala logarítmica. Estos gráficos permiten verificar la adecuación del modelo y respaldar la validez de las estimaciones obtenidas.

La relación funcional entre la altura total (At) y la biomasa seca de tallos (BsT) muestra un incremento de la biomasa conforme aumenta la altura, lo cual es consistente con la dinámica de crecimiento alométrico de *Larrea tridentata* (Figura 10A). De manera similar, la relación de crecimiento entre el diámetro promedio de copa (Dp) y BsT evidencia que los individuos con mayor diámetro acumulan más biomasa de tallos, lo que refleja la influencia directa de esta variable estructural en la producción de biomasa leñosa (Figura 10B). En ambos casos, las relaciones se representan en escala logarítmica, acorde con la forma funcional del modelo ajustado.

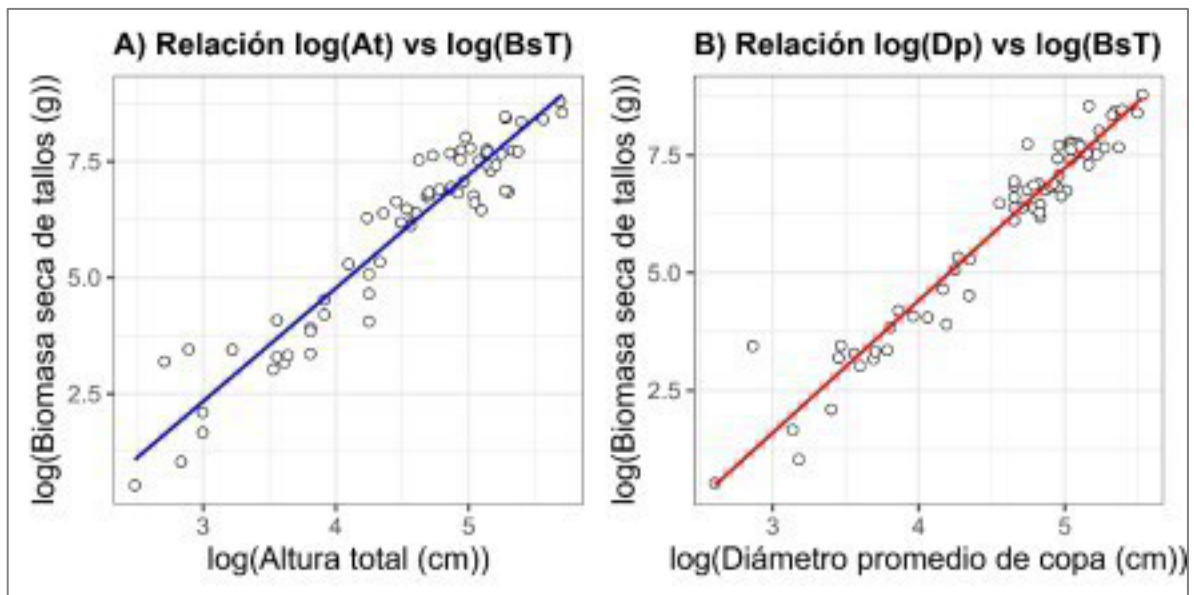


Figura 10. Relaciones alométricas entre variables dasométricas y biomasa seca de *Larrea tridentata* (DC.) Coville). A) Relación  $\log(\text{At})$  vs  $\log(\text{BsT})$ ; B) Relación  $\log(\text{Dp})$  vs  $\log(\text{BsT})$ .

Los gráficos de diagnóstico confirman la adecuación estadística del modelo. El histograma de residuos muestra una distribución aproximadamente simétrica y concentrada alrededor de cero, sugiriendo ausencia de sesgo sistemático (Figura 11A). El Q-Q plot refuerza este resultado, ya que los residuos se alinean de manera

general con la diagonal teórica de la distribución normal, aunque se observa una ligera desviación en la cola superior; esta no es lo suficientemente marcada como para evidenciar una falta de normalidad (Figura 11C), en concordancia con el valor de  $p$  obtenido en la prueba de Shapiro-Wilk ( $p > 0.05$ ).

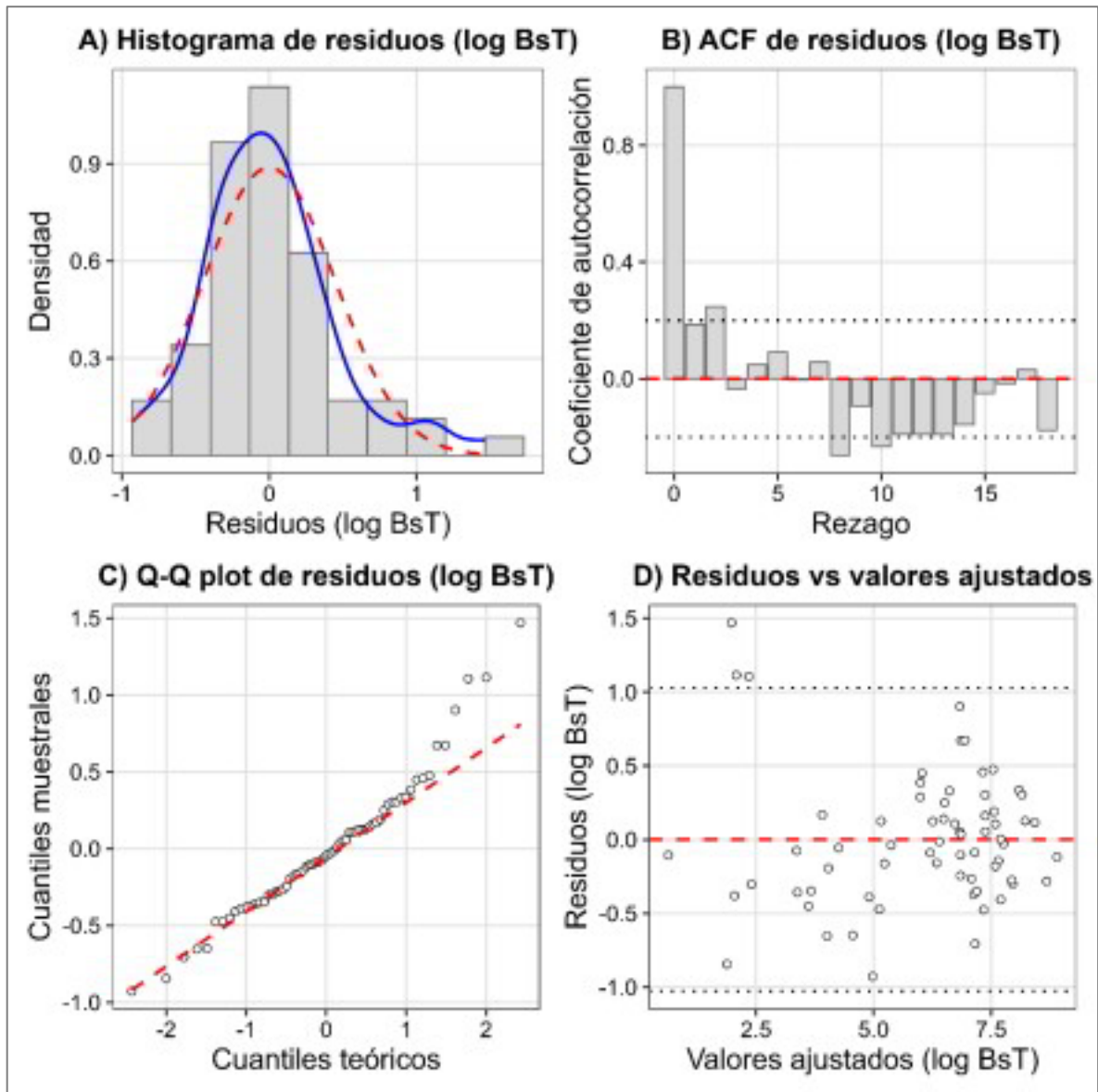


Figura 11. Gráficos de diagnóstico del modelo alométrico transformado para biomasa seca tallos (BsT). A) Histograma de residuos (log BsT); B) ACF de residuos (log BsT); C) Q-Q plot de residuos (log BsT); D) Residuos vs valores ajustados

La función de autocorrelación (ACF) muestra que la mayoría de los coeficientes se mantiene dentro del intervalo de confianza, lo que indica independencia de los errores y ausencia de patrones no modelados (Figura 11B). Finalmente, el gráfico de residuos frente a los valores ajustados presenta una dispersión aleatoria alrededor de cero, lo que sugiere varianza aproximadamente constante y ausencia de heterocedasticidad (Figura 11D), en concordancia con los resultados de la prueba de Breusch-Pagan ( $p > 0.05$ ).

