

## مطالعه الگوی مکانی درختان پده در توده های خالص و آمیخته حاشیه رودخانه مارون،

## بهبهان



مریم معصومی بابا عربی<sup>۱</sup>، رضا بصیری<sup>۲\*</sup>، مصطفی مرادی<sup>۲</sup> و بهمن کیانی<sup>۳</sup>

<sup>۱</sup> بهبهان، دانشگاه صنعتی خاتم‌الانبياء بهبهان، گروه جنگل‌شناسی و اکولوژی جنگل

<sup>۲</sup> بهبهان، دانشگاه صنعتی خاتم‌الانبياء بهبهان، دانشکده منابع طبیعی، گروه جنگل‌داری

<sup>۳</sup> یزد، دانشگاه یزد، دانشکده منابع طبیعی و کویرشناسی، گروه جنگل‌داری

تاریخ پذیرش: ۹۵/۱/۲۳

تاریخ دریافت: ۹۴/۱۰/۱۱

## چکیده

بررسی الگوی مکانی درختان در توده‌های طبیعی به‌عنوان راهنمایی برای پی بردن به گرادیان‌ها و محدودیت‌های محیطی و شرایط اکولوژیکی مانند رقابت و همچنین نیازهای گونه‌ها دارای اهمیت زیادی است. در این تحقیق الگوی مکانی گونه پده در دو توده خالص و آمیخته با کمک دو گروه شاخص‌های فاصله‌ای و کوادراتی مورد مطالعه قرار گرفت. ابتدا دو توده مورد آماربرداری صد در صد قرار گرفتند و تراکم، تاج‌پوشش و الگوی واقعی پراکنش با روش‌های دقیق همچون نزدیک‌ترین همسایه که مبتنی بر تمام فواصل بین درختان است مشخص شد. سپس هشت شاخص فاصله‌ای و پنج شاخص کوادراتی استفاده شد. با توجه به مشخص بودن الگوی مکانی واقعی، نتایج شاخص‌های مختلف بررسی و با آن مقایسه گردید. همه شاخص‌های فاصله‌ای به‌جز هولگیت و هاپکینز الگوی مکانی پده را در دو نوع توده، کپه‌ای نشان دادند. از میان شاخص‌های کوادراتی نیز شاخص‌های موریسیتا و موریسیتای استاندارد شده الگوی مکانی پده را غیرکپه‌ای نشان دادند. به‌طورکلی شاخص‌های هاینز، C، گرین و لوید مناسب‌ترین شاخص‌ها برای هر دو نوع توده خالص و آمیخته تشخیص داده شده و الگوی پراکنش درختان پده در جنگل‌های حاشیه رودخانه مارون کپه‌ای ارزیابی می‌گردد.

واژه های کلیدی: آمیختگی، الگوی پراکنش، کارایی، شاخص‌های فاصله‌ای، شاخص‌های کوادراتی

\* نویسنده مسئول، تلفن: ۰۹۱۶۳۷۲۲۸۳۱، پست الکترونیکی: basiri52@yahoo.com

## مقدمه

به روشن کردن نقش هر یک از گونه‌ها و فعل‌وانفعالاتی که در میان آن‌ها وجود دارد، پرداخت (۲۱). شرایط محیطی و عکس‌العمل‌های ناشی از رقابت‌های درون گونه‌ای و بین گونه‌ای می‌تواند باعث ایجاد الگوهای مختلفی می‌شود (۴)، ۱۱، ۴۷، ۵۳). آنالیز الگوی مکانی موجب درک فرآیندهای مهمی می‌شود که گیاهان را تنظیم می‌کند (۴). مطالعه تغییرات نوع و شدت الگوی مکانی نقش مهمی در اکولوژی کمی معاصر ایفا می‌کند (۳۱). هدف نهایی کشف الگوی مکانی، تشکیل و ارائه فرضیه‌های مربوط به ساختار

الگوی مکانی و چیدمان افراد هر گونه، از بحث‌های اساسی اکولوژی است که درک درستی از تعامل میان عناصر اکوسیستم و پویایی آن، همچنین تاریخچه توده در اختیار ما قرار می‌دهد (۵۷، ۳۵، ۴۳، ۴۶). از این‌رو داشتن اطلاعات مربوط به توزیع درختان هنگام تجزیه و تحلیل روش کار ضروری است چراکه در آن درختان از منابع در دسترس استفاده می‌کنند و تصور می‌شود الگوهای استفاده از منابع، از گونه‌ای به گونه دیگر متفاوت باشد؛ بنابراین، با تجزیه و تحلیل الگوهای توزیع گونه‌های مختلف، می‌توان

مشخصات کمی این نوع جوامع در کشور انجام نگرفته است، تحقیق حاضر به منظور تعیین الگوی مکانی از طریق روش‌های مختلف فاصله‌ای و کوادراتی برای گونه پده، ارزیابی مناسب‌ترین روش به این منظور و همچنین تفاوت الگو در توده‌های خالص و آمیخته انجام شده است.

### مواد و روشها

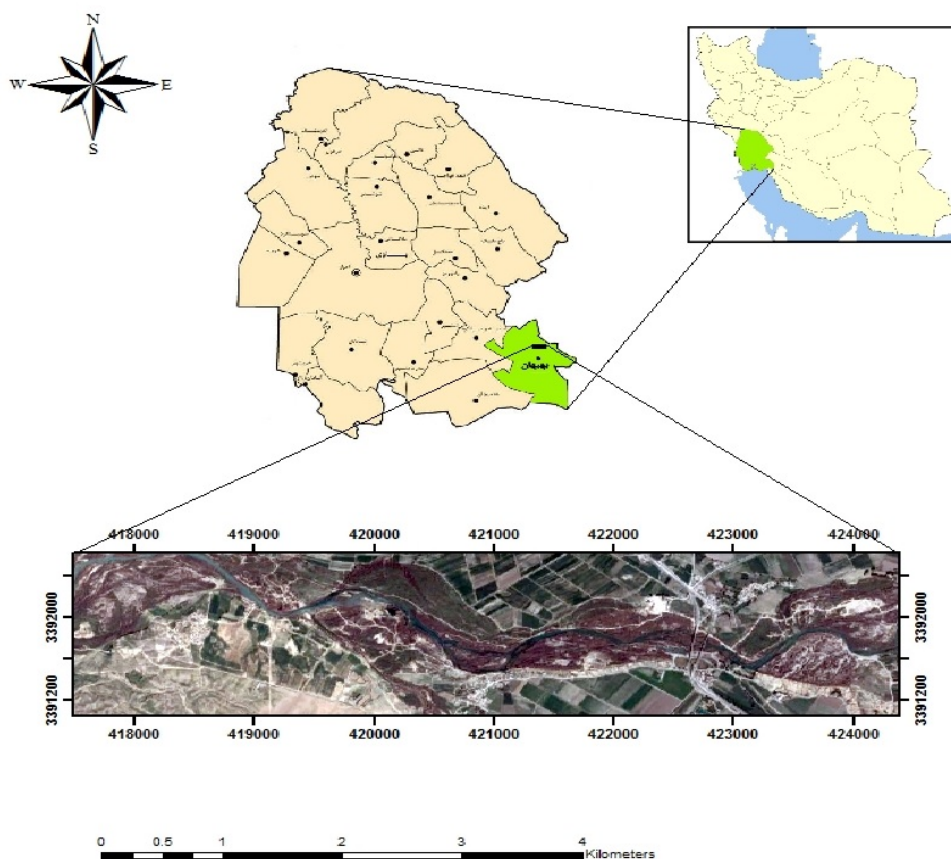
**منطقه مورد مطالعه:** این مطالعه در جنگل‌های رودخانه‌ای مارون واقع در شهرستان بهبهان، استان خوزستان انجام شده است. جنگل مورد بررسی در محدوده طول جغرافیایی (۳۷° ۰۹' ۳۷") و (۵۰° ۰۹' ۲۵") شمالی و عرض جغرافیایی (۳۰° ۳۸' ۵۳") و (۳۰° ۳۹' ۳۸") شرقی با ارتفاع ۲۵۰-۳۰۰ متر از سطح دریا قرار دارد (شکل ۱). متوسط بارندگی سالانه ۳۵۰/۰۴ میلی‌متر و متوسط دمای سالانه ۲۴ درجه سانتی‌گراد است (۵). منطقه بر اساس فرمول اقلیمی آمبرژه دارای اقلیم خشک است (۱۸). گونه‌های چوبی موجود و طبیعی که 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 منحصربه‌فردی را تشکیل داده‌اند (۲). تیپ کلی خاک منطقه شن (۶) و از نظر زمین‌شناسی منطقه شامل سنگ‌های غیر مقاوم و حساس به فرسایش مانند تشکیلات گچی، مارن و شیل است (۹).

