



Predicción de biomasa radicular en especies de pastizales semiáridos en el sur del Desierto Chihuahuense

Predicting root biomass for semiarid grassland species of the southern Chihuahuan Desert

Miguel Á. Hernández Gómez¹, Marisela Pando Moreno^{1*}, Ricardo Mata González³, Humberto González-Rodríguez¹, Julio Chacón Hernández² y Maritza Gutiérrez¹

Abstract:

Most of carbon in grasslands comes from underground biomass, particularly in arid grassland ecosystems. However, estimation of root biomass in these ecosystems has been poorly studied. In this study was analyzed the correlation between above ground plant variables and root biomass to develop statistical models for reliable root biomass estimations. Twenty-six plant species were collected within grazing-excluded grasslands. Linear, exponential and logarithmic regression models were performed for each species and for the whole data set to determine the variables that best predicted root biomass. Only *Frankenia gypsophila* and *Dalea gypsophila* showed root/shoot ratio (RSR) higher than one. *Enneapogon desvauxii* and *Atriplex acantocarpa* had a RSR close to one. Eight species showed statistical significance in at least one of the correlation analyses but only *Tiquilia canescens*, *Bouteloua gracilis*, *Machaerantera pinnatifida*, *Lesquerella fendleri*, and *Atriplex acanthocarpa* had both statistical significance and acceptable coefficient of determination ($r^2 \geq 0.50$). Using the Marquardt exponential method, 14 out of 15 studied species showed a high determination coefficient and statistical significance. This method was adequate ($r^2=0.853$) to estimate root biomass for the whole set of plants from plant height and crown diameter.

Key words: Plant biomass, arid ecosystems, allometric equations, Marquardt method, regression model, northeastern Mexico.

Resumen:

La mayor parte del carbono en los pastizales proviene de la biomasa subterránea, particularmente en pastizales áridos. A pesar de ello, la estimación de la biomasa radicular en esos ecosistemas ha sido poco abordada. En el presente estudio se analizó la correlación entre variables aéreas de la planta y su biomasa radicular para desarrollar modelos estadísticos que permitan la estimación confiable de esta última. Se recolectaron 26 especies vegetales dentro de pastizales sin pastoreo. Se diseñaron modelos de regresión lineal, exponencial y logarítmica para cada taxón y para todos en su conjunto con el fin de determinar las variables que mejor predijeran la biomasa radicular. Solo *Frankenia gypsophila* y *Dalea gypsophila* mostraron relación raíz/tallo (RBR) > 1 . *Enneapogon desvauxii* y *Atriplex acantocarpa* tuvieron una RBR cercana a 1. Ocho especies mostraron significancia estadística en al menos un análisis de correlación, pero solo *Tiquilia canescens*, *Bouteloua gracilis*, *Machaerantera pinnatifida*, *Lesquerella fendleri*, y *Atriplex acanthocarpa* registraron tanto significancia estadística como un coeficiente de determinación $r^2 \geq 0.50$. Mediante el método Marquardt en la regresión exponencial, 14 de las 15 especies de interés alcanzaron coeficiente de determinación alto y significancia estadística; este método fue el adecuado ($r^2=0.853$) para estimar la biomasa radicular de las especies analizadas en su conjunto, a partir de la altura de la planta y el diámetro de la copa.

Palabras clave: Biomasa vegetal, ecosistemas áridos, ecuaciones alométricas, método Marquardt, modelo de regresión, noreste de México.

Fecha de recepción/Reception date: 8 de marzo de 2018

Fecha de aceptación/Acceptance date: 20 de agosto de 2018

¹Facultad de Ciencias Forestales. Universidad Autónoma de Nuevo León. México. Correo-e: mpando55@hotmail.com

²Instituto de Ecología Aplicada. Universidad Autónoma de Tamaulipas. México.

³Department of Animal and Rangeland Sciences. Oregon State University. USA.

Introducción

Una proporción sustancial de carbono (C) asimilado por las plantas a través de la fotosíntesis se transfiere a las raíces, el cual generalmente excede a la cantidad presente en los componentes de las partes aéreas. Este flujo de C tiene un fuerte impacto en la regulación de los principales procesos del suelo que afectan la productividad y los ciclos bioquímicos de los ecosistemas (Jansson *et al.*, 2010).

La estimación de las reservas de carbono (C) y las emisiones de gases de efecto invernadero han recibido una atención cada vez mayor en la última década (Maniatis y Mollicone, 2010; Asner, 2011). Sin embargo, los bosques templados y tropicales se han estudiado más a fondo (Saatchi *et al.*, 2011; Asner *et al.*, 2012) y otros ecosistemas que podrían contener cantidades sustanciales de C se han descuidado (Scurlock *et al.*, 2002; Gibbon *et al.*, 2010).

Al cubrir casi 39 millones de km² (aproximadamente 25 % de la superficie continental de la Tierra), los pastizales representan uno de los ecosistemas más extensos del mundo y proporcionan numerosos servicios ambientales (D'Atri, 2007).

Los pastizales son sumideros potenciales de C que reducen el CO₂ atmosférico (Jones y Donnelly, 2004; Acharya *et al.*, 2012). Los estudios sobre almacenamiento de C en pastizales sugieren que la mayor parte de este elemento proviene de la biomasa subterránea (Jackson *et al.*, 2002). El C total asignado aumenta con la riqueza de especies vegetales (Adair *et al.*, 2009), particularmente, en sistemas áridos donde el crecimiento de la raíz de las plantas puede ser mucho más alto que el de los brotes (Evans *et al.*, 2013).

Además, es común que bajo condiciones ambientales adversas como el déficit de agua o de nutrientes en la zona de la raíz, la relación entre la biomasa de la raíz y la biomasa del tallo (RSR = Raíz / relación de brote) tiende a aumentar (Wan *et al.*, 1993; Mata *et al.*, 2002; Mata y Meléndez, 2005; Sainju *et al.*, 2017). Sin embargo, la biomasa de raíces en pastizales áridos ha sido escasamente investigada y con frecuencia ha sido subestimada para determinar los depósitos de C en diferentes

ecosistemas, aunque las raíces pueden ser la principal fuente de biomasa en algunas especies (Evans *et al.*, 2013; Hernández-Gómez *et al.*, 2013).

Varios estudios han aportado resultados para la cuantificación de la biomasa aérea, a través de ecuaciones alométricas en sistemas áridos (Navar *et al.*, 2004; Flombaum y Sala, 2007; McClaran *et al.*, 2013). Otros investigadores han estimado la biomasa de raíces en pastos templados cultivados (Vinther, 2006; Rasmussen *et al.*, 2010; Acharya *et al.*, 2012; Eriksen *et al.*, 2012), aunque la mayoría de ellos han evaluado la biomasa con muestras de suelo a un nivel estandarizado de profundidad y sin diferenciar especies.

