

الگوی پراکنش گونه پده با استفاده از توابع J ، G ، L ، K و J در منطقه مارون بهبهان

مریم معصومی باعربی^۱

رضا بصیری^{*}

basiri52@yahoo.com

مصطفی مرادی^۳

بهمن کیانی^۴

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۹/۱۵

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۷/۲۹

چکیده

زمینه و هدف: شناخت الگوی مکانی گونه‌های گیاهی برای بررسی موقعیت تاج‌پوشش، وضعیت زادآوری، پویایی جنگل و شناسایی روابط زیستی موجود در این اکوسیستم‌ها ضروری است. یکی از اهداف اصلی در تحلیل الگوی مکانی درختان در بوم‌سازگان جنگل، کشف روابط معنی‌دار بیشتر بین درختان و محیط‌زیست آن‌ها است. به این منظور از روش‌های تجزیه و تحلیل خاصی برای کمی کردن الگوی مکانی جوامع گیاهی استفاده می‌شود. هدف از این پژوهش تعیین الگوی مکانی پده از طریق به‌کارگیری توابع مختلف J ، G ، L و K و بررسی قابلیت توابع در تعیین جزئیات بیشتر الگوی مکانی این گونه در جنگل‌های رودخانه‌ای مارون بهبهان است.

روش بررسی: دو توده خالص و آمیخته از گونه پده مورد مطالعه و آماربرداری صد در صد قرار گرفت. موقعیت مکانی (فاصله و آزیموت) تمام درختان پده دارای قطر بیشتر از ۵ سانتی‌متر تعیین شد. با استفاده از توابع J ، G ، L و K رایبلی، الگوی مکانی پده در دو توده خالص و آمیخته تعیین شد. جهت تحلیل تبیینی در تجزیه آمار نقطه‌ای، آزمون فرض تصادفی بودن کامل نقاط در نظر گرفته شد. آزمون فرض معمول در آمار تحلیل نقطه‌ای، بر پایه آزمون‌های شبیه‌سازی مثل آزمون معنی‌داری مونت کارلو منطبق شد. این آزمون با تکرار ۹۹۹ بار انجام شد تا احتمال خطای نوع اول حداقل نزدیک به ۵٪ شود. همچنین به منظور بررسی همگنی و ناهمگنی مناطق مورد مطالعه نیز از آزمون کولموگروف-اسمیرنوف و برای تحلیل الگوی پراکنش نیز از نرم‌افزار R (Var3.2.2) استفاده شد.

یافته‌ها: نتایج مربوط به تحلیل الگوی پراکنش مکانی پده با استفاده از تابع K رایبلی در توده خالص بیانگر این است که الگوی توزیع پده تا فاصله تقریباً ۱۵۰ متری کپه‌ای و از این فاصله به بعد، الگو به سمت تصادفی و سپس یکنواختی تغییر یافته است. در توده آمیخته نیز تا

۱- کارشناس ارشد دانشکده منابع طبیعی دانشگاه صنعتی خاتم الانبیاء بهبهان.

۲- دانشیار دانشکده منابع طبیعی دانشگاه صنعتی خاتم الانبیاء بهبهان. * (مسوول مکاتبات)

۳- دانشیار دانشکده منابع طبیعی دانشگاه صنعتی خاتم الانبیاء بهبهان.

۴- دانشیار دانشکده منابع طبیعی و کویرشناسی دانشگاه یزد.

فاصله حدوداً ۱۲۵ متری الگوی کپه‌ای معنی‌داری دیده می‌شود. نتایج تحلیل تابع L ناهمگن در توده خالص الگوی مکانی پده را تا فاصله حدود ۱۵۰ متری کپه‌ای معنی‌داری نشان می‌دهد. در توده آمیخته تا حدود فاصله ۱۲۵ متری الگو کپه‌ای و از این فاصله به بعد الگو به سمت تصادفی و سپس به‌طور معنی‌داری به سمت یکنواختی تغییر پیدا می‌کند. تابع ناهمگن G در توده خالص پده تا فاصله حدود ۱۰۰ متری با یک شیب ملایم مبین الگوی کپه‌ای است. در توده آمیخته پده از فواصل اولیه به بعد، منحنی با یک شیب ملایم نشانگر یک الگوی کپه‌ای متوسط است. مقدار شاخص J در توده خالص، تا فاصله حدود ۳۰ متری معادل ۱ است و منحنی حالت یکنواخت نشان می‌دهد که بیانگر وجود یک الگوی تصادفی تا این فاصله است. مقدار شاخص از فاصله ۳۰ تا حدوداً ۷۵ متری با یک شیب تقریباً تند کمتر از ۱ شده است که بیانگر الگوی کپه‌ای نسبتاً قوی است. در توده آمیخته، مقدار شاخص تا فاصله حدود ۶۰ متری، با یک شیب تندتر کمتر از ۱ شده و الگوی کپه‌ای قوی را نشان می‌دهد.

بحث و نتیجه‌گیری: کلیه توابع مورد بررسی در توده خالص و آمیخته، تا فاصله حدود ۱۰۰ متری نتایج مشابهی را که همان الگوی کپه‌ای است تأیید کردند. تابع J جزئیات بیشتری از الگوی مکانی را ارائه داد. همه توابع وجود یک نوع وابستگی اکولوژیکی بین پایه‌های پده را مورد تأیید قرار دادند.

واژه‌های کلیدی: الگوی پراکنش، توابع ناهمگن، توده خالص و آمیخته، جنگل‌های رودخانه‌ای.

Spatial pattern of *Populus euphratica* Oliv. using K, L, G and J functions in Maroon, Behbahan

Masumi Baba Arabi¹

Reza Basiri^{2*}

Basiri52@yahoo.com

Mostafa Moradi³

Bahman Kiani⁴

Admission Date: December 6, 2023

Date Received: October 21, 2023

Abstract

Background and Objective: Recognition of spatial pattern of plant species is essential to check the canopy position, regeneration, forest dynamics and identify biological relationships in an ecosystem. One of the main goals in analyzing the spatial pattern of trees in forest ecosystems is to discover more meaningful relationships between trees and their environment. For this purpose, special analytical methods are used to quantify the spatial pattern of plant communities. The aim of this study was to determine the spatial pattern of *Populus euphratica* Oliv. using various K, L, G and J functions and the ability of these functions in determining details spatial pattern of the species in riparian forests of Maroon, Behbahan.