جدول ۱- مشخصات توده‌های خالص و آمیخته

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

**روش بررسی:** جهت انجام پژوهش، ابتدا در کل منطقه مورد مطالعه جنگل گردشی صورت گرفت و دو رویشگاه خالص و آمیخته پده (آمیخته با گونه گز) مشخص شد (جدول ۱).

جوامع بوم‌شناختی است (۴). از مطالعه الگوی مکانی گونه‌های درختی می‌توان در تعیین مدل برای برآورد مقدار. از مطالعه الگوی مکانی گونه‌های درختی می‌توان در تعیین مدل برای برآورد مقدار و الگوی پراکنش زادآوری طبیعی، تعیین خطوط راهما برای اندازه‌گیری آشیان اکولوژیک، مطالعه چگونگی توسعه و تحول اختلالات و تعیین مدل‌های فیزیولوژیک در توده‌های جنگلی به منظور مطالعه رویش استفاده کرد (۳). روش قاب (کوادرات) و روش فاصله‌ای از جمله روش‌های تجزیه و تحلیل کمی الگوی مکانی جوامع گیاهی است (۴۳، ۱۹). استفاده از روش‌های کوادراتی برای مطالعه الگوی مکانی جوامع گیاهی توسط Han و همکاران (۲۰۰۸) و Ledo و همکاران (۲۰۱۲) مورد استفاده قرار گرفته است. مشکل اثر مرزی در روش‌های کوادراتی همواره صحت این روش‌ها را در تعیین الگوی مکانی تحت تأثیر قرار داده است (۱۷). استفاده از روش‌های فاصله‌ای برای تحلیل الگوی مکانی گونه‌های جنگلی به دلیل آریب کم، کارآمد و سریع بودن آن همواره مورد تأکید بوده است (۱۹، ۴۹، ۵۰). روش‌های مختلف فاصله‌ای دارای صحت متفاوتی هستند (۲۷). روش نزدیک‌ترین همسایه به دلیل اندازه‌گیری فواصل تمامی پایه‌های درختی در کل منطقه نسبت به سایر روش‌ها که مبتنی بر نمونه‌برداری هستند (۴۳)، از صحت بالایی برخوردار است و می‌تواند به‌عنوان معیاری برای مقایسه روش‌ها استفاده شود. پژوهش‌های متعددی در خصوص الگوی مکانی روی برخی از گونه‌ها در ایران انجام شده است (۳، ۱، ۱۱، ۱۴، ۱۶) اما در مورد گونه پده تاکنون مطالعه‌ای در ایران صورت نگرفته است. در خارج از کشور پژوهش‌های متعددی در خصوص الگوی مکانی به روش‌های فاصله‌ای و کوادراتی انجام شده است (۶۵، ۴۶، ۳۴، ۲۷) اما در مورد الگوی مکانی گونه پده مطالعات بسیار محدودی انجام شده است (۳۶). با توجه به اهمیت جوامع حاشیه رودخانه‌ای در اکوسیستم رودخانه مارون بهبهان و این که تاکنون تحقیقی بر روی الگوی پراکنش و



شکل ۱- موقعیت منطقه مورد مطالعه در جنوب ایران

دقت آماری مناسب در محیط نرم‌افزار ArcGIS، جهت محاسبه روش‌های فاصله‌ای و کوادراتی تعیین گردید (۸). این تعداد در محدوده مناسب برای انجام روش‌های فاصله‌ای قرار دارد (۲۴، ۲۵، ۲۳). استقرار نقاط نمونه به شیوه تصادفی سیستماتیک (۲۶، ۲۳) صورت گرفت. نقاط تلاقی شبکه به‌عنوان نقاط تصادفی، در نظر گرفته شد. در این پژوهش هشت شاخص فاصله‌ای شامل نزدیک‌ترین همسایه، جانسون زایمر، پیلو، مربع‌تی (C)، ابره‌ارت، هولگیت، هاپکینز و هاینز به همراه ۵ شاخص کوادراتی شامل، گرین، مورسیتا، مورسیتای استانداردشده، لوید و شاخص پراکنش استفاده شد (جدول‌های ۲ و ۳).

محدوده با استفاده از جی‌پی‌اس مشخص گردید. موقعیت مکانی (فاصله به متر و آزیموت با قطب‌نما) برای تمام درختان پده با قطری بیشتر از ۵ سانتیمتر تعیین گردید (۳۶). داده‌های به‌دست‌آمده در محیط نرم‌افزار ArcGIS جهت تعیین نقشه موقعیت مکانی درختان وارد شد.

