



دانشگاه گوارش

نشریه پژوهش‌های علوم و فناوری چوب و جنگل

جلد بیست و چهارم، شماره دوم، ۱۳۹۶

<http://jwfst.gau.ac.ir>

ارزیابی همگنی توزیع مکانی درختان در توده آمیخته کهور ایرانی (*Prosopis cineraria*) در منطقه حفاظت شده بارچاه استان هرمزگان

الهه خسروی^۱ و * سیدیوسف عرفانی^۲

^۱ کارشناسی ارشد، بخش منابع طبیعی و محیط زیست، دانشکده کشاورزی، دانشگاه شیراز، شیراز، ایران،

^۲ دانشیار، بخش منابع طبیعی و محیط زیست، دانشکده کشاورزی، دانشگاه شیراز، شیراز، ایران

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۱۰/۱۵؛ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۰۴/۰۸

چکیده

سابقه و هدف: الگوی مکانی درختان در یک توده نتیجه فرآیندهای مختلفی از جمله نوع برهمکنش آن‌ها با یکدیگر، پراکنش بذر و ناهمگنی محیطی است. بنابراین آگاهی از الگوی مکانی گونه‌های گیاهی به منظور درک عمیق‌تر فرضیه‌های مختلف در بوم‌شناسی دارای اهمیت است. با توجه به این اهمیت، شناخت ناریب الگوهای مکانی گونه‌های گیاهی در بوم‌شناسی با استفاده از راهبردهای قابل اطمینان ضروری است. آماره‌های اختصاری که در تحلیل الگوی نقطه‌ای برای دستیابی به الگوی مکانی گیاهان طراحی شده‌اند بر اساس فرآیند پواسون همگن (تصادفی مکانی کامل) طراحی شده‌اند. بنابراین بررسی همگنی توزیع مکانی درختان پیش از تحلیل الگوی مکانی آن‌ها ضروری است. با توجه به این موضوع، مطالعه حاضر با هدف ارزیابی همگنی توزیع مکانی درختان در یک توده آمیخته کهور ایرانی در ناحیه رویشی خلیج عمانی با استفاده از دو روش انجام شد. همچنین بررسی تأثیر عدم توجه به پیش فرض تصادفی مکانی کامل بر تحلیل الگوی مکانی درختان هدف دیگر این مطالعه بود.

مواد و روش‌ها: یک قطعه نمونه با مساحت ۴۹ هکتار (۷۰۰ متر × ۷۰۰ متر) از یک توده آمیخته کهور ایرانی در منطقه حفاظت شده بارچاه استان هرمزگان انتخاب شد. موقعیت مکانی همه درختان و درختچه‌های با ارتفاع بیش از ۰/۵ متر قطعه نمونه ثبت شده و ارتفاع و مساحت تاج آن‌ها اندازه‌گیری شد. همچنین یک قطعه نمونه دیگر با شرایط محیطی و تعداد درخت مشابه با توزیع مکانی همگن و الگوی مکانی کپه‌ای درختان شبیه‌سازی شد. دو روش آزمون کای اسکوتر مبتنی بر کوادرات به همراه شاخص باقیمانده پیرسون و آزمون کولموگروف اسمیرنوف برای تشخیص همگنی توزیع مکانی درختان در دو قطعه نمونه به کار رفتند. همچنین برای تحلیل الگوی مکانی در دو قطعه نمونه از تابع همبستگی جفتی همگن و ناهمگن استفاده شد.

یافته‌ها: قطعه نمونه مورد مطالعه پوشیده از ۴۹۸ درخت و درختچه بود که از ۱۴۹ پایه کهور ایرانی، ۲۴۸ پایه آکاسیای چتری و ۱۰۱ پایه دهیر تشکیل شده بودند. نتایج نشان داد که آزمون کای اسکوتر تنها با ترکیب 4×4 کوادرات توانست همگنی قطعه نمونه شبیه‌سازی را تشخیص دهد. میانگین شاخص باقیمانده پیرسون نیز نتوانست تفاوت

*مسئول مکاتبه: erfanifard@shirazu.ac.ir

همگنی در دو قطعه‌نمونه را شناسایی نماید. در حالی که آزمون کولموگروف اسمیرنوف تفاوت توزیع مکانی درختان در قطعه‌نمونه واقعی ($p\text{-value} < 0/001$) و شبیه‌سازی ($p\text{-value} = 0/25$) را در مقایسه با فرآیند پواسون همگن تأیید نمود. اگرچه تابع g همگن نتوانست الگوی مکانی در قطعه‌نمونه واقعی با توزیع مکانی ناهمگن گیاهان را نشان دهد، تابع g ناهمگن بیانگر الگوی مکانی معنی‌دار کپه‌ای گیاهان تا فاصله سه متر و الگوی مکانی پراکنده در مقیاس مکانی ۳/۵ تا ۱۰ متر بود. علاوه بر این، الگوی مکانی شناسایی شده در قطعه‌نمونه شبیه‌سازی با توزیع مکانی همگن گیاهان با استفاده از تابع g ناهمگن اریب بود. درحالی که تابع g همگن الگوی مکانی کپه‌ای معنی‌دار گیاهان تا فاصله ۱۵ را تأیید نمود.

نتیجه‌گیری: به‌طور کلی، نتیجه‌گیری شد که آزمون کولموگروف اسمیرنوف روشی قابل اطمینان در ارزیابی همگنی توزیع مکانی گیاهان در منطقه مورد مطالعه بود. همچنین نشان داده شد که کارایی تابع g در شناسایی الگوی مکانی گیاهان از همگنی توزیع مکانی آن‌ها تأثیر گرفته و استفاده از شکل نامناسب تابع g منجر به ارائه نتایج اریب در تحلیل الگوی مکانی در منطقه مورد مطالعه شد.

واژه‌های کلیدی: آزمون کولموگروف اسمیرنوف، آزمون کای اسکوتر، الگوی مکانی، کهور ایرانی، همگنی

مقدمه

بر الگوی مکانی گیاهان شده است. نتایج این پژوهش‌ها نشان داده که عواملی چون نوع برهمکنش گیاهان بر یکدیگر (رقابتی یا تسهیل‌کنندگی)، پراکنش بذر، ناهمگنی‌های محیطی و فراوانی نسبی گیاهان در توده بر الگوی مکانی آن‌ها مؤثر هستند. این عوامل باعث می‌شوند که نحوه توزیع مکانی^۲ یک گونه گیاهی نیز تحت تأثیر قرار گرفته و این‌گونه در توده‌های متفاوت، ساختار مکانی متفاوتی از خود نشان دهد. همچنین عوامل ذکر شده به یکی از دلایل تجمع گیاهان در کنار یکدیگر به‌ویژه در مناطق خشک و نیمه‌خشک تبدیل شده است و مطالعات نشان داده با وجود رقابت بین گیاهان، ممکن است الگوی مکانی این گیاهان در مناطق نامساعد به‌صورت کپه‌ای شکل گیرد (۷، ۲۳). بنابراین با توجه به تأثیر عوامل اشاره شده بر توزیع مکانی گیاهان، در نظر گرفتن این موضوع پیش از تحلیل الگوی مکانی آن‌ها ضروری به‌نظر می‌رسد.

