

مدل‌سازی جذب سالیانه کربن اتمسفری توسط نهال‌های کلن صنوبر هیبریدی (*Populus euramericana* 488) با استفاده از معادلات رشدسنجی

علی اصغر واحدی^{۱*}، اسداله متاجی^۲ و رضا اخوان^۱

(تاریخ دریافت: ۱۳۹۳/۱۰/۲۳؛ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۴/۴/۱۴)

چکیده

مدل‌سازی رشدسنجی نهال‌های کلن صنوبر هیبریدی تحت کشت منجر به افزایش دقت برآورد تولید خالص و ترسیب کربن در مقیاس وسیع می‌شود که برای ارزیابی و انتخاب نهال‌های برتر به منظور فروش بیشتر برای تامین منابع سلولزی و ذخایر انرژی زیستی به کار می‌رود. بدین منظور ۲۵ قلمه از نهال کلن مورد مطالعه (*P. euramericana* 488) در اسفند ۱۳۹۱ با ۳ تکرار در کرت‌های ۱×۱ متر مربع در نهالستان تلوکلاهی ساری کاشته شدند. در دی ۱۳۹۲ از هر کرت تعداد ۱۰ نهال مشتمل بر دو طبقه قطری (۲-۱/۱ و ۱-۰ سانتی‌متر) انتخاب شدند. از هر طبقه با توجه به تعداد و توزیع قطری پایه‌های موجود به ترتیب ۲۴ و ۶ پایه با ریشه از خاک خارج شدند، ریشه و ساقه نهال‌ها از هم جدا شده و طی ۴۸ ساعت در دمای ۸۵ درجه سانتی‌گراد در آون خشک شدند. برای مدل‌سازی از دو متغیر قطر یقه و ارتفاع کل استفاده شد. نتایج مدل‌سازی نشان داد مدل چند متغیره مشتمل بر لگاریتم قطر، لگاریتم ارتفاع و مربع لگاریتم قطر با میانگین ضریب کربن $[C] = 0/44$ مدل بهینه تخمین ترسیب کربن ($R^2_{adj} = 0/732$; $CF = 1/056$) برای انتخاب نهال‌های برتر می‌باشد. مدل مذکور در اوایل دوران رشد دارای دقت قابل ملاحظه و اعتبار محاسباتی بوده و به عنوان معیار بارز برای ارزیابی استاندارد و انتخاب نهال‌های برتر کلن صنوبر مورد مطالعه در یک مدیریت بهینه در راستای اهداف توسعه پایدار محسوب شود.

واژه‌های کلیدی: مدل‌سازی، ترسیب کربن، زیست‌توده، توسعه پایدار، صنوبر هیبریدی، منابع سلولزی، انرژی زیستی

۱. گروه جنگلداری، مؤسسه تحقیقات جنگل‌ها و مراتع کشور، سازمان تحقیقات، آموزش و ترویج کشاورزی، تهران

۲. گروه جنگل‌شناسی و اکولوژی جنگل، دانشکده منابع طبیعی و کشاورزی، واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران

* مسئول مکاتبات، پست الکترونیکی: ali.vahedi60@gmail.com

مقدمه

در عصر کنونی از آنجایی که ترسیب کربن زیست‌توده گیاهی باعث کاهش میزان دی‌اکسید کربن اتمسفری، کاهش درجه حرارت زمین و به تبع آن، باعث کاهش تغییرات آب و هوایی می‌شود، اهمیت آن بیش از پیش مورد توجه قرار می‌گیرد (۱۲ و ۲۵). از اینرو امروزه در رابطه با کاشت و داشت زیست‌توده گیاهی در سطوح جنگلی و نهالستان‌ها علاوه بر افزایش میزان تولیدی زیست‌توده، میزان افزایشی ترسیب کربن نیز مدنظر قرار می‌گیرد (۳۳). در این رابطه مهمترین پرسش این است که چه گونه‌ای از گیاهان باید کاشته شود که علاوه بر جنبه اقتصادی و تولید بالا و با کیفیت، حداکثر جذب کربن اتمسفری در سال‌های اول رشد را نیز داشته باشد. امروزه یکی از مهمترین موانع اساسی در رابطه با برآورد واقعی ترسیب کربن سطح محلی و منطقه‌ای عدم وجود مدل‌های استاندارد در ارتباط با اندازه‌گیری و تخمین دقیق زیست‌توده‌های گیاهی (هوایی و زیرزمینی) می‌باشد (۱۴). از اینرو برای برآورد زیست‌توده گیاهی و پیش‌بینی میزان جذب کربن اتمسفری، یکی از مهمترین و بهترین روش‌ها، استفاده از مدل‌های رشدسنجی می‌باشد (۱۴، ۲۲ و ۲۶). در مدل‌های مذکور در قالب رگرسیون‌های خطی و یا غیرخطی با استفاده از ویژگی‌های بیوفیزیکی درختان از جمله قطر و ارتفاع به‌راحتی می‌توان برآوردی صحیح در رابطه با وزن خشک هر یک از اجزای گیاهی و مقادیر وزنی ترسیب کربن مربوط به آنها داشت (۹، ۲۸ و ۳۰). با توجه به کلیه پژوهش‌های صورت گرفته توسط واحدی و متاجی (۵)، آلوارز و همکاران (۸)، یین و لی (۳۱)، ژو و همکاران (۳۴)، ژانگ و همکاران (۳۲ و ۳۳)، کربی و پتوین (۲۳) معمولاً مطالعات ترسیب کربن زیست‌توده گیاهی در دو قالب موضوع مورد بررسی قرار می‌گیرد: ۱- ذخیره و یا انباشتگی کربن (Carbon storage) که پس از سال‌ها و افزایش سن در اجزای زیست‌توده گیاهی در قالب موجودی کربن (Carbon stock) نمود پیدا می‌کند که مربوط به زیست‌توده کلان می‌باشد. معمولاً وزن موجودی کربن درختان براساس

کیلوگرم یا تن مورد محاسبه قرار می‌گیرد. ۲- ترسیب کربن (Carbon sequestration) یا جذب سالیانه کربن اتمسفری در واقع مقدار وزنی انحصار شده در سیکل غیرگردشی کربن است که در بازه زمانی مطرح می‌باشد، واحد اندازه‌گیری آن برحسب زمان معمولاً به‌ازای هر یک سال مورد سنجش و اندازه‌گیری قرار می‌گیرد و مربوط به تولید خالص سالیانه زیست‌توده درختان در دوره‌های مختلف رویشی، از جمله نهال‌ها به‌ازای یک سال می‌باشد. معمولاً مقدار ترسیب کربن یا همان مقادیر وزنی اندوخته شده در این رابطه برحسب کیلوگرم و یا گرم در سال مورد محاسبه قرار می‌گیرد. در تحقیق حاضر نیز جذب سالیانه کربن اتمسفری در قالب ترسیب سالیانه کربن در رابطه با زیست‌توده نهال‌های درختی مورد مطالعه قرار گرفته است.

