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 متاثر 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 پوآسون ناهمگن نشان داد که توزیع درختان بنه به‌طور معنی‌داری (در سطح خطای ۰/۰۵) ناهمگن بود. تابع‌های K رایپلی، L و G ناهمگن در کنار شکل‌های همگن آنها به‌کار رفتند. توابع K رایپلی 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 موردمطالعه 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 موردمطالعه 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: erfanifard@shirazu.ac.ir

[Downloaded from ijae.iut.ac.ir on 2024-03-29]

[DOR: 20.1001.1.24763128.1393.3.9.7.9]

مقدمه

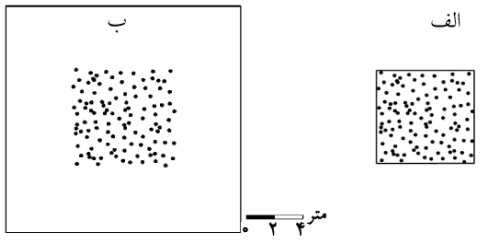
از آنجایی که توزیع مکانی درختان اطلاعات ارزشمندی در مورد پویایی بوم‌سازگان جنگل، رقابت درون و بین‌گونه‌ای درختان در این بوم‌سازگان، بسیاری از پژوهش‌های بوم‌شناسی در سالهای اخیر بر شناسایی این موضوع تمرکز دارند (۲۰). موقعیت مکانی یک درخت نتیجه عوامل مختلف زیست‌شناختی یک توده جنگلی است و بنابراین این ویژگی 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 رایپلی (و مشتقات آن) تقسیم‌بندی می‌شوند (۱۸). از بین روش‌های مورد اشاره، تابع K رایپلی 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 رایپلی و مدل تبدیل شده آن (تابع L)، در تشخیص الگوهای مکانی با تغییر مقیاس بسیار قوی تر است (۱۴، ۱۷، ۱۸ و ۲۴). بنابراین ضروری به‌نظر می رسد که این روش نیز در کنار سایر روش‌ها در تحلیل اگوی مکانی درختان در جنگل مورداستفاده 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 کپه ای باشد به مقیاس مطالعه نیز بسیار وابسته است (۱۶ و ۱۸). تغییر مقیاس سنجش پراکنش مکانی درختان و اندازه محدوده موردمطالعه 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 مجموعه ای از نقاط در یک محدوده کوچک (۵۰ مترمربع) (شکل ۱–الف) دارای پراکنش مکانی به شدت پراکنده (مقدار شاخص نزدیک‌ترین همسایه ۱/۵۷ و مقدار z برابر با ۱۱/۶۲) هستند در حالی‌که همین مجموعه از نقاط در یک محدوده بزرگتر (۳۰۰ مترمربع) (شکل ۱–ب) دارای الگوی مکانی به‌شدت کپه‌ای (مقدار شاخص نزدیک‌ترین همسایه ۰/۶۴ و مقدار z برابر با ۷/۲۴–) می باشند.

بنابراین در انتخاب مقیاس مطالعه، باید دقت لازم را صرف نمود زیرا انتخاب مساحت نامناسب منجر به شناسایی نادرست نحوه پراکنش درختان می گردد (۱۴ و ۱۸). با افزایش سطح محدوده موردمطالعه، تغییرات عوامل محیطی (مانند ویژگی‌های فیزیکی و شیمیایی خاک) اجتناب ناپذیر شده و در نتیجه این ناهمگنی، درختان نیز به‌طور ناهمگن در عرصه موردنظر توزیع می یابند (۱۷). این موضوع، بر روش‌های تحلیل الگوی نقطه‌ای مکانی تاثیر بسیاری داشته به‌نحوی‌که 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 رایپلی، L و g) در اغلب مطالعات موردتوجه قرار نگرفته است. هم‌چنین راهکارهای رفع این مسئله نیز تاکنون کمتر موردتوجه قرار گرفته است (۱۴و ۱۸). از آنجایی که محیط جنگل بسیار ناهمگن بوده و از نقطه ای به نقطه دیگر در حال تغییر است و در نتیجه درختان نیز به طور ناهمگن توسعه می یابند (۱۷)، بررسی تاثیر ناهمگنی توزیع درختان بر کارایی روش‌های متداول تحلیل الگوهای مکانی و هم‌چنین یافتن روشهای مناسب برای این موضوع