Material and Methodology: Two stands of *Populus euphratica* including Pure and mixed were studied and callipered. Position (distance and azimuth) of all individuals with DBH larger than 5 cm was set. Spatial pattern of *Populus euphratica* in both pure and mixed stands was determined using Ripley's K function, L, G and J functions. For explanatory analysis in analysis of point statistics, the assumption test of complete randomness of points was considered. The usual hypothesis test in point analysis statistics was applied based on simulation tests such as the Monte Carlo significance test. This test was repeated 999 times so that the probability of the first type of error is at least close to 5%. Also, in order to check the homogeneity and heterogeneity of the studied areas, the Kolmogorov-Smirnov test was used, and R software (Var3.2.2) was used to analyze the distribution pattern.

Finds: The results related to the analysis of the spatial distribution pattern of the *Populus* using Ripley's K function in the pure stand indicate that the distribution pattern of the *Populus* up to a distance of approximately 150m is clumped and from this distance onwards, the pattern has changed to randomness and then to uniformity. A significant clumped pattern can be seen in the mixed stand up to a distance of about 125m. The results of the analysis of the heterogeneous L function in the pure stand show the spatial pattern of the field up to a distance of about 150m, a significant clump. In the mixed

1- Master of Sciences of forestry department, Faculty of natural resources, Behbahan Khatam Alanbia University of technology.

2- Associate professor of forestry department, Faculty of natural resources, Behbahan Khatam Alanbia University of technology. * (Corresponding author)

3- Associate professor of forestry department, Faculty of natural resources, Behbahan Khatam Alanbia University of technology.

4- Associate professor of forestry department, Faculty of natural resources and desert studies, Yazd university.

stand up to a distance of 125m, the pattern is aggregated and from this distance onwards, the pattern changes towards randomness and then significantly towards uniformity. The inhomogeneous function G in the pure stand of *Populus* up to a distance of about 100m shows a clumped pattern with a low slope. In the mixed stand of *Populus* from the initial intervals onwards, the curve with a low slope indicates a medium aggregated pattern. The value of the J index in the pure stand is equal to 1 up to a distance of about 30m, and the uniform state curve shows the existence of a random pattern up to this distance. The value of the index is less than 1 from the distance of 30 to about 75m with an almost steep slope, which indicates a relatively strong clumped pattern. In the mixed stand, the value of the index is less than 1 up to a distance of about 60m, with a steeper slope, and shows a strong clumped pattern.

Results and Discussion: All functions for two stands have confirmed similar results which are clumped up to a distance of about 100 meters. The J function provided more detail of the spatial pattern. Generally, the functions endorsed a type of ecological dependency between the *Populus euphratica* individuals.

Keywords: Spatial pattern, Inhomogeneous functions, Pure and mixed stands, Riparian forests.

مقدمه

معمولی در نقشه است که به درک اثر متقابل ساختار نقاط کمک می‌کند. این تابع می‌تواند ایده‌ای مناسب برای رسم طیف وسیعی از آماره باشد که تمایل دارد جنبه‌های مختلف الگوی مکانی را به دست آورده و از این طریق اطلاعات تکمیلی ارائه دهد (۱۴).

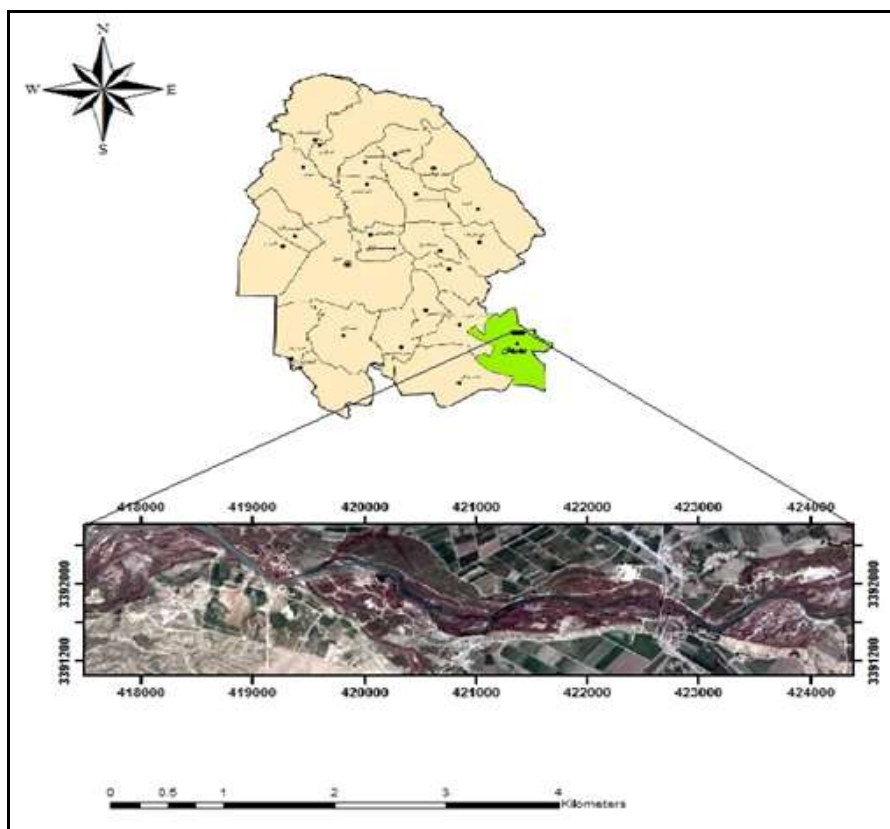
پده یکی از اصلی‌ترین گونه‌های درختی جنگل‌های حاشیه رودخانه‌ای به شمار می‌رود (۲۲، ۲۳) که اهمیت آن در کنترل بیابان‌زایی (۲۲) و سیلاب (۲۴) ثابت شده است. محققان بسیاری از کشورها روی گونه پده با توجه به توزیع جغرافیایی وسیع و ویژگی‌های بیولوژیکی متنوع؛ مطالعات گسترده‌ای انجام داده‌اند (۲۵، ۲۶، ۲۲). با این حال مطالعات اندکی روی خصوصیات کمی این جوامع، صورت گرفته است. هدف از این پژوهش تعیین الگوی مکانی پده از طریق به‌کارگیری توابع مختلف J و G, L, K و بررسی قابلیت توابع در تعیین جزئیات بیشتر الگوی مکانی این گونه است.