ارزیابی کوچک‌مقیاس الگوی مکانی^۱ درختان و درختچه‌ها در یک محدوده با استفاده از تحلیل‌های الگوی نقطه‌ای امکان‌پذیر است (۵، ۸). مطالعات پیشین (۵، ۷) نشان داد که الگوی مکانی گیاهان که امروز در یک محدوده مشاهده می‌گردد، برآیند پیچیده‌ای از عوامل مختلف است که در شکل‌گیری آن مؤثر بوده‌اند و این موضوع اهمیت شناسایی الگوهای مکانی را در بوم‌شناسی افزایش داده است. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که تحلیل الگوهای مکانی اطلاعات ارزشمندی در مورد عوامل احتمالی مؤثر بر شکل‌گیری ساختار افقی و حتی عمودی توده در مقیاس‌های مکانی مختلف در اختیار پژوهشگران، به‌ویژه بوم‌شناسان، قرار می‌دهد که در نهایت منجر به مدیریت بهتر آن‌ها می‌گردد. پژوهش‌هایی که تاکنون با استفاده از تحلیل الگوی نقطه‌ای انجام گرفته (۶، ۷، ۲۵) منجر به ایجاد فرضیه‌هایی در مورد عوامل مؤثر

استفاده نمودند (۲۲). در مطالعات مورد اشاره و سایر پژوهش‌های انجام گرفته (۸، ۱۲)، بر استفاده از شکل مناسب آماره‌های اختصاری متناسب با توزیع مکانی درختان تأکید شده و نشان دادند که عوامل اشاره شده (مانند برهمکنش گیاهان، عوامل محیطی) باعث ایجاد توزیع مکانی ناهمگن درختان می‌شود. اگرچه در این مطالعات به این موضوع مهم پرداخته نشده که چگونه می‌توان از همگنی توزیع مکانی درختان در یک توده اطلاع حاصل نمود. همچنین آگاهی از نحوه تأثیر استفاده از آماره‌های اختصاری متناسب با توزیع مکانی درختان بر الگوی مکانی شناسایی شده می‌تواند بر ضرورت استفاده از روش‌های صحیح در این زمینه تأکید نماید. از طرف دیگر، مطالعه الگوی مکانی درختان و درختچه‌ها و ارزیابی کمی ساختار مکانی توده‌ها در نواحی مختلف رویشی ایران نیز به سرعت رو به گسترش است و مطالعات ارزشمندی تاکنون در این زمینه انجام شده است (۲، ۳، ۴، ۲۷). روند رو به گسترش مطالعه الگوهای مکانی گیاهان در ایران نیز ضرورت دسترسی به روش‌های مناسب در تعیین توزیع مکانی گیاهان به منظور استفاده از آماره‌های اختصاری مناسب را بیش از پیش ضروری می‌نماید.

ناحیه رویشی خلیج عمانی یکی از پنج ناحیه رویشی ایران است که به دلیل تأثیرپذیری از خلیج فارس و دریای عمان، زیستگاه گونه‌های گیاهی شبه‌گرمسیری است (۱۸) و از اهمیت زیادی به لحاظ بوم‌شناختی (جلوگیری از طوفان‌های گردوغبار) و اقتصادی-اجتماعی (وابستگی مردم محلی) برخوردار می‌باشد. با وجود اهمیت این ناحیه رویشی، تاکنون مطالعات اندکی در مورد گونه‌های مهم آن و ساختار مکانی این گونه‌ها انجام شده است. یکی از گونه‌های مهم در این ناحیه رویشی، گونه کهور ایرانی است که به همراه سایر گونه‌ها (مانند آکاسیای چتری) تشکیل توده‌های آمیخته را می‌دهند و شیوه‌های نامناسب

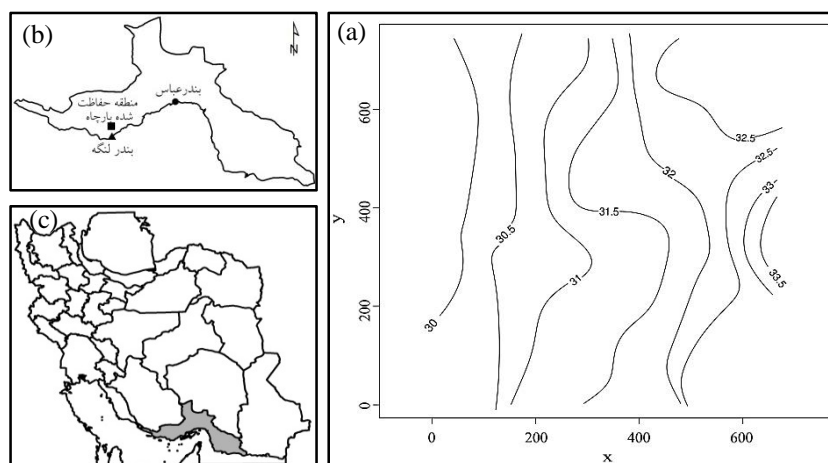
چنانچه اشاره شد، تحلیل الگوی نقطه‌ای پرکاربردترین راهکار در مطالعه الگوی مکانی گیاهان در پوشش‌های گیاهی طبیعی است. هر سه روش اصلی در شناسایی الگوهای مکانی نقطه‌ای (روش کوادرات، روش نزدیک‌ترین همسایه، تابع K رابپلی و مشتقات آن) بر اساس این فرضیه آماری طراحی شده‌اند که توزیع مکانی نقاط (درختان) در محدوده مورد مطالعه (قطعه‌نمونه) از فرآیند پواسون همگن پیروی می‌کند (۱۱، ۲۶). در هر سه روش ذکر شده؛ شاخص‌ها، آماره‌های اختصاری^۱ و تابع‌هایی طراحی شده‌اند که پیش‌فرض آن‌ها فرآیند پواسون همگن نقاط بوده و نتیجه‌ای که ارائه می‌کنند نیز برای همان نقاط است. در حالی که آماردانان شکل‌های دیگری از آماره‌های اختصاری و تابع‌ها را طراحی کرده‌اند که اگر توزیع مکانی نقاط از فرآیند پواسون همگن پیروی نمی‌کرد، بتوان از آن‌ها در شناسایی الگوی مکانی نقاط استفاده نمود. این موضوع در منابع مورد تأکید قرار گرفته که در صورت عدم توجه به نحوه توزیع نقاط در یک الگوی نقطه‌ای و استفاده از آماره اختصاری نامناسب، نتایج اریب بوده و از صحت لازم برخوردار نیستند (۱۴، ۱۷). اهمیت استفاده از آماره‌های اختصاری متناسب با توزیع مکانی گیاهان در مطالعه الگوی مکانی پوشش‌های گیاهی نیز مورد تأکید قرار گرفته‌اند. گتزین و همکاران (۲۰۰۸) در دو توده جنگلی همگن و ناهمگن از آماره‌های اختصاری همگن و ناهمگن برای مطالعه الگوی مکانی درختان استفاده کردند (۱۵). همچنین لا و همکاران (۲۰۰۹) در بررسی الگوی مکانی توده‌های راش و نوئل بر استفاده از تابع همبستگی جفتی ($g(r)$) ناهمگن تأکید کردند (۲۰). نگوین و همکاران (۲۰۱۶) نیز از تابع $g(r)$ ناهمگن در مطالعه برهمکنش درختان در جنگل

