

## اثرات میان مدت اجرای سه شیوه جنگل‌شناسی بر پراکنش قطری توده‌های جنگلی حوزه شفارود با بکارگیری توابع توزیع احتمال

- ◀ **بهزاد بخشنده ناورد؛** دانشجوی دکتری جنگلداری، دانشکده کشاورزی، دانشگاه لرستان، ایران
- ◀ **جواد سوسنی\*؛** استادیار گروه جنگلداری، دانشکده کشاورزی، دانشگاه لرستان، ایران
- ◀ **شیدا خسروی؛** دانشجوی دکتری جنگلداری، دانشکده کشاورزی، دانشگاه لرستان، ایران
- ◀ **حسام‌الدین برزکوهی؛** دانش‌آموخته کارشناسی ارشد جنگلداری، دانشگاه آزاد اسلامی واحد لاهیجان، ایران
- ◀ **مهرداد ناصری خلخالی؛** دانش‌آموخته کارشناسی ارشد جنگلداری، دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات تهران، ایران

تاریخ دریافت: ۱۳۹۲/۷/۱۹ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۳/۵/۲۵

### چکیده

اجرای شیوه‌های مختلف جنگل‌شناسی می‌تواند بر روی خواص توده‌های جنگلی از جمله ساختار و توزیع قطری درختان اثرگذار باشد. این مطالعه در چهار پارسل از جنگل‌های سری ۱۴ شفارود در استان گیلان انجام گرفته که در سه پارسل، برش‌های تک‌گزینی، پناهی و نواری در بازه زمانی ده ساله صورت گرفته و یک پارسل نیز بدون بهره‌برداری بوده است. اهداف این مطالعه، بررسی قابلیت توابع مختلف توزیع احتمال شامل وایبول، گاما، لگ‌نرمال و نمایی برای توصیف پراکنش قطری در پارسل‌های مورد نظر و مقایسه تغییر توزیع قطری در این توده‌ها پس از اجرای شیوه‌های مختلف جنگل‌شناسی در یک دوره ده ساله است. نتایج حاصل از آزمون‌های کای‌اسکور، کولموگروف-اسمیرنوف و اندرسون-دارلینگ نشان می‌دهد که توزیع‌های لگ‌نرمال و نمایی در مقایسه با سایر توابع اکثراً دارای دقت قابل قبول‌تری هستند. همچنین مقایسه تغییر توزیع قطری در یک بازه زمانی ده ساله نشان می‌دهد که فقط پارسل‌هایی که در آن برش نواری انجام گرفته است، در یک دوره ده ساله، از لحاظ توزیع قطری تغییر کرده که ممکن است بیان‌گر به هم خوردن ساختار قطری توده در اثر اجرای برش‌های نواری باشد. توزیع قطری سه پارسل دیگر بعد از دوره مورد نظر تغییر معنی‌داری نداشته‌اند.

**کلمات کلیدی:** برش پناهی، برش تک‌گزینی، برش نواری، توابع توزیع احتمال.

## مقدمه

قطر در ارتفاع برابر سینه (DBH) ساده‌ترین پارامتری است که برای تجسم ویژگی‌های یک توده جنگلی مفید بوده (Bailey & Dell, 1973) و تقریباً در تمامی پژوهش‌های مرتبط با علوم جنگل اندازه‌گیری می‌شود (Sokpon & Biaou, 2002). یکی از مهم‌ترین کاربردهای داده‌های حاصل از آماربرداری این متغیر، ارزیابی پراکنش تعداد درختان در طبقات قطری است. پراکنش قطری درختان، نقش حیاتی و مهمی را در مطالعه‌های مربوط به مدل‌سازی رویش و محصول (Maltamo *et al.*, 2000; Podlaski & Uttera & Zasada, 2008)، تنوع زیستی (Uuttera & Maltamo, 1995)، ارزیابی اثرات آشفستگی‌ها (Lorimer & Frelich, 1984; Coomes & Allen, 2007) و تصمیم‌گیری در مورد شدت و میزان تنک کردن (McTague & Bailey, 1987; Kuru, 2002) ایفا می‌کند. همچنین، توزیع قطری در جنگل‌های ناهمسال به‌طور وسیعی به‌عنوان ابزاری برای کمی کردن توسعه ساختاری جنگل (Maltamo *et al.*, 2000; Zenner, 2005) مطالعه شده و تغییر در این پراکنش می‌تواند به‌علت شیوه جنگل‌شناسی اجرا شده در توده جنگلی رخ دهد (Bergqvist, 1999; Saunders & Wagner, 2008). شیوه‌های جنگل‌شناسی شامل یک سری فعالیت‌های جنگلداری هستند که اولاً زادآوری و تجدید حیات توده جنگلی را موجب می‌شوند؛ ثانیاً نیازهای چوبی و غیرچوبی جامعه از جنگل را به‌صورتی مستمر و مداوم تأمین می‌کنند (Taheri Abkenar & Pilehvar, 2008) و به‌طور معمول توسط شیوه بهره‌برداری، روش تجدید حیات، تراکم و آمیختگی توده توصیف می‌شوند (Puettmann, 2004). به‌طور مرسوم، این شیوه‌ها به دو گروه اصلی تقسیم می‌شوند. گروه اول، شیوه‌هایی هستند که منجر به ایجاد توده‌های همسال شده و اکثر درختان موجود در توده، حداکثر در دو یا سه کلاس سنی قرار دارند (Gibbs, 1978)؛ مانند شیوه پناهی. با گذشت زمان، افزایش آگاهی‌های عمومی و

افزایش اهمیت سایر کارکردهای جنگل به‌غیر از تولید چوب (Mitchell & Beese, 2002)، مفاهیم مدیریتی جنگل به‌سمت شیوه‌هایی گرایش پیدا کرد که از الگوی پراکنش طبیعی در جنگل‌های پهن‌برگ بکر شمالی پیروی می‌کنند؛ مثل شیوه‌های تک‌گزینی و گروه‌گزینی (Runkle, 1991). نتیجه اجرای این شیوه‌ها که در گروه دوم قرار می‌گیرند، ایجاد توده‌های ناهمسال بوده و ساختار جنگل توسط حضور همه کلاس‌های قطری (از کلاس تجدید حیات تا حداکثر میزان قطری که امکان رویش دارد) توصیف می‌گردد (Gibbs, 1978).

در مطالعه‌های بسیاری، توابع توزیع احتمال همچون وایبول، گاما، نرمال، لگ‌نرمال، نمایی، جانسون و بتا برای ارزیابی پراکنش قطری در جنگل‌های مختلف مدل‌سازی شده است (Maltamo *et al.*, 2000; Nord-Larsen & Cao, 2006; Podlaski & Petritan *et al.*, 2012; Zasada, 2008). به‌عنوان مثال، Nanang (۱۹۹۸) سه توزیع وایبول، نرمال و لگ‌نرمال را برای بررسی توزیع قطری گونه چریش (*Azadirachta indica*) در شمال غنا مورد استفاده قرار داد. نتایج حاصل از آزمون کولموگروف-اسمیرنوف نشان داد که توزیع لگ‌نرمال برای تبیین توزیع قطری مناسب‌تر است. Palahí و همکاران (۲۰۰۷) نیز در کاتالونیا اسپانیا توابع بتا، جانسون، وایبول و وایبول ناقص را برای توصیف توزیع قطری بکار بردند و به این نتیجه رسیدند که توزیع وایبول ناقص دارای بیش‌ترین دقت بود. در مطالعه دیگری که بر روی جنگل‌های طبیعی جنوب چین انجام گرفت، چهار توزیع وایبول، بتا، گاما و نمایی برای آنالیز توزیع قطری توده‌های مورد نظر بعد از اجرای شیوه تک‌گزینی با شدت‌های متفاوت بکار گرفته شد (Zheng & Zhou, 2010). نتایج نشان داد که برای توده‌های مختلف، توزیع وایبول در مقایسه با سایر توابع، قابلیت بیشتری برای توصیف داده‌های قطر را دارا بودند. در ایران نیز مطالعه‌هایی بر روی توزیع قطری در جنگل‌های مختلف مثلاً در جنگل‌های شمال (Fallah *et al.*, 2000; Fallah *et al.*, 2006; Amanzadeh *et al.*, 2011; Fallahchai &

اجرای طرح‌های تجدید نظر نیز مفید خواهد بود. با این حال، تا کنون، پژوهش‌های اندکی در مورد تأثیر سیستم‌های مختلف جنگل‌شناسی اعمال شده بر روی توزیع قطری انجام گرفته است (Liliehholm, 1990; Lundqvist, 1993; Schwartz *et al.*, 2005; Neuendorff *et al.*, 2007). هدف از این مطالعه، بررسی توابع توزیع احتمال شامل وایبول، گاما، لگ‌نرمال و نمایی برای توصیف پراکنش قطری جنگل‌های شفارود در یک بازه زمانی ده ساله در سه پارسل که در آن‌ها شیوه‌های تک‌گزینی، نواری و پناهی انجام گرفته و یک پارسل که در آن بهره‌برداری صورت نگرفته و نیز مقایسه تغییر توزیع قطری در این توده‌ها پس از اجرای شیوه‌های جنگل‌شناسی مورد نظر در یک دوره ده ساله است.

