



دانشگاه گوارا

مجله پژوهش‌های علوم و فناوری چوب و جنگل
جلد نوزدهم، شماره سوم، ۱۳۹۱
<http://jwfst.gau.ac.ir>

تغییرات مکانی قطر درختان بنه (*Pistacia atlantica* Desf.) در ناحیه زاگرس (مطالعه موردی: پیرکاشان، کرمانشاه)

*مرتضی پوررضا^۱، سیدمحسن حسینی^۲ و علی اصغر زهره‌وندی^۳

^۱دانشجوی دکتری دانشکده منابع طبیعی، دانشگاه تربیت مدرس، دانشیار دانشکده منابع طبیعی،
دانشگاه تربیت مدرس، ^۲عضو هیأت علمی مرکز تحقیقات کشاورزی و منابع طبیعی کرمانشاه

تاریخ دریافت: ۸۹/۱۱/۱۹؛ تاریخ پذیرش: ۹۱/۷/۴

چکیده

به منظور شناسایی بهتر ساختار توده‌های بنه در جنگل‌های زاگرس، ساختار مکانی برای متغیر قطر با استفاده از روش آمار مکانی در یک توده خالص بنه (*Pistacia atlantica*) بررسی شد. برای این منظور مختصات دقیق تمام درختان موجود در توده تعیین و قطر برابر سینه آن‌ها اندازه‌گیری شد. نتایج به دست آمده از بررسی فراوانی طبقات قطری نشان داد که بیش از ۹۰ درصد درختان در طبقات قطری ۸۰-۲۵ سانتی‌متر قرار گرفته‌اند. همچنین به دلیل استقرار نداشتن زادآوری در دهه‌های پیشین درختان با قطر کم‌تر از ۱۶ سانتی‌متر در توده دیده نشد. برای بررسی ساختار مکانی با توجه به مشاهده نشدن علایم ناهم‌سان‌گردی از واریوگرام چندجهته استفاده شد. سپس واریوگرام تجربی به دست آمده با استفاده از مدل نمایی برازش داده و برآوردها با روش کریجینگ معمولی انجام شد. الگوی پراکنش درختان نیز با استفاده از روش K راپیلی محاسبه شد. نتایج استفاده از آمار مکانی نشان داد که متغیر قطر برابر سینه درختان در این توده با طول گام ۱۵ متر و دامنه مؤثر ۸۵/۲ متر دارای ساختار مکانی متوسطی (۶۲ درصد) است. الگوی پراکنش کپهای درختان نیز تأییدکننده وجود همبستگی مکانی مثبت بین درختان بود. وجود ساختار مکانی به دلیل دو عامل نوع بستر بذر و استقرار نداشتن زادآوری است. به طوری از یک طرف درختان با قطر کم‌تر از طبقه قطری ۱۵ سانتی‌متری دیده نمی‌شد و از طرف دیگر درختان با قطر کم‌تر از ۴۰ سانتی‌متر فقط در مناطق سنگی دیده می‌شدند.

واژه‌های کلیدی: آمار مکانی، بنه، ساختار مکانی، کریجینگ، واریوگرام

*مسئول مکاتبه: p_morteza@yahoo.com

مقدمه

زمین‌آمار یا آمار مکانی شاخه‌ای از دانش آمار است که در آن ارزش متغیرها با توجه به موقعیت مکانی نقاط نمونه‌برداری مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته و به تبع آن ساختار مکانی آن‌ها بررسی می‌شود. در حالی که در آمار کلاسیک یا سستی تنها مقدار کمیت موردنظر در نمونه‌ها مورد توجه قرار می‌گیرد و موقعیت مکانی نمونه‌ها در نظر گرفته نمی‌شود. به دیگر سخن در آمار کلاسیک توزیع مکانی نمونه‌ها هیچ جایگاهی در تجزیه و تحلیل آن‌ها ندارد (حسینی‌پاک، ۱۹۹۸). براساس نظریه آمار مکانی نمونه‌های مجاور تا فاصله‌های معینی به صورت مکانی به هم وابستگی دارند. به چنین متغیرهایی، متغیرهای ناحیه‌ای گفته می‌شود که پایه آمار مکانی را تشکیل می‌دهد (کرسای، ۱۹۹۳؛ مدنی، ۱۹۹۵؛ ویستر و الیور، ۲۰۰۱). روش‌های مختلفی برای برآورد داده‌های مکانی ارائه شده است ولی روش‌های زمین‌آمار دارای کارایی و دقت بیش‌تری هستند (سکوتی‌اسکویی و همکاران، ۲۰۰۸). تغییرات مکانی را می‌توان در دو دسته کلی تغییرات ساختاری و غیرساختاری تقسیم نمود. یکی از اهداف اصلی زمین‌آمار ارائه مدلی مناسب برای توصیف تغییرات مکانی یک متغیر ناحیه‌ای با در نظر گرفتن هر دو مؤلفه ساختاری و تصادفی می‌باشد. در آمار مکانی به دلیل در نظر گرفتن روند تغییرات در نمونه‌ها، به جای این‌که واریانس بین نمونه‌ها کاملاً تصادفی فرض شود، واریانس تصادفی از واریانس ناشی از ساختار مکانی داده‌ها تفکیک می‌شود (حسینی‌پاک، ۱۹۹۸). در برخی مواقع تغییرات بسیار زیاد مقادیر مشخصه‌های موردنظر در دو نقطه با فاصله اندک از یکدیگر نیز مشاهده می‌گردد. این نوع تغییرات مکانی را در اصطلاح تغییرات غیرساختاری و یا تصادفی می‌نامند. تغییرات تصادفی بر خلاف تغییرات ساختاری عموماً در محدوده‌های کوچک‌تر جغرافیایی رخ داده و به همین دلیل آن‌ها را تغییرات کوتاه دامنه نیز می‌نامند (محمدی، ۲۰۰۶؛ فریمن و مویسن، ۲۰۰۷).

روش‌های آمار مکانی ابتدا در زمینه معدن به کار گرفته شد ولی امروزه در زمینه‌های علوم دیگر از جمله جنگل به منظور نمونه‌برداری و برآورد متغیرها و حتی مطالعات مربوط به ساختار توده و بررسی خصوصیات خاک کاربرد وسیعی دارد (اخوان و کلاین، ۲۰۰۹؛ تسفامیشل و همکاران، ۲۰۰۹؛ کوولو و گالاردو، ۲۰۰۹؛ اخوان و همکاران، ۲۰۱۰؛ فنگینگ و همکاران، ۲۰۱۰). اخوان اولین بار در کشور به منظور برآورد موجودی جنگل‌های ناهم‌سال و طبیعی خزری ایران از روش آمار مکانی استفاده نمود. نتایج پژوهش آن‌ها نشان داد که به دلیل دخالت‌های انجام شده در جنگل‌های تحت مدیریت ساختار مکانی مناسبی وجود ندارد و استفاده از روش کریجینگ به منظور برآورد و نقشه‌سازی در این نوع جنگل‌ها کارایی ندارد (اخوان و همکاران، ۲۰۰۶). در برخی از مطالعات کارایی کریجینگ در برآورد و