مواد و روش‌ها

منطقه مورد مطالعه: برای انجام این پژوهش، بخشی از منطقه حفاظت شده بارچاه در استان هرمزگان در نظر گرفته شد (شکل ۱). موقعیت جغرافیایی این منطقه در فاصله ۲۵ کیلومتری شمال بندر لنگه است و مختصات مکانی آن $54^{\circ} 57'$ تا $54^{\circ} 56'$ طول شرقی و $26^{\circ} 44'$ تا $26^{\circ} 45'$ عرض شمالی با متوسط ارتفاع از سطح دریای ۴۰ متر است. میانگین دمای سالانه ۲۷ درجه سانتی‌گراد و متوسط بارندگی سالیانه ۱۶۶ میلی‌متر گزارش شده و اقلیم منطقه براساس طبقه‌بندی آمبرژه گرم و خشک طبقه‌بندی شده است (۲۴). منطقه حفاظت شده مذکور، پوشیده از توده‌های طبیعی گونه کهور ایرانی (*Prosopis cineraria* L.)، آکاسیای چتری (*Acacia tortilis* Forssk.)، دھیر (*Lycium shawii*) است. پس از بازدید اولیه یک قطعه نمونه با مساحت ۴۹ هکتار (700×700 متر) انتخاب شد که حداقل و حداکثر ارتفاع آن از سطح دریا ۳۰ و $33/5$ متر بوده (شکل ۱) و پوشیده از گونه‌های مذکور بود. موقعیت مکانی همه درختان و درختچه‌های موجود در محدوده با ارتفاع بیشتر از $0/5$ متر با استفاده از دوربین توتال استیشن لایکا مدل TS-06 power R400 با دقت مکانی کمتر از یک سانتی‌متر ثبت شد. علاوه بر موقعیت مکانی، ارتفاع و مساحت تاج (با اندازه‌گیری دو قطر عمود بر هم تاج) هر کدام از درختان و درختچه‌ها نیز اندازه‌گیری شد. همچنین به منظور مطالعه کارایی روش‌ها و آماره‌های اختصاری مورد ارزیابی در توده-ای با توزیع مکانی متفاوت، توزیع مکانی همگن درختان با الگوی مکانی کپه‌ای در قطعه نمونه مورد بررسی با تعداد درخت مساوی در همان قطعه نمونه شبیه‌سازی شد.

مدیریتی (مانند احیاء با گونه مهاجم کهور پاکستانی (*Prosopis juliflora*) در برخی نقاط) پایداری توده‌های طبیعی خالص و آمیخته این گونه بومی را به مخاطره انداخته است (۲۱، ۲۹). بنابراین مطالعه روی توده‌های طبیعی گونه مذکور و آگاهی بیشتر از ساختار مکانی آن، می‌تواند در جلوگیری از تخریب این توده‌ها و انقراض گونه مذکور مؤثر باشد، به‌ویژه این‌که نسبت به گونه‌های غیر بومی، کاربرد آن در طرح‌های احیایی نیز مناسب‌تر است.

چنانچه اشاره شد، آگاهی از توزیع مکانی در منطقه مطالعاتی در انتخاب آماره‌های اختصاری مناسب برای مطالعه الگوی مکانی گیاهان مؤثر بوده و عدم توجه به این موضوع، ارزیابی نتایج را به دنبال دارد. بنابراین پژوهش حاضر بر مبنای این فرضیه انجام شد که نحوه توزیع مکانی درختان کهور ایرانی در یک توده آمیخته بر شناسایی الگوی مکانی آن‌ها مؤثر است. به‌منظور آزمون این فرضیه، ابتدا باید روشی مناسب در تشخیص نحوه توزیع مکانی درختان در اختیار داشت. سپس به بررسی تأثیر استفاده از آماره‌های اختصاری بر الگوی مکانی تعیین شده پرداخت. بنابراین هدف این پژوهش ارزیابی دو روش متداول در تعیین توزیع مکانی درختان در یک توده آمیخته کهور ایرانی و معرفی روش بهینه است. همچنین مطالعه اثر استفاده از آماره‌های اختصاری مناسب و نامناسب در تعیین الگوی مکانی درختان مذکور و ارزیابی نتایج، هدف دیگر این پژوهش قرار گرفت. معرفی یک روش بهینه در تعیین توزیع مکانی درختان و انتخاب آماره‌های اختصاری مناسب در تعیین الگوی مکانی آن‌ها، نوآوری‌های این پژوهش در مقایسه با مطالعات پیشین بوده که توجه به آن، منجر به شناسایی ناریب الگوهای مکانی گیاهان در مطالعات آتی می‌گردد.



شکل ۱- موقعیت مکانی قطعه نمونه ۴۹ هکتاری مورد مطالعه (a) در استان هرمزگان (b) و ایران (c).

Figure 1. Location of 49-ha study plot (a) in Hormozgan province (b) and Iran (c).

استفاده شد (رابطه ۱). اگر میانگین این شاخص صفر یا نزدیک به آن باشد و پراش آن نیز یک یا حدود یک به دست آید، تفاوت معنی داری بین توزیع مکانی مورد مطالعه و فرآیند پواسون همگن وجود ندارد (۱۴).

رابطه (۱)

$$\text{تعداد نقاط در فرآیند پواسون} - \text{تعداد نقاط در توزیع مورد مطالعه} = \frac{\text{تعداد نقاط در فرآیند پواسون}}{\sqrt{\text{تعداد نقاط در فرآیند پواسون}}} = \text{باقیمانده پیرسون}$$

در روش دوم، توزیع مکانی نقاط مورد مطالعه و فرآیند پواسون همگن با آزمون نیکویی برازش کولموگروف اسمیرنوف مقایسه می شوند. در این روش ابتدا برای هر نقطه از الگوی نقطه ای مورد مطالعه، یک تابع از مختصاتش (x و y) تعریف می شود و سپس همین تابع برای نقطه ای فرآیند پواسون همگن تعریف می شود. در نهایت، توزیع مقدار این تابع ها با آزمون نیکویی برازش کولموگروف اسمیرنوف مقایسه می شوند (۱۴، ۱۷).

تابع همبستگی جفتی (g(r)): به منظور بررسی تأثیر توزیع مکانی درختان بر عملکرد تابع g به عنوان پرکاربردترین آماره اختصاری در تعیین الگوی مکانی، از دو شکل همگن و ناهمگن تابع g به ترتیب برای توزیع مکانی همگن یا ناهمگن درختان در قطعه نمونه مورد مطالعه و شبیه سازی استفاده شد. به طور کلی، تابع g بیانگر تعداد نقاط در فاصله r در یک الگوی

روش های ارزیابی همگنی: چنانچه اشاره شد، فرضیه ای که همه آماره های اختصاری بر مبنای آن عمل می کنند، پیروی توزیع مکانی نقاط (درختان) از فرآیند پواسون همگن در قطعه نمونه است. این موضوع در علوم زیستی به عنوان تصادفی مکانی کامل^۱ شناخته شده است. تحت چنین فرضیه ای، نقاط (درختان) مستقل از یکدیگر بوده و احتمال حضور آن ها در هر بخش از قطعه نمونه مساوی است. به منظور آزمون این فرضیه و تعیین این که توزیع مکانی درختان از CSR پیروی می کند یا تابع فرآیند پواسون ناهمگن است، دو روش وجود دارد. روش اول، مبتنی بر آزمون کای اسکوتر است. در این روش ابتدا تعدادی کوادرات روی قطعه نمونه مورد مطالعه قرار گرفته و تعداد نقاط هر کوادرات در الگوی نقطه ای مورد مطالعه با تعداد نقاط در فرآیند پواسون همگن از طریق آزمون نیکویی برازش کای اسکوتر مقایسه می شوند. از آنجایی که قطعه نمونه مربعی بود (۷۰۰ متر × ۷۰۰ متر)، تعداد کوادرات ها مساوی انتخاب شدند. برای یافتن تعداد مناسب کوادرات، از ترکیب ۲ تا ۷ کوادرات بررسی شدند. علاوه بر آزمون کای اسکوتر، برای مقایسه تعداد نقاط در قطعه نمونه ها و فرآیند پواسون همگن از شاخص باقیمانده پیرسون

1- Complete spatial randomness: CSR

توزیع مکانی تصادفی ساخته شده و معنی‌داری نتایج هر تابع ارزیابی گردید. گرابارنیک و همکاران (۲۰۱۱) نشان دادند که بازه شبیه‌سازی به تنهایی در تأیید یا رد نتایج آماره‌های اختصاری دارای خطا است (۱۶). به همین دلیل در این پژوهش علاوه بر بازه شبیه‌سازی، از آزمون نیکویی برازش پیشنهادی توسط دیگل (۹) نیز استفاده شد.

