

روش‌های مناسب در تحلیل الگوی مکانی درختزارهای ناهمگن بنه (*Pistacia atlantica* Desf.) در زاگرس

سیدیوسف عرفانی‌فرد* و فروغ رضائیان^۱

(تاریخ دریافت: ۱۳۹۳/۶/۳؛ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۳/۹/۹)

چکیده

الگوی مکانی در جنگل روابط متقابل درختان با یکدیگر و با محیط اطرافشان را آشکار می‌سازد. ساختار مکانی درختان در بوم‌سازگان جنگل متأثر از ناهمگنی محیط بوده که منجر به توزیع ناهمگن آنها می‌شود. این پژوهش با هدف بررسی روش‌های مناسب تحلیل الگوی مکانی درختزارهای ناهمگن بنه در زاگرس انجام شد. یک توده خالص ۴۰ هکتاری از درختان بنه (*Pistacia atlantica* Desf.) در جنگل تحقیقاتی بنه استان فارس برای این منظور انتخاب شد. آزمون نیکویی برازش کولموگروف-اسمیرنف فرایند نقطه‌ای پواسون ناهمگن نشان داد که توزیع درختان بنه به‌طور معنی‌داری (در سطح خطای ۰/۰۵) ناهمگن بود. تابع‌های K راپیلی، L و G ناهمگن در کنار شکل‌های همگن آنها به‌کار رفتند. توابع K راپیلی و L ناهمگن نشان دادند که درختان بنه در ابتدا الگوی کپه‌ای داشتند و سپس به‌طور پراکنده توزیع پیدا کردند، درحالی‌که تابع G نه تنها این نتایج را نمایش داد بلکه نحوه تغییرات جزئی را در مقیاس مکانی به‌خوبی نشان داد. نتایج توابع نامناسب همگن در منطقه مورد مطالعه نشان داد که هر سه تابع الگوی کپه‌ای اولیه درختان را شدیدتر از آنچه هست و الگوی پراکنده آنها را به‌صورت کپه‌ای بیان کردند. به‌طور کلی، نتیجه‌گیری شده که در تحلیل الگوی مکانی درختان ناهمگن بنه در منطقه مورد مطالعه باید از توابع ناهمگن استفاده نموده و توصیه می‌شود با توجه به اطلاعات جزئی ارائه شده توسط تابع G ، استفاده از آن توسعه بیشتری یابد.

واژه‌های کلیدی: الگوی مکانی، بنه، توابع ناهمگن، زاگرس، ناهمگنی

۱. گروه منابع طبیعی و محیط زیست، دانشکده کشاورزی، دانشگاه شیراز، شیراز
*: مسئول مکاتبات، پست الکترونیکی: erfani@shirazu.ac.ir

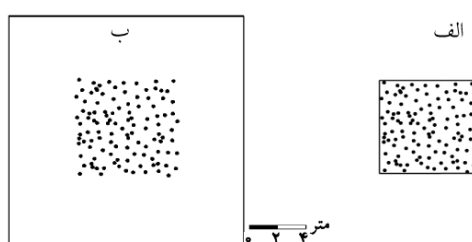
مقدمه

از آنجایی که توزیع مکانی درختان اطلاعات ارزشمندی در مورد پویایی بوم‌سازگان جنگل، رقابت درون و بین‌گونه‌ای درختان در این بوم‌سازگان، بسیاری از پژوهش‌های بوم‌شناسی در سالهای اخیر بر شناسایی این موضوع تمرکز دارند (۲۰). موقعیت مکانی یک درخت نتیجه عوامل مختلف زیست‌شناختی یک توده جنگلی است و بنابراین این ویژگی نه تنها یک مشخصه مهم مکانی بوده، بلکه یکی از مشخصات کمی اصلی درختان در جنگل نیز است (۸). یکی از اهداف اصلی در تحلیل الگوی مکانی درختان در بوم‌سازگان جنگل کشف روابط معنی‌دار بیشتر بین درختان و محیط زیست آنها و همچنین، آزمون فرضیات بوم‌شناسی وابسته به مکان است (۱۱، ۱۳ و ۲۰). یکی از اساسی‌ترین انواع داده‌های مکانی، الگوهای نقطه‌ای (Point patterns) هستند که مجموعه‌ای از موقعیت‌های ثبت شده در یک محدوده معین می‌باشند.

اخیراً در تحلیل الگوهای نقطه‌ای مکانی در بوم‌شناسی روش‌های تعیین پراکنش مکانی الگوهای نقطه‌ای به سه نوع اصلی تجزیه و تحلیل کوادرات، روش‌های نزدیکترین همسایه و تابع K راپلی (و مشتقات آن) تقسیم‌بندی می‌شوند (۱۸). از بین روش‌های مورد اشاره، تابع K راپلی و مشتقات آن بیش از سایر روش‌ها توسعه یافته و در مطالعات داخل (۱، ۳ و ۷) و خارج از کشور (۸، ۱۰ و ۲۲) برای اهداف مختلف در مطالعات جنگل مورد استفاده قرار گرفته‌اند. این در حالی است که تابع g کمتر در مطالعات جنگل به‌خصوص داخل کشور موردتوجه قرار گرفته و به‌ندرت استفاده شده است. اگرچه تابع g که نوعی تابع تراکم احتمال (Probability density function) است، در مقایسه با تابع K راپلی و مدل تبدیل شده آن (تابع L)، در تشخیص الگوهای مکانی با تغییر مقیاس بسیار قوی‌تر است (۱۴، ۱۷، ۱۸ و ۲۴). بنابراین ضروری به‌نظر می‌رسد که این روش نیز در کنار سایر روش‌ها در تحلیل الگوی مکانی درختان در جنگل مورد استفاده قرار گرفته و توسعه یابد. علاوه بر رقابت درون و بین گونه‌ای و همچنین دیگر عوامل محیطی

