

ارزیابی توزیع‌های مختلف آماری در برآورد پراکنش تعداد در طبقات قطری توده‌های راش سفارود در مراحل مختلف تحولی جنگل

بیت‌اله امانزاده^{۱*}، خسرو ثاقب‌طالبی^۲، فرهاد فدایی خشکیبجاری^۳، بابا خانجانی شیراز^۴ و ارسلان همتی^۵

^{۱*} - نویسنده مسئول، مربی پژوهش، مرکز تحقیقات کشاورزی و منابع طبیعی استان گیلان، رشت. پست الکترونیک: b_amanzad@yahoo.com

^۲ - دانشیار پژوهش، مؤسسه تحقیقات جنگلها و مراتع کشور، تهران.

^۳ - کارشناس ارشد، اداره کل منابع طبیعی استان گیلان، رشت.

^۴ - کارشناس ارشد پژوهش، مرکز تحقیقات کشاورزی و منابع طبیعی استان گیلان، رشت.

تاریخ دریافت: ۸۸/۱۲/۴ تاریخ پذیرش: ۸۹/۱۰/۲

چکیده

توزیع‌های آماری ابزاری مفید و ضروری در مدیریت جنگل به‌شمار می‌روند. بررسی وضعیت فعلی و آینده توده‌های جنگلی، توصیف ساختار جنگل و بررسی واکنش توده به عملیات پرورشی از جمله توانمندیهای کاربرد توزیع‌های آماری در مدیریت جنگل می‌باشد. به‌منظور بررسی چگونگی پراکنش قطری در مراحل مختلف تحولی توده‌های کمتر دست‌خورده، پس از جنگل‌گردشی سه قطعه نمونه یک هکتاری براساس مراحل تحولی سه‌گانه کوریل در پارسل ۳۴ سری ۹ حوضه آبخیز سفارود انتخاب شدند. قطر در ارتفاع برابر سینه کلیه درختان به تفکیک گونه در سه قطعه انتخابی اندازه‌گیری شد. در این بررسی از توزیع‌های آماری متداول شامل توزیع‌های وایبول دو و سه پارامتری، بتا، جانسون S_B ، نمایی یک و دو پارامتری، گاما دو و سه پارامتری و لوگ‌نرمال سه پارامتری استفاده شد. کلیه توزیع‌های مورد نظر و برازندگی آنها با استفاده از نرم‌افزار آماری Easy fit انجام شد. نتایج نشان داد که توزیع‌های آماری در مراحل مختلف تحولی جنگل یکسان نبوده، به‌طوری که توزیع لوگ‌نرمال سه پارامتری در مرحله تحولی اولیه دارای برازش مناسبی بود، در مرحله تحولی اوج، توزیع بتا و برای مرحله تحولی تخریب، توزیع جانسون S_B مناسب ارزیابی شد. البته توزیع لوگ‌نرمال سه پارامتری برای هر سه مرحله تحولی برازندگی مناسبی نشان داد.

واژه‌های کلیدی: توزیع‌های آماری، پراکنش قطری، مراحل تحولی جنگل، سفارود.

مقدمه

جنگل (Kangas & Maltamo, 2000) و بررسی واکنش توده به عملیات پرورشی از جمله توانمندیهای کاربرد توزیع‌های آماری در مدیریت جنگل می‌باشند. برای ارائه مناسبترین توزیع، همواره انتخاب مدل برتر و برآورد پارامترهای آن و سپس تعیین بهترین توزیع از بحث‌های مهم در استفاده از توزیع‌های آماری در جنگل بوده تا بتوان نحوه پراکنش درختان از نظر موجودی، کیفیت و تعداد در طبقات قطری در آینده را با دقت مناسبی پیش‌بینی نمود. (Nord-Larsen & Cao (2006 یکی از نخستین مطالعات در این زمینه را بررسیهای

مدیریت جنگل براساس تفکر همگام با طبیعت نیازمند دست‌یابی به داده‌ها و اطلاعات در توده‌های طبیعی است. براساس این داده‌ها، مدل‌های رویشی که تحقیق در آن به بیش از دو قرن می‌رسد و اصلی‌ترین بخش مدیریت جنگل را تشکیل می‌دهند (Nord-Larsen & Cao, 2006)، ارائه می‌گردند. برای تهیه مدل‌های رویشی، توابع آماری کاربرد وسیعی داشته و ابزاری مفید و ضروری در مدیریت جنگل به‌شمار می‌روند. بررسی وضعیت فعلی و آینده توده‌های جنگلی (نمیرانیان، ۱۳۸۵)، توصیف ساختار

متاجی و همکاران، ۱۳۷۹؛ فلاح و همکاران، ۱۳۷۹). همچنین محمدعلیزاده و همکاران (۱۳۸۸) بدون در نظر داشتن مراحل تحولی توده از بین سه توزیع نمایی، گاما و لوگ نرمال، توزیع نمایی را فاقد برازش مناسب دانسته و دو توزیع گاما و لوگ نرمال را به ترتیب مناسب ارزیابی نموده‌اند.

توابع آماری برای تهیه مدل‌های رویشی، بررسی پراکنش و همچنین برای برآورد تعداد در طبقات قطری از نظر جنگل‌شناسی دارای اهمیت می‌باشند. تحول و کارایی این توزیع‌ها با بکارگیری رایانه و همچنین تهیه نرم‌افزارها و برنامه‌های آماری مرتبط در دهه‌های اخیر شتاب بیشتری گرفته است.

این بررسی با هدف تعیین مدل مناسب برآورد توزیع قطری در راشستان‌های غرب منطقه هیرکانی در مراحل مختلف تحولی انجام شده است. استفاده از برنامه‌های رایانه‌ای و بکارگیری مدل‌های مختلف در جنگل‌های مدیریت نشده در مراحل مختلف تحولی توده‌های ناهمسال و خالص راش، امکان ارائه مناسبترین توزیع را فراهم می‌نماید و همچنین برای مقایسه توده‌های مختلف نیز مفید خواهد بود.

مواد و روشها

منطقه مورد مطالعه

این مطالعه در جنگل‌های مدیریت نشده غرب استان گیلان واقع در پارسل ۳۴ سری ۹ حوضه سفارود تالش انجام شده است. ارتفاع از سطح دریا حدود ۱۲۰۰ متر و عرض جغرافیایی منطقه ۲۸' ۳۸° شمالی و طول جغرافیایی آن ۴۹' ۴۸° شرقی می‌باشد. شیب منطقه عمدتاً بین ۳۰ تا ۸۰ درصد بوده و از نظر زمین‌شناسی رسوبات و ته‌نشست‌های آن متعلق به دوران دوم زمین‌شناسی است. نوع سنگ مادری قطعه مورد مطالعه آهکی ناخالص با منشأ آذرین و دگرگونی همراه با آثار و شیارهای گیاهی فسیل شده مربوط به دوره کرتاسه می‌باشد. تیپ خاک

de Liocourt در سال ۱۸۹۸ معرفی می‌کنند. او اعتقاد داشت که توزیع قطری در جنگل طبیعی ممکن است به صورت J معکوس توصیف شود که بعدها رابطه آن به صورت تابع نمایی کم شونده ارائه گردید. برای جنگل‌های آمیخته امریکا توزیع نمایی بکار گرفته شد و این توزیع برای دیگر توده‌های جنگلی نیز رضایت‌بخش توصیف شد که بعداً این مدل با استفاده از تابع J معکوس اصلاح شد (Shunzhong *et al.*, 2006 به نقل از Meyer *et al.*, 1949 و Leak, 1965).