مواد و روش‌ها

- منطقه مورد مطالعه

این مطالعه در جنگل‌های رودخانه‌ای مارون واقع در شهرستان بهبهان، استان خوزستان انجام شده است. جنگل مورد بررسی در محدوده طول جغرافیایی ($37^{\circ} 09'$) و ($50^{\circ} 10' 25''$) و عرض جغرافیایی ($38' 38''$) و ($30^{\circ} 39' 38''$) (شکل (۱)) با ارتفاع ۲۵۰-۳۰۰ متر از سطح دریا قرار دارد. متوسط بارندگی سالانه ۳۵۰/۰۴ میلی‌متر و متوسط دمای سالانه ۲۴ درجه سانتی‌گراد است (۲۷). منطقه بر اساس فرمول اقلیمی آمبرژه دارای اقلیم خشک است (۲۳). گونه‌های چوبی که به‌طور طبیعی در حاشیه رودخانه مارون استقرار یافته‌اند، شامل پده (*Populus euphratica* Olivier.)، گز (*Tamarix*)، *arceuthoides* Beg.) و سریم (*Lycium Shawii*) (Roemer & schult) می‌باشند، که جوامع گیاهی منحصربه-فردی را تشکیل داده‌اند (۲۶).

الگوی مکانی درختان از ویژگی‌های مهم جنگل‌ها برای بررسی موقعیت تاج پوشش، وضعیت زادآوری، پویایی جنگل و شناسایی روابط زیستی موجود بین گیاهان و موجودات دیگر مانند گیاه‌خواران، حشرات سایر موجوداتی که درختان زیستگاه آن‌ها را فراهم می‌کنند، است (۱، ۲، ۳). از طرفی الگوی مکانی درختان می‌تواند به‌صورت مستقیم؛ مانند زیست‌توده؛ و یا غیرمستقیم؛ از طریق ایجاد میکروکلیم؛ اثرگذار باشد و تصور می‌شود الگوهای استفاده از منابع از گونه‌ای به گونه دیگر متفاوت است (۱). یکی از اهداف اصلی در تحلیل الگوی مکانی درختان در بوم‌سازگان جنگل، کشف روابط معنی‌دار بیشتر بین درختان و محیط‌زیست آن‌ها است (۳). به این منظور از روش‌های تجزیه و تحلیل خاصی برای کمی کردن الگوی مکانی جوامع گیاهی استفاده می‌شود (۴) که می‌توان آن‌ها را به سه دسته روش‌های مربعات (کوادراتی) (۵)، نزدیک‌ترین همسایه (۶) و ثبت و جایابی داده‌ها (Mapped Data) (۷، ۸) تقسیم کرد. در گذشته توجه خاصی به استفاده از شاخص‌های پراکنندگی و توزیع‌های آماری وجود داشته است (۹، ۱۰، ۱۱، ۱۲، ۱۳، ۱۴). علاوه بر این روش‌های دیگری که بر موقعیت مکانی نمونه‌ها تکیه دارد، برای ترسیم اطلاعات دقیق موقعیت مکانی نقاط مورد استفاده قرار می‌گیرد. در واقع هدف این روش‌ها درک و توصیف اثر متقابل بین نقاط در فواصل اندک است (۱۵). از این رو داده‌های نقطه‌ای (Point Pattern) که مجموعه‌ای از موقعیت‌های ثبت‌شده در یک محدوده معین هستند، از اصلی‌ترین داده‌های مورد استفاده در تعیین الگوی مکانی نقاط به شمار می‌رود (۱۵). از بین روش‌های مورد اشاره، تابع K رایجی و مشتقات آن، L و g از سایر روش‌ها بیشتر مورد توجه بوده (۱۶، ۱۷، ۱۸، ۱۹). این در حالی است که تابع J در مطالعات اکولوژی جنگل به‌ویژه داخل کشور به‌ندرت استفاده شده و از مطالعات داخلی تنها می‌توان به مطالعه عرفانی فرد و همکاران (۱۳۹۲) و مطالعات خارج از کشور به Foxall & Baddeley (۲۰۰۲) و van Lieshout (۲۰۱۰) اشاره کرد. ایده اصلی تابع J مقایسه الگوی نقاط پیرامون یک نقطه



شکل ۱- نقشه منطقه مورد مطالعه

Figure 1. Map of the study area

- روش تحقیق

الگوی مکانی و وجود حالت تجمع‌ی یا یکنواختی را تشخیص دهد. برای صحت‌سنجی نتایج حاصل، از آزمون مونت‌کارلو استفاده می‌شود (۳۰). پس از آنالیز اگر تابع K محاسبه‌شده از مقدار آزمون محاسبه‌شده بزرگ‌تر، مساوی یا کوچک‌تر باشد، الگو به ترتیب کپه‌ای، تصادفی یا یکنواخت خواهد بود (۲۹).

- تابع L

Besag و Diggle (۱۹۷۷) جهت تفسیر ساده‌تر تابع K ، تابع L را پیشنهاد دادند تا بتوان اطلاعات لازم برای کمی کردن خصوصیات جوامع را به دست آورد. این تابع را می‌توان به صورت خطی رسم نمود و در این صورت نتایج ساده‌تر می‌شود (۳۱). در صورتی که تابع مساوی صفر شود الگو تصادفی، مقادیر کمتر از صفر الگوی پراکنده و مقدار بیشتر از صفر الگوی کپه‌ای را نشان می‌دهد (۱۵، ۳۲). آزمون آماری برای بررسی صحت نتایج و تفسیر این تابع، مانند تابع K است (۳۳).

جهت انجام پژوهش، ابتدا در کل منطقه مورد مطالعه جنگل گردشی صورت گرفت و دو رویشگاه خالص و آمیخته پده تعیین شد (جدول ۱). محدوده با استفاده از جی‌پی‌اس مشخص گردید. موقعیت مکانی (فاصله به متر و آزیموت با قطب‌نما)، برای تمام درختان پده در طبقه قطری بیشتر از ۵ سانتیمتر (۲۵) تعیین شد.