از آماربرداری صدرصد برای محاسبه روش نزدیک‌ترین همسایه در محیط GIS استفاده شد. روش نزدیک‌ترین همسایه مبتنی بر اندازه‌گیری فاصله تک‌تک درختان تا نزدیک‌ترین همسایه‌شان است. از این‌رو در تعیین همگرایی و واگرایی گونه‌های مختلف کاربرد دارد (۱۳). تعداد ۵۰ نمونه به ابعاد ۳۰ در ۳۰ متر بر اساس آماربرداری اولیه و

جدول ۲- شاخص‌های فاصله‌ای

شاخص	نوع الگوی پراکنش مکانی			آزمون آماری
	کپه‌ای	تصادفی	یکنواخت	
۱ Nearest Neighbour (Clark and Evans, 1954)	$R > 2.15$	$R = 1$	$R \rightarrow 0$	$z = \frac{\bar{r}_A - \bar{r}_E}{S_r}$
۲ Johnson & Zimmer (Johnson & Zimmer, 1985)	$I > 2$	$I = 2$	$I < 2$	$Z = \frac{I - 2}{\sqrt{\frac{4(N-1)}{(N+2)(N+3)}}}$
۳ Pielou Index (Pielou, 1959)	$P > 1$	$P = 1$	$P < 1$	$D = 2\pi\lambda \sum_{i=1}^N X_i^2$
۴ C (Hines and Hines, 1979)	$C > 0.5$	$C = 0.5$	$C < 0.5$	$Z = \frac{C - 0.5}{\sqrt{1/(12N)}}$
۵ Eberhardt Eberhardt, 1967; Hines and Hines, 1979)	$I_E > 1.27$	$I_E = 1.27$	$I_E < 1.27$	Hines table
۶ Holgate Index (Holgate, 1965)	$A > 0$	$A = 0$	$A < 0$	$t = \frac{ A }{\sqrt{n/12}}$
۷ Hopkins Index (Hopkins & Skellam, 1954)	$I_h = 1$	$I_h = 0.5$	$I_h = 0$	F table
۸ Hines Index (Hines and Hines, 1979)	$h_T > 1.27$	$h_T = 1.27$	$h_T < 1.27$	Hines table

جدول ۳- شاخص‌های کوادراتی

شاخص	الگوی پراکنش مکانی			آزمون آماری
	کپه‌ای	تصادفی	یکنواخت	
۱ Green (Green, 1966)	$GI = 1$	$GI = 0$	$GI < 0$	-
۲ Morisita (Morisita, 1962)	$I_d > 1$	$I_d = 1$	$I_d < 1$	$\chi^2 = I_d (\sum x - 1) + n - \sum x$
۳ Standardized Morisita (Smith-Gill, 1975)	$I_p > 0$	$I_p = 0$	$0 < I_p$	-
۴ Index of Dispersion (Variance-to-mean ratio) (Krebs, 2013)	$ID > 1$	$ID = 1$	$ID = 0$	$\chi^2 = \frac{\sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x})^2}{\bar{x}}$
۵ Lloyd Index of Patchiness (Lloyd, 1967)	$LI > 1$	$LI = 1$	$LI < 1$	-

تک‌تک گیاهان تا نزدیک‌ترین همسایه‌شان اندازه‌گیری و به متوسط فاصله مورد انتظار که در حالت تصادفی وجود دارد، تقسیم می‌شود.

## روش‌های تعیین الگوی پراکنش

شاخص‌های فاصله‌ای: روش نزدیک‌ترین همسایه (Nearest Neighbour): در این روش متوسط فاصله

$$R = \frac{\bar{r}_A}{\bar{r}_E}$$

که  $\bar{r}_A$ : میانگین فاصله به نزدیکترین همسایه؛  $\bar{r}_E$ : فاصله مورد انتظار به نزدیکترین همسایه است.

روش جانسون-زایمر (Johnson & Zimmer):

این روش فاصله هر یک از این نقاط تصادفی تا نزدیک‌ترین گیاه اندازه‌گیری شده و شاخص با فرمول زیر محاسبه می‌گردد:

$$I = (N + 1) \frac{\sum_{i=1}^N (d_i^2)^2}{[\sum_{i=1}^N (d_i^2)]^2}$$

که  $d_i$ : فاصله نقطه تصادفی تا نزدیک‌ترین پایه درخت؛  $N$ : تعداد نقاط تصادفی است.

شاخص پیلو (Pielou Index)

بر اساس فاصله از نقاط تصادفی به نزدیک‌ترین درختان که به شرح زیر:

$$P = \pi D \left( \frac{\sum_{i=1}^N x_i}{N} \right)^2$$

که  $D$  تراکم واقعی درختان در واحد سطح  $N$  تعداد نقاط نمونه است.

شاخص  $C$ : این شاخص بر اساس استفاده از فواصل اندازه‌گیری شده در روش مربع تی پیشنهاد شده و مطابق رابطه زیر محاسبه می‌شود:

$$C = \frac{\sum_{i=1}^N [x_i^2 / (x_i^2 + \frac{1}{2}y_i^2)]}{N}$$

که  $C$ : شاخص پراکندگی؛  $N$ : تعداد نقاط تصادفی؛  $x_i$ : فاصله نقطه تصادفی تا فرد؛  $y_i$ : فاصله فرد تا نزدیک‌ترین همسایه است.

شاخص ابرهارت (Eberhardt): این شاخص یکی از شاخص‌های پراکندگی است که در آن فقط از فواصل بین نقاط تصادفی تا نزدیک‌ترین فرد استفاده می‌شود و با استفاده از رابطه زیر به دست می‌آید:

$$I_E = \left( \frac{S}{\bar{x}} \right)^2 + 1$$

که  $I_E$ : شاخص ابرهارت؛

$S$ : انحراف معیار فواصل اندازه‌گیری شده؛

$\bar{x}$ : میانگین فواصل اندازه‌گیری شده است.

شاخص هولگیت (Holgate Index)

این شاخص بر اساس اندازه‌گیری فاصله از نقطه تا درخت است. به این معنی که اول فاصله نقطه تا نزدیک‌ترین درخت ( $d_i$ ) اندازه‌گیری شده و پس از آن فاصله نقطه تا دومین درخت نزدیک ( $d_i'$ ) اندازه‌گیری می‌شود. سپس از رابطه زیر الگو مشخص می‌شود:

$$A = \frac{\sum_{i=1}^N \frac{d_i^2}{d_i'^2}}{N} - 0/5$$

که  $n$ : تعداد نقاط تصادفی  $A$ : شاخص هولگیت است.

شاخص هاپکینز (Hopkins Index)

این شاخص بر مبنای فاصله نقطه تصادفی تا نزدیک‌ترین فرد ( $r_{pi}$ ) و فاصله آن فرد تا نزدیک‌ترین همسایه اش ( $r_{ni}$ ) استوار است و به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$I_h = \frac{\sum (r_{pi})^2}{\sum (r_{pi})^2 + \sum (r_{ni})^2}$$

شاخص هاینز (Hines Index): اندازه‌گیری برای محاسبه این شاخص نیز مانند روش مربع تی است:

$$h_T = \frac{2n [\sum_{i=1}^N (X_i^2) + \sum_{i=1}^N (Z_i^2)]}{[\sqrt{2} \sum_{i=1}^N (X_i) + \sum_{i=1}^N (Z_i)]^2}$$

که  $X_i$ : فاصله اندازه‌گیری شده نقطه تا نزدیک‌ترین درخت؛  $Z_i$ : فاصله اندازه‌گیری شده درخت تا نزدیک‌ترین همسایه است.