#### مواد و روش‌ها

این مطالعه در سری ۱۴ شفارود، طرح جنگلداری رزداره پشت یکی از ۱۸ سری حوزه‌ی آبخیز شفارود انجام گرفت. این سری به وسعت ۲۰۴۱ هکتار بوده که شامل ۴۸ پارسل می‌شود (شکل ۱). از نظر جغرافیایی، یک سری شمالی بوده و جزء جنگل‌های پایین‌بند و میان‌بند محسوب شده که در محدوده‌ی ارتفاعی ۱۴۵۰-۲۰۰ متری از سطح دریا قرار دارد. سری مورد نظر بین طول جغرافیایی  $48^{\circ} 57' 10''$  و  $49^{\circ} 21' 0''$  شرقی و عرض جغرافیایی  $37^{\circ} 27' 40''$  و  $30' 20''$  شمالی واقع شده است. عمده تیپ‌های جنگلی موجود در آن عبارتند از: تیپ پهن‌برگ آمیخته شامل گونه‌هایی همچون راش، ممرز، شیردار، نمدار و انجیلی، تیپ ممرز آمیخته، تیپ راش آمیخته، تیپ ممرز-راش و تیپ انجیلی آمیخته. در ارتفاعات زیاد، پوشش جنگلی با شیب و توپوگرافی بیشتر، عمق خاک کم و بیرون‌زدگی‌های سنگی همراه بوده که پایداری و نفوذپذیری ضعیفی دارد. ولی در ارتفاعات متوسط، با پوشش جنگلی، شیب و توپوگرافی متوسط و عمق نسبتاً زیاد خاک مشاهده می‌شود که دارای پایداری و نفوذپذیری متوسط است. متوسط بارندگی سالیانه در ایستگاه باران‌سنجی پونل، نزدیک‌ترین ایستگاه به حوزه شفارود ۱۴۰۰/۶ میلی‌متر و میانگین دمای

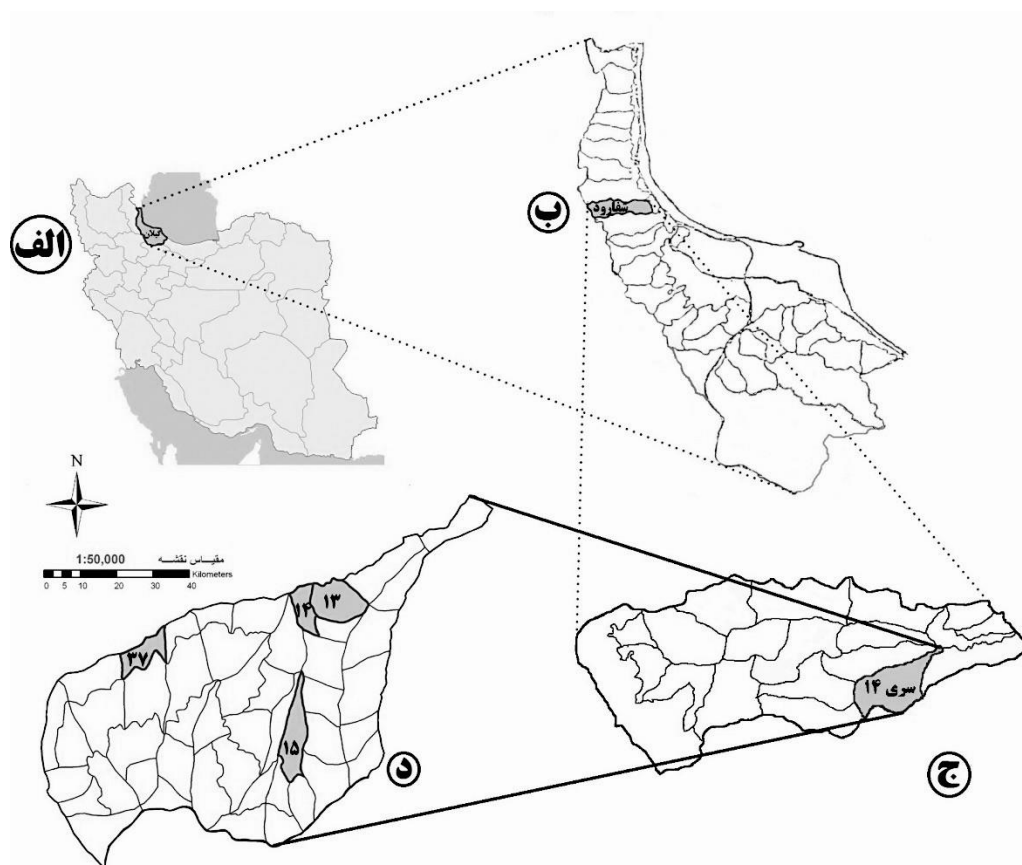
Hashemi, 2011; Sheykholeslami *et al.*, 2012) و جنگل‌های زاگرس (Sohrabi & Taheri Sarteshnizi, 2012) انجام گرفته است. به‌عنوان مثال، Mattaji و همکاران (۲۰۰۰)، پراکنش قطری درختان در توده‌های ناهمسال بخش گرازبن در جنگل خیرودکنار نوشهر را با بکارگیری سه توزیع بتا، وایبول و نرمال بررسی کردند. نتایج حاصل از آزمون‌های کای‌اسکور و کولموگراف-اسمیرنوف نشان داد که دو توزیع بتا و وایبول برای تبیین پراکنش کلاسه‌های قطری مناسب هستند. همچنین یافته‌های دو مطالعه دیگری که در همان منطقه و با همان آزمون‌ها انجام گرفت، نشان داد که توزیع گاما و لگ‌نرمال برای توصیف وضعیت پراکنش قطر (Mohammadalizadeh *et al.*, 2009) و توزیع وایبول برای مدل‌سازی توزیع فراوانی ارتفاع درختان مناسب‌تر هستند (Mohammadalizadeh *et al.*, 2013). Fallahchai و Shokri (۲۰۱۲) با بررسی توابع مختلفی شامل بتا، نرمال، لگ‌نرمال، جانسون، نمایی، گاما و وایبول برای توصیف قطر درختان راش در جنگل‌های سیاهکل به این نتیجه رسیدند که توزیع گاما دو پارامتری در مقایسه با سایر توابع توزیع احتمال، مناسب‌تر است. استفاده از توزیع‌های مذکور می‌توانند به‌منظور ارائه بهترین الگوی پراکنش درختان در یک توده جنگلی (Fallahchai & Shokri, 2012)، برآورد تولید در سنین مختلف، برنامه‌ریزی روش و میزان تنک‌کردن، تولید مطلوب و تضمین پایداری (Nanang, 1998) بکار برده شوند. از طرف دیگر نوع مدیریت و شیوه جنگل‌شناسی اعمال شده بر ساختار جنگل اثرگذار است (Schwartz *et al.*, 2005). در نتیجه، توانایی پیش‌بینی پراکنش قطری در یک توده جنگلی برای اتخاذ تصمیم‌گیری‌های صحیح مدیریتی توسط جنگلبانان ضروری بوده (Cao, 2004) تا با قیاس به موقع بین وضع فعلی و ایده‌آل، تأثیر عملیات اجرایی بر توده را پیش‌بینی و کنترل کند (Namiranian, 2010). بنابراین استفاده از توابع توزیع احتمال برای پیش‌بینی اثرات میان‌مدت شیوه‌های مختلف جنگل‌شناسی و در صورت لزوم

مورد مطالعه، نقشه شیب در چهار طبقه (کمتر از ۲۰ درصد، ۲۰ تا ۵۰ درصد، ۵۰ تا ۸۰ درصد و بیشتر از ۸۰ درصد)، نقشه ارتفاع در پنج طبقه (کمتر از ۴۰۰ متر، بین ۴۰۰ تا ۸۰۰ متر، بین ۸۰۰ تا ۱۲۰۰ متر، بین ۱۲۰۰ تا ۱۶۰۰ متر و بیشتر از ۱۶۰۰ متر)، نقشه جهت جغرافیایی در پنج طبقه (چهار جهت اصلی و یک طبقه بدون جهت) و در نهایت نقشه شکل زمین با توجه به ویژگی‌های توپوگرافیک منطقه تهیه گردید. از روی هم‌گذاری نقشه طبقه‌های شیب، طبقه‌های ارتفاع و جهت‌های جغرافیایی، نقشه فیزیوگرافی تهیه شد و از ترکیب نقشه فیزیوگرافی با نقشه‌های خاک‌شناسی و زمین‌شناسی، نقشه واحدهای شکل زمین بدست آمد.

سالانه ۱۵/۳ درجه سلسیوس هستند (Khanjani-Shiraz *et al.*, 2012). در تقسیم‌بندی اقلیمی به روش دومارتن که از میانگین بارش سالانه و میانگین دمای سالانه استفاده می‌شود، ضریب رطوبت دومارتن برای حوزه شفارود بیشتر از ۴۰ محاسبه شده که نشان‌دهنده اقلیم مرطوب منطقه مورد نظر است (Ahani *et al.*, 2006).