Shunzhong *et al.* (2006) توزیع‌های نرمال، نمایی منفی، وایبول و توزیع آمیخته را در یک قطعه نمونه یک هکتاری در ارتفاع ۷۴۰ متری از سطح دریا در جنگل‌های آمیخته مورد مطالعه قرار دادند و دریافتند که تابع آمیخته بهتر از توابع نرمال و نمایی بود. همچنین Liu *et al.* (2002) مدل آمیخته را برای توصیف توزیع قطری توده‌های جنگل ناخالص بکار بردند.

تاکنون توزیع‌های زیادی برای نشان دادن پراکنش قطری در جنگل بکار گرفته شده؛ مانند توزیع نرمال، توزیع بتا، توزیع جانسون S_B، توزیع گاما، توزیع وایبول و توزیع لوگ نرمال (Bullock & Burkhart, 2005). روشهای برآورد پارامترهای توزیع‌های قطری پس از انتخاب مدل مناسب نیز از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. Zarnoch & Dell (1985) به نقل از Zanakis (1979) برای برآورد پارامترهای توزیع وایبول از روش صدکها به دلیل سهولت بکارگیری آن و همچنین دقت زیاد در زمانی که ضریب شکل منحنی کمتر از ۲ ($c < 2$) باشد استفاده نمودند. اما Zarnoch & Dell (1985) در مطالعات خود روش بیشینه درست‌نمایی (maximum likelihood) را به دلیل کمتر بودن مقدار میانگین مربع خطا و در نتیجه بیشتر بودن دقت، پیشنهاد نمودند.

در ایران نیز از توزیع‌های آماری مانند وایبول، بتا و نرمال در جنگل‌های شمال کشور برای برآورد نحوه پراکنش قطری استفاده شده است (نمیرانیان، ۱۳۷۲؛

موجودی در حال افزایش است؛ ۲- مرحله اوج (Optimal stage) یا بلوغ که در آن توده یک اشکوبه و منظم و فاقد خشکه‌دار قطور و رسیده در سطح توده است و تنها خشکه‌داران کم‌قطر که در اثر رقابت مغلوب شده‌اند در آن دیده می‌شوند؛ ۳- مرحله تخریب (Decay stage) یا پوسیدگی که در آن درختان خشکه‌دار قطور بیشتری دیده می‌شود و درختان مسن در حال افتادن و پوسیدن بوده و میزان حجم و تاج‌پوشش کاهش می‌یابد.

قطر در ارتفاع برابر سینه بیشتر از ۷/۵ سانتی‌متر کلیه درختان به تفکیک گونه در سه قطعه انتخابی اندازه‌گیری شد. در این بررسی توزیع‌های آماری متداول شامل توزیع‌های وایبول دو و سه پارامتری، بتا، جانسون S_B ، نمایی یک و دو پارامتری و گامای دو و سه پارامتری و لوگ‌نرمال سه پارامتری بکار رفته است. برای برآورد پارامترهای توزیع‌های موردنظر از نرم‌افزار آماری Easy fit استفاده شد.

به دلیل انعطاف‌پذیری مناسب و سهولت بکارگیری توزیع فراوانی وایبول برای ارائه مدل توزیع قطری در مدیریت جنگل، Baily & Dell در سال ۱۹۷۳ این توزیع را برای استفاده معرفی کردند (Cao, 2004). توزیع دو پارامتری وایبول در رابطه ۱ تعریف شده است (Palahi et al., 2007).

$$f(x) = \left(\frac{c}{b}\right) \left(\frac{x}{b}\right)^{c-1} \exp\left[-\left(\frac{x}{b}\right)^c\right] \quad \text{رابطه (۱)}$$

در رابطه ۲ معادله توزیع وایبول سه پارامتری معرفی شده است (Cao, 2004).

$$f(x) = \left(\frac{c}{b}\right) \left(\frac{x-a}{b}\right)^{c-1} \exp\left[-\left(\frac{x-a}{b}\right)^c\right] \quad \text{رابطه (۲)}$$

قهوه‌ای شسته شده با بافت رسی تا لومی-رسی و بسیار عمیق با ساختمان دانه‌ای دارای هوموس مول اسیدی، عمق ریشه‌دوانی خوب و میزان نفوذپذیری خاک خوب تا متوسط می‌باشد. گونه غالب منطقه راش بوده ولی گونه‌های پلت، شیردار، مرز و توسکای ییلاقی را می‌توان به‌صورت پراکنده در آن مشاهده کرد. عسلک، فرفیون، آسپرولا، کارکس و گندمیان از گونه‌های عمده کف جنگل می‌باشند. برای مطالعات آب و هوایی از اطلاعات نزدیکترین ایستگاه هواشناسی (ایستگاه شاندرمن، ۱۳۴۳ تا ۱۳۷۳) استفاده شده که براساس اطلاعات موجود، متوسط دمای سالانه ۱۵/۷ سانتی‌گراد و متوسط حداکثر و حداقل دما به ترتیب ۲۱ و ۱۰/۵ سانتی‌گراد می‌باشد. میانگین بارندگی سالانه ۹۸۹/۷ میلی‌متر بوده و منطقه فاقد ماه‌های خشک در سال می‌باشد (بی‌نام، ۱۳۸۵).

روش تحقیق

پس از جنگل‌گردشی، سه قطعه نمونه یک هکتاری در پارسل ۳۴ سری ۹ حوضه آبخیز شفارود انتخاب گردید. این انتخاب براساس مراحل تحولی سه‌گانه کورپل بود. بدین ترتیب قطعات براساس نظریه Korpel (1995) در سه مرحله تحولی انتخاب شدند که عبارتند از: ۱- مرحله اولیه (Initial stage) که در آن توده جوان، رشد سریع و

که در آن b و c به ترتیب مقدار پخی و ضریب شکل منحنی و x نیز قطر در ارتفاع برابر سینه می‌باشد.

دقت بیشتر همواره مورد بحث محققان بوده است. توزیع بتا نیز یک توزیع پیوسته بوده که به صورت رابطه ۳ نمایش داده می‌شود (Bullock & Boon, 2007).

که در آن a ، b و c به ترتیب مبدأ شروع، مقدار پخی و ضریب شکل منحنی و x نیز قطر در ارتفاع برابر سینه می‌باشد.

به‌رغم استفاده گسترده از توزیع‌های دو و سه پارامتری وایبول، محاسبه پارامترهای آن و دستیابی به

$$f(x) = c(x - L)^{\alpha} (U - x)^{\beta} \quad \text{رابطه (۳)}$$

توزیع دو و سه پارامتری گاما به ترتیب براساس رابطه‌های ۴ و ۵ محاسبه می‌شوند.