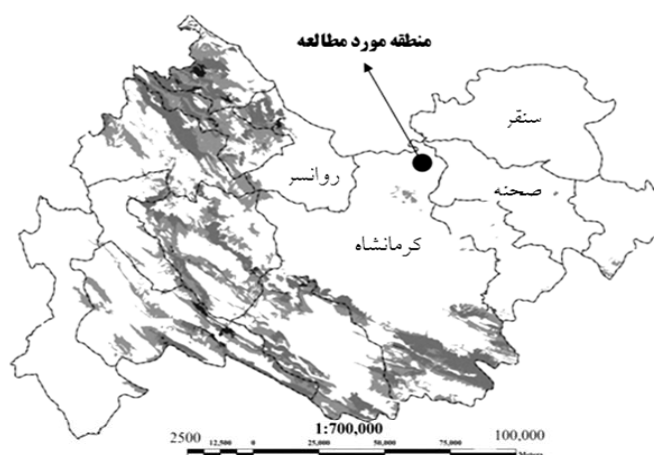
نقشه‌سازی موجودی جنگل‌کاری‌ها بررسی شده است. نتایج یک‌سری از این مطالعات نشان داد که دقت برآورد متغیرها با استفاده از کریجینگ از دقت برآورد به روش کلاسیک بیش‌تر است (اخوان و کلین، ۲۰۰۹). اما در پژوهش‌های دیگر نشان داده شد که استفاده از کریجینگ برای برآورد موجودی حجمی در توده‌های هم‌سال سوزنی‌برگ مناسب ولی در توده‌های هم‌سال پهن‌برگ کارایی لازم را ندارد (گونارسون و همکاران، ۱۹۹۸). شناخت ساختار مکانی قطر درختان در جنگل از اهمیت زیادی برخوردار است. زیرا هم نشان‌دهنده تأثیر مدیریت مختلف بر توده جنگلی بوده و هم می‌توان از آن برای برنامه‌ریزی آینده توده استفاده نمود (مک‌لاکلان و همکاران، ۲۰۰۰؛ ولف، ۲۰۰۵). در همین راستا در پژوهشی ارتباط بین مدیریت‌های مختلف جنگل و تغییرات مکانی قطر درختان بررسی شد. در این پژوهش موقعیت تمام درختان موجود در توده‌های مورد بررسی با اندازه‌گیری فاصله و آزیموت تعیین شد. نتایج به‌دست آمده از واریوگرام‌ها و تجزیه و تحلیل آن‌ها نشان داد که تغییرات مکانی قطر درختان کاملاً بستگی به مدیریت‌های قبلی اعمال شده در توده‌های مورد بررسی بوده است (روزاز و همکاران، ۲۰۰۹). در پژوهش دیگری که ساختار قطری در توده‌های مسن مورد بررسی قرار گرفت، ساختار مکانی از ۹۲-۷۸ درصد گزارش شده است (بایندای و همکاران، ۱۹۹۴).

جنگل‌های بنه در ناحیه زاگرسی از ارزش بسیار زیادی چه از نظر اقتصادی و چه از نظر تنوع زیستی برخوردارند. پژوهش‌های نشان داده که پایداری این جنگل‌ها در بیش‌تر مناطق به خطر افتاده و ساختار قطری به‌علت کمبود زادآوری از حالت طبیعی خود خارج شده است (ابراهیمی‌رستاقی و همکاران، ۲۰۰۳؛ پوررضا و همکاران، ۲۰۰۸). با توجه به این‌که آمار کلاسیک از بیان ارزش مکانی متغیرها و چگونگی قرارگیری آن‌ها در کنار یکدیگر ناتوان است در این پژوهش برای شناسایی بهتر ساختار جنگل‌های بنه، ساختار مکانی برای متغیر قطر با استفاده از آمار مکانی انجام شد. هدف از این پژوهش پاسخ دادن به پرسش‌های زیر است: ۱) ساختار مکانی متغیر قطر برابر سینه درختان بنه در این توده چگونه است؟ ۲) آیا ساختار مکانی مشخصی برای آن وجود دارد؟ اگر ساختار مکانی وجود دارد کارایی کریجینگ در تولید نقشه تغییرات مکانی قطر توده چگونه است؟

مواد و روش‌ها

منطقه مورد مطالعه: این مطالعه در یک توده خالص بنه با عرض جغرافیایی ۳۴ درجه و ۳۹ دقیقه و ۲۹ ثانیه تا ۳۴ درجه و ۳۹ دقیقه و ۵۰ ثانیه شمالی و طول ۴۷ درجه و ۸ دقیقه و ۷ ثانیه تا ۴۷ درجه و ۸ دقیقه و ۴۲ ثانیه شرقی در شمال استان کرمانشاه، منطقه بیلوار و در نزدیکی روستای پیرکاشان انجام

شد. اقلیم منطقه به روش دومارتن مرطوب با بارندگی حدود ۷۰۰-۶۰۰ میلی‌متر است (منبع: سایت هواشناسی استان کرمانشاه). مساحت این توده حدود ۵۵ هکتار است. در این توده به دلیل اعتقادات مذهبی و وجود یک بقعه متبرکه این درختان نه تنها قطع نشده‌اند بلکه به‌منظور صمغ‌گیری نیز مورد بهره‌برداری قرار نمی‌گیرند ولی در برخی جاها که بستر خاکی و کم‌شیب بوده آثار زراعت دیده می‌شود. درختان با قطر کم‌تر از ۱۵ سانتی‌متر در این توده به‌ندرت دیده شده و از طرفی درختان با قطر بیش از ۱۰۰ سانتی‌متر نیز در توده بیش‌تر در مناطق با بستر خاکی و شیب کم دیده می‌شود. درختان قطور بیش‌تر در جاهایی که جنس بستر خاکی بوده حضور دارند ولی در جاهایی که بستر صخره‌ای و سنگلاخی است، تراکم درختان بیش‌تر و دارای قطر برابر سینه کم‌تری هستند.



شکل ۱- موقعیت منطقه مورد مطالعه (●) و پراکنش جنگل (هاشور خورده) در استان کرمانشاه (مأخذ: سایت اداره کل منابع طبیعی استان کرمانشاه، سال ۱۳۸۹).

روش تحقیق

جمع‌آوری داده‌ها: برای جمع‌آوری داده‌ها در این بررسی از آماربرداری ۱۰۰ درصد در توده استفاده شد و هر درخت به‌عنوان یک نمونه در نظر گرفته شد. برای استفاده از آمار مکانی لازم بود که مختصات دقیق هر درخت در توده به همراه قطر برابر سینه (DBH) آن برداشت شود. برای تعیین مختصات ابتدا موقعیت درختان در توده با استفاده از اندازه‌گیری آزیموت و فاصله تعیین شد و سپس با استفاده از

روابط مثلثاتی به سیستم UTM^۱ برگردانده شد. قابل ذکر است که مختصات نقطه شروع یا ایستگاه اول با استفاده از GPS تعیین شد و مختصات درختان موجود در توده نسبت به این ایستگاه تعیین شد. در کل توده قطر برابر سینه تعداد ۴۵۱ درخت همراه با موقعیت مکانی آن‌ها اندازه‌گیری شد.