[Downloaded from ijae.iut.ac.ir on 2024-03-29]

[DOR: 20.1001.1.24763128.1393.3.9.7.9]



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)

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 شده اند، انجام گرفت. هدف دیگری که این تحقیق دنبال می کند، کاربرد تابع g و تفسیر قابلیت‌های آن به‌عنوان یکی از پرکاربردترین شاخص‌های مطالعه الگوی مکانی درختان در مطالعات اخیر بوم شناسی کمی، برای درختان بنه در زاگرس است. هم‌چنین بررسی تاثیر ناهمگنی توزیع درختان بنه بر روش‌های متداول تحلیل الگوی مکانی (تابع های K رایپلی، 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، جلو گیری از فرسایش، تولید و برداشت میوه و تولید سقز دارد (۲ و ۶). برای انجام این مطالعه، جنگل تحقیقاتی بنه فیروزآباد استان فارس با مساحتی بالغ بر ۹۳۷۴ هکتار در جنوب غربی استان و با طول جغرافیائی ´۳۰ °۵۲ تا ´۴۰ °۵۲ شرقی و عرض جغرافیائی °۲۹ تا ´۱۵ °۲۹ 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 پوآسون 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 این‌صورت از تابع‌های ناهمگن استفاده گردید که در قسمت بعد شرح داده شده‌اند.

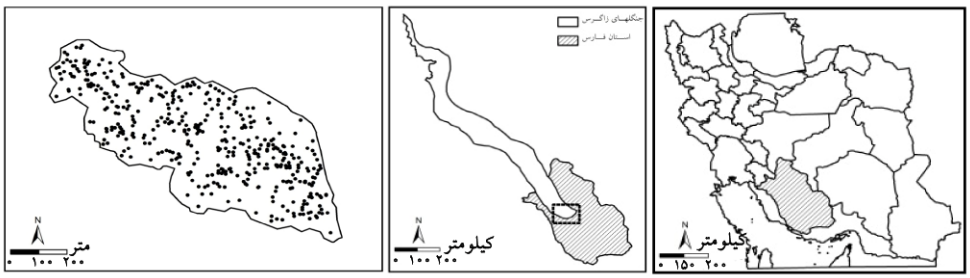
روش‌های تحلیل الگوی مکانی

تابع K رایپلی

تابع K که توسط رایپلی (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

[Downloaded from ijae.iut.ac.ir on 2024-03-29]

[DOR: 20.1001.1.24763128.1393.3.9.7.9]



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

نقطه ای همگن را بیان می کند (۱۴، ۱۸ و ۲۴).

$$K_{hom}(r)=\frac{a}{n(n-1)}\sum_i\sum_j I(e_{ij}) \qquad [۱]$$

در این رابطه،($K_{hom}r$) 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 حاشیه ای است. در یک الگوی نقطه ای تصادفی، $K(r) = \pi r^2$؛ برای یک الگوی پراکنده، $K(r) < \pi r^2$ و برای یک الگوی کپه ای، $K(r) > \pi r^2$ است. اگرچه در برخی مطالعات (۱ و ۷) از نمایش تغییرات تابع K به دلیل دشواری در تحلیل اجتناب می شود، در برخی دیگر از مطالعات (۲۱) نتایج به صورت نمودار ارائه گردیده است. اگر الگوی نقطه ای همگن نبوده و روند تغییر مکانی تراکم ثابت نباشد، باید از تابع K ناهمگن ($K_{het}(r)$) استفاده نمود (رابطه ۲) (۱۸ و ۲۴).