En conjunto, las relaciones alométricas observadas y los gráficos de diagnóstico indican que el modelo Alométrico transformado para BsT cumple satisfactoriamente con los supuestos de normalidad, independencia y homocedasticidad de los residuos, por lo que se considera adecuado y confiable para la estimación de la biomasa seca de tallos en *Larrea tridentata* en el área de estudio

#### 4.4. Retransformación a la escala original del modelo Alométrico y factor de corrección para BsH

Una vez seleccionado el modelo alométrico transformado para estimar la biomasa seca de hojas (BsH) de *Larrea tridentata*, se procedió a su retransformación a la escala original y a la aplicación del factor de corrección del sesgo (CF). Este paso es indispensable porque la simple exponenciación de un modelo ajustado en escala logarítmica produce estimaciones sesgadas hacia abajo, dado que  $E[e^\varepsilon] \neq e^{E[\varepsilon]}$  (Baskerville, 1972; Sprugel, 1983).

El modelo ajustado en la escala logarítmica fue:

$$\log(\text{BsH}) = -4.8204 + 0.938 \cdot (\log(\text{Dp}) + \log(\text{At}))$$

donde BsH es la biomasa seca de hojas (g), Dp es el diámetro promedio de copa (cm) y At es la altura total del individuo (cm).

Para regresar a la escala original, se aplicó la función exponencial a ambos lados de la ecuación. Empleando la identidad  $\log(\text{Dp}) + \log(\text{At}) = \log(\text{Dp} \cdot \text{At})$ , la expresión se puede describir como:

$$BsH = e^{-4.8204} \cdot (Dp \cdot At)^{0.938}$$

donde  $e$  es la base de los logaritmos naturales (número de Euler = 2.71828). Esta forma corresponde a la retransformación del modelo. Sin embargo, al no considerar la varianza residual del modelo en la escala logarítmica, las predicciones en la escala original tienden a estar subestimadas.

Aplicación del factor de corrección del sesgo

Para corregir el sesgo, se empleó el factor de corrección propuesto por Baskerville (1972), calculado a partir de la varianza residual en la escala logarítmica:

$$CF = \exp\left(\frac{S^2}{2}\right)$$

donde  $S^2$  corresponde a la varianza residual del modelo (CME). En este estudio, el valor de error cuadrático medio en la escala logarítmica fue:

$$S^2 = CME = 0.3650 \quad (RCME = 0.6042)$$

Por lo que:

$$CF = \exp\left(\frac{0.3650}{2}\right) = 1.200$$

Modelo final corregido

La incorporación del CF en la ecuación retransformada da como resultado el modelo final para estimar la biomasa seca de hojas (BsH):

$$BsH = 1.200 \cdot e^{-4.8204} \cdot (Dp \cdot At)^{0.938}$$

Al simplificar la constante, se obtiene:

$$BsH = 0.009676 \cdot (Dp \cdot At)^{0.938}$$

Este modelo final proporciona estimaciones corregidas de biomasa en la escala original y mantiene coherencia biológica y estadística, al incorporar explícitamente la variabilidad residual del modelo en la escala logarítmica y corregir el sesgo asociado a la transformación.

#### 4.5. Retransformación a la escala original del modelo alométrico y factor de corrección para BsT

El modelo ajustado en la escala logarítmica para estimar la biomasa seca de tallos (BsT) de *Larrea tridentata* fue:

$$\log(\text{BsT}) = -6.22356 + 1.34814 \cdot (\log(\text{Dp}) + \log(\text{At}))$$

donde BsT es la biomasa seca de tallos (g), Dp es el diámetro promedio de copa (cm) y At es la altura del individuo (cm).

#### Retransformación del modelo

Para regresar a la escala original, se aplicó la función exponencial a ambos lados de la ecuación. Utilizando la identidad  $\log(\text{Dp}) + \log(\text{At}) = \log(\text{Dp} \cdot \text{At})$ , la expresión se reescribe como:

$$\text{BsT} = e^{-6.22356} \cdot (\text{Dp} \cdot \text{At})^{1.34814}$$

donde e es la base de los logaritmos naturales (número de Euler = 2.71828). Esta forma corresponde a la retransformación del modelo. Sin embargo, al no considerar la varianza residual del modelo en la escala logarítmica, las predicciones en la escala original tienden a estar subestimadas.

#### Aplicación del factor de corrección del sesgo

Al igual que en el caso de BsH, se empleó el factor de corrección propuesto por Baskerville (1972), calculado a partir de la varianza residual en la escala logarítmica:

$$CF = \exp\left(\frac{S^2}{2}\right)$$

donde  $S^2$  corresponde a la varianza residual del modelo (CME). Para BsT, el error cuadrático medio en la escala logarítmica fue:

$$S^2 = CME = 0.2046 \quad (RCME = 0.4523)$$

Por lo que:

$$CF = \exp\left(\frac{0.2046}{2}\right) = 1.1077$$

Modelo final corregido para BsT

La incorporación del CF en la ecuación retransformada produce el modelo final para estimar la biomasa seca de tallos (BsT):

$$BsT = 1.1077 \cdot e^{-6.22356} \cdot (Dp \cdot At)^{1.34814}$$

Al simplificar la constante, se obtiene:

$$BsT = 0.002196 \cdot (Dp \cdot At)^{1.34814}$$

Al igual que en BsH, esta ecuación incorpora el factor de corrección necesario para eliminar el sesgo derivado de la transformación logarítmica y proporciona estimaciones coherentes de la biomasa seca de tallos en la escala original, lo que permite utilizarlas de manera confiable en la construcción de las tablas de producción y en la evaluación de la biomasa leñosa a nivel de planta.

#### 4.6. Comparación de valores predichos y valores observados del modelo Alométrico

Finalmente, con los modelos alométricos retransformados a la escala original y corregidos mediante el factor de Baskerville, se generaron las gráficas de biomasa observada vs. predicha para la biomasa foliar seca (BsH) y la biomasa seca de tallos (BsT). Estas visualizaciones permiten evaluar de manera directa la capacidad predictiva de las ecuaciones finales en la escala original de gramos por planta.

En el caso de la biomasa foliar (Figura 12A), los puntos se distribuyen alrededor de la línea 1:1, con cierta dispersión que refleja la variabilidad intrínseca de la biomasa de hojas entre individuos. La mayoría de los valores se concentran en rangos bajos y medios de biomasa (< 200 g), donde la alineación con la línea de igualdad es más

evidente, mientras que en los valores más altos se observa una ligera dispersión, pero sin un patrón claro de sobrestimación o subestimación sistemática. Este comportamiento es congruente con el desempeño del modelo alométrico de BsH ( $R^2$  aj = 0.838, CV = 16.34 %), que indica una capacidad explicativa alta y una precisión moderada.

Para la biomasa seca de tallos (Figura 12B), la nube de puntos se ajusta de manera aún más cercana a la línea 1:1, con una dispersión relativamente menor en todo el rango de valores observados, que llega a superar los 6000 g por individuo. Solo se identifican unos pocos puntos alejados de la línea de igualdad en los valores más altos de biomasa, lo cual es esperable dada la variabilidad propia de individuos de gran tamaño. En general, la gráfica confirma el alto desempeño del modelo Alométrico de BsT ( $R^2$  aj = 0.950, CV = 7.53 %), evidenciando una buena correspondencia entre los valores observados y los estimados por la ecuación final.