También, se ha trabajado para determinar la proporción de biomasa de raíces que se produce o muere anualmente (coeficientes de rotación de raíces) por medio de las características ambientales y de la planta para determinar la productividad primaria neta de los pastizales (Gill *et al.*, 2002). Ninguno de estos estudios ha intentado desarrollar un modelo estadístico que permita una estimación rápida de la biomasa de la raíz a partir de variables vegetales fáciles de medir. Existe una clara falta de investigaciones para documentar las ecuaciones alométricas para la estimación de la biomasa de raíces en pastizales naturales áridos y semiáridos, tal vez por la dificultad que conlleva cuantificar la producción subterránea.

Las ecuaciones alométricas requieren un muestreo de biomasa destructivo extensivo inicial, pero pueden usarse posteriormente como un método consistente y no destructivo para estimar la biomasa de la raíz subterránea. Se deben considerar las diferencias de especies en la asignación de biomasa en las prácticas de gestión y conservación del suelo. La información propia del taxón sobre la biomasa de raíces y brotes también es importante, para parametrizar los modelos ecológicos que se utilizan para apoyar el manejo del suelo y el ambiente (Mata *et al.*, 2008). La hipótesis aquí planteada es que la biomasa de la raíz puede estimarse de manera confiable a partir de los parámetros de la planta sobre el suelo. Por lo tanto, se diseñaron ecuaciones alométricas particulares para 26 taxones nativos del Desierto Chihuahuense, así como ecuaciones de múltiples especies de manera conjunta

Materiales y Métodos

Área de estudio

El estudio se llevó a cabo en dos pastizales semiáridos excluidos del ganado en la parte sur del Desierto Chihuahuense, en el noreste de México. La temperatura media anual para la región es de 17.2 °C, con un mínimo de -1.8 °C en enero y un máximo de 35.1 °C en mayo. La precipitación media anual es de 386.43 mm. Marzo y julio se consideran los meses más secos (8.43 mm) y más húmedos (58.06 mm), respectivamente (SMN, 2012). Las áreas de muestreo estuvieron entre 1 800 y 2 000 msnm, en las localidades de La Soledad en el estado de Nuevo León y El Salado en San Luis Potosí.

La vegetación está conformada por comunidades de pastizales cortos halófitos / gipsófilos (entre 0.05 y 0.2 m de altura) asociados con el matorral desértico micrófilo y rosetófilo (Estrada *et al.*, 2010), donde las especies más abundantes son *Muhlenbergia villiflora* Hitchc., *Scleropogon brevifolius* Phil., *Zinnia acerosa* (DC.) A. Gray, *Dasyochloa pulchella* (Kunth) Willd. ex Rydb., *Bouteloua chasei* Swall., *Frankenia gypsophila* I. M. Johnst., *Calylophus hartwegii* (Benth.) P.H. Raven, *Dalea gypsophila* Barneby y *Bouteloua gracilis* (Willd. ex Kunth) Lag. ex Griffiths. En estas praderas se desarrollan varias plantas endémicas (*Dalea gypsophila*, *D. radicans* S. Watson, *Frankenia gypsophila*, *Machaeranthera heterophylla* R. L. Hartm. y *M. crutchfieldii* B.L. Turner) (Estrada *et al.*, 2010), y animales como el perro de la pradera mexicana (*Cynomys mexicanus* Merriam, 1892), especie regionalmente endémica en estatus de peligro mundial (Baillie y Groombridge, 1996). Dicho ecosistema también proporciona un refugio importante para los animales residentes y migratorios (Day y Ludeke, 1993).

Los suelos de la zona son, principalmente, Solonchack y Feozem calcárico, y en áreas más pequeñas predominan el Vertisol crómico y el Chernozem lúvico (INEGI, 1981).

Muestreo y análisis de datos

Se tomaron muestras de 26 especies de plantas para el análisis de la estimación de biomasa. El muestreo se realizó durante julio, agosto y septiembre de 2011-2013, alrededor de un mes después de la temporada de escasa lluvias. Las plantas se recolectaron de 240 parcelas establecidas aleatoriamente (1 m^2 cada una); de las cuales, 144 se ubicaron en El Salado y 96 en La Soledad. El número de muestras de plantas por taxón varió entre 8 y 18, según la disponibilidad en el campo, e incluyó una amplia gama de alturas y diámetros para cada especie.

Las muestras se trajeron del suelo húmedo (durante la estación lluviosa), inmediatamente después de una lluvia o posterior a regar, de manera manual, el suelo para permitir la extracción de la raíz lo más completa posible. El material recolectado, se lavó con agua destilada, y a las plantas se les midió la altura del tallo, el diámetro medio de la corona y la longitud de la raíz. Las raíces se separaron de la parte aérea y ambas se secaron a $70\text{ }^{\circ}\text{C}$, con un horno digital de secado *Riossa HCF-102-D*, hasta que el peso seco permaneció constante. Los tallos y raíces se midieron con una cinta métrica de plástico graduada marca Urrea. Los valores se usaron para evaluar la relación entre la biomasa de brotes y las raíces (RSR) y para generar un modelo no destructivo para determinar la biomasa de estas últimas.

Los datos cumplieron con los supuestos estadísticos (normalidad multivariante, sin multicolinealidad, sin autocorrelación y homocedasticidad). Por lo tanto, se les aplicaron modelos de regresión lineal, exponencial y logarítmica para cada especie (Cuadro 1); y rasgos de plantas individuales como la altura de la planta (H), el diámetro medio de la corona (D) o una combinación de ellos ($H * HD$, $H + HD$ y H, D) se utilizaron como las variables independientes que mejor estiman la biomasa de la raíz, que fue la variable dependiente. El análisis de regresión lineal se llevó a cabo mediante el método de mínimos cuadrados, mientras que el modelo exponencial se realizó con el procedimiento de *Marquardt* (cuadrado mínimo no lineal) (Marquardt, 1963). Los análisis se hicieron con SPSS y PROC NLIN SAS / STAT (SAS Institute, 2004).