$$K_{het}(r)=a^{-1}\sum_i\sum_j \frac{(1)e(x_i,x_j,r)}{\lambda(x_i)\lambda(x_j)} \qquad [۲]$$

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

تابع L

با توجه به این‌که 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).

$$L_{hom}(r)=\sqrt{\frac{K_{hom}(r)}{\pi}} \qquad [۳]$$

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. درصورتی‌که آزمون‌های آماری نشان دهند که الگوی مکانی نقاط موردبررسی همگن نیستند، باید از شکل ناهمگن تابع L استفاده نمود که با استفاده از رابطه ۴ قابل محاسبه است (۱۸ و ۲۴).

$$L_{het}(r)=\sqrt{\frac{K_{het}(r)}{\pi}} \qquad [۴]$$

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 K و L را دارد، اطلاعات بیشتری از روند تغییرات تراکم در مقیاس فاصله می دهند. در یک الگوی نقطه ای همگن، مقدار تابع g همگن از رابطه (۵) به‌دست می آید (۱۸).

$$g_{hom}(r)=\frac{dK_{hom}(r)}{(2\pi r)(dr)} \qquad [۵]$$

در رابطه، $dK_{hom}(r)$ 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 نشان دهنده الگوی مکانی پراکنده است. درصورتی‌که ناهمگنی توزیع نقاط موردبررسی از طریق آزمون‌های آماری مناسب تایید شود، به جای رابطه (۵) باید از رابطه (۶) استفاده نمود که برای این

[Downloaded from ijae.iut.ac.ir on 2024-03-29]

[DOR: 20.1001.1.24763128.1393.3.9.7.9]

منظور طراحی شده است (۱۴ و ۱۸).

$$g_{het}(r)=\frac{dK_{het}(r)}{(2\pi r)(dr)} \quad [۶]$$

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 رایپلی، 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 پوآسون همگن و ناهمگن پیروی کنند به‌دست آمد و روند تغییرات هر یک از تابع های 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 موردمطالعه از توزیع پوآسون ناهمگن پیروی می کردند (تایید فرض صفر) به‌نحوی‌که 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-value=۰/۸۵۹) نیز این موضوع را تایید نمود. بنابراین در این پژوهش، باید از روش‌های تحلیل الگوی مکانی (تابع های K رایپلی، L و g) ناهمگن استفاده نمود.

تابع K رایپلی

شکل ۳-الف و ۳-ب کاربرد تابع K رایپلی ناهمگن با روش رفع اثر حاشیه ای رایپلی برای محدوده‌های با شکل نامنظم به‌منظور تحلیل الگوی مکانی درختان بنه را نشان می دهد. چنان‌چه در شکل ۳-الف مشخص است، درختان بنه در ۵۰ متر اول به طورمعنی‌داری (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 موردمطالعه 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 کپه ای (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 رایپلی ناهمگن در تابع L ناهمگن نیز تایید شد.