- تابع K رایپلی

هنگامی که داده‌ها به صورت X و Y باشند، وجود همبستگی مکانی می‌تواند به وسیله روش‌های آنالیز الگوی نقاط (point pattern methods) بررسی شود که در روش Ripley's K -function ارائه می‌شود (۲۸). هدف این نوع آنالیز تعیین تصادفی بودن یا غیر تصادفی بودن توزیع نقاط (درختان) و نیز چگونگی الگوی پراکنش است (۲۹). این تابع مبتنی بر واریانس تمامی فواصل نقطه‌به‌نقطه (درخت به درخت) در یک فضای دوبعدی است (۷). این نوع آنالیز می‌تواند مقیاس‌های مختلف

- تابع G

تابع G بر اساس فاصله یک درخت تا نزدیک‌ترین همسایه آن است و توزیع این فواصل را اندازه می‌گیرد (۳۴). معادله این تابع در جدول (۱) ارائه شده است. تابع G در برابر مقدار تئوریک مورد انتظار آن رسم می‌گردد. اگر مقدار این تابع بالاتر از محدوده مونت کارلو قرار گیرد نشانگر الگوی کپه‌ای است. در صورتی که مقدار تابع کمتر از محدوده مونت کارلو قرار گیرد نشانگر الگوی پراکنده یا یکنواخت است. مقادیر برابر با محدوده مونت کارلو نشانگر الگوی تصادفی است. آزمون مونت کارلو برای تفسیر و صحت آماری نتایج این تابع استفاده می‌شود (۳۵).

- تابع J

تابع J توسط van Lieshout و Baddeley (۱۹۹۶) به‌عنوان یک ابزار ارزشمند برای تشخیص انحراف از فرایند پواسون و توصیف اثر متقابل بین نقاط معرفی شده است (۱۵). ایده اصلی این تابع به‌طور خلاصه مقایسه فاصله از یک نقطه ثابت تا نزدیک‌ترین نقطه به آن (تابع F)، به فاصله از یک نقطه تصادفی به نزدیک‌ترین نقطه به آن (تابع G) است. در صورتی که الگوی مکانی نقاط از توزیع پواسون پیروی کند، مقدار تابع برابر ۱ خواهد بود. اگر الگو خوشه‌ای باشد، $J(r) < 1$ ؛ و چنانچه $J(r) > 1$ ، نشان‌دهنده الگوی منظم است (۲۱). اگر مقدار $J(r)$ تقریباً معادل ۱ شد بیانگر آن است که توزیع فواصل از توزیع پواسون تبعیت می‌کند (۳۴).

عمل تصحیح حاشیه برای تمام توابع بکار رفت (۲۱). با توجه به توزیع پواسون، الگوی مکانی نقاط می‌تواند به‌صورت همگن و ناهمگن باشد، از این‌رو همه توابع K, L, G و J دارای رابطه همگن و ناهمگن می‌باشند (جدول ۱).

در روابط بالا K_{hom} : تابع K همگن، r : فاصله از نقطه تصادفی، a : مساحت منطقه مورد نظر، n : تعداد درختان، I : تعداد درختان در فاصله r ، e_{ij} : روش تصحیح اثر حاشیه‌ای، $K_{het}(r)$: تابع K همگن، $e(x_i, x_j, r)$: روش تصحیح اثر حاشیه‌ای متناسب الگوهای ناهمگن، عدد ۱ برای زمانی که فاصله بین دو نقطه کمتر از مقدار r باشد و اگر بیشتر باشد عدد تغییر می‌کند، $\lambda(x)$: تراکم جفت نقاط (i و j)، $dK_{hom}(r)$ و dr : مشتق

تابع K همگن، $dK_{het}(r)$: مشتق تابع K ناهمگن، $F_{hom}(r)$: تابع همگن F ، λ : تابع تراکم، $F_{het}(r)$: تابع ناهمگن F ، G_{inhom} : تابع ناهمگن G ، W_{θ} : مجموعه نقاط که فاصله آن‌ها از مرز W حداقل t است. X : زیرمجموعه متناهی از W ، x_k : نقطه k ام، $B(l_k, t)$: گویی به مرکز l_k و شعاع t ، $\bar{\rho}$: کمترین مقداری که تابع متراکم در مجموعه نقاط W می‌گیرد ($\bar{\rho} = \inf_{x \in W} \rho(x)$) و $\rho(x)$: تابع متراکم هستند.

جهت تحلیل تبیینی در تجزیه آمار نقطه‌ای، آزمون فرض تصادفی بودن کامل نقاط ضروری است چراکه پذیرش این فرض عدم نیاز به مدل‌های پیچیده‌تر از مدل توزیع پواسون و رد آن یافتن سایر مدل‌ها را الزام می‌کند (۱۵). آزمون فرض معمول در آمار تحلیل نقطه‌ای، بر پایه آزمون‌های شبیه‌سازی مثل آزمون معنی‌داری مونت کارلو است (۳۸). معمولاً این آزمون، به مقدار زیادی تکرار نیاز دارد (مثلاً ۹۹۹ بار) تا احتمال خطای نوع اول حداقل نزدیک به ۵٪ شود (۳۹). همچنین به‌منظور بررسی همگنی و ناهمگنی مناطق مورد مطالعه نیز از آزمون کولموگروف-اسمیرنوف و برای تحلیل الگوی پراکنش نیز از نرم‌افزار R (Var3.2.2) استفاده شد.

جدول ۱- روابط مربوط به توابع الگوی توزیع مکانی

Table 1. The equations functions in spatial distribution

ردیف	۱	۲	۳	۴
الگوی همگن	$K_{\text{form}}(r) = \frac{r}{\text{min}(r,1)} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n I(i,j)$	$L_{\text{form}}(r) = \sqrt{\frac{K_{\text{form}}(r)}{\pi}}$	$G_{\text{form}}(r) = 1 - \exp(-\lambda \pi r^2)$	$J_{\text{form}}(r) = \frac{(1 - G_{\text{form}}(r))^2}{(1 - F_{\text{form}}(r))}$
الگوی ناهمگن	$K_{\text{form}}(r) = e^{-\lambda} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \frac{(1/\sigma^2)(x_i - x_j, r)}{\lambda(x_i) \lambda(x_j)}$	$L_{\text{form}}(r) = \sqrt{\frac{K_{\text{form}}(r)}{\pi}}$	$G_{\text{form}}(r) = 1 - \frac{\sum_{x_i \in X \cap W_r} \prod_{x \in X \setminus (x_i) \cap B(x_i, r)} \left[1 - \frac{r}{\rho(x)} \right]}{X \cap W_r}$	$J_{\text{form}}(r) = \frac{(1 - G_{\text{form}}(r))^2}{(1 - F_{\text{form}}(r))}$
منابع	Fortin & Dale, 2005; Illian et al., 2008; Stoyan, 1994	Illian et al., 2008; Stoyan & Stoyan, 1994	Fortin & Dale, 2005; Bivand et al., 2013	Van Lieshout & Baddeley, 1996

یافته‌ها

استفاده از آزمون کلموگروف-اسمیرنوف نشان داد که درختان پده در توده خالص ($D=0/3$ ، $P<0/001$) و آمیخته ($D=0/5$ ، $P<0/001$) از الگوی توزیع پواسون ناهمگن پیروی می‌کنند (جدول ۲). نتایج مربوط به تراکم توده خالص و آمیخته پده در جدول (۲) نشان داده شده است.