تجزیه و تحلیل آمار مکانی: داده‌های مورد استفاده در تجزیه و تحلیل‌های آماری باید از توزیع نرمال یا نزدیک به نرمال پیروی کنند. گرچه زمین‌آمار محدودیتی از نظر نرمال نبودن داده‌ها ندارد اما در صورتی که نرمال باشند دارای دقت تخمین‌های آمار مکانی بیش‌تری هستند (گوورتس، ۱۹۹۷). تست نرمال بودن داده‌ها با استفاده از آزمون کولموگروف اسمیرنوف و در نرم‌افزار SPSS انجام گرفت. با توجه به نرمال نبودن توزیع متغیر قطر برابر سینه، از تبدیل لگاریتمی (Ln) برای نرمال کردن توزیع استفاده شد (یاماموتو، ۲۰۱۰).

محاسبه واریوگرام: برای تعیین میزان ارتباط مکانی یک متغیر تصادفی یعنی اثر متقابل نمونه‌ها بر یکدیگر تا یک شعاع تأثیر معین در زمین‌آمار از واریوگرام استفاده می‌شود. واریوگرام یک مدل ریاضی و کمی برداری است که میزان ارتباط مکانی بین مقادیر متغیر اندازه‌گیری شده را بر حسب مربع تفاضل مقدار دو نقطه و در نظر گرفتن فاصله و جهت آن‌ها نشان می‌دهد. معادله واریوگرام به صورت رابطه ۱ است:

$$y(h) = \frac{1}{2N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} [z(x_i) - z(x_i + h)]^2 \quad (1)$$

که در آن، $y(h)$: مقدار واریوگرام یا نیمه‌واریانس^۲؛ $N(h)$: تعداد جفت نمونه‌های به‌کار رفته در محاسبه به‌ازای هر فاصله‌ای مانند h است و معمولاً هرچه h افزایش یابد تعداد جفت‌ها کم می‌شود، $z(x_i)$ و $z(x_i + h)$ نیز مقادیر متغیر ناحیه‌ای x در نقاط i و $i+h$ می‌باشد. هر واریوگرام از سه پارامتر اثر قطعه‌ای، دامنه مؤثر و حد آستانه تشکیل شده است. مقدار واریوگرام به‌ازای $h=0$ را اثر قطعه‌ای می‌گویند که معمولاً ناشی از وجود مؤلفه‌های تصادفی در توزیع متغیر، خطاهای نمونه‌برداری، آزمایشگاهی و آنالیز است. با افزایش h مقدار واریوگرام تا فاصله معینی افزوده شده سپس به حد ثابتی می‌رسد که این فاصله را شعاع تأثیر و مقدار واریوگرام که ثابت شده را حد آستانه گویند که برابر مجموع اثر قطعه‌ای یا واریانس تصادفی و واریانس ساختاردار است (حسنی‌پاک، ۱۹۹۸). اگر این مقدار واریوگرام وابسته به جهت نیز باشد، واریوگرام ناهم‌سان‌گرد و در غیر این صورت هم‌سان‌گرد

1- Univarsal Teransvers Mercator

2- Semi-variance

نامیده می‌شود. در شرایط هم‌سان‌گردی، واریوگرام تجربی باید با در نظر گرفتن تمامی داده‌ها، صرف‌نظر از قرارگیری آن‌ها در جهت‌های جغرافیایی خاص محاسبه شود. در این حالت واریوگرام به‌دست آمده را واریوگرام همه‌جهته می‌گویند. در حالت ناهم‌سان‌گردی شدت و چگونگی تغییرپذیری مقادیر یک متغیر در جهات مختلف جغرافیایی متفاوت است (محمدی، ۲۰۰۶). نسبت واریانس ساختاردار به حد آستانه برابر ساختار مکانی واریوگرام است (اسکابن‌برگر و گوتوی، ۲۰۰۵). اگر این نسبت بیش از ۷۵ درصد باشد، نشان‌دهنده ساختار قوی، بین ۲۵-۷۵ درصد ساختار متوسط و کم‌تر از ۲۵ درصد ساختار ضعیف برای متغیر مورد بررسی است (گاناوا و محمدشریف، ۲۰۰۳). درصد ساختار مکانی با استفاده از رابطه زیر محاسبه می‌شود:

$$(۲) \quad ۱۰۰ \times [(\text{حد آستانه} - \text{اثر قطعه‌ای}) / \text{حد آستانه}] = \text{درصد ساختار مکانی}$$

پس از رسم واریوگرام لازم است که یک مدل به آن برازش داده شود. مدل کروی، نمایی، گوسی و خطی از معمول‌ترین مدل‌ها هستند (حسنی‌پاک، ۱۹۹۸).

کریجینگ: این روش تخمین‌گری ناریب با کم‌ترین مقدار واریانس تخمین می‌باشد. کریجینگ را می‌توان برای تخمین و بررسی تغییرات مکانی و زمانی مقدار یک متغیر در نقطه‌ای که اطلاعات آن اندازه‌گیری نشده است به‌کار برد. از ویژگی‌های کریجینگ این است که واریانس تخمین حداقل و تابع مشخصات واریوگرام می‌باشد و توزیع نمونه‌های تخمین زده شده نسبت به مقادیر واقعی، تغییرات کم‌تری دارد (وبستر و الیور، ۲۰۰۱). فرمول عمومی این روش به‌صورت رابطه ۳ است:

$$(۳) \quad Z_V = \sum_{i=1}^n \lambda_i Z_{V_i}$$

که در آن، Z_V ویژگی مورد تخمین؛ Z_{V_i} ویژگی نمونه i ام و λ_i : وزن یا اهمیت کمیت وابسته به نمونه i ام می‌باشد (حسنی‌پاک، ۱۹۹۸). در این روش ابتدا مدل واریوگرام متغیر قطر برابر سینه تخمین زده شد، سپس با آنالیز خطاهای تخمین، صحت الگوی برازش داده شده بررسی گردید. در نهایت با استفاده از اطلاعات به‌دست آمده از محاسبه‌های واریوگرام، میان‌یابی به روش کریجینگ و با استفاده از نرم‌افزار GS^+ (گامادیزاین، ۱۹۹۵) انجام شد.

ارزیابی صحت یا اعتبارسنجی: در مطالعات زمین‌آماري بایستی صحت تمام فرضیات و روش‌ها به‌گونه‌ای کنترل شود (حسنی‌پاک، ۱۹۹۸). کنترل اعتبار در واقع تخمین هر نقطه نمونه‌برداری شده در یک ناحیه با استفاده از مقادیر نمونه همسایه (بدون در نظر گرفتن خود آن نمونه) با روش‌های درون‌یابی می‌باشد. به این منظور بعد از برازش مدل به واریوگرام و تعیین پارامترهای مدل، کنترل