Cuadro 1. Modelos de análisis de regresión para estimar la biomasa radical (RB) como una función del diámetro de la copa de la planta (D) y de la altura de la planta (H) en 26 especies del sur del Desierto de Chihuahua.

| Modelo | Variable | Expresión matemática |
|---------------|-------------------------|--|
| Lineal | Diámetro (D) | $RB = B_0 + B_1D$ |
| | Altura (H) | $RB = B_0 + B_1H$ |
| | Altura * Diámetro (H*D) | $RB = B_0 + B_1HD$ |
| | Altura + Diámetro (H+D) | $RB = B_0 + B_1H + B_2D$ |
| Logarítmico | Diámetro (D) | $RB = \beta_0 + \beta_1 \ln(D)$ |
| | Altura (H) | $RB = \beta_0 + \beta_1 \ln(H)$ |
| | Altura * Diámetro (H*D) | $RB = \beta_0 + \beta_1 \ln(HD)$ |
| | Altura + Diámetro (H+D) | $RB = \beta_0 + \beta_1 \ln(H) + \beta_2 \ln(D)$ |
| Exponencial | Diameter (D) | $BR = B_0 e^{B_1D}$ |
| | Altura (H) | $BR = B_0 e^{B_1H}$ |
| | Altura * Diámetro (H*D) | $BR = B_0 e^{B_1HD}$ |
| | Altura, Diámetro | $BR = B_0 e^{B_1H + B_2D}$ |
| | Altura + Diámetro (H+D) | $BR = B_0 e^{B_1H + D}$ |

B_0 = Intercepto del eje de Y-del modelo de regresión; B_1 y B_2 = Pendientes de los modelos de regresión; Log y e = Valor de la función exponencial y del logaritmo base 10.

Resultados

Solo dos de las 26 especies de plantas mostraron una relación raíz/brote >1: *Frankenia gypsophila* (2.27) y *Dalea gypsophila* (1.95). *Enneapogon desvauxii* y *Atriplex acantocarpa* tuvieron una relación raíz / brote, cercana a uno, lo que significa que su producción de biomasa aérea y subterránea es similar (Cuadro 2).

Cuadro 2. Biomasa aérea y radical y RSR (Relation Raíz/Parte aérea) de 26 especies de plantas nativas del sur del Desierto de Chihuahua.

| Espece | Familia | Ciclo de vida | N | Biomasa aérea (g) | Biomasa radical (g) | RSR |
|--|----------------|-----------------------|----|----------------------|------------------------|------|
| <i>Frankenia gypsophila</i> I.M. Johnst. | Frankeniaceae | Perenne | 15 | 19.43±4.12 | 44.19±10.32 | 2.27 |
| <i>Dalea gypsophila</i> Barneby | Fabaceae | Perenne | 12 | 0.69±0.15 | 1.35±0.27 | 1.95 |
| <i>Enneapogon desvauxii</i> P. Beauv. | Poaceae | Perenne | 4 | 2.04±0.08 | 2.02±0.36 | 0.99 |
| <i>Atriplex acanthocarpa</i> (Torr.) S. Watson | Chenopodiacea | Perenne | 10 | 8.25±2.46 | 8.02±2.01 | 0.97 |
| <i>Scleropogon brevifolius</i> Phil. | Poaceae | Perenne | 4 | 1.34±0.18 | 1.01±0.37 | 0.76 |
| <i>Muhlenbergia arenicola</i> Buckley | Poaceae | Perenne | 5 | 0.87±0.13 | 0.52±0.11 | 0.60 |
| <i>Dieteria canescens</i> (Pursh) A. Gray (Syn.: <i>Machaeranthera canescens</i>) | Asteraceae | Anual o Perenne breve | 4 | 7.48±1.87 | 3.90±0.77 | 0.52 |
| <i>Bouteloua gracilis</i> (Willd. ex Kunth) Lag. ex Griffiths | Poaceae | Perenne | 10 | 11.37±2.51 | 5.82±1.12 | 0.51 |
| <i>Rumex crispus</i> L. | Polygonaceae | Perenne | 5 | 0.88±0.33 | 0.43±0.13 | 0.49 |
| <i>Aristida havardii</i> Vasey | Poaceae | Perenne | 10 | 1.28±0.15 | 0.63±0.09 | 0.49 |
| <i>Zinnia acerosa</i> (DC.) A. Gray | Asteraceae | Perenne | 18 | 3.77±0.69 | 1.71±0.48 | 0.45 |
| <i>Muhlenbergia repens</i> (J. Presl) Hitchc. | Poaceae | Perenne | 10 | 8.50±0.65 | 2.92±0.45 | 0.34 |
| <i>Machaeranthera pinnatifida</i> (Hook.) Shinners | Asteraceae | Perenne | 10 | 4.79±1.18 | 1.38±0.35 | 0.29 |
| <i>Muhlenbergia villiflora</i> Hitchc. | Poaceae | Perenne | 13 | 1.37±0.18 | 0.36±0.07 | 0.26 |
| <i>Dasyochloa pulchella</i> (Kunth) Willd. ex Rydb. | Poaceae | Perenne | 15 | 2.25±0.21 | 0.56±0.19 | 0.25 |
| <i>Bouteloua chasei</i> Swall. | Poaceae | Perenne | 10 | 1.42±0.21 | 0.35±0.05 | 0.25 |
| <i>Lepidium virginicum</i> L. | Brassicaceae | Anual Bienal | 13 | 9.30±1.90 | 2.19±0.55 | 0.24 |
| <i>Atriplex canescens</i> (Pursh) Nutt. | Chenopodiacea | Perenne | 4 | 29.30±10.37 | 10.92±5.06 | 0.20 |
| <i>Croton dioicus</i> Cav. | Euphorbiacea | Perenne | 5 | 22.58±2.53 | 2.87±0.31 | 0.13 |
| <i>Hoffmannseggia glauca</i> (Ort.) Eifert | Caesalpiniacea | Perenne | 5 | 0.50±0.10 | 0.06±0.03 | 0.11 |
| <i>Euphorbia prostrata</i> Aiton | Euphorbiacea | Perenne | 5 | 2.00±0.50 | 0.20±0.12 | 0.10 |
| <i>Gaura coccinea</i> Pursh | Onagraceae | Perenne | 13 | 11.53±3.21 | 1.06±0.13 | 0.09 |
| <i>Lesquerella fendleri</i> (A. Gray) S. Watson | Brassicacea | Perenne | 15 | 3.40±0.57 | 0.27±0.02 | 0.08 |
| <i>Tribulus terrestris</i> L. | Zygophyllacea | Anual | 5 | 1.01±0.27 | 0.07±0.03 | 0.07 |
| <i>Tiquilia canescens</i> (DC.) A. Richardson | Boraginacea | Perenne | 8 | 63.20±9.20 | 4.45±0.58 | 0.07 |
| <i>Aristida adscencionis</i> L. | Poaceae | Anual | 5 | 2.75±0.39 | 0.08±0.02 | 0.03 |

Los valores representan la media ±error estándar.