مطالعه حاضر با تحقیق بر روی نهال کلن گونه صنوبر (*P. euramericana* 488) در نهالستان تلوکلائی ساری که دارای شرایط رویشگاهی و تیمار یکسان می‌باشد صورت گرفته است تا مشخص شود آیا کلن مورد مطالعه در رابطه با ارزیابی اولیه تولید زیست‌توده و جذب کربن اتمسفری به‌عنوان کلن برتر صنوبر هیبریدی محسوب می‌شود یا خیر. بهترین راه ارزیابی میزان تولید زیست‌توده و میزان جذب کربن اتمسفری این گونه در دوره رویش اولیه می‌باشد چرا که نتایج ارزیابی و رتبه‌بندی بر پایه میزان تولید زیست‌توده در پایان سال اول رشد با سال‌های بعد مطابقت دارد (۱۰، ۱۵ و ۱۹). پژوهش حاضر طی روند مدل‌سازی معادلات رشدسنجی و ارائه مدل بهینه با بیشترین دقت برآورد ترسیب کربن نهال‌های یک‌ساله کلن گونه صنوبر هیبریدی در صدد ارزیابی و رتبه‌بندی برای انتخاب نهال‌های برتر بین کلیه پایه‌های درون گونه‌ای با منشا ژنتیکی یکسان و شرایط اکولوژیکی کاملاً مشابه برای مدیریت و توسعه بهینه کشت و درآمدزایی بیشتر در منطقه مورد مطالعه می‌باشد.

مواد و روش‌ها

منطقه تحقیق

این پژوهش در نهالستان تلوکلا واقع در استان مازندران انجام

زیست‌توده، در هر کرت تعداد ۱۰ نهال به‌طور تصادفی مشتمل بر دو طبقه قطری موجود (۲-۱/۱، ۱-۰ سانتی‌متر) به‌طور کامل و با ریشه از خاک خارج شده و در کیسه‌های پلاستیکی به آزمایشگاه منتقل شدند (۲۹). از هر طبقه قطری با توجه به تعداد و توزیع قطری پایه‌های موجود پس از یک‌سال به‌ترتیب حداکثر ۲۴ و ۶ پایه برای نمونه‌برداری تخریبی انتخاب شدند (۷ و ۲۹). در تحقیق حاضر علاوه بر زیست‌توده هوایی، زیست‌توده زیرزمینی (ریشه) نیز برای مدل‌سازی رشدسنجی زیست‌توده کل گونه مورد مطالعه اندازه‌گیری شد. ریشه و ساقه نهال‌ها از هم جدا شده و پس از جدا کردن گل و لای از ریشه‌ها و توزین، به‌مدت ۴۸ ساعت و با دمای ۸۵ درجه سانتی‌گراد در آون خشک شده و ضریب خشکی آنها محاسبه شد (۱۹). وزن خشک زیست‌توده از حاصل ضرب مجموع وزن هر بخش (ساقه و ریشه) در ضریب خشکی (نسبت وزن خشک به وزن تر نمونه‌ها) به‌دست آمد. در این تحقیق برای تعیین مقدار ترسب کربن واقعی زیست‌توده نهال‌های صنوبر ضریب کربن ($PCC = [C]$) به‌طور مستقیم محاسبه شد. برای محاسبه ضریب کربن، پس از تعیین مقدار مشخص و مساوی از نمونه‌های تکه برداری شده از زیست‌توده هوایی و ریشه، نمونه‌های مورد نظر ابتدا توزین شدند و سپس در کوره حرارتی قرار گرفتند. نمونه‌ها پس از خاکستر شدن در کوره دوباره توزین شده و با در دست داشتن وزن اولیه و وزن خاکسترهای ایجاد شده (نسبت کربن آلی به ماده آلی) درصد کربن محاسباتی یا همان ضریب کربن $[C]$ برای هر نمونه به‌دست آمد (۲ و ۵).

تجزیه و تحلیل آماری

به‌منظور مدل‌سازی زیست‌توده نهال گونه مورد مطالعه، دو ویژگی قطر یقه، و ارتفاع کل نهال‌های صنوبر برای برآزش مدل‌ها مورد استفاده قرار گرفتند (۶، ۲۱ و ۳۰). با استناد به اینکه کاشت و داشت کلن مورد مطالعه برای نمونه‌برداری تخریبی مربوط به یک دوره رویشی بود، متغیر سن در تمامی

شد که از لحاظ مختصات جغرافیایی در طول ۵۳ درجه شرقی و عرض ۳۶ دقیقه و ۳۶ درجه شمالی واقع شده و ارتفاع آن از سطح دریای آزاد ۱۲۰ متر می‌باشد. نهالستان تلوکلا در مجاورت جاده ساری- سمنان قرار گرفته و در سال ۱۳۶۱ به‌منظور تأمین نهال برای عرصه‌های جنگل‌کاری شرکت چوب و کاغذ مازندران احداث شد و سالانه حدود ۴ میلیون اصله نهال از انواع گونه‌های پهن‌برگ و سوزنی‌برگ تولید می‌کند (۴). بررسی‌های انجام شده روی آمار و اطلاعات هواشناسی که از ایستگاه‌های هواشناسی ریگ چشمه و تجن جمع‌آوری شد، نشان می‌دهد که متوسط حداکثر دما در گرم‌ترین ماه سال (مرداد ماه)، ۲۷/۴ درجه سانتی‌گراد و متوسط حداقل دما در سردترین ماه سال (بهمن ماه) ۲ درجه سانتی‌گراد است. این منطقه در مجموع با ۸۴۸ میلی‌متر بارندگی سالانه دارای آب و هوایی معتدل و مرطوب می‌باشد. pH خاک منطقه مورد مطالعه ۷/۳ می‌باشد (۴). هم‌چنین خاک نهالستان تقریباً یکنواخت بوده و دارای بافت لومی رسی شنی بوده و به‌طور کلی در گروه خاک‌های رسی لومی با بافت متوسط قرار دارد (۱).

روش پژوهش و جمع‌آوری داده‌ها

به‌منظور دستیابی به اهداف این تحقیق، کاشت قلمه‌های کلن صنوبر (*P. euramericana* 488) در نهالستان تلوکلا انجام شد. برای بررسی میزان تولید زیست‌توده کلن مورد نظر، قلمه‌هایی به طول ۲۵ سانتی‌متر و دارای حداقل ۳ جوانه پایا (۱۷ و ۱۸) تهیه گردید و در اسفند ماه سال ۱۳۹۱، قلمه‌ها با ۳ تکرار در کرت‌های ۱×۱ متر مربع کاشته شدند. در هر کرت تعداد ۲۵ قلمه و در مجموع تعداد ۷۵ قلمه در ۳ کرت کاشته شدند. لازم به‌ذکر است که کرت‌ها از نظر شرایط خاک، آبیاری و مبارزه با علف‌های هرز از شرایط یکسانی برخوردار بودند و در طول فصل رویش آبیاری کرت‌ها به‌صورت بارانی و ۳ تا ۴ بار در هفته و هر بار به‌مدت دو ساعت انجام شد. در پایان فصل رویش در دی ماه سال ۱۳۹۲، میزان تولید زیست‌توده در هر یک از کرت‌ها اندازه‌گیری شد. برای اندازه‌گیری میزان

رابطه ۳ از مجموع ترسیب کربن سالیانه زیست‌توده هوایی و زیرزمینی به دست می‌آید.

$$C_{seq} = \text{Exp}[pcc_s \times (\text{Ln}Y_s) + pcc_r \times (\text{Ln}Y_r)] \text{ (g/year)} \quad [3]$$

در رابطه بالا C_{seq} ترسیب کربن سالیانه زیست‌توده مورد مطالعه برحسب گرم در سال، pcc_s ضریب کربن محاسباتی زیست‌توده هوایی برحسب درصد و pcc_r ضریب کربن محاسباتی زیست‌توده زیرزمینی برحسب درصد می‌باشد. به منظور بررسی اختلاف معنی‌داری ضریب کربن محاسباتی بین زیست‌توده هوایی پایه‌های مختلف در کرت‌های مورد کشت و بین زیست‌توده زیرزمینی نهال‌های مختلف گونه مذکور در کرت‌های مختلف از آزمون تجزیه واریانس یک‌طرفه استفاده شد. هم‌چنین به منظور مقایسه اختلاف معنی‌داری بین ضریب کربن محاسباتی زیست‌توده هوایی و زیرزمینی از آزمون t جفتی استفاده شد.

