

## بررسی الگوی پراکنش مکانی گونه بانه (مطالعه موردی: جنگل‌های باینگان استان کرمانشاه)

امیر صفری<sup>۱\*</sup>، نقی شعبانیان<sup>۲</sup>، سیدیوسف عرفانی فرد<sup>۳</sup>، رضاحسین حیدری<sup>۴</sup> و مرتضی پوررضا<sup>۵</sup>

<sup>۱</sup> دانش‌آموخته کارشناسی ارشد جنگلداری دانشکده منابع طبیعی، دانشگاه کردستان

<sup>۲</sup> استادیار گروه جنگلداری دانشکده منابع طبیعی، دانشگاه کردستان

<sup>۳</sup> استادیار دانشکده کشاورزی، دانشگاه شیراز

<sup>۴</sup> استادیار دانشکده کشاورزی، دانشگاه رازی

<sup>۵</sup> دانشجوی دکتری جنگلداری دانشکده منابع طبیعی، دانشگاه تربیت مدرس

(تاریخ دریافت: ۸۸ / ۷ / ۲۵، تاریخ تصویب: ۸۹ / ۳ / ۴)

### چکیده

بررسی الگوی پراکنش مکانی جوامع گیاهی، برای درک بسیاری از مسائل در اکولوژی و مدیریت جنگل ضروری است. با توجه به اهمیت اقتصادی-اجتماعی گونه بانه، این الگو به عنوان معیاری برای کنترل تغییرات و پایش جنگل، بررسی شد. منطقه‌ای ۵۰ هکتاری از جنگل‌های باینگان در استان کرمانشاه با حداقل دست‌خوردگی و تخریب انتخاب شد و آماربرداری در قالب یک شبکه آماربرداری منظم با شروع نقطه تصادفی و با ابعاد ۱۰۰×۱۰۰ متر صورت گرفت. در این بررسی از روش‌های قطعه نمونه با مساحت ثابت و روش‌های فاصله‌ای مربع تی و ترکیبی استفاده شد. ۵۰ قطعه نمونه و ۵۰ نقطه نمونه برداری مربوط به روش‌های فاصله‌ای برداشت شد و اطلاعات لازم از جمله تعداد در قطعات نمونه و فواصل مورد نظر در روش‌های فاصله‌ای، اندازه‌گیری شد. برای تحلیل الگوی پراکنش مکانی با استفاده از قطعه نمونه، از شاخص‌های پراکنش گرین، موری‌سیتا، استاندارد شده موری‌سیتا و برای بررسی الگوی پراکنش مکانی در روش‌های فاصله‌ای از شاخص‌های ابرهارت، هینز، هاپکینز و C استفاده شد. همه شاخص‌های مربوط به قطعه نمونه، الگوی کپه‌ای را برای بانه نشان دادند. از میان شاخص‌های فاصله‌ای ابرهارت و هینز الگوی کپه‌ای، شاخص C الگوی یکنواخت و شاخص هاپکینز الگوی تصادفی را برای بانه ارائه کردند. در مجموع نتایج به دست آمده از شاخص‌های پراکنش مختلف، الگوی پراکنش مکانی بانه به شکل کپه‌ای تعیین شد.

**واژه‌های کلیدی:** الگوی پراکنش مکانی، روش‌های فاصله‌ای، بانه، باینگان، جنگل‌های زاگرس.

## مقدمه و هدف

الگوی پراکنش مکانی گیاهان، یکی از جنبه‌های مهم اکولوژی گیاهی است که بررسی آن در جوامع گیاهی، به‌منظور درک و شناخت این جوامع ضروری است (Ludwig & Reynolds, 1988; Jayaraman, 1999; Dale, 1998). علاوه بر این، شناخت الگوی پراکنش مکانی گیاهان در تشخیص ساز و کارهای خاص آنها، تشریح پایداری اکوسیستم، طراحی طرح‌های مدیریتی مناسب و اقدامات حفاظتی و احیایی مفید است (Maesture et al., 2002; Miller et al., 2005). به‌روشنی این موضوع تأیید شده است، که شناخت الگوی پراکنش مکانی، ابزاری لازم برای مدیریت بهینه در بسیاری از عرصه‌های جنگلی جهان است (Wulder & Franklin, 2007).

گونه بنه از جنس *Pistacia* و خانواده *Anacardiaceae* است. این جنس ۱۱ گونه دارد که تعدادی از آنها در کشورهای آسیایی و حوزه مدیترانه، اهمیت اقتصادی-اجتماعی فراوانی دارند (Zohary, 1952). بنه گونه‌ای چندمنظوره است که علاوه بر حفاظت خاک و تنظیم آب‌های سطحی، دارای محصولات فرعی متنوعی است. بنه دارای صمغ بارزشی به‌نام سقز است که در مصارف دارویی، صنعتی و خوراکی نقش بسزایی دارد. میوه درختان بنه بیشتر استفاده سنتی دارد و بخشی از نیازهای غذایی، دامی و مالی روستاییان را تأمین می‌کند و بخشی از آن نیز به خارج از کشور صادر می‌شود (خانیاں و عمادی، ۱۳۷۴). بنابراین، با توجه به اهمیت این گونه در حفظ حیات ساکنان منطقه باید هر چه سریع‌تر نسبت به شناخت، مدیریت صحیح و همه‌جانبه این موهبت الهی اهتمام ورزید.