اعتبار واریوگرام به همراه نمودارهای تخمین برای متغیرهای مورد بررسی با استفاده از روش ارزیابی متقاطع و با در نظر گرفتن پارامترهای آماری میانگین مطلق خطا^۱، ریشه دوم میانگین مربع خطا^۲ و میانگین اریبی خطا^۳ انجام شد. در شرایطی که این دو آماره میانگین مطلق و میانگین اریبی برابر صفر یا نزدیک به صفر باشند، نشان‌دهنده این است که روش استفاده شده واقعیت را خوب شبیه‌سازی می‌کند و با فاصله گرفتن از صفر، اریبی یا زیاد بودن انحراف را نشان می‌دهد. ریشه دوم میانگین مربع خطا نیز هرچه به ۱ نزدیک‌تر باشد، دقت برآورد بهتر است. رابطه‌های ۴، ۵ و ۶ به ترتیب روش محاسبه پارامترهای میانگین اریبی خطا، میانگین مطلق خطا و ریشه دوم میانگین مربع خطا نشان می‌دهند (وبستر و الیور، ۲۰۰۱؛ واکرناگل، ۲۰۰۲).

$$MBE = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N [z(x_i) - \hat{z}(x_i)] \quad (4)$$

$$MAE = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N |z(x_i) - \hat{z}(x_i)| \quad (5)$$

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N [z(x_i) - \hat{z}(x_i)]^2} \quad (6)$$

در این رابطه‌ها، $\hat{z}(x_i)$: مقدار برآورد شده متغیر (در اینجا قطر برابر سینه)، $z(x_i)$: مقدار اندازه‌گیری شده متغیر و N : تعداد درختان می‌باشد.

الگوی مکانی: برای بررسی الگوی پراکنش مکانی درختان از تابع K رایپلی (رایپلی، ۱۹۸۸) استفاده شد (رابطه ۷). این تابع مقدار $\hat{K}(d)$ را براساس میانگین رخداد تعداد درختان، در یک شعاع معین (d) و با مرکزیت هر یک از درختان محاسبه می‌کند. در این رابطه، A : مساحت قطعه نمونه مورد بررسی، n : تعداد کل درختان موجود در قطعه نمونه، δ_{ij} : وزن هر داده که در اینجا وقتی که فاصله بین درخت i و j کم‌تر از d است، برابر ۱ و در غیر این صورت برابر صفر است. اگر پراکنش درختان کاملاً تصادفی باشد، آن‌گاه $\hat{K}(d) = \pi d^2$. در حالی که اگر الگو کپه‌ای باشد آن‌گاه $\hat{K}(d) \geq \pi d^2$ و اگر الگو یکنواخت باشد، آن‌گاه $\hat{K}(d) \leq \pi d^2$ است.

-
- 1- Mean Absolute Error
 - 2- Root Mean Square Error
 - 3- Mean Bias Error

$$\hat{K}(d) = A \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \frac{\delta_{ij}(d)}{n^2} \quad \text{برای } i \neq j \quad (7)$$

برای تفسیر بهتر و راحت‌تر تابع K از شکل استاندارد شده آن یعنی رابطه ۸ استفاده می‌شود (رایپلی، ۱۹۸۱؛ کرسای، ۱۹۹۳):

$$\hat{L}(d) = \sqrt{\frac{K(d)}{\pi}} - d \quad (8)$$

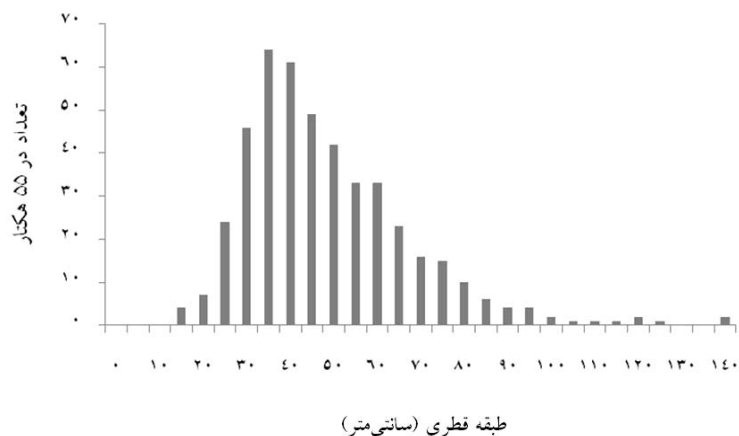
مقادیر به دست آمده برای $\hat{L}(d)$ در مقابل d (شعاع یا فاصله در نظر گرفته شده) رسم می‌شود. برای آزمون معنی‌داری اختلاف از الگوی پراکنش تصادفی، به عنوان فرض صفر، از آزمون مونت کارلو استفاده شد تا حد بالا و پایین معنی‌داری با اطمینان ۹۹ درصد تعیین گردد (دیگل، ۲۰۰۳). اگر ارزش $\hat{L}(d)$ محاسبه شده برای شعاع معین (d) بین فاصله دو خط حدود اعتماد تعیین شده قرار گیرد، نشان‌دهنده این است که الگوی مشاهده شده اختلاف معنی‌داری با الگوی کاملاً تصادفی (فرض صفر) ندارد. ولی اگر در بالای آنها قرار گیرد، الگوی کپه‌ای و اگر در پایین آنها قرار گیرد، الگو یکنواخت است. وجود الگوی کپه‌ای نشان‌دهنده وجود همبستگی مکانی مثبت بین درختان است (روزاز و همکاران، ۲۰۰۹).

نتایج

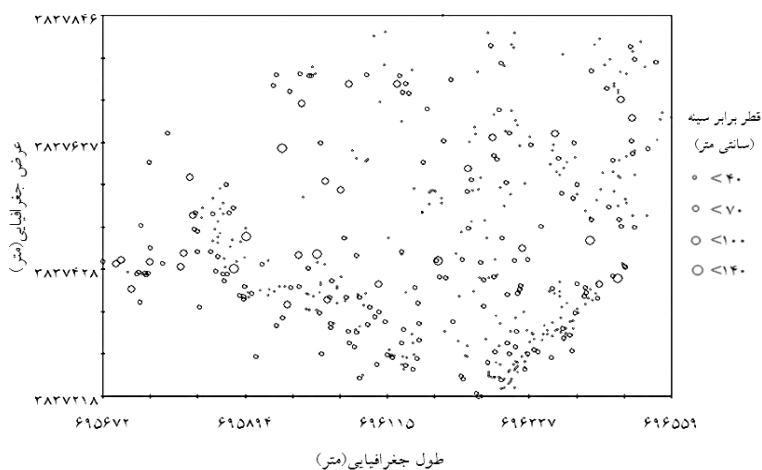
ابتدا نرمال بودن داده‌ها با استفاده از آزمون کولموگروف-اسمیرنوف بررسی و مشاهده شد که داده‌ها نرمال نبوده و چوله به راست هستند (شکل ۲). همان‌طور که مشاهده می‌شود به علت تخریب زادآوری در دهه‌های اخیر، در طبقات قطری کم‌تر از ۱۵ سانتی‌متر هیچ درختی وجود ندارد. خلاصه آماری داده‌ها در جدول ۱ آورده شده است. در شکل ۳ پراکنش درختان با کلاسه‌بندی قطری متفاوت در سطح توده نمایش داده شده است. مشاهده می‌شود که در بعضی نقاط تراکم درختان بیش‌تر و همچنین قطر آن‌ها کم‌تر است و برعکس درختان قطور معمولاً در مناطق با تراکم کم‌تر دیده می‌شوند.

جدول ۱- آماره‌های مربوط به متغیر قطر برابر سینه (سانتی‌متر).