اعتبارسنجی هر یک از مدل‌های معرفی شده براساس آزمون t ضرایب به دست آمده، ضریب تبیین تصحیح یافته (R^2_{adj})، میانگین مربعات باقی‌مانده‌ها و عامل تصحیح (CF) صورت می‌گیرد (۹، ۱۴، ۱۶ و ۲۸). البته برای تبیین هر چه بهتر و مدل‌سازی تکمیلی معادلات رشدسنجی از مدل‌های تجربی مورد استفاده در اکثر مطالعات استفاده شد (۱۶ و ۲۸). مدل‌های ارائه شده مدل‌های خطی چند متغیره می‌باشند. برای شناسایی هم‌خطی چندگانه (Multicollinearity) بین متغیرهای مستقل از آزمون تشخیص هم‌خطی (Collinearity diagnostic test) استفاده شد که بر مبنای حداقل فاکتور تورم واریانس (VIF < 10) (Variance Inflation Factor) مدل‌های مربوطه دارای عدم همبستگی معنی‌دار بین متغیرهای مستقل بوده که بر این اساس دارای اعتبار محاسباتی می‌باشند (۳). شاخص فاکتور تورم واریانس از رابطه زیر محاسبه شد.

$$VIF = 1 / (1 - r_i^2) \quad [4]$$

در رابطه بالا r_i^2 : ضریب تشخیص چندگانه حاصل از رگرسیون X_i بر روی $k-1$ متغیر مستقل باقی‌مانده است. محاسبات آماری توسط نرم‌افزار SPSS 17.0 صورت گرفت.

مدل‌ها ثابت در نظر گرفته شد. با توجه به بررسی‌های وسیع صورت گرفته از ویژگی‌های مذکور (قطر و ارتفاع) با ترکیب‌های مختلف تحت عنوان متغیرهای ترکیب یافته (۶، ۸، ۱۶ و ۳۵) در مدل‌های رشدسنجی مختلف استفاده شد. مدل‌های رشدسنجی زیست‌توده نهال گونه مورد مطالعه بر مبنای حداقل مربعات مورد برازش قرار گرفتند. در این تحقیق به منظور مدل‌سازی از مدل توانی (Power function) به عنوان مدل پایه و سپس از مدل تغییر شکل یافته لگاریتمی (Log-transformed model) آن استفاده شد. به دلیل اینکه پراکنش مقادیر زیست‌توده به دست آمده در رابطه با بخش هوایی و زیرزمینی نهال‌های مورد مطالعه دارای ناهمگنی پراکنش بوده و در دامنه‌های مختلف قطری و یا ارتفاعی دارای اختلاف و یا ازدیاد واریانس می‌شوند از اینرو برای تخمین پارامترهای مدل توانی مذکور بهتر است از مدل تغییر شکل یافته لگاریتمی آن استفاده کرد (۱۶) که در این صورت برازش آن به صورت خطی می‌باشد. تبدیل لگاریتمی باعث ایجاد خطای سیستماتیک یا کاهش محاسباتی می‌شود که در نهایت در باز تبدیل با محاسبه عامل تصحیح (Correction factor) خطای محاسبات برطرف می‌شود (۱۶ و ۲۰). از اینرو، باز تبدیل مدل لگاریتمی خطی با احتساب عامل تصحیح در واقع همان مدل توانی است که دارای برازش غیرخطی می‌باشد. عامل تصحیح با استفاده از رابطه زیر محاسبه شد (۱۴ و ۲۸):

$$CF = \text{Exp}\left(\frac{SEE^2}{2}\right) \quad CF > 1 \quad [1]$$

در این رابطه CF و SEE به ترتیب ضریب تصحیح و اشتباه معیار برآورد رگرسیون می‌باشد. در هریک از مدل‌های خطی لگاریتمی ارائه شده زیست‌توده کل (Y_T) نهال‌های گونه مورد مطالعه از مجموع زیست‌توده هوایی (Y_S) و زیست‌توده زیرزمینی (Y_R) به دست می‌آید (۲۷):

$$Y_T \text{ (g/year)} = \text{Exp}(\text{Ln}Y_s) + \text{Exp}(\text{Ln}Y_r) \quad [2]$$

در رابطه ۲، کل زیست‌توده برحسب گرم در سال محاسبه می‌شود. ترسیب کربن سالیانه کل زیست‌توده با توجه به

جدول ۱. نتایج تجزیه واریانس ضریب کربن محاسباتی زیست‌توده هوایی

P. euramericana 488 نهال‌های صنوبر

| منبع تغییرات | F | سطح معنی‌داری |
|--------------------|------|--------------------|
| ضریب کربن محاسباتی | ۰/۲۷ | ۰/۷۶ ^{ns} |

ns: عدم اختلاف معنی‌داری

جدول ۲. نتایج تجزیه واریانس ضریب کربن محاسباتی زیست‌توده زیرزمینی

P. euramericana 488 نهال‌های صنوبر

| منبع تغییرات | F | سطح معنی‌داری |
|--------------------|------|--------------------|
| ضریب کربن محاسباتی | ۰/۴۸ | ۰/۶۲ ^{ns} |

ns: عدم اختلاف معنی‌داری

جدول ۳. نتایج آزمون t جفتی مقایسه ضریب کربن محاسباتی زیست‌توده هوایی و زیرزمینی نهال‌های صنوبر *P. euramericana* 488

| منبع تغییرات | اختلاف میانگین | اختلاف اشتباه معیار | t | سطح معنی‌داری |
|--------------------|----------------|---------------------|-------|---------------|
| ضریب کربن محاسباتی | ۰/۰۶ | ۰/۰۰۲ | ۲۷/۰۷ | ۰/۰۰ |

نتایج

ضریب کربن محاسباتی

نتایج مقایسه ضرایب کربن محاسباتی [C] اجزای زیست‌توده نهال گونه مورد مطالعه با استفاده از آنالیز تجزیه واریانس یک‌طرفه نشان داد که بین ضرایب کربن زیست‌توده هوایی پایه‌های مختلف در کرت‌های مورد کشت، اختلاف معنی‌داری وجود ندارد (جدول ۱).