### روش انجام پژوهش

با توجه به اینکه شرایط فیزیوگرافی، خاک‌شناسی و زمین‌شناسی ممکن است بر روی توزیع قطری درختان تأثیرگذار باشد، پارسل‌هایی برای انجام این تحقیق انتخاب شدند که واحدهای شکل زمین یکسان یا تقریباً مشابه داشته باشند. به این منظور پس از تهیه نقشه توپوگرافی با مقیاس ۱:۲۵۰۰۰ برای منطقه



شکل ۱- الف) تقسیم‌بندی استان‌های ایران، ب) تقسیم‌بندی حوزه‌های استان گیلان، ج) تقسیم‌بندی ۱۸ سری شفارود، د) پارسل بندی سری ۱۴ و موقعیت چهار پارسل مورد نظر این مطالعه

جدول ۱- ویژگی‌های کلی چهار پارسل مورد بررسی در این مطالعه

شماره پارسل	مساحت (هکتار)	تیپ جنگل	ارتفاع متوسط (متر)	جهت عمومی	تعداد در هکتار اولیه
۳۷	۴۱	پهن‌برگ آمیخته	۵۰۰	شمالی	۱۳۶
۱۵	۴۱	پهن‌برگ آمیخته	۷۵۰	شمال شرقی	۲۲۸
۱۳	۵۲	پهن‌برگ آمیخته	۴۵۰	شمالی	۱۱۷
۱۴	۲۳	پهن‌برگ آمیخته	۴۰۰	شمالی	۱۷۱

در نهایت، چهار پارسل در سری یادشده که دارای واحد شکل زمین یکسان و یا نزدیک به هم بودند و از لحاظ پوشش جنگلی نیز شرایط مشابهی داشتند، برای انجام این تحقیق انتخاب شدند. هر چند یکی از پارسل‌ها که در آن برش‌های شیوه پناهی انجام گرفته، به میزان اندکی با بقیه پارسل‌ها از لحاظ حدود ارتفاعی و جهت عمومی تفاوت دارد (جدول ۱)، اما در طبقه‌های ارتفاعی و طبقه‌های جهت یکسان با سایر پارسل‌ها قرار گرفت. با استفاده از کتابچه طرح جنگلداری سری ۱۴ شفاورد و تشریح پارسل‌های این طرح در سال‌های ۱۳۸۰ و ۱۳۹۰، برخی ویژگی‌های چهار پارسل مورد نظر در جدول (۱) آمده است.

تیپ خاک هر چهار پارسل، اکثراً تکامل نیافته‌ی رانکر و به ندرت، تکامل نیافته‌ی راندزین است. تیپ سنگ مادری هم اکثراً توف‌های اسیدی با گذاره‌های آندزین است. همچنین هر چهار پارسل مورد نظر دارای تیپ پهن‌برگ آمیخته هستند. مهم‌ترین گونه‌های تشکیل‌دهنده جنگل در این توده‌ها شامل راش، ممرز، بلوط، توسکا، ون، خرمندی، انجیلی، پلت و شیردار هستند.

برای اولین بار در سال ۱۳۷۰، طرح جنگلداری برای سری ۱۴ شفاورد تهیه گردید که با توجه به اینکه شیوه جنگل‌شناسی اجرا شده در سری، دانه‌زاد همسال بود، در سال آخر دوره اول (۱۳۷۹)، برش‌های نواری و پناهی در دو پارسل ۱۳ و ۱۵ انجام گرفت. لازم به توضیح است که در شیوه نواری، در نوارهای یک‌درمیان، برش یکسره انجام گرفت و از پنج برش شیوه پناهی، برش آخر یعنی برش نهایی صورت نگرفته است. در حالی که دو پارسل ۱۴ و ۳۷ به صورت

دست‌نخورده باقی ماندند. پس از آن در سال ۱۳۸۰، شیوه جنگل‌شناسی برای سری مورد نظر، با هدف ارتقا کمی و کیفی ساختار جنگل، تغییر یافت و به دانه‌زاد ناهمسال تبدیل شد. بنابراین در سال اول اجرای طرح تجدید نظر در دوره دوم، برش‌های تک‌گزینی در پارسل ۳۷ به اجرا درآمد؛ اما هیچ نوع برشی در سه پارسل دیگر در دوره دوم انجام نگرفت. با توجه به توضیحات ذکرشده، در پارسل ۱۴ در هر دو دوره مورد نظر (۱۳۷۹-۱۳۷۰ و ۱۳۸۹-۱۳۸۰) بهره‌برداری انجام نگرفته است. پارسل شماره ۳۷ به‌عنوان پارسل تک‌گزینی انتخاب گردید که در دوره اول در آن دخالتی صورت نگرفته، اما در دوره دوم برش‌های تک‌گزینی در آن اجرا شده است. پارسل ۱۳ و ۱۵ نیز به ترتیب به‌عنوان پارسل‌های نواری و پناهی در نظر گرفته شدند که در سال آخر دوره اول به ترتیب برش‌های نواری و پناهی در آن‌ها اجرا شده، اما در دوره دوم دخالتی در آن‌ها صورت نگرفته است. در آماربرداری دوره اول در سال ۱۳۸۰، برای هر پارسل، شبکه آماربرداری جداگانه‌ای به ابعاد ۲۰۰×۱۵۰ متر به روش تصادفی سیستماتیک طراحی شد. سپس، قطعات نمونه دایره‌ای شکل ۱۰ آری در پارسل‌های مورد نظر پیاده شد و در هر قطعه نمونه، تمامی درختان با قطر برابر سینه بیش از ۱۲/۵ سانتی‌متر اندازه‌گیری شدند. بعد از گذشت ده سال، در سال ۱۳۹۰، در همان پارسل‌ها با استفاده از روش تصادفی سیستماتیک و همان ابعاد شبکه، قطعات نمونه ۱۰ آری دایره‌ای شکل پیاده شد و در هر قطعه نمونه، قطر برابر سینه درختان اندازه‌گیری شد. لازم به ذکر است که با توجه به اینکه اطلاعات آماربرداری‌های طرح

اولیه در دسترس نیست، در این تحقیق از اطلاعات آماربرداری اولین طرح تجدید نظر (۱۳۸۰) و اطلاعات آماربرداری دومین طرح تجدید نظر بعد از گذشت یک بازه زمانی ده ساله (۱۳۹۰) استفاده شد.

### تجزیه و تحلیل داده‌ها

سال‌های زیادی است که در تحقیقات مربوط به توزیع قطری درختان در توده‌های مختلف جنگلی از توابع توزیع احتمال (Probability Distribution Functions) که به اختصار PDFs نامیده می‌شوند، استفاده می‌شود. این توابع به‌عنوان ابزار مفیدی در مدیریت جنگل، آماربرداری جنگل و مدل‌سازی ریش و محصول مطرح هستند (Liu et al., 2002). در واقع، کاربرد توأم این توزیع‌ها به درک ریش مشخصه‌های مختلف توده کمک می‌کند (Namiranian, 2010). توابع توزیع احتمال دارای انواع مختلفی هستند که در این مطالعه بر اساس معیارهای مختلفی همچون انعطاف‌پذیری کافی برای قابلیت برآزش با انواع مختلفی از داده‌ها (Clutter & Bennett, 1965; Bailey & Dell, 1973; Hafley & Schreuder, 1997) و شکل بافت‌نگار (Mohammadalizadeh et al., 2013) برای

داده‌های مورد نظر این تحقیق که چوله به راست هستند، توابع وایبول، گاما، لگ‌نرمال و نمایی انتخاب شدند که توضیحات مربوط به تابع توزیع احتمال آن‌ها در جدول (۲) آمده است. لازم به ذکر است که هر چهار توزیع آماری ذکرشده، دو پارامتری در نظر گرفته شدند. همچنین پارامترهای توابع با استفاده از روش بیشینه‌ی درست‌نمایی (Maximum Likelihood Method) برآورد شده است (Nanang, 1998; Álvarez González et al., 2002; Petritan et al., 2012; Sohrabi & Taheri Sarteshnizi, 2012).

برای مقایسه توزیع قطری مشاهده شده با مورد انتظار، از سه آزمون نکویی برازش کای‌اسکور، کولموگروف-اسمیرنوف و اندرسون-دارلینگ استفاده شد و با استفاده از آماره آن‌ها، توابع باهم مقایسه شدند. در هر سه آزمون، فرض صفر حاکی از تبعیت توزیع داده‌های مورد نظر از توزیع احتمال مورد انتظار است. درحالی که فرض یک، وجود اختلاف معنی‌دار بین داده‌های توزیع قطری و توزیع احتمال مورد انتظار را نشان می‌دهد. برای مقایسه تغییر توزیع‌های مختلف در بازه ده ساله نیز آزمون کولموگروف-اسمیرنوف بکار گرفته شد؛ زیرا این آزمون هنگام مقایسه دو توزیع مستقل، مناسب است (Zobeiri, 2006).

جدول ۲- مدل‌های مربوط به توابع احتمال مورد استفاده در این مطالعه

ردیف	نوع توزیع	تابع توزیع احتمال (PDF)	پارامترهای مدل	منبع
۱	وایبول (Weibull)	$f(x) = \frac{\alpha}{\beta} \left(\frac{x}{\beta}\right)^{\alpha-1} \exp\left(-\left(\frac{x}{\beta}\right)^\alpha\right)$ $\alpha > 0, \quad \beta > 0$	$\alpha$ پارامتر شکل $\beta$ پارامتر مقیاس	Weibull (۱۹۵۱)، Dell و Bailey Palahí (۱۹۷۳)، همکاران (۲۰۰۷)
۲	گاما (Gamma)	$f(x) = \frac{(x)^{\alpha-1}}{\beta^\alpha \Gamma(\alpha)} \exp\left(-\frac{x}{\beta}\right)$ $\alpha > 0, \quad \beta > 0$	$\alpha$ پارامتر شکل $\beta$ پارامتر مقیاس $\Gamma$ تابع گاما	Nelson (۱۹۶۴)، Podlaski (۲۰۱۰)
۳	لگ‌نرمال (Log-normal)	$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp\left(-\frac{(\ln x - \mu)^2}{2\sigma^2}\right)$ $-\infty < \mu < +\infty, \quad \sigma > 0$	$\sigma$ پارامتر مقیاس $\mu$ پارامتر موقعیت	Reinker و Bliss (۱۹۶۴)
۴	نمایی (Exponential)	$f(x) = \lambda \exp(-\lambda(x - \gamma))$ $\lambda > 0, \quad \gamma \leq x < +\infty$	$\lambda$ پارامتر مقیاس $\gamma$ پارامتر موقعیت	Rubin و همکاران (۲۰۰۶)

## نتایج

۱۳۹۰، تعداد در طبقه‌های قطری در کلاسه‌های کم‌قطر برای هر چهار پارسل بیشتر از ۱۳۸۰ است. این افزایش در پارسی که به‌شیوه نواری مدیریت شده، بیشتر بوده است. همچنین، این حالت، برای پارسی که در آن هیچ نوع شیوه جنگل‌شناسی و بهره‌برداری در آن صورت نگرفته، نیز صدق می‌کند.