متغیر	میانگین	حداقل	حداکثر	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی	ضریب تغییرات (درصد)
DBH	۴۸/۸۶	۱۶	۱۴۰	۱۹/۴	۱/۳۶	۲/۸۴	۴۰
Ln (DBH)	۳/۸۱	۲/۷۷	۴/۹۴	۰/۳۷	۰/۱۲	۰/۰۹	۹/۷



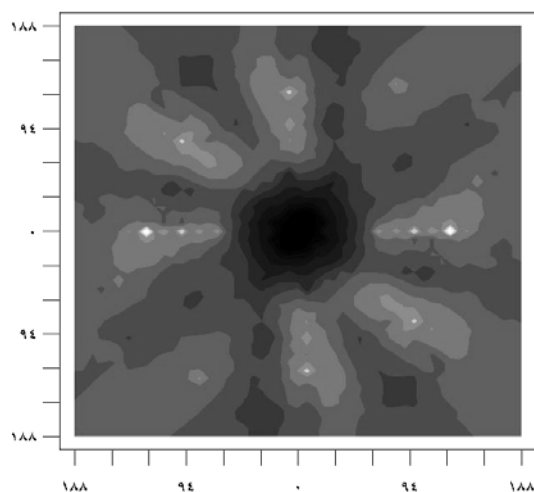
شکل ۲- فراوانی تعداد در طبقات قطری در ۵۵ هکتار (جمع مشاهدات: ۴۵۱ درخت).



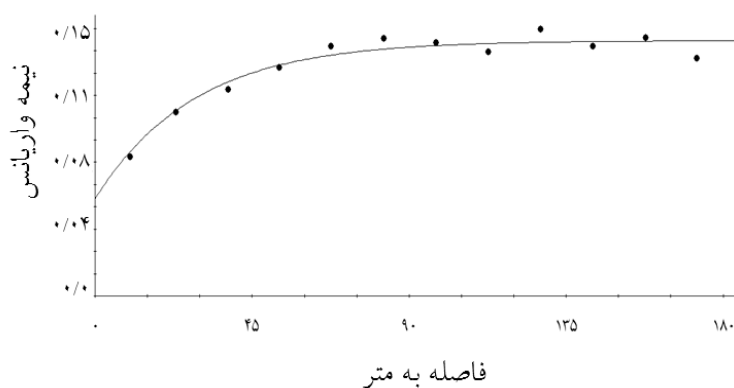
شکل ۳- پراکنش درختان مشاهده شده در توده در کلاس‌های قطری مختلف.

واریوگرافی: بررسی‌های مربوط به ناهم‌سان‌گردی واریوگرام با استفاده از واریوگرام سطحی^۱ نشان داد که علایمی از ناهم‌سان‌گردی برای متغیر قطر برابر سینه وجود ندارد (شکل ۴). بنابراین از واریوگرام چندجهته استفاده شده و سپس از مدل نمایی برای برازش آن استفاده شد (شکل ۵).

1- Surface Variogram



شکل ۴- واریوگرام سطحی برای بررسی ناهم‌سان‌گردی.



شکل ۵- واریوگرام تجربی و مدل نمایی برازش شده.

نتایج نشان داد که متغیر قطر برابر سینه براساس مدل ارایه شده با مشخصه‌های ارایه شده در جدول ۲ دارای ساختار مکانی متوسط (۶۲ درصد) می‌باشد. فرمول مدل نمایی به شکل زیر است:

$$\gamma(h) = C(1 - e^{-\frac{h}{a}}) \quad (9)$$

که در آن، C : سقف واریوگرام، a : دامنه تأثیر و $\gamma(h)$: مقدار واریوگرام به‌ازای طول گام (h) می‌باشد که مقادیر آن‌ها در جدول ۲ آورده شده است.

مرتضی پوررضا و همکاران

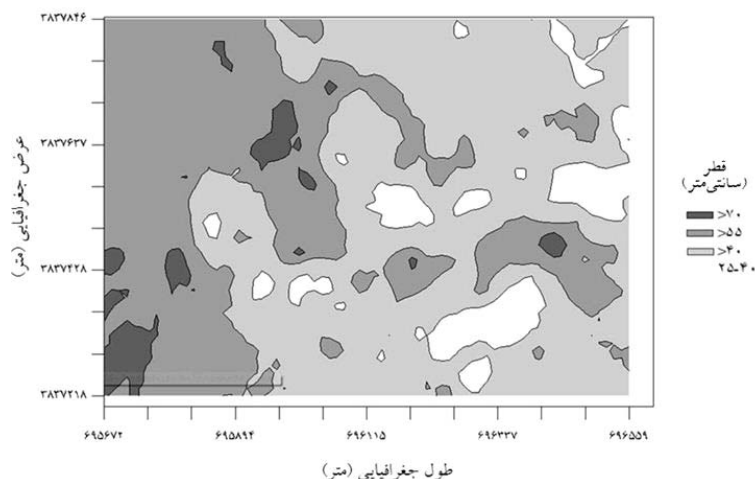
جدول ۲- مشخصه‌های واریوگرام و مدل نمایی برازش داده شده.

متغیر	مدل	اثر قطعه‌ای	طول گام (متر)	سقف	دامنه تأثیر (متر)	ساختار مکانی (درصد)
Ln (DBH)	نمایی	۰/۰۵۵	۱۵	۰/۱۴۵	۸۵/۲	۶۲

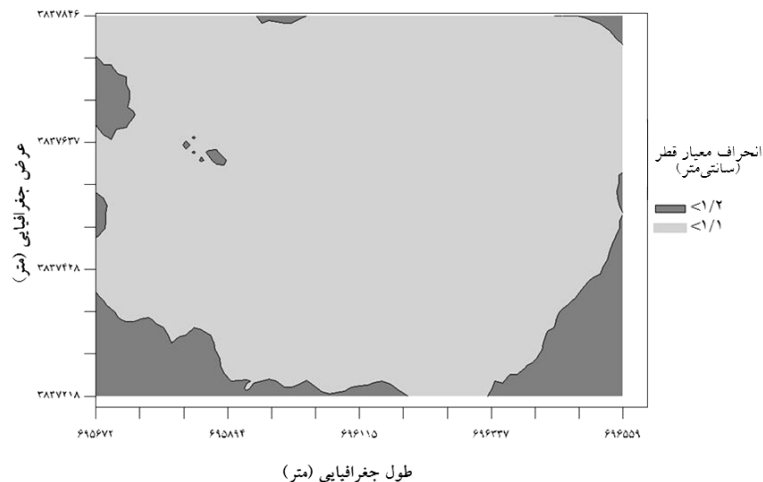
کریجینگ: از کریجینگ معمولی و به روش بلوکی برای تولید نقشه پراکنش مکانی قطر برابر سینه در این توده استفاده شد (شکل ۶). همچنین در شکل ۷ نیز نقشه انحراف معیار توزیع قطر برابر سینه برآورد شده با استفاده از کریجینگ آورده شده است. با توجه به این که برای نرمال کردن داده‌ها از تبدیل لگاریتمی (Ln) استفاده شده بود، پس از برآورد آماری نتایج از حالت لگاریتمی به حالت معمولی برگشت داده شد. نتایج کمی به دست آمده در جدول ۳ آورده شده است. برای کنترل اعتبار نتایج به دست آمده از ارزیابی مقاطع استفاده شد که نتایج به دست آمده در جدول ۳ و شکل ۸ خلاصه شده است.

