

## برازش توابع توزیع احتمال برای مدلسازی توزیع قطری گونه‌های بلوط در جنگل‌های گلازنی شده زاگرس شمالی (مطالعه موردی: آرمده - بانه)

هرمز سهرابی\*<sup>۱</sup> و محمدجواد طاهری سرتشنیزی<sup>۲</sup>

<sup>۱</sup>استادیار گروه جنگلداری دانشکده منابع طبیعی و علوم دریایی، دانشگاه تربیت مدرس

<sup>۲</sup>دانشجوی کارشناسی ارشد جنگلداری، دانشگاه یاسوج

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

### 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 برابر سینه گونه‌های بلوط شامل برودار (*Quercus brantii*)، مازودار (*Q. infectoria*) و ویول (*Q. libani*) در جنگل‌های آرمده 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 بیشینه درست‌نمایی برآورد شد. مقایسه توزیع احتمال واقعی و توزیع احتمال به دست آمده از توابع، به وسیله آزمون‌های کولموگروف اسمیرنوف و کای دو انجام گرفت. نتیجه برازش توابع بررسی شده 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، به عنوان 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 استفاده کرد. همچنین، وضعیت پراکنش قطری گونه‌های مورد بررسی، نشان‌دهنده شرایط بحرانی تجدید حیات این جنگل‌هاست.

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

## مقدمه و هدف

بهره‌برداری و مدیریت سنتی، از عوامل تأثیرگذار بر چگونگی توزیع درختان در طبقات قطری است. مردم محلی بر حسب نیازهای مختلف به صورت‌های 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 توده جنگلی به‌شمار می‌رود (Kangas et al., 2007). با بررسی توزیع قطری درختان یک توده و به‌طور کلی جنگل، اطلاعاتی درباره ساختار، سن و پایداری توده به‌دست می‌آید (Gorgoso-Varela et al., 2008). براین اساس، نظر به اینکه در محدوده 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 توده جنگل، تحت چنین دخالتهای، بررسی شد.

توابع توزیع قطری در تخمین محصول، رشد بالقوه، تعیین ویژگی‌های اقتصادی یک توده (Knobel & Burkhardt

1991; Kangas, 1998; Brooks & Waint, 2004)، شناخت وضعیت توده جنگلی (متاجی و همکاران، ۱۳۷۹) و پیش‌بینی آینده توده برای برنامه‌ریزی و مدیریت کاربرد بسیاری دارد.

اولین استفاده از مدل‌های توزیع قطری توسط دی‌لیکورت در سال ۱۸۹۸ بر پایه توزیع هندسی را بنا نهاد (Johnson, 2000) و پس از او میبیر در سال ۱۹۵۲ نیز تابع نمایی را برای مدلسازی داده‌های قطر ارائه کرد (Rubin et al., 2006) و به مرور زمان از دهه 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 ارائه 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 تخریب‌یافته 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، مقایسه مدل‌های آماری توزیع درختان در طبقات قطری به‌منظور انتخاب تابع توزیع مناسب برای مدلسازی نحوه پراکنش قطری درختان