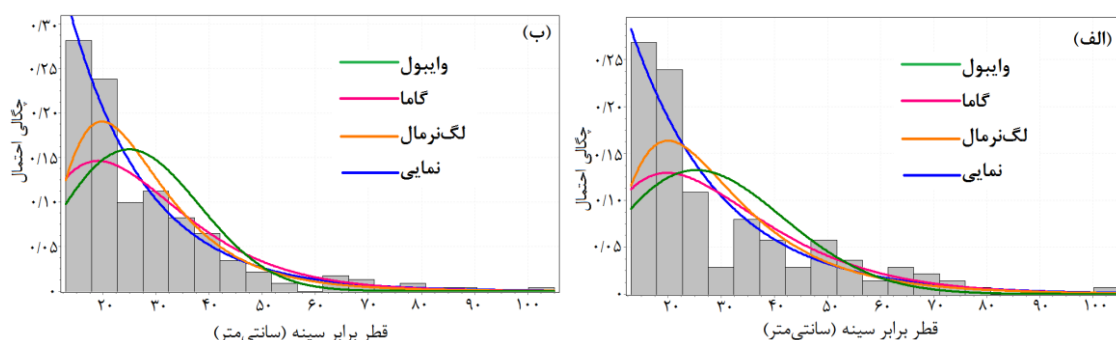
تعداد درختان در طبقه‌های قطری در هر چهار پارسل و برای دو دوره آماربرداری در سال‌های ۱۳۸۰ و ۱۳۹۰ در جدول (۳) آورده شده است. بر اساس این جدول، در چهار پارسل مورد نظر در هر دو زمان آماربرداری، ساختار توده ناهمسال بوده و دارای حالت کاهنده هستند. همان‌گونه که انتظار می‌رفت، در سال

جدول ۳- تراکم درختان در طبقه‌های قطری در پارسل‌های مورد مطالعه برای سال‌های ۱۳۸۰ و ۱۳۹۰

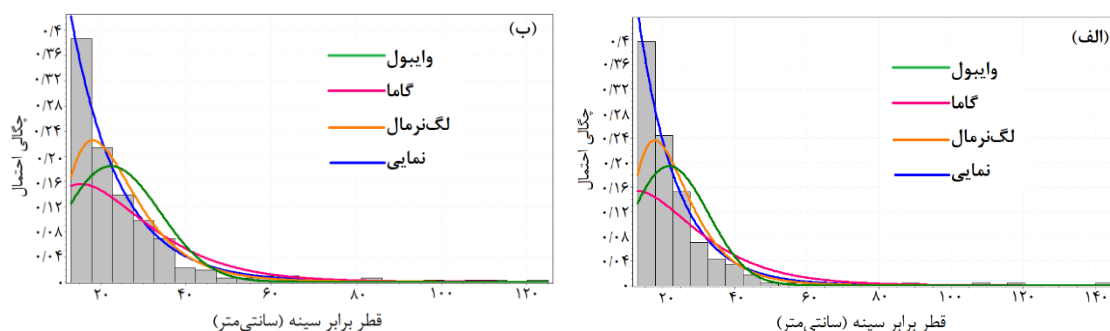
تعداد در هکتار								
طبقه‌های قطری	تک‌گزینی (۱۳۸۰)	تک‌گزینی (۱۳۹۰)	پناهی (۱۳۸۰)	پناهی (۱۳۹۰)	نواری (۱۳۸۰)	نواری (۱۳۹۰)	پارسل بدون بهره‌برداری (۱۳۸۰)	پارسل بدون بهره‌برداری (۱۳۹۰)
۱۵	۳۷	۶۵	۹۱	۱۲۳	۴۵	۱۴۳	۵۱	۸۶
۲۰	۳۳	۵۵	۵۶	۶۸	۱۶	۶۳	۲۱	۵۱
۲۵	۱۵	۲۳	۳۵	۴۴	۱۱	۳۴	۲۶	۲۶
۳۰	۴	۲۶	۱۶	۳۱	۱۳	۱۴	۲۴	۲۱
۳۵	۱۱	۱۹	۱۰	۲۲	۸	۱۰	۱۴	۱۹
۴۰	۸	۱۵	۸	۷	۵	۱۱	۹	۱۱
۴۵	۴	۹	۴	۶	۶	۵	۶	۱۰
۵۰	۹	۵	۱	۲	۲	۶	۴	۳
۵۵	۵	۱	۱	۳	۶	۵	۱	۳
۶۰	۱	۰	۰	۳	۲	۲	۳	۵
۶۵	۵	۵	۱	۲	۰	۲	۲	۳
۷۰	۳	۳	۱	۱	۱	۰	۰	۰
۷۵	۱	۰	۰	۰	۰	۰	۱	۰
۸۰	۱	۳	۱	۰	۰	۰	۰	۳
۸۵	۰	۰	۰	۲	۰	۰	۱	۰
۹۰	۰	۱	۱	۰	۰	۱	۱	۰
۹۵	۰	۰	۰	۰	۱	۳	۱	۱
۱۰۰	۰	۰	۰	۱	۱	۰	۰	۰
۱۰۵	۱	۱	۰	۰	۰	۰	۱	۰
۱۱۰	۰	۰	۱	۲	۰	۰	۱	۰
۱۱۵	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰
۱۲۰	۰	۰	۱	۰	۰	۰	۰	۰
۱۲۵	۰	۰	۰	۱	۰	۰	۰	۰
۱۳۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰
۱۳۵	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰
۱۴۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰
۱۴۵	۰	۰	۱	۰	۰	۰	۰	۰
۱۵۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۱	۰
جمع	۱۳۸	۲۳۱	۲۲۹	۳۱۸	۱۱۷	۲۹۹	۱۶۸	۲۴۲

را نشان می‌دهد که توزیع‌های لگ‌نرمال و نمایی در بیشتر حالت‌ها، بهترین توزیع قابل قبول هستند. لازم به توضیح است که نتایج حاصل از هر سه آزمون نکویی برازش نشان می‌دهد که توزیع‌های وایبول و گاما در اکثر موارد، قابلیت تبیین پراکنش تعداد درختان در طبقه‌های قطری را دارا نبودند. شکل‌های (۲) تا (۵) نیز بافت‌نگار و منحنی‌های برازش قطر برابر سینه را برای هر چهار پارسل در سال‌های ۱۳۸۰ و ۱۳۹۰ نشان می‌دهند.

در جدول (۴)، نتایج آزمون‌های کای‌اسکور، کولموگروف-اسمیرنوف و اندرسون-دارلینگ برای برازش توابع توزیع احتمال با پراکنش قطری در سال‌های ۱۳۸۰ و ۱۳۹۰ به همراه پارامترهای هر کدام از توزیع‌ها آمده است. بر اساس آزمون اندرسون-دارلینگ، توزیع لگ‌نرمال در همه حالت‌ها، دقیق‌ترین برآورد را در مقایسه با سایر توابع ارائه می‌دهد. در حالی که نتایج آزمون کولموگروف-اسمیرنوف، برتری توزیع نمایی را در بیشتر حالت‌ها نشان می‌دهد. نتایج حاصل از آزمون کای‌اسکور نیز حالت بینابین دو آزمون قبلی



شکل ۲- بافت‌نگار و منحنی‌های برازش قطر برابر سینه برای پارسل تک‌گزینی در سال‌های ۱۳۸۰ (الف) و ۱۳۹۰ (ب)



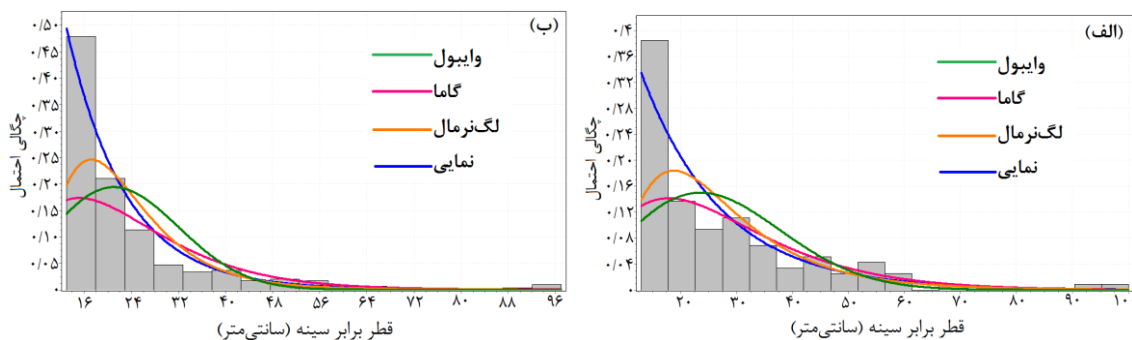
شکل ۳- بافت‌نگار و منحنی‌های برازش قطر برابر سینه برای پارسل پناهی در سال‌های ۱۳۸۰ (الف) و ۱۳۹۰ (ب)



