

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

بهبهان

مریم معصومی باباعربی^۱، رضا بصیری^{۲*}، مصطفی مرادی^۲ و بهمن کیانی^۳

^۱ بهبهان، دانشگاه صنعتی خاتم الانبیاء بهبهان، گروه جنگل‌شناسی و اکولوژی جنگل

^۲ بهبهان، دانشگاه صنعتی خاتم الانبیاء بهبهان، دانشکده منابع طبیعی، گروه جنگل‌داری

^۳ یزد، دانشگاه یزد، دانشکده منابع طبیعی و کویرشناسی، گروه جنگل‌داری

تاریخ پذیرش: ۹۴/۱۰/۲۳ تاریخ دریافت: ۹۵/۱/۲۳

چکیده

بررسی الگوی مکانی درختان در توده‌های طبیعی به عنوان راهنمایی برای پی بردن به گردایان‌ها و محدودیت‌های محیطی و شرایط اکولوژیکی مانند روابط 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 موردمطالعه قرار گرفت. ابتدا دو توده مورد آماربرداری صد درصد 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 به جز هولوگیت و هاپکینز الگوی مکانی پده را در دو نوع توده، کپه‌ای نشان دادند. از میان شاخص‌های کوادراتی نیز شاخص‌های موریسیتا و موریسیتا استاندارد شده الگوی مکانی پده را غیرکپه‌ای نشان دادند. به طور کلی شاخص‌های هایزن، 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.

واژه‌های 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 فعل و افعالاتی که در میان آنها وجود دارد، پرداخت (۲۱). شرایط محیطی و عکس‌عمل‌های ناشی از روابط‌های 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 افاده 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، ۵۷، ۴۳، ۳۵). ازین‌رو 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

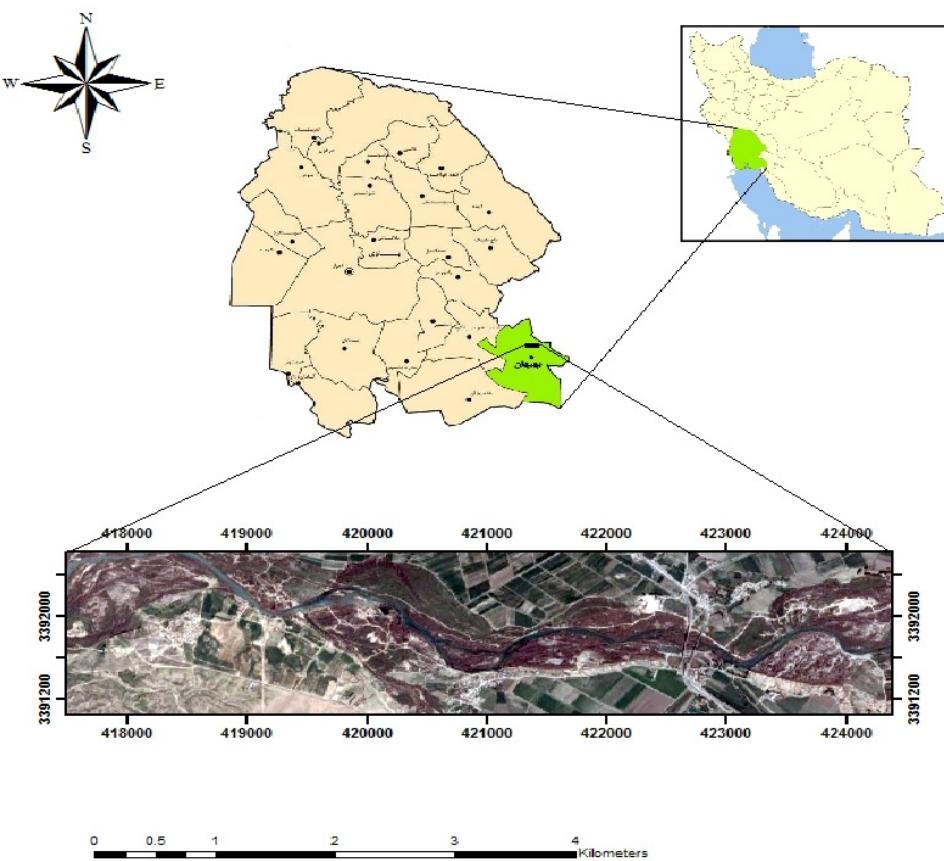
منطقه مورد مطالعه: این مطالعه در جنگل‌های رودخانه‌ای مارون واقع در شهرستان بهبهان، استان خوزستان انجام شده است. جنگل موربدبرسی در محدوده طول جغرافیایی $37^{\circ} 09'$ و $25^{\circ} 10'$ شمالی و عرض جغرافیایی $38^{\circ} 38'$ و $39^{\circ} 30'$ شرقی با ارتفاع $250-300$ متر از سطح دریا قرار دارد (شکل ۱). متوسط بارندگی سالانه $350/04$ میلی‌متر و متوسط دمای سالانه 24 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 استقراریافته‌اند، شامل پده *(Populus euphratica)* و سریم *(Tamarix arceuthoides)* Beg. (Olivier.) گز (*Lycium Shawii* Roemer & schult) می‌باشند که جوامع گیاهی منحصر به‌فردی 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