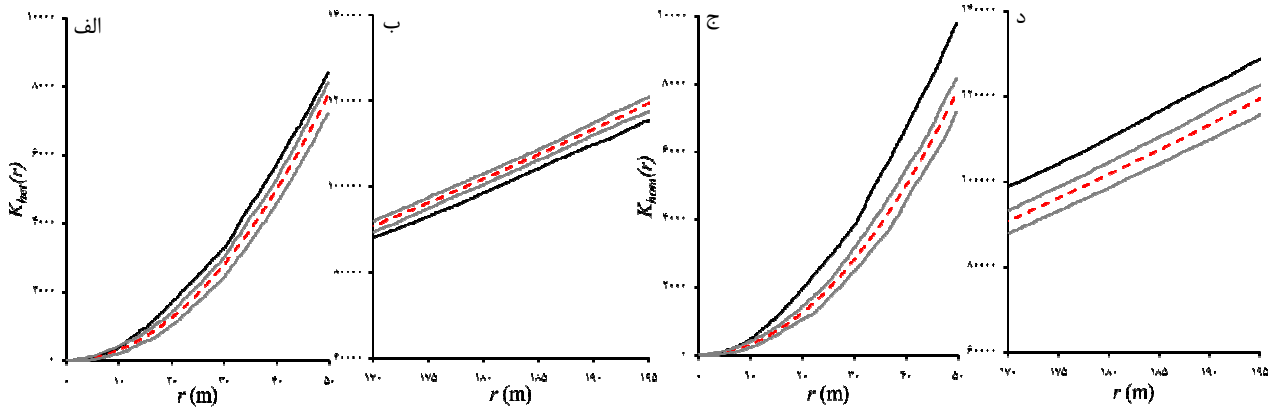
استفاده نامناسب از روش تابع L همگن برای منطقه موردمطالعه نشان داد که درختان بنه به‌طور معنی داری (در سطح خطای ۰/۰۵) تا فاصله ۸ متر دارای الگوی تصادفی بوده و پس از آن تا ۵۰ متر الگوی مکانی کپه ای دارند (شکل ۴-ج) که با واقعیت متفاوت است (شکل ۴-الف) و از فاصله ۱۷۰ تا ۱۹۵ متری به نادرستی و برعکس آن‌چه هست،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

تابع g

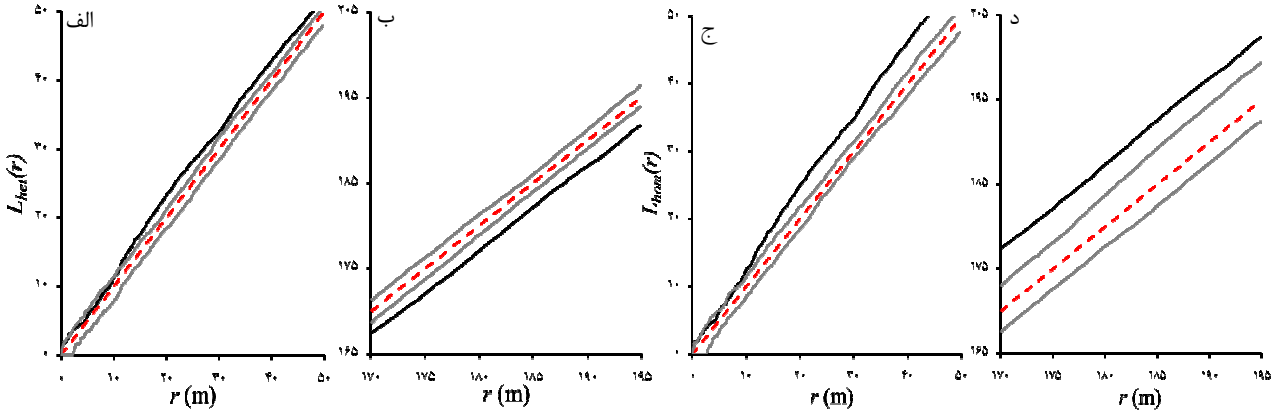
شکل ۵-الف و ۵-ب کاربرد تابع g ناهمگن که با تصحیح اثر حاشیه‌ای به‌روش مرزی اصلاح شده برای محدوده های با شکل نامنظم را نشان می‌دهد. درختان بنه در منطقه پژوهش تا فاصله ۶ متر به‌طور معنی‌داری (در سطح خطای ۰/۰۵) دارای

[Downloaded from ijae.iut.ac.ir on 2024-03-29]