که در آن x : قطر در ارتفاع برابر سینه، α و β : پارامترهای توزیع، c : ضریب شکل، U : کرانه بالا و L : کرانه پایین می‌باشند.

$$f(x) = \left[\frac{1}{\Gamma(\alpha) \beta^{\alpha}} \right] x^{\alpha-1} \exp\left(-\frac{x}{\beta}\right) \quad \text{رابطه (۴)}$$

$$f(x) = \frac{(x-\gamma)^{\alpha-1}}{\beta^{\alpha} \Gamma(\alpha)} \exp\left(-\frac{(x-\gamma)}{\beta}\right) \quad \text{رابطه (۵)}$$

رابطه (۶) مدل توزیع جانسون S_B را نشان می‌دهد (Palahi et al., 2007).

که در آنها x : قطر در ارتفاع برابر سینه، α و β و γ : پارامترهای توزیع و Γ : تابع گاما هستند.

$$f(x) = \frac{\delta \lambda}{\sqrt{2\pi(x-\xi)(\xi+\lambda-x)}} \exp\left\{-\frac{1}{2} \left[\frac{\gamma + \delta \ln\left(\frac{x-\xi}{\xi+\lambda-x}\right)}{\xi+\lambda-x} \right]^2\right\} \quad \text{رابطه (۶)}$$

توزیع‌های یک و دو پارامتری نمایی نیز به ترتیب با استفاده از روابط ۷ و ۸ محاسبه می‌باشند.

در این رابطه δ و γ و ξ و λ : پارامترهای توزیع و x : قطر در ارتفاع برابر سینه هستند.

$$f(x) = \lambda \exp(-\lambda(x - \gamma)) \quad \text{رابطه (۷)}$$

$$f(x) = \lambda \exp(-\lambda x) \quad \text{رابطه (۸)}$$

که در آنها λ و γ : پارامترهای توزیع و x : قطر در ارتفاع برابر سینه است. رابطه ۹ نحوه محاسبه توزیع لوگ‌نرمال را نشان می‌دهد که در آن σ ، γ و μ : پارامترهای توزیع و x : قطر در ارتفاع برابر سینه هستند.

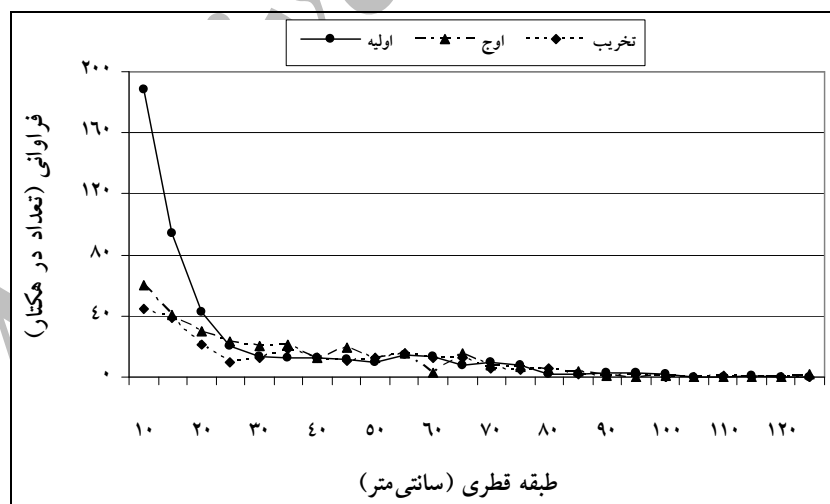
$$f(x) = \frac{\exp\left(-\frac{1}{2}\left(\frac{\ln(x-\gamma)-\mu}{\sigma}\right)^2\right)}{(x-\gamma)\sigma\sqrt{2\pi}} \quad \text{رابطه (۹)}$$

H_0 : داده‌ها از توزیع مورد نظر تبعیت می‌کنند
 H_1 : داده‌ها از توزیع مورد نظر تبعیت نمی‌کنند.

برای بررسی نیکویی برازش نیز روشهای گرافیکی و آزمون‌های نیکویی برازش مانند مربع کای، کولموگروف-اسمیرونوف و آندرسون-دارلینگ متداول بوده که در این بررسی از سه آزمون نیکویی برازش یادشده استفاده شده است. فرض صفر و مخالف در آزمون‌های یادشده به این ترتیب می‌باشند:

نتایج

نمودار پراکنش تعداد در طبقات قطری در هر سه مرحله تحولی نشان از ساختار ناهمسالی دارد و دارای حالت کاهنده است (شکل ۱).



شکل ۱- پراکنش تعداد درختان در طبقات قطری در قطعات نمونه آزمایشی

مرحله تحولی اولیه (Initial Stage)

جانسون بوده که تعداد در هکتار را ۱۶۵ اصله برآورد کرده، البته این قاعده همواره برای طبقات دیگر صادق نبوده، به طوری که در طبقه قطری ۱۵ سانتی متری توزیع نمایی دو پارامتری و لوگ نرمال سه پارامتری نزدیکی بیشتری با مشاهدات را نشان می‌دهد. (جدول ۱).

توزیع‌های مختلف معمولاً به روش ترسیمی یا محاسباتی مقایسه می‌شوند. در روش ترسیمی همان‌طور که در مرحله تحولی اولیه مشاهده می‌شود، در طبقات قطری کمتر، اختلاف زیادی بین توزیع‌های مختلف با مشاهدات دیده می‌شود، اما پس از طبقه قطری ۵۵ سانتی متر، توزیع‌های قطری ارائه شده و مشاهدات، یکسانی زیادی را نشان می‌دهند (شکل ۲). آزمون‌های انجام شده نشان داد که تنها توزیع لوگ نرمال سه پارامتری برآورد دقیقتری ارائه می‌دهد (جدول ۲).

۹۴ درصد از فراوانی در این قطعه را گونه راش تشکیل داده و گونه‌هایی مانند ممرز، پلت و توسکا نیز در مجموع ۶ درصد تعداد را به خود اختصاص می‌دهند. فراوانی تعداد در طبقات قطری نیز نشان می‌دهد که طبقه‌های قطری ۱۰ و ۱۵ سانتی متر بیشترین و طبقه قطری ۱۱۵ کمترین فراوانی را در این قطعه دارد. در مجموع بیش از ۶۰ درصد درختان در طبقه قطری ۱۰ و ۱۵ سانتی متر مشاهده می‌شوند (جدول ۱). همان‌طور که گفته شد بیشترین تعداد در هکتار در طبقات قطری اولیه دیده می‌شود، به ویژه در مرحله تحولی اولیه، طبقه قطری ۱۰، ۳۸ درصد کل درختان را به خود اختصاص داده و تعداد آن در طبقات بعدی کاهش چشمگیر داشته است. در طبقه اول هیچ‌کدام از توزیع‌های بکار گرفته شده از تعداد مشاهدات بیشتر نبوده و نزدیکترین آن توزیع