مهم؛ این‌که الگوی مکانی درختان در یک توده جنگلی، پراکنده، تصادفی و یا کپه‌ای باشد به مقیاس مطالعه نیز بسیار وابسته است (۱۶ و ۱۸). تغییر مقیاس سنجش پراکنش مکانی درختان و اندازه محدوده مورد مطالعه ممکن است نتایج متفاوتی در یک الگوی مکانی مشابه ارائه دهد (۱۴ و ۱۶) چنان‌چه باتوبه و همکاران (۳) به‌خوبی این موضوع را در مورد گونه برودار در جنگل‌های زاگرس نشان دادند. همچنین در شکل ۱ مشاهده می‌شود مجموعه‌ای از نقاط در یک محدوده کوچک (۵۰ مترمربع) (شکل ۱-الف) دارای پراکنش مکانی به شدت پراکنده (مقدار شاخص نزدیک‌ترین همسایه $1/57$ و مقدار Z برابر با $11/62$) هستند در حالی که همین مجموعه از نقاط در یک محدوده بزرگتر (۳۰۰ مترمربع) (شکل ۱-ب) دارای الگوی مکانی به‌شدت کپه‌ای (مقدار شاخص نزدیک‌ترین همسایه $0/64$ و مقدار Z برابر با $-7/24$) می‌باشند.

بنابراین در انتخاب مقیاس مطالعه، باید دقت لازم را صرف نمود زیرا انتخاب مساحت نامناسب منجر به شناسایی نادرست نحوه پراکنش درختان می‌گردد (۱۴ و ۱۸). با افزایش سطح محدوده مورد مطالعه، تغییرات عوامل محیطی (مانند ویژگی‌های فیزیکی و شیمیایی خاک) اجتناب‌ناپذیر شده و در نتیجه این ناهمگنی، درختان نیز به‌طور ناهمگن در عرصه موردنظر توزیع می‌یابند (۱۷). این موضوع، بر روش‌های تحلیل الگوی نقطه‌ای مکانی تاثیر بسیاری داشته به‌نحوی که نتایج حاصل از آنها گاه در تناقض با یکدیگر می‌گردند. تاثیر ناهمگنی محیطی و در نتیجه آن، ناهمگنی پراکنش درختان در جنگل بر روش‌های مهم تحلیل الگوی مکانی (تابع K راپلی، L و g) در اغلب مطالعات موردتوجه قرار نگرفته است. همچنین راهکارهای رفع این مسئله نیز تاکنون کمتر موردتوجه قرار گرفته است (۱۴ و ۱۸). از آنجایی که محیط جنگل بسیار ناهمگن بوده و از نقطه‌ای به نقطه دیگر در حال تغییر است و در نتیجه درختان نیز به‌طور ناهمگن توسعه می‌یابند (۱۷)، بررسی تاثیر ناهمگنی توزیع درختان بر کارایی روش‌های متداول تحلیل الگوهای مکانی و همچنین یافتن روش‌های مناسب برای این موضوع



شکل ۱. تاثیر مقیاس بررسی الگوی مکانی روی یک مجموعه از نقاط که در یک محدوده کوچک (الف)، دارای توزیع پراکنده و در یک محدوده بزرگ (ب)، دارای الگوی پراکنده هستند (شکل از نگارندگان)

مطالعه، جنگل تحقیقاتی بنه فیروزآباد استان فارس با مساحتی بالغ بر ۹۳۷۴ هکتار در جنوب غربی استان و با طول جغرافیایی $29^{\circ} 30'$ تا $52^{\circ} 40'$ شرقی و عرض جغرافیایی $29^{\circ} 15'$ تا $29^{\circ} 30'$ شمالی انتخاب شد (۲). بخشی از این جنگل تحقیقاتی با وسعت ۴۰ هکتار انتخاب گردید که در آن ۴۳۱ درخت بنه با پراکنش خالص و با میانگین تعداد در هکتار ۱۰/۸ وجود دارند.

روش کار

بررسی ناهمگنی درختان بنه

پیش از تحلیل الگوی مکانی درختان در یک عرصه، باید نحوه توزیع آنها را مورد ارزیابی قرار داد و تاثیر تغییرات محیطی بر آنها را بررسی نمود (۱۴ و ۱۸). یکی از راه‌های انجام این کار آزمون آماری کولموگروف-اسمیرنوف است (۱۵). در این تحقیق، پیش از استفاده از روش‌های تحلیل الگوی مکانی و کاربرد تابع G ، توزیع آماری درختان بنه در توده خالص منطقه پژوهش، ارزیابی شد. نیکویی برازش توزیع پواسون ناهمگن بر توزیع درختان بنه با استفاده از کولموگروف-اسمیرنوف آزمون شد و در صورت همگن بودن توزیع درختان، از تابع‌های همگن و در غیر این صورت از تابع‌های ناهمگن استفاده گردید که در قسمت بعد شرح داده شده‌اند.

روش‌های تحلیل الگوی مکانی

تابع K راپیلی

تابع K که توسط راپیلی (۲۳) برای نخستین بار ارائه شد (رابطه ۱)، متوسط تعداد نقاط مشاهده شده به تعداد نقاط تصادفی مورد انتظار در فاصله r (۱۹۵ متر در این مطالعه) در یک الگوی

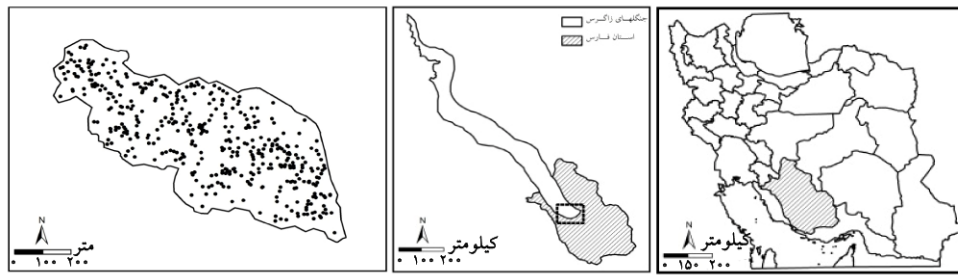
بسیار ضروری و حائز اهمیت است. در پژوهش‌های پیشین بر اهمیت جنگل‌های زاگرس و جایگاه این ناحیه رویشی از دیدگاه بوم‌شناختی و اقتصادی - اجتماعی تاکید فراوان شده است (۱۲ و ۱۹). با توجه به این موضوع، پژوهش حاضر در بخشی از جنگل‌های زاگرس و بر روی گونه بنه (*Pistacia atlantica* Desf.) به‌عنوان دومین گونه مهم در این جنگل‌ها (۴) انجام گرفت.