جدول ۳- نتایج مربوط به درونیابی کریجینگ و کنترل اعتبار آن.

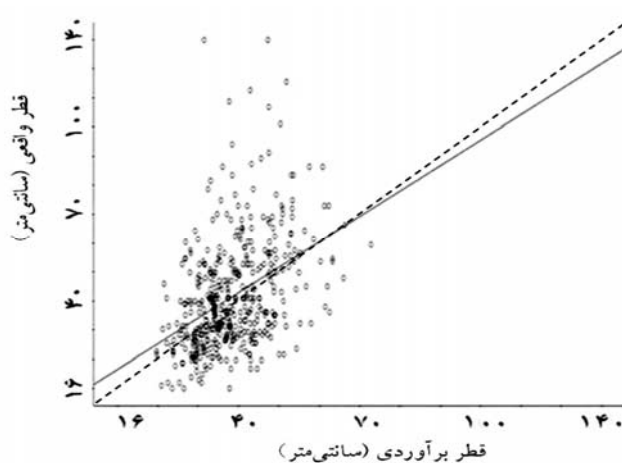
متغیر	میانگین	حداقل	حداکثر	انحراف معیار	ضریب تغییرات (درصد)	MAE	MBE	RMSE
DBH	۴۵/۴	۲۵/۵	۸۱	۹/۳	۲۰/۴	۱۲/۸	۳/۱	۱۷/۹



شکل ۶- نقشه توزیع مکانی قطر برابر سینه با استفاده از کریجینگ.



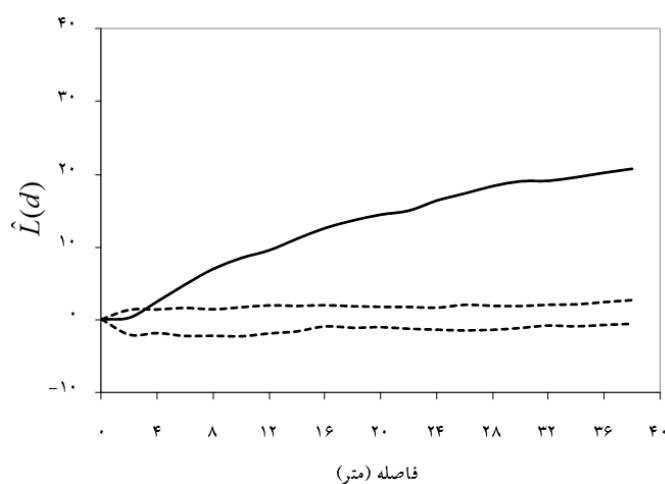
شکل ۷- نقشه انحراف معیار برای توزیع برآوردی قطر برابر سینه.



شکل ۸- نتایج مربوط به ارزیابی متقاطع برای داده‌های واقعی (محور عمودی) در مقابل داده‌های برآورد شده (محور افقی).

الگوی مکانی: نتایج به‌دست آمده از بررسی الگوی مکانی درختان نشان داد که مقادیر برآوردی برای $\hat{L}(d)$ در شعاع کوچک‌تر از ۴ متری در بین خطوط حدود اعتماد مونت‌کارلو قرار گرفته و نشان‌دهنده الگوی تصادفی است (شکل ۹). در حالی که بعد از ۴ متر مقادیر برآوردی برای $\hat{L}(d)$ در بالای خطوط

حدود اعتماد مونت کارلو قرار گرفته و نشان‌دهنده الگوی کپه‌ای است. شکل ۹ نشان می‌دهد که با افزایش فاصله، خط مربوط به مقادیر $\hat{L}(d)$ فاصله بیش‌تری از خطوط حدود اعتماد مونت کارلو می‌گیرد که نشان‌دهنده افزایش درجه کپه‌ای است.



شکل ۹- الگوی مکانی درختان بنه با استفاده از تابع استاندارد شده رایلی. خط ممتد نشان‌دهنده مقادیر $\hat{L}(d)$ و خطوط بریده حدود اعتماد مونت کارلو هستند.

بحث

گونه بنه از مهم‌ترین گونه‌های جنگل‌های زاگرس به‌شمار می‌رود که از نظر اقتصادی برای روستاییان این منطقه از ارزش زیادی برخوردار است. این گونه با ارزش به‌علت تخریب زادآوری در بیش‌تر مناطق پایداری خود را از دست داده است به‌طوری‌که ساختار قطری در این مناطق از حالت طبیعی (نمایی منفی یا کاهنده) خارج شده و طبقات میانی در منحنی پراکنش آن‌ها دارای بیش‌ترین فراوانی است (ابراهیمی‌رستاقی و همکاران، ۲۰۰۳؛ پوررضا و همکاران، ۲۰۰۸). در این پژوهش نیز منحنی پراکنش قطری توده نشان داد که برخلاف منحنی پراکنش قطری توده‌های طبیعی (نمایی منفی) به شکل زنگوله‌ای چوله به راست درآمد است (جدول ۱، چولگی: ۱/۳۶) و طبقات قطری میانی فراوان‌ترین هستند.

یکی از مهم‌ترین ویژگی‌های مورد بررسی در ساختار قطری جنگل آگاهی از چگونگی قرار گرفتن درختان با طبقات قطری مختلف در کنار یکدیگر است. از آنجا که آمار کلاسیک ناتوان از بیان ارزش مکانی متغیرها است در این پژوهش برای نشان دادن و بیان کردن حضور درختان با کلاسه‌های قطری مشابه در کنار یکدیگر و دخالت دادن ارزش مکانی آن از روش آمار مکانی استفاده شد. نتایج استفاده از آمار مکانی نشان داد که متغیر قطر برابر سینه درختان در این توده با طول گام ۱۵ متر و دامنه مؤثر ۸۵/۲ متر دارای ساختار مکانی متوسطی است. نتایج به‌دست آمده از الگوی پراکنش مکانی نیز تأییدکننده وجود ساختار مکانی برای درختان بنه بود. به‌طوری‌که الگو در فواصل کم (کم‌تر از ۴ متر) به‌صورت تصادفی بوده ولی در فواصل بیش‌تر به‌سمت کپه‌ای می‌رود. وجود الگوی کپه‌ای نشان‌دهنده وجود همبستگی مکانی مثبت بین درختان است (روزاز و همکاران، ۲۰۰۹).

نتایج استفاده از درونیابی کریجینگ نشان داد که درختان با قطر بیش از ۱۰۰ سانتی‌متر و قطر متر از ۲۵ سانتی‌متر نمایش داده نشدند. دلیل آن را می‌توان در خاصیت نرم‌کنندگی این روش جستجو کرد (یاماموتو، ۲۰۰۵). البته قابل ذکر است که هنگام تبدیل داده‌ها و برگرداندن آن‌ها همواره خطاهایی صورت می‌گیرد که در این‌جا نیز داده‌ها تحت تأثیر این خطاها بودند (یاماموتو، ۲۰۱۰).