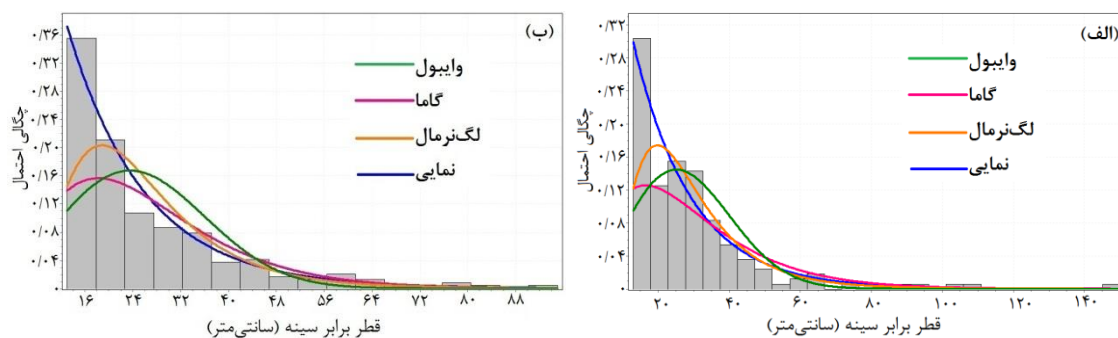
جدول ۴- نتایج برازش توابع توزیع احتمال با پراکنش قطری در سال های ۱۳۸۰ و ۱۳۹۰

تابع توزیع احتمال	داده های سال ۱۳۸۰				داده های سال ۱۳۹۰			
	تک گزینی	پناهی	نواری	بدون	تک گزینی	پناهی	نواری	بدون بهره برداری
۱ وایبول	کای اسکور	(۴)۳۷/۲۰	(۳)۳۰/۷۹	(۴)۱۸/۷۰	(۲)۹/۶۱ <sup>ns</sup>	(۴)۳۹/۲۰	(۴)۱۰۲/۰۱	(۴)۳۲/۹۵
	کولموگروف-اسمیرنوف	(۴)۰/۱۷۷۴	(۳)۰/۱۷۳۸	(۳)۰/۱۵۶۵	(۳)۰/۱۱۶۳ <sup>ns</sup>	(۳)۰/۱۶۰۸	(۳)۰/۱۹۹۰	(۳)۰/۱۶۸۷
	اندرسون-دارلینگ	(۳)۶/۴۰	(۳)۱۹/۶۷	(۳)۵/۲۱	(۳)۶/۶۸	(۳)۲۰/۰۶	(۳)۲۴/۰۵	(۳)۱۱/۷۹
	پارامترهای توزیع	۲/۱۹	۲/۶۱	۲/۲۸	۲/۳۱	۲/۵۶	۲/۵۰	۲/۴۸
	$\alpha$	۳۳/۴۳	۲۶/۲۴	۳۰/۳۵	۳۲/۱۵	۲۷/۲۲	۲۵/۷۷	۲۸/۹۴
۲ گاما	کای اسکور	(۲)۱۶/۹۳ <sup>ns</sup>	(۴)۸۶/۹۰	(۱)۵/۱۹ <sup>ns</sup>	(۴)۱۵/۰۱ <sup>ns</sup>	(۳)۲۴/۵۲	(۲)۶۵/۴۶	(۲)۱۲/۴۸ <sup>ns</sup>
	کولموگروف-اسمیرنوف	(۳)۰/۱۴۷۲	(۴)۰/۲۷۸۲	(۴)۰/۱۷۹۴	(۴)۰/۱۹۹۲	(۳)۰/۱۵۷۴	(۴)۰/۲۴۵۹	(۴)۰/۱۷۳۲
	اندرسون-دارلینگ	(۲)۳/۶۶ <sup>ns</sup>	(۲)۱۸/۶۱	(۲)۳/۴۲ <sup>ns</sup>	(۲)۶/۴۸	(۲)۵/۹۵	(۲)۱۸/۸۶	(۲)۷/۲۰
	پارامترهای توزیع	۲/۹۰	۲/۲۲	۲/۸۷	۲/۲۶	۳/۲۳	۲/۹۳	۳/۳۵
	$\alpha$	۱۰/۳۸	۱۰/۷۴	۹/۵۷	۱۲/۹۸	۸/۵۲	۹/۲۰	۷/۷۵
۳ لگ نرمال	کای اسکور	(۳)۲۱/۹۸	(۲)۱۳/۷۳	(۳)۱۲/۵۴ <sup>ns</sup>	(۱)۷/۳۰ <sup>ns</sup>	(۱)۱۲/۸۱ <sup>ns</sup>	(۲)۲۰/۷۴	(۳)۱۵/۱۴ <sup>ns</sup>
	کولموگروف-اسمیرنوف	(۲)۰/۱۳۶۷ <sup>ns</sup>	(۲)۰/۱۲۲۳	(۱)۰/۱۴۲۵ <sup>ns</sup>	(۲)۰/۰۹۳۵ <sup>ns</sup>	(۲)۰/۱۱۲۶	(۲)۰/۱۱۳۶	(۲)۰/۱۱۱۳
	اندرسون-دارلینگ	(۱)۳/۱۰ <sup>ns</sup>	(۱)۵/۸۱ <sup>ns</sup>	(۱)۲/۶۷ <sup>ns</sup>	(۱)۲/۰۳ <sup>ns</sup>	(۱)۳/۲۰ <sup>ns</sup>	(۱)۶/۷۱	(۱)۴/۸۳
	پارامترهای توزیع	۰/۵۱۷۵	۰/۴۲۳۶	۰/۴۹۳۴	۰/۴۹۹۸	۰/۴۵۹۸	۰/۴۳۲۲	۰/۴۵۳۳
	$\mu$	۳/۲۶	۳/۰۶	۳/۱۸	۳/۲۴	۳/۲۰	۳/۰۹	۳/۱۴
۴ نمایی	کای اسکور	(۱)۱۶/۴۱ <sup>ns</sup>	(۱)۱۰/۷۶ <sup>ns</sup>	(۲)۱۱/۹۲ <sup>ns</sup>	(۳)۹/۸۲ <sup>ns</sup>	(۲)۱۳/۲۳ <sup>ns</sup>	(۱)۱۹/۳۱ <sup>ns</sup>	(۱)۹/۴۸ <sup>ns</sup>
	کولموگروف-اسمیرنوف	(۱)۰/۰۹۸۶ <sup>ns</sup>	(۱)۰/۰۸۹۶ <sup>ns</sup>	(۲)۰/۱۴۲۷ <sup>ns</sup>	(۱)۰/۰۸۶۸ <sup>ns</sup>	(۱)۰/۰۵۸۴ <sup>ns</sup>	(۱)۰/۰۹۳۵	(۱)۰/۰۸۹۵ <sup>ns</sup>
	اندرسون-دارلینگ	(۴)۱۵/۶۶	(۴)۵۰/۸۶	(۴)۲۳/۴۵	(۴)۲۳/۳۸	(۴)۲۲/۷۹	(۴)۶۳/۰۱	(۴)۹۳/۴۱
	پارامترهای توزیع	۰/۰۵۸۴	۰/۰۹۲۰	۰/۰۶۹۲	۰/۰۶۱۱	۰/۰۶۸۷	۰/۰۸۷۸	۰/۰۷۷۲
	$\lambda$	۱۳/۰۰	۱۳/۰۰	۱۳/۰۰	۱۳/۰۰	۱۳/۰۰	۱۳/۰۰	۱۳/۰۰

ns فرض صفر پذیرفته می شود. یعنی اختلاف توزیع مشاهده شده با توزیع احتمال مورد انتظار معنی دار نبوده و بنابراین، توزیع احتمال مشاهده شده از توزیع احتمال مورد انتظار تبعیت می کند. اعداد داخل پرانتز، درجه مناسب بودن هر یک از توابع توزیع احتمال را در مقایسه با یکدیگر نشان می دهند.



شکل ۴- بافت‌نگار و منحنی‌های برازش قطر برابر سینه برای پارسل نواری در سال‌های ۱۳۸۰ (الف) و ۱۳۹۰ (ب)



شکل ۵- بافت‌نگار و منحنی‌های برازش قطر برابر سینه برای پارسل بدون بهره‌برداری در سال‌های ۱۳۸۰ (الف) و ۱۳۹۰ (ب)

جدول (۵)، نتایج حاصل از مقایسه تغییر توزیع‌های مختلف در دوره ده ساله با استفاده از آزمون کلموگرف- اسمیرنوف را نشان می‌دهد. مقایسه تغییر توزیع قطری در سطح پارسل‌ها در یک بازه زمانی ده ساله نشان می‌دهد که فقط پارسلی که در آن روش نواری انجام شده است، توزیع قطری آن در سال‌های

۱۳۸۰ و ۱۳۹۰ به احتمال ۹۹ درصد باهم اختلاف معنی‌دار داشته‌اند و بقیه پارسل‌ها شامل پارسل بدون بهره‌برداری و پارسل‌های انتخاب‌شده برای اجرای شیوه‌های تک‌گزینی و پناهی در یک فاصله زمانی ده ساله از لحاظ توزیع قطری تغییری نکرده‌اند.