نتایج و بحث

نتایج آماربرداری از قطعه‌نمونه ۴۹ هکتاری نشان داد که در آن ۴۹۸ درخت وجود داشتند. از این تعداد، ۱۴۹ پایه درخت کهور ایرانی بودند (میانگین ارتفاع ۶/۹ متر و مساحت تاج ۳۳/۶ مترمربع). علاوه بر این، ۲۴۸ پایه آکاسیای چتری (میانگین ارتفاع ۳/۴ متر و مساحت تاج ۲۳/۹ مترمربع) و ۱۰۱ پایه دھیر (میانگین ارتفاع ۲/۴ متر و مساحت تاج ۸/۷ مترمربع) نیز در قطعه‌نمونه ثبت شدند. شکل ۲-ا موقعیت مکانی ۴۹۸ درخت و درختچه ثبت شده در قطعه‌نمونه مورد مطالعه با تغییرات ارتفاعی ۳/۵ متر و شکل ۲-ب موقعیت ۴۹۸ نقطه شبیه‌سازی شده در همان قطعه‌نمونه با توزیع مکانی همگن و الگوی مکانی کپه‌ای را نشان می‌دهد. این دو قطعه‌نمونه (واقعی و شبیه‌سازی) از تعداد درخت مساوی و شرایط محیطی یکسان برخوردار هستند.

موردنظر نسبت به یک الگوی تصادفی است. مقدار تابع g همگن از رابطه ۲ به دست می‌آید.

$$g(r) = \frac{dK(r)}{(2\pi r)(dr)} \quad \text{رابطه (۲)}$$

در رابطه ۲، $dK(r)$ و dr مشتق تابع K (رابطه ۳) و r هستند. مقدار این تابع برای یک الگوی مکانی تصادفی برابر یک است. بیشتر بودن این تابع از یک بیانگر الگو مکانی کپه‌ای و کمتر بودن آن نشان‌دهنده الگوی مکانی پراکنده است.

رابطه (۳)

$$K(r) = \frac{1}{\lambda^2 a} \sum_i \sum_{j \neq i} 1\{\|x_i - x_j\| \leq r\} e(x_i, x_j; r)$$

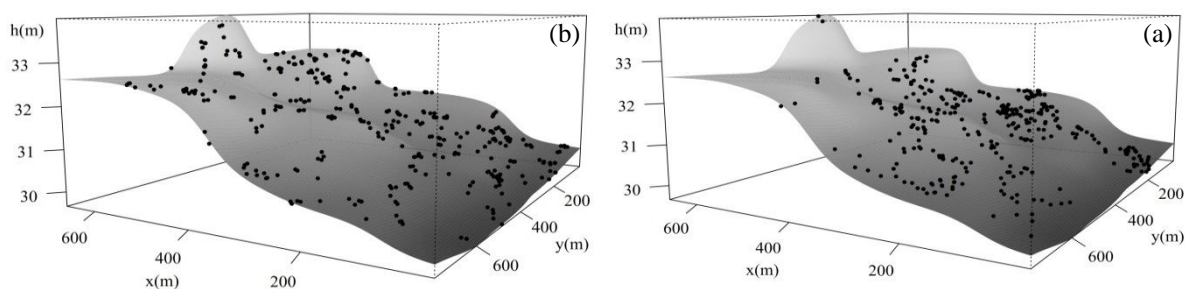
در رابطه ۳، λ تراکم، a مساحت و $e(x_i, x_j; r)$ تصحیح اثر حاشیه‌ای است. اگرچه مقدار تابع g ناهمگن نیز از رابطه ۲ به دست می‌آید، ولی مقدار تابع K از رابط ۴ حاصل می‌شود.

رابطه (۴)

$$K(r) = \frac{1}{a} \sum_i \sum_{j \neq i} \frac{1\{\|x_i - x_j\| \leq r\}}{\lambda(x_i)\lambda(x_j)} e(x_i, x_j; r)$$

در رابطه ۴، $\lambda(x_i)$ و $\lambda(x_j)$ تراکم نقاط i و j هستند (۱۷، ۱۴).

آزمون آماری نتایج: نتایج به دست آمده از تابع g همگن و ناهمگن در سطح ۰/۰۵ مورد ارزیابی قرار گرفت. با استفاده از فرآیند پواسون یک بازه شبیه‌سازی و آزمون مونت کارلو با ۱۹۹ تکرار برای



شکل ۲- توزیع مکانی ۴۹۸ درخت و درختچه ثبت شده در قطعه‌نمونه مورد مطالعه در منطقه حفاظت شده بارچاه (a) و ۴۹۸ نقطه شبیه‌سازی شده با توزیع همگن و الگوی مکانی مشابه در همان قطعه‌نمونه (b).

Figure 2. Spatial distribution of 498 trees and shrubs in the study plot in Barchah protected area (a) and 498 simulated points with homogeneous distribution and similar spatial pattern in the same plot (b).

که توزیع مکانی نقاط در قطعه‌نمونه شبیه‌سازی منطبق با فرآیند پواسون همگن ساخته شده بود، آزمون کای اسکوتر نتوانست همگنی آن‌ها را تشخیص دهد و فقط ترکیب کوادرات 4×4 توانست همگنی توزیع مکانی نقاط را تأیید نماید. اگرچه نتایج ترکیب مورد نظر نشان‌دهنده توزیع مکانی همگن ضعیف نقاط در قطعه‌نمونه شبیه‌سازی بود ($p\text{-value}=0/057$). یکی از نقاط ضعف استفاده از آزمون کای اسکوتر انتخاب ترکیب کوادرات مناسب است به‌ویژه این‌که اندازه کوادرات‌ها بر نتیجه تأثیر می‌گذارند (۱۴). ویلاریل و یول (۲۰۰۸) و گائو (۲۰۱۳) نیز تأیید نمودند که تعداد کوادرات‌ها بر نتایج آزمون کای اسکوتر در تعیین توزیع مکانی گیاهان تأثیر گذاشته و منجر به اربیی نتایج شود که این نتایج با دستاورد پژوهش حاضر در یک راستا است (۱۳، ۳۰).

بررسی ویژگی‌های زیست‌سنجی نشان داد که درختان کهور ایرانی از ارتفاع و مساحت تاج بیشتری نسبت به دو گونه آکاسیای چتری و دهیر برخوردار بودند. این موضوع تأیید نمود که در قطعه‌نمونه مورد مطالعه، گونه کهور ایرانی در آشکوب بالا قرار داشته و دو گونه آکاسیای چتری و دهیر در آشکوب زیرین مستقر شده‌اند. امتحانی و همکاران (۲۰۰۹) نیز به همزیستی گونه کهور ایرانی به‌عنوان گونه اصلی و گونه‌های جنس آکاسیا در ناحیه رویشی خلیج‌عمانی اشاره کرده‌اند (۱۰).

نتایج آزمون کای اسکوتر نشان داد که همه ترکیب‌های مورد مطالعه تأیید کردند که توزیع مکانی درختان در قطعه‌نمونه واقعی از فرآیند پواسون همگن پیروی نکرده و توزیع مکانی آن‌ها منطبق بر فرآیند پواسون ناهمگن است (در سطح ۵ درصد). در حالی

جدول ۱- نتایج آزمون کای اسکوتر با تعداد کوادرات مختلف در قطعه‌نمونه واقعی و شبیه‌سازی.