با توجه به مسائلی که در بالا اشاره شد، این پژوهش با هدف ارائه روش‌های مناسب برای تحلیل الگوی مکانی درختان بنه که به‌طور ناهمگن در جنگل‌های زاگرس پراکنده شده‌اند، انجام گرفت. هدف دیگری که این تحقیق دنبال می‌کند، کاربرد تابع G و تفسیر قابلیت‌های آن به‌عنوان یکی از پرکاربردترین شاخص‌های مطالعه الگوی مکانی درختان در مطالعات اخیر بوم‌شناسی کمی، برای درختان بنه در زاگرس است. هم‌چنین بررسی تاثیر ناهمگنی توزیع درختان بنه بر روش‌های متداول تحلیل الگوی مکانی (تابع‌های K راپیلی، L و G همگن) هدف دیگر این مطالعه است.

مواد و روش‌ها

منطقه مورد مطالعه

جنگل‌های زاگرس به‌طور عمده از گونه‌های بلوط و چند گونه دیگر از قبیل بنه و بادام تشکیل شده‌اند. گونه بنه (*Pistacia atlantica* Desf.) از خانواده Anacardiaceae به‌عنوان یکی از گونه‌های مهم جنگل‌های زاگرس پس از بلوط، نقش بسیار مهمی در تثبیت خاک، جلوگیری از فرسایش، تولید و برداشت میوه و تولید سقز دارد (۲ و ۶). برای انجام این



شکل ۲. توده خالص بنه در جنگل‌های زاگرس و موقعیت آن در استان فارس و ایران.

$$L_{\text{hom}}(r) = \sqrt{\frac{K_{\text{hom}}(r)}{\pi}} \quad [3]$$

مقدار این تابع برای یک الگوی مکانی تصادفی همگن برابر صفر است. بیشتر بودن این تابع از صفر بیانگر الگو مکانی کپه‌ای و کمتر بودن آن نشان‌دهنده الگوی مکانی پراکنده است. در صورتی که آزمون‌های آماری نشان دهند که الگوی مکانی نقاط مورد بررسی همگن نیستند، باید از شکل ناهمگن تابع L استفاده نمود که با استفاده از رابطه ۴ قابل محاسبه است (۱۸ و ۲۴).

$$L_{\text{het}}(r) = \sqrt{\frac{K_{\text{het}}(r)}{\pi}} \quad [4]$$

روند تغییرات و تفسیر نتایج تابع L ناهمگن مانند تابع L همگن است.

تابع g

تابع g علاوه بر اینکه اطلاعات مربوط به دو تابع L و K را دارد، اطلاعات بیشتری از روند تغییرات تراکم در مقیاس فاصله می‌دهند. در یک الگوی نقطه‌ای همگن، مقدار تابع g همگن از رابطه (۵) به دست می‌آید (۱۸).

$$g_{\text{hom}}(r) = \frac{dK_{\text{hom}}(r)}{(2\pi r)(dr)} \quad [5]$$

در رابطه، $dK_{\text{hom}}(r)$ و dr مشتق تابع K همگن و r هستند. مقدار این تابع برای یک الگوی مکانی تصادفی همگن برابر یک است. بیشتر بودن این تابع از یک بیانگر الگو مکانی کپه‌ای و کمتر بودن آن نشان‌دهنده الگوی مکانی پراکنده است. در صورتی که ناهمگنی توزیع نقاط مورد بررسی از طریق آزمون‌های آماری مناسب تایید شود، به جای رابطه (۵) باید از رابطه (۶) استفاده نمود که برای این

نقطه‌ای همگن را بیان می‌کند (۱۴، ۱۸ و ۲۴).

$$K_{\text{hom}}(r) = \frac{a}{n(n-1)} \sum_i \sum_j I(e_{ij}) \quad [1]$$

در این رابطه، $K_{\text{hom}}(r)$ تابع K همگن، r مقدار فاصله از نقطه تصادفی، a مساحت منطقه مورد نظر، n تعداد درختان، I تعداد درختان در فاصله r و e_{ij} روش تصحیح اثر حاشیه‌ای است. در یک الگوی نقطه‌ای تصادفی، $K(r) = \pi r^2$ ؛ برای یک الگوی پراکنده، $K(r) < \pi r^2$ و برای یک الگوی کپه‌ای، $K(r) > \pi r^2$ است. اگرچه در برخی مطالعات (۱ و ۷) از نمایش تغییرات تابع K به دلیل دشواری در تحلیل اجتناب می‌شود، در برخی دیگر از مطالعات (۲۱) نتایج به صورت نمودار ارائه گردیده است. اگر الگوی نقطه‌ای همگن نبوده و روند تغییر مکانی تراکم ثابت نباشد، باید از تابع K ناهمگن ($K_{\text{het}}(r)$) استفاده نمود (رابطه ۲) (۱۸ و ۲۴).

$$K_{\text{het}}(r) = a^{-1} \sum_i \sum_j \frac{I(e(x_i, x_j, r))}{\lambda(x_i)\lambda(x_j)} \quad [2]$$

در این رابطه، $K_{\text{het}}(r)$ تابع K ناهمگن، $e(x_i, x_j, r)$ روش تصحیح اثر حاشیه‌ای متناسب الگوهای ناهمگن، عدد ۱ برای زمانی است که فاصله بین دو نقطه کمتر از مقدار r باشد و اگر بیشتر باشد عدد تغییر می‌کند و $\lambda(x)$ تراکم جفت نقاط (i و j) است. نحوه تغییرات تابع K ناهمگن مانند تابع K همگن است.