En conjunto, las comparaciones observado-predicho para BsH y BsT corroboran que los modelos alométricos transformados, retrasformados y corregidos por sesgo representan de forma adecuada la biomasa seca de *Larrea tridentata* en el área de estudio, y son consistentes con los indicadores de ajuste y los diagnósticos previamente descritos.

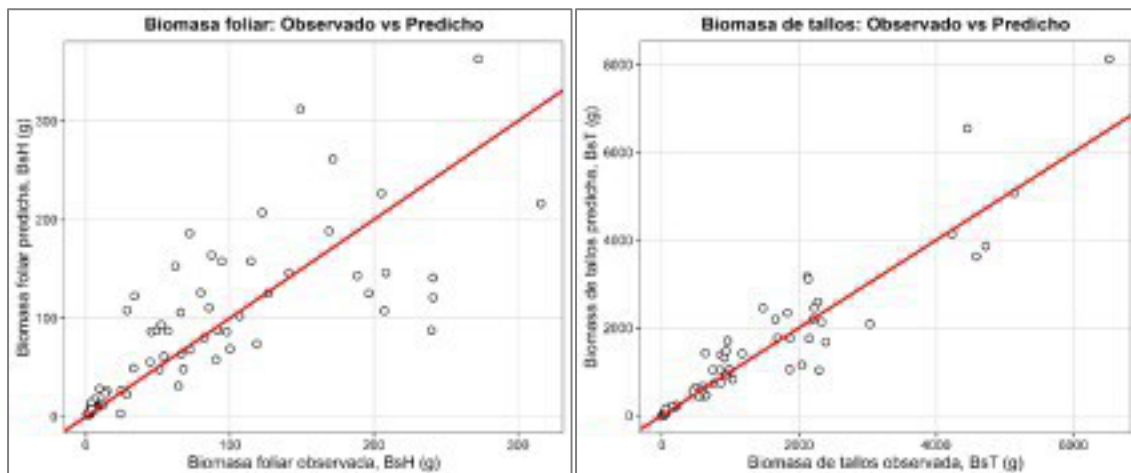


Figura 12. Comparación entre biomasa foliar observada y predicha en escala original.

#### 4.7. Tabla de producción de biomasa foliar seca para BsH y BsT

Con base en los modelos alométricos seleccionados y corregidos por sesgo, se construyeron dos tablas de doble entrada para estimar la biomasa seca de hojas (BsH) y tallos (BsT) de gobernadora *Larrea tridentata* (DC.) Coville en el ejido Tanque Escondido, municipio de Saltillo, Coahuila.

Las tablas se generaron utilizando como variables predictoras la altura total de la planta (At) y el diámetro promedio de copa (Dp), ambas expresadas en centímetros (cm). Estas variables permiten estimar de manera indirecta el peso seco de la biomasa foliar y leñosa, expresado en gramos (g), sin necesidad de realizar muestreos destructivos.

La elaboración de estas tablas constituye una herramienta práctica para evaluar la biomasa disponible del recurso y facilita la toma de decisiones en el manejo, aprovechamiento y conservación de la vegetación del matorral desértico micrófilo en la zona de estudio.

Desde una perspectiva de manejo, las tablas de producción de biomasa seca de hojas y tallos generadas en este estudio pueden integrarse de manera directa en un plan de manejo de la gobernadora, ya que permiten estimar la biomasa disponible por planta y por unidad de superficie a partir de la combinación de la altura total (At) y el diámetro promedio de copa (Dp). Con esta información es posible definir cuotas de aprovechamiento en términos de gramos o kilogramos de biomasa foliar por hectárea y por ciclo de corta. En este caso particular de *Larrea tridentata*, y considerando su crecimiento lento y la importancia de mantener la estructura del matorral desértico micrófilo, en este trabajo se propone, como criterio operativo conservador, que la cosecha de biomasa foliar en cada evento de aprovechamiento, se limite a una fracción moderada de la biomasa estimada por individuo (por ejemplo, del orden de 20-30 %), dejando la mayor parte del follaje en pie. Este rango puede considerarse conservador en comparación con las intensidades de remoción de biomasa documentadas para otros arbustos leñosos y productos forestales no maderables de zonas áridas, en los que niveles de defoliación más elevados se han asociado con reducciones en el vigor y la capacidad de recuperación de las plantas.

Este valor debe entenderse como un umbral preliminar, sujeto a ajuste con base en el monitoreo de la respuesta de la vegetación y en futuros estudios específicos de manejo, pero ofrece un marco de referencia práctico para vincular las tablas de producción con las recomendaciones de aprovechamiento sustentable planteadas en este estudio.

#### 4.7.1. Tabla de biomasa seca de hojas (BsH, g/planta)

En el caso de la biomasa seca de hojas, el (Cuadro 13) se construyó aplicando la ecuación alométrica final corregida para BsH a las combinaciones de altura total (At) y diámetro promedio de copa (Dp) comprendidas dentro del rango observado en campo. Para cada par de valores (DP, At) se calculo la biomasa foliar en gramos por planta, posteriormente, los valores se redondearon a dos decimales y se organizaron con Dp en las filas y At en las columnas. De este modo, el cuadro funciona como una tabla de predicción que permite estimar BsH a partir de mediciones dasométricas simples, sin recurrir a muestreos destructivos.

Modelo Usado:

$$BsH = 0.009676 \cdot (Dp \cdot At)^{0.938}$$

Cuadro 13. Tabla de biomasa seca de hojas de *Larrea tridentata* (DC.) Coville).

Dp (cm)	Altura (cm)						
	10	50	100	150	200	250	300
10	0.73	3.29	6.31	9.22	12.08	14.89	17.67
50	3.29	14.89	28.53	41.74	54.66	67.39	79.96
100	6.31	28.53	54.66	79.96	104.73	129.11	153.19
150	9.22	41.74	79.96	116.96	153.19	188.86	224.08
200	12.08	54.66	104.73	153.19	200.64	247.36	293.50
250	14.89	67.39	129.11	188.86	247.36	304.95	361.83

#### 4.7.2. Tabla de biomasa seca de tallos (BsT, g/planta)

De manera complementaria a la tabla de biomasa foliar, la ecuación alométrica final corregida para biomasa seca de tallos (BsT) se empleó para generar la tabla de producción presentada en el (Cuadro 14). En este cuadro se incluyen los valores de BsT (g/planta) para todas las combinaciones de clases de diámetro promedio de copa (Dp) y altura total (At) consideradas en el muestreo, lo que permite identificar rápidamente la biomasa leñosa asociada a individuos con características dasométricas similares. Al igual que el caso de BSH, los valores fueron calculados y redondeados a dos decimales, de manera que la tabla puede utilizarse como cuadro de predicción para estimar la biomasa de tallos a partir de mediciones dasométricas simples en campo.

Modelo usado:

$$BsT = 0.002196 \cdot (Dp \cdot At)^{1.34814}$$

Cuadro 14. Tabla de biomasa seca de tallos de *Larrea tridentata* (DC.) Coville).

