برازش توابع توزیع احتمال برای مدلسازی توزیع قطری گونه‌های بلوط در جنگل‌های گلازنی‌شدهٔ زاگرس شمالی (مطالعهٔ موردی: آرمرده- بانه)

هرمز سهرابی*[۱] و محمدجواد طاهری سرتشنیزی[۲]

[۱]استادیار گروه جنگلداری دانشکدهٔ منابع طبیعی و علوم دریایی، دانشگاه تربیت مدرس

[۲]دانشجوی کارشناسی ارشد جنگلداری، دانشگاه یاسوج

(تاریخ دریافت: ۳۱/ ۲ / ۹۰، تاریخ پذیرش: ۳۰ / ۲ / ۹۱)

چکیده

در جنگل‌های زاگرس شمالی، گلازنی یکی از مهم‌ترین استفاده‌های سنتی از جنگل است. این نوع دخالت سبب ایجاد تغییرات مهمی در ساختار این جنگل‌ها شده است. یکی از مهم‌ترین ویژگی‌های ساختاری توده‌های جنگلی، پراکنش درختان در طبقات قطری است. بنابراین در تحقیق حاضر، توزیع احتمال قطر برابرسینهٔ گونه‌های بلوط شامل برودار (*Quercus brantii*)، مازودار (*Q. infectoria*) و ویول (*Q. libani*) در جنگل‌های آرمرده واقع در زاگرس شمالی برای شناخت نقش گلازنی بدون نظارت بررسی شد. توزیع درختان در طبقات قطری برای ۱۰۲۱ پایه برودار، ۸۵۴ پایه مازودار و ۱۹۶۳ پایه ویول برازش یافت. توابع توزیع احتمال مورد بررسی بتا، گاما، نرمال، لگ- نرمال و وایبل بود. مشخصه‌های هر یک از توابع با روش بیشینهٔ درستنمایی برآورد شد. مقایسهٔ توزیع احتمال واقعی و توزیع احتمال به‌دست‌آمده از توابع، به‌وسیلهٔ آزمون‌های کولموگروف اسمیرنوف و کای‌دو انجام گرفت. نتیجهٔ برازش توابع بررسی‌شده برای گونه‌های مختلف، متفاوت بود، اما در مجموع توزیع بتا با توجه به اینکه برای هر سه گونه بر اساس هر دو آزمون برازش یافت، به‌عنوان بهترین تابع توزیع احتمال برای مدلسازی توزیع در طبقات قطری گونه‌های بلوط در زاگرس شمالی انتخاب شد. براساس نتایج این تحقیق می‌توان در مطالعاتی که هدف آنها شبیه‌سازی روند تغییرات جنگل‌های تحت گلازنی سنتی است، از توزیع بتا استفاد کرد. همچنین، وضعیت پراکنش قطری گونه‌های مورد بررسی، نشان‌دهندهٔ شرایط بحرانی تجدید حیات این جنگل‌هاست.

واژه‌های کلیدی: توابع توزیع احتمال، پراکنش قطری، گلازنی، زاگرس شمالی.

*نویسندهٔ مسئول: تلفن: ۰۹۱۲ ۶۳۹۸۳۹۰ Email: hsohrabi@modares.ac.ir

Archive of SID
www.SID.ir

مقدمه و هدف

بهره‌برداری و مدیریت سنتی، از عوامل تأثیرگذار بر چگونگی توزیع درختان در طبقات قطری است. مردم محلی بر حسب نیازهای مختلف به‌صورت‌های متفاوتی درختان را برای اهداف مصرفی خود استفاده می‌کنند. در جنگل‌های زاگرس شمالی از چوب درختان اغلب برای مصارف سوختی و از سرشاخه و برگ‌ها برای تعلیف دام‌ها استفاده می‌کنند. قطع شاخه‌ها و سرشاخه‌های برگدار بعضی از گونه‌های بلوط در مناطق جنگلی زاگرس شمالی، گلازنی نامیده می‌شود (فتاحی، ۱۳۷۳). بهره‌برداری سنتی از عواملی است که بر توزیع درختان در طبقات قطری تأثیرگذار است. البته، علاوه بر نوع بهره‌برداری، توان گونه‌های بلوط برای جست‌دهی و حاصلخیزی رویشگاه نیز تأثیر بسزایی بر توزیع درختان در طبقات قطری دارد. جنگل‌های زاگرس از نظر تولید چوب ارزش اقتصادی کمی دارند، اما از نظر تأمین آب، حفظ خاک، تعدیل آب‌وهوا و تعادل اقتصادی و اجتماعی بسیار مهم هستند (ثاقب‌طالبی و همکاران، ۱۳۸۴). با توجه به اینکه مدیریت صحیح و برنامه‌ریزی اصولی مستلزم جمع‌آوری اطلاعات کمی و کیفی مناسب است، می‌توان برای کشف روابط موجود در ساختار توده، ارزیابی تغییرات و برنامه‌ریزی برای رسیدن به ساختار مطلوب بر اساس وضعیت کنونی طبقات قطری، از توابع توزیع قطری کمک گرفت.

توزیع قطری یکی از بهترین توصیف‌کننده‌ها و از مهم‌ترین خصوصیات تودۀ جنگلی به‌شمار می‌رود (Kangas *et al.*, 2007). با بررسی توزیع قطری درختان یک توده و به‌طور کلی جنگل، اطلاعاتی دربارۀ ساختار، سن و پایداری توده به‌دست می‌آید (Gorgoso-Varela *et al.*, 2008). براین اساس، نظر به اینکه در محدودۀ وسیعی از جنگل‌های بلوط، گلازنی صورت می‌گیرد (بیشتر در استان‌های کردستان و آذربایجان شرقی و به‌صورت ملایم‌تر در بخش‌های دیگر زاگرس)، در این تحقیق توزیع قطری به‌عنوان یکی از توصیف‌کننده‌های شرایط تودۀ جنگل، تحت چنین دخالتی، بررسی شد.

توابع توزیع قطری در تخمین محصول، رشد بالقوه، تعیین ویژگی‌های اقتصادی یک توده (Knobel & Burkhart 1991; Kangas, 1998; Brooks & Waint, 2004)، شناخت وضعیت تودۀ جنگلی (متاجی و همکاران، ۱۳۷۹) و پیش‌بینی آیندۀ توده برای برنامه‌ریزی و مدیریت کاربرد بسیاری دارد.