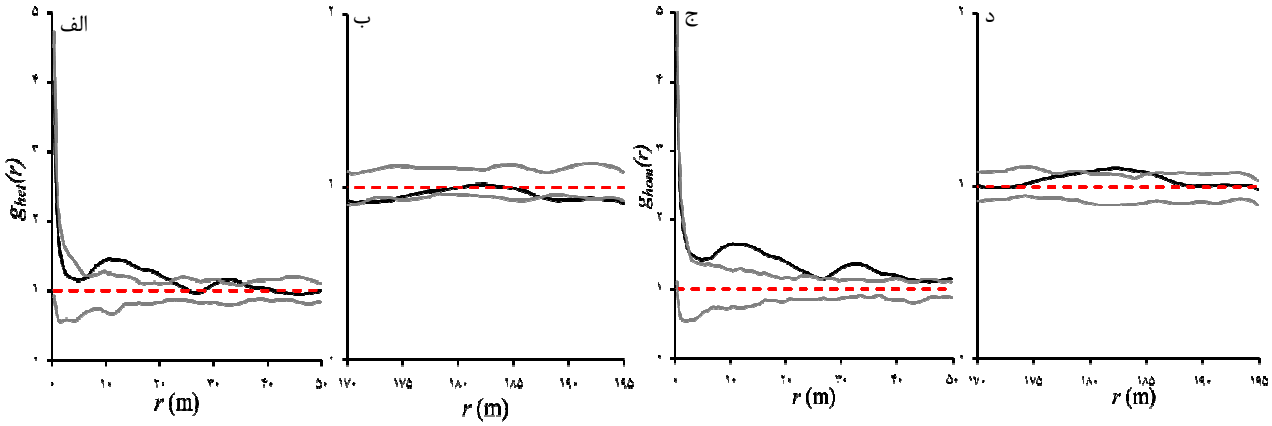
[DOR: 20.1001.1.24763128.1393.3.9.7.9]



شکل ۳. نتایج تحلیل الگوی مکانی درختان بنه با تابع K راپیلی ناهمگن (الف و ب) ، همگن (ج و د)، خط سیاه تابع K مشاهده شـده 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.

[Downloaded from ijae.iut.ac.ir on 2024-03-29]

[DOR: 20.1001.1.24763128.1393.3.9.7.9]

الگوی مکانی تصادفی بودند ولی از فاصله ۶ تا ۲۲ متر الگوی کپه ای 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 موردمطالعه مناسب نیست، درختان بنه به‌طور معنی‌داری (در سطح خطای ۰/۰۵) تا فاصله ۲۳ متر دارای الگوی کپه ای بوده و پس از یک محدوده بین ۲۳ تا ۲۷ متر، دوباره تا فاصله ۴۰ متر الگوی مکانی درختان کپه ای 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 کپه ای شدند (شکل ۵-د) و این نتایج به‌طور کامل با شرایط واقعی منطقه متفاوت بود.

بحث و نتیجه گیری

ساختار توده درختان در جنگل، نتیجه تاثیر متقابل عوامل مختلف مانند ترکیب گونه‌ها، کیفیت زیستگاه و هم‌چنین میزان ناهمگنی محیطی با یکدیگر است. این عوامل؛ اثرات مختلفی بر نحوه استقرار، زنده مانی و رویش درختان در جنگل داشته و در مراحل بعدی، توسعه توده تحت تاثیر آنها قرار خواهند گرفت (۲۰). الگوی مکانی درختان روابط متقابل آنها با یکدیگر را نمایان کرده و امکان توجیه برخی از فرضیات بوم شناسی را فراهم می آورد. الگوی مکانی درختان در جنگل، علاوه بر رقابت بین و درون گونه‌ای، از عوامل مهمی چون شرایط فیزیکی و شیمیایی خاک نیز تاثیر گرفته و در نتیجه این ناهمگنی محیطی، دچار ناهمگنی در استقرار در عرصه جنگل می شوند. 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 تاثیر ناهمگنی توزیع درختان بنه در بخشی از جنگل‌های زاگرس بر صحت روش‌های تحلیل الگوی مکانی، استفاده از تابع پرکاربرد g و ارزیابی قابلیت های آن در مقایسه با توابع K رایپلی و L، و در نهایت ارائه روش‌های مناسب ارزیابی الگوهای مکانی درختان با توزیع ناهمگن دنبال شد که به تشریح نتایج آنها پرداخته می شود.