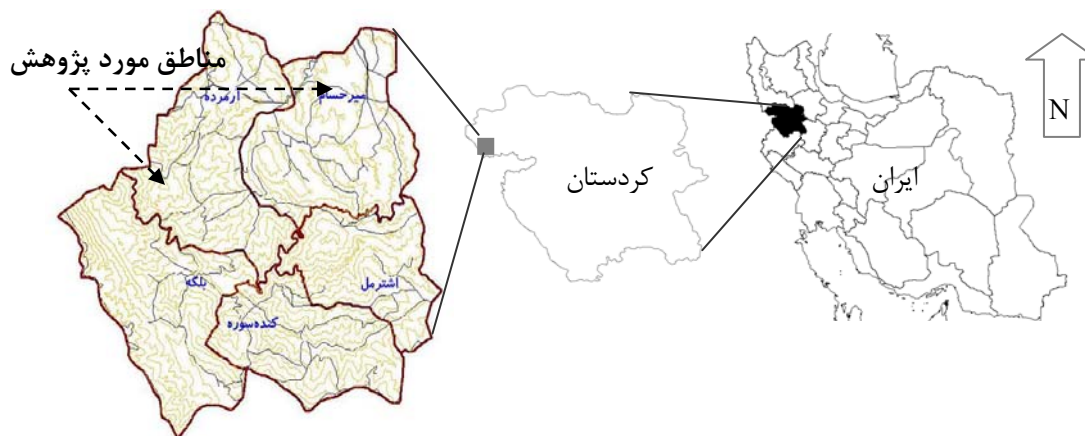
آرمرده در طول جغرافیایی  $13^{\circ} 49' 45''$  تا  $27^{\circ} 53' 45''$  شرقی و عرض  $31^{\circ} 53' 35''$  تا  $27^{\circ} 57' 35''$  شمالی و میرحسام در طول  $52^{\circ} 48' 45''$  تا  $03^{\circ} 54' 46''$  شرقی و عرض  $58^{\circ} 50' 35''$  تا  $08^{\circ} 53' 35''$  شمالی واقع شده است. داده‌های مورد استفاده در این پژوهش حاصل برداشت ۱۷۸ قطعه نمونه ۱۰ آری به صورت تصادفی سیستماتیک (Zucchini et al., 2001) مربوط به طرح جنگلداری چندمنظوره با تأکید بر ساماندهی و مدیریت ساماندهی گلازنی در حوزه آرمرده، اجرا شده توسط مرکز پژوهش و توسعه جنگلداری زاگرس شمالی بود. در این تحقیق هر یک از جست‌های جست‌گروه‌ها به عنوان یک فرد در نظر گرفته شد. درختان تک پایه به همراه افراد جست‌گروه‌ها در مجموع پراکنش درختان در طبقات قطری را تشکیل دادند.

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

## مواد و روش‌ها

منطقه مورد بررسی

منطقه مورد پژوهش در شهرستان بانه از توابع استان کردستان واقع است. برای بررسی اهداف پژوهش دو بخش از حوزه آرمرده با نام‌های آرمرده و میرحسام انتخاب شد. وسعت سری میرحسام ۲۳۹۰ هکتار و آرمرده ۲۲۶۰ هکتار بود. در این منطقه متوسط سالانه دما  $11/5$  درجه سانتی‌گراد، متوسط تعداد روزهای یخبندان ۱۳۳ روز و متوسط بارندگی سالانه ۷۲۵ میلی‌متر است.



شکل ۱- موقعیت منطقه مورد پژوهش

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 مشخصه بیشتر به معنای دشواری محاسبات و پیچیده‌تر شدن روش برآورد مشخصه‌هاست. در این تحقیق مدل‌های توزیع احتمال مختلف شامل بتا، گاما، لگ-نرمال، نرمال<sup>۵</sup> و وایبل<sup>۶</sup> بررسی شد (جدول ۱) و برای برآورد مشخصه‌های توابع از روش بیشینه درست‌نمایی استفاده شد.

توزیع‌های مورد بررسی

توزیع فراوانی یا همان توزیع احتمال، نحوه پراکنش افراد در طبقه‌های مختلف را نشان می‌دهد. نحوه توزیع پدیده‌های دنیای واقعی متفاوت و متنوع است. از این رو برای توزیع احتمال، تا کنون مدل‌های تئوریک متعددی به نام توابع توزیع احتمال<sup>۱</sup> که به اختصار pdf نامیده می‌شود ارائه شده است. توابع توزیع احتمال به دو دسته 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

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

1- Probability Distribution Function

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

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

- روش تحلیل داده‌ها

آزمون‌های مقایسه توزیع فراوانی مشاهده شده با توزیع فراوانی مورد انتظار به دست آمده از مدل توزیع فراوانی معینی به آزمون‌های نکویی برازش<sup>۱</sup> مشهورند. فرضیه  $H_0$  در چنین آزمون‌هایی عبارت است از اینکه توزیع احتمال مشاهده شده با توزیع احتمال مورد انتظار تفاوت ندارد.

در این پژوهش برای مقایسه پراکنش در طبقات قطری مشاهده شده با مورد انتظار، از آزمون‌های نکویی برازش کای دو و کولموگروف اسمیرنوف استفاده شد. آزمون کای دو با مقایسه فراوانی‌های مشاهده شده 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). نحوه محاسبه آماره آزمون کای دو 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 طبقه  $i$ ،  $E_i$  فراوانی مورد انتظار برای طبقه  $i$  و  $\chi^2$  آماره آزمون کای دو است.