جدول ۵- آماره حاصل از نتایج مقایسه توزیع‌های مختلف با استفاده از آزمون کلموگرف- اسمیرنوف

شیوه جنگل‌شناسی	تک‌گزینی ۱۳۹۰	پناهی ۱۳۹۰	نواری ۱۳۹۰	بدون بهره‌برداری ۱۳۹۰
تک‌گزینی ۱۳۸۰	۰/۹۸۷	-	-	-
سطح معنی‌داری	۰/۲۸۵	-	-	-
پناهی ۱۳۸۰	-	۰/۶۴۳	-	-
سطح معنی‌داری	-	۰/۸۰۲	-	-
نواری ۱۳۸۰	-	-	۱/۷۱۸	-
سطح معنی‌داری	-	-	۰/۰۰۵	-
شاهد ۱۳۸۰	-	-	-	۱/۴۵۵
سطح معنی‌داری	-	-	-	۰/۱۰۸

### بحث و نتیجه‌گیری

یکی از اهداف این تحقیق، بررسی توابع مختلف توزیع احتمال شامل وایبول، گاما، لگ‌نرمال و نمایی برای مدل‌سازی داده‌های قطر برابر سینه درختان در جنگل‌های حوزه شفارود است. مقایسه این توابع با استفاده از آزمون‌های کای‌اسکور، کلموگرف-اسمیرنوف و اندرسون-دارلینگ نتایج متفاوتی را نشان می‌دهد که این تفاوت در یافته‌های مطالعه‌های دیگری همچون Amanzadeh و همکاران (۲۰۱۱) و Sohrabi و Taheri Sarteshnizi (۲۰۱۲) گزارش شده است. مسلم است که مناسب‌ترین تابع برای توصیف داده‌های قطر برابر سینه درختان در توده‌های جنگلی با گونه‌ها و شرایط رویشگاهی متفاوت، شیوه‌های مدیریتی مختلف و در مراحل گوناگون تحولی جنگل، متغیر خواهد بود. چنانچه بهترین تابع برای توصیف پراکنش قطری توده‌های طبیعی ناهمسال در بخش گرازین جنگل خیرودکنار نوشهر (Fallah *et al.*, 2000; Mattaji *et al.*, 2000) Sohrabi & Taheri شمالی (Sarteshnizi, 2012) و نیز در توده‌های توس (*Betula alba*) و بلوط چوب‌پنبه (*Quercus robur*) در جنوب غربی اسپانیا (Gorgoso-Varela *et al.*, 2008)، توزیع بتا گزارش شد. در حالی که برای جنگل‌های سیاهکل استان گیلان (Fallahchai & Shokri, 2012) و جنگل‌های گرازین خیرودکنار نوشهر (Mohammadalizadeh *et al.*, 2009)، استفاده از توزیع گاما، برای توده‌های طبیعی و مدیریت شده به‌شیوه تک‌گزینی در جنگل‌های مرکزی و شمال اسلواکی و اتریش (Merganič & Sterba, 2006) و جنگل‌های طبیعی جنوب چین (Zheng & Zhou, 2010)، استفاده از توزیع وایبول توصیه شد. برای پارس‌های مورد نظر این مطالعه، توزیع‌های لگ‌نرمال و نمایی در مقایسه با سایر توابع برای تبیین داده‌های قطر مناسب‌تر هستند. همان‌طور که در شکل‌های (۲) تا (۵) دیده می‌شود، نمودار پراکنش قطری برای جنگل‌های مورد مطالعه چوله به راست است. هر چند هر سه توزیع وایبول، گاما و لگ‌نرمال

برای تبیین داده‌های با این ویژگی می‌توانند بکار برده شوند؛ اما به دلیل اینکه توزیع لگ‌نرمال به مقدار زیادی چوله به راست است (Mohammadalizadeh *et al.*, 2013)، بنابراین دارای دقت زیادی برای توصیف داده‌های مورد نظر این مطالعه است. در مطالعه‌های دیگری که توزیع قطری درختان دارای چنین ویژگی بوده‌اند؛ همچون مطالعه‌های Bliss و Reinker (۱۹۶۴) در جنگل‌های دوگلاس‌فر آمریکا، Nanang (۱۹۹۸) در توده‌های جنگل کاری شده با گونه چریش در غنا، Sheykholeslami و همکاران (۲۰۱۱) در جنگل‌های لیره‌سر مازندران و Amanzadeh و همکاران (۲۰۱۱) برای توده‌های راش شفارود در مرحله تحولی اولیه، توانایی این توزیع برای توصیف داده‌های قطر گزارش شده است. همچنین توزیع نمایی دو پارامتری نیز به دلیل انعطاف‌پذیری بیشتر نسبت به توزیع نمایی یک پارامتری، در بسیاری از حالت‌ها در این مطالعه دارای دقت قابل قبولی است. چنانچه نتایج پژوهش‌های Korpel (۱۹۹۵) و Podlaski و Zasada (۲۰۰۸) در توده‌های ناهمسال نراد-راش جنگل‌های اسلونی و لهستان با این یافته‌ها مطابقت دارد.

همان‌طور که قابل پیش‌بینی بود، در هر چهار پارسل، تعداد در هکتار کلاسه‌های کم‌قطر بعد از گذشت ده سال به مقدار قابل توجهی افزایش یافته‌اند (جدول ۲). در تحقیقی که بر روی اثرات میان‌مدت بهره‌برداری با شدت‌های مختلف بر روی ساختار جنگل‌های آمازون در برزیل انجام گرفت، یافته‌ها حاکی از آن بود که پس از گذشت ۱۱ سال از بهره‌برداری با شدت‌های مختلف، تعداد در هکتار درختان کم‌قطر به‌طور معنی‌داری افزایش یافته است (Parrotta *et al.*, 2002). در حالی که در مطالعه‌ای که توسط Etemad و همکاران (۲۰۱۴) در بخش نم‌خانه جنگل خیرودکنار نوشهر انجام گرفت، نتایج نشان داد که پس از اجرای یک دوره طرح جنگلداری به‌شیوه تک‌گزینی، تعداد در هکتار در کلاسه کم‌قطر کاهش یافت که علت آن ناشی از عوامل طبیعی (از جمله آفات، بارش‌های سنگین و رقابت تاجی) و عوامل غیر طبیعی (همچون

ترکیب و ساختار توده‌های طبیعی و بهره‌برداری شده در جنگل‌های بلوط لوه گرگان نشان داد که در توده‌ای که ۲۵ سال از اجرای شیوه پناهی در آن می‌گذشت، تعداد در هکتار در طبقه‌های قطری پایین، قابل توجه بود و از لحاظ ساختار قطری شباهت بیشتری به توده طبیعی داشت (Amiri et al., 2009)؛ اما در توده‌ای که ۴۵ سال از اجرای شیوه پناهی در آن می‌گذشت، از لحاظ ساختار قطری از توده طبیعی فاصله گرفته بود.

در پارسل بدون بهره‌برداری، عدم تغییر معنی‌دار توزیع قطری در دو بازه زمانی، بیانگر تداوم روند ناهمسالی توده مورد نظر است. یکی از دلایل معنی‌دار نشدن اختلاف توزیع قطری در دو بازه زمانی برای پارسل تک‌گزینی می‌تواند اجرای صحیح این شیوه توسط کارشناسان نشانه‌گذار باشد. برداشت درختان در عرصه جنگل به صورت تک‌گزینی باعث حفظ ساختار ناهمسالی توده شده و علاوه بر آن می‌تواند موجب ارتقای کمی و کیفی طبقه‌های قطری شود. در مطالعه‌ای که توسط Angers و همکاران (۲۰۰۵) در جنگل‌های پهن‌برگ شمالی با دو گونه غالب افرا قندی (*Acer saccharum*) و راش آمریکایی (*Fagus grandifolia*) در ایالت کبک در کانادا انجام گرفت، ساختار و ترکیب توده‌های بکر و بهره‌برداری شده به دو شیوه تک‌گزینی (که به تازگی در جنگل‌های این ناحیه به صورت گسترده اجرا می‌شود) و شیوه diameter-limit cuts (که هدف از آن برداشت درختان با قطرهای مشخص بوده و در گذشته در سطوح وسیعی انجام گرفته است) مقایسه شد. نتایج نشان داد که پس از گذشت ۱۲ سال از اجرای برش‌های تک‌گزینی، در مقایسه با شیوه دوم، توزیع قطری توده‌های تک‌گزینی شباهت بیشتری به توده‌های بکر داشت. نتایج مطالعه دیگری که در جنگل‌های افرا قندی همین ناحیه انجام گرفت، نشان داد که هرچند تعداد در طبقه‌های مختلف قطری بعد از گذشت ده سال از اجرای شیوه تک‌گزینی دارای تفاوت‌هایی با توزیع اولیه است؛ اما به طور کلی، قبل و بعد از اجرای این شیوه، توزیع قطری درختان شبیه

چرای دام) گزارش شد؛ اما در مطالعه حاضر، با توجه به اینکه در سه پارسی که در آن‌ها برش‌های تک‌گزینی، پناهی و نواری گرفت، برای اولین بار بود که طرح جنگلداری تهیه شد؛ بنابراین قطع درختان قطور باعث ایجاد فضا برای استقرار تجدید حیات و توسعه درختان جوان شده است. به خصوص در پارسی که به شیوه نواری مدیریت شده، به علت اینکه در نوارهای یک‌درمیان، قطع یکسره انجام گرفته، فضای بیشتری برای استقرار تجدید حیات ایجاد شده است. به طوری که تعداد در هکتار طبقه قطری ۱۵ در سال ۱۳۹۰ بیش از سه برابر سال ۱۳۸۰ است. در پارسل بدون بهره‌برداری نیز به دلیل اینکه بعد از اجرای طرح، از ورود دام به عرصه جلوگیری شده، صدمات وارده به طبقه‌های کم‌قطر کم شده و این طبقه‌ها بیشتر از گذشته توسعه یافته‌اند.