شاخص‌های کوادراتی: شاخص گرین (Green Index):

این شاخص به منظور نمایش درجه کپه‌ای بودن مورد استفاده قرار می‌گیرد که بر مبنای میانگین و واریانس تعداد افراد در واحد نمونه‌برداری استوار بوده و محاسبه آن آسان است:

$$GI = \frac{\left( \frac{S^2}{\bar{x}} \right) - 1}{n-1}$$

$$\{Id \geq Mc\} \leftarrow I_p = 0/5 + 0/5 \left( \frac{Id - Mc}{n - Mc} \right)$$

$$\{Mc > Id \geq\} \leftarrow I_p = 0/5 \left( \frac{Id - 1}{Mc - 1} \right)$$

$$\{ > Id > Mu\} \leftarrow I_p = -0/5 \left( \frac{Id - 1}{Mu - 1} \right)$$

$$\{ > Mu > Id\} \leftarrow I_p = -0/5 + 0/5 \left( \frac{Id - Mu}{Mu} \right)$$

شاخص پراکندگی (نسبت واریانس به میانگین، Index of Dispersion): این شاخص یکی از شاخص‌های قدیمی اندازه‌گیری پراکندگی است. این نسبت معمولاً شاخص پراکندگی نامیده می‌شود و بر اساس مشاهدات در یک الگوی تصادفی توسط پواسون این شاخص برابر ۱ خواهد بود یعنی واریانس برابر با میانگین است:

$$ID = \frac{S^2}{\bar{x}}$$

شاخص کپه‌ای لوید (Lloyd Index of Patchiness): برای محاسبه این شاخص از میانگین و واریانس تعداد افراد در کوادرات‌ها به صورت زیر استفاده می‌شود:

$$LI = \frac{\bar{x} + \left( \frac{S^2}{\bar{x}} - 1 \right)}{\bar{x}}$$

که  $\bar{x}$ : میانگین تعداد افراد در واحدهای نمونه‌برداری (کوادرات)  $S_2$ : واریانس تعداد افراد در کوادرات‌ها

## نتایج

تمام شاخص‌های فاصله‌ای و کوادراتی به همراه محاسبات مقادیر جدولی آن‌ها به تفکیک محاسبه شدند (جدول ۴ و ۵). در توده خالص الگوی مکانی پده بر مبنای روش نزدیک‌ترین همسایه، کپه‌ای به دست آمد. مقدار شاخص آن برابر ۰/۵۸ بود و با به‌کارگیری آزمون  $Z$ ، معنی‌داری الگوی کپه‌ای تأیید گردید. سایر شاخص‌های فاصله‌ای به‌جز شاخص هولگیت و هاپکینز الگوی کپه‌ای را نشان دادند (جدول ۴).

که  $\bar{X}$ : میانگین تعداد افراد در واحدهای نمونه‌برداری (کوادرات)

$S^2$ : واریانس تعداد افراد در کوادرات‌ها

$n$ : تعداد کل افراد در واحدهای نمونه‌برداری

شاخص مورسیتا (Morisita Index): این شاخص در سال ۱۹۶۲ توسط مورسیتا پیشنهاد شد:

$$I_d = n \left[ \frac{\sum x^2 - \sum x}{(\sum x)^2 - \sum x} \right] = n \left[ \frac{\sum x_i^2 - N}{N(n-1)} \right]$$

که  $I_d$ : شاخص پراکندگی مورسیتا

$N$ : تعداد افراد شمارش‌شده در کوادرات‌ها

$\sum X$ : مجموع تعداد افراد شمارش‌شده در کوادرات‌ها

$\sum X^2$ : مجموع مربع تعداد افراد کوادرات‌ها

$n$ : تعداد نقاط تصادفی

شاخص مورسیتای استاندارد شده (Standardized

Morisita Index): شاخص مورسیتا توسط Smith-Gill

(۱۹۷۵) با قرار دادن آن در بازه -۱ و +۱ تصحیح شد.

بدین معنی که ابتدا شاخص مورسیتا محاسبه و سپس شاخص یکنواختی و کپه‌ای به صورت زیر محاسبه می‌شوند:

$$Mu = \frac{X_{0/975}^2 - n + \sum x_i}{(\sum x_i) - 1}$$

$$Mc = \frac{X_{0/025}^2 - n + \sum x_i}{(\sum x_i) - 1}$$

که  $X_{0/975}^2$ : کای اسکوار جدول با درجه آزادی  $n-1$  که دارای ۹۷/۵ درصد مساحت سمت راست است؛  $X_{0/025}^2$ : کای اسکوار جدول با درجه آزادی  $n-1$  که دارای ۲/۵ درصد مساحت سمت راست است.

اکنون با داشتن این مقادیر چهار حالت به وجود می‌آید که در هر حالت از فرمول خاصی برای تعیین الگوی پراکنش استفاده می‌شود:

جدول ۴- نتایج به‌دست‌آمده از شاخص‌های فاصله‌ای

شاخص	توده	خالص		آمیخته	
		آماره محاسبه شده	نتیجه آزمون	آماره محاسبه شده	نتیجه آزمون
نزدیکترین همسایه	جدول محاسباتی	۰	۱/۹۶	۰	۱/۹۶
جانسون	جدول محاسباتی	۰/۵۸	۰/۵۶*	۰/۵۲	۲۹/۳۹*
زایمر	جدول محاسباتی	۲	۱/۹۶	۲	۱/۹۶
ابرهارت	جدول محاسباتی	۳/۴۷	۵/۵۳*	۲/۳۵	۱/۲۵ <sup>ns</sup>
هولگیت	جدول محاسباتی	۱/۲۷	۱/۳۳۷۹	۱/۲۷	۱/۳۴۱۴
پیلو	جدول محاسباتی	۱/۷۶	۱/۷۶*	۱/۳۳	۱/۳۳۴۶ <sup>ns</sup>
هاپکینز	جدول محاسباتی	۰	۲/۰۱	۰	۲/۰۲
هاینز	جدول محاسباتی	-۰/۰۸	۰/۳۸ <sup>ns</sup>	۰/۰۵۷	۰/۰۲ <sup>ns</sup>
C	جدول محاسباتی	۱	۱۲۴/۳۴	۱	۱۱۳/۱۴
		۲/۷۲	۶۲۳/۸۵*	۱/۸۹	۲۲۵/۴۴*
		۰/۵	۱/۳۹ > h > ۰/۷۱	۰/۵	۱/۴۱
		۰/۷۷	۰/۷۲ <sup>ns</sup>	۰/۶۸	۲/۱۷*
		۱/۲۷	۱/۳۳۷۹	۱/۲۷	۱/۳۳۷۹
		۱/۹۸	۱/۹۸*	۱/۴۳	۱/۴۳*
		۰/۵	۱/۹۶	۰/۵	۱/۹۶
		۰/۶۸	۴/۳۶*	۰/۶۷	۴/۰۷*

کپه‌ای بودن الگوی مکانی پده را در توده آمیخته تأیید کردند (جدول ۴).

در میان شاخص‌های مبتنی بر کوادرات به‌جز شاخص‌های مورسیتا و مورسیتای استاندارد شده سایر شاخص‌ها الگوی کپه‌ای را نشان دادند. همچنین شاخص پراکندگی فرض تصادفی بودن را رد کرد. برای توده آمیخته، در مجموع هشت شاخص با توجه به نتایج آزمون‌های آماری الگوی کپه‌ای را تأیید نمودند (جدول ۵).