هم‌چنین نتایج نشان داد که بین ضریب کربن محاسباتی زیست‌توده زیرزمینی پایه‌های مختلف در کرت‌های مورد کشت اختلاف معنی‌داری وجود ندارد (جدول ۲).

از طرفی نتایج به‌دست آمده از آزمون t جفتی حاکی از آن است که بین ضریب کربن زیست‌توده هوایی و زیرزمینی نهال‌های گونه مورد مطالعه در کرت‌های مورد کشت در سطح کمتر از ۰/۰۰۱ اختلاف معنی‌دار وجود دارد که اختلاف میانگین و اختلاف خطای مربوط به درصد کربن زیست‌توده هوایی و زیرزمینی نیز در جدول نشان داده شده است (جدول ۳).

نتایج نشان داد که میانگین فاکتور کربن محاسباتی

زیست‌توده هوایی و زیرزمینی نهال‌های کلن مورد مطالعه به‌ترتیب $۰/۰۰۱۶ \pm ۰/۴۷$ و $۰/۰۰۲۶ \pm ۰/۴۱$ می‌باشد، به‌طوری‌که درصد کربن محاسباتی زیست‌توده هوایی به‌صورت معنی‌داری دارای بیشتر از میانگین درصد کربن زیست‌توده زیرزمینی می‌باشد.

مدل‌سازی رشدسنجی اجزا و کل زیست‌توده

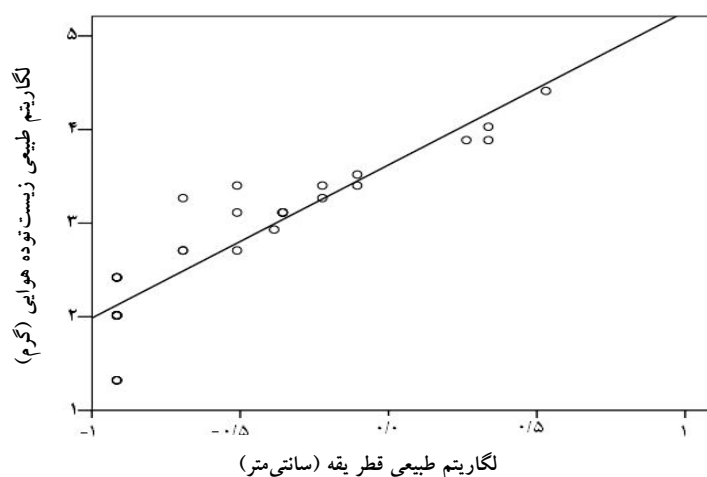
عملیات برازش و تبیین مدل‌های محاسباتی زیست‌توده خشک نهال گونه صنوبر *P. euramericana* 488 توسط دو متغیر (ورودی) قطر یقه (D) و ارتفاع کل (H) به‌صورت تک متغیر و ترکیبی صورت گرفت. ترکیب‌های مختلف به‌صورت گام به گام در مدل‌های مختلف وارد شدند. ابتدا فقط از متغیر قطر یقه و ارتفاع کل در مدل توانی ($Y = a(x)^b$) استفاده شد. معادلات لگاریتمی خطی حاصل از تبدیل مدل توانی برحسب قطر یقه طبق پارامترهای محاسباتی و شاخص‌های اعتباری نشان دادند که مدل مربوطه به‌منظور برآورد زیست‌توده خشک هوایی و وزن خشک کل زیست‌توده دارای حداکثر دقت تخمینی و

جدول ۴. نتایج تحلیلی پارامترهای مدل لگاریتمی خطی تک متغیره (قطر و ارتفاع) برای تعیین مدل بهینه زیست توده کل،

زیست توده هوایی و زیرزمینی نهال *P. euramericana* 488

| مدل‌های رشدسنجی | اجزای نهال | ضریب مدل | | Adj.R ² | RMS | SEE | CF |
|---------------------------------|-----------------|----------|------|--------------------|------|------|--------|
| | | a | b | | | | |
| $Y_S = \text{Exp}(a + b \ln D)$ | زیست توده هوایی | ۳/۶۲ | ۱/۶۳ | ۰/۷۹ | ۰/۱۳ | ۰/۳۶ | ۱ / ۰۶ |
| $Y_S = \text{Exp}(a + b \ln H)$ | زیست توده هوایی | ۳/۱۵ | ۱/۸۷ | ۰/۶۳ | ۰/۲۴ | ۰/۴۹ | ۱ / ۱۲ |
| $Y_R = \text{Exp}(a + b \ln D)$ | زیست توده زیرین | ۳/۴۸ | ۰/۹۲ | ۰/۴۱ | ۰/۲۲ | ۰/۴۷ | ۱ / ۱۱ |
| $Y_R = \text{Exp}(a + b \ln H)$ | زیست توده زیرین | ۳/۲۴ | ۱/۱۶ | ۰/۴۰ | ۰/۲۳ | ۰/۴۸ | ۱ / ۱۲ |
| $Y_T = \text{Exp}(a + b \ln D)$ | زیست توده کل | ۴/۲۶ | ۱/۲۲ | ۰/۷۱ | ۰/۱۱ | ۰/۳۴ | ۱ / ۰۶ |
| $Y_T = \text{Exp}(a + b \ln H)$ | زیست توده کل | ۳/۹۲ | ۱/۴۵ | ۰/۶۱ | ۰/۱۵ | ۰/۳۹ | ۱ / ۰۸ |

D: قطر یقه، H: ارتفاع کل، Adj.R²: ضریب تبیین تطبیق یافته، RMS: میانگین مربعات باقی مانده‌ها، SEE: اشتباه معیار تخمین رگرسیون و CF: ضریب تصحیح، مقادیر a و b در سطح $P < 0/01$ معنی دار می‌باشند.



شکل ۱. منحنی برازش مدل رشدسنجی زیست توده هوایی برحسب لگاریتم قطر یقه

به صورت معنی داری اعتبار محاسباتی دارد ($P < 0/01$).

با توجه به مدل‌های رشدسنجی ارائه شده در جدول ۴ به منظور تبیین برازش هر یک از مدل‌های مربوطه، بهترین برازش مربوط به مدل رشدسنجی زیست توده هوایی برحسب قطر یقه می‌باشد که در شکل ۱ نمایش داده شده است.