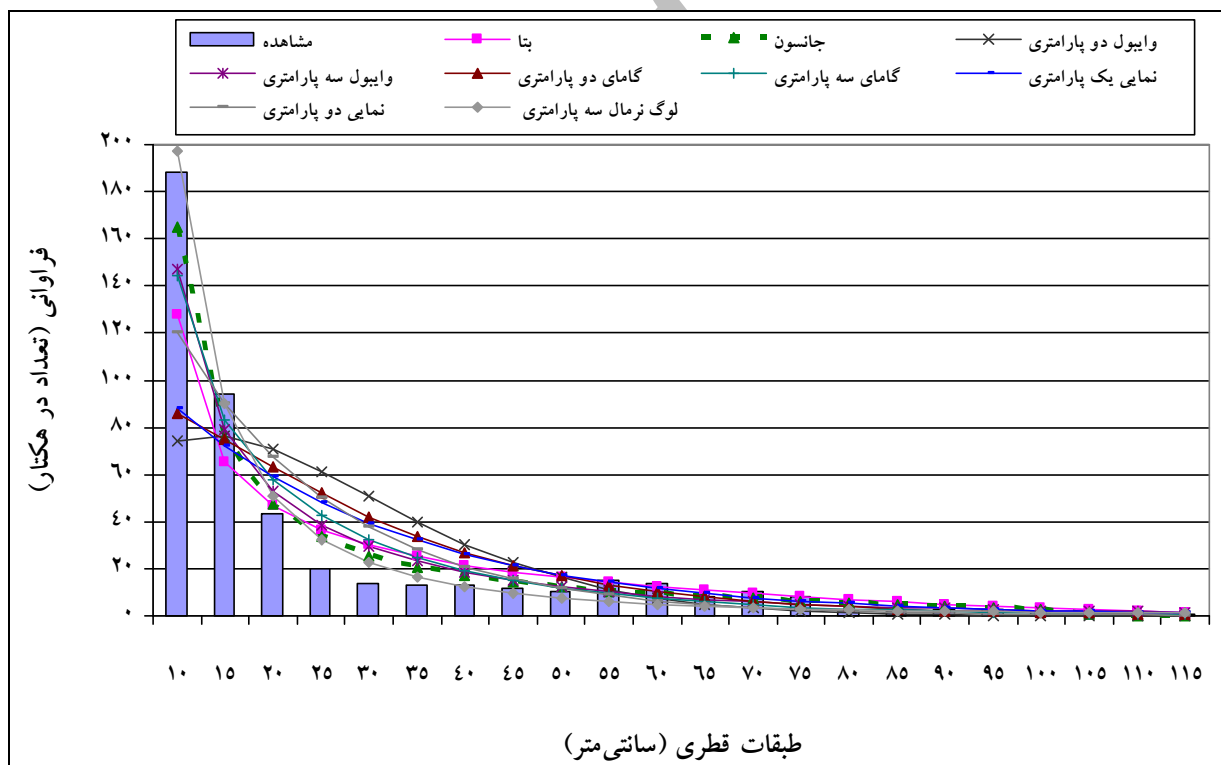
جدول ۱- تعداد در هکتار موجود و برآورد شده در مدل‌های مختلف در مرحله تحولی اولیه

طبقات قطری (سانتی متر)	مشاهدات	گامای سه پارامتری	جانسون S_B	وایبول سه پارامتری	وایبول بتا	وایبول دو پارامتری	گامای دو پارامتری	نمایی دو پارامتری	نمایی یک پارامتری	لوگ نرمال سه پارامتری
۱۰	۱۸۸	۱۴۴	۱۶۵	۱۴۶	۱۲۸	۷۴	۸۵	۱۲۰	۸۸	۱۹۷
۱۵	۹۴	۸۳	۷۶	۷۸	۶۵	۷۶	۷۵	۹۰	۷۲	۹۰
۲۰	۴۳	۵۸	۴۷	۵۳	۴۷	۷۱	۶۳	۶۷	۵۹	۵۱
۲۵	۲۰	۴۳	۳۴	۳۹	۳۷	۶۱	۵۲	۵۰	۴۸	۳۳
۳۰	۱۴	۳۲	۲۶	۳۰	۳۰	۵۱	۴۲	۳۸	۳۹	۲۲
۳۵	۱۳	۲۵	۲۱	۲۳	۲۵	۴۰	۳۴	۲۸	۳۲	۱۶
۴۰	۱۳	۱۹	۱۷	۱۹	۲۲	۳۰	۲۷	۲۱	۲۶	۱۲
۴۵	۱۲	۱۵	۱۴	۱۵	۱۹	۲۳	۲۱	۱۶	۲۱	۱۰
۵۰	۱۰	۱۲	۱۲	۱۲	۱۶	۱۶	۱۷	۱۲	۱۷	۸
۵۵	۱۵	۹	۱۱	۱۰	۱۴	۱۱	۱۳	۹	۱۴	۶
۶۰	۱۴	۷	۹	۸	۱۲	۸	۱۰	۷	۱۲	۵
۶۵	۸	۶	۸	۷	۱۱	۵	۸	۵	۹	۴
۷۰	۱۰	۵	۷	۶	۹	۳	۶	۴	۸	۴
۷۵	۸	۴	۶	۵	۸	۲	۵	۳	۶	۳
۸۰	۲	۳	۶	۴	۷	۱	۴	۲	۵	۳
۸۵	۲	۲	۵	۴	۶	۱	۳	۲	۴	۲
۹۰	۳	۲	۴	۳	۵	۰	۲	۱	۳	۲
۹۵	۳	۲	۴	۳	۴	۰	۲	۱	۳	۲
۱۰۰	۲	۱	۳	۲	۳	۰	۱	۱	۲	۲
۱۰۵	۰	۱	۰	۲	۳	۰	۱	۱	۲	۱
۱۱۰	۰	۱	۰	۲	۲	۰	۱	۰	۲	۱
۱۱۵	۱	۱	۰	۲	۱	۰	۱	۰	۱	۱
جمع	۴۷۵	۴۷۵	۴۷۵	۴۷۳	۴۷۴	۴۷۳	۴۷۳	۴۷۸	۴۷۳	۴۷۵

جدول ۲- مقایسه توزیع‌های مختلف در مرحله تحولی اولیه

مقادیر آماره‌های آزمون‌های نیکویی برازش			نام توزیع
Chi-Square	Anderson-Darling	Kolmogorov-Smirnov	
۱۳۳/۷۶	۳۱/۵۳	۰/۲۰	وایبول دو پارامتری
۶۵/۸	۷/۰۲	۰/۱۰	وایبول سه پارامتری
-	۲۸/۲	۰/۱۲۸	بتا
-	۹/۴	۰/۱۰	جانسون S _B
۱۱۸/۷۴	۲۹/۳	۰/۲۷	نمایی یک پارامتری
۱۰۷/۳۷	۲۶/۸۴	۰/۱۷	نمایی دو پارامتری
۱۱۴/۸۸	۲۱/۶۳	۰/۲۱	گاما دو پارامتری
-	۲۱/۹	۰/۱۰	گاما سه پارامتری
۲۷/۷۵	۳/۲۵*	۰/۰۶۵*	لوگ نرمال سه پارامتری