Table 1. Results of χ^2 test with different quadrat numbers in true and simulated plots.

قطعه‌نمونه شبیه‌سازی (Simulated plot)		قطعه‌نمونه واقعی (True plot)		کوادرات
درجه آزادی (df)	χ^2	درجه آزادی (df)	χ^2	(Quadrats)
3	9.76*	3	21.69*	2 × 2
8	18.98*	8	178.05*	3 × 3
15	27.69 ^{ns}	15	286.26*	4 × 4
24	57.93*	24	351.10*	5 × 5
35	100.95*	35	456.36*	6 × 6
48	97.38*	48	478.26*	7 × 7

* معنی‌دار در سطح ۵ درصد، ns غیرمعنی‌دار در سطح ۵ درصد.

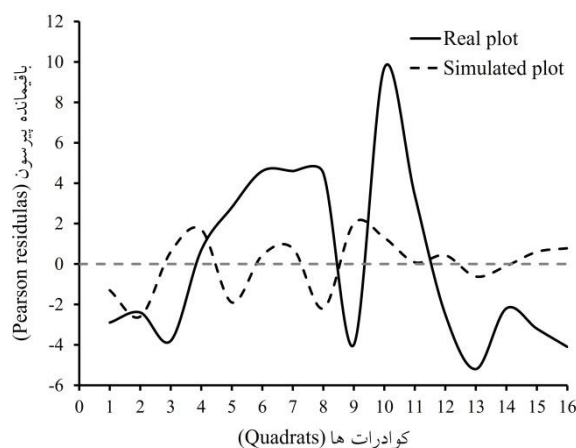
* Significant at $\alpha=5$, non-significant at $\alpha=5$

به‌ترتیب $19/08$ و $1/07$ به‌دست آمد. نتایج این شاخص نشان داد که توزیع مکانی درختان در قطعه‌نمونه واقعی متفاوت از فرآیند پواسون همگن و در قطعه‌نمونه شبیه‌سازی مشابه آن بود (شکل ۳). اگرچه میانگین شاخص نتوانست به درستی نحوه توزیع مکانی درختان در هر دو قطعه‌نمونه را نشان

مقدار باقیمانده پیرسون در ترکیب کوادرات 4×4 روی دو قطعه‌نمونه واقعی و شبیه‌سازی در شکل ۳ نشان داده شده است. میانگین این شاخص در قطعه‌نمونه واقعی و شبیه‌سازی به‌ترتیب $-0/0006$ و $-0/0012$ به‌دست آمد که نزدیک به صفر بودند. در حالی که پراش قطعه‌نمونه واقعی و شبیه‌سازی

پژوهش‌های پیشین کارایی روش کوادرات در شناسایی الگوی مکانی درختان و درختچه‌ها در ناحیه‌های رویشی هیرکانی (۱)، ایران‌تورانی (۱۹) و زاگرس (۱۱) تأیید شده است. در حالی که در پژوهش حاضر، این روش به همراه آزمون کای اسکوتر و شاخص باقیمانده پیرسون برای تعیین همگنی توزیع مکانی درختان (نه الگوی مکانی آنها) ارزیابی شد که از این جنبه نسبت به مطالعات قبلی دارای نوآوری بود.

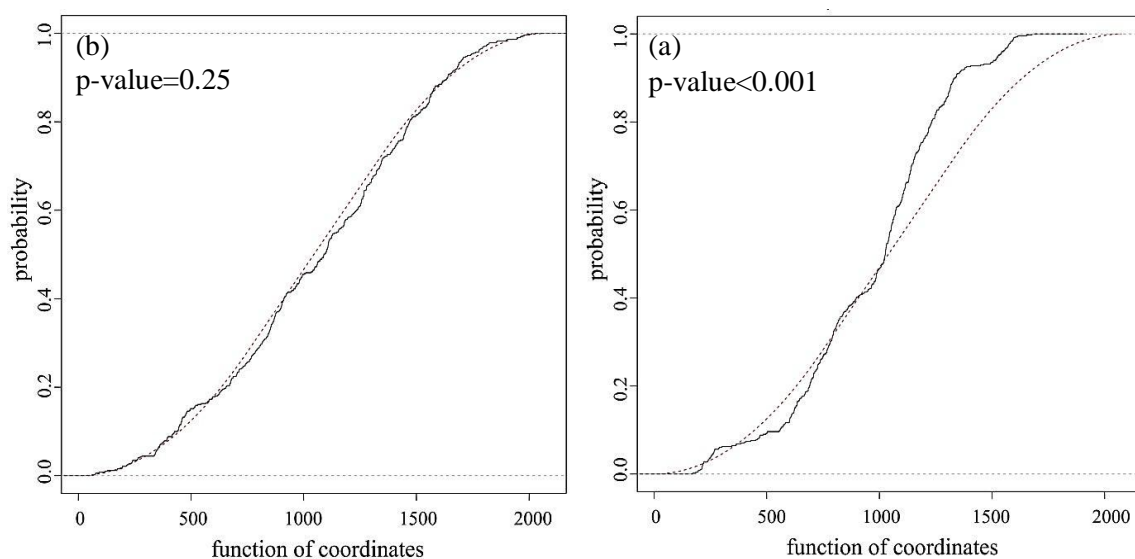
دهد ولی پراش شاخص ناهمگنی توزیع مکانی در قطعه‌نمونه واقعی و همگنی توزیع مکانی در قطعه‌نمونه شبیه‌سازی را تأیید نمود. اگرچه در ترکیب کوادرات 4×4 ، نتایج آزمون کای اسکوتر مبتنی بر کوادرات و همچنین پراش شاخص باقیمانده پیرسون همگنی توزیع مکانی نقاط در قطعه‌نمونه شبیه‌سازی را شناسایی کردند، ولی می‌توان نتیجه گرفت که این روش قادر به تشخیص صحیح توزیع مکانی نقاط در قطعه نمونه‌های مورد مطالعه در این پژوهش نبود.



شکل ۳- باقیمانده پیرسون دو قطعه‌نمونه واقعی و شبیه‌سازی (خط چین خاکستری حد مطلوب را نشان می‌دهد).
Figure 3. Pearson residuals of true and simulated plots (Grey dashed line shows the optimal limit).

بر فرآیند پواسون همگن را تأیید نمود ($D=0/04$ ، $p\text{-value}=0/25$). همچنین میزان تطابق توزیع مکانی درختان در قطعه‌نمونه واقعی و شبیه‌سازی با فرآیند پواسون همگن در شکل ۴ نشان داده شده است.