### بحث و نتیجه‌گیری

الگوی توزیع مکانی گونه‌ها یکی از جنبه‌های مهم و کلیدی جوامع گیاهی است این موضوع از نظر جنبه ساختاری جوامع گیاهی نیز اهمیت پیدا می‌کند (۳۶).

طبق نتایج بدست آمده در جدول ۵ تمامی شاخص‌های مبتنی بر کوادرات نیز الگوی کپه‌ای را نشان دادند. اگرچه شاخص گرین و لوید آزمون معنی‌داری ندارند اما سایر شاخص‌های کوادراتی تصادفی بودن الگو را رد کردند. در مجموع ۱۱ شاخص الگوی کپه‌ای را تأیید نمودند (جدول ۵).

در توده آمیخته الگوی مکانی با توجه به شاخص نزدیک‌ترین همسایه برابر ۰/۵۱ بود که بیانگر الگوی کپه‌ای است. همچنین نتیجه آزمون Z برابر ۲۹/۳۹- بود که فرض صفر (تصادفی بودن الگو) را رد می‌کند. به‌جز شاخص‌های جانسون زایمر، ابرهارت و هولگیت، سایر شاخص‌های فاصله‌ای اختلاف معنی‌داری با الگوی تصادفی داشته و

جدول ۵- نتایج به‌دست‌آمده از شاخص‌های کوادراتی

توده		خالص		آمیخته	
شاخص	آماره محاسبه شده	نتیجه آزمون	نوع الگو	آماره محاسبه شده	نتیجه آزمون
گرین	جدول	۰	مایل	۰	آزمون ندارد
	محاسباتی	۱/۵۵	کپه‌ای	۰/۱۷	مایل کپه‌ای
موریستا	جدول	۱	کپه‌ای	۱	۶۵
	محاسباتی	۱/۵۳	کپه‌ای	۰/۹۹۰۲	۳۴/۹۴ <sup>ns</sup> تصادفی
موریستای استاندارد شده	جدول	۰	کپه‌ای	۰	آزمون ندارد
	محاسباتی	۰/۵۱	کپه‌ای	-۰/۲۸	یکنواخت
پراکندگی	جدول	۱	کپه‌ای	۱	۶۵
	محاسباتی	۲۷/۷۲	کپه‌ای	۸/۴۷	۳۷۲/۵۴*
لوید	جدول	۱	کپه‌ای	۱	آزمون ندارد
	محاسباتی	۱/۵۲	کپه‌ای	۱/۳۶	کپه‌ای

پده از دلایل احتمالی الگوی کپه‌ای است (۱۱، ۴۷، ۵۳). گونه پده در جامعه آمیخته در کنار گز ظاهر شده، شاید از دلایل احتمالی کپه‌ای بودن پده در جامعه آمیخته وجود رقابت بین‌گونه‌ای و اثرات آللوپاتی گز بر روی پده باشد (۲۸، ۶۶). شاخص‌های پیلو، هاینز و C الگوی کپه‌ای معنی‌داری را در هر دو توده خالص و آمیخته پده نشان دادند. استفاده از شاخص پیلو به دلیل نیاز به محاسبه دقیق تراکم توده از طریق روش‌های غیر فاصله‌ای مثل کوادراتی دارد و این از جمله نقاط ضعف و محدودیت این شاخص است (۱۷، ۴۳، ۶۳). Johnson و Zimmer (۱۹۸۵) این شاخص را ضعیف‌تر از سایر شاخص‌های مستقل از تراکم قلمداد کرده‌اند. شاخص C و هاینز در نشان دادن الگوی کپه‌ای از نظر آماری بسیار قوی عمل کرده و اریب کمتری نسبت به سایر شاخص‌ها دارند (۴۵، ۲۹، ۱۵). شاخص‌های ابرهارت و جانسون زایمر در توده خالص و شاخص هاپکینز در توده آمیخته الگوی کپه‌ای معنی‌داری را

جنبه‌های مهم دیگر تحقیقات الگوی مکانی یافتن ارتباطات درون‌گونه‌ای و رابطه عوامل محیطی با جوامع گیاهی است (۱۰، ۳۳). وجود الگوی کپه‌ای در جوامع طبیعی و بکر در بسیاری از مطالعات به اثبات رسیده است (۶، ۲۱، ۵۴، ۶۱). تحلیل الگوی مکانی در جامعه خالص پده در حوزه رودخانه مارون عمدتاً بیانگر همین نوع از الگو است. بر طبق نظرات محققین مختلف الگوی کپه‌ای در بین جوامع رایج‌ترین الگوی توزیع است (۴۳، ۵۵، ۵۶). مهم‌ترین دلیل برای وجود رایج الگوی کپه‌ای در یک جامعه، خصوصیات گونه، ارتباط بین گونه‌ها و محیط ناهمگن و متغیر است (۴۲، ۶۱).

بر اساس نتایج شاخص‌های فاصله‌ای، الگوی جامعه خالص و آمیخته پده بر مبنای روش نزدیک‌ترین همسایه و آماربرداری صددرصد، کپه‌ای به دست آمد. وجود یک کانال آب در وسط این توده خالص و حضور فراوان گونه نی و متعاقب آن رقابت بین‌گونه‌ای اتفاق افتاده بین نی و



مختلف مطالعاتی استفاده کرد. شاخص مورسیتا به‌طور گسترده‌ای برای تعیین درجه کپه‌ای بودن یک الگوی نقطه‌ای به‌کاررفته است (۶۴). این شاخص مستقل از تراکم توده است ولی از تعداد نمونه متأثر است (۴۳). این از محدودیت‌های به‌کارگیری این شاخص می‌باشد ولی این شاخص دارای ویژگی‌های مطلوب آماری است و قابلیت آزمون دارد. درحالی‌که شاخص استانداردشده مورسیتا مستقل از تراکم و تعداد نمونه است (۴۳). شاخص گرین برای داده‌هایی که نسبت واریانس به میانگین آن‌ها بیشتر از یک باشد مفید تشخیص داده‌شده است (۵۴). بر همین اساس برای تشخیص درجه کپه‌ای بودن یک الگوی کپه‌ای مفید است؛ اما این شاخص ویژگی مطلوبی از نظر آماری ندارد و قابلیت آزمون را دارا نیست (۴۳، ۴۹). از طرفی این شاخص از تعداد کل پایه‌ها در نمونه مستقل است و از این‌رو برای مقایسه الگوی بین جوامع مختلف توصیه‌شده است (۴۹).

درجه کپه‌ای بودن گونه پده در توده خالص نسبتاً بالا (۰/۵۵) و در توده آمیخته نسبتاً پایین (۰/۱۷) است. بر اساس شاخص لوید، درجه کپه‌ای بودن پده در توده خالص بیشتر از توده آمیخته است. با توجه به اینکه شاخص لوید از اندازه نمونه مستقل است (۴۸)، برای مقایسه دو نوع توده می‌تواند استفاده شود. استقبال از به‌کارگیری شاخص لوید توسط اکولوژیست‌ها نسبت به شاخص مورسیتا بیشتر بوده است. این موضوع به دلیل تأکید مورسیتا بر جنبه ریاضی این شاخص بوده که این مهم در مورد شاخص لوید صادق نیست (۴۰).