*: فرض صفر پذیرفته می‌شود یعنی داده‌ها از توزیع موردنظر تبعیت می‌کنند



شکل ۲- نمایش توزیع قطری در مرحله تحولی اولیه

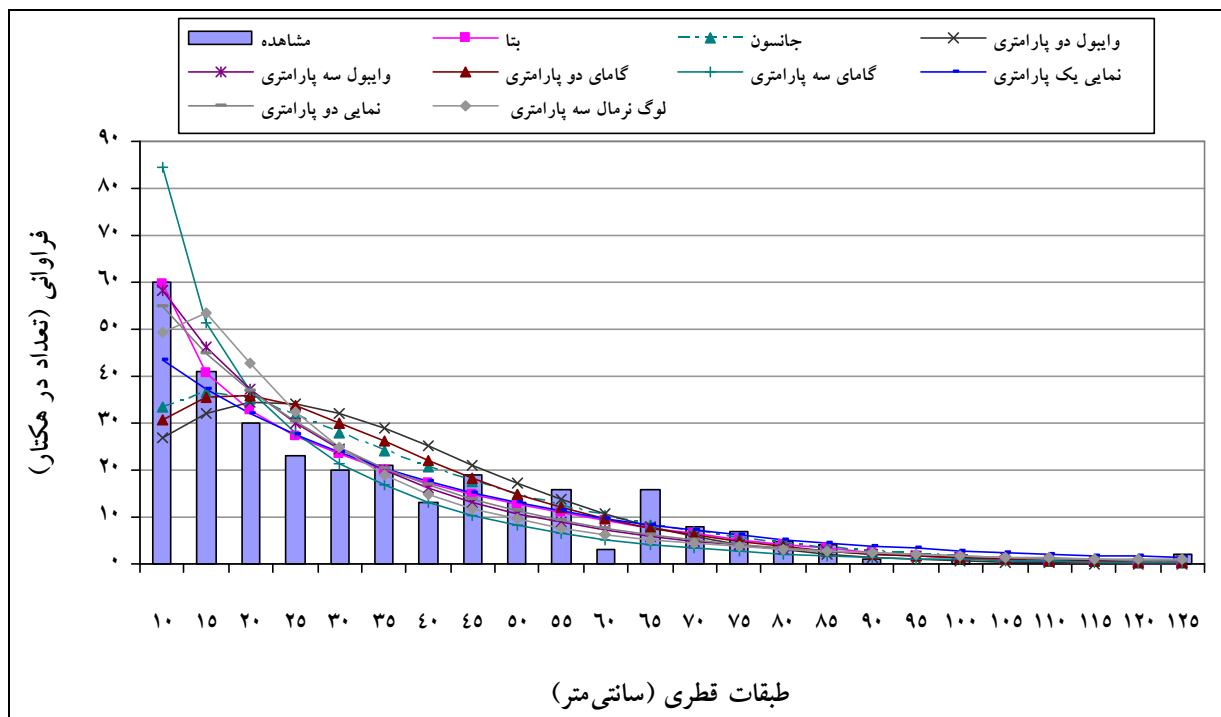
مرحله تحولی اوج (Optimal Stage)

۹۶ درصد این قطعه را گونه راش و بقیه را به ترتیب گونه‌های پلت با ۲ درصد، ممرز و شیردار هر کدام با ۱ درصد به خود اختصاص داده‌اند. در این مرحله نیز طبقات ۱۰ و ۱۵ سانتی‌متر بیشترین فراوانی را داشته و در مجموع ۳۳ درصد درختان را شامل می‌شود (جدول ۳). در مرحله

تحولی اوج حدود ۲۰ درصد درختان در طبقه قطری ۱۰ سانتی‌متر قرار دارند. کاهش در هر طبقه با شدت کمتری ادامه پیدا می‌کند (شکل ۳). استفاده از آزمونهای برازندگی نیز نشان داد که به ترتیب توزیع‌های بتا، نمایی دو پارامتری، گاما دو پارامتری، وایبول سه پارامتری، جانسون S_B و لوگ‌نرمال سه پارامتری مناسب می‌باشند (جدول ۴)

جدول ۳- تعداد در هکتار موجود و برآورد شده در مدل‌های مختلف در مرحله تحولی اوج

لوگ‌نرمال سه پارامتری	نمایی یک پارامتری	نمایی دو پارامتری	گامای دو پارامتری	وایبول دو پارامتری	بتا	وایبول سه پارامتری	جانسون S_B	گامای سه پارامتری	مشاهدات	طبقات قطری (سانتی‌متر)
۵۰	۴۳	۵۵	۳۱	۲۷	۶۰	۵۸	۳۴	۸۴	۶۰	۱۰
۵۴	۳۷	۴۵	۳۷	۳۲	۴۱	۴۶	۳۷	۵۱	۴۱	۱۵
۴۳	۳۲	۳۷	۳۶	۳۴	۳۳	۳۷	۳۵	۳۷	۳۰	۲۰
۳۳	۲۸	۳۰	۳۴	۳۴	۲۷	۳۰	۳۲	۲۸	۲۳	۲۵
۲۵	۲۴	۲۵	۳۰	۳۲	۲۳	۲۴	۲۸	۲۱	۲۰	۳۰
۱۹	۲۰	۲۰	۲۶	۲۹	۲۰	۲۰	۲۴	۱۷	۲۱	۳۵
۱۵	۱۸	۱۷	۲۲	۲۵	۱۷	۱۶	۲۱	۱۴	۱۳	۴۰
۱۲	۱۵	۱۴	۱۸	۲۱	۱۵	۱۳	۱۸	۱۰	۱۹	۴۵
۹	۱۳	۱۱	۱۵	۱۷	۱۳	۱۱	۱۵	۸	۱۳	۵۰
۸	۱۱	۹	۱۲	۱۴	۱۱	۹	۱۲	۷	۱۶	۵۵
۶	۱۰	۸	۱۰	۱۱	۹	۷	۱۰	۵	۳	۶۰
۵	۸	۶	۸	۸	۸	۶	۸	۴	۱۶	۶۵
۴	۷	۵	۶	۶	۶	۵	۷	۳	۸	۷۰
۴	۶	۴	۵	۴	۵	۴	۶	۳	۷	۷۵
۳	۵	۳	۴	۳	۴	۳	۴	۲	۵	۸۰
۳	۵	۳	۳	۲	۳	۳	۴	۲	۴	۸۵
۲	۴	۲	۲	۱	۳	۲	۳	۱	۱	۹۰
۲	۳	۲	۲	۱	۲	۲	۲	۱	۰	۹۵
۲	۳	۲	۱	۱	۱	۱	۲	۱	۱	۱۰۰
۱	۳	۱	۱	۰	۱	۱	۱	۱	۰	۱۰۵
۱	۲	۱	۱	۰	۱	۱	۱	۱	۰	۱۱۰
۱	۲	۱	۱	۰	۰	۱	۱	۱	۰	۱۱۵
۱	۲	۱	۰	۰	۰	۱	۰	۰	۰	۱۲۰
۱	۱	۱	۰	۰	۰	۱	۰	۰	۲	۱۲۵
۳۰۴	۳۰۲	۳۰۳	۳۰۵	۳۰۲	۳۰۳	۳۰۲	۳۰۵	۳۰۲	۳۰۳	جمع