تابع L

با توجه به این که تفسیر تابع K دشوار است، بساگ این تابع را تغییر داده و به صورت خطی درآورده است تا بتوان اطلاعات لازم را از آن کسب نمود. برای این موضوع باید از رابطه (۳) استفاده کرد (۱۴).

منظور طراحی شده است (۱۴ و ۱۸).

$$g_{het}(r) = \frac{dK_{het}(r)}{(2\pi r)(dr)} \quad [6]$$

روند تغییرات و تفسیر نتایج تابع g ناهمگن مانند تابع g همگن است.

آزمون آماری نتایج

نتایج هر کدام از روش‌های تحلیل الگوی مکانی (توابع K راپیلی، L و g) باید به لحاظ آماری نیز مورد ارزیابی قرار گیرند که برای این منظور از آزمون مونت کارلو استفاده شد. شبیه سازی با ۱۹۹ بار تکرار و در سطح خطای ۰/۰۵ از طریق آزمون مونت کارلو برای حالت تصادفی توزیع درختان بنه در منطقه پژوهش انجام شد و سه بخش حد بالا، حد پایین و حالت پیش فرض در شرایطی که الگوی مکانی از دو توزیع پواسون همگن و ناهمگن پیروی کنند به دست آمد و روند تغییرات هر یک از تابع‌های تشریح شده با این دامنه در سطح خطای ۰/۰۵ مقایسه آماری شد. لازم به توضیح است که تمام آزمون‌های آماری در نرم افزار MatLab نسخه ۲۰۱۰ انجام شد.

نتایج

نتایج استفاده از آزمون کولموگروف-اسمیرنوف نشان داد که درختان بنه در منطقه مورد مطالعه از توزیع پواسون ناهمگن پیروی می‌کردند (تایید فرض صفر) به نحوی که مقدار آماره D آزمون برابر با ۰/۰۲۹ شده که از مقدار D جدول در سطح خطای ۰/۰۵ درصد (۰/۰۶۹) کمتر بود و هم‌چنین مقدار $(p\text{-value}=0/859)$ نیز این موضوع را تایید نمود. بنابراین در این پژوهش، باید از روش‌های تحلیل الگوی مکانی (تابع‌های K راپیلی، L و g) ناهمگن استفاده نمود.

تابع K راپیلی

شکل ۳-الف و ۳-ب کاربرد تابع K راپیلی ناهمگن با روش رفع اثر حاشیه‌ای راپیلی برای محدوده‌های با شکل نامنظم به منظور تحلیل الگوی مکانی درختان بنه را نشان می‌دهد.

چنانچه در شکل ۳-الف مشخص است، درختان بنه در ۵۰ متر اول به طور معنی‌داری (در سطح خطای ۰/۰۵) دارای الگوی مکانی کپه‌ای بودند، درحالی‌که از فاصله ۱۷۰ متر به بعد تا ۱۹۵ متر دارای الگوی پراکنده شدند (شکل ۲-ب).

شکل ۳-ج نشان می‌دهد که استفاده نامناسب از تابع K همگن برای منطقه مورد مطالعه با توزیع ناهمگن، درختان بنه را به‌طور معنی‌داری (در سطح خطای ۰/۰۵) در ۵۰ متر اول، کپه‌ای تر از آنچه بود (شکل ۳-الف) نمایش داده و از فاصله ۱۷۰ تا ۱۹۵ متری به نادرستی حالت کپه‌ای (شکل ۳-د) را نشان داد در حالی‌که درختان در واقعیت، الگوی پراکنده دارند.

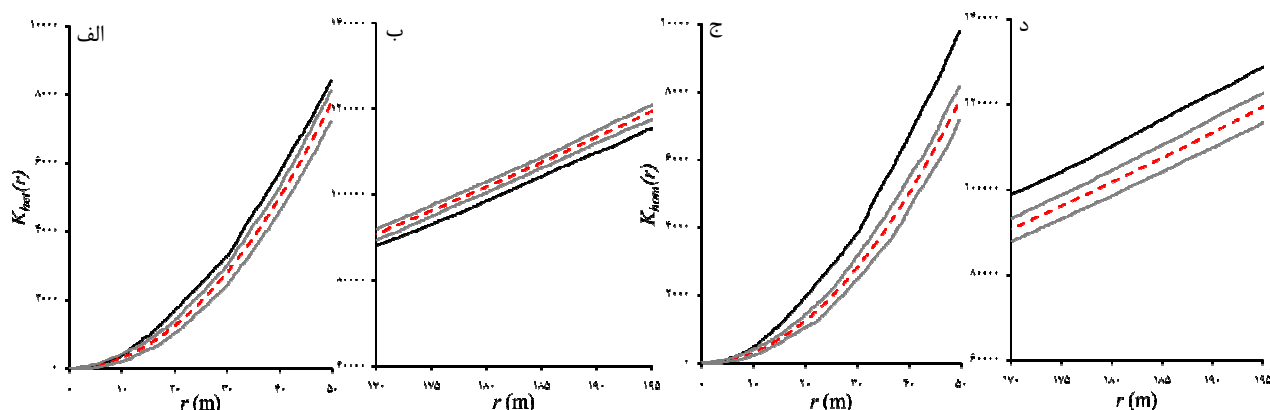
تابع L

شکل ۴-الف و ب نشان دادند که درختان بنه تا فاصله ۱۱ متر به‌طور معنی‌داری (در سطح خطای ۰/۰۵) دارای الگوی مکانی تصادفی بودند ولی پس از آن تا فاصله ۵۰ متری الگوی کپه‌ای دارند (شکل ۴-الف)، درحالی‌که از فاصله ۱۷۰ متر تا ۱۹۵ متر دارای الگوی پراکنده شدند (شکل ۴-ب). بنابراین نتایج حاصل از تحلیل تابع K راپیلی ناهمگن در تابع L ناهمگن نیز تایید شد.