اولین استفاده از مدل‌های توزیع قطری توسط دی‌لیکورت در سال ۱۸۹۸ بر پایۀ توزیع هندسی را بنا نهاد (Johnson, 2000) و پس از او میر در سال ۱۹۵۲ نیز تابع نمایی را برای مدلسازی داده‌های قطر ارائه کرد (Rubin *et al.*, 2006) و به مرور زمان از دهۀ شصت میلادی، استفاده از توزیع‌های آماری در پژوهش‌های جنگل متداول شد (نمیرانیان، ۱۳۶۹). برای مثال می‌توان به استفاده از تابع توزیع نرمال (Bailey, 1980; Nanang, 1998)، بتا (نمیرانیان، ۱۳۶۹؛ متاجی و همکاران، ۱۳۷۹؛ فلاح و همکاران، ۱۳۸۴) ، گاما (Nelson, 1964; Bailey, 1980؛ محمد علی‌زاده و همکاران، ۱۳۸۶) ، لگ- نرمال (Bliss & Reinker, 1964؛ محمد علی‌زاده و همکاران، ۱۳۸۶) و وایبل (Bailey & Dell, 1973; Bullock & Boone, 2007؛ متاجی و همکاران، ۱۳۷۹؛ فلاح و همکاران، ۱۳۸۴) اشاره کرد.

باید خاطرنشان کرد که بر اساس نتایج منتشرشده، بیشتر پژوهش‌های صورت‌گرفته در ایران برای ارائۀ مدل‌های مناسب پراکنش تعداد در طبقات قطری در جنگل‌های شمال بوده است (نمیرانیان، ۱۳۶۹؛ متاجی و همکاران، ۱۳۷۹؛ فلاح و همکاران، ۱۳۸۲؛ محمد علی‌زاده و همکاران، ۱۳۸۶). تنها پژوهش انجام‌گرفته در جنگل‌های خارج از شمال، مربوط به حسین‌زاده و همکاران (۱۳۸۳) است که پراکنش در طبقات قطری در جنگل‌های بلوط کمتر تخریب‌یافتۀ استان ایلام را بررسی کردند. با جمع‌بندی تحقیقات صورت‌گرفته در ایران، در مورد گونه‌های بلوط، تا کنون تنها برودار بررسی شده و در زاگرس شمالی، برای دیگر گونه‌های بلوط زاگرس (شامل ویول و مازودار) تحت دخالت سنتی گلازنی تاکنون تحقیقی صورت نگرفته است.

بر این اساس هدف از این تحقیق، مقایسۀ مدل‌های آماری توزیع درختان در طبقات قطری به‌منظور انتخاب تابع توزیع مناسب برای مدلسازی نحوۀ پراکنش قطری درختان

Archive of SID

www.SID.ir

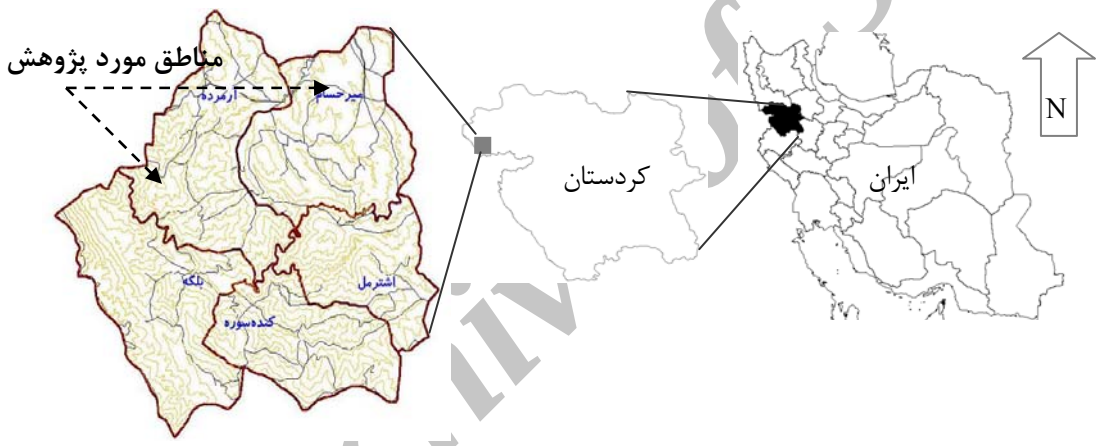
در جنگل‌های بلوط زاگرس شمالی تحت بهره‌برداری سنتی گلازنی و نیز تعیین مناسب‌ترین تابع توزیع قطری برای گونه‌های مختلف بلوط است.

مواد و روش‌ها

- منطقهٔ مورد بررسی

منطقهٔ مورد پژوهش در شهرستان بانه از توابع استان کردستان واقع است. برای بررسی اهداف پژوهش دو بخش از حوزهٔ آرمرده با نام‌های آرمرده و میرحسام انتخاب شد. وسعت سری میرحسام ۲۳۹۰ هکتار و آرمرده ۲۲۶۰ هکتار بود. در این منطقه متوسط سالانهٔ دما ۱۱/۵ درجهٔ سانتی‌گراد، متوسط تعداد روزهای یخبندان ۱۳۳ روز و متوسط بارندگی سالانه ۷۲۵ میلی‌متر است.

آرمرده در طول جغرافیایی ″۱۳ ′۴۹ °۴۵ تا ″۲۷ ′۵۳ °۴۵ شرقی و عرض ″۳۱ ′۵۳ °۳۵ تا ″۲۷ ′۵۷ °۳۵ شمالی و میرحسام در طول ″۵۲ ′۴۸ °۴۵ تا ″۰۳ ′۵۴ °۴۶ شرقی و عرض ″۵۸ ′۵۰ °۳۵ تا ″۰۸ ′۵۳ °۳۵ شمالی واقع شده است. داده‌های مورد استفاده در این پژوهش حاصل برداشت ۱۷۸ قطعه نمونهٔ ۱۰ آری به‌صورت تصادفی سیستماتیک (Zucchini *et al.*, 2001) مربوط به طرح جنگلداری چندمنظوره با تأکید بر ساماندهی و مدیریت ساماندهی گلازنی در حوزهٔ آرمرده، اجرا شده توسط مرکز پژوهش و توسعهٔ جنگلداری زاگرس شمالی بود. در این تحقیق هر یک از جست‌های جست‌گروه‌ها به‌عنوان یک فرد در نظر گرفته شد. درختان تک‌پایه به همراه افراد جست‌گروه‌ها در مجموع پراکنش درختان در طبقات قطری را تشکیل دادند.