به‌منظور نمونه‌برداری جنگل برای بررسی الگوی پراکنش مکانی، روش‌های مختلفی وجود دارد که عمومی‌ترین اینها استفاده از روش قطعه نمونه با مساحت ثابت<sup>۱</sup> و روش‌های فاصله‌ای<sup>۲</sup> است (Stamatellos & Panourgias, 2005).

تا کنون در زمینه الگوی پراکنش مکانی بنه در داخل کشور تحقیقی انجام نگرفته است، اما با توجه به اهمیت الگوی

پراکنش مکانی درختان تحقیقات مختلف در داخل و خارج کشور انجام گرفته است.

پوربابایی و همکاران (۱۳۸۳) در جنگل‌های گیلان، الگوی مکانی گونه کرکف را به‌شکل کپه‌ای تعیین کردند. حیدری و همکاران (۱۳۸۷) نیز با استفاده از شاخص هاپکینز الگوی پراکنش مکانی بلوط ایرانی را در جنگل‌های سرخه دیزه استان کرمانشاه به شکل کپه‌ای معرفی کردند. Wolf (2005) از الگوی پراکنش مکانی برای بررسی تغییرات در جنگل‌های خزان‌کننده استفاده کرد. هدف این تحقیق بررسی الگوی پراکنش مکانی گونه بارزش بنه است.

## مواد و روش‌ها

- منطقه مورد بررسی

این تحقیق در استان کرمانشاه، شهرستان پاوه و در دامنه جنوبی جنگل‌های باینگان انجام گرفت. منطقه جنگلی باینگان به مساحت ۱۵۲۰ هکتار در عرض جغرافیایی ۵۷° ۳۴° تا ۵۹° ۳۴° شمالی و طول جغرافیایی ۱۷° ۴۶° تا ۲۰° ۴۶° شرقی با دامنه ارتفاعی ۱۲۵۰ تا ۲۰۰۰ متر از سطح دریا واقع شده است. متوسط دمای سالیانه ۱۲ درجه سانتی‌گراد و میانگین بارش سالیانه ۵۷۰/۶ میلی‌متر است. بر اساس منحنی آمبروترمیک، پنج ماه خشک در منطقه وجود دارد. گونه‌های درختی و درختچه‌ای موجود در منطقه بلوط ایرانی، زالزالک، کیکم، گلابی وحشی، بادام کوهی، پلاخور و دافنه هستند (خداکرمی و همکاران، ۱۳۸۱).

- روش تحقیق

به‌منظور بررسی الگوی پراکنش مکانی بنه در این تحقیق از روش‌های نمونه‌برداری قطعه نمونه با مساحت ثابت و فاصله‌ای مربع تی<sup>۳</sup> و ترکیبی<sup>۴</sup> استفاده شد. عرصه‌ای به مساحت ۵۰ هکتار با حداقل تخریب و دست‌خوردگی، انتخاب شد و در قالب یک شبکه آماربرداری منظم با شروع نقطه تصادفی و با ابعاد ۱۰۰×۱۰۰ متر، ۵۰ قطعه نمونه و ۵۰ نقطه نمونه‌برداری (در روش فاصله‌ای) پیاده شد، به‌طوری که محل تقاطع اضلاع شبکه مرکز قطعات نمونه

برای آزمون تصادفی بودن الگوی پراکنش با استفاده از این شاخص از کای اسکویر مطابق رابطه ۳ استفاده می‌شود.

$$\chi^2 = I_d \left( \sum(x) - 1 \right) + n - \sum(x) \quad \text{رابطه ۳}$$

اگر کای اسکویر محاسبه شده کمتر از کای اسکویر جدول باشد، تصادفی بودن الگوی پراکنش افراد (درختان) پذیرفته و در غیر این صورت تصادفی بودن پراکنش افراد رد می‌شود (حیدری، ۱۳۸۷).

۳- شاخص استاندارد شده موری سیتا<sup>۳</sup>

پس از محاسبه شاخص موری سیتا، دو حد مهم با عنوان شاخص یکنواختی و شاخص تجمع، مطابق رابطه‌های ۴ و ۵ محاسبه می‌شود.

رابطه ۴) شاخص یکنواختی :

$$M_u = \frac{\chi_{0.975}^2 - n + \sum x_i}{\left( \sum x_i \right) - 1}$$

رابطه ۵) شاخص تجمع :

$$M_c = \frac{\chi_{0.025}^2 - n + \sum x_i}{\left( \sum x_i \right) - 1}$$

بر اساس این دو شاخص و مقدار  $I_d$  شاخص استاندارد شده موری سیتا توسط رابطه ۱۰ محاسبه می‌شود. مقدار آن برای الگوی پراکنش تصادفی برابر صفر، برای الگوی حداکثر یکنواختی برابر منهای یک و برای حداکثر تجمع (کپه‌ای) برابر یک است (Krebs, 1999).