جدول ۲- مساحت و تراکم توده‌های خالص و آمیخته

Table 2. Area and density of pure and mixed stands

تراکم (تعداد در هکتار)	مساحت (ha)	توده
۵۶۲/۹	۱۴/۴۸۱	خالص
۱۱۸/۵۴۴	۲۱/۷۱۴	آمیخته

- تابع K رایپلی

نتایج مربوط به تحلیل الگوی پراکنش مکانی پده با استفاده از تابع K رایپلی در توده خالص بیانگر این است که الگوی توزیع پده تا فاصله تقریباً ۱۵۰ متری کپهای و از این فاصله به بعد، الگو به سمت تصادفی و سپس یکنواختی تغییر یافته است ولی معنی‌دار نیست (شکل ۲). در توده آمیخته نیز تا فاصله حدوداً ۱۲۵ متری الگوی کپهای معنی‌داری دیده می‌شود و از این فاصله به بعد الگوی تصادفی و سپس یکنواخت حاکم می‌شود. الگوی یکنواخت معنی‌دار است.

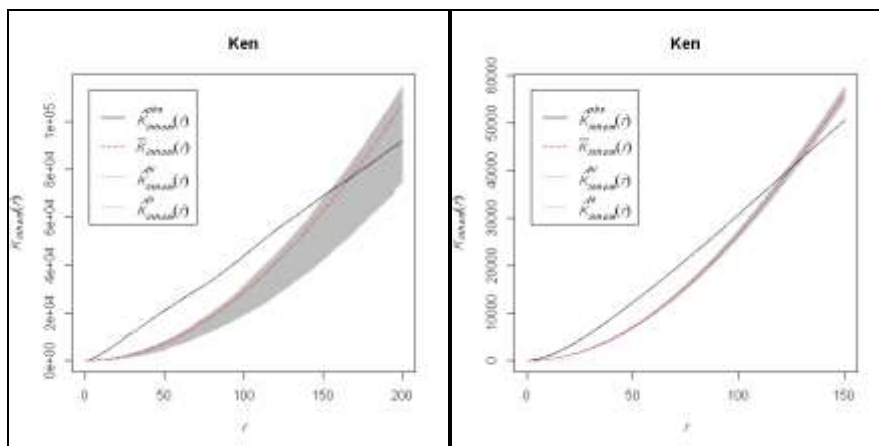
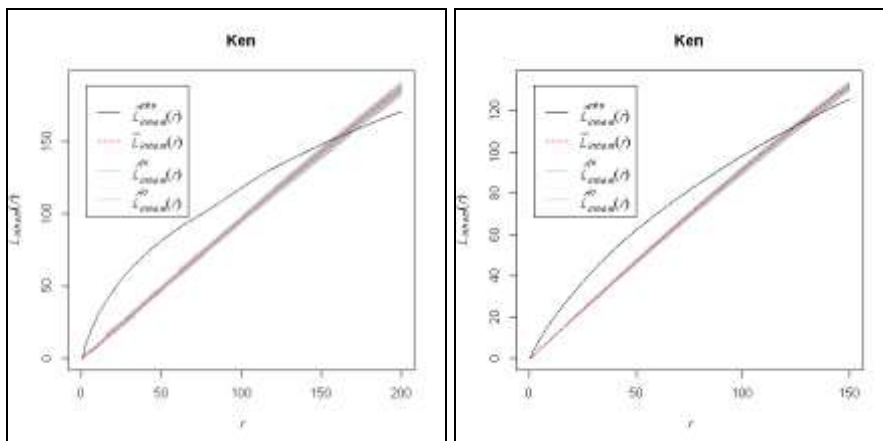
شکل ۲- نمودار تابع K رایپلی برای توده خالص (چپ) و آمیخته (راست)

Figure 2. Ripley's K function plot for pure (left) and mixed (right) stands

- تابع L ناهمگن

حدود فاصله ۱۲۵ متری الگو کپهای و از این فاصله به بعد الگو به سمت تصادفی و سپس به‌طور معنی‌داری به سمت یکنواختی تغییر پیدا می‌کند (شکل ۳).

نتایج تحلیل تابع L ناهمگن در توده خالص الگوی مکانی پده را تا فاصله حدود ۱۵۰ متری کپهای معنی‌داری نشان می‌دهد. از این فاصله به بعد، الگو، ابتدا تصادفی و سپس یکنواخت می‌گردد. الگوی یکنواخت، معنی‌دار است. در توده آمیخته تا



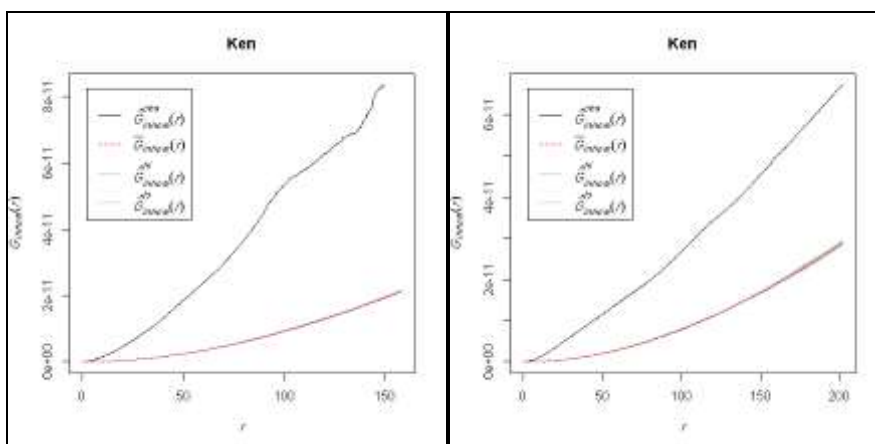
شکل ۳- نمودار تابع L برای توده خالص (چپ) و آمیخته (راست)

Figure 3. L-function plot for pure (left) and mixed (right) stands

- تابع G ناهمگن

توده آمیخته پده از فواصل اولیه به بعد، منحنی با یک شیب ملایم و بالای محدوده مونت کارلو قرار گرفته و نشانگر یک الگوی کپهای متوسط است (شکل ۴).