در گام بعدی از ترکیب مربع قطر یقه و ارتفاع کل ($D^2 \times H$) به عنوان متغیر ترکیبی برای مدل‌سازی استفاده شد. نتایج نشان داد که ورود متغیر ترکیبی مذکور در مدل لگاریتمی خطی زیست توده هوایی نسبت به مدل لگاریتمی مبتنی بر فقط قطر یقه مربوط به زیست توده هوایی باعث افزایش دقت مدل

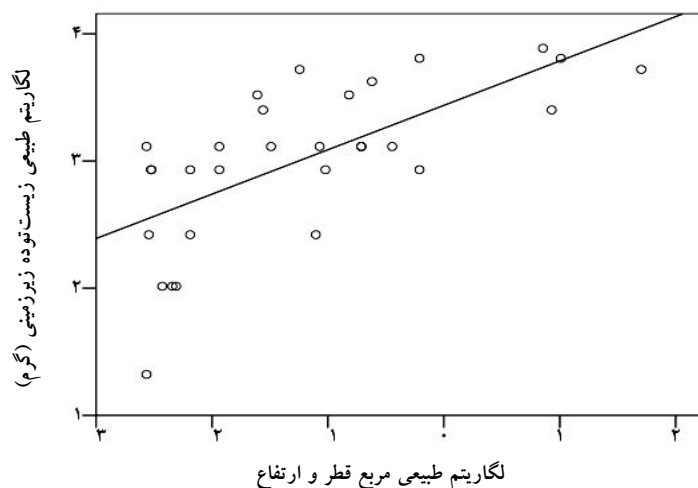
بهترین برازش می‌باشد (جدول ۴). علاوه بر آن، نتایج نشان داد که برای برآورد زیست توده خشک ریشه اگر چه ورودی قطر یقه به عنوان تنها متغیر مستقل نسبت به ارتفاع در مدل‌های رشدسنجی مربوطه دارای دقت بیشتر و برازش مناسب‌تر می‌باشد ولی اختلاف دقت تخمینی بسیار ناچیز می‌باشد (جدول ۴). هم چنین نتایج جدول ۴ نشان داد که مدل رشدسنجی برحسب قطر یقه برای برآورد زیست توده کل نهال نسبت به مدل رشدسنجی برحسب ارتفاع دارای دقت تخمینی و قطعیت بیشتری می‌باشد. نتایج حاصل از آزمون t حاکی از آن است که در کلیه مدل‌های ارائه شده در جدول ۴ ضرایب محاسباتی

جدول ۵. نتایج تحلیلی پارامترهای مدل لگاریتمی خطی برحسب مربع قطر و ارتفاع کل (متغیر ترکیبی) برای تعیین مدل

بهینه زیست‌توده کل، زیست‌توده هوایی و زیرزمینی نهال *P. euramericana* 488

| مدل‌های رشدسنجی | اجزای نهال | ضریب مدل | | Adj.R ² | RMS | SEE | CF |
|---|-----------------|----------|------|--------------------|------|------|------|
| | | a | b | | | | |
| $Y_S = \text{Exp}[a + b \ln(D^2 \times H)]$ | زیست‌توده هوایی | ۳/۵ | ۰/۶۰ | ۰/۷۹ | ۰/۱۳ | ۰/۳۶ | ۱/۰۶ |
| $Y_R = \text{Exp}[a + b \ln(D^2 \times H)]$ | زیست‌توده زیرین | ۳/۴ | ۰/۳۵ | ۰/۴۳ | ۰/۲۱ | ۰/۴۶ | ۱/۱۱ |
| $Y_T = \text{Exp}[a + b \ln(D^2 \times H)]$ | زیست‌توده کل | ۴/۱۹ | ۰/۴۵ | ۰/۷۳ | ۰/۱۱ | ۰/۳۳ | ۱/۰۵ |

D: قطر یقه، H: ارتفاع کل، Adj.R²: ضریب تبیین تطبیق یافته، RMS: میانگین مربعات باقی‌مانده‌ها، SEE: اشتباه معیار تخمین رگرسیون و CF: ضریب تصحیح، مقادیر a و b در سطح $P < ۰/۰۱$ معنی‌دار می‌باشند.

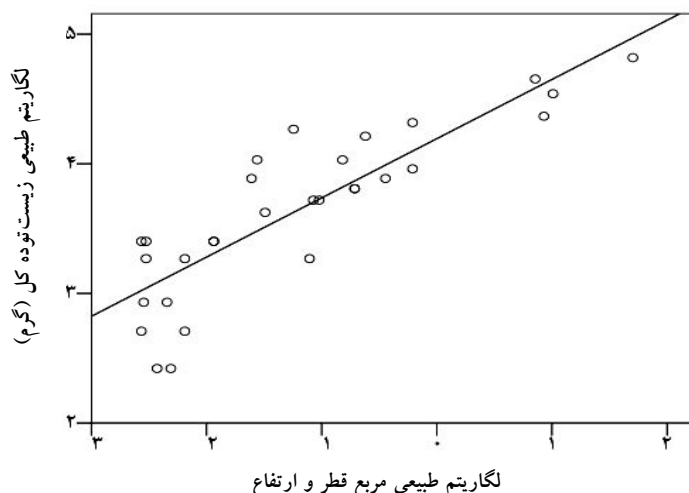


شکل ۲. منحنی برازش مدل رشدسنجی زیست‌توده زیرزمینی برحسب لگاریتم مربع قطر و ارتفاع

در گام نهایی از مدل‌های چند بعدی در قالب مدل‌های خطی چند متغیره استفاده شد که در آن قطر و ارتفاع هر کدام به‌عنوان یک متغیر مستقل شناخته می‌شوند (جدول ۶). نتایج حاصل از آزمون هم‌خطی چندگانه نشان داد که حداکثر مقدار عددی تورم واریانس محاسباتی شاخص عددی قابل قبولی را نشان می‌دهد ($VIF < ۱۰$) که بر این اساس مدل‌های مربوطه دارای عدم همبستگی خطی چندگانه بین متغیرهای مستقل بوده و از لحاظ معیارهای آماری و محاسباتی دارای اعتبار می‌باشند (جدول ۶). نتایج حاصل از آزمون *t* نیز نشان داد که مقادیر پارامترهای محاسباتی (a, b, c) دارای اعتبار محاسباتی می‌باشند (جدول ۶). نتایج حاصل از مدل‌سازی

نمی‌شود چرا که ضریب تبیین تطبیق یافته مقدار کمتر و میانگین مربعات باقی‌مانده‌ها و ضریب تصحیح مدل مربوطه میزان بیشتری را نشان می‌دهند (جدول ۵). مدل‌های رشدسنجی زیست‌توده زیرزمینی و زیست‌توده کل برحسب لگاریتم متغیر ترکیبی مربع قطر و ارتفاع ($D^2 \times H$) دارای دقت بیشتر برای برآورد و دارای برازش مناسب‌تر مشاهدات نسبت به مدل‌های مربوط به زیست‌توده زیرزمینی و زیست‌توده کل در جدول می‌باشند (جدول ۵).

با توجه به انتخاب ارجح برازش مشاهدات در نتایج، شکل ۲ و ۳ به ترتیب برازش مشاهدات زیست‌توده زیرزمینی و زیست‌توده کل را نشان می‌دهد.



شکل ۳. منحنی برازش مدل رشدسنجی زیست‌توده کل برحسب لگاریتم مربع قطر و ارتفاع

جدول ۶. نتایج تحلیلی پارامترهای مدل لگاریتمی خطی چند متغیره برحسب قطر و ارتفاع کل برای تعیین مدل بهینه زیست‌توده کل.