Dp (cm)	Altura (cm)						
	10	50	100	150	200	250	300
10	1.09	9.55	24.32	42.02	61.93	83.66	106.97
50	9.55	83.66	212.99	367.92	542.24	732.56	936.67
100	24.32	212.99	542.24	936.67	1380.46	1864.97	2384.62
150	42.02	367.92	936.67	1618.02	2384.62	3221.56	4119.21
200	61.93	542.24	1380.46	2384.62	3514.42	4747.90	6070.85

## 5. CONCLUSIONES

1. El muestreo realizado en el Ejido Tanque Escondido capturó una amplia variación estructural de gobernadora (*Larrea tridentata*), con individuos que abarcan desde plantas pequeñas hasta arbustos de mayor porte. Esta variabilidad se reflejó en los coeficientes de variación elevados de la biomasa foliar y leñosa y constituyó la base para ajustar ecuaciones alométricas representativas del comportamiento de la especie en el área de estudio.
2. Al evaluar distintos modelos alométricos en la escala original, se observó que varias estructuras funcionales (principalmente Schumacher-Hall, Potencia, Dissescu-Meyer, Takata y Alométrico) mostraron buenos niveles de ajuste para la biomasa seca de hojas y tallos. Sin embargo, ninguno de ellos cumplió de manera simultánea con los supuestos de normalidad, homocedasticidad e independencia de los errores, lo que justificó el uso de transformaciones logarítmicas antes de seleccionar el modelo final.
3. Después de la transformación a la escala original e incorporando el factor de corrección de Baskerville, las ecuaciones finales obtenidas fueron:

Para biomasa seca de hojas (BsH, g/planta):

$$BsH = 0.009676 \cdot (Dp \cdot At)^{0.938}$$

Para biomasa seca de tallos (BsT, g/planta):

$$BsT = 0.002196 \cdot (Dp \cdot At)^{1.34814}$$

donde Dp es el diámetro promedio de copa (cm) y At la altura total (cm). Estas ecuaciones permiten estimar la biomasa de individuos en pie a partir de mediciones sencillas, sin recurrir a métodos destructivos.

4. El producto  $Dp \cdot At$  resultó ser la combinación de variables dasométricas más eficiente para describir la variación de la biomasa en gobernadora, al concentrar la información de tamaño y forma del arbusto en un solo término. Esta combinación explico alrededor del 84 % de la variación de la biomasa foliar y del 95% de la biomasa de tallos dentro del rango de tamaños muestreados, por lo que se considera el mejor predictor del peso seco por planta en la zona de estudio.
5. Con base en las ecuaciones corregidas se construyeron tablas de producción de biomasa seca de hojas y tallos para diferentes categorías de altura y diámetro. Estas tablas constituyen una herramienta práctica para estimar de forma rápida la biomasa foliar y leñosa de *Larrea tridentata* en el Ejido Tanque Escondido y pueden emplearse en estudios de productividad, manejo de matorral y evaluación de servicios ecosistémicos relacionados con la captura de carbono.
6. Los resultados permiten rechazar la hipótesis nula ( $H_0$ ) y por lo tanto quedarnos, por lo pronto, con la hipótesis alternativa planteada: “Existe una relación alométrica de tipo potencial significativa entre el producto del diámetro de copa y la altura ( $Dp \cdot At$ ) y la biomasa seca de hojas y tallos de *Larrea tridentata*.”. Las ecuaciones seleccionadas respaldan esta hipótesis, al mostrar que el termino  $Dp \cdot At$  explica una proporción elevada de la variación de la biomasa seca en el área de estudio.
7. Estas ecuaciones y tablas están validadas para las condiciones ecológicas y el rango de tamaños de individuos muestreados en el Ejido Tanque Escondido, por lo que su aplicación a otras regiones o plantas fuera de esos rangos debe de hacerse con precaución y, de ser posible, acompañarse de ejercicios adicionales de validación.

## 6. RECOMENDACIONES

### 1. Validación en otras áreas de distribución de la especie.

Se recomienda aplicar y validar las ecuaciones alométricas desarrolladas para *Larrea tridentata* en otros sitios con condiciones ambientales similares dentro de la región árida y semiárida del norte de México. Esto permitirá evaluar su desempeño fuera del ejido Tanque Escondido en caso necesario recalibrar los parámetros para diferentes tipos de matorral o condiciones del sitio.

### 2. Ampliar el rango de tamaños y condiciones de muestreo.

Para futuros estudios se sugiere incorporar un mayor número de individuos en los extremos del gradiente de tamaño (plántulas y arbustos muy desarrollados), así como considerar diferentes densidades y condiciones de micrositio. Con ello se podrían mejorar las ecuaciones en los rangos donde actualmente existe menor cantidad de información y disminuir la incertidumbre asociada a las extrapolaciones.

### 3. Desarrollar modelos complementarios de biomasa total y de raíz.

Sería conveniente ajustar ecuaciones adicionales que incluyan otros componentes de la planta (biomasa de raíz) con el fin de contar con estimaciones de biomasa total y facilitar la evaluación del contenido de carbono de la especie en estudios de captura y almacenamiento de CO<sub>2</sub>.

### 4. Uso de las tablas de producción en el manejo del recurso.

Se recomienda utilizar las tablas de producción de biomasa de hojas y tallos como herramienta de apoyo en la planeación de aprovechamiento de gobernadora, especialmente en el contexto de productos forestales no

maderable. Su empleo desde acompañarse de criterios de manejo que eviten extracciones excesivas de biomasa por individuo y que permitan la recuperación de la copa y de la estructura del matorral en el tiempo.

5. Incorporar las ecuaciones en planes de manejo y estudios de ordenamiento. Las ecuaciones alométricas obtenidas pueden integrarse en planes de manejo forestal, diagnósticos de vegetación y estudios de ordenamiento ecológico en la región. Se sugiere que las dependencias y consultoría que trabajen con *Larrea tridentata* consideren estas herramientas para estimar biomasa de manera rápida y no destructiva a partir de mediciones dasométricas sencillas.

6. Monitoreo a largo plazo

Se recomienda establecer sitios permanentes de muestro donde se registren periódicamente crecimiento, regeneración y cambios de *L. tridentata*. La información generada permitiría evaluar la respuesta de la especie a diferentes intensidades de uso y ajustar las recomendaciones de manejo para mantener la productivas y la integridad del matorral.

## 7. LITERATURA CITADA

- Abdel Khalik, K. N. (2012). A numerical taxonomic study of the family Zygophyllaceae from Egypt. *Acta Botánica Brasilica*, 26(1), 165-180. <https://doi.org/10.1590/S0102-33062012000100017>
- Abella, S. R., Berry, K. H., Ferrazzano, S., y Lynch, D. K. (2023). Techniques for restoring damaged Mojave and western sonoran habitats, including those for threatened desert tortoises and Joshua trees. *Desert Plants*, 38(2), 1-56. <https://deserttortoise.org/wp-content/uploads/Abella-et-al-2023-Restoration-in-the-Mojave-Western-Sonoran-Desert-Vegetation.pdf>
- Alanís-Rodríguez, E., Patiño-Flores, A. M., Collantes-Chávez-Costa, A., Molina-Guerra, V. M., Rubio-Camacho, E., y Mora-Olivo, A., (2025). Variabilidad estructural de una comunidad de referencia del matorral espinoso tamaulipeco. *Polibotánica*, 59, 81-95. <https://doi.org/10.18387/polibotanica.59.5>
- Ali, A., Xu, M.-S., Zhao, Y.-T., Zhang, Q.-Q., Zhou, L.-L., Yang, X.-D., y Yan, E.-R. (2015). Allometric biomass equations for shrub and small tree species in subtropical China. *Silva Fennica*, 49, (4). Artículo 1275. <http://dx.doi.org/10.14214/sf.1275>
- Alvarez, Redondo, M., y Adema, E. (2018). Capacidad de retención de agua por el dosel de los arbustos en la región árida-semiárida central de Argentina. *Semiárida: Revista de la Facultad de Agronomía UNLPam*, 28(1),31-40: [http://dx.doi.org/10.19137/semiarida.2018\(01\).31-40](http://dx.doi.org/10.19137/semiarida.2018(01).31-40)
- Arauzo, J., Bimbela, F., Ábrego, J., Sánchez, J. L., y Gonzalo, A. (2014). Introducción a las tecnologías de aprovechamiento de biomasa. *Boletín del Grupo Español del Carbón*, 33, 2-6. <http://hdl.handle.net/10261/108763>