- روش‌های فاصله‌ای

پس از مشخص شدن نقطه نمونه برداری (همان مرکز قطعه نمونه) در هر نقطه، دو روش فاصله‌ای مربع تی و ترکیبی به شرح زیر، اجرا و فواصل مربوط به هر روش اندازه‌گیری شد.

- روش مربع تی

در این روش، فاصله بین نزدیک‌ترین درخت به نقطه نمونه برداری (Pt) اندازه‌گیری می‌شود. بعد از مرکز درخت انتخاب شده، خطی فرضی عمود بر امتداد فاصله درخت تا نقطه نمونه برداری رسم شده و سپس، در سمت دیگر این خط فرضی (سمت مقابل نقطه نمونه برداری)، فاصله نزدیک‌ترین درخت به درخت اول اندازه‌گیری می‌شود (حیدری، ۱۳۸۷).

(در روش قطعه نمونه) و این مراکز به عنوان نقاط نمونه برداری در نظر گرفته شدند.

- روش قطعه نمونه

در هر مرکز، یک قطعه نمونه دایره‌ای به مساحت ۱۵ آر که مناسب آماربرداری در جنگل‌های زاگرس (زیبری، ۱۳۷۹) و بررسی الگوی پراکنش مکانی در این جنگل‌هاست (عرفانی فرد و همکاران، ۱۳۸۶) پیاده شد. همه درختانی (جست‌گروه‌ها) که قطر برابر سینه آنها (قطر بزرگترین جست) از ۲/۵ سانتی متر بیشتر بود، شمرده شدند.

برای تحلیل الگوی پراکنش مکانی و آنالیز داده‌های حاصل از قطعات نمونه از شاخص‌های پراکنش زیر استفاده شد:

۱- شاخص گرین<sup>۱</sup> (GI)

این ضریب بر مبنای نسبت واریانس به میانگین قرار دارد و از همین رو محاسبه آن نیز ساده است (رابطه ۱). ضریب گرین از ساده‌ترین روش‌ها برای تشریح الگوی پراکنش گیاهان است.

$$GI = \frac{\left( \frac{S^2}{\bar{x}} \right) - 1}{\left( \sum x \right) - 1} \quad \text{رابطه ۱}$$

مقادیر مثبت و منفی شاخص گرین، به ترتیب بیانگر الگوی کپه‌ای و یکنواخت است (مقدم، ۱۳۸۱).

۲- شاخص موری سیتا<sup>۲</sup>

شاخص موری سیتا تحت عنوان  $I_d$  مطابق رابطه ۲ محاسبه می‌شود.

$$I_d = n \left[ \frac{\left( \sum x_i^2 - \sum x_i \right)}{\left( \sum x_i \right)^2 - \sum x_i} \right] \quad \text{رابطه ۲}$$

که  $x_i$  تعداد افراد داخل هر قطعه نمونه است.

مقدار مورد انتظار شاخص پراکنش موری سیتا برای الگوی پراکنش تصادفی برابر یک، برای پراکنش حداکثر یکنواختی برابر  $1 - \left( \frac{n-1}{\sum x - 1} \right)$  و برای حداکثر کپه‌ای برابر

$n$  است (Krebs, 1999).

$x_i$ : تعداد در قطعه نمونه

$n$ : تعداد قطعات نمونه

$$C = \frac{\sum \left[ X_i^2 / X_i^2 + \frac{1}{2} Y_i^2 \right]}{N}$$

C = شاخص پراکنش مکانی،  $X_i$  = فاصله نقطه تصادفی تا فرد،  $Y_i$  = فاصله فرد تا نزدیک‌ترین همسایه  
برای آزمون معنی‌دار بودن مقدار C از مقدار z استفاده می‌شود (رابطه ۹) (پوربابایی، ۱۳۸۳).

$$z = \frac{C - 0.5}{\sqrt{\frac{1}{12N}}} \quad \text{رابطه ۹}$$

۴- شاخص هاپکینز<sup>۳</sup>

شاخص هاپکینز، برای آنالیز الگوی مکانی از فواصل اندازه‌گیری شده در روش ترکیبی استفاده می‌شود. مقدار این شاخص با استفاده از رابطه ۱۰ محاسبه می‌شود:

$$I_h = \frac{\sum (r_{pi})^2}{\sum (r_{pi})^2 + \sum (r_{ni})^2} \quad \text{رابطه ۱۰}$$

برای آزمون مقدار شاخص هاپکینز ابتدا مقدار h از رابطه ۱۱ محاسبه می‌شود:

$$h = \frac{\sum (r_p^2)}{\sum (r_n^2)} \quad \text{رابطه ۱۱}$$

سپس دو مقدار  $F_{(0.05, 2n, 2n)}$  و  $F_{(0.95, 2n, 2n)}$  از جدول F مشخص می‌شود. اگر  $F_{(0.05, 2n, 2n)} \leq h \leq F_{(0.95, 2n, 2n)}$  باشد، توده دارای پراکنش تصادفی است. اگر مقدار محاسبه شده از  $F_{0.95}(2n, 2n)$  جدول کمتر باشد، توده دارای الگوی پراکنش یکنواخت و اگر مقدار h محاسبه شده از  $F_{(0.05, 2n, 2n)}$  جدول بیشتر باشد، توده دارای الگوی پراکنش کپه‌ای است (حیدری، ۱۳۸۷).