زیست‌توده هوایی و زیرزمینی نهال *P. euramericana* 488

| مدل‌های رشدسنجی | اجزای نهال | a | b | c | k | Adj.R ² | RMS | SEE | CF | VIF |
|--|-----------------|------|------|------|-------|--------------------|------|------|------|------|
| $Y_S = \text{Exp} [a + b \ln D + c \ln H]$ | زیست‌توده هوایی | ۳/۵۸ | ۱/۴۶ | ۰/۲۵ | --- | ۰/۷۹ | ۰/۱۳ | ۰/۳۶ | ۱/۰۷ | ۳/۹۲ |
| $Y_S = \text{Exp} [a + b \ln D + c \ln H + k (\ln D)^2]$ | زیست‌توده هوایی | ۳/۶۷ | ۱/۰۵ | ۰/۲۱ | -۰/۶۸ | ۰/۸۱ | ۰/۱۲ | ۰/۳۴ | ۱/۰۶ | ۵/۹۸ |
| $Y_R = \text{Exp} [a + b \ln D + c \ln H]$ | زیست‌توده زیرین | ۳/۴۰ | ۰/۵۴ | ۰/۵۵ | --- | ۰/۴۲ | ۰/۲۲ | ۰/۴۷ | ۱/۱۱ | ۳/۹۲ |
| $Y_R = \text{Exp} [a + b \ln D + c \ln H + k (\ln D)^2]$ | زیست‌توده زیرین | ۳/۴۶ | ۰/۲۳ | ۰/۵۲ | -۰/۵۲ | ۰/۴۲ | ۰/۲۲ | ۰/۴۷ | ۱/۱۱ | ۵/۹۸ |
| $Y_T = \text{Exp} [a + b \ln D + c \ln H]$ | زیست‌توده کل | ۴/۲۱ | ۰/۹۵ | ۰/۳۹ | --- | ۰/۷۲ | ۰/۱۱ | ۰/۳۳ | ۱/۰۵ | ۳/۹۲ |
| $Y_T = \text{Exp} [a + b \ln D + c \ln H + k (\ln D)^2]$ | زیست‌توده کل | ۴/۲۶ | ۰/۶۶ | ۰/۳۷ | -۰/۴۷ | ۰/۷۳ | ۰/۱۱ | ۰/۳۳ | ۱/۰۵ | ۵/۹۸ |

D: قطر یقه، H: ارتفاع کل، Adj.R²: ضریب تبیین تطبیق یافته، RMS: میانگین مربعات باقی‌مانده‌ها، SEE: اشتباه معیار تخمین رگرسیون، CF: ضریب تصحیح و VIF: فاکتور تورم واریانس، مقادیر a و b در سطح $P < ۰/۰۱$ معنی‌دار می‌باشند.

بحث و نتیجه‌گیری

در تحقیق حاضر به منظور مدل‌سازی رشدسنجی مقادیر تولیدی زیست‌توده هوایی و زیرزمینی و در نهایت کل زیست‌توده نهال کلن صنوبر گونه مورد مطالعه، به‌طور گام به گام از دو کمیت قطر یقه و ارتفاع به‌صورت تک متغیره و ترکیبی و در قالب مدل‌های خطی چند متغیره استفاده شد. همان‌طور که در نتایج نشان داده شد، در رابطه با محاسبه زیست‌توده هوایی، مدل

معادلات دو بعدی نشان داد که تفاوت قابل ملاحظه‌ای از نظر دقت برآوردی زیست‌توده خشک بخش‌های مختلف و کل اوزان خشک زیست‌توده در قیاس با سایر مدل‌های ارائه شده در بخش‌های پیشین تحقیق حاضر وجود ندارد، در صورتی‌که مدل تجربی سه بعدی زیست‌توده هوایی و زیست‌توده کل دارای دقت محاسباتی بیشتری نسبت به کلیه مدل‌های ارائه شده می‌باشد.

لگاریتمی خطی مبتنی بر قطر یقه دارای بالاترین دقت محاسباتی می‌باشد. از اینرو می‌توان نتیجه گرفت که در رابطه با برآورد مقدار وزنی زیست‌توده هوایی، قطر یقه دارای بیشترین ارزش محاسباتی می‌باشد چرا که دارای بیشترین همبستگی با زیست‌توده هوایی گونه مذکور می‌باشد. هم‌چنین نتایج نشان داد که برای برآورد دیگر اجزای زیست‌توده گیاهی اعم از زیست‌توده زیرزمینی و زیست‌توده کل، قطر یقه نسبت به ارتفاع دارای ارزش محاسباتی بیشتری می‌باشد به طوری که در همه مدل‌های لگاریتمی خطی مبتنی بر قطر یقه، دقت محاسباتی زیست‌توده بیشتر و برازش مشاهدات واقعی نسبت به مدل‌های مذکور برحسب ارتفاع، بهتر بود. به‌طور قاطع اکثر مطالعات مدل‌سازی رشدسنجی زیست‌توده گیاهی به این نتیجه رسیدند که متغیر قطر در کلیه مدل‌ها دارای ارزش محاسباتی زیادتری نسبت به دیگر ویژگی‌های قابل اندازه‌گیری می‌باشد، به این دلیل که دارای همبستگی زیادی با مقادیر زیست‌توده گیاهی در دوره‌های مختلف رویشی می‌باشد (۲۸). در گام بعدی مدل‌سازی رشدسنجی از کلیه متغیرهای ترکیبی ممکنه برای برازش استفاده شد که در نهایت متغیر ترکیبی مربع قطر و ارتفاع ($D^2 \times H$) به‌عنوان متغیر مستقل در مدل‌های خطی تک متغیره با بیشترین همبستگی با مقادیر وزنی زیست‌توده خشک معرفی شد. نتایج حاصل از مدل‌سازی مشتمل بر متغیر مذکور نشان داد که مدل رشدسنجی زیست‌توده ریشه و زیست‌توده کل دارای دقت برآوردی بیشتر و برازش مناسب‌تری نسبت به کلیه مدل‌های تبیین شده در جدول ۱ می‌باشد. بنابراین با توجه به نتایج به‌دست آمده می‌توان دریافت که وزن خشک ریشه و کل زیست‌توده علاوه بر قطر، تحت تاثیر رویش ارتفاعی نیز قرار دارد ولی نکته حائز اهمیت در آن است که اضافه شدن ارتفاع به کندی سبب افزایش دقت برآوردی و بهینه شدن برازش مشاهدات می‌شود. البته قابل ذکر است که گونه‌های چوبی که دارای سنین متفاوت بوده و در مراحل رویشی متفاوت قرار دارند، مسلماً از تغییرات ارتفاعی قابل ملاحظه‌ای برخوردارند. از اینرو در رابطه با مدل‌سازی رشدسنجی