- Arteaga, S., Andrade-Cetto, A. y Cárdenas, R. (2005). *Larrea tridentata* (Creosote bush), an abundant plant of Mexican and US-American deserts and its metabolite nordihydroguaiaretic acid. *Journal of Ethnopharmacology*, 98(3), 231-239. <https://10.1016/j.jep.2005.02.002>
- Bakerville, G. L. (1972). Use of logarithmic regression in the estimation of plant biomass. *Canadian Journal of Forest Research*, 2(1), 49-53. <https://doi.org/10.1139/x72-009>
- Barbault, R., y Halffter, G. (1981). *Ecology of the Chihuahuan Desert. Organization of some vertebrate communities*. Man and The Biosphere Program. Instituto de Ecología, A. C.
- Breusch, T. S., y Pagan, A. R. (1979). A simple test for heteroscedasticity and random coefficient variation. *Econometrica*, 47(5), 1287–1294. <https://doi.org/10.2307/1911963>
- Briones, O., Búrquez, A., Martínez-Yrizar, A., Pavón, N., y Perroni, Y. (2018). Biomasa y productividad en las zonas áridas mexicanas. *Madera y Bosques*, 24(núm. esp.), e2401898. <https://doi.org/10.21829/myb.2018.2401898>
- Brown, S. (1997). *Estimating biomass and biomass change of tropical forests: A Primer*. (FAO Forestry Paper No. 134). Food and Agriculture Organization of the United Nations. <https://www.fao.org/4/w4095e/w4095e00.htm#Contents>
- Búrquez, A., Martínez-Yrizar, A., Núñez, S., Quintero, T., y Aparicio, A. (2010). Aboveground biomass in three Sonoran Desert communities: Variability within and among sites using replicated plot harvesting. *Journal of Arid Environments*. 74(10), 1240-1247. <https://doi.org/10.1016/j.jaridenv.2010.04.004>
- Busing, R. T. (2008). *Larrea tridentata* (Sessé & Moc. ex DC.) Coville. En USDA Forest Service (Ed.) *Woody Plant Seed Manual* (Agricultural Handbook No 727, pp. 1-4). Department of Agriculture, Forest Service.
- Chave, J., Andalo, C., Brown, S., Cairns, M. A., Chambers, J. Q., Eamus, D., Folster, H., Fromard, F., Higuchi, N., Kira, T., Lescure, J-P., Nelson, B. W., Ogawa, H.,

- Puig, H., Riéra, B., y Yamakura, T. (2005). Tree allometry and improved estimation of carbon stocks and balance in tropical forests. *Oecologia*, 145(1), 87-99. <https://doi.org/10.1007/s00442-005-0100-x>
- Chojnacky, D. C., Heath, L. S., y Jenkins, J. C. (2014). Updated generalized biomass equations for North American tree species. *Forestry: An international journal of Forest Research*, 87(1), 129-151. <http://dx.doi.org/10.1093/forestry/cpt053>
- Comisión Nacional del Agua (CONAGUA) y Servicio Meteorológico Nacional (SMN). 2025. *Normales climatológicas 1991-2020* (Archivo de datos climáticos). Servicio Meteorológico Nacional. Recuperado el 10 de febrero 2025, de [https://smn.conagua.gob.mx/tools/RESOURCES/Normales\\_Climatologicas/Normales9120/coah/nor9120\\_05175.txt](https://smn.conagua.gob.mx/tools/RESOURCES/Normales_Climatologicas/Normales9120/coah/nor9120_05175.txt)
- Comisión Nacional para el Conocimiento y Uso de la Biodiversidad (CONABIO). (1998). Climas (*clasificación de Köppen, modificado por García*)(Conjunto de datos vectoriales en formato shapefile, escala 1: 1 000 000). CONABIO.
- Comisión Nacional para el Conocimiento y uso de la Biodiversidad (CONABIO). (s.f). Comisión Nacional para el conocimiento y uso de la biodiversidad. *Larrea tridentata* (ficha informativa). Recuperado de [http://www.conabio.gob.mx/conocimiento/info\\_especies/arboles/doctos/70-zygop2m.pdf](http://www.conabio.gob.mx/conocimiento/info_especies/arboles/doctos/70-zygop2m.pdf)
- CONABIO. (2008). *Capital natural de México, Vol I: Conocimiento de la biodiversidad*. Comisión Nacional para el Conocimiento y uso de la Biodiversidad.
- CONABIO. (2025). *Programa Nacional de Restauración Ambiental 2025-2030. Contexto*. Biodiversidad Mexicana.
- Congreso de los Estados Unidos Mexicanos. (2018). *Ley General de Desarrollo Forestal Sustentable*. Diario Oficial de la Federación, 5 de junio de 2018.
- Conti, G., Enrico, L., Casanoves, F., y Diaz, S. (2013). Shrub biomass estimation in the semiarid Chaco forest: A contribution to the quantification of an underrated

- carbon stock. *Annals of Forest Science*, 70, 515-524.  
<https://doi.org/10.1007/s13595-013-0285-9>
- Conti, G., y Diaz, S. (2013). Plant functional diversity and carbon storage: An empirical test in semi-arid forest ecosystems. *Journal of Ecology*, 101(1), 18-28. <https://doi.org/10.1111/1365-2745.12012>
- Conti, G., y Gorné, L. D. (2019). Global patterns of biomass allocation in shrubs. *Global Ecology and Biogeography*, 28(10), 1420-1433.
- Corral-Rivas, J. J., Vargas-Larreta, B., Wehenkel, C., Aguirre-Calderón, O. A., Álvarez-González, J. G., y Rojo-Alboreca, A. (2009). *Guía para el establecimiento de sitios de investigación forestal y de suelos en bosques del estado de Durango*. Editorial de la Universidad Juárez del Estado de Durango.
- Coyle, J. y Roberts, N. C. (1975). *A field guide to the common and interesting plants of Baja California*. Natural History Publisher Company. 43.
- De Soyza, A. G. Whitford, W. G., Martínez-Meza, E. y Van Zee, J. W. (1997). Variation in Creosote bush (*Larrea tridentata*) Canopy Morphology in Relation to Habitat, Soil Fertility and Associated Annual Plant Communities. *The American Midland Naturalist*, 137(1), 13-26.  
<http://www.jstor.org/stable/2426751>
- Delgado, M. G., Pournavab, R. F., Domínguez, L. R., Guzmán-Lucio, M. A., y Rodríguez, H. G. (2016). Composición florística y caracterización estructural del matorral desértico micrófilo en Galeana, Nuevo León. *Revista Mexicana de Ciencias Forestales*, 8(39), 83-98. <https://doi.org/10.29298/rmcf.v8i39.45>.
- Díaz de León-Guerrero, S., Méndez-Alonzo, R., Bullock, S. H., y Vivoni, E. R. (2021). Hydrological and topographic determinants of biomass and species richness in a Mediterranean-climate shrubland. *PLOS ONE*, 16(5), 0252154: <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0252154>
- Draper, N. R., y Smith, H. (1998). *Applied regression análisis* (3rd ed.). Wiley. <https://doi.org/10.1002/9781118625590>