شکل ۱- موقعیت منطقهٔ مورد پژوهش

- توزیع‌های مورد بررسی

توزیع فراوانی یا همان توزیع احتمال، نحوهٔ پراکنش افراد در طبقه‌های مختلف را نشان می‌دهد. نحوهٔ توزیع پدیده‌های دنیای واقعی متفاوت و متنوع است. از این‌رو برای توزیع احتمال، تا کنون مدل‌های تئوریک متعددی به نام توابع توزیع احتمال[1] که به اختصار *pdf* نامیده می‌شود ارائه شده است. توابع توزیع احتمال به دو دستهٔ گسسته و پیوسته تقسیم می‌شوند. در این تحقیق با توجه به پیوسته بودن متغیر تصادفی قطر برابر سینه از مدل‌های توزیع احتمال پیوسته استفاده شد. تعداد مشخصه‌های توابع گوناگون، متفاوت است. یکی از ویژگی‌هایی که انعطاف‌پذیری توابع را تحت تأثیر قرار می‌دهد، تعداد مشخصه‌هاست. به‌طور کل، هر چه تعداد مشخصه‌ها بیشتر باشد، انعطاف مدل برای برازش با توزیع احتمال داده‌ها بیشتر خواهد بود. اما تعداد مشخصهٔ بیشتر به معنای دشواری محاسبات و پیچیده‌تر شدن روش برآورد مشخصه‌هاست. در این تحقیق مدل‌های توزیع احتمال مختلف شامل بتا[2]، گاما[3]، لگ- نرمال[4]، نرمال[5] و وایبل[6] بررسی شد (جدول ۱) و برای برآورد مشخصه‌های توابع از روش بیشینهٔ درست‌نمایی استفاده شد.

1- Probability Distribution Function

2- Beta
3- Gamma
4- Log-normal
5- Normal
6- Weibull

www.SID.ir

جدول ۱- مدل توابع توزیع احتمال مورد بررسی و مشخصه‌های آنها (Johnson *et al.*, 1994)

توزیع	تابع توزیع احتمال (*pdf*)	مشخصه‌های تابع
بتا	$f(x)=\frac{1}{\beta(\alpha_1,\alpha_2)}\frac{(x-a)^{\alpha_1-1}(b-x)^{\alpha_2-1}}{(b-a)^{\alpha_1+\alpha_2-1}}$	α_1 و α_2 مشخصه‌های شکل و a و b مشخصه‌های کرانه‌ای
گاما	$f(x)=\frac{(x)^{\alpha-1}}{\beta^{\alpha}\Gamma(\alpha)}\exp(-\frac{x}{\beta})$	α مشخصهٔ شکل و β مشخصهٔ موقعیت
لگ- نرمال	$f(x)=\frac{\exp\left(-\frac{1}{2}(\frac{\ln x-\mu}{\sigma})^2\right)}{x\sigma\sqrt{2\pi}}$	σ مشخصهٔ مقیاس و μ مشخصهٔ موقعیت
نرمال	$f(x)=\frac{\exp\left(-\frac{1}{2}(\frac{x-\mu}{\sigma})^2\right)}{\sigma\sqrt{2\pi}}$	σ مشخصهٔ مقیاس، μ مشخصهٔ موقعیت
وایبل	$f(x)=\frac{\alpha}{\beta}\left(\frac{x}{\beta}\right)^{\alpha-1}\exp\left(-(\frac{x}{\beta})^{\alpha}\right)$	α مشخصهٔ شکل و β مشخصهٔ موقعیت

- روش تحلیل داده‌ها

آزمون‌های مقایسهٔ توزیع فراوانی مشاهده‌شده با توزیع فراوانی مورد انتظار به‌دست‌آمده از مدل توزیع فراوانی معینی به آزمون‌های نکویی برازش[1] مشهورند. فرضیهٔ H_0 در چنین آزمون‌هایی عبارت است از اینکه توزیع احتمال مشاهده‌شده با توزیع احتمال مورد انتظار تفاوت ندارد.

در این پژوهش برای مقایسهٔ پراکنش در طبقات قطری مشاهده‌شده با مورد انتظار، از آزمون‌های نکویی برازش کای‌دو و کولموگروف اسمیرنوف استفاده شد. آزمون کای‌دو با مقایسهٔ فراوانی‌های مشاهده‌شده و مورد انتظار، برازش مناسب یک مدل توزیع احتمال تئوریک را آزمون می‌کند. نتایج این آزمون زمانی که کمتر از ۲۰ درصد طبقات فراوانی کمتر از ۵ داشته باشند، قابل اعتماد است (کلانتری، ۱۳۸۵). نحوهٔ محاسبهٔ آمارهٔ آزمون کای‌دو به قرار زیر است (Kanji, 2006):

$$\chi^2=\sum_{i=1}^{k}\frac{(O_i-E_i)^2}{E_i}$$

که در آن O_i فراوانی مشاهده شده برای طبقهٔ i، E_i فراوانی مورد انتظار برای طبقهٔ i و χ^2 آمارهٔ آزمون کای‌دو است.

اما آزمون کولموگروف اسمیرنوف، بیشترین اختلاف بین فراوانی مشاهده‌شده و مورد انتظار بر اساس توزیع تجمعی فراوانی را معیار قضاوت قرار می‌دهد. از این رو برای پرهیز از خطای ناشی از متناسب نبودن آزمون، از هر دو استفاده شد و معیار برازش مناسب یک مدل توزیع احتمال با داده‌های واقعی، معنی‌دار بودن هر دو آزمون و نیز مقدار آمارهٔ آزمون بود. نحوهٔ محاسبهٔ آمارهٔ آزمون کولموگروف اسمیرنوف عبارت است از: $D=\max(F-S_n)$ که در آن F فراوانی تجمعی مورد انتظار، S_n فراوانی تجمعی مشاهده‌شده و D آمارهٔ آزمون کولموگروف اسمیرنوف است (Kanji, 2006).

با استفاده از آمارهٔ آزمون‌های نکویی برازش، توابع مورد بررسی رتبه‌بندی شدند. سطح معنی‌داری اختلاف توابع با پراکنش واقعی درختان در طبقات قطر برابرسینه ۹۹ و ۹۵ درصد در نظر گرفته شد. تحلیل‌ها در نرم‌افزار Mathwave نسخهٔ ۵/۴ انجام گرفت.