زیست‌توده، ارتفاع می‌تواند نقش قابل توجهی را علاوه بر قطر داشته باشد که نمونه آن مطالعات مربوط به ژوستن و همکاران (۲۱) می‌باشد که در رابطه با مدل‌سازی رشدسنجی گونه راش در مراحل مختلف رویشی از نهال تا درختان قطور، ورود ارتفاع باعث افزایش اطلاعات و دقت برآوردی زیست‌توده شد. در گام نهایی از مدل‌های خطی چند متغیره استفاده شد (۱۱، ۱۴، ۱۶ و ۲۸). همان‌طور که نتایج نشان داد مدل خطی سه بعدی مربوط به زیست‌توده هوایی و زیست‌توده کل نسبت به کلیه مدل‌های ارائه شده دارای خطای برآورد کمتر و هم‌چنین دارای دقت محاسباتی بیشتر و برازش بهتری می‌باشد. در صورتی که مدل‌های لگاریتمی خطی دو متغیره مشتمل بر قطر و ارتفاع دارای دقت محاسبات قابل ملاحظه‌ای نمی‌باشند که در این راستا اهمیت تاثیرگذاری ارتفاع در افزایش دقت محاسبات ناچیز می‌باشد. همان‌طور که در نتایج نشان داده شد، برازش مدل‌های رشدسنجی تک متغیره، ترکیبی و چند متغیره زیست‌توده هوایی و زیست‌توده کل تناسب نزدیکی به هم داشته و از لحاظ شاخص‌های اعتبارسنجی دارای دقت برآوردی نزدیک به هم می‌باشند. این امر حاکی از آن است که در حقیقت مقادیر اوزان خشک (زیست‌توده) هوایی سهم بیشتری از زیست‌توده کل را در مقایسه با زیست‌توده زیرزمینی به‌خود اختصاص می‌دهد. از اینرو در اغلب مطالعات به دلیل عدم سهولت اندازه‌گیری وزن زیست‌توده زیرزمینی و هزینه‌های زیاد به‌طور تقریبی ۲۰-۱۵٪ از مقادیر وزنی زیست‌توده هوایی را به زیست‌توده زیرزمینی اختصاص می‌دهند (۲۰ و ۲۴).

نتایج حاصل در رابطه با سهم کربن محاسباتی زیست‌توده هوایی و زیرزمینی نشان داد که درصد کربن زیست‌توده هوایی به‌طور معنی‌داری بیشتر از درصد کربن زیست‌توده زیرزمینی می‌باشد که نشان می‌دهد میزان جذب کربن اتمسفری زیست‌توده هوایی نهال گونه مورد مطالعه نسبت به ریشه‌ها بیشتر می‌باشد. معمولاً به‌طور میانگین برای برآورد ترسیب کربن اجزای زیست‌توده گیاهی ۵۰ درصد را به ضریب کربن محاسباتی اختصاص می‌دهند، در صورتی که در نتایج تحقیق

برآورد زیست‌توده گیاهی (هوایی و زیرزمینی) یکی از مهمترین شاخص‌های مدنظر به‌منظور انتخاب نهال برتر برای کشت و تولید می‌باشد (۱۳ و ۱۹) با مدل‌سازی رشدسنجی می‌توان در سطوح خیلی وسیع با صرفه‌جویی در زمان، هزینه و عدم نمونه‌برداری تخریبی ارزیابی و برآورد درستی با حداقل عدم قطعیت در رابطه با انتخاب نهال‌های کلن مورد مطالعه برای تولید بهینه و عرضه مناسب در رابطه با منابع سلولزی داشت. از آنجایی که مدل‌های معرفی شده در اوایل دوران رشد دارای دقت قابل ملاحظه و اعتبار محاسباتی می‌باشند و با توجه به اینکه در اوایل دوران رشد میزان جذب سالیانه کربن اتمسفری منابع سلولزی به‌عنوان ذخایر آبی انرژی زیستی در مدیریت توسعه پایدار دارای اهمیت بیش از پیش می‌باشد، لذا برآورد مقادیر جذب کربن سالیانه نهال‌های مورد مطالعه علاوه بر برآورد تولید خالص (زیست‌توده خشک) می‌تواند معیار بارز برای ارزیابی و انتخاب نهال‌های برتر در یک مدیریت بهینه در راستای اهداف توسعه پایدار محسوب شود.

سپاسگزاری

بدین وسیله از سرکار خانم مهندس نیلوفر حق‌دوست دانشجوی دکتری جنگلداری دانشگاه تربیت مدرس به پاس زحمات ایشان در راستای اتمام این پژوهش قدردانی می‌شود.

حاصله درصد کربن زیست‌توده هوایی و زیرزمینی به ترتیب ۴۷٪ و ۴۱٪ می‌باشد. در این راستا ژانگ و همکاران (۳۲) در مطالعات خود در رابطه با بررسی ضریب کربن محاسباتی نشان دادند که ضریب تبدیل کربن بین ۴۴/۴ درصد تا ۵۵/۷ درصد براساس گونه درختی و بافت‌های زیست‌توده تغییر می‌کند که اگر به‌طور میانگین میزان ۵۰٪ به‌عنوان ضریب ثابت جهت تخمین ترسیب کربن زیست‌توده گیاهی معرفی شود، در مجموع ضریب مربوطه دارای حدود ۱۰ درصد خطا می‌باشد. این مساله، اهمیت محاسبه ضریب کربن جهت محاسبات هرچه دقیق‌تر ترسیب کربن زیست‌توده گیاهی چه در بخش هوایی و چه در بخش زیرزمینی را نشان می‌دهد (۳۲).

به‌طور سنتی، به‌دلیل محدودیت‌های هزینه و زمان، ارزیابی و رتبه‌بندی نهال‌های تحت کشت معمولاً براساس ارتفاع کل، قطر یقه و یا حجم ساقه صورت می‌گیرد. اما تحقیقات محققان مؤید این امر است که نتایج ارزیابی و رتبه‌بندی با این شاخص‌ها در پایان سال اول با نتایج آن در پایان سال‌های دوم و سوم تفاوت دارد؛ در حالی که نتایج ارزیابی و رتبه‌بندی بر پایه میزان تولید زیست‌توده در پایان سال اول رویش با سال‌های بعد مطابقت دارد (۱۰، ۱۵ و ۱۹). تحقیق حاضر به دنبال معرفی مطلق ارزش وزنی زیست‌توده و یا مقدار جذب سالیانه کربن اتمسفری توسط نهال‌های کوچک کلن‌گونه صنوبر مورد مطالعه نیست. بلکه به این دلیل که ارزیابی و

منابع مورد استفاده

۱. بای‌وردی، م. ۱۳۷۲. فیزیک خاک، انتشارات دانشگاه تهران، ۶۷۱ ص.
۲. بردبار، س. ک. و س. م. مرتضوی جهرمی. ۱۳۸۵. بررسی پتانسیل ذخیره کربن در جنگلکاری‌های اکالیپتوس (*Eucalyptus camadulensis*) و آکاسیا (*Acacia salicina*) در مناطق غربی استان فارس. فصلنامه پژوهش و سازندگی، ۷۰: ۱۰۳-۹۵.
۳. بی‌همتا، م. ر. و م. ع. زارع چاهوکی. ۱۳۹۰. اصول آمار در علوم منابع طبیعی، انتشارات دانشگاه تهران، ۳۰۰ ص.
۴. پورعسگری، ع. ۱۳۷۵. تعیین بهترین تراکم کاشت بذر گونه‌های افرا پلت و بلوط بلندمازو. پایان‌نامه کارشناسی ارشد جنگلداری دانشگاه علوم کشاورزی و منابع طبیعی گرگان. ۱۳۲ ص.
۵. واحدی، ع. ا. و ا. متاجی. ۱۳۹۲. میزان توزیع ترسیب کربن تنه درختان بلوط (*Quercus castaneifolia* CA. May) در ارتباط با عوامل فیزیوگرافی جنگل‌های طبیعی شمال ایران. تحقیقات جنگل و صنوبر ایران، ۴: ۷۲۸-۷۱۶.