Estimación de la biomasa de raíces a partir de parámetros de la planta sobre el suelo

Se llevaron a cabo análisis de regresión lineal, exponencial, cuadrático y logarítmico entre los rasgos aéreos de la planta y la biomasa de la raíz para aquellas especies con un tamaño de muestra superior o igual a ocho (Cuadro 3). Ocho presentaron significancia estadística ($P \leq 0.05$) en al menos uno de los análisis, pero solo cinco (*Tiquilia canescens*, *Bouteloua gracilis*, *Machaerantera pinnatifida*, *Lesquerella fendleri* y *Atriplex acanthocarpa*) tuvieron, tanto significancia estadística, como un coeficiente de determinación aceptable (r^2 ajustado ≥ 0.50). *A. acanthocarpa* tuvo un valor aceptable para un mayor número de variables (H, D y D + H) y tipos de análisis de regresión (lineal, exponencial, cuadrático y logarítmico). El modelo de regresión polinomial cuadrático fue el más adecuado, con un valor superior de r^2 para la mayoría de las especies. El parámetro de la planta que mejor explicó la biomasa de la raíz fue el diámetro de la copa.

En virtud de que los modelos probados solo permitieron la predicción de la biomasa de raíces para cinco especies, también se probó una regresión exponencial con el método de *Marquardt*. Este procedimiento es un método de vecindad máxima que realiza una interpolación óptima entre la linealización y el método de pendiente más pronunciada o gradiente (Marquardt, 1963). Asimismo, usa un proceso iterativo de ecuaciones no lineales, mediante mínimos cuadrados que minimiza la suma cuadrada de los residuos del modelo, lo que permite el máximo valor posible para la función de verosimilitud, de acuerdo con la precisión requerida (Aguirre, 1994).



Cuadro 3. Ecuaciones derivadas del análisis de regresión.

| Especies | Variable | n | r ² Aj | Sig. | Modelo de regresión | Ecuación |
|-----------------------------------|----------|----|-------------------|-------|---------------------|---|
| <i>Atriplex acanthocarpa</i> | H | 10 | 0.563 | 0.012 | Lineal | $BR = 2.324 + 0.729X$ |
| <i>Atriplex acanthocarpa</i> | H | 10 | 0.562 | 0.013 | Exponencial | $BR = 3.179 e^{(0.084H)}$ |
| <i>Atriplex acanthocarpa</i> | D | 10 | 0.832 | 0.000 | Lineal | $BR = 1.019 + 0.038D$ |
| <i>Atriplex acanthocarpa</i> | D | 10 | 0.577 | 0.011 | Logarítmico | $BR = -16.197 + 4.972 \ln D$ |
| <i>Atriplex acanthocarpa</i> | D | 10 | 0.838 | 0.002 | Cuadrático | $BR = 1.900 + 0.028D + 1.782E - 5D^2$ |
| <i>Atriplex acanthocarpa</i> | D | 10 | 0.735 | 0.002 | Exponencial | $BR = 2.94 e^{(0.004DH)}$ |
| <i>Atriplex acanthocarpa</i> | D+H | 10 | 0.797 | 0.001 | Lineal | $BR = -19.713 + 0.873(D + H)$ |
| <i>Atriplex acanthocarpa</i> | D+H | 10 | 0.740 | 0.001 | Logarítmico | $BR = -92.470 + 29.200 \ln(D + H)$ |
| <i>Atriplex acanthocarpa</i> | D+H | 10 | 0.841 | 0.002 | Cuadrático | $BR = 14.375 - 1.108(D + H) + 0.028(D + H)^2$ |
| <i>Atriplex acanthocarpa</i> | D+H | 10 | 0.598 | 0.009 | Exponencial | $BR = 0.396 e^{(0.087D+H)}$ |
| <i>Bouteloua gracilis</i> | D | 10 | 0.620 | 0.007 | Lineal | $BR = -0.975 + 0.763D$ |
| <i>Bouteloua gracilis</i> | D | 10 | 0.794 | 0.004 | Cuadrático | $BR = 7.322 - 1.213D + 0.102D^2$ |
| <i>Bouteloua gracilis</i> | D | 10 | 0.573 | 0.011 | Exponencial | $BR = 2.095 e^{(0.101D)}$ |
| <i>Bouteloua gracilis</i> | DH | 10 | 0.603 | 0.008 | Lineal | $BR = 1.134 + 0.016DH$ |
| <i>Bouteloua gracilis</i> | DH | 10 | 0.683 | 0.018 | Cuadrático | $BR = 5.227 - 0.014DH + 4.147E - 5DH^2$ |
| <i>Bouteloua gracilis</i> | DH | 10 | 0.558 | 0.013 | Exponencial | $BR = 2.767 e^{(0.002DH)}$ |
| <i>Lesquerella fendleri</i> | D | 15 | 0.723 | 0.000 | Cuadrático | $BR = -0.647 + 0.175D - 0.008D^2$ |
| <i>Machaeranthera pinnatifida</i> | D | 10 | 0.514 | 0.020 | Exponencial | $BR = 0.155 e^{(0.129D)}$ |
| <i>Machaeranthera pinnatifida</i> | DH | 10 | 0.689 | 0.017 | Cuadrático | $BR = -3.238 + 0.047DH - 9.457E - 5DH^2$ |
| <i>Machaeranthera pinnatifida</i> | D+H | 10 | 0.672 | 0.020 | Cuadrático | $BR = 10.932 + 1.135(D + H) - 0.019(D + H)^2$ |
| <i>Tiquilia canescens</i> | H | 8 | 0.730 | 0.038 | Cuadrático | $BR = 37.516 - 3.583H + 0.092H^2$ |
| <i>Tiquilia canescens</i> | D | 8 | 0.512 | 0.046 | Lineal | $BR = -2.244 + 0.208D$ |
| <i>Zinnia acerosa</i> | H | 18 | 0.509 | 0.005 | Cuadrático | $BR = 8.717 - 0.743H + 0.016H^2$ |
| <i>Zinnia acerosa</i> | DH | 18 | 0.533 | 0.003 | Cuadrático | $BR = 7.032 - 0.043DH + 6.349E - 5DH^2$ |
| <i>Zinnia acerosa</i> | D+H | 18 | 0.502 | 0.001 | Logarítmico | $BR = 18.572 - 5.150 \ln(D + H)$ |
| <i>Zinnia acerosa</i> | D+H | 18 | 0.536 | 0.003 | Cuadrático | $BR = 13.171 - 0.661(D + H) + 0.008(D + H)^2$ |

Solo las especies vegetales que satisfacen el criterio de significancia estadística ($P \leq 0.05$) y el coeficiente de determinación $r^{2\text{ajustada}} \geq 0.50$ se presentan en el Cuadro. D = Diámetro de la copa de la planta; H = Altura de la planta.

Al utilizar el método de *Marquardt*, 14 de los 15 taxa estudiados registraron un alto coeficiente de determinación ($r^2 \geq 0.60$) y significancia estadística ($P \leq 0.05$) (Cuadro 4).