قدرت شاخص هاپکینز توسط تحقیقات مقایسه‌ای ثابت شده است. با توجه به ویژگی‌های قدرت آن، آزمون هاپکینز به‌عنوان یک معیار پذیرفته می‌شود و بقیه آزمون‌ها را بر مبنای شاخص فاصله‌ای، می‌توان با آن مقایسه کرد. اما مشکل اساسی شاخص هاپکینز و آزمون آن، در به‌دست آوردن یک برداشت تصادفی «حقیقی» افراد، برای فواصل فرد تا نزدیک‌ترین همسایه است که در محاسبه این شاخص لازم است (پوربابایی، ۱۳۸۳). این مسئله، شاخص هاپکینز را غیر عملی می‌کند، زیرا به یک نمونه تصادفی از

روش ترکیبی

در این روش، فاصله بین نزدیک‌ترین درخت به نقطه نمونه برداری و سپس، فاصله بین نزدیک‌ترین درخت به درخت انتخاب شده در مرحله پیش (بدون در نظر گرفتن محل درخت دوم) اندازه‌گیری می‌شود (حیدری، ۱۳۸۷).  
برای تحلیل الگوی پراکنش مکانی در روش‌های فاصله‌ای از شاخص‌های زیر استفاده شد:

۱- شاخص ابرهارت<sup>۱</sup>

شاخص ابرهارت یکی از شاخص‌های پراکنش است که در آن فقط از فواصل بین نقطه تصادفی تا نزدیک‌ترین درخت استفاده می‌شود (حیدری، ۱۳۸۷؛ Krebs, 1999).

$$I_E = \left( \frac{S}{\bar{x}} \right)^2 + 1 \quad \text{رابطه ۶}$$

$I_E$  = شاخص پراکنش ابرهارت، S = انحراف معیار فواصل مشاهده شده،  $\bar{x}$  = متوسط فواصل نقاط تصادفی تا نزدیک‌ترین فرد

۲- شاخص هینز<sup>۲</sup> ( $h_T$ )

برای تعیین الگوی پراکنش افراد در روش مربع تی از شاخص هینز به‌شرح زیر استفاده شد (حیدری، ۱۳۸۷؛ Krebs, 1999).

رابطه ۷

$$h_T = \frac{2n \left[ 2 \sum (r_{pi}^2) + \sum (r_{ni}^2) \right]}{\left[ (\sqrt{2} \sum r_{pi}) + \sum r_{ni} \right]^2}$$

که در این رابطه:

$h_T$  = شاخص هینز،  $r_{pi}$  = فاصله نزدیک‌ترین فرد به نقطه نمونه برداری i،  $r_{ni}$  = فاصله از گیاه تصادفی تا نزدیک‌ترین پایه دیگر از آن در نقطه نمونه برداری i

۳- شاخص C

این شاخص نیز همانند شاخص قبل، بر اساس استفاده از فواصل اندازه‌گیری شده در روش مربع تی پیشنهاد شده است (رابطه ۸).

رابطه ۸

1- Eberhart

2- Hines

تصادفی در یک جمعیت کپه‌ای، انتخاب افراد در بین خوشه‌ها (کپه‌ها) در مقایسه با افراد داخل خوشه‌ها، اریب زیادی خواهد داشت (پوربابایی، ۱۳۸۳).

افراد نیاز است که همه افراد برای برداشت تصادفی شمارش شوند و برچسب بگیرند. کاربرد نقاط تصادفی در انتخاب افراد تصادفی یک روش درست نیست، زیرا استفاده از نقاط

جدول ۱- تعیین الگوی پراکنش با استفاده از شاخص ابرهات، هینز و C و هاپکینز

الگوی پراکنش	هاپکینز	C	هینز	ابرهات
کپه‌ای	$I_h > 0.5$	$C > 0.5$	$h_T > 1/27$	$I_E > 1/27$
تصادفی	$I_h = 0.5$	$C = 0.5$	$h_T = 1/27$	$I_E = 1/27$
یکنواخت	$I_h < 0.5$	$C < 0.5$	$h_T < 1/27$	$I_E < 1/27$

## نتایج

نتایج استفاده از شاخص‌ها برای کمی کردن الگوی پراکنش در قطعات نمونه به کار رفته در جدول ۲ آورده شده است.