آزمون کولموگروف اسمیرنوف نشان داد که توزیع مکانی درختان در قطعه‌نمونه واقعی به‌طور معنی‌داری متفاوت از فرآیند پواسون همگن بود ($D=0/18$ ، $p\text{-value}<0/001$). در حالی‌که نتایج این آزمون تطابق معنی‌دار توزیع مکانی نقاط در قطعه‌نمونه شبیه‌سازی



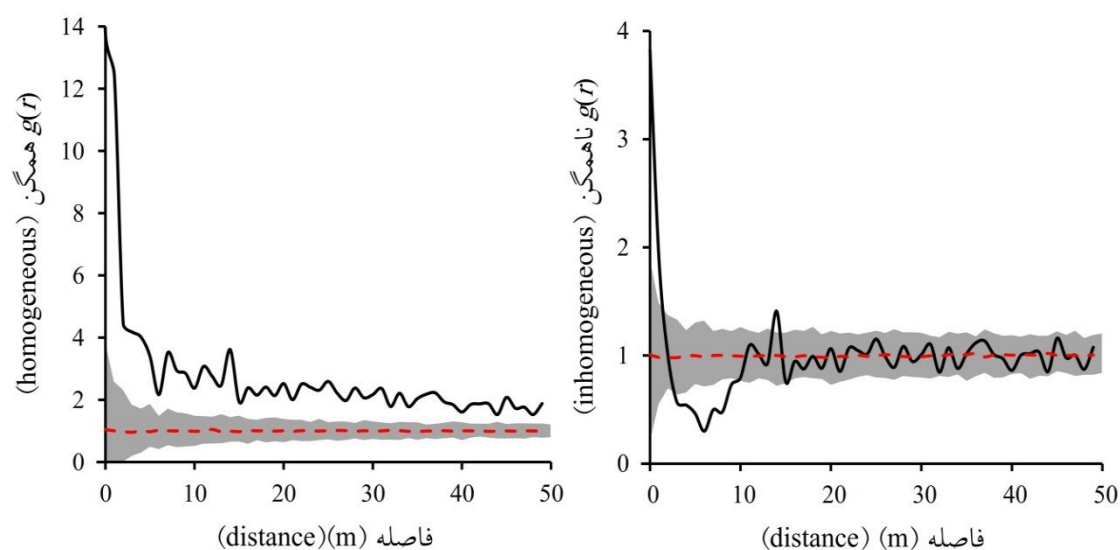
شکل ۴- آزمون کولموگوروف اسمیرنوف در دو قطعه نمونه واقعی و شبیه‌سازی (خط‌چین نشان دهنده فرآیند پواسون همگن و خط تیره توزیع مکانی مشاهده شده است).

Figure 4. Kolmogorov Smirnov test of true and simulated plots (Dashed lines show the homogeneous Poisson distribution and dark lines show the observed distributions).

قطعه نمونه واقعی از فرآیند پواسون ناهمگن پیروی می‌کردند. تابع g همگن نشان داد که درختان و درختچه‌ها در قطعه نمونه آمیخته کشور ایرانی در تمام مقیاس‌ها (صفر تا ۵۰ متر) از الگوی مکانی کپهای معنی‌دار برخوردار بودند ($p\text{-value} < 0/001$). در حالی که تابع g ناهمگن تأیید نمود که این گیاهان تنها تا فاصله چهار متر کپهای بوده که تنها تا فاصله سه متر آن از لحاظ آماری معنی‌دار بود (سطح ۵ درصد). همچنین این تابع نشان داد که گیاهان از فاصله چهار تا ۱۱ متر الگوی مکانی پراکنده داشتند که این پراکندگی از $3/5$ تا ۱۰ متر معنی‌دار بود. از مقیاس ۱۱ تا ۵۰ متر نیز الگوی مکانی شبیه به الگوی مکانی تصادفی بود ($p\text{-value} < 0/001$) (شکل ۵). ملاحظه شد که استفاده از تابع g همگن نتوانست الگوی مکانی درختان و درختچه‌ها را به درستی شناسایی کند. درحالی که کاربرد تابع g ناهمگن در قطعه نمونه مورد مطالعه با توزیع مکانی ناهمگن گیاهان، الگوی مکانی را به درستی تشخیص داد.

چنانچه نتایج نشان داد آزمون کولموگوروف اسمیرنوف توانست ناهمگنی توزیع مکانی در قطعه نمونه واقعی و همگنی آن در قطعه نمونه شبیه‌سازی را شناسایی کند. همچنین این روش اشکال تعیین تعداد و اندازه کوادرات‌ها توسط کاربر در روش قبلی را نداشته و امکان ارائه تصویری نتایج نیز فراهم است (شکل ۴). استفاده از آزمون کولموگوروف اسمیرنوف در شناسایی همگنی توزیع مکانی درختان در قطعه نمونه در مطالعات پیشین نیز مورد تأیید قرار گرفته است (۲۸، ۱۲).

همانطور که پیشتر اشاره شد همگنی توزیع مکانی نقاط در قطعه نمونه، فرض صفر آماره‌های اختصاری است که باید رعایت گردد. به‌منظور نشان دادن نحوه تأثیر توزیع مکانی درختان بر نتایج الگوی مکانی و ارزیابی نتایج به‌دلیل عدم توجه به این موضوع، تابع g همگن و ناهمگن در دو قطعه نمونه واقعی و شبیه‌سازی برای تعیین الگوی مکانی به‌کار رفتند. در مرحله قبل تأیید شد که درختان و درختچه‌ها در

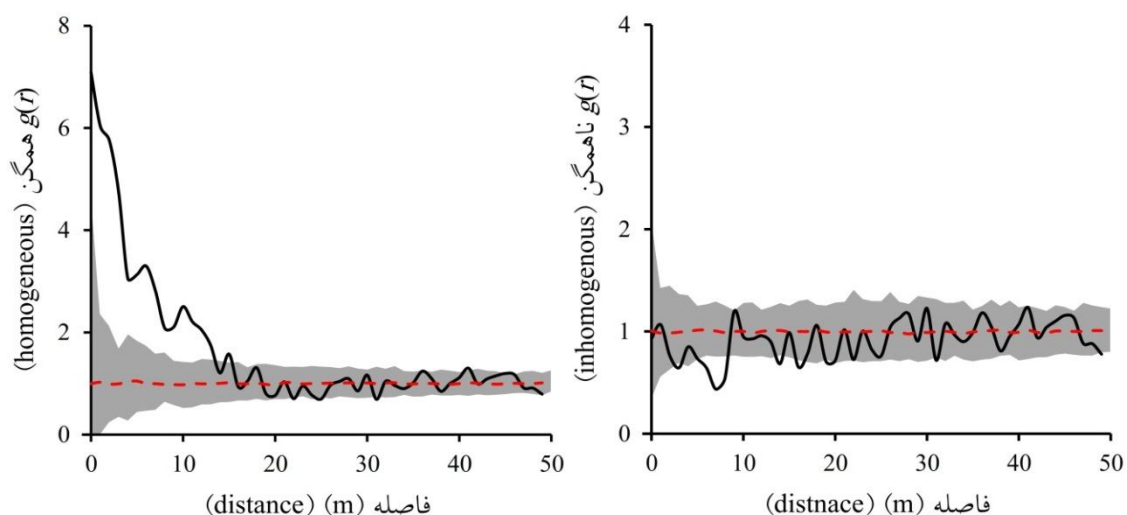


شکل ۵- تابع g همگن و ناهمگن در قطعه‌نمونه واقعی (محدوده خاکستری بازه شبیه‌سازی مونت‌کارلو و خط‌چین مقدار پیش‌فرض تابع است).

Figure 5. Homogeneous and inhomogeneous g -function of true plot (Grey area is Monte Carlo simulation envelopes and dashed line is the theoretical value of g -function).

$\text{value} < 0.05$). این تابع نشان داد که درختان از فاصله ۱۰ تا ۵۰ متر الگوی مکانی تصادفی داشتند (شکل ۵). بررسی همگنی توزیع مکانی درختان در قطعه‌نمونه پیش از تعیین الگوی مکانی آنها علاوه بر منابع معتبر آماری (۱۴، ۱۷)، در بسیاری از مطالعات مورد تأیید و تأکید قرار گرفته است (۱۵، ۲۰، ۲۲). نتایج پژوهش حاضر نیز در راستای آنها، ضرورت بررسی همگنی درختان پیش از تعیین الگوی مکانی را نشان داد و تأیید نمود که در صورت استفاده از آماره اختصاری نامناسب (به‌عنوان مثال تابع g همگن برای درختانی با توزیع مکانی ناهمگن)، الگوی مکانی به درستی تعیین نشده و نتایج اریب هستند.