پژوهش‌های انجام شده در مورد وجود ساختار مکانی متغیرهای مورد بررسی در جنگل نتایج متفاوتی را ارائه داده‌اند و بدیهی است که نتایج به‌دست آمده کاملاً وابسته به نوع و ساختار جنگل می‌باشد. به‌طوری‌که پژوهش‌های انجام شده در این زمینه نشان دادند که در جنگل‌های حزری برای متغیرهای حجم، رویه زمینی و تراکم ساختار مکانی ضعیفی مشاهده شد (اخوان و همکاران، ۲۰۰۶؛ اخوان و همکاران، ۲۰۱۰). اما پژوهش‌هایی که در جنگل‌های هم‌سال انجام شده بر این دلالت دارد که به‌دلیل وجود ساختار مکانی استفاده از کریجینگ از دقت بالایی برای بیان موجودی برخوردار است (اخوان و کلاین، ۲۰۰۹). هر چند که طبق گزارش‌ها وجود ساختار مکانی در جنگل‌های هم‌سال سوزنی‌برگ بیش‌تر از جنگل‌های هم‌سال پهن‌برگ است (گونارسون و همکاران، ۱۹۹۸). قابل ذکر است که روش جمع‌آوری اطلاعات در پژوهش‌های ذکر شده با این پژوهش متفاوت بود. زیرا در پژوهش‌های ذکر شده از قطعات نمونه استفاده شده که هر قطعه نمونه سطح معینی داشته و شامل مجموعه‌ای از درختان بوده ولی در این پژوهش هر درخت به‌عنوان یک نمونه و قطر برابر سینه آن به‌عنوان متغیر ناحیه‌ای در نظر گرفته شد.

آنچه که در نتایج به دست آمده از این پژوهش مهم است این است که وجود ساختار مکانی در این توده به صورت طبیعی نبوده و تأثیر عوامل تخریب در به وجود آمدن این ساختار مؤثر بوده است. همان طور که گفته شد درختان موجود در این توده به علت مقدس بودن آن‌ها برای مردم منطقه هیچ‌گاه مورد قطع و حتی بهره‌برداری قرار نگرفته‌اند. همچنین نبود درختان با قطر زیر ۱۶ سانتی‌متر نشان‌دهنده این است که در این توده سالیان زیادی است که زادآوری مستقر نشده است. به طور کلی از یک طرف حضور نداشتن درختان با قطر کم‌تر از ۱۶ سانتی‌متر و از طرف دیگر حضور درختان با قطر کم‌تر از ۴۰ سانتی‌متر فقط در مناطق سنگی و بین سنگ‌ها باعث وجود این ساختار مکانی شده است. از این رو بالا بودن خطاهای برآورد شده برای نتایج درون‌یابی کریجینگ نیز ناشی از حضور تک درختان قطور در میان درختان با قطر کم‌تر در مناطق سنگی و در نتیجه اختلاف زیاد مقدار واقعی متغیر در آن نقطه با مقدار واقعی آن می‌باشد.

نتایج این پژوهش با نتایج به دست آمده از پژوهش‌های قبلی که در یک توده که حدود ۱۰۰ سال تحت چرای دام بوده و بیش‌تر درختان در طبقات قطری ۹۰-۲۰ سانتی‌متر بودند قابل مقایسه است. در این توده که جزو جنگل‌های مدیترانه‌ای اسپانیا بود، ساختار مکانی قطر درختان ۸۷ درصد گزارش شد. نتایج این پژوهش بر این تأکید دارد که تغییرات مکانی قطر درختان کاملاً به مدیریت‌های قبلی اعمال شده در توده‌ها بستگی دارد (روزاز و همکاران، ۲۰۰۹). همچنین در پژوهش دیگری در یک جنگل مسن ساختار مکانی از ۹۲-۷۸ درصد گزارش شده است (بایندای و همکاران، ۱۹۹۴).

بر اساس مطالعات انجام شده توده‌های بنه در جنگل‌های زاگرس مانند جنگل‌های ناهم‌سال دارای منحنی پراکنش قطری نمایی منفی هستند ولی به دلیل تخریب زادآوری و کاهش و حتی وارد نشدن نهال‌ها به طبقات قطری بالاتر باعث شده تا فراوانی درختان در طبقات قطری پایین‌تر کاهش یافته و منحنی پراکنش قطری به منحنی نرمال نزدیک شده و مانند توده‌های هم‌سال شود (ابراهیمی‌رستاقی و همکاران، ۲۰۰۳؛ پوررضا و همکاران، ۲۰۰۸). به عبارت دیگر اگر زادآوری به طور طبیعی در این توده مستقر می‌شد، انتظار می‌رفت که درختان با قطرهای مختلف در کنار یکدیگر دیده شوند و شاید دیگر ساختار مکانی خاصی برای متغیر قطر دیده نمی‌شد. عوامل مؤثر بر وجود ساختار مکانی را در این توده می‌توان به دو دسته تقسیم نمود: ۱- عوامل بیرونی مانند تخریب بستر بذر و استقرار نداشتن نهال در اثر حضور انسان و انجام فعالیت‌های کشاورزی و تردد مداوم دام و در نتیجه تغییر ساختار قطری توده، ۲- عوامل درونی که مربوط به نوع جنس بستر مانند صخره‌ای بودن و یا خاکی بودن آن می‌شود.

به‌طوری‌که در بررسی‌های صحرائی مشاهده شد که درختان کم‌قطر بیش‌تر در مناطق صخره‌ای و برعکس درختان قطور بیش‌تر در مناطق خاکی و غیرصخره‌ای وجود دارند. باید توجه داشت که تأثیر جنس بستر به وجود عوامل بیرونی بستگی داشته و اگر عوامل تخریب بیرونی نبود، تأثیر جنس بستر خیلی مهم نبود. همان‌طور که گفته شد در جاهایی که بستر خاکی و کم‌شیب بود معمولاً دیم‌کاری انجام شده و از طرفی برای دام کاملاً در دسترس بوده است و در نتیجه تخریب بستر، نهال توانایی استقرار را در این جاها نداشته است. بنابراین وجود عوامل تخریب بیرونی باعث شده است که مناطق صخره‌ای تا مدت‌ها به‌عنوان پناهی برای زادآوری باشند که امروزه به‌صورت درختان کم‌قطرتر در این مناطق دیده می‌شوند. با جمع‌بندی موارد گفته شده می‌توان پیشنهاد داد که با توجه سنگ و صخره‌ای بودن کوه‌های زاگرس، به‌منظور احیاء این گونه ارزشمند از وجود سنگ‌ها به‌عنوان پناهگاهی برای نهال‌ها در هنگام اجرای عملیات بذر یا نهال‌کاری استفاده شود.