- Duisberg, P. C. (1952). Development of a feed from the creosote bush and the determination of its nutritive value. *Journal of Animal Science*, 11, 174-180.
- Durbin, J., y Watson, G. S. (1950). Testing for serial correlation in least squares regression II. *Biometrika*, 38(1/2), 159-178.  
<https://doi.org/10.1093/biomet/38.1-2.159>
- Gaillard de Benítez, C., Pece, M., Juárez de Galíndez, M., Gómez, A., y Zarate, M. (2013). Modelización de funciones para estimar biomasa aérea individual de piquillín (*Condalia microphylla* Cav, Ramnacea) y tala chiquito (*Celtis pallida* Torr, Celtidacea) en la provincia de Santiago del Estero, Argentina. *Quebracho. Revista de Ciencias Forestales*, 21(1-2), 46-57.  
<http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=48130000006>
- Gaillard de Benítez, C., Pece, M., Juárez de Galíndez, M., Vélez, S., Gómez, A., y Zárate, M. (2002). Determinación de funciones para la estimación de biomasa aérea individual en jarilla (*Larrea divaricata*) de la provincia de Santiago del Estero, Argentina. *Foresta Veracruzana*, 4(2), 23-28.  
<http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=49740204>
- García, E. (2004). *Modificaciones al sistema de clasificación climática de Köppen* (5a ed.). Instituto de Geografía, Universidad Nacional Autónoma de México.  
<http://www.publicaciones.igg.unam.mx/index.php/ig/catalog/view/83/82/251>
- Grupo de Países Megadiversos Afines. (2002). *Declaración de Cancún de Países Megadiversos Afines*. Cancún, México.
- Gujarati, D. N., y Porter, D. C. (2009). *Basic econometrics* (5th ed.). McGraw-Hill Irwin.
- Hernández, J. A, Pérez, D. R., y Busso, C. A. (2020). Germination of *Larrea divaricata* Cav, an important shrub species to restore desertified arid ecosystems. *Journal of Arid Environments*, 179, 104175.  
<https://doi.org/10.1016/j.jaridenv.2020.104175>
- Herrera-Medina, R. E., Álvarez-Fuentes, G., Contreras-Servín y C., García-Lopez, J. C. (2021). Creosote Bush (*Larrea tridentata*) phytochemical traits and its

different uses: A review. *Journal of Applied Life Sciences International*, 24(2), 34-45. <https://doi.org/10.9734/JALSI/2021/v24i230221>

Hierro, J. L., Branch, L. C., Villarreal, D., y Clark, K. L. (2000). Predictive equations for biomass and fuel characteristics of Argentine shrubs. *Journal of range management*, 53 (6), 617-621. <https://doi.org/10.2307/4003156>

Hunziker J. H., Palacios, R. A., Valesi, A. G., y Poggio, L. (1972). Evolución en el género *Larrea*. En J. Sarukhán (Ed.), *Memorias de Simposia del I Congreso Latinoamericano y V Mexicano de Botánica* (pp. 265-278). <https://www.researchgate.net/publication/324122344> Evolucion en el genero Larrea

Huxman, T. E., Wilcox, B. P., Breshears, D. D., Scott, R. L., Snyder, K. A., Small, E. E., Hultine, K., Pockman, W. T., y Jackson, R. B. (2005). Ecohydrological implications of woody plant encroachment. *Ecology*, 86(2), 308-319. <https://doi.org/10.1890/03-0583>

Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI). (1981). *Carta Hidrológica de Aguas Superficiales G14-10 (Concepción del Oro)*. Serie I. (Conjunto de datos vectoriales, escala 1:250 000). Instituto Nacional de Estadística y Geografía.

Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI). (1999). *Carta Hidrológica de Aguas Subterráneas G14-10 (Concepción del Oro)*. Serie I. (Conjunto de datos vectoriales, escala 1:250 000). Instituto Nacional de Estadística y Geografía

Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI). (2001). *Conjunto Nacional: Provincias fisiográficas, Subprovincias fisiográficas y Sistema de topoformas. Serie 1*. (Conjunto de datos vectoriales fisiográficos, escala 1: 1000 000) Instituto Nacional de Estadística y Geografía.

Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI). (2004). *Guía para la interpretación de cartografía: Edafología. Escala 1: 250 000, serie II*. Instituto Nacional de Estadística y Geografía.

- Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI). (2007). *Carta Edafológica G14-10 (Concepción del oro). Serie II.* (Conjunto de datos vectoriales, escala 1:250 000). Instituto Nacional de Estadística y Geografía.
- Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI). (2013). *Carta de uso del suelo y vegetación G14-10 (Concepción del oro). Serie II* (Conjunto de datos vectoriales, escala 1:250 000) Instituto Nacional de Estadística y Geografía.
- Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI). (2017). *Guía para la interpretación de cartografía: Uso de suelo y vegetación. Escala 1: 250 000, serie VI.* Instituto Nacional de Estadística y Geografía
- Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática (INEGI). *Síntesis geográfica de Coahuila.* 1983. [https://www.inegi.org.mx/contenidos/productos/prod\\_serv/contenidos/espanol/bvinegi/productos/historicos/2104/702825220952/702825220952\\_2.pdf](https://www.inegi.org.mx/contenidos/productos/prod_serv/contenidos/espanol/bvinegi/productos/historicos/2104/702825220952/702825220952_2.pdf)
- ITIS (2025). *Larrea tridentata* (DC.) Coville. Integrated Taxonomic Information System.
- IUSS Working Group WRB. (2007). *Base Referencial Mundial del Recurso Suelo. Primera actualización* (Informes sobre Recursos Mundiales de Suelos 103). Organización de las Naciones Unidad para la Agricultura y la Alimentación FAO.
- Kumar, A., Kumar, N., Baredar, P., y Shukla, A. (2015). A review on biomass energy resources, potential, conversión and policy in india. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 45, 530-539. <http://dx.doi.org/10.1016/j.rser.2015.02.007>
- Kutner, M. H., Nachtsheim, C. J., Neter, J., y Li, W. (2005). *Applied Linear Statistical Models.* (5th ed.). McGraw-Hill. [https://users.stat.ufl.edu/~winner/sta4211/ALSM\\_5Ed\\_Kutner.pdf](https://users.stat.ufl.edu/~winner/sta4211/ALSM_5Ed_Kutner.pdf)
- Kuyah,S., Dietz, J., Muthuri, C., Jamnadass, R., Mwangi, P., Coe, R., y Neufeldt, H. (2012). Allometric equations for estimating biomass in agricultural

- landscapes: I. Aboveground biomass. *Agriculture, Ecosystems y Environment*, 158, 216-224. <http://dx.doi.org/10.1016/j.agee.2012.05.011>
- Lambert, J. D., Zhao, D., Meyers, R. O., Kuester, R. K., Timmermann, B. N., y Dorr, R. T. (2002). Nordihydroguaiaretic acid: Hepatotoxicity and detoxification in the mouse. *Toxicol*, 40(12), 1701-1708. [https://doi.org/10.1016/S0041-0101\(02\)00203-9](https://doi.org/10.1016/S0041-0101(02)00203-9)
- Larrea tridentata*. (Fascículo informativo de especies). Comisión Nacional para el Conocimiento y Uso de la Biodiversidad. [http://www.conabio.gob.mx/conocimiento/info\\_especies/arboles/doctos/70-zygop2m.pdf](http://www.conabio.gob.mx/conocimiento/info_especies/arboles/doctos/70-zygop2m.pdf)
- Lira-Saldivar, R. H. (2003). Estado Actual del Conocimiento Sobre las Propiedades Biocidas de la Gobernadora (*Larrea tridentata* (D.C.) Coville). *Revista Mexicana de Fitopatología*, 21(2), 214-222. <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=61221217>
- Louhaichi, M., Hassan, S., Clifton, K. y Johnson, D. E. (2017). A reliable and non destructive method for estimating forage shrub cover and biomass in arid environments using digital vegetation charting technique. *Agroforestry Systems*, 92(5), 1341-1352. <https://doi.org/10.1007/s10457-017-0079-4>
- Ludwig, J. A., Reynolds, J. F., y Whitson, P. D. (1975). Size-biomass relationships of several Chihuahuan Desert shrubs. *American Midland Naturalist*, 94 (2), 451-461. <https://doi.org/10.2307/2424437>
- Maldonado-Ortiz, M., López-Serrano, P. M., Valdez-Cepeda, R. D., Mata-González, R., García-González, F., y Martínez-Salvador, M. (2022). Ecuaciones para estimar biomasa de candelilla (*Euphorbia antisyphilitica* Zucc) en Chihuahua, México. *Revista Mexicana de Ciencias Forestales*, 13(72), 173-200. <https://doi.org/10.29298/rmcf.v13i72.1231>
- Marshall, K. A. (1995). *Larrea tridentata*. En *Fire Effects Information System (FEIS)* (Online). U.S. Departamento of Agriculture, Forest Service, Rocky Mountain