اما آزمون کولموگروف اسمیرنوف، بیشترین اختلاف بین فراوانی مشاهده شده 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، معنی دار بودن هر دو آزمون و نیز مقدار آماره آزمون بود. نحوه محاسبه آماره آزمون کولموگروف اسمیرنوف عبارت است از:  $D = \max(F - S_n)$  که در آن  $F$  فراوانی تجمعی مورد انتظار،  $S_n$  فراوانی تجمعی مشاهده شده و  $D$  آماره آزمون کولموگروف اسمیرنوف است (Kanji, 2006).

با استفاده از آماره آزمون‌های نکویی برازش، توابع مورد بررسی رتبه‌بندی شدند. سطح معنی داری اختلاف توابع با پراکنش واقعی درختان در طبقات قطر برابر سینه ۹۹ و ۹۵ درصد در نظر گرفته شد. تحلیل‌ها در نرم‌افزار Mathwave نسخه 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

بیشترین کشیدگی به ترتیب 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.

مشاهده می‌شود. بر اساس جدول بیشترین قطر برابر سینه به ترتیب مربوط به مازودار، ویول و برودار است. برای هر سه گونه، چولگی مثبت و به سمت راست است. بیشترین چولگی به ترتیب مربوط به برودار، ویول و مازودار است. برای هر سه گونه نیز کشیدگی مثبت مشاهده می‌شود که

جدول ۲- مشخصات توصیفی قطر برابر سینه (سانتی‌متر) برای گونه‌های مختلف منطقه 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

آزمون کای دو، بهترین توابع به ترتیب 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 برابر سینه برودار نشان می‌دهد. مشخصه‌های هر یک از توابع برازش داده شده در جدول ۴ آورده شده است.

- برازش تابع توزیع درختان در طبقات قطری برودار نتایج آزمون نکویی برازش برای بررسی تابع توزیع احتمال مناسب قطر برابر سینه برودار بر اساس آزمون کولموگروف اسمیرنوف نشان می‌دهد که بهترین توابع به ترتیب گاما، بتا و لگ- نرمال هستند. نتیجه این آزمون اختلاف معنی‌داری بین توزیع احتمال مشاهده شده با توزیع احتمال مورد انتظار برای توابع نرمال و وایبل نشان داد. اما بر اساس

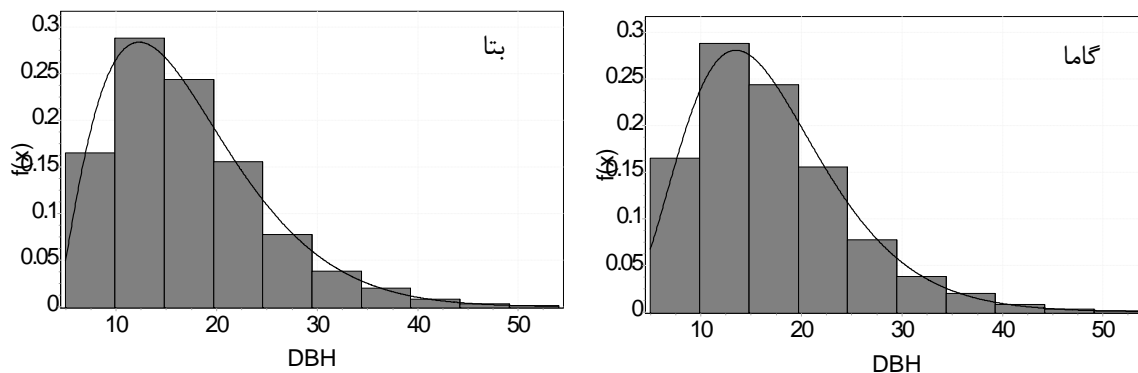
جدول ۳- نتیجه آزمون کای دو و کولموگروف اسمیرنوف برای برازش توابع مختلف توزیع احتمال با پراکنش درختان در طبقات قطر برابر سینه برای گونه برودار