در مجموع بر اساس مطالب فوق، شاخص‌های هاینز و C از میان شاخص‌های فاصله ای و شاخص گرین و لوید از میان شاخص‌های کوادراتی مناسب‌ترین شاخص‌ها برای هر دو نوع توده خالص و آمیخته تشخیص داده شدند هستند که الگوی کپه‌ای را برای هر دو نوع توده نشان دادند.

نشان دادند. برخی محققان عملکرد شاخص ابرهات را در نشان دادن الگوی کپه‌ای ضعیف عنوان کردند (۳۰، ۴۹، ۲۵). شاخص جانسون زایمر در توده‌های دارای الگوی کپه‌ای فشرده دارای اثر حاشیه‌ای است بدین معنی که بین پایه‌های منفرد یا تک و پایه‌های پراکنده و پایه‌های قرارگرفته در مرز توده نمی‌تواند تفکیک و تفاوت قائل شود (۴۹). شاید به دلایل فوق است که این دو شاخص در توده آمیخته، الگوی معنی‌داری را نتوانستند نشان دهند. شاخص هاپکینز به عقیده Goodall و West (۱۹۷۹) شاخص قوی در تشخیص الگوی کپه‌ای معرفی شده است اما اعتبار این شاخص بستگی به انتخاب تصادفی پایه‌ها به شکل صحیح دارد بدین معنی که از قبل می‌بایست در نمونه‌برداری‌های میدانی تمامی پایه‌ها اندازه‌گیری و شماره‌گذاری شوند و سپس برخی پایه‌ها به‌طور تصادفی انتخاب گردند (۲۲). اکولوژیست‌ها از انجام این روش معمولاً طفره می‌روند (۴۹). Pielou (۱۹۷۷) استفاده از نقاط تصادفی برای انتخاب پایه‌های تصادفی را موجه نمی‌داند و اذعان دارد بر اینکه در توده‌های دارای الگوی کپه‌ای شدید، قویا دارای اریب است.

بر اساس شاخص‌های کوادراتی نیز الگوی غالب در بین شاخص‌های مورد مطالعه در دو توده خالص و آمیخته، کپه‌ای به دست آمد. شاخص پراکندگی اغلب برای زمانی که تعداد نمونه کمتر از ۳۰ باشد توصیه‌شده است (۴۹). این شاخص دارای ویژگی‌های مطلوب آماری است. بدین معنی که در تعداد نمونه کمتر از ۳۰ از توزیع کای اسکویئر و در زمان بیشتر بودن نمونه‌ها از توزیع نرمال تبعیت می‌کند (۴۳)؛ اما این شاخص قویاً وابسته به اندازه واحد نمونه‌برداری است (۵۷).

Kristensen و همکاران (۲۰۰۶)، شاخص مورسیتا را شاخصی مناسب برای تعیین الگوی مکانی در مقیاس‌های مختلف معرفی کردند و بیان کردند می‌توان از این شاخص به‌منظور بررسی الگوی مکانی در تراکم‌ها و مقیاس‌های

## سپاسگزاری

و پرسنل اداره منابع طبیعی شهرستان بهبهان که بدون کمک آنها انجام این پژوهش میسر نمی‌گشت قدردانی می‌نمایم.

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

## منابع

- ۱- اخوان، ر.، ثاقب طالبی، خ.، حسینی، م.، پرهیزکار، پ.، ۱۳۸۹. بررسی الگوی مکانی درختان طی مراحل تحولی جنگل در توده‌های دست‌نخورده راش (*Fagus orientalis* Lipsky) در کلاردشت، فصلنامه علمی - پژوهشی تحقیقات جنگل و صنوبر ایران، ۱۸(۲): ۳۲۲-۳۳۶.
- ۲- بصیری، ر.، ریاضی، آ.، طالشی، ح.، پوررضایی، ج.، ۱۳۹۳. ساختار و ترکیب جنگل‌های رودخانه‌ای حوزه مارون بهبهان، فصلنامه علمی - پژوهشی تحقیقات جنگل و صنوبر ایران، ۲۲(۲): ۳۰۷-۳۲۱.
- ۳- بصیری، ر.، سهرابی، ه.، مزین، م.، ۱۳۸۶. تحلیل آماری الگوی پراکنش مکانی گونه‌های درختی در منطقه قامیشله مریوان. فصلنامه منابع طبیعی ایران، ۵۹(۳): ۵۷۹-۵۸۸.
- ۴- پوربابایی، ح.، زندی ناوگران، ش.، عادل، م. ن.، ۱۳۹۱. الگوی مکانی سه گونه بلوط در جنگل چناره مریوان، کردستان، نشریه محیط طبیعی، مجله منابع طبیعی ایران، ۶۵(۳): ۳۲۹-۳۳۹.
- ۵- پوررضایی، ج.، ترنجان، ف. الف.، پایرنج، ج.، دیفرخش، م.، ۱۳۸۹. بررسی‌های فلورستیک و جغرافیای گیاهی حوضه آبخیز تنگ بن بهبهان، مجله جنگل ایران، انجمن جنگلبانی ایران، ۲(۱): ۳۷-۴۹.
- ۶- پورهاشمی، م.، منصور، ف.، پرهیزکار، پ.، پناهی، پ.، حسینی، م.، ۱۳۹۳. پراکنش مکانی جست گروه‌های برودار (*Quercus brantii* Lindl.) در توده‌های جنگلی بهره برداری شده مریوان، مجله پژوهش‌های گیاهی (مجله زیست‌شناسی ایران)، ۲۷(۴): ۵۳۴-۵۴۳.
- ۷- حسینی، س. م.، طالشی، ح.، یزدان شناس، ح.، صیاد، الف.، بصیری، ر.، ۱۳۹۳. تنوع زیستی گیاهان چوبی و علفی در ارتباط با خصوصیات خاک سطحی در جنگل‌های حاشیه رودخانه مارون، بهبهان، دوفصلنامه علمی-پژوهشی خشک بوم، ۴(۲): ۹۶-۱۰۲.
- ۸- زیری، م.، ۱۳۹۰. آماربرداری در جنگل (اندازه‌گیری درخت و جنگل). چاپ چهارم، دانشگاه تهران، ۴۲۴ صفحه.
- ۹- شیرانی، ک.، حاجی هاشمی، م.، ر.، بابلی مؤخر، ح.، ۱۳۹۰. تعیین حساسیت سازندهای زمین شناسی حوضه آبریز مارون به فرسایش با استفاده از سیستم اطلاعات جغرافیایی، اولین همایش ملی راهبردهای دستیابی به کشاورزی پایدار، اهواز، دانشگاه پیام نور استان خوزستان.
- ۱۰- عارفیان، م.، عصری، ی.، ربیعی، م.، ۱۳۹۳. مقایسه روش‌های مختلف اندازه‌گیری تراکم بادام (*Amygdalus eburnea* Spach) در شهرستان شهر بابک، استان کرمان، مجله پژوهش‌های گیاهی (مجله زیست‌شناسی ایران)، ۲۷(۱): ۷۲-۸۱.
- ۱۱- عرفانی‌فرد، س. ی.، رضاییان، ف.، ۱۳۹۳. روش‌های مناسب در تحلیل الگوی مکانی درختزارهای ناهمگن بنه (*Pistacia atlantica* Desf. در زاگرس. بوم‌شناسی کاربردی، ۹(۳): ۸۱-۹۰.
- ۱۲- عرفانی‌فرد، س. ی.، مهدیان، ف.، فلاح‌شمسی، س. ر.، بردبار، س. ک.، ۱۳۹۱. کارایی شاخص‌های فاصله‌ای و تراکمی در برآورد الگوی مکانی درختان در جنگل (مطالعه موردی: جنگل تحقیقاتی بنه، استان فارس). فصلنامه علمی - پژوهشی تحقیقات جنگل و صنوبر ایران، ۲۰(۳): ۲۷۹-۳۹۲.
- ۱۳- کیانی، ب.، طبری، م.، فلاح، الف.، حسینی، س. م.، ایران نژادپاریزی، م.، ح.، ۱۳۹۰. استفاده از سه روش نزدیک‌ترین همسایه، تابع K رایبلی و میانگین مربعات در تعیین الگوی پراکنش گونه تاغ (*Haloxylon ammodendron* C.A.Mey) در منطقه حفاظت‌شده سیاه‌کوه استان یزد، فصلنامه علمی - پژوهشی تحقیقات جنگل و صنوبر ایران، ۱۹(۳): ۲۵۶-۳۶۹.
- ۱۴- کیانی، ب.، فلاح، الف.، طبری، م.، حسینی، س. م.، ایران نژادپاریزی، م.، ح.، ۱۳۹۱. مقایسه شاخص‌های فاصله‌ای و مبتنی بر کوادرات در تعیین الگوی پراکنش تاغ (منطقه سیاه‌کوه یزد)، نشریه جنگل و فرآورده‌های چوب، مجله منابع طبیعی ایران، ۶۵(۳): ۴۷۵-۴۸۶.