Cuadro 4. Ecuaciones derivadas del método de *Marquardt* del modelo exponencial de análisis para estimar la biomasa de raíces (RB) como una función del diámetro de la copa de la planta (D) y de su altura (H) por especie.

| Especies | Variable | n | $r^2 Aj$ | Sig. | Ecuación |
|------------------------------|----------|----|----------|---------|--|
| <i>Aristida havardii</i> | D | 10 | 0.861 | 0.0004 | $RB = 0.561e^{-0.0092D}$ |
| | H | 10 | 0.885 | 0.0002 | $RB = 2.6465e^{0.0589H}$ |
| | H+D | 10 | 0.891 | 0.0009 | $RB = 2.4733e^{(-0.0134H)+(-0.0628D)}$ |
| | H*D | 10 | 0.858 | 0.0004 | $RB = 0.6256e^{-0.00001HD}$ |
| <i>Atriplex acanthocarpa</i> | D | 10 | 0.661 | 0.0133 | $RB = 1.4789e^{-0.07D}$ |
| | H | 10 | 0.847 | 0.0006 | $RB = 3.7664e^{-0.077H}$ |
| | H+D | 10 | 0.937 | 0.0001 | $RB = 0.5382e^{(-0.0822H)+(0.077D)}$ |
| | H*D | 10 | 0.931 | <0.0001 | $RB = 3.9404e^{-0.00322HD}$ |
| <i>Bouteloua chasei</i> | D | 10 | 0.864 | 0.0003 | $RB = 0.4416e^{0.0228D}$ |
| | H | 10 | 0.858 | 0.0004 | $RB = 0.3616e^{0.00245H}$ |
| | H+D | 10 | 0.862 | 0.0004 | $RB = 0.3973e^{(0.0253H)+(0.00905D)}$ |
| | H*D | 10 | 0.862 | 0.002 | $RB = 0.4091e^{(0.00105HD)}$ |
| <i>Bouteloua gracilis</i> | D | 10 | 0.938 | <0.0001 | $RB = 1.4998e^{-0.1374D}$ |
| | H | 10 | 0.816 | 0.0012 | $RB = 1.4682e^{-0.0433H}$ |
| | H+D | 10 | 0.940 | 0.0001 | $RB = 1.8543e^{(-0.1519H)+(-0.0111D)}$ |
| | H*D | 10 | 0.917 | <0.0001 | $RB = 2.4597e^{-0.0026HD}$ |
| <i>Dalea gipsofila</i> | D | 12 | 0.743 | 0.0011 | $RB = 0.5671e^{-0.1097D}$ |
| | H | 12 | 0.751 | 0.001 | $RB = 0.2705e^{-0.2538H}$ |
| | H+D | 12 | 0.778 | 0.0027 | $RB = 0.1994e^{(-0.0837H)+(0.196D)}$ |
| | H*D | 12 | 0.783 | 0.0005 | $RB = 0.5556e^{-0.0171HD}$ |
| <i>Dasyochloa pulchella</i> | D | 15 | 0.419 | 0.0292 | $RB = 0.1203e^{-0.1513D}$ |
| | H | 15 | 0.623 | 0.0018 | $RB = 0.0124e^{-0.4223H}$ |
| | H+D | 15 | 0.678 | 0.0028 | $RB = 0.0127e^{(-0.2369H)+(0.6708D)}$ |
| | H*D | 15 | 0.505 | 0.0103 | $RB = 0.1708e^{-0.0133HD}$ |
| <i>Frankenia gipsofila</i> | D | 15 | 0.612 | 0.0021 | $RB = 25.5739e^{0.0338D}$ |
| | H | 15 | 0.605 | 0.0024 | $RB = 30.4454e^{-0.0376H}$ |
| | H+D | 15 | 0.615 | 0.0079 | $RB = 25.3009e^{(-0.0248H)+(0.0159D)}$ |

| | | | | | |
|-----------------------------------|-----|----|-------|---------|---|
| <i>Lepidium virginicum</i> | D | 13 | 0.585 | 0.0079 | $RB = 1.3999e^{-0.0149D}$ |
| | H | 13 | 0.612 | 0.0055 | $RB = 1.1626e^{-0.0276H}$ |
| | H+D | 13 | 0.621 | 0.0175 | $RB = 1.216e^{(0.0191H)+(0.0191D)}$ |
| | H*D | 13 | 0.588 | 0.0076 | $RB = 1.7525e^{-0.0003HD}$ |
| <i>Lesquerella fendleri</i> | D | 15 | 0.941 | <0.0001 | $RB = 0.1593e^{-0.0553D}$ |
| | H | 15 | 0.937 | <0.0001 | $RB = 0.1633e^{-0.0428H}$ |
| | H+D | 15 | 0.944 | <0.0001 | $RB = 0.136e^{(-0.0405H)+(0.0254D)}$ |
| | H*D | 15 | 0.943 | <0.0001 | $RB = 0.1927e^{-0.00292HD}$ |
| <i>Machaeranthera pinnatifida</i> | D | 10 | 0.724 | 0.0058 | $RB = 0.4364e^{-0.0766D}$ |
| | H | 10 | 0.635 | 0.0177 | $RB = 1.4201e^{0.00241H}$ |
| | H+D | 10 | 0.738 | 0.0192 | $RB = 0.5581e^{(-0.0876H)+(-0.0354D)}$ |
| | H*D | 10 | 0.656 | 0.014 | $RB = 1.0422e^{-0.00158HD}$ |
| <i>Muhlenbergia repens</i> | D | 10 | 0.863 | 0.0004 | $RB = 0.1317e^{-0.1864D}$ |
| | H | 10 | 0.875 | 0.0002 | $RB = 0.1386e^{-0.1908H}$ |
| | H+D | 10 | 0.875 | 0.0015 | $RB = 0.1423e^{(0.0119H)+(0.2015D)}$ |
| | H*D | 13 | 0.031 | 0.0002 | $RB = 0.1345e^{-0.0769H}$ |
| <i>Muhlenbergia villosa</i> | H+D | 13 | 0.805 | 0.0007 | $RB = 0.1024e^{(-0.0705H)+(0.0504D)}$ |
| | H*D | 13 | 0.804 | 0.0001 | $RB = 0.1847e^{-0.00553HD}$ |
| | | | | | |
| <i>Tiquilia canescens</i> | D | 8 | 0.951 | 0.0001 | $RB = 1.1298e^{-0.0418D}$ |
| | H | 8 | 0.917 | 0.0006 | $RB = 2.0123e^{-0.0402H}$ |
| | H+D | 8 | 0.952 | 0.001 | $RB = 1.1462e^{(-0.0461H)+(-0.00795D)}$ |
| | H*D | 8 | 0.944 | 0.0002 | $RB = 2.3945e^{-0.00093HD}$ |
| <i>Zinnia acerosa</i> | D | 18 | 0.631 | 0.0003 | $RB = 31.5865e^{0.2417D}$ |
| | H | 18 | 0.693 | <0.0001 | $RB = 11.7601e^{0.1492H}$ |
| | H+D | 18 | 0.720 | 0.0002 | $RB = 24.3341e^{(0.099H)+(-0.1114D)}$ |
| | H*D | 18 | 0.723 | <0.0001 | $RB = 8.6773e^{0.0101HD}$ |

Algunas especies como *Tiquilia canescens* y *Lesquerella fendleri* tuvieron un coeficiente de determinación altamente significativo ($P < 0.001$) ($r^2 > 0.90$) para todas las variables incluidas. El único taxón con un bajo coeficiente de determinación ($r^2 \leq 0.319$) y no significativa ($P = 0.275$) fue *Gaura coccinea* (no registrada en el Cuadro 3).