به‌منظور دستیابی به نتایجی با اطمینان بیشتر، تابع g همگن و ناهمگن برای یک قطعه‌نمونه که با توزیع مکانی همگن و الگوی مکانی کپه‌ای درختان شبیه‌سازی شده بود به کار رفتند. تابع g همگن به درستی نشان داد که درختان در قطعه‌نمونه شبیه‌سازی تا مقیاس ۱۶ متر دارای الگوی مکانی کپه‌ای بودند که تا فاصله ۱۵ متر معنی‌دار بود (در سطح ۵ درصد). از مقیاس ۱۶ تا ۵۰ متر نیز الگوی مکانی شبیه به الگوی مکانی تصادفی بود ($p\text{-value} < 0.001$). اگرچه تابع g ناهمگن که برای این قطعه‌نمونه با توزیع مکانی همگن مناسب نبود، به نادرستی نشان داد درختان از مقیاس دو تا ۱۰ متر پراکنده بوده و معنی‌داری این پراکنندگی از شش تا نه متر تأیید شد ($p\text{-value} < 0.001$).



شکل ۵- تابع g همگن و ناهمگن در قطعه نمونه شبیه سازی (محدوده خاکستری بازه شبیه سازی مونت کارلو و خط چین مقدار پیش فرض تابع است).

Figure 5. Homogeneous and inhomogeneous g -function of simulated plot (Grey area is Monte Carlo simulation envelopes and dashed line is the theoretical value of g -function).

مکانی همگن گیاهان) کپه ای بودن درختان را تشخیص داده ولی تابع g ناهمگن نتایجی همراه با خطا ارائه نمود. فرضیه اولیه پژوهش حاضر این بود که توزیع مکانی درختان در یک توده آمیخته کهور ایرانی بر شناسایی الگوی مکانی آنها تأثیر دارد که نتایج پژوهش این فرضیه را تأیید نمود. همچنین در راستای مطالعات پیشین، نتایج این پژوهش بر تعیین همگنی توزیع مکانی درختان با استفاده از آزمون کولموگروف اسمیرنوف پیش از تعیین الگوی مکانی آنها تأکید می نماید. نتایج نشان داد که عدم توجه به این موضوع و کاربرد آماره های اختصاری نامناسب، ارزیابی نتایج و تحلیل نادرست از برهمکنش گیاهان را در منطقه مورد مطالعه به همراه خواهد داشت.

سپاسگزاری

نویسندگان بر خود لازم می دانند از تیم محترم مهندسی جناب آقای شهاب فاتح به خاطر اجرای عملیات نقشه برداری از منطقه مورد مطالعه و همکاری در بازدیدهای میدانی تشکر نمایند. همچنین این پژوهش با حمایت مالی معاونت پژوهشی دانشگاه

نتیجه گیری کلی

این پژوهش به تعیین همگنی توزیع مکانی درختان در یک قطعه نمونه از توده آمیخته کهور ایرانی در منطقه حفاظت شده بارچاه استان هرمزگان و یک قطعه نمونه شبیه سازی شده با استفاده از دو روش پرداخت. نتایج نشان داد که استفاده از آزمون کولموگروف اسمیرنوف نسبت به آزمون کای اسکوتر مبتنی بر کوادرات در تعیین همگنی هر دو قطعه نمونه از کارایی بیشتری برخوردار بوده و اشکالات آزمون کای اسکوتر را نداشت. همچنین آزمون کولموگروف اسمیرنوف که به عنوان روش بهینه در این پژوهش معرفی شد، تأیید نمود که درختان در قطعه نمونه واقعی از توزیع مکانی ناهمگن برخوردار بوده ولی در قطعه نمونه شبیه سازی به طور همگن گسترده شده بودند. علاوه بر این، نتایج نشان داد که کاربرد تابع g ناهمگن در قطعه نمونه واقعی (با توزیع مکانی ناهمگن گیاهان) الگوی مکانی را به درستی تعیین نمود در حالی که نتایج تابع g همگن در این قطعه نمونه اریب بود. الگوی مکانی تعیین شده بوسیله تابع g همگن در قطعه نمونه شبیه سازی (با توزیع

شیراز (کد اعتبار ۹۳GRD۱M۱۵۳۱۲۶) انجام شده است. علاوه بر این، نویسندگان مراتب قدردانی خود را از داوران محترم ابراز می‌دارند که با راهنمایی‌های سازنده خود، زمینه تصحیح نسخه اولیه مقاله را به وجود آوردند.

منابع

- Alavi, S.J., Zahedi Amiri, Gh., and Marvie Mohadjer, M.R. 2006. An investigation of spatial pattern in Wych Elm (*Ulmus glabra*) in Hyrcanian forests. Iranian J. of Natural Resources, 58: 793-804. (In Persian)
- Alavi, J., Zahedi Amiri, G., Nouri, Z., and Marvi Mohajer, M.R. 2014. Application of Ripley's K-Function in Detecting Spatial Pattern of Wych Elm Species in Khayroud Forests, North of Iran. Iranian J. of Wood and Forest Science. 20: 4.21-39. (In Persian)
- Basiri, R., Sohrabi, H., and Mozayen, M. 2006. A statistical analysis of the spatial pattern of trees species in Ghamisheleh Marivan Region, Iran. Iranian J. of Natural Resources. 59: 2.579-588. (In Persian)
- Biabani, K., Pilevar, B., and Safari, A. 2016. Comparison of spatial patterns and interspecific association of Gall oak (*Quercus infectoria*) and Lebanon oak (*Q. libani*) in two less degraded and degraded oak stands in Northern Zagros (Case study: KhedrAbad, Sardasht). Iranian J. of Forest and Poplar Research, 24: 1.77-88. (In Persian)
- Brown, N., Jeger, M., Kirk, S., Xu, X., and Denman, S. 2016. Spatial and temporal patterns in symptom expression within eight woodlands affected by Acute Oak Decline. J. of Forest Ecology and Management, 360: 97-109.
- Choo, J., Juenger, T.E., and Simpson, B.B. 2012. Consequences of frugivore-mediated seed dispersal for the spatial and genetic structures of a neotropical palm. J. of Molecular Ecology, 21: 4.1019-1031.
- Cisz, M.E., Falkowski, M.J., and Orr, B. 2013. Small-scale spatial pattern of *Copernicia alba* morong near Bahia Negra, Paraguay. J. of Natural Resources, 4: 369-377.
- Clyatt, K.A., Crotteau, J.S., Schaedel, M.S., Wiggins, H.L., Kelley, H., Churchill, D.J., and Larson, A.J. 2016. Historical spatial patterns and contemporary tree mortality in dry mixed-conifer forests. J. of Forest Ecology and Management, 361: 23-37.
- Diggle, P.J. 2003. Statistical analysis of spatial point patterns. Arnold Publishers, London, UK, 159p.
- Emtehani, M., Azimzadeh, H.R., and Ekhtesasi, M.R. 2009. Ecological status of Indian mesquite (*Prosopis cineraria*) and its environmental effects in the south of Iran. Iranian J. of Environmental Studies, 34: 48.81-89. (In Persian)
- Erfanifard, Y., and Mahdian, F. 2012. Comparative investigation on the methods of true spatial pattern analysis of trees in forests, case study: Wild pistachio research forest, Fars province, Iran. Iranian J. of Forest and Poplar Research, 20: 1.62-73. (In Persian)
- Erfanifard, Y., and Rezayan, F. 2014. Suitable methods in spatial pattern analysis of heterogeneous wild pistachio (*Pistacia atlantica* Desf.) woodlands in Zagros, Iran. Iranian J. of Applied Ecology, 9: 81-91. (In Persian)
- Gao, M. 2013. Detecting spatial aggregation from distance sampling: a probability distribution model of nearest neighbor distance. J. of Ecological Research, 28: 397-405.
- Gelfand, A.E., Diggle, P.J., Fuentes, M., and Guttorp, P. 2010. Handbook of spatial statistics. CRC Press, Florida, USA, 608p.
- Getzin, S., Wiegand, T., Wiegand, K., and He, F. 2008. Heterogeneity influences spatial patterns and demographics in forest stands. J. of Ecology, 96: 807-820.
- Grabarnik, P., Myllymäki, M., and Stoyan, D. 2011. Correct testing of mark independence for marked point patterns. J. of Ecological Modeling, 222: 3888-3894.