جدول ۲- نتایج شاخص‌های گرین، موری‌سیتا و استانداردشده موری‌سیتا

استانداردشده موری‌سیتا	موری‌سیتا	گرین
صفر $> 0.512^{**}$	$2/12^* > 1$	صفر $> 0.012$

مقدار شاخص گرین برابر با ۰/۰۱۲ محاسبه شد که چون از صفر بزرگ‌تر است، بیانگر الگوی پراکنش کپه‌ای برای بنه با استفاه از این شاخص است.

مقدار شاخص پراکنش موری‌سیتا، ۲/۱۲ است و چون این مقدار از یک بزرگ‌تر است، این شاخص نیز الگوی کپه‌ای را برای بنه معرفی می‌کند. برای آزمون تصادفی بودن الگوی پراکنش با استفاده از شاخص موری‌سیتا، از آزمون کای

اسکویر استفاده شد. کای اسکویر محاسبه‌شده بر اساس رابطه ۳ و کای اسکویر جدول در سطح احتمال ۹۵ درصد و ۵۰ قطعه نمونه به ترتیب عبارتند از ۲۱۴/۶ و ۶۶/۳۴. چون کای اسکویر محاسبه‌شده از کای اسکویر جدول بزرگ‌تر است، الگوی پراکنش اختلاف معنی‌داری با حالت تصادفی دارد و بنابراین الگوی غیرتصادفی تأیید می‌شود.

برای محاسبه شاخص استانداردشده موری‌سیتا، ابتدا دو مقدار شاخص یکنواختی ( $M_{11}$ ) و شاخص تجمع ( $M_c$ ) محاسبه شد که این مقادیر به ترتیب عبارتند از ۰/۹۳ و ۱/۰۶ و چون  $1 < M_c < I_d$ ، با استفاده از رابطه ۱۰، شاخص استانداردشده موری‌سیتا محاسبه می‌شود که مقدار آن ۰/۵۱۲ است. چون این مقدار از صفر بزرگ‌تر است، الگوی کپه‌ای نیز با استفاده از این شاخص پذیرفته می‌شود.

$$I_p = 0.5 + 0.5 \left( \frac{I_d - M_c}{n - M_c} \right) \quad \text{رابطه ۱۰}$$

جدول ۳- نتایج استفاده از شاخص‌های ابرهات، هینز و C

شاخص ابرهات	شاخص هینز	شاخص C	هاپکینز
$1/32 > 1/27$	$1/33 > 1/27$	$0.56 > 0.5$	$0.48 < 0.5$
$1/32 > 1/1868^*$	$1/33 > 1/1868^*$	$z = 1/46$	$h = 0.91^{**}$

۱/۱۸۶۸ است و چون مقادیر به دست آمده از مقدار جدول بزرگ‌تر است، الگوی کپه‌ای برای این گونه پذیرفته می‌شود. مقدار شاخص هاپکینز ۰/۴۸ است که چون از ۰/۵ کمتر است، بیانگر الگوی یکنواخت برای بنه است. برای آزمون

مقادیر شاخص‌های ابرهات و هینز به ترتیب ۱/۳۲ و ۱/۳۳ است که چون از ۱/۲۷ بزرگ‌تر است، الگوی بنه با استفاده از این شاخص‌ها نیز، کپه‌ای معرفی می‌شود. مقدار جدول هینز به ازای ۵۰ نمونه و در سطح احتمال ۹۵ درصد

یکنواخت، قوی عمل می‌کند (پوربابایی، ۱۳۸۳؛ Erfanifard *et al.*, 2008).

شاخص هاپکینز الگوی پراکنش یکنواخت، و آزمون تصادفی بودن آن، این یکنواختی را به نفع الگوی پراکنش تصادفی رد می‌کند. علت تضاد در نتایج این شاخص و آزمون آن را می‌توان، غیرتصادفی بودن الگوی پراکنش دانست. زیرا همان‌طور که پیشتر اشاره شد، این شاخص در جمعیت‌های غیرتصادفی نتایج مطلوبی از شکل واقعی الگوی پراکنش را معرفی نخواهد کرد.

برای گونه‌هایی که عمده زادآوری آنها اغلب توسط بذر صورت می‌گیرد، الگوی پراکنش مکانی آنها، با نحوه الگوی پراکنش بذر ارتباط دارد (Calvino-Cancela, 2002)، که با توجه به شکل خوشه‌ای میوه بنه و ریزش آنها به صورت خوشه‌ای در زیر تاج درختان، می‌تواند عامل شکل‌گیری الگوی پراکنش کپه‌ای برای این گونه باشد. با توجه به شاخه‌زاد بودن قسمت اعظم جنگل‌های زاگرس، می‌توان انتظار داشت که الگوی پراکنش شاخه‌زاد هم از الگوی پراکنش اولیه (الگوی ایجادشده توسط بذر) پیروی کند (Mou *et al.*, 1993).