۶. واحدی، ع. ا.، ا. متاجی، س. بابایی کفاکی، ج. اسحاقی‌راد و س. م. حجتی. ۱۳۹۲. مدل‌سازی زی‌توده تنه گونه راش (*Fagus orientalis* Lipsky) با استفاده از معادلات آلومتری در جنگل‌های هیرکانی. *مجله جنگل ایران*، ۳: ۳۰۹-۳۲۲.
7. Aboal, R. J., R. J. Arevalo and A. Fernandez. 2005. Allometric relationships of different tree species and stand above ground biomass in the Gomera laurel forest (Canary Islands). *Flora* 200: 264-274.
8. Alvarez, E., A. Duque, J. Saldarriaga, K. Cabrera, G. D. L. Salas, L. D. Valle, A. Lema, F. Moreno, S. Orrego and L. Rodriguez. 2012. Tree above-ground biomass allometries for carbon stocks estimation in the natural forests of Colombia. *Forest Ecology and Management* 267: 297-308.
9. Basuki, T. M., P. E. Van Laake, A. K. Skidmore and Y. A. Hussin. 2009. Allometric equations for estimating the above-ground biomass in tropical lowland Dipterocarp forests. *Forest Ecology and Management* 257:1684-1694.
10. Brown, K. R., F. D. Beall and G. D. Hogan. 1996. Establishment-year height growth in hybrid poplars; relations with longer-term growth. *New Forests* 12(2):175-86.
11. Brown, S., A. Gillespie and A. E. Lugo 1989. Biomass estimation methods for tropical forests with applications to forest inventory data. *Forest Science* 5: 881-902.
12. Brown, S. and A. E. Lugo. 1982. The storage and production of organic matter in tropical forests and their role in global carbon cycle. *Biotropica* 14: 161-187.
13. Ceulemans, R. and W. Deraedt. 1999. Production physiology and growth potential of poplars under short-rotation forestry culture. *Forest Ecology and Management* 121: 9-23.
14. Chave, J., C. Andalo, S. Brown, M. A. Cairns, J. Q. Chambers, D. Eamus, H. Folster, F. Fromard, N. Higuchi, T. Kira, J. P. Lescure, B. W. Nelson, H. Ogawa, H. Puig, B. Riera and T. Yamakura. 2005. Tree allometry and improved estimation of carbon stocks and balance in tropical forests. *Oecologia* 145: 87-99.
15. Coyle, D. R., M. D. Coleman, J. A. Durant and L. A. Newman. 2006. Survival and growth of 31 populus clones in South Carolina. *Biomass and Bioenergy* 30: 750-758.
16. Djomo, A. N., I. Adamou, S. Joachim and G. Gode. 2010. Allometric equations for biomass estimations in Cameroon and pan moist tropical equations including biomass data from Africa. *Forest Ecology and Management* 260: 1873-1885.
17. Fara, L., M. Filat, D. Chira, S. Fara and C. Nutescu. 2009. Preliminary research on short cycle poplar clones for bioenergy production. RIO 9 - World Climate & Energy Event. 17-19 March, Rio de Janeiro, Brazil, 127-142 PP.
18. Filat, M., D. Chira, M. S. Nica and M. Dogaru. 2010. First year development of poplar clones in biomass short rotation coppiced experimental cultures. *Annals of Forest Research* 53(2):151-160.
19. Guo, X. and X. Zhang. 2010. Performance of 14 hybrid poplar clones grown in Beijing, China. *Biomass and Bioenergy* 34: 906-911.
20. Henry, M., A. Besnard, W. A. Asante, J. Eshun, S. Adu-Bredu, R. Valentini, M. Bernoux and L. Saint-André. 2010. Wood density, phytomass variations within and among trees, and allometric equations in a tropical rainforest of Africa. *Forest Ecology and Management* 260: 1375-1388.
21. Joosten, R., J. Schumacher, C. Wirth and A. Schulte. 2004. Evaluating tree carbon predictions for beech (*Fagus sylvatica* L) in western Germany. *Forest Ecology and Management* 189: 87-96.
22. Ketterings, Q. M., R. Coe, M. V. Noordwijk, Y. Ambagau and C. A. Palm 2001. Reducing uncertainty in the use of allometric biomass equations for predicting above-ground tree biomass in mixed secondary forests. *Forest Ecology and Management* 146: 199-209.
23. Kirby, K. R. and C. Potvin. 2007. Variation in carbon storage among tree species: Implications for the management of a small-scale carbon sink project. *Forest Ecology and Management* 246: 208-221.
24. Mac Dicken, K. G. 1997. A Guide to Monitoring Carbon Storage in Forestry and Agroforestry Projects. Winrock International Institute for Agricultural Development. Forest Carbon Monitoring Program, 91 p.
25. Marechal, K. and W. Hecq. 2006. Temporary credits: A solution to the potential non-permanence of carbon sequestration in forests? *Ecological Economics* 58: 699-716.
26. Navar, J. 2009. Allometric equations for tree species and carbon stocks for forests of northwestern Mexico. *Forest Ecology and Management* 257: 427-434.
27. Navar, J., E. Mendez, A. Najera, J. Graciano, V. Dale and B. Parresol. 2004. Biomass equations for shrub species of Tamaulipan thornscrub of North-eastern Mexico. *Journal of Arid Environments* 59: 657-674.
28. Ribeiro, C. S., L. Fehrmann, C. Pedro Boechat Soares, L. Antônio Gonçalves Jacovine, C. Kleinn and R. de Oliveira Gaspar. 2011. Above- and belowground biomass in a Brazilian Cerrado. *Forest Ecology and Management* 262: 491-499.
29. Singh, V., A. Tewari, S. P. S. Kushwaha and V. K. Dadhwal. 2011. Formulating allometric equations for estimating biomass and carbon stock in small diameter trees. *Forest Ecology and Management* 261: 1945-1949.

30. Turski, M., C. Beker, K. Kazmierczak and T. Najgrakowski. 2008. Allometric equations for estimating the mass and volume of fresh assimilational apparatus of standing scots pine (*Pinus sylvestris* L.) trees. *Forest Ecology and Management* 255: 2678-2687.
31. Yen, T. M. and J. S. Lee. 2011. Comparing aboveground carbon sequestration between moso bamboo (*Phyllostachys heterocycla*) and China fir (*Cunninghamia lanceolata*) forests based on the allometric model. *Forest Ecology and Management* 261: 995-1002.
32. Zhang, Q., C. Wang, X. Wang and X. Quan. 2009. Carbon concentration variability of 10 Chinese temperate tree species. *Forest Ecology and Management* 258: 722-727.
33. Zhang, J., Y. Ge, J. Chang, B. Jiang, H. Jiang, C. Peng, J. Zhu, W. Yuan, L. Qi and S. Yu. 2007. Carbon storage by ecological service forests in Zhejiang Province, subtropical China. *Forest Ecology and Management* 245: 64-75.
34. Zhu, B., X. Wang, W. Fang, S. Piao, H. Shen, S. Zhao and C. Peng. 2010. Altitudinal changes in carbon storage of temperate forests on Mt Changbai, Northeast China. *Carbon cycle process in East Asia* 123: 439-452.
35. Zianis, D. and M. Mencuccini. 2004. On simplifying allometric analyses of forest biomass. *Forest Ecology and Management* 187: 311-332.