براساس جدول (۵)، در اثر اجرای شیوه نواری در پارسل مورد نظر، توزیع قطری در دو بازه زمانی با یکدیگر اختلاف معنی‌داری دارند که ممکن است بیانگر به هم خوردن ساختار قطری توده بعد از اجرای این شیوه در بازه ده ساله باشد. توده در پارسل نواری دارای نوارهای ناهمسال و همسال به صورت یک‌درمیان است که در صورت تداوم و برداشت نوارهای باقیمانده، جنگل کاملاً همسال می‌گردد. ولی با توقف شیوه برداشت نواری، روند همسالی نیز متوقف شده است و در راستای انتخاب شیوه تک‌گزینی در طرح جدید، می‌بایست با اجرای برنامه‌های مناسب، جنگل را به سمت دانه‌زاد ناهمسال برگرداند.

با توجه به اینکه شیوه پناهی با هدف ایجاد توده‌های همسال اجرا می‌گردد، عدم وجود اختلاف معنی‌دار بین دو توزیع قطری، قبل و پس از اجرای شیوه پناهی به معنی عدم تأثیر این شیوه جنگل‌شناسی بر روی پراکنش قطری نیست. در واقع با انجام برش آمادگی و زادآوری، زادآوری‌های طبیعی و فراوان مستقر شده، اما عدم اجرای برش نهایی، باعث باقی ماندن درختان قطور در عرصه شده است. در نتیجه وضعیت توزیع قطری تغییر چندانی نکرده و جنگل به صورت ناهمسال باقی مانده است. نتایج تحقیقی با عنوان مقایسه

همدیگر بودند (Bedard & Majcen, 2003) که با نتایج تحقیق حاضر مطابقت دارد. ذکر این نکته ضروری است که برای ارزیابی کامل اثرات شیوه‌های مختلف مدیریتی در جنگل‌ها به داده‌های طولانی‌مدت نیاز است (Gronewold *et al.*, 2010). به ویژه در شیوه تک‌گزینی که اجرای آن در دوره‌های کوتاه‌مدت و میان‌مدت، تغییر چشم‌گیری بر روی ساختار قطری توده ایجاد نمی‌کند؛ اما در طولانی‌مدت هم بر روی توزیع قطری درختان کم‌قطر و هم قطور اثرگذار است (Keyser & Loftis, 2013). در مطالعه حاضر فقط اثرات اجرای یک دوره طرح جنگلداری با شیوه‌های مختلف بر روی توزیع قطری درختان ارزیابی شده که

استفاده از آن در طرح‌های تجدید نظر جهت برنامه‌ریزی برای رسیدن به توده ایده‌آل، مفید خواهد بود. در انتها بررسی اثرات بلندمدت این شیوه‌ها بر روی توزیع قطری توده‌های جنگلی و استفاده از توابع توزیع احتمال پیچیده‌تر و یا ترکیبی از چند توزیع برای بررسی قابلیت برازش داده‌ها به‌منظور ارائه مدل‌های دقیق‌تر پیشنهاد می‌گردد.

#### تشکر و قدردانی

بدین وسیله از نظرهای مفید و ارزنده داوران محترم در جهت بهبود کیفیت مقاله قدردانی می‌گردد.

## منابع

1. Ahani, H., Pourbabaei, H., Eslam Bonyad, A., 2006. Investigation of trees species diversity based on diameter at breast height (dbh) class on Norway maple (*Acer platanoides* L.) in Shafarood forest (Guilan province). *Journal of Agricultural Sciences*, 12(3): 525–534.
2. Álvarez González, J.G., Schröder, J., Rodríguez Soalleiro, R. and Ruíz González, A.D., 2002. Modelling the effects of thinnings on the diameter distribution of even-aged Maritime pine stands. *Forest Ecology and Management*, 165: 57–65.
3. Amanzadeh, B., Sagheb-Talebi, Kh., Fadaei Khoshkebijari, F., Khanjani Shiraz, B. and Hemmati, A., 2011. Evaluation of different statistical distributions for estimation of diameter distribution within forest development stages in Shafaroud beech stands. *Iranian Journal of Forest and Poplar Research*, 19(2): 254–267.
4. Amiri, M., Dargahi, D., Azadfar, D. and Habashi, H., 2009. Comparison structure of the natural and managed oak (*Quercus castaneifolia*) stand (Shelter wood system) in forest of Loveh, Gorgan. *Journal of Agricultural Sciences and Natural Resources*, 15(6): 54–64.
5. Angers, V.A., Messier, C., Beaudet M. and Leduc, A., 2005. Comparing composition and structure in old-growth and harvested (selection and diameter-limit cuts) northern hardwood stands in Quebec. *Forest Ecology and Management*, 217: 275–293.
6. Bailey, R.L. and Dell, T.R., 1973. Quantifying diameter distribution with the Weibull-function. *Forest Science*, 19(2): 97–104.
7. Bedard, S. and Majcen, Z., 2003. Growth following single-tree selection cutting in Quebec northern hardwoods. *Forestry chronicle*, 79(5): 898–905.
8. Bergqvist, G., 1999. Wood volume yield and stand structure in Norway spruce understorey depending on birch shelterwood density. *Forest Ecology and Management*, 122: 221–229.
9. Bliss, C.I. and Reinker, K.A., 1964. A lognormal approach to diameter distributions in even-aged stands. *Forest Science*, 10: 350–360.
10. Cao, Q.V., 2004. Predicting parameters of a Weibull function for modeling diameter distribution. *Forest Science*, 50(5): 682–685.
11. Clutter, J.L. and Bennett, F.A., 1965. Diameter distributions in old-field slash pine plantations. *Georgia Forest Research Council Report* 13, 9p.
12. Coomes, D.A. and Allen, R.B., 2007. Mortality and tree-size distributions in natural mixed-age forests. *Journal of Ecology*, 95: 27–40.
13. Etemad, V., Namirani, M., Zobeiri, M., Majnounian, B. and Moradi, Gh., 2014. Quality and quantity variation of forest stands after 10 years forest management plan (Case study: Namkhane district, Kheirud forest). *Journal of Forest and Wood Products*, 66(3): 243–256.
14. Fallah, A., Zobeyiri, M. and Marvi Mohajer, M.R., 2006. An appropriate model for distribution of diameter classes of natural beech stands in the Sangdeh & Shastkolateh forests. *Iranian Journal of Natural Resources*, 58(4): 813–821.
15. Fallah, A., Zobeyiri, M., Jazirei, M.H. and Marvi Mohajer, M.R., 2000. An investigation of the structure of natural Caspian beech (*Fagus orientalis* Lipsky) stands in Gorazbon-Kheyroudkenar district. *Iranian Journal of Natural Resources*, 53(3): 251–260.
16. Fallahchai, M.M. and Hashemi, S.A., 2011. The Application of some probability distributions in order to fit the trees diameter in north of Iran. *Journal of Applied Environmental and Biological Sciences*, 1(10): 397–400.
17. Fallahchai, M.M. and Shokri, S., 2012. Evaluation of important characteristics of Orientalist Beech distribution using some statistical models (Case study: Siyahkal forests). *Journal of Sciences and Techniques in Natural Resources*, 7(3): 41–52.

18. Fallahchai, M.M., Daneshian, B. and Foroughi Akbar Abadi, M., 2012. The study of some statistical distributions in order to fit *Fagus orientalis* (Beech) trees diameter in Iran's north forests. *Ecology, Environment and Conservation*, 18(1): 19–23.
19. Gibbs, C.B., 1978. Uneven-aged silviculture and management in the United States. Uneven-aged silviculture and management? Even-aged silviculture and management? Definitions and differences. General Technical Report WO-24. USDA Forest Service, Washington, DC, 18–24p.
20. Gorgoso-Varela, J.J., Rojo-Alboreca, A., Afif-Khoury, E. and Barrio-Anta, M., 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.
21. Gronewold, C.A., D'Amato, A.W. and Palik, B.J., 2010. The influence of cutting cycle and stocking level on the structure and composition of managed old-growth northern hardwoods. *Forest Ecology and Management*, 259: 1151–1160.
22. Hafley, W.L. and Schreuder, H.T., 1977. Statistical distributions for fitting diameter and height data in even-aged stands. *Canadian Journal of Forest Research*, 7: 481–487.
23. Keyser, T.L. and Loftis, D.L., 2013. Long-term effects of single-tree selection cutting on structure and composition in upland mixed-hardwood forests of the southern Appalachian Mountains. *Forestry*, 86: 255–265.
24. Khanjani-Shiraz, B., Sagheb-Talebi, Kh. and Hemmati, A., 2012. Ecological and silvicultural characteristics of wild cherry (*Prunus avium L.*) in Guilan province. *Iranian Journal of Forest*, 4(4): 365–376.
25. Korpel, S., 1995. *Die Urwaelder der Westkarpaten*. Gustav Fischer Verlag, Stuttgart, 310p.
26. Kuru, G.A., 1992. Simulation of thinning effects on stand structure using linear coordinates. *Australian Forestry*, 55: 4–8.
27. Lilieholm, R.J., 1990. Effects of single tree selection harvests on stand structure species composition, and understorey tree growth in a sierra mixed conifer forest. *Western Journal of Applied Forestry*, 5(2): 43–47.
28. Liu, Ch., Zhang, L., Davis, C.J., Solomon, D.S. and Gove, J.H., 2002. A finite mixture model for characterizing the diameter distributions of mixed-species forest stands. *Forest Science*, 48(4): 653–661.
29. Lorimer, C.G. and Frelich, L.E., 1984. A simulation of equilibrium diameter distributions of sugar maple (*Acer saccharum*). *Bulletin of the Torrey Botanical Club*, 111(2): 193–199.
30. Lundqvist, L., 1993. Changes in the stand structure on permanent *Picea abies* plots managed with single-tree selection. *Scandinavian Journal of Forest Research*, 8: 510–517.
31. Maltamo, M., Kangas, A., Uuttera, J., Torniainen, T. and Saramäki, J., 2000. Comparison of percentile based prediction methods and the Weibull distribution in describing the diameter distribution of heterogeneous Scots pine stands. *Forest Ecology and Management*, 133: 263–274.
32. Mattaji, A., Hojjati, S.M. and Namiranian, M., 2000. A study of tree distribution in diameter classes in natural forests using probability distributions. *Iranian Journal of Natural Resources*, 53(2): 165–172.
33. McTague, J.P. and Bailey, R.L., 1987. Compatible basal area and diameter distribution models for thinned loblolly pine plantations in Santa Catarina, Brazil. *Forest Science*, 33(1): 43–51.
34. Merganič, J. and Sterba, H., 2006. Characterisation of diameter distribution using the Weibull function: method of moments. *European Journal of Forest Research*, 4: 427–439.