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

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 بوم شناختی است (۴). از مطالعه الگوی مکانی گونه‌های درختی می‌توان در تعیین مدل برای برآورده استفاده کرد (۳). روش قاب (کوادرات) و روش فاصله‌ای از جمله روش‌های تجزیه و تحلیل کمی الگوی مکانی جوامع گیاهی است (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 اریب 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 به عنوان معیاری برای مقایسه روش‌ها استفاده شود. پژوهش‌های متعددی در خصوص الگوی مکانی روی برخی از گونه‌ها در ایران انجام شده است (۳، 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، ۴۳). استقرار نقاط نمونه به شیوه تصادفی سیستماتیک (۴۳، ۲۶) صورت گرفت. نقاط تلاقي شبکه به عنوان نقاط تصادفی، در نظر گرفته شد. در این پژوهش هشت شاخص فاصله‌ای شامل نزدیکترین همسایه، جانسون زایمر، پیلو، مربعی (C)، ابرهارت، هولگیت، هاپکینز و هاینز به همراه ۵ شاخص کوادراتی شامل، گرین، موریستیا، موریستیای استاندارد شده، لوید و شاخص پراکنش استفاده شد (جدول های ۲ و ۳).

محدوده با استفاده از جی‌پی‌اس مشخص گردید. موقعیت مکانی (فاصله به متر و آزیموت با قطب‌نما) برای تمام درختان پدید با قطری بیشتر از ۵ سانتیمتر تعیین گردید (۳۶). داده‌های به دست آمده 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→0	$z = \frac{\bar{r}_A - \bar{r}_B}{S_r}$
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 (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	$X^2 = I_d \left(\sum x - 1 \right) + n - \sum x$
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	$X^2 = \frac{\sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x})^2}{\bar{x}}$
۵ Lloyd Index of Patchiness (Lloyd, 1967)	LI>1	LI=1	LI<1	-

تک تک 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

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 همسایه‌اش (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:

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

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 نمونه برداری استوار بوده و محاسبه آن آسان است:

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

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

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

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:

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

$$\begin{aligned} \text{If } Id \geq Mc & \leftarrow I_p = 0/5 + 0/5 \left(\frac{Id-Mc}{n-Mc} \right) \\ \text{If } Mc > Id & \leftarrow I_p = 0/5 \left(\frac{Id-1}{Mc-1} \right) \\ \text{If } 1 > Id > Mu & \leftarrow I_p = -0/5 \left(\frac{Id-1}{Mu-1} \right) \\ \text{If } 1 > Mu > Id & \leftarrow I_p = -0/5 + 0/5 \left(\frac{Id-Mu}{Mu} \right) \end{aligned}$$