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

\* و \*\* به ترتیب معنی‌داری اختلاف در سطح ۹۵ و ۹۹ درصد اطمینان و ns معنی‌دار نبودن اختلاف توزیع مشاهده شده با توزیع تئوریک

جدول ۴- مقادیر مشخصه‌های هر یک از توابع مورد بررسی برای برآورد توزیع احتمال قطر برابر سینه 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	$\alpha = 2/7465$ , $\beta = 18/887$



شکل ۱- هیستوگرام و منحنی برازش قطر برابر سینه برودار

تابع را غیرمعنی دار نشان داد و اختلاف توابع لگ- نرمال، نرمال و وایبل معنی دار بود. بهترین برازش را به ترتیب گاما و بتا داشتند (جدول ۵). شکل ۳ هیستوگرام و منحنی برازش داده شده تئوریک مربوط به دو مدل تابع احتمال گاما و بتا را برای قطر برابر سینه نشان می دهد. مشخصه های برآورده شده هر یک از توابع در جدول ۶ آورده شده است.

- برازش تابع توزیع درختان در طبقات قطری مازودار نتیجه برازش توابع مختلف با پراکنش درختان در طبقات قطر برابر سینه مازودار بر اساس آزمون کولموگروف اسمیرنوف حاکی از آن است که بهترین توابع به ترتیب بتا، گاما و وایبل هستند. اختلاف توزیع در طبقات قطر برابر سینه با توزیع تئوریک محاسبه شده بر اساس توابع نرمال و لگ- نرمال معنی دار بود. اما آزمون کای دو تنها دو

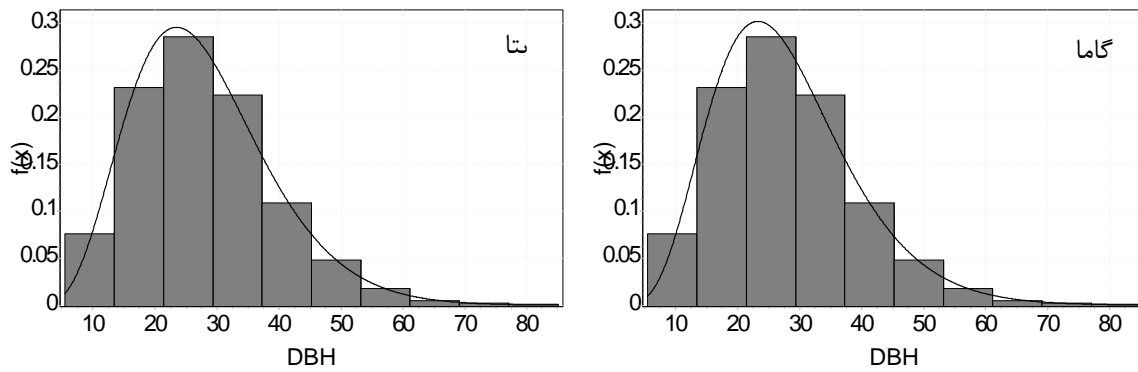
جدول ۵- نتیجه آزمون کای دو و کولموگروف اسمیرنوف برای برازش توابع مختلف توزیع احتمال با پراکنش درختان در طبقات قطر برابر سینه برای گونه مازودار

کای دو		کولموگروف اسمیرنوف		تابع توزیع	
رتبه	آماره	رتبه	آماره		
۲	<i>ns</i>	۷/۶	۱	<i>ns</i>	بتا
۱	<i>ns</i>	۵/۸	۲	<i>ns</i>	گاما
۵	**	۳۵/۳	۵	**	لگ- نرمال
۴	**	۲۸/۲	۴	**	نرمال
۳	*	۱۷/۹	۳	<i>ns</i>	وایبل

\* و \*\* به ترتیب معنی داری اختلاف در سطح ۹۵ و ۹۹ درصد اطمینان و *ns* معنی دار نبودن اختلاف توزیع مشاهده شده با توزیع تئوریک

جدول ۶- مقادیر مشخصه های هر یک از توابع مورد بررسی برای برآورد توزیع احتمال قطر برابر سینه مازودار