- Martino, R., Alonso, R., y Anesini, C. (2013). *Larrea divaricata* Cav una planta con gran potencial en fitoterapia. *Revista BIFASE*, 26 (1), 45-52.  
[https://ri.conicet.gov.ar/bitstream/handle/11336/8519/CONICET\\_Digital\\_Nro.11832.pdf](https://ri.conicet.gov.ar/bitstream/handle/11336/8519/CONICET_Digital_Nro.11832.pdf)
- Mata-Balderas, J. M., Treviño-Garza, E. J., Alanís-Rodríguez, E., Collantes-Chávez-Costa, A., Rubio-Camacho, E. A., Mora-Olivo, A., y Martínez-Ávalos, J. G. (2018). Structure and diversity of *Larrea tridentata* (DC.) Coville, microphyllus desert scrub in northeast México. *Interciencia*, 43(6), 449-454.  
[https://www.interciencia.net/wp-content/uploads/2018/06/449-MATA-43\\_6.pdf](https://www.interciencia.net/wp-content/uploads/2018/06/449-MATA-43_6.pdf)
- Mata-Balderas, J. M., Treviño-Garza, E. J., Jiménez-Pérez, J., Aguirre-Calderón, O. A., Alanís-Rodríguez, E., y Foroughbakhch-Pournavab, R. (2014). Prácticas de rehabilitación en un ecosistema semiárido, afectado por el establecimiento de un banco de material, en el noreste de México. *CienciaUAT*, 8(2), 32-43.  
<https://www.scielo.org.mx/pdf/cuat/v8n2/2007-7858-cuat-8-02-00032.pdf>
- McGregor, S., Ismail, A. L., Duker, R., Liversage, W., Maharaj, S., Mills, A. J., Mazijk, R. V., Butynski, C., Schutgens, M., Schleicher, M., Graham, M. D., Rees, S. K., Eldabaa, A., Mohamed, A. H., Almalki, S. D., y Lee, B. P. Y. H. (2025). Allometric equations for hyper-arid desert plant species of AlUla County, Saudi Arabia. *Carbon Balance and Management*, 20, 52.  
<https://doi.org/10.1186/s13021-025-00334-z>
- Mercado, M. I, Moreno, M. A., Ruiz, A. I., Rodríguez, I. F., Zampini, I. C., Isla, M. I. y Ponessa, G. I. (2018). Morphoanatomical and histochemical characterization of *Larrea* species from Northwestern of Argentina. *Revista Brasileira de Farmacognosia*, 28(4), 393-401.  
<https://doi.org/10.1016/j.bjp.2018.05.012>

- Millanes-Moreno, D., Mc Caugley-Ezpinoza, D. M., García-Baldenegro, V., Rodríguez-Briseño, K., Retes-López, R. y Lazo-Javalera, F. (2024). Determinación del efecto del aceite esencial de *Larrea tridentata* sobre el gorgojo *Acantocelides obtetus* (Say) en frijol almacenado. *Idesia*, 42(2), 19-26. <https://dx.doi.org/10.4067/s0718-34292024000200019>
- Missouri Botanical Garden. (2025). *Larrea tridentata* (DC.) Coville. Tropicos.
- Mittermeier, R. A., Goettsch Mittermeier, C., y Robles Gil, P. (1997). *Megadiversity: Earth's biologically wealthiest nations*. CEMEX.
- Moliner, H. B. (1983). Técnicas de determinación de biomasa en cinco especies de arbustos. En Subcomité Asesor del Árido Subtropical Argentino (Ed.) Taller de arbustos forrajeros para zonas áridas y semiáridas (pp.31-41). Subcomité Asesor del Árido Subtropical Argentino/Orientación Grafica. <https://www.researchgate.net/publication/292601930>
- Montgomery, D. C., Peck, E. A., y Vining, G. G. (2021). *Introduction to linear regression analysis* (6th ed.). Wiley.
- Mora-Donjuán, C. A., Rubio-Camacho, E. A., Alanís-Rodríguez, E., Jiménez-Pérez, J., González-Tagle, M. A., Mata-Balderas, J. M., y Mora-Olivo, A. (2014). Composición y diversidad vegetal de un área de matorral desértico micrófilo con historial pecuario en el noreste de México. *Polibotánica*, 38, 53-66. [http://www.scielo.org.mx/scielo.php?script=sci\\_arttext&pid=S1405-27682014000200003&lng=es&tlng=es](http://www.scielo.org.mx/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1405-27682014000200003&lng=es&tlng=es).
- Morales-Ubaldo, A. L., Rivero-Pérez, N., Valladares-Carranza, B., Madariaga-Navarrete, A., Higuera-Piedrahita, R. I., Delgadillo-Ruiz, L., Bañuelos-Valenzuela, R. y Zaragoza-Bastida, A. (2022). Phytochemical Compounds and pharmacological properties of *Larrea tridentata*. *Molecules*, 27(17), 5393. Doi: <https://doi.org/10.3390/molecules27175393>
- Mostacedo, B., y Fredericksen T. S. (200). *Manual de Métodos Básicos de Muestreo y Análisis en ecología vegetal*. Proyecto de Manejo Forestal Sostenible (BOLFOS).

- Mouillot, F., Rambal, S., y Joffre, R. (2002). Simulating climate change impacts on fire frequency and vegetation dynamics in a Mediterranean-type ecosystem. *Global Change Biology*, 8(5), 423-437. <https://doi.org/10.1046/j.1365-2486.2002.00494.x>
- Nájera Luna, J. A. (1999). *Ecuaciones para estimar Biomasa, Volumen y Crecimiento en Biomasa y captura de Carbono en diez especies típicas del matorral espinoso tamaulipeco del nordeste de México*. (Tesis de maestría en Ciencias Forestales, Universidad Autónoma de Nuevo León. Facultad de Ciencias Forestales, 93 pp.). Repositorio Institucional UANL. <http://cdigital.dgb.uanl.mx/te/1020130186.PDF>
- Návar, J., Méndez, E., Nájera, A., Graciano, J., Dale, V., y Parresol, B. (2004). Biomass equations for shrub species of Tamaulipan thornscrub of North-eastern México. *Journal of Arid Environments*, 59(4), 657-674. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jaridenv.2004.02.010>
- Návar, J., Nájera, J., y Jurado E. (2002). Biomass estimation equations in the Tamaulipan thornscrub of north-eastern México. *Journal of Arid Environments*, 52, 167-179. <https://doi.org/10.1006/jare.2001.0819>
- Niklas, K. J. (1994). *Plant allometry: The scaling of form and process*. University of Chiacago Press.
- Nyamukuru, A., Whitney, C., Tabuti, J. R. S., Esaete, J. y Low, M. (2023). Allometric models for aboveground biomass estimation of small trees and shrubs in African savanna ecosystems. *Trees, Forests and People*, 11, 1000377. <https://doi.org/10.1016/j.tfp.2023.100377>
- Oñatibia, G. R., Aguiar, M. R., Cipriotti, P. A., y Troiano, F. (2010). Individual plant and population biomass of dominant shrubs in Patagonian grazed fields. *Ecología Austral*, 20, 269-279. [https://www.researchgate.net/publication/283756553\\_Individual\\_plant\\_and\\_population\\_biomass\\_of\\_dominant\\_shrubs\\_in\\_Patagonian\\_grazed\\_fields](https://www.researchgate.net/publication/283756553_Individual_plant_and_population_biomass_of_dominant_shrubs_in_Patagonian_grazed_fields)