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:

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

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 پدیده بر مبنای روش نزدیکترین همسایه، کپهایی به دست آمد. مقدار شاخص آن برابر ۰/۰۵۸ بود و با بهکارگیری آزمون Z معنی‌داری الگوی کپهای تأیید گردید. سایر شاخص‌های فاصله‌ای به جز 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 موریسیتا (Morisita Index): این شاخص در سال

۱۹۶۲ توسط موریسیتا پیشنهاد شد:

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

که I_d : شاخص پراکندگی موریسیتا

N : تعداد افراد شمارش شده در کوادرات‌ها

$\sum x$: مجموع تعداد افراد شمارش شده در کوادرات‌ها

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

n : تعداد نقاط تصادفی

شاخص موریسیتا استاندارد شده (Standardized Morisita Index)

Smith-Gill (Morisita Index): شاخص موریسیتا توسط

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

بدین معنی که ابتدا شاخص موریسیتا محاسبه و سپس

شاخص یکنواختی و کپهای به صورت زیر محاسبه می-

شوند:

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

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

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 بدست آمده از شاخص‌های فاصله‌ای

آمیخته				خالص				توده	شاخص
نوع الگو	نتیجه آزمون شده	آماره محاسبه شده	نوع الگو	نتیجه آزمون شده	آماره محاسبه شده	نوع الگو	نوع الگو		
کپهای	۱/۹۶	۰	کپهای	۱/۹۶	۰	کپهای	۱/۹۶	نژدیکترین همسایه	جدول
	-۲۹/۳۹*	۰/۵۲	کپهای	-۴۰/۵۶*	۰/۵۸	کپهای	-۴۰/۵۶*	محاسباتی	جدول
کپهای	۱/۹۶	۲	کپهای	۱/۹۶	۲	کپهای	۱/۹۶	جانسون	زایمر
	۱/۲۵**	۲/۳۵	کپهای	۵/۵۳*	۳/۴۷	کپهای	۵/۵۳*	محاسباتی	ابرهارت
کپهای	۱/۳۴۱۴	۱/۲۷	کپهای	۱/۳۳۷۹	۱/۲۷	کپهای	۱/۳۳۷۹	محاسباتی	هولگیت
	۱/۳۳۴۶**	۱/۳۳	کپهای	۱/۷۶*	۱/۷۶	کپهای	۱/۷۶*	محاسباتی	پیلو
یکنواخت مایل به تصادفی	۲/۰۲	۰	یکنواخت	۲/۰۱	۰	مایل به	۱/۳۹ > h > ۰/۷۱	مایل به	هاینزن
	۰/۰۲**	۰/۰۵۷		۰/۳۸**	-۰/۰۸		۰/۳۸**	مایل به	هاینزن
کپهای	۱۱۳/۱۴	۱	کپهای	۱۲۴/۳۴	۱	کپهای	۱۲۴/۳۴	مایل به	C
	۲۲۵/۴۴*	۱/۸۹	کپهای	۶۲۳/۸۵*	۲/۷۲	کپهای	۶۲۳/۸۵*	مایل به	
مایل به کپهای	۱/۴۱	۰/۵	مایل به	۱/۳۹ > h > ۰/۷۱	۰/۵	کپهای	۰/۷۲**	مایل به	
	۲/۱۷*	۰/۶۸	کپهای	۰/۷۷**	۰/۷۷	کپهای	۰/۷۷**	مایل به	
کپهای	۱/۳۳۷۹	۱/۲۷	کپهای	۱/۳۳۷۹	۱/۲۷	کپهای	۱/۳۳۷۹	مایل به	
	۱/۴۳*	۱/۴۳	کپهای	۱/۹۸*	۱/۹۸	کپهای	۱/۹۸*	مایل به	
کپهای	۱/۹۶	۰/۵	کپهای	۱/۹۶	۰/۵	کپهای	۱/۹۶	مایل به	
	۴/۰۷*	۰/۶۷	کپهای	۴/۳۶*	۰/۶۸	کپهای	۴/۳۶*	مایل به	

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

در میان شاخص‌های مبتنی بر کوادرات به جز شاخص‌های موریسیتا و موریسیتای 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 تایید 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 تایید نمودند (جدول ۵).