تابع ناهمگن G در توده خالص پده تا فاصله حدود ۱۰۰ متری با یک شیب ملایم و بالای محدوده مونت کارلو قرار گرفته و مبین الگوی کپهای است. از فاصله ۱۰۰ متری به بعد شیب منحنی کمتر شده و الگوی کپهای ضعیفی را نشان می‌دهد. در



شکل ۴- نمودار تابع G برای توده خالص (چپ) و آمیخته (راست)

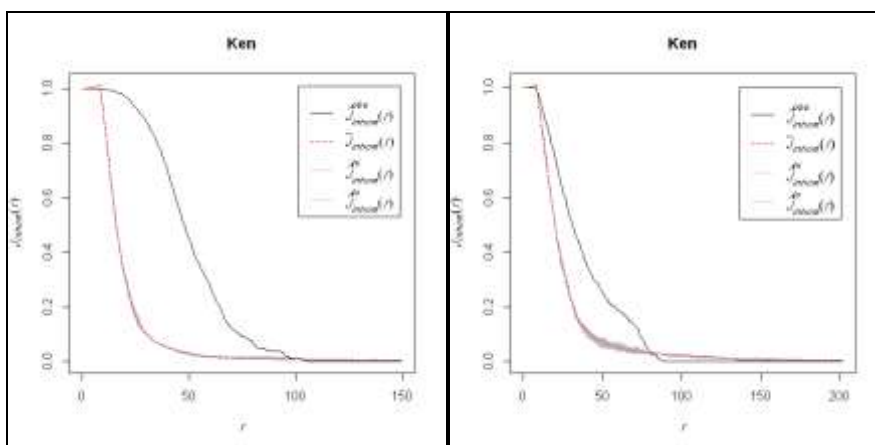
Figure 4. G-function plot for pure (left) and mixed (right) stands

- تابع J ناهمگن

می‌کند و در محدوده مونت کارلو قرار می‌گیرد. در توده آمیخته، مقدار شاخص تا فاصله حدود ۶۰ متری، با یک شیب تندتر کمتر از ۱ شده و الگوی کپهای قوی را نشان می‌دهد. از فاصله ۶۰ تا حدود ۷۵ متری شیب منحنی با شیب کمتری کاهش یافته و نشانگر الگوی کپهای نسبتاً قوی است و از ۷۵ متر تا حدود ۹۰ متری مجدداً شیب منحنی زیاد شده و

مقدار شاخص J مطابق شکل (۵) در توده خالص، تا فاصله حدود ۳۰ متری معادل ۱ است و منحنی حالت یکنواخت نشان می‌دهد که بیانگر وجود یک الگوی تصادفی تا این فاصله است. مقدار شاخص از فاصله ۳۰ تا حدوداً ۷۵ متری با یک شیب تقریباً تند کمتر از ۱ شده است که بیانگر الگوی کپهای نسبتاً قوی است. از فاصله ۱۰۰ متری به بعد حالت یکنواخت پیدا

بیانگر الگوی کپهای قوی است. از فاصله حدود ۹۰ متری به بعد منحنی حالت یکنواختی پیدا می‌کند.



شکل ۵- نمودار تابع J برای توده خالص (چپ) و آمیخته (راست)

Figure 5. J-function plot for pure (left) and mixed (right) stands

بحث و نتیجه‌گیری

داده است. پایه‌های درختی درون یک توده، تحت تأثیر این شرایط اکولوژیکی قرار گرفته و در فواصل مختلف ممکن است الگوی متفاوتی را ایجاد کنند. یکی از روش‌هایی که توانایی مطالعه الگوی پراکنش پایه‌های یک گونه را در فواصل مختلف دارد استفاده از توابع است. مدرن‌ترین روش آماری تحلیل نقطه‌ای، استفاده از توابعی مثل J , G , L , K و J بجای شاخص‌های ساده است (۳۴) که به‌طور هم‌زمان پراکنندگی را در مقیاس‌های مختلف مکانی آشکار می‌سازند (۱۵).

کاربرد توابع J , G , L , K و J در مطالعات اکولوژیک رایج است (۱۱، ۱۷، ۲۰، ۴۵). به‌طور کلی این تحقیق با نظر Schurr و همکاران (۲۰۰۴) هم‌عقیده است که تمامی توابع در مطالعات اکولوژیک ابزاری مفید محسوب می‌شوند. بنابراین با معرفی این توابع و مقایسه نتایج آن‌ها با یکدیگر در شرایط یکسان امکان بررسی و کاربرد هر یک در مطالعات اکولوژیک فراهم می‌شود.

کلیه توابع مورد بررسی در توده خالص و آمیخته، تا فاصله حدود ۱۰۰ متری نتایج مشابهی را که همان الگوی کپهای است تأیید کردند. اما تابع J جزئیات بیشتری از الگوی مکانی در مقیاس مکانی ارائه داد و نشان داد که مثلاً در توده خالص تا ۳۰ متری الگوی تصادفی و سپس الگوی کپهای ایجاد شده است یا در توده آمیخته در فواصل مختلف درجاتی از الگوی کپهای وجود دارد.