نتایج

در مجموع، پراکنش ۳۸۳۸ پایه درخت از گونه‌های بلوط در طبقات قطری بررسی شد. شاخص‌های توصیفی غیروایسته به نوع توزیع در جدول ۲ برای هر یک از گونه‌ها

1- Goodness of Fit Tests

Archive of SID

www.SID.ir

مشاهده می‌شود. بر اساس جدول بیشترین قطر برابر سینه به‌ترتیب مربوط به مازودار، ویول و برودار است. برای هر سه گونه، چولگی مثبت و به سمت راست است. بیشترین چولگی به‌ترتیب مربوط به برودار، ویول و مازودار است. برای هر سه گونه نیز کشیدگی مثبت مشاهده می‌شود که بیشترین کشیدگی به‌ترتیب مربوط به برودار، مازودار و ویول است. مقادیر مربوط به مشخصه‌های تعیین پراکندگی شامل چارک‌های اول، دوم و سوم نشان می‌دهد که توده‌های برودار کم‌قطرتر و توده‌های مازودار قطورترند. توده‌های ویول بین این دو قرار می‌گیرند.

جدول ۲- مشخصات توصیفی قطر برابرسینه (سانتی‌متر) برای گونه‌های مختلف منطقهٔ مورد پژوهش

گونه	بیشینه	چارک اول	میانه	چارک سوم	چولگی	کشیدگی
برودار	۵۴/۰	۱۱/۵	۱۵/۵	۲۱/۰	۱/۰۱	۱/۳۴
مازودار	۸۵/۰	۲۰/۰	۲۶/۵	۳۴/۵	۰/۷۶	۱/۱۱
ویول	۸۱/۰	۱۴/۰	۲۱/۰	۲۹/۰	۰/۸۴	۰/۸۴

- برازش تابع توزیع درختان در طبقات قطری برودار

نتایج آزمون نکویی برازش برای بررسی تابع توزیع احتمال مناسب قطر برابرسینهٔ برودار بر اساس آزمون کولموگروف اسمیرنوف نشان می‌دهد که بهترین توابع به‌ترتیب گاما، بتا و لگ- نرمال هستند. نتیجهٔ این آزمون اختلاف معنی‌داری بین توزیع احتمال مشاهده‌شده با توزیع احتمال مورد انتظار برای توابع نرمال و وایبل نشان داد. اما بر اساس آزمون کای‌دو، بهترین توابع به‌ترتیب بتا، گاما و لگ- نرمال هستند. این آزمون نیز همانند آزمون قبل، اختلاف معنی‌داری برای توابع نرمال و وایبل نشان داد (جدول ۳). شکل ۲ هیستوگرام و منحنی تئوریک مربوط به دو مدل تابع احتمال گاما و بتا را برای قطر برابرسینهٔ برودار نشان می‌دهد. مشخصه‌های هر یک از توابع برازش داده شده در جدول ۴ آورده شده است.

جدول۳- نتیجهٔ آزمون کای‌دو و کولموگروف اسمیرنوف برای برازش توابع مختلف توزیع احتمال با پراکنش درختان در طبقات قطر برابرسینه برای گونهٔ برودار

تابع توزیع	کولموگروف اسمیرنوف			کای‌دو		
	آماره		رتبه	آماره		رتبه
بتا	۰/۰۲۹۰	*ns*	۲	۷/۵	*ns*	۱
گاما	۰/۰۲۵۴	*ns*	۱	۱۰/۵	*ns*	۳
لگ- نرمال	۰/۰۳۲۵	*ns*	۳	۸/۵	*ns*	۲
نرمال	۰/۰۸۲۸	*	۵	۵۷/۳	**	۵
وایبل	۰/۰۶۶۹	*	۴	۴۱/۸	**	۴

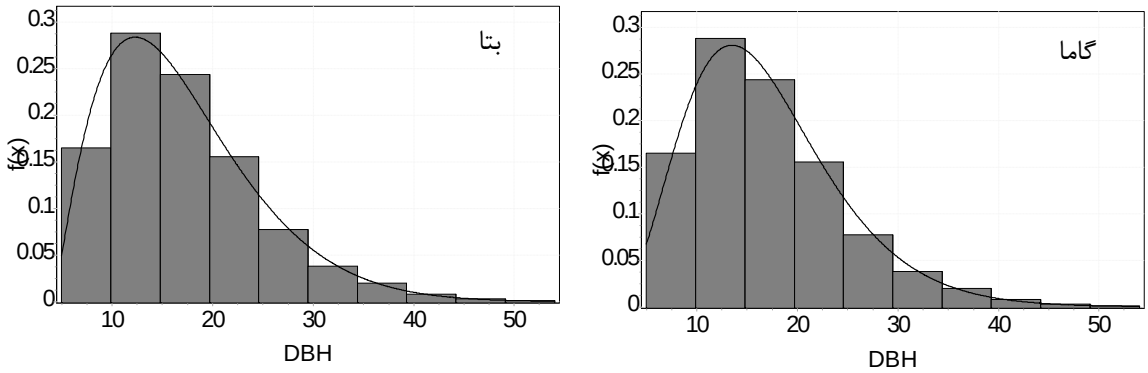
* و ** به‌ترتیب معنی‌داری اختلاف در سطح ۹۵ و ۹۹ درصد اطمینان و *ns* معنی‌دار نبودن اختلاف توزیع مشاهده‌شده با توزیع تئوریک

جدول۴- مقادیر مشخصه‌های هر یک از توابع مورد بررسی برای برآورد توزیع احتمال قطر برابرسینهٔ برودار

تابع توزیع	مقادیر هر یک از مشخصه‌های توابع
بتا	$\alpha_1 = 2/2998$, $\alpha_2 = 14/992$, $a = 4/0957$, $b = 100/63$
گاما	$\alpha = 4/925$, $\beta = 3/439$
لگ- نرمال	$\sigma = 0/4531$, $\mu = 2/73$
نرمال	$\sigma = 7/6319$, $\mu = 16/937$
وایبل	$\alpha = 2/7465$, $\beta = 18/887$