شکل ۳- نمایش توزیع قطری در مرحله تحولی اوج

جدول ۴- مقایسه توزیع‌های مختلف در مرحله تحولی اوج

مقادیر آماره‌های آزمونهای نیکویی برازش			نام توزیع
Chi-Square	Anderson-Darling	Kolmogorov-Smirnov	
۴/۲۸*	۹/۰۱	۰/۰۴۹*	بنا
۱۳/۰۱*	۸/۴۹	۰/۰۶*	نمایی دو پارامتری
۱۶/۷۱*	۳/۲۱*	۰/۰۸*	گاما دو پارامتری
۸/۵۴*	۶/۷۸	۰/۰۷۹*	وایبول سه پارامتری
۱۰/۷*	۲/۵۰*	۰/۰۸*	جانسون S _B
۲۱/۶۲	۳/۸*	۰/۹۲*	لوگ‌نرمال سه پارامتری
۳۲/۳۴	۵/۵	۰/۱۰۳	وایبول دو پارامتری
-	۴۹/۱۲	۰/۱۶۹	گاما سه پارامتری
۶۲	۱۵/۸	۰/۲۱	نمایی یک پارامتری

*: فرض صفر پذیرفته می‌شود یعنی داده‌ها از توزیع موردنظر تبعیت می‌کنند

گرچه هنوز ۸۶ درصد این قطعه را گونه راش تشکیل می‌دهد، اما گونه‌های پلت، توسکا، شیردار و ممرز ۱۴ درصد فراوانی در قطعه را به‌خود اختصاص داده‌اند (جدول ۵). کاهش تعداد در طبقات قطری پایین و افزایش

مرحله تحولی تخریب (Decay Stage)

در این قطعه کاهش قابل توجهی از نظر حضور گونه غالب دیده می‌شود، ولی تنوع گونه‌ای بیشتر شده است.

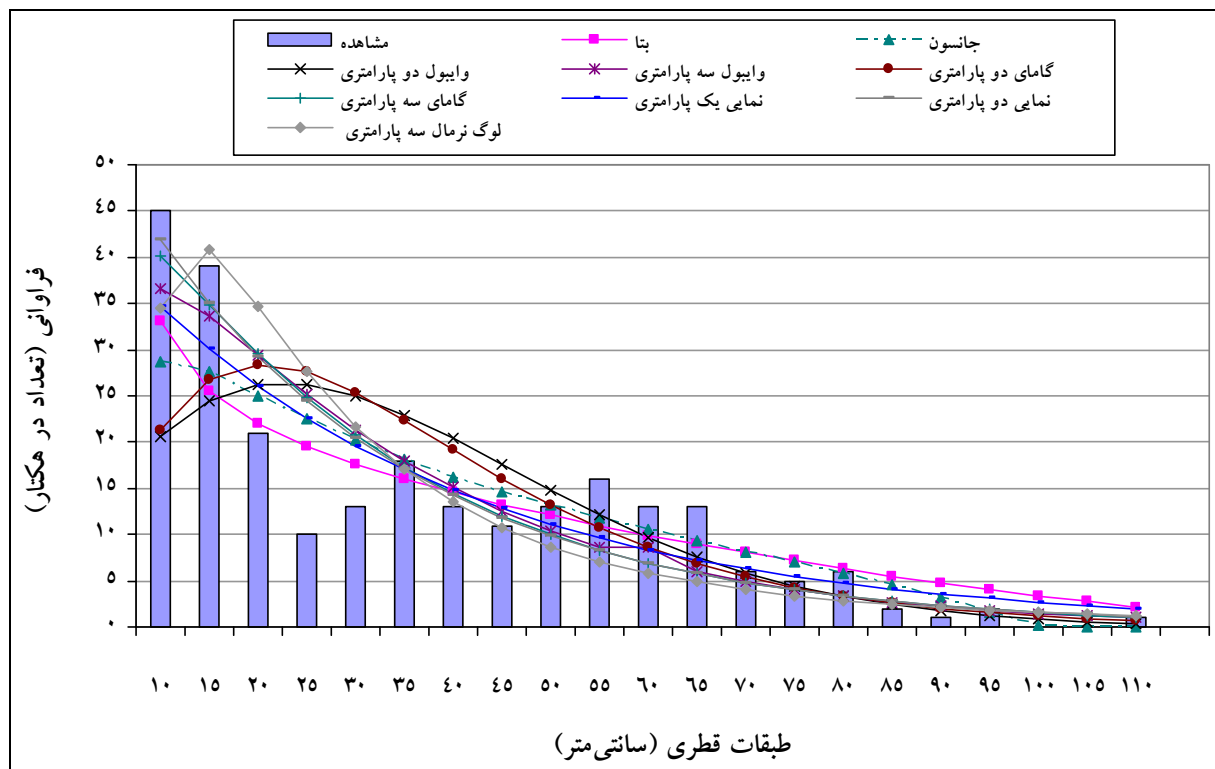
تعداد در طبقات قطری بالا از شاخص‌های مهم این مرحله تحولی است، به طوری که در طبقات قطری بیش از ۵۵ سانتی متر فراوانی نسبتاً قابل توجهی مشاهده می‌شود (شکل ۴).

جدول ۵- تعداد در هکتار موجود و برآورد شده در مدل‌های مختلف در مرحله تحولی تخریب

طبقات قطری (سانتی‌متر)	مشاهدات	گامای سه پارامتری	جانسون S_B	وایبول سه پارامتری	وایبول	بتا	وایبول دو پارامتری	گامای دو پارامتری	نمایی دو پارامتری	نمایی یک پارامتری	لوگ‌نرمال سه پارامتری
۱۰	۴۵	۴۰	۲۹	۳۷	۳۳	۲۱	۲۱	۲۱	۳۵	۴۲	۳۵
۱۵	۳۹	۳۵	۲۸	۳۴	۲۶	۲۴	۲۷	۲۷	۳۰	۳۵	۴۱
۲۰	۲۱	۲۹	۲۵	۲۹	۲۲	۲۶	۲۸	۲۸	۲۶	۲۹	۳۵
۲۵	۱۰	۲۵	۲۳	۲۵	۲۰	۲۶	۲۸	۲۸	۲۳	۲۴	۲۸
۳۰	۱۳	۲۱	۲۰	۲۱	۱۸	۲۵	۲۵	۲۵	۲۰	۲۰	۲۲
۳۵	۱۸	۱۷	۱۸	۱۸	۱۶	۲۳	۲۲	۲۲	۱۷	۱۷	۱۷
۴۰	۱۳	۱۴	۱۶	۱۵	۱۵	۲۰	۱۹	۱۹	۱۵	۱۴	۱۳
۴۵	۱۱	۱۲	۱۵	۱۳	۱۳	۱۸	۱۶	۱۶	۱۳	۱۲	۱۱
۵۰	۱۳	۱۰	۱۳	۱۰	۱۲	۱۵	۱۳	۱۳	۱۱	۱۰	۹
۵۵	۱۶	۸	۱۲	۹	۱۱	۱۲	۱۱	۱۱	۱۰	۸	۷
۶۰	۱۳	۷	۱۱	۹	۱۰	۱۰	۹	۹	۸	۷	۶
۶۵	۱۳	۶	۹	۶	۹	۸	۷	۷	۷	۶	۵
۷۰	۶	۵	۸	۵	۸	۷	۵	۵	۶	۵	۴
۷۵	۵	۴	۷	۴	۷	۴	۴	۴	۵	۴	۳
۸۰	۶	۳	۶	۳	۶	۳	۳	۳	۵	۳	۳
۸۵	۲	۳	۵	۳	۶	۲	۳	۳	۴	۳	۲
۹۰	۱	۲	۳	۲	۵	۲	۲	۲	۴	۲	۲
۹۵	۲	۲	۲	۲	۴	۱	۲	۲	۳	۲	۲
۱۰۰	۰	۲	۰	۱	۳	۱	۱	۱	۳	۲	۲
۱۰۵	۰	۱	۰	۱	۳	۱	۱	۱	۲	۱	۱
۱۱۰	۱	۱	۰	۱	۲	۰	۱	۱	۲	۱	۱
جمع	۲۴۸	۲۴۷	۲۵۰	۲۴۸	۲۴۹	۲۴۸	۲۴۸	۲۴۸	۲۴۹	۲۴۷	۲۴۹

لوگ‌نرمال سه پارامتری نیز به ترتیب قابلیت برازندگی این مرحله تحولی را دارند (جدول ۶).