نتایج نشان می‌دهد که بنه در منطقه تحقیق، دارای الگوی کپه‌ای است. با توجه به شاخص گرین و برخی از شاخص‌های دیگر مثل شاخص C، می‌توان پی برد که الگوی پراکنش بنه کاملاً کپه‌ای نیست. این موضوع را می‌توان چنین توجیه کرد که ۱- الگوی کپه‌ای درجات مختلفی دارد (شکل ۱)، ۲- جمع‌آوری میوه بنه و بهره‌برداری‌های غیراصولی از محصولات فرعی سبب از بین رفتن برخی درختان و ممانعت از استقرار زادآوری این گونه در منطقه شده است. به همین دلیل الگوی پراکنش آن از حالت کاملاً کپه‌ای فاصله گرفته است.

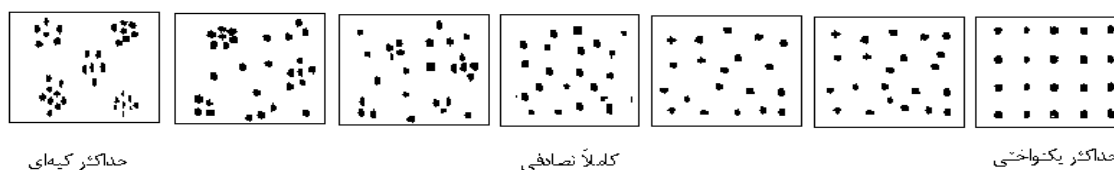
تصادفی الگوی پراکنش با استفاده از این شاخص از آزمون F استفاده شد. برای این منظور ابتدا مقدار h با استفاده از رابطه ۱۳ محاسبه شد که این مقدار برابر ۰/۷۱ است. چون  $F_{(0.95, 2n, 2n)} = 0.71 < 0.91 < F_{(0.05, 2n, 2n)} = 1.39$  است، الگوی یکنواخت به نفع الگوی تصادفی رد می‌شود.

## بحث

آگاهی از الگوی پراکنش مکانی توده‌های جنگلی می‌تواند درک ما را نسبت به فرایندهای بوم‌شناختی مانند استقرار توده، رویش، رقابت، تولید و مرگ و میر بهبود بخشد (Legendre *et al.*, 1989).

همه شاخص‌های قطعه نمونه و شاخص‌های فاصله‌ای ابرهات و هینز در این بررسی، الگوی پراکنش کپه‌ای را برای بنه معرفی کردند.

شاخص C نیز آرایش کپه‌ای را برای بنه نشان می‌دهد، اما آزمون تصادفی بودن این شاخص فرض تصادفی بودن آرایش را می‌پذیرد و الگوی کپه‌ای را رد می‌کند. دلیل این موضوع را می‌توان در رابطه‌های محاسبه این شاخص (رابطه‌های ۸ و ۹) جست‌وجو کرد. در رابطه ۸ مشاهده می‌شود که تغییرات شاخص با فاصله  $(y_i)$  رابطه معکوس دارد. با توجه به تراکم کم بنه در این منطقه و احتمال تشکیل کپه‌های کوچک، احتمال قرار گرفتن درخت دوم در خارج از کپه‌ها وجود دارد، یعنی  $(y_i)$ ها بزرگ هستند و این عامل سبب کاهش شاخص C می‌شود. در رابطه ۹ نیز مشاهده می‌شود که مقدار z، با مقدار شاخص C رابطه مستقیم دارد بنابراین، با کاهش C مقدار z نیز کاهش یافته و سبب بیان الگوی تصادفی شده است. در تحقیقات مختلف این نکته به اثبات رسیده است که شاخص C در کشف الگوی



شکل ۱- دامنه الگوی پراکنش مکانی

پوربابایی، حسن، ۱۳۸۳. کاربرد آمار در بوم‌شناسی (روش‌ها و محاسبات پایه‌ای)، انتشارات دانشگاه گیلان، ۴۰۹ ص.

پوربابایی، حسن، حمید آهنی و امیراسلام بنیاد، ۱۳۸۳. بررسی الگوی مکانی درختان کرکف در جنگل‌های شفارود، رضوانشهر، گیلان: مطالعه موردی فصلنامه علوم محیط زیست، (۱): ۳۰-۲۴.

حیدری، رضاحسین، ۱۳۸۷. روش‌های نمونه‌برداری فاصله‌ای در آماربرداری جنگل، انتشارات دانشگاه رازی، ۱۲۱ ص.

حیدری، رضاحسین، محمود زبیری، منوچهر نمیرانیان و هوشنگ سبحانی، ۱۳۸۷. بررسی روش نمونه‌برداری فاصله‌ای چهارگوش در جنگل‌های زاگرس (بررسی موردی: سرخه دیزه کرمانشاه)، فصلنامه منابع طبیعی، ۶۱ (۱): ۸۵-۹۷.