- ۱۵- موسایی سنجره‌ای، م.، بصیری، م.، ۱۳۸۶. مقایسه کارایی شاخص‌های تعیین الگوی پراکنش در درمنه‌زارهای استان یزد، علوم و فنون کشاورزی و منابع طبیعی، ۱۱(۴۰): ۴۸۳-۴۹۴.
- ۱۶- نوری، ز.، زبیری، م.، فقهی، ج.، مروی‌مهاجر، م. ح.، ۱۳۹۲. بررسی الگوی پراکنش مکانی درختان و ساختار در رانشستان‌های طبیعی شمال ایران (مطالعه موردی: بخش گرازین جنگل خیرود)، محیط‌زیست طبیعی، مجله منابع طبیعی ایران، ۱(۱۶۶): ۱۱۳-۱۲۵.
- 17- Barbour, M. G., Burk, J. H., Pitts, W. D., Gilliam, F. S., & Schwartz, M. W., 1999. Terrestrial plant ecology. Addison Wesley Longman. Inc. NY.
- 18- Basiri, R., Taleshi, H., Pourrezaee, J., Hassani, S. M., & Gharehghani, R., 2011. Flora, life form and chorotypes of plants in river forest Behbahan, Iran. *Middle-East Journal Of Scientific Research*, 9(2), 246-252.
- 19- Bonham, C. D., 2013. Measurements for terrestrial vegetation. John Wiley & Sons. 246 pg.
- 20- Clark, P. J., & Evans, F. C., 1954. Distance to nearest neighbor as a measure of spatial relationships in populations. *Ecology*, 445-453.
- 21- Dale, M. R. T., 1999. Spatial pattern analysis in plant ecology. *Ecology*, 88, 366-370.
- 22- Diggle, P. J., 1983. Statistical analysis of spatial point patterns. Academic press.
- 23- Eberhardt, L. L., 1967. Some developments in 'distance sampling'. *Biometrics*, 207-216.
- 24- Engeman, R. M., Sugihara, R. T., Pank, L. F., & Dusenberry, W. E., 1994. A comparison of plotless density estimators using Monte Carlo simulation. *Ecology*, 75(6): 1769-1779.
- 25- ErfaniFard, Y., Fegghi, J., Zobeiri, M., & Namiranian, M., 2008. Comparison of two distance methods for forest spatial pattern analysis (Case study: Zagros forests of Iran). *Journal of Applied Sciences*, 8(1), 152-157.
- 26- Fidelibus, M. W., & Mac Aller, R. T. F., 1993. Native seed collection, processing and storage for revegetation projects, restoration in the Colorado desert. Management Notes, San Diego, Ca, (92): 182.
- 27- Fowler, M., 2014. Assessing alternative methods for monitoring *Populus tremuloides* following restoration treatments. *Theses, Dissertations, Professional Papers*. Paper 4364. University of Montana, 98 pg.
- 28- Goldberg, D. E., & Barton, A. M., 1992. Patterns and consequences of interspecific competition in natural communities: a review of field experiments with plants. *American naturalist*, 771-801.
- 29- Gonzalez-Andujar, J. L.; Gonzalez-Diaz, L.; Navarrete, L., 2007. Characterising spatial weed distribution with a distance index of dispersion and the effect of spatial scales. *World Journal of Agricultural Sciences*, 3(4): 558-561.
- 30- Goodall, D. W., & West, N. E., 1979. A comparison of techniques for assessing dispersion patterns. *Vegetatio*, 40(1), 15-27.
- 31- Goreaud, F., Courbaud, B., & Collinet, F., 1997. Spatial structure analysis applied to modelling of forest dynamics: a few examples. In *Proceedings of the IUFRO workshop, Empirical and process based models for forest tree and stand growth simulation*. *Novas Technologies, Oerias, Portugal*, Pp: 155-172.
- 32- Green, R. H. 1966. Measurement of non-randomness in spatial distributions. *Res. Pop. & 01*. 8: 1-7.
- 33- Greig-Smith, P., 1983. Quantitative Plant Ecology. Oxford: Blackwell Scientific Publishing, 101-145.
- 34- Guarín, J. R., del Valle, J. I., & Sierra, C. A., 2014. Establishment phase, spatial pattern, age, and demography of *Oenocarpus bataua* var. *bataua* can be a legacy of past loggings in the Colombian Andes. *Forest Ecology and Management*, 328, 282-291.
- 35- Haase, P., 1995. Spatial pattern analysis in ecology based on ripley's k-function: introduction and methods of edge correction. *Journal Of Vegetation Science*, 6(4), 575-582.
- 36- 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), 456-461.
- 37- Hines, W. G. S., & Hines, R. O. H., 1979. The Eberhardt statistic and the detection of nonrandomness of spatial point distributions. *Biometrika*, 66(1), 73-79.
- 38- Holgate, P., 1965. Some new tests of randomness. *The Journal of Ecology*, 261-266.
- 39- Hopkins, B., & Skellam, J. G., 1954. A new method for determining the type of distribution