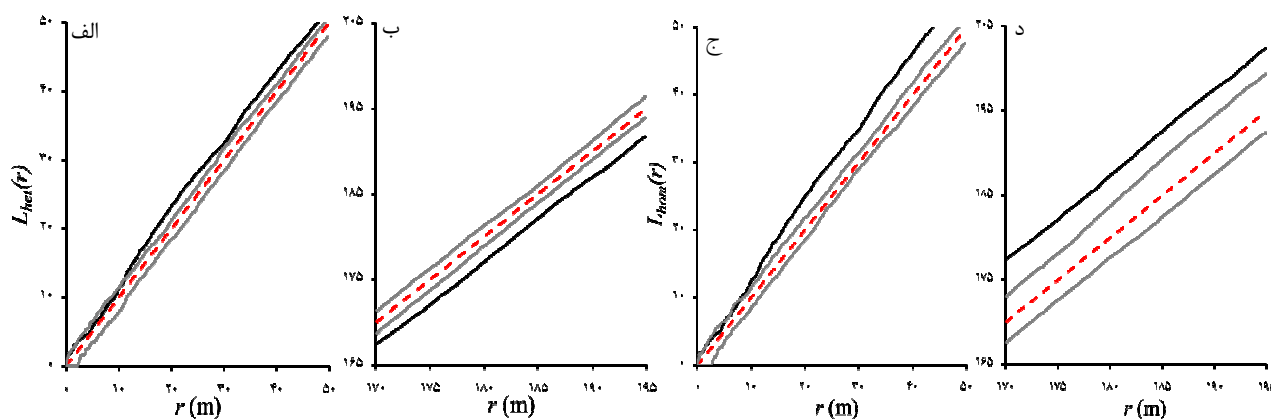
استفاده نامناسب از روش تابع L همگن برای منطقه مورد مطالعه نشان داد که درختان بنه به‌طور معنی‌داری (در سطح خطای ۰/۰۵) تا فاصله ۸ متر دارای الگوی تصادفی بوده و پس از آن تا ۵۰ متر الگوی مکانی کپه‌ای دارند (شکل ۴-ج) که با واقعیت متفاوت است (شکل ۴-الف) و از فاصله ۱۷۰ تا ۱۹۵ متری به نادرستی و برعکس آنچه هست، حالت کپه‌ای (شکل ۴-د) را نشان داد.

تابع g

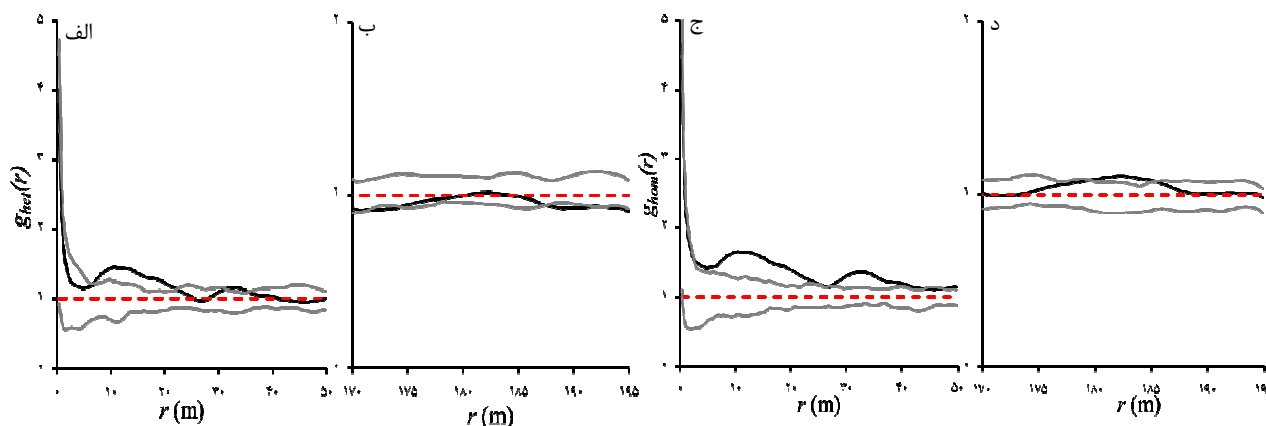
شکل ۵-الف و ۵-ب کاربرد تابع g ناهمگن که با تصحیح اثر حاشیه‌ای به روش مرزی اصلاح شده برای محدوده‌های با شکل نامنظم را نشان می‌دهد. درختان بنه در منطقه پژوهش تا فاصله ۶ متر به‌طور معنی‌داری (در سطح خطای ۰/۰۵) دارای



شکل ۳. نتایج تحلیل الگوی مکانی درختان بنه با تابع K رایلی ناهمگن (الف و ب)، همگن (ج و د)، خط سیاه تابع K مشاهده شده در منطقه، خطوط خاکستری محدوده شبیه سازی مونت کارلو (۱۹۹ بار تکرار) و خط چین حالت تصادفی، پیش فرض است.



شکل ۴. نتایج تحلیل الگوی مکانی درختان بنه با تابع L ناهمگن (الف و ب)، همگن (ج و د)، خط سیاه تابع L مشاهده شده در منطقه، خطوط خاکستری محدوده شبیه سازی مونت کارلو (۱۹۹ بار تکرار) و خط چین حالت تصادفی پیش فرض است



شکل ۵. نتایج تحلیل الگوی مکانی درختان بنه با تابع g ناهمگن (الف و ب)، همگن (ج و د)، خط سیاه تابع g مشاهده شده در منطقه، خطوط خاکستری محدوده شبیه سازی مونت کارلو (۱۹۹ بار تکرار) و خط چین حالت تصادفی پیش فرض است.

مقایسه با توابع K رایبلی و L ، و در نهایت ارائه روش‌های مناسب ارزیابی الگوهای مکانی درختان با توزیع ناهمگن دنبال شد که به تشریح نتایج آنها پرداخته می‌شود.