Archive of SID

www.SID.ir



شکل ۲- هیستوگرام و منحنی برازش قطر برابرسینهٔ برودار

- برازش تابع توزیع درختان در طبقات قطری مازودار

نتیجهٔ برازش توابع مختلف با پراکنش درختان در طبقات قطر برابر سینهٔ مازودار بر اساس آزمون کولموگروف اسمیرنوف حاکی از آن است که بهترین توابع به‌ترتیب بتا، گاما و وایبل هستند. اختلاف توزیع در طبقات قطر برابرسینه با توزیع تئوریک محاسبه‌شده بر اساس توابع نرمال و لگ- نرمال معنی‌دار بود. اما آزمون کای‌دو تنها دو تابع را غیرمعنی‌دار نشان داد و اختلاف توابع لگ- نرمال، نرمال و وایبل معنی‌دار بود. بهترین برازش را به‌ترتیب گاما و بتا داشتند (جدول ۵). شکل ۳ هیستوگرام و منحنی برازش‌داده‌شدهٔ تئوریک مربوط به دو مدل تابع احتمال گاما و بتا را برای قطر برابرسینه نشان می‌دهد. مشخصه‌های برآوردشدهٔ هر یک از توابع در جدول ۶ آورده شده است.

جدول ۵- نتیجه آزمون کای‌دو و کولموگروف اسمیرنوف برای برازش توابع مختلف توزیع احتمال با پراکنش درختان در طبقات قطر برابر سینه برای گونهٔ مازودار

تابع توزیع	کولموگروف اسمیرنوف			کای‌دو		
	آماره		رتبه	آماره		رتبه
بتا	۰/۰۲۷۹	*ns*	۱	۷/۶	*ns*	۲
گاما	۰/۰۲۹۳	*ns*	۲	۵/۸	*ns*	۱
لگ- نرمال	۰/۰۵۸۲	**	۵	۳۵/۳	**	۵
نرمال	۰/۰۵۶۲	**	۴	۲۸/۲	**	۴
وایبل	۰/۰۴۴۷	*ns*	۳	۱۷/۹	*	۳

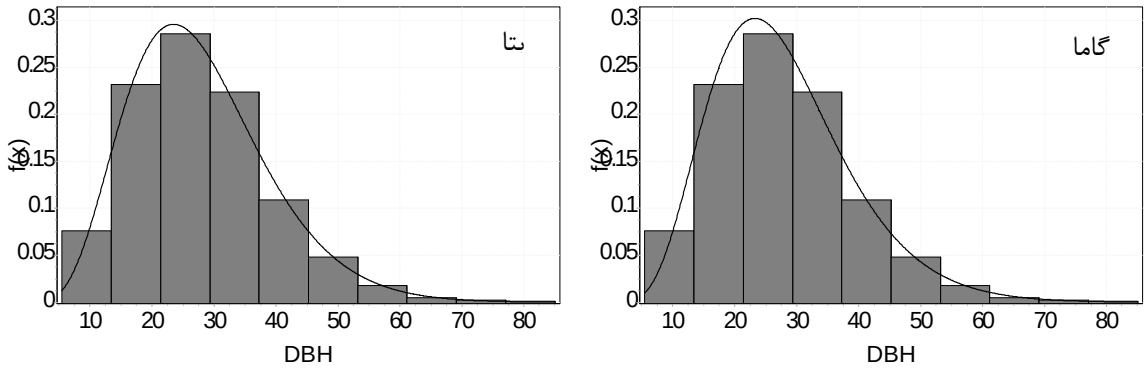
* و ** به‌ترتیب معنی‌داری اختلاف در سطح ۹۵ و ۹۹ درصد اطمینان و *ns* معنی‌دار نبودن اختلاف توزیع مشاهده‌شده با توزیع تئوریک

جدول۶- مقادیر مشخصه‌های هر یک از توابع مورد بررسی برای برآورد توزیع احتمال قطر برابر سینهٔ مازودار

تابع توزیع	مقادیر هر یک از مشخصه‌های توزیع
بتا	$\alpha_1 = ۵/۵۵۰۲$, $\alpha_1 = ۶۴/۸۳۷$, $a = -۰/۰۹۵۵۳$, $b = ۳۵۴/۲۸$
گاما	$\alpha = ۶/۰۷۶$, $\beta = ۴/۵۸۳۳$
لگ- نرمال	$\sigma = ۰/۴۳۰۲۸$, $\mu = ۳/۲۴۰۴$
نرمال	$\sigma = ۱۱/۲۹۸$, $\mu = ۲۷/۸۴۸$
وایبل	$\alpha = ۲/۹۳۴۸$, $\beta = ۳۱/۰۲$

Archive of SID

www.SID.ir



شکل ۳- هیستوگرام و منحنی برازش‌داده‌شدهٔ قطر برابرسینهٔ مازودار

- برازش تابع توزیع درختان در طبقات قطری ویول

نتیجهٔ برازش توابع مختلف با پراکنش درختان در طبقات قطر برابرسینهٔ ویول براساس آزمون کولموگروف اسمیرنوف نشان می‌دهد که تنها توزیع احتمال به‌دست‌آمده با استفاده از تابع بتا، اختلاف معنی‌داری با توزیع احتمال واقعی ندارد. دیگر توابع اختلاف معنی‌داری نشان دادند. اما نتیجهٔ آزمون کای‌دو نشان‌دهندهٔ معنی‌دار نبودن اختلاف برای توابع بتا و گاما و رتبهٔ بتا بالاتر از گاما بود. بر اساس این آزمون، توابع لگ- نرمال، نرمال و وایبل، اختلاف معنی‌داری نشان دادند (جدول ۷). هیستوگرام و منحنی برازش‌داده‌شدهٔ تئوریک مربوط به دو مدل تابع احتمال گاما و بتا برای قطر برابرسینه در شکل ۴ نشان داده شده است. مشخصه‌های برآوردشده برای هر یک از توابع مورد بررسی در جدول ۸ آورده شده است.