Se realizaron varios análisis de regresión para estimar la biomasa de la raíz a partir de los rasgos de la planta sobre el suelo, para los datos de todas las especies en su conjunto. Los modelos de regresión exponencial evidenciaron (Cuadro 5) ser

significativos en la estimación de la biomasa de la raíz en función de las variables de la planta, aunque con valores muy bajos del coeficiente de determinación ($r^2 \leq 0.122$). Solo la regresión exponencial con el método de *Marquardt* registró un alto coeficiente de determinación y significancia con la variable H, D ($r^2 = 0.853$; $P < 0.001$).

Cuadro 5. Resultados y ecuaciones derivados del análisis lineal, exponencial y logarítmico para todas las especies en su conjunto para estimar la biomasa de las raíces (RB), como una función del diámetro de la copa de la planta y de su altura (H).

| Modelo de regresión | Variable | n | r^2 | Sig. | Ecuación |
|---|----------|-----|--------|-----------|----------------------------------|
| Exponencial | D | 182 | 0.122 | 0.000 * | $RB = 0.445e^{(0.64D)}$ |
| | DH | 182 | 0.037 | 0.009 * | $RB = -0.894e^{(0.001DH)}$ |
| | D+H | 182 | 0.067 | 0.000 * | $RB = 0.506e^{(0.028D+H)}$ |
| Exponencial con el método de <i>Marquardt</i> | H | 182 | 0.004 | <0.0001 * | $RB = 6.2293e^{-0.0178H}$ |
| | D | 182 | 0.006 | <0.0001 * | $RB = 3.1317e^{0.0266D}$ |
| | D,H | 182 | 0.8529 | <0.0001 * | $RB = 7.7889e^{0.0145D+0.0298H}$ |

Las ecuaciones se muestran únicamente para resultados significativos.

Discusión

La mayoría de las especies presentaron valores bajos de RSR. Solo *Frankenia gypsophila* (2.27) y *Dalea gypsophila* (1.95) tuvieron un $RSR > 1$. Estas dos son endémicas, presumiblemente muy bien adaptadas a las condiciones gipsofílicas locales del suelo. Sin embargo, dichos valores son, considerablemente, más bajos que los de Evans *et al.* (2013) para *Sporobolus airoides* (Torr.) Torr. de 5.5, lo que denota una proporción de producción de raíz mucho mayor. Dichos autores calcularon valores de RSR más altos en los pastos que en los arbustos del desierto, donde los últimos exhibieron números de RSR entre 0.25 y 0.50.

Las gramíneas tienden a acumular grandes cantidades de carbono por debajo de la tierra, lo que hace que las praderas sean un bioma atractivo para la captura de ese elemento (Sharrow e Ismail, 2004). Sin embargo, su baja acumulación es propia de

las especies anuales, lo que representa una implicación negativa si invaden las praderas (Evans et al., 2013). Al respecto, los resultados del presente estudio coinciden con lo anterior, ya que *Enneapogon desvauxii*, pasto perenne, tuvo el valor más alto de RSR (0.99); mientras que, *Aristida adscencionis*, pasto anual, registró el RSR más bajo (0.03). Es decir que, con mayor frecuencia, las especies perennes tienden a reunir una mayor biomasa de raíces que las anuales, ya que permanecen más tiempo en el campo, aunque se debe considerar la fenología, el clima y las características de la planta. Por ejemplo, Snyman (2014), al estudiar dos especies de *Opuntia*, descubrió que la biomasa de la raíz disminuía con el estrés hídrico, aunque ocurría lo contrario con la longitud de la raíz.

Ocho especies mostraron significancia ($P \leq 0.05$) en al menos uno de los análisis, pero solo en cinco (*Tiquilia canescens*, *Bouteloua gracilis*, *Machaeranthera pinnatifida*, *Lesquerella fendleri* y *Atriplex acanthocarpa*) fueron significativas y tuvieron un coeficiente de determinación aceptable ($r^2 \geq 0.50$). En *A. acanthocarpa* se estimó un r^2 ajustado > 0.50 para un mayor número de variables (H, D y D + H) y tipos de análisis de regresión (lineal, exponencial, cuadrático y logarítmico).

El modelo más con un mayor valor de r^2 para la mayoría de las especies fue el análisis de regresión polinomial cuadrático. El parámetro de la planta que mejor explicó la biomasa de la raíz fue el diámetro de la copa de la planta. Sin embargo, al usar el método de *Marquardt*, 14 de las 15 especies estudiadas evidenciaron un alto coeficiente de determinación ($r^2 \geq 0.60$) y significancia ($P \leq 0.05$).

El modelo exponencial de *Marquardt*, también fue adecuado para estimar la biomasa de raíces para todo el conjunto de plantas, en función de la variable D, H que dio como resultado un alto coeficiente de determinación ($r^2 = 0.853$) y significancia ($P \leq 0.05$). La ecuación desarrollada con el modelo exponencial podría ser muy útil para fines pragmáticos (por ejemplo, estimación del secuestro de C bajo tierra), ya que permite la estimación de la biomasa de la raíz, sin tener que identificar las plantas a nivel de especie.

De manera similar, Gill et al. (2002) desarrollaron un algoritmo a partir de características ambientales y de la parte aérea de las plantas, para estimar la

productividad primaria neta subterránea en pastizales; llegaron a formular una ecuación que predijo la biomasa subterránea con una confianza razonable ($r^2 = 0.54$), aunque menor a la documentada en este trabajo ($r^2 = 0.853$).

Parecería que la relación entre las variables del suelo y la biomasa de la raíz es más estrecha en especies de ecosistemas más templados. Además, Kuyah *et al.* (2012) analizaron la relación entre el DAP y la biomasa de la raíz de una mezcla de taxones arbóreos (*Markhamia lutea*, (Benth.) K. Schum., *Mangifera indica* L., *Eucalyptus* spp., *Cupressus lusitanica* Mill. y *Acacia mearnsii* De Wild), a lo largo de la cuenca del río Yala en Kenia occidental; identificaron que una relación lineal ($r^2 = 0.90$) era mejor para describir la correlación para árboles más grandes ($DAP > 40$ cm) en comparación con una relación de función de potencia ($r^2 = 0.86$). En ambos casos, los coeficientes de determinación fueron más altos que los aquí documentados para especies de pastizales.