- of plant individuals. *Annals of Botany*, 18(2), 213-227.
- 40- Hurlbert, S. H., 1990. Spatial distribution of the Montane Unicorn. *Oikos*, 257-271.
- 41- Johnson, R. B., & Zimmer, W. J., 1985. A more powerful test for dispersion using distance measurements. *Ecology*, 1669-1675.
- 42- Kershaw, K. A., 1973. Quantitative and dynamic plant ecology . 2nd Edit, American Elsevier Pub, New York, 308 pg.
- 43- Krebs, C. J., 2013. *Ecological methodology*. 2nd Edit, Version 4, University Of Columbia, P. 620.
- 44- Kristensen, L., Olsen, J., Weiner, J., Griepentrog, H. W., & Nørremark, M., 2006. Describing the spatial pattern of crop plants with special reference to crop-weed competition studies. *Field crops research*, 96(2), 207-215.
- 45- Lamacraft, R. R., Friedel, M. H., & Chewings, V. H., 1983. Comparison of distance based density estimates for some arid rangeland vegetation. *Australian journal of ecology*, 8(2), 181-187.
- 46- Ledo, A., Montes, F., & Condés, S., 2012. Different spatial organisation strategies of woody plant species in a montane cloud forest. *Acta Oecologica*, 38, 49-57.
- 47- 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), 3689-3702.
- 48- Lloyd, M. 1967. "Mean crowding." *J. Anim. & 01*. 36: 1-30.
- 49- Ludwig, J. A., & Reynolds, J. F., 1989. *Statistical ecology: a primer in methods and computing* (Vol. 1). John Wiley & Sons. 337 pg.
- 50- Magnussen, S., 2012. Fixed-count density estimation with virtual plots. *Spatial Statistics*, 2, 33-46.
- 51- Malhado, A. C. M., & Petrere Jr, M., 2004. Behaviour of dispersion indices in pattern detection of a population of angico, *Anadenanthera peregrina* (Leguminosae). *Brazilian Journal of Biology*, 64(2), 243-249.
- 52- Morisita, M. 1962. I  $\sigma$ -Index, a measure of dispersion of individuals. *Res. Pop. Ecol.* 4: 1-7.
- 53- Moustakas, A., Wiegand, K., Getzin, S., Ward, D., Meyer, K. M., Guenther, M., & Mueller, K. H., 2008. Spacing patterns of an Acacia tree in the Kalahari over a 61-year period: how clumped becomes regular and vice versa. *acta oecologica*, 33(3): 355-364.
- 54- Odum, E. P., Odum, H. T., & Andrews, J., 1971. *Fundamentals of ecology* (Vol. 3). Philadelphia: Saunders.
- 55- Odum, E.P., 1986. *Ecología, tercera edición, nueva editorial interamericana*. SA de CV México, DF, 11(12): 326-400.
- 56- Pielou, E. C., 1977. *Studying pattern by distance sampling*. Chap. 10. *Mathematical ecology*. John Wiley & Sons Inc., New York, 148-165.
- 57- Quets, J. J., Temmerman, S., El-Bana, M. I., Al-Rowaily, S. L., Assaeed, A. M., & Nijs, I. (2013). *Unraveling Landscapes With Phytogenic Mounds (Nebkhas): An Exploration Of Spatial Pattern*. *Acta Oecologica*, 49, 53-63.
- 58- Rossi, L. M. B. & Higuchi, N., 1998, Aplicação de métodos de análise do padrão espacial em oito espécies arbóreas da floresta tropical úmida. In: *Floresta Amazônica: dinâmica, regeneração e manejo*. C. Gascon & P. Moutinho (eds.), CNPq/INPA, Manaus, AM, Brazil, 41-60.
- 59- Sileshi, G., & Hailu, G., 2006. Modelling the spatial patterns and interspecific interactions between three chrysomelid beetles defoliating the multipurpose agroforestry tree *Sesbania sesban* in Africa. *African Entomology*, 14(2), p-337.
- 60- Smith-Gill, S. J., 1975. Cytophysiological basis of disruptive pigmentary patterns in the leopard frog *Rana pipiens* II. Wild type and mutant cell specific patterns. *J. Morph.* 146: 35- 54.
- 61- Song, P., Hong, W., Wu, C., Feng, L., Fan, H., Zhu, H., ... & Zhang, Q. (2005). [Population structure and its dynamics of rare and endangered plant *Alsophila spinulosa*]. *Ying yong sheng tai xue bao= The journal of applied ecology/Zhongguo sheng tai xue xue hui, Zhongguo ke xue yuan Shenyang ying yong sheng tai yan jiu suo zhu ban*, 16(3), 413-418.
- 62- Soriano, A.J.S., 1997. *Distribuição espacial e temporal de invertebrados bentônicos da Represa de Barra Bonita-SP. São Carlos, UFSCar, 149p (Dissertação)*.
- 63- Szmyt, J., 2014. Spatial statistics in ecological analysis: from indices to functions. *Silva Fennica*, 48(1).
- 64- Tsuji, K., & Kasuya, E., 2001. What do the indices of reproductive skew measure?. *The American Naturalist*, 158(2), 155-165.

- 65- Wei, H., Jiang, L., & Chengzhen, W., 2001. A study on structure and spatial distribution pattern of *Castanopsis hystrix* population. Scientia Silvae Sinicae, S1.
- 66- Zhang, D., Yin, L., & Pan, B., 2002. Biological and ecological characteristics of *Tamarix* L. and its effect on the ecological environment. Science in China Series D: Earth Sciences, 45, 18-22.

## Spatial pattern of *Populus euphratica* in pure and mixed stands of Maroon, Behbahan

Maasumi babaarabi M.<sup>1</sup>, Basiri R.<sup>2</sup>, Moradi M.<sup>2</sup> and Kiani B.<sup>3</sup>

<sup>1</sup> Faculty of Natural Resources, Behbahan Khatam Alanbia University of Technology, Behbahan, I.R. of Iran

<sup>2</sup> Faculty of Natural Resources, Behbahan Khatam Alanbia University of Technology, Behbahan, I.R. of Iran

<sup>3</sup> Faculty of Natural Resources, Yazd University, Yazd, I.R. of Iran

### Abstract

In this paper, the spatial pattern *Populus euphratica* species in pure and mixed stands were studied in two distance and quadratic methods. Both pure and mixed stands were full-callipered in Maroon region of Behbahan. In this study, we used 8 distances and 5 quadratics indices. The efficiency of various indices was compared by estimating the spatial pattern of trees. All distance indices showed the spatial pattern of *Populus euphratica* are clumped in both stands, except Holgate and Hopkins indices. Only Morisita and standardized Morisita of quadratic indices did not show the spatial pattern of *Populus euphratica* clumped. Overall, Hines, C, Green and Lloyd indices were detected the most appropriate indices for both pure and mixed stands.

**Key words:** Spatial Pattern, Efficiency, Quadratic Indices, Distance Indices, Mixing