در توده آمیخته الگوی مکانی با توجه به شاخص نژدیکترین 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. به جز شاخص‌های جانسون زایمر، ابرهارت و هولگیت، سایر شاخص‌های فاصله‌ای اختلاف معنی‌داری با الگوی تصادفی داشته و

جدول ۵- نتایج بدست آمده از شاخص‌های کوادراتی

آمیخته			خالص			توده
نوع الگو	آماره محاسبه شده	نتیجه آزمون	نوع الگو	آماره محاسبه شده	نتیجه آزمون	
مايل کپهای آزمون ندارد	۰/۱۷	مايل کپهای	مايل کپهای آزمون ندارد	۰	۱/۵۵	جدول گرین محاسباتی
مايل تصادفی	۶۵	۱	کپهای	۶۷/۵۱	۱	جدول موریستا محاسباتی
یکنواخت آزمون ندارد	-۰/۲۸	کپهای	آزمون ندارد	۰	۱/۵۱	جدول موریستای استاندارد شده محاسباتی
کپهای	۶۵	۱	کپهای	۶۷/۵۱	۱	جدول پراکندگی محاسباتی
کپهای آزمون ندارد	۳۷۲/۵۴*	۸/۴۷	کپهای	۱۳۵۸/۲۲*	۲۷/۷۲	جدول موریستای لoid محاسباتی

پدۀ از دلایل احتمالی الگوی کپهای است (۱۱، ۴۷، ۵۳). گونه پدۀ در جامعه آمیخته در کنار گز ظاهرشده، شاید از دلایل احتمالی کپهای بودن پدۀ در جامعه آمیخته وجود رقابت بین گونه‌ای و اثرات آللوپاتی گز بر روی پدۀ باشد (۶۶). شاخص‌های پیلو، هایزن و C الگوی کپهای معنی‌داری را در هر دو توده خالص و آمیخته پدۀ 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). Zimmer و Johnson (۱۹۸۵) این شاخص را ضعیفتر از سایر شاخص‌های مستقل از تراکم قلمداد کردند. شاخص C و هایزن 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). تحلیل الگوی مکانی در جامعه خالص پدۀ 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 پدۀ بر مبنای روش نزدیک‌ترین همسایه و آماربرداری صدرصد، کپهای به دست آمد. وجود یک کanal آب در وسط این توده خالص و حضور فراوان گونه نی و متعاقب آن رقابت بین گونه‌ای اتفاق افتاده بین نی و

مختلف مطالعاتی استفاده کرد. شاخص موریسیتا به طور گسترده‌ای برای تعیین درجه کپهای بودن یک الگوی نقطه‌ای به کاررفته است (۶۴). این شاخص مستقل از تراکم توده است ولی از تعداد نمونه متأثر است (۴۳). این از محدودیت‌های به کارگیری این شاخص می‌باشد ولی این شاخص دارای ویژگی‌های مطلوب آماری است و قابلیت آزمون دارد. در حالی‌که شاخص استاندارد شده موریسیتا مستقل از تراکم و تعداد نمونه است (۴۳). شاخص گرین برای داده‌هایی که نسبت واریانس به میانگین آن‌ها بیشتر از یک باشد مفید تشخیص داده شده 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 توصیه شده است (۴۹).