En los bosques semiáridos de la Pampa Argentina, Risio *et al.* (2013) generaron un modelo para estimar la biomasa superior y subterránea de *Prosopis caldenia* Bukart., a partir del área basal (AB) y la altura total (h) como variables independientes, definieron que el siguiente modelo como el más adecuado para predecir la biomasa:

$$W = (\beta * AB^2) + (\lambda * h)$$

Y calcularon una r^2 ajustada = 0.70, el cual es un coeficiente de determinación inferior al registrado en la presente investigación.



Conclusiones

Los resultados del estudio aquí presentado destacan, hasta cierto punto, que las variables medibles de la planta se relacionan fuertemente con la biomasa de la raíz, lo que permite proponer varios modelos confiables para predecirla.

El método *Marquardt* del modelo exponencial es adecuado para estimar la biomasa de raíces de 15 especies de pastizales semiáridos del norte de México, tanto en forma individual como en su conjunto. Esto es una ventaja práctica del método, ya que permite la estimación de la biomasa de raíces de especies similares, sin la necesidad de identificar las plantas a nivel taxon.

Agradecimientos

Los autores expresan su agradecimiento a la Universidad Autónoma de Nuevo León por todo el apoyo logístico para llevar a cabo el presente estudio.

Conflicto de intereses

Los autores declaran no tener conflicto de intereses.

Contribución por autor

Miguel Á. Hernández Gómez: desarrollo de la investigación, trabajo de campo, captura y análisis de datos, redacción del manuscrito; Marisela Pando Moreno: desarrollo conceptual de la investigación, estructuración del manuscrito y edición final; Ricardo Mata González: apoyo en la interpretación de los resultados y la redacción de la discusión; Humberto González Rodríguez: apoyo en la interpretación de los resultados y la redacción de su discusión; Julio Chacón Hernández: análisis estadístico de datos; Maritza Gutiérrez: trabajo de campo, revisión del manuscrito y edición final.

Referencias

- Acharya, B. S., J. Rasmussen and J. Eriksen. 2012. Grassland carbon sequestration and emissions following cultivation in a mixed crop rotation. *Agriculture, Ecosystems and Environment* 153: 33–39. doi: 10.1016/j.agee.2012.03.001.
- Adair, E. C., P. B. Reich, S. E. Hobbie and J. M. H. Knops. 2009. Interactive effects of time, CO₂, N, and diversity on total below ground carbon allocation and ecosystem carbon storage in a grassland community. *Ecosystems* 12(6): 1037–1052. doi: 10.1007/s10021-009-9278-9.
- Aguirre, A. 1994. Introducción al tratamiento de series de temporales. Aplicación a las ciencias de la salud. Ed. Díaz Santos. Madrid, España. 606 p.
- Asner, G. P. 2011. Painting the world REDD addressing scientific barriers to monitoring emissions from tropical forests. *Environmental Research Letters* 6(2): 021002. doi: 10.1088/1748-9326/6/2/021002.
- Asner, G. P., J. K. Clark, J. Mascaro, R. Vaudry, K. D. Chadwick, G. Vieilledent, M. Rasamoelina, A. Balaji, T. Kennedy-Bowdoin, L. Maatoug, M. S. Colgan and D. E. Knapp. 2012. Human and environmental controls over above ground carbon storage in Madagascar. *Carbon Balance and Management* 7: 2. doi: 10.1186/1750-0680-7-2.
- Baillie, J. and B. Groombridge (comps and eds). 1996. 1996 IUCN Red List of Threatened Animals. IUCN, Gland, Switzerland and Cambridge, UK.
<https://portals.iucn.org/library/sites/library/files/documents/RL-1996-001.pdf> (8 de enero de 2014).
- D'atri, P. 2007. Pastizales del mundo. Novedades de Biodiversidad en América Latina Nº 160. IPS (Inter Press Service) e IFEJ (Federación Internacional de Periodistas Ambientales). Argentina. http://www.produccion-animal.com.ar/sustentabilidad/54-pastizales_del_mundo.pdf (20 de marzo de 2014).
- Day, A. and K. Ludeke. 1993. Plant nutrients in desert environments. Springer-Verlag. Berlin, Germany. 117 p.

- Eriksen, J., T. B. Mortensen and K. Søegaard. 2012. Root biomass and carbon storage in differently managed multispecies temporary grasslands. *Grassland Science in Europe* 17: 610–612. <http://orgprints.org/22043/7/22043.pdf> (4 de noviembre de 2015).
- Estrada, E., L. Scott, J. A. Villarreal, E. Jurado, M. Cotera, C. Cantú y J. García. 2010. Clasificación de los pastizales halófilos del noreste de México asociados con perrito de las praderas (*Cynomys mexicanus* Merriam): diversidad y endemismo de especies. *Revista Mexicana de Biodiversidad* 81(2): 401–416. doi: <http://dx.doi.org/10.7550/rmb.20439>.
- Evans, T. L., R. Mata, D. W. Martin, T. McLendon and J. S. Noller. 2013. Growth, water productivity, and biomass allocation of Great Basin plants as affected by summer watering. *Ecohydrology* 6(5): 713–721. doi: 10.1002/eco.1292.
- Flombaum, P. and O. E. Sala. 2007. A non-destructive and rapid method to estimate biomass and above ground net primary production in arid environments. *Journal of Arid Environments* 69(2): 352–358. doi: 10.1016/j.jaridenv.2006.09.008.
- Gibbon, A., M. R. Silman, Y. Malhi, J. B. Fisher, P. Meir, M. Zimmermann, G. C. Dargie, W. R. Farfan and K. C. Garcia. 2010. Ecosystem carbon storage across the grassland–forest transition in the high Andes of Manu National Park, Peru. *Ecosystems* 13(7): 1097–111. doi: 10.1007/s10021-010-9376-8.
- Gill, R. A., R. H. Kelly, W. J. Parton, K. A. Day, R. B. Jackson, Morganv, J. M. O. Scurlock, L. L. Tieszen, J. V. Castle, D. S. Ojimaand and X. S. Zhang. 2002. Using simple environmental variables to estimate below-ground productivity in grasslands. *Global Ecology and Biogeography* 11: 79–86. doi: 10.1046/j.1466-822X.2001.00267.x.
- Hernández-Gómez, M. Á., M. Pando-Moreno, R. Mata-González y J. Jiménez-Pérez. 2013. Captura de carbono en ecosistemas de pastizales semiáridos del Altiplano del norte de México. In: Paz P., F., J. W. González, M. Bazan y V. Saynes (eds.). Estado

actual del conocimiento del ciclo del carbono y sus interacciones en México: síntesis a 2013. Programa Mexicano del Carbono A.C. Texcoco, Edo. de Méx., México. pp. 82-89.

Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI). 1981 Carta estatal. Climas escala 1:1000000. México, D. F., México. s/p.

Jackson, R. B., J. L. Banner, E. G. Jobbagy, W. T. Pockman and D. H. Wall. 2002. Ecosystem carbon loss with woody plant invasion of grasslands. *Nature* 418: 623–626. doi: 10.1038/nature00910.

Jansson, C., S. D. Wullschleger, U. C. Kalluri and G. A. Tuskan. 2010. Phytosequestration: carbon biosequestration by plants and the prospects of genetic engineering. *BioScience* 60 (9): 685–696. doi: <https://doi.org/10.1525/bio.2010.60.9.6>.

Jones, M. B. and A. Donnelly. 2004. Carbon sequestration in temperate grassland ecosystems and the influence of management, climate and elevated CO². *New Phytologist* 164(3): 423–439. doi: 10.1111/j.1469-8137.2004.01201.x.

Kuyah, S., J. Dietz, C. Muthuri, R. Jamnadass, P. Mwangi, R. Coe and H. Neufeldt. 2012. Allometric equations for estimating biomass in agricultural landscapes: II. Below ground biomass. *Agriculture, Ecosystems and Environment* 158:225–234. doi: <https://doi.org/10.1016/j.agee.2012.05.010>.

Maniatis, D. and D. Mollicone. 2010. Options for sampling and stratification for national forest inventories to implement REDD+ under the UNFCCC. *Carbon Balance and Management* 5 (9): 1-14. doi: 10.1186/1750-0680-5-9.

Marquardt, D. W. 1963. An algorithm for least-squares estimation of nonlinear parameters. *Journal of the Society of Industrial and Applied Mathematics* 11(2): 431–441. doi: 10.1137/0111030.

Mata, R., R. E. Sosebee and C. Wan. 2002. Shoot and root biomass of desert grasses as affected by biosolids application. *Journal of Arid Environments* 50(3): 477–488. doi: 10.1006/jare.2001.0897.

- Mata, R. and R. Meléndez. 2005. Growth characteristics of Mexican oregano (*Lippia berlandieri* Schauer) under salt stress. *The Southwestern Naturalist* 50(1): 1–6. doi: 10.1894/0038-4909(2005)050<0001:GCOMOL>2.0.CO;2.
- Mata, R., R. G. Hunter, C. L. Coldren, T. McLendon and M. W. Paschke. 2008. A comparison of modeled and measured impacts of resource manipulations for control of *Bromus tectorum* in sagebrush steppe. *Journal of Arid Environments* 72(5): 836–846. doi:10.1016/j.jaridenv.2007.10.007.
- McClaran, M. P., C. R. McMurtry and S. R. Archer. 2013. A tool for estimating impacts of woody encroachment in arid grasslands: Allometric equations for biomass, carbon and nitrogen content in *Prosopis velutina*. *Journal of Arid Environments* 88: 39–42. doi: <http://dx.doi.org/10.1016/j.jaridenv.2012.08.015>.
- Navar, J., E. Mendez, A. Najera, J. Graciano, V. Dale and B. Parresol. 2004. Biomass equations for shrubs species of Tamaulipan thorn scrub of North-eastern Mexico. *Journal of Arid Environments* 59(4): 657–74. doi: 10.1016/j.jaridenv.2004.02.010.
- Rasmussen, J., J. Eriksen, E. S. Jensen and H. H. Jensen. 2010. Root size fractions of ryegrass and clover contribute differently to C and N inclusion in SOM. *Biology and Fertility of Soils* 46(3): 293–297. doi: 10.1007/s00374-009-0430-7
- Risio, L., C. Herrero, S. M. Bogino y F. Bravo. 2013. Estimación de biomasa aérea y subterránea en bosques nativos de *Prosopis caldenia* en la pampa semiárida Argentina. In: *Memorias del 6º Congreso Forestal Español*. Sociedad Española de Ciencias Forestales. Vitoria Gasteiz, España. pp. 2-14.
- Saatchi, S., N. L. Harris, S. Brown, M. Lefsky, E. T. Mitchard, W. Salas, B. R. Zutta, W. Buermann, S. L. Lewis, S. Hagen, S. Petrova, L. White, M. Silman and A. Morel. 2011. Benchmark map of forest carbon stocks in tropical regions across three continents. *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America* 108(24): 9899–904. doi: 10.1073/pnas.1019576108.

Sainju, U. M., B. L. Allen, A. W. Lenssen and R. P. Ghimire. 2017. Root biomass, root/shoot ratio, and soil water content under perennial grasses with different nitrogen rates. *Field Crops Research* 210: 183–191. doi: 10.1016/j.fcr.2017.05.029.

Statistical Analysis System (SAS) 2004. SAS/STAT™. (9.2) User's Guide. SAS Institute Inc. Cary, NC USA. s/p.

Scurlock, J. M. O., K. Johnson and R. J. Olson. 2002. Estimating net primary productivity from grassland biomass dynamics measurements. *Global Change Biology* 8(8): 736–53. doi: 10.1046/j.1365-2486.2002.00512.x.

Sharrow, S. H. and S. Ismail. 2004. Carbon and nitrogen storage in agroforests, tree plantations, and pastures in western Oregon, USA. *Agroforestry Systems* 60(2): 123–130. doi: 10.1023/B:AGFO.0000013267.87896.41.

Servicio Meteorológico Nacional (SMN). 2012. Información climatológica: normales climatológicas por estado.

http://smn.cna.gob.mx/index.php?option=com_content&view=article&id=42&Itemid=28 (10 de julio de 2012).

Snyman, H. A. 2014. Growth rate and water-use efficiency of cactus pears *Opuntia ficus-indica* and *O. robusta*. *Arid Land Research and Management* 27(3): 337–348. doi: 10.1080/15324982.2013.771232.

Vinther, F. P. 2006. Effects of cutting frequency on plant production, N-uptake and N₂ fixation in above- and below-ground plant biomass on ryegrass–white clover swards. *Grass and Forage Science* 61(2): 154–163. doi: 10.1111/j.1365-2494.2006.00519.x.

Wan, C., R. E. Sosebee and L. McMichaelb. 1993. Broom snakeweed responses to drought: II. Root growth, carbon allocation, and mortality. *Journal of Range Management* 46(4): 360–363.

<https://journals.uair.arizona.edu/index.php/jrm/article/viewFile/8853/8465> (20 de febrero de 2016).