خانیا، سعید و محمدحسین عمادی، ۱۳۷۴. استفاده از بنه در تغذیه گوسفند ایرانی، مجموعه مقالات اولین سمینار ملی بنه، مرکز تحقیقات منابع طبیعی و امور دام استان ایلام، ۱۴۸-۱۴۰.

خداکرمی، یحیی، ۱۳۸۱. بررسی شرایط رویشگاهی بنه در جنگل‌های قلاجه و باینگان استان کرمانشاه، پایان‌نامه کارشناسی ارشد دانشگاه گیلان، ۹۰ ص.

زبیری، محمود، ۱۳۷۹. آماربرداری در جنگل (اندازه‌گیری درخت و جنگل)، انتشارات دانشگاه تهران، ۴۰۱ ص.

عرفانی‌فرد، سیدیوسف، جهانگیر فقهی، محمود زبیری، منوچهر نمیرانیان، ۱۳۸۶. بررسی الگوی مکانی درختان در جنگل‌های زاگرس، فصلنامه منابع طبیعی، ۶۰ (۴): ۱۳۴۳-۱۳۱۹.

مقدم، محمدرضا، ۱۳۸۱. اکولوژی توصیفی و آماری پوشش گیاهی، انتشارات دانشگاه تهران، ۲۸۵ ص.

Calvino-Cancela, M., 2002. Spatial patterns of seed dispersal and seedling recruitment in *Corema album* (Empertaceae): the importance of unspecialized dispersers for regeneration, *Journal of Ecology*, 90: 775-784.

Dale, M.R.T., 1998. Spatial Pattern Analysis in Plant Ecology, Cambridge University Press, 326pp.

Erfanifard, Y., J. Fegghi, M. Zobeiri & M. Namirani, 2008. Comparison of Two Distance Methods for Forest Spatial Pattern Analysis (Case

در این تحقیق از دو روش قطعه نمونه با مساحت ثابت و روش‌های فاصله‌ای استفاده شد. تعیین و شمارش درختان در داخل قطعات نمونه مشکل، زمان‌بر و پرهزینه است، در مقابل روش‌های فاصله‌ای در اجرا ساده‌ترند و خطای قرار گرفتن درختان در مرز قطعات در آنها وجود ندارد. با وجود این در این تحقیق مشخص شد که با انتخاب شاخص‌های فاصله‌ای مناسب می‌توان الگوی پراکنش مکانی درختان را به‌سادگی بررسی و نیاز به اجرای روش قطعه نمونه را برطرف کرد. بنابراین، بهتر است در کارهای آینده از روش‌های فاصله‌ای و شاخص‌های ابره‌ارت و هینز در مورد بنه و دیگر گونه‌های مشابه (با تراکم کم) استفاده کرد. البته با توجه به اینکه دو شاخص ابره‌ارت و هینز نتایج مشابهی ارائه کردند، بدیهی است که استفاده از شاخص ابره‌ارت که فقط از یک فاصله (نقطه نمونه‌برداری تا نزدیک‌ترین درخت) استفاده می‌کند، ساده‌تر و منطقی‌تر است. با توجه به اینکه این تحقیق اولین بررسی الگوی پراکنش مکانی بنه است، تحقیق دیگری یافت نشد که با نتایج این بررسی مقایسه شود. نتایج به‌دست‌آمده در مورد الگوی کپه‌ای با نتایج تحقیقات بصیری و همکاران (۱۳۸۵)، حیدری و همکاران (۱۳۸۷)؛ (Kunstler et al., 2004) و Mouro et al. (2007) که همگی الگوی گونه‌های مختلف بلوط را به شکل کپه‌ای معرفی کرده‌اند، مشابه است، ولی با نتایج تحقیق Erfanifard et al. (2008) مغایرت دارد. در تحقیق مذکور، الگوی پراکنش مکانی بلوط ایرانی به‌شکل یکنواخت تعیین شده است. این اختلاف ممکن است به دو دلیل پیش آمده باشد: اول اینکه، سطح و مقیاس مورد بررسی با هم یکسان نیست و دوم اینکه، خالص بودن جنگل مورد بررسی و کاهش تعداد در اثر رقابت درون‌گونه‌ای و تخریب سبب الگوی یکنواخت شده است (Getzin et al., 2006; Oliver & Larson, 1996).

## منابع

بصیری، رضا، هرمز سهرابی و ملیحه مزین، ۱۳۸۵. تحلیل آماری الگوی پراکنش مکانی گونه‌های درختی در منطقه کامیسه مریان، فصلنامه منابع طبیعی، ۵۹ (۳): ۵۷۹-۵۸۸.