جدول۷- نتیجهٔ آزمون کای‌دو و کولموگروف اسمیرنوف برای برازش توابع مختلف توزیع احتمال با پراکنش درختان در طبقات قطر برابرسینه برای گونهٔ ویول

تابع توزیع	کولموگروف اسمیرنوف			کای‌دو		
	آماره		رتبه	آماره		رتبه
بتا	۰/۰۲۲۸	*ns*	۱	۱۲/۹	*ns*	۱
گاما	۰/۰۳۱۵	*	۲	۱۵/۳	*ns*	۲
لگ- نرمال	۰/۰۴۷۲	**	۳	۵۵/۴	**	۳
نرمال	۰/۰۷۰۰	**	۵	۹۹/۹	**	۵
وایبل	۰/۰۵۰۶	**	۴	۶۸/۳	**	۴

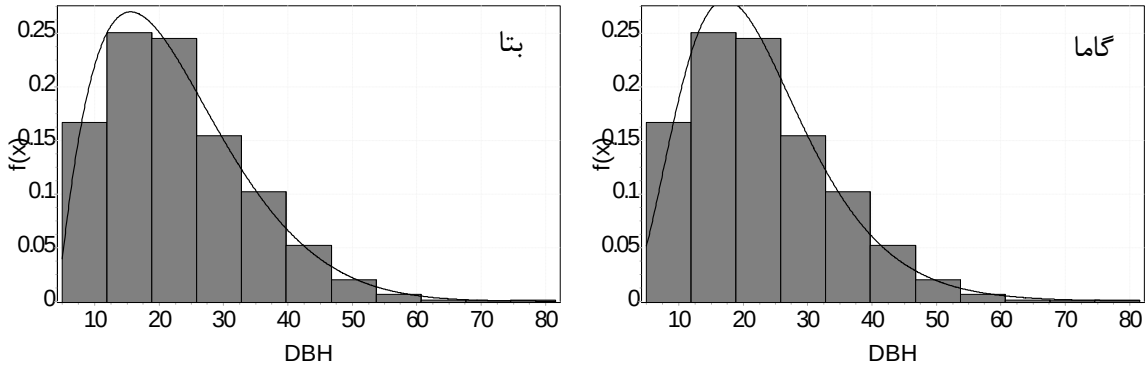
* و ** به‌ترتیب معنی‌داری اختلاف در سطح ۹۵ و ۹۹ درصد اطمینان و *ns* معنی‌دار نبودن اختلاف توزیع مشاهده‌شده با توزیع تئوریک

جدول۸- مقادیر مشخصه‌های هر یک از توابع مورد بررسی برای برآورد توزیع احتمال قطر برابرسینهٔ ویول

تابع توزیع	مقادیر هر یک از مشخصه‌های توزیع
بتا	$\alpha_1 = ۲/۰۲۰۹$, $\alpha_2 = ۹/۰۰۹۲$, $a = ۴/۲۱۱۸$, $b = ۱۰۴/۱۳$
گاما	$\alpha = ۴/۲۱۱۸$, $\beta = ۵/۳۶۵۶$
لگ- نرمال	$\sigma = ۰/۵۱۴$, $\mu = ۲/۹۹۴۱$
نرمال	$\sigma = ۱۱/۰۱۲$, $\mu = ۲۲/۵۹۹$
وایبل	$\alpha = ۲/۴۳۹۹$, $\beta = ۲۵/۲۶۳$

Archive of SID

www.SID.ir



شکل ۴- هیستوگرام و منحنی برازش‌داده‌شدهٔ قطر برابرسینهٔ ویول

بحث

در این تحقیق، توابع مختلفی برای مدلسازی توزیع در طبقات قطری گونه‌های مختلف بلوط در جنگل‌های گلازنی‌شدهٔ زاگرس شمالی بررسی شد. مقایسهٔ این توابع نشان داد که در مجموع می‌توان استنباط کرد که تابع بتا مناسب‌ترین تابع برای مدلسازی پراکنش درختان در طبقات قطر برابرسینه است. دیگر توابع بسته به گونهٔ مورد بررسی تفاوت‌هایی نشان دادند که امکان تصمیم‌گیری اجمالی را دشوار می‌کند.

مشابه نتایج پژوهش حاضر، پژوهش Gorgoso-Varela et al. (2008) نیز انعطاف‌پذیری توزیع بتا برای مدلسازی توزیع احتمال پراکنش در طبقات قطری درختان *Quercus robur* را در منطقه‌ای در شمال غرب اسپانیا نشان داد. Nanag (1998) با استفاده از سه توزیع وایبل، لگ- نرمال و نرمال برای برازش قطر برابرسینهٔ گونهٔ *Neem* (چریش) و با توجه به نتایج آزمون کولموگرف اسمیرنوف، توزیع لگ- نرمال را در برازش داده‌ها بهتر معرفی کرد. محمد علی‌زاده با استفاده از سه توزیع نمایی، گاما و لگ- نرمال برازش داده‌های قطر ۱۹۶ اصله درخت راش در جنگل خیرود نوشهر را بررسی کرد و با توجه به نتایج آزمون کای‌دو و کولموگروف اسمیرنوف بیان کرد که توزیع نمایی قابلیت تبیین توزیع قطر درختان را ندارد و از بین دو توزیع دیگر، توزیع گاما مناسب‌تر است (محمد علی‌زاده، ۱۳۸۶). در پژوهشی در کشور کانادا در جنگل‌های همسال راش، تنها مشخصه‌های مربوط به توزیع وایبل با استفاده از روش حداقل مربعات غیرخطی تخمین زده شد و قابلیت توزیع وایبل برای برازش داده‌های قطر نشان داده شد (Nord-Larsen & Cao, 2006). Wang & Rennolls (2005) با ارائهٔ مدل توزیع logit-logistic، توانایی این مدل را برای برازش داده‌های قطر نشان دادند.

بر اساس هیستوگرام توزیع در طبقات قطری هر سه گونه، می‌توان وضعیت بحرانی تجدید نسل را مشاهده کرد. بر خلاف آنچه از جنگل‌های طبیعی انتظار می‌رود، در این جنگل بیشترین فراوانی مربوط به طبقات قطری پایین نبود. در تحقیقی Pulido *et al.* (2001) تأثیر یک سیستم بیشهٔ زراعی با نام dehesas را بر ساختار سنی و زادآوری جنگل‌های *Quercus ilex* بررسی کردند. آنان بیان کردند که توزیع قطری درختان بالغ باید تابع مدل نمایی منفی باشد که نشان می‌دهد چرخهٔ ورود افراد جدید به جمعیت درختی وجود دارد. در حالی که در dehesas توزیع درختان در طبقات قطری متقارن و توزیع پخ‌تر از وضعیت نرمال بود. آنان علت این ایراد در ساختار جنگل را استفاده بیشهٔ زراعی بیان کردند. در تحقیق دیگری Plieninger *et al.* (2004) تأثیر کاربری و ساختار سیمای سرزمین بر زادآوری جنگل‌های *Quercus ilex* در سیستم بیشهٔ زراعی dehesas را بررسی کردند. آنان تأثیرات بلندمدت فعالیت‌های انسانی، چرای دام و عوامل فیزیوگرافی را مورد بحث قرار دادند و بیان کردند که عوامل فیزیوگرافی و فعالیت‌های بلندمدت انسانی، تأثیر بیشتری بر زادآوری نسبت به سطح چرای دام دارند. در خصوص تحقیق حاضر، می‌توان چنین عللی را به‌عنوان فرضیه‌هایی مطرح کرد که در تحقیقات آینده باید به‌صورت تخصصی بررسی شوند.