در نخستین گام، همگنی پراکنش درختان بنه در منطقه مورد مطالعه با استفاده از آزمون نیکویی برازش توزیع پواسون ناهمگن با استفاده از روش کولموگروف-اسمیرنوف بررسی شد. نتایج نشان داد که بین توزیع پواسون ناهمگن و توزیع درختان بنه اختلاف معنی‌داری در سطح خطای ۵٪ وجود نداشته و درختان بنه به‌طور ناهمگن در عرصه پراکنده شده‌اند. نیکویی برازش توزیع پواسون ناهمگن بر درختان بنه نیز مورد ارزیابی قرار گرفت و نتایج نشان داد که توزیع برازش داده شده، یک الگوی نقطه‌ای (مانند داده‌های مربوط به درختان بنه) بود. این موضوع حتماً باید انجام گیرد زیرا در برازش مدل‌های آماری به مجموعه‌ای از نقاط برخلاف سایر برازش مدلها (مانند رگرسیون)، میزان تطابق توزیع برازش داده‌شده با داده‌های اصلی باید بررسی گردد. باید توجه داشت در صورتی که داده‌های مورد بررسی کم و یا منطقه مورد مطالعه خیلی کوچک باشد، امکان برازش یک توزیع و برآورد پارامترهای آن وجود نخواهد داشت (۱۵). بررسی همگنی توزیع درختان در بسیاری از مطالعات (۱۶، ۱۷ و ۲۲) انجام گرفته است که در این مطالعه نیز انجام شد.

در گام بعد، علاوه بر دو تابع مهم K رایبلی و L که شکل خطی آن است، تابع g نیز مورد استفاده قرار گرفت تا با بررسی مقایسه‌ای بین این سه روش در شرایط یکسان، قابلیت‌های آن در مورد درختان بنه در منطقه پژوهش مورد ارزیابی قرار گیرد. در بسیاری از تحقیقات (۹، ۱۶ و ۱۷)، استفاده از تابع g به دلیل اطلاعات دقیق و ارزشمندی که نسبت به دو روش دیگر ارائه می‌دهد، متداول است. همچنین برخی از محققین برجسته تحلیل الگوهای مکانی هستند، استفاده از این روش را بیش از دو روش دیگر توصیه می‌کنند (۱۱). از آنجایی که محاسبه تابع g پیچیده‌تر از دو روش قبلی است (۱۸)، در مطالعات داخل کشور چندان به‌کار نرفته و به جز معدودی از تحقیقات در جنگل‌های زاگرس (۱۳) و در جنگل‌های هیرکانی (۹) توسعه نیافته است.

الگوی مکانی تصادفی بودند ولی از فاصله ۶ تا ۲۲ متر الگوی کپه‌ای داشته و پس از آن تا فاصله ۵۰ متر الگوی تصادفی پیدا کردند (شکل ۵-الف)، سپس در فاصله بین ۱۷۰ تا ۱۹۵ متر دارای الگوی تصادفی شدند به‌غیر از دو محدوده ۱۷۱ تا ۱۷۳ متر و ۱۸۷ تا ۱۹۰ متر که حالت پراکنده پیدا کردند (شکل ۵-ب) در صورت استفاده از روش تابع g همگن که برای منطقه مورد مطالعه مناسب نیست، درختان بنه به‌طور معنی‌داری (در سطح خطای ۵٪) تا فاصله ۲۳ متر دارای الگوی کپه‌ای بوده و پس از یک محدوده بین ۲۳ تا ۲۷ متر، دوباره تا فاصله ۴۰ متر الگوی مکانی درختان کپه‌ای شده و پس از آن تا ۵۰ متر حالت تصادفی داشتند (شکل ۵-ج). همچنین از فاصله ۱۳۵ تا ۱۹۵ متر توزیع مکانی درختان بنه تصادفی بوده به جز یک محدوده کوچک (۱۷۹ تا ۱۸۴ متر) که درختان کپه‌ای شدند (شکل ۵-د) و این نتایج به‌طور کامل با شرایط واقعی منطقه متفاوت بود.

بحث و نتیجه‌گیری

ساختار توده درختان در جنگل، نتیجه تأثیر متقابل عوامل مختلف مانند ترکیب گونه‌ها، کیفیت زیستگاه و هم‌چنین میزان ناهمگنی محیطی با یکدیگر است. این عوامل؛ اثرات مختلفی بر نحوه استقرار، زنده ماندن و رویش درختان در جنگل داشته و در مراحل بعدی، توسعه توده تحت تأثیر آنها قرار خواهند گرفت (۲۰). الگوی مکانی درختان روابط متقابل آنها با یکدیگر را نمایان کرده و امکان توجیه برخی از فرضیات بوم‌شناسی را فراهم می‌آورد. الگوی مکانی درختان در جنگل، علاوه بر رقابت بین و درون گونه‌ای، از عوامل مهمی چون شرایط فیزیکی و شیمیایی خاک نیز تأثیر گرفته و در نتیجه این ناهمگنی محیطی، دچار ناهمگنی در استقرار در عرصه جنگل می‌شوند. بنابراین برای تفسیر درست از نحوه پراکنش درختان در جنگل باید این موضوع را لحاظ نمود و از روش‌های مناسب آن استفاده کرد (۱۴، ۱۶، ۱۷ و ۱۸). در این پژوهش سه هدف بررسی تأثیر ناهمگنی توزیع درختان بنه در بخشی از جنگل‌های زاگرس بر صحت روش‌های تحلیل الگوی مکانی، استفاده از تابع پرکاربرد g و ارزیابی قابلیت‌های آن در