در نخستین گام، همگنی پراکنش درختان بنه در منطقه موردمطالعه با استفاده از آزمون نیکویی برازش توزیع پوآسون ناهمگن با استفاده از روش کولموگروف-اسمیرنوف بررسی شد. نتایج نشان داد که بین توزیع پوآسون ناهمگن و توزیع درختان بنه اختلاف معنی‌داری در سطح خطای ۰/۰۵ وجود نداشته و درختان بنه به‌طور ناهمگن در عرصه پراکنده شده اند. نیکویی برازش توزیع پوآسون ناهمگن بر درختان بنه نیز مورد ارزیابی قرار گرفت و نتایج نشان داد که توزیع برازش داده شده، یک الگوی نقطه‌ای (مانند داده های مربوط به درختان بنه) بود. این موضوع حتما باید انجام گیرد زیرا در برازش مدل‌های آماری به مجموعه ای از نقاط برخلاف سایر برازش مدلها (مانند رگرسیون)، میزان تطابق توزیع برازش داده‌شده با داده‌های اصلی باید بررسی گردد. باید توجه داشت درصورتی‌که داده های موردبررسی کم و یا منطقه موردمطالعه 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 رایپلی و L که شکل خطی آن است، تابع g نیز مورداستفاده 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 به‌دلیل 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 می کنند (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.

[Downloaded from ijae.iut.ac.ir on 2024-03-29]

[DOR: 20.1001.1.24763128.1393.3.9.7.9]

در گام دیگر، با توجه به ناهمگنی پراکنش درختان بنه، روش‌های تحلیل الگوی مکانی (تابع K رایپلی، L و g) ناهمگن که برای این هدف طراحی شده اند، معرفی شده و به کار رفتند. با توجه به نتایج تابع K رایپلی 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 نحوهٔ پراکنش بذر ارتباط دارد. توجه به ریزش بذر به‌صورت خوشه‌ای در زیر تاج درختان بنه، می‌تواند عامل شکل‌گیری الگوی پراکنش کپه‌ای برای این گونه باشد (۵ و ۶). در حالی‌که 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 رایپلی 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 درنتیجه، تغییر الگوی مکانی درختان بنه شده است. قابلیت‌های بیشتر این تابع نسبت به دو تابع K رایپلی 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 موردمطالعه، 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 رایپلی و L در ۵۰ متر اول فقط کپه‌ای بودن درختان بنه را نشان دادند، در حالی‌که 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 رایپلی 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 این‌صورت تفاوتی با سایر روش‌ها (تابع K رایپلی، 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.

[Downloaded from ijae.iut.ac.ir on 2024-03-29]

[DOR: 20.1001.1.24763128.1393.3.9.7.9]

منابع مورد استفاده

۱. اخوان، ر. و خ. ثاقب طالبی. ۱۳۹۰. کارایی تابع دومتغییره K رایپلی در بررسی رقابت و اجتماع پذیری درختان (مطالعه موردی: توده های دست نخورده راش کلاردشت). فصلنامه تحقیقات جنگل و صنوبر ایران ۱۹(۴): ۳۶۹-۳۵۶.

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 رایپلی. مجله جنگل و فرآورده‌های چوب ۶۶(۱): ۳۸-۲۷.

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): ۲۲۰-۲۰۷.

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): ۶۰۸-۵۹۶.

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): ۳۹۲-۳۷۹.

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 گلبند). مجله جنگل ایران ۳(۱): ۵۹-۴۹.

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. Erfanifard, Y., J. Feghhi, 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: Ghalehgol 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.

[Downloaded from ijae.iut.ac.ir on 2024-03-29]

[DOR: 20.1001.1.24763128.1393.3.9.7.9]

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.

[Downloaded from ijae.iut.ac.ir on 2024-03-29]

[DOR: 20.1001.1.24763128.1393.3.9.7.9]