مطالعه حاضر نظرات Odum (۱۹۸۶) و Krebs (۲۰۱۳) را در خصوص وجود الگوی کپهای در اغلب جوامع گیاهی تأیید می‌کند. مهم‌ترین دلیل ایجاد الگوی کپهای در یک جامعه، خصوصیات گونه، ارتباط بین گونه‌ها و رابطه بین گونه‌ها با محیطشان است (۴۱، ۴۲). در این پژوهش، چنین الگویی از طریق تحلیل توابع به‌طور کلی در هر دو توده خالص و آمیخته به دست آمد. از دلایل احتمالی کپهای بودن پده در توده خالص می‌توان به وجود یک کانال آب در توده خالص پده و حضور فراوان گونه نی و به دنبال آن رقابت بین‌گونه‌ای اتفاق افتاده بین نی و پده اشاره کرد. عرفانی فرد و رضاییان (۱۳۹۳) و Lee و همکاران (۲۰۱۴) در مطالعات خود به عامل رقابت بین‌گونه‌ای اشاره کردند. از آنجاکه در توده آمیخته در کنار پده گونه گز ظاهر شده می‌توان گفت اثر آللوپاتی گز بر پده دلیل کپهای بودن پراکنش این گونه در توده آمیخته است. Zhang و همکاران (۲۰۰۲) به اثر آللوپاتی گونه گز اشاره کردند. Han و همکاران (۲۰۰۸) در مطالعات خود الگوی کپهای را برای گونه پده در حاشیه رودخانه تاریخیم در چین معرفی کردند که با نتایج این تحقیق همخوانی دارد.

Krebs (۲۰۱۳) عوامل و مکانیسم‌های اکولوژیکی که باعث ایجاد و توسعه و حفظ الگوی کپهای می‌شوند را مورد تأکید قرار

- Japanese with English summary.
6. Greig-Smith, P., 1983. Quantitative Plant Ecology. Oxford: Blackwell Scientific Publishing, 101–145.
 7. Ripley, B. D., 1987. Spatial point pattern analysis in ecology. In *Developments in Numerical Ecology*, pp: 407-429. Springer Berlin Heidelberg.
 8. van Lieshout, M. C., 2010. Spatial Point Process Theory. *Handbook of Spatial Statistics*, chapter 16, pp. 263-298.
 9. Basiri, R., Sohrabi, H., Mozayen, M., 2006. A Statistical Analysis of the Spatial Pattern of Trees Species in Ghamisheleh Marivan Region, Iran. *Journal the Iranian natural resource*, 59(2): pp. 579-588. (In Persian)
 10. Akhavan, R., Sagheb-Talebi, KH., Hassani, M., Parhizkar, P., 2010. Spatial patterns in untouched beech (*Fagus orientalis* Lipsky) stands over forest development stages in Kelardasht region of Iran. *Iranian Journal of Forest and Poplar Research*, 18(2), pp. 322-336. (In Persian)
 11. Erfanifard, Y., 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 Journal of Forest and Poplar Research*, 20(1), pp. 62-73. (In Persian)
 12. da Silva, K. E., Martins, S. V., Fortin, M. J., Ribeiro, M. C., de Azevedo, C. P., Ribeiro, C. A. Á. S., Santos, N. T., 2014. Tree species community spatial structure in a terra firme Amazon forest, Brazil. *Bosque*, 35(3), pp. 347-355.
 13. Baddeley, A., Diggle, P. J., Hardegen, A., Lawrence, T., Milne, R. K., Nair,

توابع K و L در فواصل مختلف، اطلاعات مشابهی را نسبت به هم در نشان دادن جزئیات الگوی مکانی در هر دو نوع توده نشان دادند. هرچند استفاده از تابع G در مطالعات اکولوژیک دیده می‌شود اما استفاده از آن خیلی رایج نیست (۳۴). تابع G در فواصل دورتر (الگوی کپهای) اطلاعات متفاوتی را نسبت به توابع K و L نشان داد. هرچند تابع J به‌طور کلی مشابه تابع G در فواصل مختلف الگوی مکانی کپهای را نشان داد ولی در نشان دادن درجاتی از الگوی کپهای عملکرد بهتری را نشان داد. Ledo و همکاران (۲۰۱۲)، Cisz و همکاران (۲۰۱۳)، da Silva و همکاران (۲۰۱۴) با استفاده از توابع فوق به نتایج مشابهی رسیدند.

درنهایت اینکه همه توابع وجود یک نوع وابستگی اکولوژیکی بین پایه‌های پده را مورد تأیید قرار دادند.

تشکر و قدردانی

این مقاله با حمایت مالی دانشگاه صنعتی خاتم‌الانبیاء (ص) بهبهان صورت گرفته است. بدین‌وسیله از آقای مهندس وحید رحیمی به خاطر همکاری‌های بی‌دریغشان قدردانی می‌نمایم.

References

1. Dale, M. R. T., 1999. Spatial pattern analysis in plant ecology. *Ecology*, 88, pp. 366-370.
2. Ledo, A., Montes, F., & Condés, S., 2012. Different Spatial Organisation Strategies of Woody Plant Species in A Montane Cloud Forest. *Acta Oecologica*, 38, pp. 49-57.
3. Krebs, C. J., 2013. *Ecological Methodology*. 2nd Edit, Version 4, University of Columbia, 620 pg.
4. Cressie, N.A.C., 1993. *Statistics for spatial data*. Wiley, New York.
5. Morisita, M., 1957. A new method for the estimation of density by spacing method applicable to nonrandomly distributed populations. *Physiology and Ecology*, 7: pp. 134–144, 1957.