مقادیر هر یک از مشخصه های توزیع	تابع توزیع
$\alpha_1 = 5/55.02$ , $\alpha_2 = 64/837$ , $a = -0.9553$ , $b = 354/28$	بتا
$\alpha = 6/0.76$ , $\beta = 4/5833$	گاما
$\sigma = 0.43028$ , $\mu = 3/24.4$	لگ- نرمال
$\sigma = 11/298$ , $\mu = 27/848$	نرمال
$\alpha = 2/9348$ , $\beta = 31/0.2$	وایبل



شکل ۳- هیستوگرام و منحنی برازش داده شده قطر برابر سینه مازودار

لگ- نرمال، نرمال و وایبل، اختلاف معنی داری نشان دادند (جدول ۷). هیستوگرام و منحنی برازش داده شده تئوریک مربوط به دو مدل تابع احتمال گاما و بتا برای قطر برابر سینه در شکل ۴ نشان داده شده است. مشخصه های برآورد شده برای هر یک از توابع مورد بررسی در جدول ۸ آورده شده است.

برازش تابع توزیع درختان در طبقات قطری ویول - نتیجه برازش توابع مختلف با پراکنش درختان در طبقات قطر برابر سینه ویول براساس آزمون کولموگروف اسمیرنوف نشان می دهد که تنها توزیع احتمال به دست آمده با استفاده از تابع بتا، اختلاف معنی داری با توزیع واقعی ندارد. دیگر توابع اختلاف معنی داری نشان دادند. اما نتیجه آزمون کای دو نشان دهنده معنی دار نبودن اختلاف برای توابع بتا و گاما و رتبه بتا بالاتر از گاما بود. بر اساس این آزمون، توابع

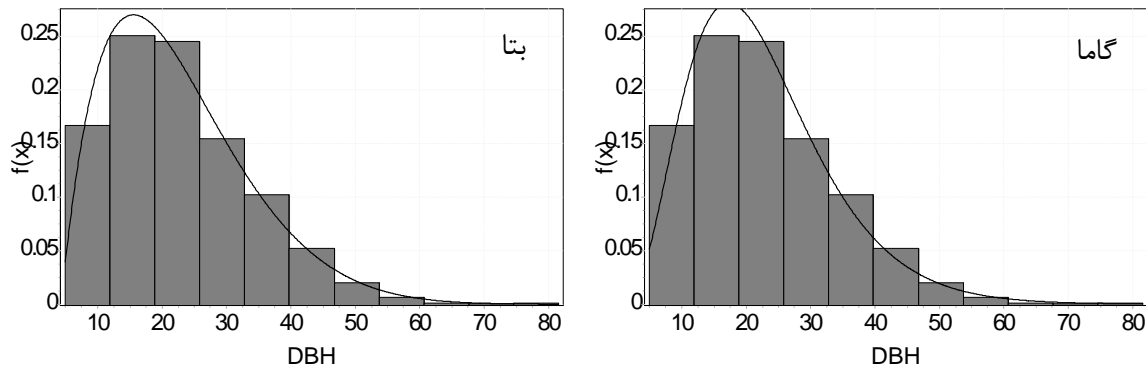
جدول ۷- نتیجه آزمون کای دو و کولموگروف اسمیرنوف برای برازش توابع مختلف توزیع احتمال با پراکنش درختان در طبقات قطر برابر سینه برای گونه ویول

کای دو		کولموگروف اسمیرنوف		تابع توزیع
رتبه	آماره	رتبه	آماره	
۱	ns	۱	ns	بتا
۲	ns	۲	*	گاما
۳	**	۳	**	لگ- نرمال
۵	**	۵	**	نرمال
۴	**	۴	**	وایبل

\* و \*\* به ترتیب معنی داری اختلاف در سطح ۹۵ و ۹۹ درصد اطمینان و ns معنی دار نبودن اختلاف توزیع مشاهده شده با توزیع تئوریک

جدول ۸- مقادیر مشخصه های هر یک از توابع مورد بررسی برای برآورد توزیع احتمال قطر برابر سینه ویول

تابع توزیع	مقادیر هر یک از مشخصه های توزیع
بتا	$\alpha_1 = 2/0.209$ , $\alpha_2 = 9/0.092$ , $a = 4/2118$ , $b = 10.4/13$
گاما	$\alpha = 4/2118$ , $\beta = 5/3656$
لگ- نرمال	$\sigma = 0.514$ , $\mu = 2/9941$
نرمال	$\sigma = 11/0.12$ , $\mu = 22/599$
وایبل	$\alpha = 2/4399$ , $\beta = 25/263$