در گام دیگر، با توجه به ناهمگنی پراکنش درختان بنه، روش‌های تحلیل الگوی مکانی (تابع K راپیلی، L و g) ناهمگن که برای این هدف طراحی شده اند، معرفی شده و به کار رفتند. با توجه به نتایج تابع K راپیلی ناهمگن، کپه ای بودن درختان بنه تا فاصله ۵۰ متر که محدوده اطراف هر درخت محسوب می گردد، ممکن است به زادآوری این گونه مربوط باشد. برای گونه‌هایی که عمده زادآوری آنها توسط بذر صورت می گیرد، الگوی مکانی با نحوه پراکنش بذر ارتباط دارد. توجه به ریزش بذر به صورت خوشه‌ای در زیر تاج درختان بنه، می‌تواند عامل شکل‌گیری الگوی پراکنش کپه‌ای برای این گونه باشد (۵ و ۶). در حالی که پس از آن از فاصله ۱۵۰ تا ۱۹۵ متر، درختان به‌طور پراکنده در عرصه مستقر بوده و مستقل از یکدیگر شدند. تابع L ناهمگن این نتایج را تایید نموده و به‌طور دقیق‌تر نشان داد که درختان بنه تا فاصله ۱۱ متر به‌طور معنی‌داری (در سطح خطای ۰/۰۵) از الگوی تصادفی پیروی کرده ولی پس از آن تا فاصله ۵۰ متری الگوی کپه ای دارند، و همچنین از فاصله ۱۷۰ متر تا ۱۹۵ متر دارای الگوی پراکنده شدند (شکلهای ۴-الف و ۴-ب). تابع g که نسبت به تغییرات الگوهای مکانی حساس‌تر از دو روش قبل است (۱۴ و ۱۸)، در این پژوهش نیز بکار رفت. شکل ناهمگن این تابع که با توجه به نوع داده‌های موردبررسی باید استفاده می شد، تغییرات الگوی مکانی درختان بنه در منطقه پژوهش را با جزئیات بیشتری نسبت به دو روش قبل نشان داد. بر خلاف دو تابع K راپیلی و L ، تابع g به‌طور دقیق نشان داد که درختان بنه در فاصله بین ۶ تا ۲۲ متر تشکیل گروه‌هایی را می‌دهند که منجر به ایجاد الگوی مکانی کپه ای در این محدوده شده است. چنان‌چه در مشاهدات میدانی ملاحظه شد، به‌نظر می‌رسد علاوه بر توزیع بذر درختان بنه، دو پایه بودن این درختان نیز بر ایجاد الگوهای مکانی کپه‌ای در این درختان تاثیرگذار بوده است. پس از این محدوده، حالت تصادفی توزیع درختان بنه در نتایج تابع g مشهود است، اگرچه در دو محدوده (۱۷۱ تا ۱۷۳ متر و ۱۸۷ تا ۱۹۰ متر) به‌طور موقت حالت پراکنده یافته و دوباره به‌حالت تصادفی باز می‌گردند. تغییرات الگوی مکانی درختان بنه از

حالت کپه‌ای به تصادفی و گاهاً پراکنده در فاصله های بیشتر، بیانگر افزایش تاثیر رقابت درون گونه‌ای نسبت به عوامل موثر در ایجاد الگوی مکانی کپه‌ای و در نتیجه، تغییر الگوی مکانی درختان بنه شده است. قابلیت‌های بیشتر این تابع نسبت به دو تابع K راپیلی و L در مطالعات پیشین نیز (۹، ۱۷ و ۲۲) مورد تایید قرار گرفته است.

به‌طور کلی، نتایج این پژوهش نشان داد که توزیع درختان بنه در منطقه مورد مطالعه، ناهمگن بوده که چنان‌چه در مطالعات دیگر نشان داده شد، باید در کاربرد روش‌های مناسب تحلیل الگوی مکانی لحاظ شود. همچنین نتایج روش‌های ناهمگن تحلیل الگوی مکانی نشان داد که تابع K راپیلی و L در ۵۰ متر اول فقط کپه‌ای بودن درختان بنه را نشان دادند، در حالی که تابع g به‌طور دقیق‌تری تغییرات الگوی مکانی درختان بنه را در فاصله ۵۰ متری نشان داده و اطلاعات بیشتری ارائه کرد. همچنین در فاصله ۱۷۰ تا ۱۹۵ متری، دو تابع K راپیلی و L تنها پراکندگی درختان بنه را نشان دادند ولی تابع g محدوده‌های پراکنده شدن درختان بنه را به‌طور واضح در فاصله مذکور مشخص کرد. یکی از توانمندی های تابع g بیان تغییرات الگوی مکانی در مقیاس فاصله به‌طور جزئی است و باید به بهترین وجه از این ویژگی در تفسیر روابط درختان بنه استفاده نمود در غیر این صورت تفاوتی با سایر روش‌ها (تابع K راپیلی، تابع L ، نزدیک‌ترین همسایه و کوادرات) ندارد. دستاورد بسیار مهم دیگر این پژوهش، بیان تاثیر استفاده از روش‌های نامناسب تحلیل الگوی مکانی (روش‌های همگن برای یک منطقه ناهمگن) است. نتایج نشان داد که روشهای همگن در درختان بنه با توزیع ناهمگن، نتایج نادرستی ارائه کرده به‌نحوی که کپه‌ای بودن این درختان را در ۵۰ متر اول بیش از آنچه هست نشان داده و همچنین الگوی پراکنده آنها در فاصله ۱۷۰ تا ۱۹۵ متری را کپه‌ای نشان دادند. بنابراین به‌طور اکید توصیه می شود که در مطالعه الگوی مکانی درختان بنه در زاگرس و همچنین سایر پژوهش‌ها، از روش‌های متناسب با توزیع درختان استفاده شود.