آزمون برازندگی نیز نشان داد که بهترین توزیع قابل توصیه، توزیع جانسون S_B بوده، گرچه توزیع‌های وایبول سه پارامتری، گاما سه پارامتری، نمایی دو پارامتری و



شکل ۴- نمایش توزیع قطری در مرحله تحولی تخریب

جدول ۶- مقایسه توزیع‌های مختلف در مرحله تحولی تخریب

مقادیر آماره‌های آزمون‌های نیکویی برازش			نام توزیع
Chi-Square	Anderson-Darling	Kolmogorov-Smirnov	
۲۶/۵۳	۶/۱۳*	۰/۰۸*	جانسون S _B
۲۱/۴	۳/۲۹*	۰/۰۹۳*	وایبول سه پارامتری
۲۱/۶	۳/۰۸*	۰/۰۹۵*	گاما سه پارامتری
۳۴/۷۱	۳/۵*	۰/۰۹۸*	نمایی دو پارامتری
۳۳/۲۶	۴/۹۷	۰/۱۱*	لوگ‌نرمال سه پارامتری
۳۳	۶/۴	۰/۱۲	بتا
۳۴/۱۸	۵/۱۳	۰/۱۲۶	گاما دو پارامتری
۳۲/۶۲	۵/۰۱	۰/۱۲۶	وایبول دو پارامتری
۷۲/۸۵	۱۳/۵۹	۰/۲۰	نمایی یک پارامتری

*: فرض صفر پذیرفته می‌شود یعنی داده‌ها از توزیع موردنظر تبعیت می‌کنند

دیده می‌شود، در حالی که تعداد در هر سه آنها در طبقات قطری بیشتر کاهش می‌یابد. تفاوت عمده مراحل یادشده در میزان شیب در طبقات کم قطر است.

هر سه قطعه نمونه از توزیع‌های کاهنده تبعیت می‌کنند، گرچه تعداد درختان در آنها متفاوت است، اما کمترین و بیشترین تعداد به ترتیب در مرحله تحولی تخریب و اولیه

بحث

سه پارامتری مناسب بود. همچنین اهمیت هر کدام از توزیع‌های بکار گرفته شده برای هر یک از مراحل تحولی یکسان نیست. برای مرحله تحولی اوج، توزیع بتا از برازندگی مناسبی برخوردار است، در حالی که همین توزیع برای مرحله تحولی تخریب مناسب نیست (جدول ۷). گرچه نمیرانیان (۱۳۶۹) بدون در نظر گرفتن مراحل تحولی، توزیع بتا را برای جنگل گرازین پیشنهاد نموده، این توزیع در جنگلهای شفارود برای مرحله تحولی اوج بیشترین اولویت را داراست، اما قابل تعمیم به سایر مراحل نیست. توزیع نمایی یک پارامتری در تحقیق حاضر و بررسیهای محمدعلیزاده و همکاران (۱۳۸۸) از توان برازشی مناسبی برخوردار نبود.

استفاده از توزیع‌های آماری در جنگل از قدمت نسبتاً زیادی برخوردار است، به طوری که برخی از محققان سابقه آن را تا دو قرن نیز دانسته‌اند (Nord-Larsen & Cao, 2006). توزیع‌های آماری مختلفی نیز برای توده‌های با ساختارهای متفاوت (همسال و ناهمسال) و همچنین توده‌های با ترکیب‌های متفاوت ارائه شده است (Trincado et al., 2003). در این بررسی ۹ توزیع مورد آزمون قرار گرفت؛ توزیع‌های بتا، نمایی دو پارامتری، گامای دو و سه پارامتری، وایبول سه پارامتری، جانسون S_B و لوگ‌نرمال سه پارامتری برازندگی مناسبی داشتند. البته همه توزیع‌های یادشده برای هر سه مرحله تحولی قابل توصیه نیستند، به طوری که برای مرحله تحولی اولیه تنها توزیع لوگ‌نرمال

جدول ۷- مقایسه مناسبترین توزیع‌های احتمالی در مراحل مختلف تحولی

مراحل تحولی		
اولیه	اوج	تخریب
لوگ‌نرمال سه پارامتری	بتا	جانسون S_B
	نمایی دو پارامتری	وایبول سه پارامتری
	گاما دو پارامتری	گاما سه پارامتری
	وایبول سه پارامتری	نمایی دو پارامتری
	جانسون S_B	لوگ‌نرمال سه پارامتری
	لوگ‌نرمال سه پارامتری	

که سه توزیع نرمال، نمایی منفی و وایبول به همراه دو توزیع آمیخته در تحقیقات (Shunzhong et al., 2006) منتج به ارائه مدل‌های متفاوت در شرایط مختلف از نظر گونه و اشکوب شده گردید. همچنین (Liu et al., 2002) تنها توزیع سه پارامتری وایبول را در مقابل توزیع آمیخته بکار بردند که دریافتند برای توده‌های آمیخته، توزیع اخیر مناسب می‌باشد، اما هیچ‌یک از این دو محقق توزیع‌های آماری دیگری را غیر از آنچه ذکر شد برای این توده‌ها بکار نبردند. بنابراین در توده‌های جنگلی که از نظر آمیختگی، ساختار، وضعیت اجتماعی درختان و مراحل تحولی متفاوتند می‌توان مدل‌های متفاوتی را انتظار داشت.

دلیلی وجود ندارد که یک توزیع در همه شرایط بهترین باشد (Wang & Rennolls, 2005). به طوری که در برخی مطالعات توزیع جانسون S_B بهتر از دیگر توزیع‌ها معرفی می‌شود و در برخی مطالعات دیگر توزیع بتا از توزیع جانسون S_B از اهمیت بیشتری برخوردار است (Wang & Rennolls, 2005; Liu et al., 2002). به نقل از (Hafley & Schreuder, 1997).

این موضوع در بررسی حاضر در منطقه شفارود نیز مصداق دارد. برای جنگلهای آمیخته (Shunzhong et al., 2006) و (Liu et al., 2002) از مدل‌های ترکیبی استفاده کرده‌اند. هر دو محقق مدل‌های متفاوتی را برازش نمودند

جنگل خیرودکنار- نوشهر). مجله منابع طبیعی ایران، ۵۳ (۲): ۱۷۲-۱۶۵.