شکل ۴- هیستوگرام و منحنی برازش داده‌شده قطر برابر سینه ویول

## بحث

(Wang & Rennolls, Nord-Larsen & Cao, 2006)

(2005) با ارائه 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 بیشه 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 منفی باشد که نشان می‌دهد چرخه 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 بیشه زراعی بیان کردند. در تحقیق دیگری (Plieninger et al., 2004) تأثیر کاربری و ساختار سیمای سرزمین بر زادآوری جنگل‌های *Quercus ilex* در سیستم بیشه 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 برابر سینه به‌طور کامل مشهود بود. نتایج

در این تحقیق، توابع مختلفی برای مدلسازی توزیع در طبقات قطری گونه‌های مختلف بلوط در جنگل‌های گلازنی‌شده زاگرس شمالی بررسی شد. مقایسه این توابع نشان داد که در مجموع می‌توان استنباط کرد که تابع بتا مناسب‌ترین تابع برای مدلسازی پراکنش درختان در طبقات قطر برابر سینه است. دیگر توابع بسته به گونه 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 برابر سینه گونه *Neem* (چربش) و با توجه به نتایج آزمون کولموگروف 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



وجود اختلاف در نتایج به‌دست‌آمده از آزمون‌های کولموگروف اسمیرنوف و کای‌دو، استفاده محتاطانه از این آزمون‌ها و حتی استفاده 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 اعضای تیم آماربرداری که داده‌ها را با دقت بسیار برداشت نمودند تشکر می‌گردد. همچنین از جناب آقای دکتر هدایت‌الله غضنفری و مرکز پژوهش و توسعه 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. مؤسسه 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. ارائه مدل مناسب پراکنش تعداد در طبقات قطری توده‌های طبیعی و ناهمسال راش شمال ایران (جنگل‌های سنگده و شصت کلاته)، مجله منابع طبیعی ایران، ۵۸ (۴): ۸۲۱-۸۱۳.
- کلانتری، خلیل، ۱۳۸۵. پردازش و تحلیل داده‌ها در تحقیقات اجتماعی-اقتصادی، مهندسين مشاور طرح و منظر، ۳۸۸ ص.
- نمیرانیان، منوچهر، ۱۳۶۹. کاربرد تئوری احتمالات در تعیین پراکنش درختان در طبقات قطری مختلف، مجله منابع طبیعی ایران، ۴۴: ۱۰۸-۹۳.

نشان داد که در منطقه مورد پژوهش، دامنه 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 مقایسه 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 مقاله 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 مقاله مذکور مدل‌های مورد بررسی و روش بررسی نیامده است، مقایسه نتایج آن با تحقیق حاضر میسر نیست.

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

- Kanji, G.K., 2006. 100 statistical tests (3<sup>rd</sup> 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.
- متاجی، اسدالله، سیدمحمد حجتی و منوچهر نیمرانیان، ۱۳۷۹. مطالعه پراکنش تعداد در طبقات قطری در جنگل‌های طبیعی با کاربرد توزیع‌های احتمالی (سری گرازبن خیرود کنار نوشهر)، مجله منابع طبیعی ایران، ۵۳ (۲): ۱۶۵-۱۷۲.
- محمد علی‌زاده، خسرو، محمود زبیری، عبدالحسین هورفر و محمدرضا مروی مهاجر، ۱۳۸۶. برازش توزیع فراوانی قطر برابر سینه با بکارگیری برخی مدل‌های (توزیع‌های) آماری (مطالعه موردی: جنگل خیرودکنار- نوشهر)، فصلنامه جنگل و صنوبر ایران، ۱۱۷(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-Khoury & 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 (2<sup>nd</sup> 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.

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

H. Sohrabi<sup>\*1</sup> and M.J. Taheri Sarteshnizi<sup>2</sup>

<sup>1</sup>Assistant Prof., Faculty of Natural Resources and Marin Science, Tarbiat Modares University, I. R. Iran

<sup>2</sup>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 *pdfs* 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.