منابع

1. Akhavan, R., Zobeiri, Zahedi Amiri, Gh. and Mandallaz, D. 2006. Spatial Structure and Estimation of Forest Growing Stock Using Geostatistical Approach in the Caspian Region of Iran. Iran. J. Natur. Resour. 59: 89-102. (In Persian)
2. Akhavan, R. and Kleinn, C. 2009. On the potential of kriging for estimation and mapping of forest plantation stock (Case Study: Beneshki plantation). Iran. J. Forest and Pop. Res. 17: 2. 303-318. (In Persian)
3. Akhavan, R., Zahedi Amiri, Gh. and Zobeiri, M. 2010. Spatial variability of forest growing stock using geostatistics in the Caspian region of Iran. Caspian J. Environ. Sci. 8: 1. 43-53.
4. Biondi, F., Myers, D.E. and Avery, C.C. 1994. Geostatistically modeling stem size and increment in an old-growth forest. Can. J. For. Res. 24: 7. 1354-1368.
5. Covelo, F. and Gallardo, A. 2009. Changes in the spatial structure of oak carbon-based secondary compounds after pine harvesting. J. Forest Ecol. and Manage. 258: 11. 2511-2518.
6. Cressie, N.A.C. 1993. Statistics for spatial data. John Willy and Sons, Inc., New York, 900p.
7. Diggle, P.J. 2003. Statistical Analysis of Spatial Point Patterns. Hodder Arnold, London, England.
8. Ebrahimi, R.M., Latifi, G. and Bodaghy, E. 2003. The role of *Pistacia atlantica* in forest management of outside Caspian area of Iran. Iran. J. Forest and Pop. Res. a Special Issue: The Second National Symposium on Wild Pistachio, 333: 518-542. (In Persian)

9. Fengpeng, H., Wei, H., Jiyong, Z., Feng, D. and Xingchang, Z. 2010. Spatial variability of soil organic carbon in a catchment of the Loess Plateau. *Acta Agriculturae Scandinavica, Section B-Plant Soil Science*, 60: 2. 136-143.
10. Freeman, E.A. and Moisen, G.G. 2007. Evaluating kriging as a tool to improve moderate resolution maps of forest biomass, *Environmental Monitoring and Assessment*, 128: 1-3. 395-410.
11. Gamma Design. 1995. *GS⁺: Geostatistical software the agronomic and biological sciences*. Plainwell, Michigan.
12. Ganawa, E.S.M. and Mohammad Sharif, A.R. 2003. Spatial variability of total nitrogen and available phosphorus of large rice field in Swah Sepadan Malaysia, *Sci. Asia J.* 29: 7-12.
13. Goovaerts P. 1997. *Geostatistics for Natural Resources Evaluation*. Oxford University, New York, 483p.
14. Gunnarsson, F., Holm, S., Holmgren, P. and Thuresson, T. 1998. On the potential of kriging for forest management planning. *Scandinavian J. Inv. Forest Res.* 13: 2. 237-245.
15. Hassani Pak, A.A. 1998. *Geostatistics*. University of Tehran, Tehran, 340p. (In Persian)
16. Madani, H. 1995. *Introduction to Geostatistics*, Amirkabir University publishing, 656p. (In Persian)
17. McLachlan, J.S., Foster, D.R. and Menalled, F. 2000. Anthropogenic ties to late-successional structure and composition in four New England hemlock stands. *Ecology*, 81: 3. 717-733.
18. Mohamadi, J. 2006. *Pedometry (Geostatistic)*. Pelk, Tehran, 436p. (In Persian)
19. Pourreza, M., Shaw, D.J. and Zangeneh, H. 2008. Sustainability of wild pistachio *Pistacia atlantica* Desf.) in Zagros forests, Iran. *For. Ecol. Manage.* 255: 11. 3667-3671.
20. Ripley, B.D. 1981. *Spatial Statistics*. Wiley, New York, 252p.
21. Ripley, B.D. 1988. *Statistical Inference for Spatial Processes*. University Press, Cambridge, 148p.
22. Rothery, P. 1988. A cautionary note on data transformation: bias in back-transformed means, *Bird Study*, 35: 3. 219-221.
23. Rozas, V., Zas, R. and Solla, A. 2009. Spatial structure of deciduous forest stands with contrasting human in Xuence in northwest Spain. *Euro. J. Forest Res.* 128: 3. 273-285.
24. Schabenberger, O. and Gotway, C.A. 2005. *Statistical methods for spatial data analysis*. Chapman & Hall/CRC, Boca Raton, 140p.
25. Sokouti-Oskoe, R., Mahdian, M.H. and Mahmoodi, Sh. 2008. Comparing the applicability of some geostatistic methods to predict the variability of soil salinity, a case study of Uromieh plain. *J. Pajouhesh & Sazandegi*, 74: 90-98.

26. Tesfamichael, S.G., Ahmed, F., Aardt, Van, J.A.N. and Blakeway, F. 2009. Semivariogram approach for estimating stems per hectare in Eucalyptus grandis plantations using discrete-return lidar height data. *J. Forest Ecol. and Manage.* 258: 1188-1199.
27. Wackernagel, H. 2002. *Multivariate geostatistics*, Springer Press, 387p.
28. Webster, R. and Oliver, M.A. 2001. *Geostatistics for environmental scientists*, John Wiley and Sons, Ltd., Chichester, UK, 271p.
29. Wolf, A. 2005. Fifty year record of change in tree spatial patterns within a mixed deciduous forest. *For Ecol. Manage.* 215: 212-223.
30. Yamamoto, J.K. 2005. Correcting the Smoothing Effect of Ordinary Kriging Estimates. *Mathematical Geology*, 37: 1. 69-94.
31. Yamamoto, J.K. 2010. Backtransforming Rank Order Kriging Estimates. *Geol. USP, Sér. cient.* 10: 2. 101-115.



Gorgan University of Agricultural
Sciences and Natural Resources

J. of Wood & Forest Science and Technology, Vol. 19 (3), 2012
<http://jwfst.gau.ac.ir>

Spatial variations of diameter of *Pistacia atlantica* (Desf.) trees in Zagros area (Case Study: Pirkashan, Kermanshah)

***M. Pourreza¹, S.M. Hosseini² and A.A. Zohrevandi³**

¹Ph.D. Student, Faculty of Natural Resources, Tarbiat Modares University,

²Associate Prof., Faculty of Natural Resources, Tarbiat Modares University,

³Scientific Member of Kermanshah Agricultural and Natural Resources Research Center

Received: 2011/02/08; Accepted: 2012/09/25

Abstract

In order to better identify the structure of *Pistacia atlantica* stands in Zagros forests, diameter structure was analyzed using geostatistics technique in a pure stand of *Pistacia atlantica*. For this purpose all the trees in the stand were mapped and their stem diameters were measured at breast height. Diameter distribution showed that more than 90% of trees belong to diameter classes 25 to 80 cm. Furthermore, no tree was observed with the DBH<16 cm because of unsuccessful establishment of regeneration during the last decades. An omnidirectional variogram was used to variography because of the no sign of anisotropy. An exponential model was fitted to the experimental variogram and then estimations were made using ordinary kriging. Ripley's *K* function was used to survey trees spatial pattern. Results indicated an average spatial structure for DBH in this stand with lag distance 15 m and effective range 85.2 m. The spatial pattern of trees was aggregated confirming the positive correlation between trees. It implied that unsuccessful establishment of regeneration and the quality of seedbed resulted in the existing of this spatial structure. Because on one hand there was no tree with DBH<16 cm and on the other hand trees with DBH<40 cm were just observed in rocky places between stones.

Keywords: Geostatistics, Kriging, *Pistacia atlantica*, Spatial structure, Variogram

* Corresponding Author; Email: p_morteza@yahoo.com