- نمیرانیان، م.، ۱۳۶۹. کاربرد تئوریهای احتمالات در تعیین پراکنش درختان در طبقات قطری مختلف. مجله منابع طبیعی ایران، ۴۴: ۹۳-۱۰۸.

- نمیرانیان، م.، ۱۳۷۲. کاربرد توزیع فراوانی بتا. مجله منابع طبیعی ایران، ۴۴: ۱۲۵-۱۱۳.

- نمیرانیان، م.، ۱۳۸۵. اندازه‌گیری درخت و زیست‌سنجی جنگل. انتشارات دانشگاه تهران، ۵۷۴ صفحه.

- Bullock, B. and Burkhardt, H., 2005. Juvenile diameter distribution of loblolly pine characterized by the two-parameter Weibull function. *New forests*, 29: 233-244.
- Bullock, B. and Boone, E., 2007. Deriving tree diameter distribution using Bayesian model averaging. *Forest Ecology and Management*, 242: 127-132.
- Cao, Q., 2004. Predicting parameters of a Weibull function for modeling diameter distribution. *Forest Science*, 50 (5): 682-685.
- Kangas, A. and Maltamo, M., 2000. Calibration predicted diameter distribution with additional information. *Forest Science*, 46 (3): 390-396.
- Korpel, S., 1995. *Die Urwaelder der Westkarpaten*. Gustav Fischer Verlag, Stuttgart, 310 p.
- Liu, Ch., Zhang, L., Davis, C., Solomon, D. and Gone, J., 2002. A finite mixture model for characterizing the diameter distribution of mixed-species forest stands. *Forest Science*, 48 (4): 653-661.
- Nord-Larsen, T. and Cao, V., 2006. A diameter distribution model for even-aged beech in Denmark. *Forest Ecology and Management*, 231: 218-225.
- Palahi, T., Pukkala T. and Blasco, E., 2007. Comparison of beta, Johnson's S_B , Weibull and truncated Weibull functions for modeling the diameter distribution of forest in Catalonia (north-east of Spain). *Eur. J. For. Res.*, 126: 563-571.
- Shunzhong, W., Limini, D., Guohua, L., Jiangiong, Y., Hengmin, Z. and Qingil, W., 2006. Modeling diameter distribution of the broadleaved-Korean pine mixed forest on Changbai mountains of China. *Science in China*, Vol. 46, Supp. I: 177-188.
- Trincado, G., Quezada, R. and von Gadow, K., 2003. A comparison of two stand table projection methods for young *Eucalyptus nitens* (Maiden) plantations in Chile. *Forest Ecology and Management*, 180: 443-451.
- Wang, M. and Rennolls, K., 2005. Tree diameter distribution modeling: introducing the logit-logistic distribution. *Can. J. For. Res.*, 35: 1305-1313.
- Zarnoch, S. and Dell, R., 1985. An evaluation of percentile and maximum likelihood estimators of Weibull parameters. *Forest Science*, 31 (1): 260-268.

در این بررسی توزیع لوگ‌نرمال سه پارامتری برای هر سه مرحله تحولی برازندگی مناسبی نشان داد. در جنگلهای شمال کشور در طول یک دهه گذشته از تعدادی توزیع‌های آماری که دارای سهولت بکارگیری (نمیرانیان، ۱۳۸۵) بوده استفاده شده، اما امروزه به دلیل توسعه نرم‌افزارهایی که دارای قابلیت‌های بیشتری هستند، بکارگیری و ارایه توزیع‌هایی که از قدرت پیش‌بینی بیشتری برخوردارند، ضروریست. نتیجه این بررسی و تحقیقات دوره‌ای در اکوسیستم‌های جنگلی، توده‌های همسال و ناهمسال، توده‌های طبیعی و دست‌کاشت و روند تغییرات در قطعات ثابت می‌تواند در ارائه مدل‌های جامع‌تر مؤثر باشد.

سپاسگزاری

این مطالعه با حمایت مالی سازمان جنگلها، مراتع و آبخیزداری کشور اجرا شده که بدین‌وسیله از مسئولان محترم آن سازمان تشکر و قدردانی می‌گردد.

منابع مورد استفاده

- بی‌نام، ۱۳۸۵. کتابچه طرح جنگل‌داری حوضه ۹ شفارود. سازمان جنگلها و مراتع کشور، ۲۸۹ صفحه.
- فلاح، ا.، زبیری، م.، جزیره‌ای، م.ج. و مروی مهاجر، م.، ۱۳۷۹. بررسی ساختار توده‌های طبیعی در جنگل خیرودکنار (بخش گرازبن). مجله منابع طبیعی ایران، ۵۳ (۳): ۲۶۰-۲۵۱.
- محمدعلیزاده، خ.، زبیری، م.، نمیرانیان، م.، هورفر، ع. و مروی مهاجر، م.، ۱۳۸۸. برازش توزیع قطر برابر‌سینه با بکارگیری برخی مدل‌های (توزیع‌های) آماری (مطالعه موردی: جنگل خیرودکنار- نوشهر). تحقیقات جنگل و صنوبر ایران، ۱۷ (۱): ۱۲۴-۱۱۶.
- متاجی، ا.، حجتی، س. و نمیرانیان، م.، ۱۳۷۹. مطالعه پراکنش تعداد در طبقات قطری در جنگلهای طبیعی با کاربرد توزیع‌های احتمالی (مطالعه موردی در سری گرازبن

Evaluation of different statistical distributions for estimation of diameter distribution within forest development stages in Shafaroud beech stands

B. Amanzadeh ^{1*}, Kh. Sagheb-Talebi ², F. Fadaei Khoshkebijari ³, B. Khanjani Shiraz ⁴
and A. Hemmati ⁴

1* - Corresponding author, Senior Research Expert, Research Center of Agriculture and Natural Resources of Guilan province, Rasht, Iran. E-mail: b_amanzad@yahoo.com

2- Associate Prof., Research Institute of Forests and Rangelands, Tehran, Iran.

3- Senior expert of forestry, General Natural Resources office of Guilan, Rasht, Iran.

4- Research expert, Research Center of Agriculture and Natural Resources of Guilan province, Rasht, Iran.

Received: 23.02.2010 Accepted: 23.12.2010

Abstract

As a necessary tool, statistical distributions have a wide application in forest. Actual and future condition of stands, description of stand structure and reaction of stands to silvicultural interventions are other applications of these functions in forest management. In order to study the statistical distributions, three sample plots of one hectare, were selected in three development stages of an untouched beech stand in Shafaroud forest. DBH of all trees (larger than 7.5 cm) within the sample plots were assessed. Distribution functions were fitted to the stem number distribution in diameter classes and were compared to the observed data within development stages using Kolmogrove-Smirnov, Anderson-Darling and Chi-Square tests by Easyfit software. Results showed that 1) for initial stage, three-parameter log-normal, 2) for optimal stage, beta and 3) for decay stage, Johnson's S_B have been fitted. In general, three-parameter log-normal function has been fitted well for all three stages.

Key words: statistical distribution, diameter distribution, forest development stages, Guilan.