35. Mitchell, S.J. and Beese, W.J., 2002. The retention system: Reconciling variable retention with the principles of silvicultural systems. *Forestry chronicle*, 78(3): 397–403.
36. Mohammadalizadeh, Kh., Namiranian, M., Zobeiri, M., Hoorfar, A. and Marvie Mohajer, M.R., 2013. Modelling the tree height distribution in uneven-aged stands (Case study: Gorazbon district, Kheirud forest). *Journal of Forest and Wood Products*, 66(2): 155–165.
37. Mohammadalizadeh, Kh., Zobeiri, M., Namiranian, M., Hoorfar, A. and Marvie Mohajer, M.R., 2009. Fitting of diameter distribution using some statistical models (distributions) (Case study: Khyroudkenar forest, Noshahr). *Iranian Journal of Forest and Poplar Research*, 17(1): 116–124.
38. Namiranian, M., 2010. *Measurement of tree and forest biometry*. Second Edition. Tehran University Press, 593p.
39. Nanang, D.M., 1998. Suitability of the Normal, Lognormal and Weibull distributions for fitting diameter distribution of neem plantations in Northern Ghana. *Forest Ecology and Management*, 103: 1–7.
40. Nelson, T.C., 1964. Diameter distribution and growth of *loblolly pine*. *Forest Science*, 10: 105–114.
41. Neuendorff, J.K., Nagel, L.M., Webster, C.R. and Janowiak, M.K., 2007. Stand structure and composition in a northern hardwood forest after 40 years of single-tree selection. *Northern Journal of Applied Forestry*, 24(3): 197–202.
42. Nord-Larsen, T. and Cao, Q.V., 2006. A diameter distribution model for even-aged beech in Denmark. *Forest Ecology and Management*, 231(1-3): 218–225.
43. Palahí, M., Pukkala, T., Blasco, E. and Trasobares, A., 2007. Comparison of beta, Johnson's SB, Weibull and truncated Weibull functions for modeling the diameter distribution of forest stands in Catalonia (north-east of Spain). *European Journal of Forest Research*, 126: 563–571.
44. Parrotta, J.A., Francis, J.K. and Knowles, O.H., 2002. Harvesting intensity affects forest structure and composition in an upland Amazonian forest. *Forest Ecology and Management*, 169(3): 243–255.
45. Petritan, A.M., Biris, L.A., Merce, O., Turcu, D.O. and Petritan, L.C., 2012. Structure and diversity of a natural temperate sessile oak (*Quercus petraea L.*) – European Beech (*Fagus sylvatica L.*) forest. *Forest Ecology and Management*, 280: 140–149.
46. Podlaski, R. and Zasada, M., 2008. Comparison of selected statistical distributions for modelling the diameter distributions in near-natural *Abies–Fagus* forests in the Świętokrzyski National Park (Poland). *European Journal of Forest Research*, 127: 455–463.
47. Podlaski, R., 2010. Diversity of patch structure in Central European forests: are tree diameter distributions in near-natural multilayered *Abies–Fagus* stands heterogeneous? *Ecological Research*, 25: 599–608.
48. Puettmann, K.J., 2004. Do innovative experiments lead to innovative silvicultural systems? IUFRO Workshop on: Balancing Ecosystem Values, Innovative Experiments for Sustainable Forestry. Portland, OR.
49. Rubin, B.D., Manion, P.D. and Faber-Langendoen, D., 2006. Diameter distributions and structural sustainability in forests. *Forest Ecology and Management*, 222: 427–438.
50. Runkle, J.R., 1991. Gap dynamics of old-growth eastern forests: management implications. *Natural Areas Journal*, 11: 19–25.
51. Saunders, M.K. and Wagner, R.G., 2008. Long-term spatial and structural dynamics in Acadian mixedwood stands managed under various silvicultural systems. *Canadian Journal of Forest Research*, 38: 498–517.



52. Schwartz, J.W., Nagel, L.M. and Webster, C.R., 2005. Effects of uneven-aged management on diameter distribution and species composition of northern hardwoods in Upper Michigan. *Forest Ecology and Management*, 211: 356–370.
53. Sheykholeslami, A., Kia Pasha, K., and Kia Lashaki, A., 2011. A study of tree distribution in diameter classes in natural forests of Iran (Case study: Liensara forest). *Annals of Biological Research*, 2(5): 283–290.
54. Sohrabi, H. and Taheri Sarteshnizi, M.J., 2012. Fitting probability distribution functions for modeling diameter distribution of oak species in pollarded northern Zagros forests (Case study: Armardeh-Baneh). *Iranian Journal of Forest*, 4(4): 333–343.
55. Sokpon, N. and Biaou S.H., 2002. The use of diameter distribution in sustained-use management of remnant forests in Benin: case of Bassila forest reserve in North Benin. *Forest Ecology and Management*, 161: 13–25.
56. Taheri Abkenar K. and Pilehvar, B., 2008. *Silviculture*. Haghshenas Press, 296p.
57. Tham, A.É., 1988. Structure of mixed *Picea abies* (L.) Karst, and *Betula pendula* Roth and *Betula Pubescens* Ehrh. stands in South and middle Sweden. *Scandinavian Journal of Forest Research*, 3: 355–370.
58. Uuttera, J. and Maltamo, M., 1995. Impact of regeneration method on stand structure prior to first thinning. Comparative study, North Karelia, Finland vs. Republic of Karelia, Russian Federation. *Silva Fennica*, 29(4): 267–285.
59. Weibull, W., 1951. A statistical distribution function of wide applicability. *Journal of Applied Mechanics*, 18: 293–297.
60. Zenner, E.K., 2005. Development of tree size distributions in Douglas-fir forests under differing disturbance regimes. *Ecological Applications*, 15: 701–714.
61. Zheng, L.F. and Zhou, X.N., 2010. Diameter distribution of trees in natural stands managed on polycyclic cutting system. *Forestry Studies in China*, 12(1): 21–25.
62. Zobeiri, M., 2006. *Forest biometry*. Second Edition. Tehran University Press, 405p.

---

## Effects of three different silvicultural systems on diameter distribution in Shafaroud forest stands of Iran

- **B. Bakhshandeh Navrood**; Ph.D. Student, Faculty of Agriculture, University of Lurestan, Iran
- **J. Soosani\***; Assistant Professor, Faculty of Agriculture, University of Lurestan, Iran
- **Sh. Khosravi**; Ph.D. Student, Faculty of Agriculture, University of Lurestan, Iran
- **H. Barzkoohi**; M.Sc. graduated of Forestry, Islamic Azad University of Lahijan, Iran
- **M. Naseri Khalkhali**; M.Sc. graduated of Forestry, Islamic Azad University, Science and Research Branch, Tehran, Iran

(Received: 11- Oct- 2013 Accepted: 16- Aug- 2014)

---

### Abstract

The implementation of different silvicultural systems can be effective on different characteristics of forest stands, such as stand structure and diameter distribution of trees. This study was carried out in Shafaroud forests of Gilan province of northern Iran. The objectives of this research were 1) to evaluate the suitability of different probability distribution functions, including Weibull, Beta, Gamma, Johnson, Lognormal, normal and exponential, for modeling tree distribution in diameter classes and, 2) to compare changes of diameter distributions after ten years of implementation of three different silvicultural systems. The tested systems were single-tree selection, shelterwood and strip cutting. Also, there was an untreated stand. The results of Chi-square and Kolmogorov-Smirnov tests showed that the Johnson, gamma and Lognormal models were often more flexible to fit various diameter distributions, while in any case, the beta and exponential probability distribution did not provide satisfactory descriptions of the experimental data. Other results indicated the change in the diameter distribution due to the implementation of the strip management system, a decade after timber harvest. This may mean that strip cutting can disturb the stand structure in the studied forests. Also, there were no significant changes in the diameter distributions after implementation of the other silvicultural systems.

**Keywords:** single-tree selection cutting, shelterwood cutting, strip cutting, probability distribution functions.