در این پژوهش، تأثیر بهره‌برداری سنتی بر توزیع درختان در طبقات قطر برابرسینه به‌طور کامل مشهود بود. نتایج

Archive of SID

www.SID.ir

نشان داد که در منطقهٔ مورد پژوهش، دامنهٔ تغییرات قطری ویول و مازودار بیشتر از برودار است. برگ‌های گونه‌های ویول و مازودار برای دام‌ها خوش‌خوراک‌تر از برگ‌های برودار است و برگ‌ها به‌صورت تر یا خشک به‌راحتی چریده می‌شود (فتاحی، ۱۳۷۳). شاید این امر سبب شده باشد که بهره‌برداران مجال بیشتری به این دو گونه برای رشد و نمو داده باشند. جزیره‌ای و ابراهیمی رستاقی (۱۳۸۲) دلیل قطع کمتر مازودار را تولید گال‌های ارزشمند و گز علفی بیان کرده‌اند. اگرچه علاوه بر نقش فعالیت‌های انسانی، سرشت اکولوژیک گونه‌ها نیز به‌طور حتم، در ایجاد چنین تفاوت‌هایی نقش دارند.

تا کنون تحقیقات متعددی با استفاده از مدل‌های مختلف احتمال برای گونه‌های مختلف انجام گرفته است. این تنوع مقایسهٔ نتایج به‌دست‌آمده در تحقیق حاضر با دیگر تحقیقات را دشوار می‌کند. حسین‌زاده و همکاران (۱۳۸۳) در جنگل‌های زاگرس مدل گاما را برای پارک جنگلی دالاب، مدل لگاریتم نرمال را برای جنگل چشمه دولت و مدل نرمال را برای جنگل تنگ دالاب مناسب ارزیابی کردند. البته شکل‌های ارائه‌شده در مقالهٔ مذکور حاکی از آن است که آزمون کای‌دو، برازش هر سه مورد را رد کرده است و تنها برازش این توابع با استفاده از آزمون کولموگروف اسمیرنوف تأیید شده است. همچنین در آن تحقیق، توزیع در طبقات قطری برودار به‌صورت مجزا بررسی نشده بود. از طرف دیگر، چون در مقالهٔ مذکور مدل‌های مورد بررسی و روش بررسی نیامده است، مقایسهٔ نتایج آن با تحقیق حاضر میسر نیست.

یک نکتهٔ مهم در برازش توابع مختلف آن بود که همواره توزیع نرمال اختلاف معنی‌داری با واقعیت نشان می‌دهد. این نتیجه نشان‌دهندهٔ آن است که استفاده از شاخص‌هایی که نحوهٔ محاسبهٔ آنها بر اساس توزیع نرمال است، برای توصیف متغیر قطر برابرسینهٔ گونه‌های مختلف بلوط در منطقهٔ مورد پژوهش و مناطق مشابه، موجب توصیف نادرست متغیر مورد بررسی می‌شود، چرا که نحوهٔ محاسبهٔ شاخص‌های آماری (مانند میانگین یا انحراف معیار) وابسته به نوع مدل توزیع احتمال است.

وجود اختلاف در نتایج به‌دست‌آمده از آزمون‌های کولموگروف اسمیرنوف و کای‌دو، استفادهٔ محتاطانه از این آزمون‌ها و حتی استفادهٔ همزمان آنها را، در صورت امکان، برای نکویی برازش پیشنهاد می‌کند.

در این تحقیق از توزیع‌های لگ- نرمال، گاما و وایبل دو مشخصه‌ای استفاده شد. پیشنهاد می‌شود در تحقیقات آتی برای بررسی انعطاف‌پذیری این توابع توزیع احتمال، از شکل‌های سه مشخصه‌ای این توابع استفاده شود و همچنین روش‌های برآورد مشخصه‌های توابع توزیع احتمال، بررسی و مقایسه شوند.

سپاسگزاری

از زحمات اعضاء تیم آماربرداری که داده‌ها را با دقت بسیار برداشت نمودند تشکر می‌گردد. همچنین از جناب آقای دکتر هدایت‌الله غضنفری و مرکز پژوهش و توسعهٔ جنگلداری زاگرس شمالی که داده‌ها را در اختیار محققان قرار دادند و نیز راهنمایی‌های ارزنده ایشان تشکر می‌گردد.

منابع

ثاقب‌طالبی، خسرو، تکتم ساجدی و فرشاد یزدیان، ۱۳۸۴. نگاهی به جنگل‌های ایران. مؤسسهٔ تحقیقات جنگل‌ها و مراتع، ۵۴ ص.

جزیره‌ای، محمدحسین و مرتضی ابراهیمی رستاقی، ۱۳۸۲. جنگل‌شناسی زاگرس، انتشارات دانشگاه تهران، ۵۶۰ ص.

فلاح، اصغر، محمود زبیری و محمدرضا مروی مهاجر، ۱۳۸۴. ارائهٔ مدل مناسب پراکنش تعداد در طبقات قطری توده‌های طبیعی و ناهمسال راش شمال ایران (جنگل‌های سنگده و شصت کلاته)، مجلهٔ منابع طبیعی ایران، ۵۸ (۴): ۸۲۱- ۸۱۳.

کلانتری، خلیل، ۱۳۸۵. پردازش و تحلیل داده‌ها در تحقیقات اجتماعی- اقتصادی، مهندسین مشاور طرح و منظر، ۳۸۸ ص.

نمیرانیان، منوچهر، ۱۳۶۹. کاربرد تئوری احتمالات در تعیین پراکنش درختان در طبقات قطری مختلف، مجلهٔ منابع طبیعی ایران، ۴۴: ۱۰۸-۹۳.