منابع مورد استفاده

۱. اخوان، ر. و خ. ثاقب طالبی. ۱۳۹۰. کارایی تابع دومتغییره *K* رایلی در بررسی رقابت و اجتماع پذیری درختان (مطالعه موردی: توده های دست نخورده راش کلاردشت). فصلنامه تحقیقات جنگل و صنوبر ایران ۱۹(۴): ۳۵۶-۳۶۹.
۲. اوجی، م. و م. حمزه پور. ۱۳۹۱. نیمرخ جنگل تحقیقاتی بنه فیروزآباد فارس. موسسه تحقیقات جنگلها و مراتع، تهران.
۳. باتوبه، پ.، ر. اخوان، م. پورهاشمی و ه. کیادلیری. ۱۳۹۲. تعیین حداقل سطح مناسب بررسی الگوی پراکنش برودار (*Quercus brantii* Lindl.) در توده های کمتر دخالت شده جنگلهای مریوان با استفاده از تابع *K* رایلی. مجله جنگل و فرآورده های چوب ۶۶(۱): ۲۷-۳۸.
۴. حمزه پور، م.، ک. بردبار، ل. جوکار و ع. عباسی. ۱۳۸۵. بررسی امکان احیای جنگلهای بنه از طریق کاشت مستقیم بذر و نهال. فصلنامه تحقیقات جنگل و صنوبر ایران ۱۴(۳): ۲۰۷-۲۲۰.
۵. صفری، ا.، ن. شعبانیان، ر. حیدری، ی. عرفانی فرد و م. پوررضا. ۱۳۸۹. بررسی الگوی مکانی درختان بلوط ایرانی (*Quercus brantii* Lindl.) در جنگلهای باینگان کرمانشاه. فصلنامه تحقیقات جنگل و صنوبر ایران ۱۸(۴): ۵۹۶-۶۰۸.
۶. عرفانی فرد، ی.، ف. مهدیان، ر. فلاح شمسی و ک. بردبار. ۱۳۹۱. کارایی شاخص های فاصله ای و تراکمی در برآورد الگوی مکانی درختان در جنگل (مطالعه موردی: جنگل تحقیقاتی بنه استان فارس). فصلنامه تحقیقات جنگل و صنوبر ایران ۲۰(۳): ۳۷۹-۳۹۲.
۷. کیادلیری، ه.، ر. اخوان و ع. انیسی. ۱۳۹۰. بررسی نحوه نشانه گذاری درختان و تاثیر بر توده جنگل (مطالعه موردی: پارسل ۱۴۹ سری شوراب گلبنده). مجله جنگل ایران ۳(۱): ۴۹-۵۹.
8. Alvarez, L. J., H. E. Epstein, J. Li and G. S. Okin. 2011. Spatial patterns of grasses and shrubs in an arid grassland environment. *Ecosphere* 2(9): 1-6.
9. Amanzadeh, B., Kh. Sagheb-Talebi, B. S. Foumani, F. Fadaie, J. Camarero and C. Linares. 2013. Spatial distribution and volume of dead wood in unmanaged Caspian Beech (*Fagus orientalis*) forests from northern Iran. *Forests* 4: 751-765.
10. Cisz, M. E., M. J. Falkowski and B. Orr. 2013. Small-scale spatial pattern of *Copernicia alba* morong near Bahia Negra, Paraguay. *Natural Resources* 4: 369-377.
11. Dale, M. R. T., P. Dixon, M. Fortin, P. Legendre, D.E. Myers and M.S. Rosenberg. 2002. Conceptual and mathematical relationships among methods for spatial analysis. *Ecography* 25: 558-577.
12. Erfanfard, Y., J. Fegghi, M. Zobeiri and M. Namiranian. 2009. Spatial pattern analysis in Persian oak (*Quercus brantii* var. *persica*) forests on B&W aerial photographs. *Environmental Monitoring and Assessment* 150: 251-259.
13. Farhadi, P., J. Soosani, K. Adeli and V. Alijani. 2013. The effect of destruction in positioning of *Quercus brantii* in Zagros forest, Iran (case study: Ghalehghol forest, Khoramabad city). *Journal of Biodiversity and Environmental Sciences* 3(8): 49-57.
14. Fortin, M. J. and M. R. T. Dale. 2005. Spatial Analysis. Cambridge University Press, Cambridge, 365 p.
15. Gelfand, A. E., P. J. Diggle, M. Fuentes and P. Guttorp. 2010. Handbook of Spatial Statistics. CRC Press, Florida.
16. Getzin, S., C. Dean, F. He, J. A. Trofymow, K. Wiegand and T. Wiegand. 2006. Spatial patterns and competition of tree species in a Douglas-fir chronosequence on Vancouver Island. *Ecography* 29: 671-682.
17. Guo, Y., J. Lu, S. B. Franklin, Q. Wang, Y. Xu, K. Zhang, D. Bao, X. Qiao, H. Huang, Z. Lu and M. Jiang. 2013. Spatial distribution of tree species in a species-rich subtropical mountain forest in central China. *Canadian Journal of Forest Research* 43: 826-835.
18. Illian, J., A. Penttinen, H. Stoyan and D. Stoyan. 2008. Statistical Analysis and Modelling of Spatial Point Patterns. John Wiley & Sons Inc, West Sussex, 534 p.
19. Khanhasani, M., R. Akhavan, Kh. Sagheb-Talebi and Zh. Vardanyan. 2013. Spatial patterns of oak species in the Zagrosian forests of Iran. *International Journal of Biosciences* 3(8): 66-75.
20. Krebs, C. J. 1999. Ecological Methodology (2nd ed.). Addison Welsey Educational Publisher Inc, California, 620 p.

21. Larson, A. J., K. C. Stover and C. R. Keyes. 2012. Effects of restoration thinning on spatial heterogeneity in mixed-conifer forest. *Canadian Journal of Forest Research* 42: 1505-1517.
22. Perry, G. L. W., B. P. Miller and N. J. Enright. 2006. A comparison of methods for the statistical analysis of spatial point patterns in plant ecology. *Plant Ecology* 187: 59-82.
23. Ripley, B. D. 1976. The second-order analysis of stationary point processes. *Journal of Applied Probability* 13(2): 255-266.
24. Stoyan, D. and H. Stoyan. 1994. *Fractals, Random Shapes and Point Fields: Methods of Geometrical Statistics*. John Wiley & Sons Inc, West Sussex, 387 p.