- Parresol, B. R. (1999). Assessing tree and stand biomass: A review with examples and critical comparisons. *Forest Science*, 45(4), 573-593. <https://doi.org/10.1093/forestscience/45.4.573>
- Picard, N., Saint-André, L., y Henry, M. (2012). *Manual for building tree volumen and biomass allometric equations: from field measurement to prediction*. Food and Agriculture Organization of the United Nations y Centre de Coopération Internationale en Recherche Agronomique pour le Développement.
- Picard, R. R., y Cook, R. D. (1984). Cross-Validation of Regression Models. *Journal of the American Statistical Association*, 79(387), 575-583. <http://www.jstor.org/stable/2288403?origin=JSTOR-pdf>
- Poley, L. G. y McDermid, G. (2020). A Systematic Review of the Factors Influencing the Estimation of Vegetation Aboveground Biomass Using Unmanned Aerial Systems. *Remote sensing*, 12, 1052. <https://doi.org/10.3390/rs12071052>
- Quiñonez-Barraza, G., García-Espinoza, G. G., y Aguirre-Calderón, O. A. (2018). ¿Cómo corregir la heterocedasticidad y autocorrelación de residuales en modelos de ahusamiento y crecimiento en altura? *Revista mexicana de ciencias forestales*, 9(49), 28-59. <https://doi.org/10.29298/rmcf.v9i49.151>
- Registro Agrario Nacional (RAN). (2023). *Perimetales núcleos agrarios, entidad Federativa Coahuila*. (Base de datos). Datos Abiertos México. <https://datos.gob.mx/busca/dataset/datos-geograficos-perimetales-de-los-nucleos-agrarios-certificados-por-estado/resource>
- Registro Agrario Nacional (RAN). (2023). *Perimetales núcleos agrarios, entidad Federativa Zacatecas*. (Base de datos). Datos Abiertos México. <https://datos.gob.mx/busca/dataset/datos-geograficos-perimetales-de-los-nucleos-agrarios-certificados-por-estado/resource>
- Rivera-Escareño, D., García-Flores, D. A., Ortega-Amaro, A., Loera-Alvarado, G. y Cadena-Iñiguez, J. (2024). Gobernadora (*Larrea tridentata*), planta del semidesierto con alto potencial de aprovechamiento. *Agro-Divulgación*, 4(1), 77-79. <https://doi.org/10.54767/ad.v4i1.289>

- Rodríguez-Lozano, P., Navarro-Cerrillo, R. M., y Ruiz, J. A. M. (2021). Combining LiDAR and multispectral data for estimating aboveground biomass of *Stipa tenacissima* L. in semi-arid environments. *Remote sensing*, 13(15), 2970.
- Ruiz-Peinado, R., Montero, G., y del Rio, M. (2012). Biomass models to estimate carbon stocks for hardwood tree species. *Forest Systems*, 21(1), 42-52. <http://dx.doi.org/10.5424/fs/2112211-02193>
- Rzedowski, J. y Calderón de Rzedowski. G. (1988). Dos nuevas localidades de *Larrea tridentata* (Zygophyllaceae) en el centro de México y su interés fitogeográfico. *Acta Botánica Mexicana*, 1, 7-9. <https://abm.ojs.inecol.mx/index.php/abm/article/view/558/725>
- Rzedowski, J. y Calderón de Rzedowski. G. (1994). *Zygophyllaceae*. (*Flora del bajo y de Regiones Adyacentes*, fascículo 30, pp. 1-28). Instituto de Ecología, A.C., Centro Regional del Bajío. ISSN 0188-5170. <https://libros.inecol.mx/index.php/FB/catalog/download/271/298/2117?inline=1>
- Salam, U., Ullah, S., Zhong-Hua, T., Elateeq, A. A., Khan, Y., Khan, J., Khan, A. y Ali, S. (2023). Plant Metabolomics: An Overview of the Role of Primary and Secondary Metabolites against Different Environmental Stress Factors. *Life*, 13, 706. <https://doi.org/10.3390/life13030706>
- Secretaria de Medio Ambiente y Recursos Naturales (SEMARNAT). (2010). *Norma Oficial Mexicana NOM-059-SEMARNAT-2010, Protección ambiental-Especies nativas de México de flora y fauna silvestres-Categorías de riesgo y especificaciones para su inclusión, exclusión o cambio-Lista de especies en riesgo*. Diario Oficial de la Federación, 30 de diciembre de 2010.
- Secretaria de Medio Ambiente y Recursos Naturales (SEMARNAT). (2020). *Reglamento de la Ley General de Desarrollo Forestal Sustentable*. Diario Oficial de la Federación, 9 de diciembre de 2020.
- Serrato, F. B., y López-Bermúdez, F. (2003). Estimación de la biomasa de una especie vegetal mediterránea (tomillo, *Thymus vulgaris*) a partir de algunos

- parámetros de medición sencilla. *Ecología*, 17, 145-151.  
[https://www.miteco.gob.es/content/dam/miteco/es/parques-nacionales-oapn/publicaciones/ecologia\\_17\\_10\\_tcm30-100480.pdf](https://www.miteco.gob.es/content/dam/miteco/es/parques-nacionales-oapn/publicaciones/ecologia_17_10_tcm30-100480.pdf)
- Shapiro, S. S., y Wilk, M. B. (1965). An analysis of variance test for normality (complete samples). *Biometrika*, 52(3-4), 591- 611.  
<https://doi.org/10.1093/biomet/52.3-4.591>
- Simpson, M. G. (2010). *Plant systematics*. (2nd ed., pp.752). Academic Press. ISBN 978-0-12-374380-0. <https://doi.org/10.1016/C2009-0-02260-0>
- Skouta, R., Moran-Santibañez, K., Valenzuela, C, A., Vázquez, A. H. y Fenelon, K. (2018). Assessing the antioxidant properties of *Larrea tridentata* extract as a potential molecular therapy against oxidative Stress. *Molecules*, 23(7), 1826.  
<https://doi.org/10.3390/molecules23071826>
- Sprugel, D. G. (1983). Correcting for bias in log-transformed allometric equations. *Ecology*, 64(1), 209-210. <https://doi.org/10.2307/1937343>
- Stafford, M. J. (2010). Zygophyllaceae. *Flora Mesoamericana*, 3(1), 1-13.
- Tamayo, I. y Cetzal, W. (2016). La familia Zygophyllaceae en la Península de Yucatán, México. *Desde El Herbario CICY*, 8, 60-68.  
[http://www.cicy.mx/sitios/desde\\_herbario/](http://www.cicy.mx/sitios/desde_herbario/)
- Tetemke, B. A., Birhane, E., Rannestad, M. M., y Eid, T. (2019). Allometric Models for Predicting Aboveground Biomass of Trees in the dry Afromontane forests of northern ethiopia. *Forests*, 10(12), 1114. <https://doi.org/10.3390/f10121114>
- Tropicos. (s.f). *Larrea tridentata* (DC.) Coville. Missouri Botanical Garden.  
<https://www.tropicos.org/name/34600049>
- UNEP-WCMC. (2020). *Megadiverse countries. Biodiversity A-Z*. United Nations Environment Programme World Conservation Monitoring Centre.
- Valverde, P. L., Arizaga, S. y Escurra, E. (1993). Movimiento foliar en *Larrea tridentata* (Sesse & Moc. Ex Dc.) Cov. en relación con la sequía y la edad de

la hoja. *Acta Botánica Mexicana*, 21, 15-21.  
<http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=57402103>

Villavicencio-Gutiérrez, E. E., Hernández-Ramos, A., Aguilar-González, C. N., y García-Cuevas, X. (2018). Estimación de la biomasa foliar seca de *Lippia graveolens* Kunth del sureste de Coahuila. *Revista Mexicana de Ciencias Forestales*, 9(45), 187-201. <https://doi.org/10.29298/rmcf.v9i45.139>

Villavicencio-Gutiérrez, E. E., Mendoza-Morales, S., y González, J. M. (2020). Modelo para predecir biomasa foliar seca de *Litsea parvifolia* (Hemsl.) Mez. *Revista Mexicana de Ciencias Forestales*, 11(58), 2642. <https://doi.org/10.29298/rmcf.v11i58.642>

Whitford, W. G. (2002). *Ecology of desert systems*. Academic Press.

Yang, H., Wang, Z., Tan, H., y Gao, Y. (2017). Allometric models for estimating shrub biomass in desert grassland in northern China. *Arid Land Research and Management*, 31(3), 283-300. <http://dx.doi.org/10.1080/15324982.2017.1301595>