Archive of SID

www.SID.ir

متاجی، اسدالله، سیدمحمد حجتی و منوچهر نیمرانیان، ۱۳۷۹. مطالعهٔ پراکنش تعداد در طبقات قطری در جنگل‌های طبیعی با کاربرد توزیع‌های احتمالی (سری گرازبن خیرود کنار نوشهر)، مجلهٔ منابع طبیعی ایران، ۵۳ (۲): ۱۷۲-۱۶۵.

محمد علی‌زاده، خسرو، محمود زبیری، عبدالحسین هورفر و محمدرضا مروی مهاجر، ۱۳۸۶. برازش توزیع فراوانی قطر برابر سینه با بکارگیری برخی مدل‌های (توزیع‌های) آماری (مطالعهٔ موردی: جنگل خیرودکنار- نوشهر)، فصلنامهٔ جنگل و صنوبر ایران، ۱۷(۱): ۱۲۴-۱۱۶.

Bailey, L.R., 1980. Individual tree growth derived from diameter distribution models, *Forest Science*, 26(4): 626-632.

Bailey, R.L. & T.R. Dell, 1973. Quantifying diameter distributions with the Weibull function, *Forest Science*, 19: 97-104.

Bliss, C.I. & K.A. Reinker, 1964. A lognormal approach to diameter distributions in even-aged stands, *Forest Science*, 10: 350-360.

Brooks, J.R. & H.V. Wiant, 2004. A simple technique for estimating cubic foot volume yields, *Forest Ecology and Management*, 203: 373-380.

Bullock, B.P. & E.L. Boone, 2007. Deriving tree diameter distributions using Bayesian model averaging, *Forest Ecology and Management*, 242: 127-132.

Gorgoso-Varela, J.J., A. Rojo-Alboreca, E. Afif-Khouri & M. Barrio-Anta, 2008. Modelling diameter distributions of birch (*Betula alba* L.) and pedunculate oak (*Quercus robur* L.) stands in northwest Spain with the beta distribution, *Investigación Agraria: Sistemas y Recursos Forestales*, 17(3): 271-281.

Johnson, E., 2000. Forest Sampling Desk Reference, CRC Press LLC, 985 pp.

Johnson, N.L., S. Kotz & N. Balakrishnan, 1994. Continuous univariate distributions (2nd ed.), John Wiley and Sons Press, 784 pp.

Kangas, A.S., 1998. Uncertainty in growth and yield projections due to annual variation of diameter growth, *Forest Ecology and Management*, 108: 223-230.

Kangas, A., L. Mehtatalo & M. Maltamo, 2007. Modeling percentile based basal area weighted diameter distribution, *Silva Fennica*, 41(4): 425-440.

Kanji, G.K., 2006. 100 statistical tests (3rd ed.), SAGE Publication, 242 pp.

Knobel, B.R. & H.E. Burkhart, 1991. A bivariate distribution approach to modeling forest diameter distributions at two points in time, *Biometrics*, 47: 241-253.

Nanang, D.M., 1998. Suitability of the normal, log-normal and Weibull distributions for fitting diameter distributions of neem plantations in northern Ghana, *Forest Ecology and Management*, 103: 1-7.

Nelson, T.C., 1964. Diameter distribution and growth of loblolly pine, *Forest Science*, 10: 105-115.

Nord-Larsen, T. & Q.V. Cao, 2006. A diameter distribution model for even-aged beech in Denmark, *Forest Ecology and Management*, 231:218-225.

Plieninger, T., F.J. Pulido & H. Schaich, 2004. Effects of land-use and landscape structure on holm oak recruitment and regeneration at farm level in *Quercus ilex* L. dehesas, *Journal of Arid Environments*, 57: 345-364.

Pulido, F.J., M. Díaz, & S.J. Hidalgo de Trucios, 2001. Size structure and regeneration of Spanish holm oak *Quercus ilex* forests and dehesas: effects of agroforestry use on their long-term sustainability, *Forest Ecology and Management*, 146: 1-13.

Rubin, B.D., P.D. Manion & D.F. Langendoen, 2006. Diameter distributions and structural sustainability in forests, *Forest Ecology and Management*, (222): 427-438.

Wang, M. & K. Rennolls, 2005. Tree diameter distribution modelling: introducing the logit–logistic distribution, *Canadian Journal of Forest Research*, 35: 1305-1313.

Zucchini, W., M. Schmidt & K. Gadow, 2001. A model for the diameter-height distribution in an uneven-aged beech forest and a method to assess the fit of such models, *Silva Fennica*, 35(2): 169-183.

Archive of SID

www.SID.ir

Fitting probability distribution functions for modeling diameter distribution of oak species in pollarded northern Zagros forests (Case study: Armardeh-Baneh)

H. Sohrabi[*1] and M.J. Taheri Sarteshnizi[2]
[1]Assistant Prof., Faculty of Natural Resources and Marin Science, Tarbiat Modares University, I. R. Iran
[2]M.Sc. Student of Forestry, University of Yasuj, I. R. Iran
(Received: 20 May 2011, Accepted: 19 May 2012)

Abstract
Forest pollarding is one of the major uses of Northern Zagros Forest. This kind of intervention cause major changes in the structure of these forests. Trees diameter distribution is one the most important attributes of forest stands structure. In this research, probability distribution of oak species including *Q. branti*, *Q. infectoria* and *Q. libani* in Armardeh Forests Located in Northern Zagros was investigated for studying the role of uncontrolled pollarding on forest structure. The models were fitted to diameter observations for 1021 *Q. branti*, 854 *Q. infectoria* and 1963 *Q. libani* trees. Diameter distribution of trees was derived from 178 0.1 hectare sample plots. Beta, Gamma, Normal, Log-normal and Weibull probability distribution function were fitted to diameter distribution of oak trees. Actual probability and probability which derived from *pdf*s for diameter distribution was compared using Kolmogrov-Smironov and Chi-square tests. Fitting showed different results for different species. Since, fitted properly to all species based on both tests, Beta function was chosen as the best probability distribution function. Based on results, beta probability distribution can be used for those who want to simulate changes of pollarded forests. Beside, diameter distribution showed a critical situation for forest regeneration.

Key words: Probability distribution functions, Diameter distribution, Pollarding, Northern Zagros.

Archive of SID

[*]Corresponding author Tel: +98 912 6398390 Email: Hormoz.Sohrabi@nres.sku.ac.ir
www.SID.ir