درجه کپهای بودن گونه پده در توده خالص نسبتاً بالا (۰/۰۵۵) و در توده آمیخته نسبتاً پایین (۰/۰۱۷) 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 به کارگیری شاخص لوید توسط اکولوژیست‌ها نسبت به شاخص موریسیتا بیشتر بوده است. این موضوع به دلیل تأکید موریسیتا 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 فاصله‌ای و شاخص‌گرین 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 ابرهارت را در نشان دادن الگوی کپهای ضعیف عنوان کردند (۴۹، ۳۰، 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 هاپکیتر 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 به طور تصادفی انتخاب گردد (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، قویاً دارای ارب است.

بر اساس شاخص‌های کوادراتی نیز الگوی غالب در بین شاخص‌های موردمطالعه در دو توده خالص و آمیخته، کپهای به دست آمد. شاخص پراکنده‌گی اغلب برای زمانی که تعداد نمونه کمتر از ۳۰ باشد توصیه شده است (۴۹). این شاخص دارای ویژگی‌های مطلوب آماری است. بدین معنی که در تعداد نمونه کمتر از ۳۰ از توزیع کای اسکویر 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 موریسیتا را شاخصی مناسب برای تعیین الگوی مکانی در مقیاس‌های مختلف معرفی کردند و بیان کردند می‌توان از این شاخص به منظور بررسی الگوی مکانی در تراکم‌ها و مقیاس‌های

سپاسگزاری

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

منابع

- ۹- شیرانی، ک، حاجی‌هاشمی، م، ر، بابلی مؤخر، ح، ۱۳۹۰. تعیین حساسیت سازندهای زمین‌شناسی 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*) در شهرستان شهر بابک، استان کرمان، مجله پژوهش‌های (Spach گیاهی (مجله زیست‌شناسی ایران)، ۲۷(۱): ۷۲-۸۱.
- ۱۱- عرفانی‌فرد، س. ی، رضاییان، ف، ۱۳۹۳. روش‌های مناسب در تحلیل الگوی مکانی درختزارهای ناهمگن بهن (Pistacia atlantica Desf.) در زاگرس، بوم‌شناسی کاربردی، ۳۹(۳): ۸۱-۹۰.
- ۱۲- عرفانی‌فرد، س. ی، مهدیان، ف، فلاخ‌شمسی، س. ر، بردباز، س. ک، ۱۳۹۱. کارایی شاخص‌های فاصله‌ای و تراکمی در برآورد الگوی مکانی درختان در جنگل (مطالعه موردی: جنگل تحقیقاتی بهن، استان فارس)، فصلنامه علمی - پژوهشی تحقیقات جنگل و صنوبر ایران، ۲۰(۳): ۲۷۹-۳۹۲.
- ۱۳- کیانی، ب، طبری، م، فلاخ، الف، حسینی، س. م، ایران نژادپاریزی، م. ح، ۱۳۹۰. استفاده از سه روش نزدیکترین همسایه، تابع K راپلی و میانگین مربعات در تعیین الگوی پراکنش گونه تاغ (*Haloxylon ammodenderon* (C.A.Mey در منطقه حفاظت‌شده سیاه‌کوه استان یزد، فصلنامه علمی - پژوهشی تحقیقات جنگل و صنوبر ایران، ۱۹(۳): ۲۵۶-۳۶۹.
- ۱۴- کیانی، ب، فلاخ، 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 فرآوردهای چوب، مجله منابع طبیعی ایران، ۶۵(۳): ۴۷۵-۴۸۶.
- ۱۵- اخوان، ر، ثاقب طالبی، خ، حسنی، 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.
- ۱۶- 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.
- ۱۷- بصیری، ر، سهرابی، ه، مزین، م، ۱۳۸۶. تحلیل آماری الگوی پراکنش مکانی گونه‌های درختی در منطقه قامیشه مریوان، فصلنامه منابع طبیعی ایران، ۵۹(۳): ۵۷۹-۵۸۸.
- ۱۸- 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.
- ۱۹- پوررضایی، ج، ترندیان، 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.
- ۲۰- پورهاشمی، م، منصوری، ف، پرهیزکار، پ، پناهی، پ، حسنی، 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.
- ۲۱- حسنی، س. م، طالشی، ح، بیزان 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.
- ۲۲- زیری، م، ۱۳۹۰. آماربرداری در جنگل (اندازه‌گیری درخت و جنگل). چاپ چهارم، دانشگاه تهران، ۴۲۴ صفحه.