17. Illian, J., Penttinen, A., Stoyan, H., and Stoyan, D. 2008. Statistical analysis and modelling of spatial point patterns. John Wiley and Sons, West Sussex, UK, 534p.
18. Jazirehi, M.H., and Ebrahimi Rostaghi, M. 2003. Silviculture in Zagros. Tehran Univ. Press, 560p. (In Persian)
19. Kiani, B., Tabari, M., Fallah, A., Hosseini, S.M., and Iran-Nejad Parizi, M.H. 2011. The use of Nearest Neighbor, Mean Square and Ripley's K-function methods to determine spatial pattern of Saxaul (*Haloxylon ammodendron* C.A.Mey) in Siahkoooh protected area, Yazd province. Iranian J. of Forest and Poplar Research, 19: 3.356-369. (In Persian)
20. Law, R., Illian, J., Burslem, D.F.R.P., Gratzler, G., Gunatilleke, C.V.S., and Gunatilleke, I.A.U.N. 2009. Ecological information from spatial patterns of plants: insights from point process theory. J. of Ecology, 97: 616-628.
21. Najafi Tireh Shabankareh, K., and Jalili, A. 2012. Effects of *Prosopis juliflora* (SW.) DC on some physical and chemical soil properties. Iranian J. of Range and Desert Research, 19: 3.406-420. (In Persian)
22. Nguyen, H.H., Uria-Diez, J., and Wiegand, K. 2016. Spatial distribution and association patterns in a tropical evergreen broad-leaved forest of north-central Vietnam. J. of Vegetation Science, 27: 318-327.
23. Perry, G.L.W., Enright, N.J., Miller B.P., and La-Mont, B.B. 2009. Nearest-neighbor interactions in species-rich shrublands: The roles of abundance, spatial patterns and resources. Oikos, 118: 2.161-174.
24. Protection plan of forests and rangelands in Brismon. 2006. Natural Resources General Office of Hormozgan province, 130p.
25. Rayburn, A.P., Schiffers, K., and Schupp, E.W. 2011. Use of precise spatial data for describing spatial patterns and plant interactions in a diverse Great Basin shrub community. J. of Plant Ecology, 212: 4.585-594.
26. Salas, C., LeMay, V., Nunez, P., Pacheco, P., and Espinosa, A. 2006. Spatial patterns in an old-growth *Nothofagus oblique* forest in south-central Chile. J. of Forest Ecology and Management, 231: 38-46.
27. Sohrabi, H. 2014. Spatial pattern of woody species in Chartagh forest reserve, Ardal. Iranian J. of Forest and Poplar Research, 22: 1.27-38. (In Persian)
28. Trifković, S., and Yamamoto, H. 2008. Indexing of spatial patterns of trees using a mean of angles. J. of Forest Research, 13: 2.117-121.
29. Usha, G., Natghawat, G., and Goel, U. 1990. Relative effects of *Prosopis juliflora* and *Prosopis cineraria* on seed germination and seedling growth. Acta Botanica Indica, 18: 1.76-79.
30. Villarreal, M.L., and Yool, S.R. 2008. Analysis of fire-related vegetation patterns in the Huachuca Mountains, Arizona, USA, and Sierra Los Ajos, Sonora, Mexico. J. of Fire Ecology, 4: 1.14-33.

Gorgan University of Agricultural
Sciences and Natural Resources

J. of Wood & Forest Science and Technology, Vol. 24 (2), 2017
<http://jwfst.gau.ac.ir>

Evaluation of homogeneity of tree spatial distribution in a mixed mesquite (*Prosopis cineraria*) stand in Barchah protected area, Hormozgan province

E. Khosravi¹ and *S.Y. Erfanifard²

¹M.Sc., Dept., of Natural Resources and Environment, Faculty of Agriculture, Shiraz University, Shiraz, Iran, ²Associate Prof., Dept., of Natural Resources and Environment, Faculty of Agriculture, Shiraz University, Shiraz, Iran

Received: 01/04/2017; Accepted: 06/29/2017

Abstract

Background and objectives: Spatial pattern of trees in a stand is the outcome of different processes such as their interactions, seed dispersal, and environmental heterogeneity. In consequence, knowledge of spatial pattern of plant species is important for deeper understanding of different hypotheses in ecology. Considering the importance, unbiased recognition of spatial pattern of plant species using reliable techniques is essential in ecology. Summary statistics used in point pattern analysis to explore spatial pattern of plants are based on the null model of homogeneous Poisson process (Complete spatial randomness: CSR). So it seems necessary to investigate homogeneity of tree spatial distribution before analyzing their spatial pattern. Considering this issue, this study was aimed to evaluate the homogeneity of tree spatial distribution in a mixed mesquite stand in Khalij-Omanian vegetation zone using two methods. Moreover, it was also aimed to investigate the impact of ignoring the CSR null model on spatial pattern analysis of trees in the plot.

Materials and methods: A 49-ha study plot (700 m × 700 m) was selected in a mixed mesquite stand in Barchah protected area in Hormozgan province. The spatial location of all trees and shrubs with height > 0.5 m was registered and their height and crown area were measured. Furthermore, another plot with the similar number of plants and environmental conditions was simulated with homogeneous spatial distribution and clustered spatial pattern of plants. Two methods of Chi-squared test based on quadrat accompanied with Pearson residuals and Kolmogorov-Smirnov test were applied to explore homogeneity of tree spatial distribution. Moreover, homogeneous and inhomogeneous pair correlation functions were used to analyze spatial patterns in two plots.

Results: The study plot was covered by 498 trees and shrubs including 149 mesquites, 248 umbrella thorns (*Acacia tortilis*), and 101 desert thorns (*Lycium shawii*). The results showed that Chi-squared test only with 4 × 4 quadrats could recognize homogeneity of the simulated plot. Mean of Pearson residuals also did not characterize the homogeneity difference of two plots. While Kolmogorov-Smirnov test explored the difference between tree spatial distribution of the true plot (p-value < 0.001) and simulated plot (p-value = 0.25) compared to homogeneous Poisson process. Although homogeneous g(r) did not show spatial patterns in the true plot, inhomogeneous g(r) revealed the significant clustered spatial pattern of plants up to 3 m and dispersed spatial pattern at 3.5-10 m spatial scale. In addition, recognized spatial pattern in the simulated plot with homogeneous spatial distribution of plants using inhomogeneous g(r) was biased, although homogenous g(r) showed the significant clustered spatial pattern of plants up to 15 m distance.

Conclusion: In general, it was concluded that Kolmogorov-Smirnov test is a reliable method to assess homogeneity of plant spatial distribution in the study area. Moreover, it was revealed that efficiency of g(r) in spatial pattern recognition of plants was influenced by homogeneity of their spatial distribution and application of inappropriate form of g(r) resulted in biased spatial pattern analysis at the study site.

Keywords: Kolmogorov-Smirnov test, Chi-squared test, Spatial pattern, Mesquite, Homogeneity

*Corresponding author: erfanifard@shirazu.ac.ir