- Wolf, A., 2005. Fifty year record of change in tree spatial patterns within a mixed deciduous forest, *Forest Ecology and management*, 215, 212-223
- Wulder, M.A. & S.E. Franklin, 2007. Understanding Forest Disturbance and Spatial Pattern. *Remote Sensing and GIS Approach*, Taylor & Francis Group, LLC. 243pp.
- Zohary, M., 1952. Amonographical study of genus Pistacia. *Plaset, J. Bot., Jerusalem Series*, 5:187-228.
- study: Zagros Forests of Iran), *Journal of Applied Science*, 8 (1): 152-157.
- Getzin, S., C. Dean, F. He, J. Trofymow, K. Wiegand & T. Wiegand, 2006. Spatial patterns and competition of tree species in a Douglas-fir chronosequence on Vancouver Island, *Ecography*, 29: 671-682.
- Jayaraman, K., 1999. A Statistical Manual for Forestry Research, FORSPA- FAO Publication, 231 pp.
- Krebs, C.J., 1999. Ecological Methodology. Second Edition. Addison-Welsey Educational Publisher, Inc. Benjamin/Cummings imprint, 581 pp.
- Krebs, C.J., 2001. Program for ecological Methodology, 2<sup>nd</sup> ed. Dept. of Zoology university of British Colombia, Vancouver, B.C. Canada V6T 1Z4 (software vesion 6.0).
- Kunstler, G., T. Curt & J. Lepar, 2004. Spatial pattern of beech (*Fagus sylvatica* L.) and oak (*Quercus pubescens* Mill.) seedling in natural pine (*Pinus sylvestris* L.) woodland, *Eur J Forest*, 123: 331-337.
- Legendre, P. & M.J., Fortin, 1989. Spatial pattern and ecological analysis, *Vegetation*, 80: 107-138.
- Ludwig, J.A. & J.F. Reynolds, 1998. Statistical ecology, USA: John Wiley & Sons, 337pp.
- Maesture, F.T., A. Escudero, I. Martinez, C. Guerro & A. Rubio, 2005. Does spatial pattern matter to ecosystem functioning? Insight from biological soil crusts, *Funct. Ecol*, 19: 566-753.
- Miller, T.F., D.J. Mladenoff & M.K. Clayton, 2002. Old growth northern hardwood forests: Spatial autocorrelation and patterns of understory vegetation, *Ecol. Mongor*, 72(4): 487-503.
- Mou, P., T.J. Fahey & J.W. Hughes, 1993. Nutrient accumulation in vegetation following whole-tree harvest of a northern haedwood ecosystem, *Journal of applied Ecology*, 30: 661-675.
- Mouro, S.M., L.V. García, T. Marañón & H. Freitas, 2007. Recruitment Patterns in a Mediterranean Oak Forest: A Case Study Showing the Importance of the Spatial Component. *FOR. SCI.* 53(6): 645-652
- Oliver, C.D. & Larson, B.C., 1996. Forest Stand Dynamics', Update Edition. Jojn Wiley & Sons, Inc. New York, 540pp.
- Stamatellos, G. & G. Panourgias, 2005. Simulating spatial distributions of forest trees by using data from fixed area plots, *Forestry*, 78 (3). 305-312.



**Investigation of spatial pattern of wild pistachio (*Pistacia atlantica* Desf.)  
(case study: Bayangan forests, Kirmanshah)**

**A. Safari\*<sup>1</sup>, N. Shabani<sup>2</sup>, S.Y. Erfanifard<sup>3</sup>, R.H. Heidari<sup>4</sup> and M. Purreza<sup>5</sup>**

<sup>1</sup>M.Sc. Graduate, Faculty of Natural Resources, University of Kurdistan, I. R. Iran

<sup>2</sup>Assistant Prof., Faculty of Natural Resources, University of Kurdistan, I. R. Iran

<sup>3</sup>Assistant Prof., Faculty of Agriculture, University of Shiraz, I. R. Iran

<sup>4</sup>Assistant Prof., Faculty of Agriculture, University of Razi, Kermanshah, I. R. Iran

<sup>5</sup>Ph.D. student, Faculty of Natural Resources, University of Tarbiat Modarres, I. R. Iran

(Received: 17 September 2009, Accepted: 25 May 2010)

**Abstract**

Studying the spatial pattern in plant communities is necessary for their better recognition and is the prerequisite for understanding the many issues in forest ecology and management. Considering the socio-economic importance of Pistachio species and the spatial pattern of trees as a criterion for forest control and monitoring, in this research, spatial pattern of Wild Pistachio has been studied. For this reason, Bayangan forests in kirmanshah province, was selected as the study area. An area of 50 hectares with minimum degradation and disturbance was selected and sampled in the regular 100 × 100 m grids with random starting point. Sampling methods were fixed-area plots and T-square and combined distance methods. Fifty sample plots and sampling points were taken and the required data including the number of tree in plot samples and the distances of interest were counted and measured. Dispersion indices such as Green, Morisata, standardized Morisata, Eberhart, Hinez, Hopkins and C were used to analyze the spatial pattern in the area. All indices related to plot samples indicated the clumped pattern for *Pistacia atlantica*. Among the distance indices used in this study, Eberhart and Heines indices showed clumped, C index showed regular and Hopkins index indicated random pattern for Pistachio. As a result, the spatial pattern of Pistachio is clumped.

**Key words:** Spatial pattern, Distance methods, Wild pistachio, Bayangan, Zagros forests.