- Nonparametric measures of association between a spatial point process and a random set, with geological applications. *Applied Statistics*, pp. 165-182.
22. He, Q., Ye, M., Zhao, X., Pan, X., 2023. Environmental Factors' Effects on Stem Radial Variations of *Populus euphratica* in the Lower Reaches of the Tarim River in Northwestern China. *Sustainability*, 15(15), 11556. <https://doi.org/10.3390/su151511556>.
 23. Basiri, R., Taleshi, H., Pourrezaee, J., Hassani, S. M., Ghareghani, R., 2011. Flora, life form and chorotypes of plants in river forest Behbahan, Iran. *Middle-East Journal Of Scientific Research*, 9(2), pp. 246-252. (In Persian)
 24. Soman, S., Beyeler, S., Kraft, S. E., Thomas, D., Winstanley, D., 2007. Ecosystem Services From Riparian Area: A Brief Summary Of The Literature.
 25. Han, L., Wang, H., Zhou, Z., & Li, Z., 2008. Spatial distribution pattern and dynamics of the primary population in a natural *Populus euphratica* forest in Tarim Basin, Xinjiang, China. *Frontiers of Forestry in China*, 3(4), pp. 456-461.
 26. Basiri, R., Riazi, A., Taleshi, H., Pourrezaei, J., 2014. The structure and composition of riparian forests of Maroon River, Behbahan. *Iranian Journal of Forest and Poplar Research*, 22(2), pp. 307-321. (In Persian)
 27. Basiri, R., Moradi, M., Kiani, B., and Maasumi Babaarabi, M., 2018. Evaluation of distance methods for estimating population density in *Populus euphratica* Olivier natural stands (case study: Maroon riparian G., 2014. On tests of spatial pattern based on simulation envelopes. *Ecological Monographs*, 84(3), pp. 477-489.
 14. Cronie, O., Van Lieshout, M. N. M., 2015. AJ-function for Inhomogeneous Spatio-temporal Point Processes. *Scandinavian Journal of Statistics*, 42(2), pp. 562-579.
 15. Illian, J., Penttinen, A., Stoyan, H., Stoyan, D., 2008. *Statistical Analysis and Modelling of Spatial Point Patterns*. John Wiley & Sons Inc, West Sussex.
 16. Sadr, A.V., Movahed, S.M.S., 2021. Clustering of local extrema in Planck CMB maps. *Monthly Notices of the Royal Astronomical society*, 503, pp. 815-829. (In Persian)
 17. Zolfaghari, Z., Moradi, M., Basiri, R., Ghasemi, A., 2022. Evaluation of *Tecomella undulata* R. spatial distribution pattern in Bushehr province. *Journal of environmental science and technology*, 24(3), pp. 131-143. (In Persian)
 18. Alvarez, L. J., Epstein, H. E., Li, J., G. S. Okin., 2011. Spatial patterns of grasses and shrubs in an arid grassland environment. *Ecosphere* 2(9), pp. 1-6.
 19. Cisz, M. E., M. J. Falkowski, B. Orr., 2013. Small-scale spatial pattern of *Copernicia alba morong* near Bahia Negra, Paraguay. *Natural Resources 4*: pp. 369-377.
 20. Erfanifard, Y., Zare, L., Feghhi, J., 2014. Application of Nearest Neighbor Indices in Persian Oak (*Quercus brantii* var. *persica*) Coppice Stands of Zagros Forests. *Iranian journal of applied ecology*, 2(5), pp. 15-25. (In Persian)
 21. Foxall, R., Baddeley, A., 2002.

- functions. *Silva Fennica*, 48(1), 1008.
35. Getzin, S., Wiegand, K., 2007. Asymmetric tree growth at the stand level: random crown patterns and the response to slope. *Forest Ecology and Management*, 242(2), pp. 165-174.
 36. Van Lieshout, M., Baddeley, A. J., 1996. A nonparametric measure of spatial interaction in point patterns. *Statistica Neerlandica*, 50(3), pp. 344-361.
 37. Bivand, R. S., Pebesma, E. J., Gomez-Rubio, V., 2013. *Applied spatial data analysis with R*. 2nd edit, Springer.
 38. Myllymäki, M., Mrkvicka, T., Seijo, H., Grabarnik, P., 2013. Global envelope tests for spatial processes. *ArXiv preprint arXiv: 1307.0239*.
 39. Wiegand, T., Moloney, K.A., 2014. *Handbook of spatial point pattern analysis in ecology*. Chapman and Hall Book publication.
 40. Odum, E.P., 1986. *Ecología*, tercera edición, nueva editorial interamericana. SA de CV México, DF, 11(12), pp.326-400.
 41. Meirelles, M. L. Barreto Luiz, A. F., 1995. Padrões espaciais de árvores de um cerrado em Brasília, DF. *Revista Brasileira de Botânica*, 18, pp.185-189.
 42. Soriano, A.J.S., 1997. Distribuição espacial e temporal de invertebrados bentônicos da Represa de Barra Bonita-SP. São Carlos, UFSCar.
 43. Lee, J. W., Noh, H. J., Lee, Y., Kwon, Y. S., Kim, C. H., Yoo, J. C., 2014. Spatial patterns, ecological niches, and interspecific competition of avian brood parasites: inferring from a case study of Korea. *Ecology and evolution*, 4(18), pp. 3689-3702.
 44. Zhang, D., Yin, L., Pan, B., 2002. Biological and ecological forests, Iran). *Journal of forest science*. 64: 5, pp. 230–244. (In Persian)
 28. Wang, L., Zhang, H., Feng, L., Sun, R., 2014. Ripley's k based analysis of base station distribution. *International Conference on Information and Communications Technologies (ICT 2014)*. 15-17 May 2014, Nanjing, China. *IET Conference Proceedings*, 2014, pp. 1.034-1.034, IET Digital Library.
 29. Camarero, J.J., Gutiérrez, E., Fortin, M.J., 2000. Spatial pattern of subalpine forest-alpine grassland ecotones in the Spanish Central Pyrenees. *Forest Ecology and Management*, 134(1), pp: 1-16.
 30. Besag, J., & Diggle, P. J. (1977). Simple Monte Carlo tests for spatial pattern. *Applied statistics*, pp. 327-333.
 31. Lan, G., Zhu, H., Cao, M., Hu, Y., Wang, H., Deng, X., Shishun, Z., Jingyun, C., Jianguo, H., Youcai, H., Linyun, L., Hailong, X., Liu, L., 2009. Spatial dispersion patterns of trees in a tropical rainforest in Xishuangbanna, southwest China. *Ecological Research*, 24(5), pp. 1117-1124.
 32. Stoyan, D. and Stoyan., H., 1994. *Fractals, Random Shapes and Point Fields: Methods of Geometrical Statistics*. John Wiley & Sons Inc, West Sussex.
 33. Longuetaud, F., Seifert, T., Leban, J. M., Pretzsch, H., 2008. Analysis of long-term dynamics of crowns of sessile oaks at the stand level by means of spatial statistics. *Forest ecology and management*, 255(5), 2007-2019.
 34. Szmyt, J., 2014. *Spatial statistics in ecological analysis: from indices to*

- Ecography, 36(1), pp. 92-103.
46. Schurr, F.M., Bossdorf, O., Milton, S.J., Schumacher, J., 2004. Spatial pattern formation in semi-arid shrubland: a priori predicted versus observed pattern characteristics. *Plant Ecology*, 173(2), pp: 271-282.
- characteristics of *Tamarix L.* and its effect on the ecological environment. *Science in China Series D: Earth Sciences*, 45, pp. 18-22.
45. Wiegand, T., He, F., Hubbell, S.P., 2013. A systematic comparison of summary characteristics for quantifying point patterns in ecology.