- ۱۶- نوری، ز.، زبیری، م.، فقہی، ج.، مردمهاجر، م. ح.، ۱۳۹۲. بررسی الگوی پراکنش مکانی درختان و ساختار در راشستان‌های طبیعی شمال ایران (مطالعه موردنی: بخش گرازین جنگل خیرود)، محیط‌زیست طبیعی، مجله منابع طبیعی ایران، ۶۶(۱): ۱۱۳-۱۲۵.
- ۱۷- Barbour, M. G., Burk, J. H., Pitts, W. D., Gilliam, F. S., & Schwartz, M. W., 1999. Terrestrial plant ecology. Addison Wesley Longman Inc. NY.
- ۱۸- Basiri, R., Taleshi, H., Pourrezaee, J., Hassani, S. M., & Ghareghhani, R., 2011. Flora, life form and chorotypes of plants in river forest Behbahan, Iran. *Middle-East Journal Of Scientific Research*, 9(2), 246-252.
- ۱۹- Bonham, C. D., 2013. Measurements for terrestrial vegetation. John Wiley & Sons. 246 pg.
- ۲۰- Clark, P. J., & Evans, F. C., 1954. Distance to nearest neighbor as a measure of spatial relationships in populations. *Ecology*, 445-453.
- ۲۱- Dale, M. R. T., 1999. Spatial pattern analysis in plant ecology. *Ecology*, 88, 366-370.
- ۲۲- Diggle, P. J., 1983. Statistical analysis of spatial point patterns. Academic press.
- ۲۳- Eberhardt, L. L., 1967. Some developments in'distance sampling'. *Biometrics*, 207-216.
- ۲۴- 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.
- ۲۵- ErfaniFard, Y., Feghhi, 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.
- ۲۶- 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.
- ۲۷- Fowler, M., 2014. Assessing alternative methods for monitoring *Populus tremuloides* following restoration treatments. *Theses, Dissertations, Professional Papers*. Paper 4364. University of Montana, 98 pg.
- ۲۸- 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.
- ۱۵- موسایی سجده‌ای، م.، بصیری، م.، مقایسه کارایی شاخص‌های تعیین الگوی پراکنش در درمنه‌زارهای استان یزد، علوم و فنون کشاورزی و منابع طبیعی، ۴۰(۱۱): ۴۸۳-۴۹۴.
- ۲۹- 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.
- ۳۰- Goodall, D. W., & West, N. E., 1979. A comparison of techniques for assessing dispersion patterns. *Vegetatio*, 40(1), 15-27.
- ۳۱- 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,Oeiras, Portugal*, Pp: 155-172.
- ۳۲- Green, R. H. 1966. Measurement of non-randomness in spatial distributions. *Res. Pop. & 01.* 8: 1-7.
- ۳۳- Greig-Smith, P., 1983. Quantitative Plant Ecology. Oxford: Blackwell Scientific Publishing, 101–145.
- ۳۴- 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.
- ۳۵- 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.
- ۳۶- 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.
- ۳۷- 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.
- ۳۸- Holgate, P., 1965. Some new tests of randomness. *The Journal of Ecology*, 261-266.
- ۳۹- 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 σ -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-Rowailly, S. L., Assaeed, A. M., & Nijs, I. (2013). Unraveling Landscapes With Phylogenetic 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.¹, Basiri R.², Moradi M.² and Kiani B.³

¹ Faculty of Natural Resources, Behbahan Khatam Alanbia University of Technology, Behbahan, I.R. of Iran

² Faculty of Natural Resources, Behbahan Khatam Alanbia University of Technology, Behbahan, I.R. of Iran

³ 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