

## بررسی الگوی مکانی درختان بلوط ایرانی (*Quercus brantii* Lindl.) در جنگلهای باینگان کرمانشاه

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

\*- نویسنده مسئول، دانشجوی کارشناسی ارشد جنگل‌داری، دانشگاه کردستان، سنندج. پست الکترونیک: asafari61@yahoo.com

۲- استادیار، دانشکده منابع طبیعی، دانشگاه کردستان، سنندج.

۳- استادیار، دانشکده کشاورزی، دانشگاه رازی، کرمانشاه.

۴- استادیار، دانشکده کشاورزی، دانشگاه شیراز.

۵- کارشناس ارشد تحقیقات، مرکز تحقیقات کشاورزی و منابع طبیعی استان کرمانشاه.

تاریخ دریافت: ۸۸/۹/۳ تاریخ پذیرش: ۸۹/۲/۱۸

### چکیده

مطالعه الگوی مکانی در جوامع گیاهی، به منظور درک و شناخت بهتر این جوامع بوده و از ملزومات ابتدایی برای درک بسیاری از مسائل در اکولوژی و مدیریت جنگل است. تحقیق حاضر، در جنگلهای باینگان واقع در استان کرمانشاه انجام شده است. برای آماربرداری به منظور بررسی الگوی مکانی بلوط ایرانی (*Quercus brantii* Lindl.)، از روشهای قطعه نمونه با مساحت ثابت و نمونه برداری فاصله‌ای مربعی و ترکیبی استفاده شد. برای جمع‌آوری اطلاعات لازم تعداد ۵۰ قطعه نمونه و به همین تعداد نقطه نمونه برداری (در روشهای فاصله‌ای) در قالب یک شبکه آماربرداری منظم با نقطه شروع تصادفی با ابعاد ۱۰۰×۱۰۰ متر برداشت شد، به طوری که محل تقاطع اضلاع شبکه، نقاط نمونه برداری و این نقاط دقیقاً مراکز قطعات نمونه بودند. برای تحلیل الگوی مکانی از شاخص‌های گرین، موری‌سیتا، استاندارد شده موری‌سیتا، جانسون و زایمر،  $T_F$  و  $T_N$ ، هاپکینز و  $C$  استفاده شد. کلیه شاخص‌های مربوط به قطعه نمونه، الگوی کپه‌ای را برای گونه بلوط ایرانی نشان دادند و از میان شاخص‌های فاصله‌ای،  $T_F$  و  $T_N$  و  $C$  نتایج بهتری را نسبت به دیگر شاخص‌ها ارائه کردند.

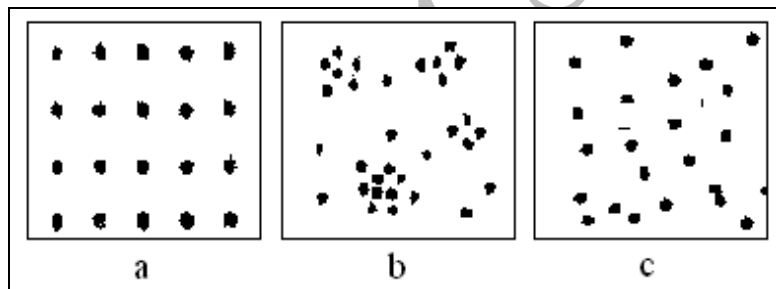
واژه‌های کلیدی: الگوی مکانی، روشهای فاصله‌ای، بلوط ایرانی، باینگان، جنگلهای زاگرس.

### مقدمه

درختان از قبیل گیاه‌خواران، حشرات و سایر موجوداتی که درختان زیستگاه آنها را فراهم می‌آورند، دارای اهمیت ویژه‌ایست (Dale, 1998). از نظر بیولوژی، الگوی مکانی توده شاخصی برای توسعه جامعه گیاهیست. از نظر اجرایی، بررسی الگوی مکانی در امور مختلفی از جمله انتخاب طرحهای مدیریتی و آماربرداری، در رابطه با مسائل زادآوری و دخالت‌های جنگل‌شناسی لازم و ضروریست (Tomppo, 1986; Grabarnik & Särkkä, 2009). عوامل مختلفی وجود دارند که سبب ایجاد الگو

الگوی مکانی گیاهان یکی از جنبه‌های مهم اکولوژی گیاهی و از مقدمات و ضروریات اندازه‌گیری پوشش گیاهی در هر منطقه می‌باشد (مقدم، ۱۳۸۱؛ Dale, 1998; Ludwig & Reynolds, 1988; Jayaraman, 1999). الگوی مکانی گیاهان یکی از مشاهدات اولیه‌ایست که در مطالعه هر اجتماعی صورت می‌گیرد (Jayaraman, 1999). از نظر اکولوژی، روابط مکانی بین درختان نه تنها برای خود آنها بلکه برای سایر موجودات زنده مرتبط با

درون‌گونه‌ایست مانند رقابت؛ عوامل تصادفی (Stochastic factors؛ پیش‌بینی نشده): ناشی از تغییرات تصادفی که ممکن است در هر یک از عوامل ذکر شده روی دهد. بنابراین، فرایندهایی که در الگوهای مکانی مؤثر هستند ممکن است مربوط به ویژگیهای درونی مانند تولیدمثل، اجتماعی، رفتارهای اضطراری و یا ویژگی‌های بیرونی (برداری) مربوط باشند (Jayaraman, 1999). در هر اجتماع بوم‌شناختی الگوی مکانی افراد به‌صورت تصادفی (Random) یا غیرتصادفی است. الگوی غیرتصادفی خود به دو شکل یکنواخت (Regular) و کپه‌ای (Aggregated or Clustered) می‌باشد (شکل ۱) (Krebs, 1999; Wong & Lee, 2005).



شکل ۱- سه نوع الگوی مکانی: (a) یکنواخت، (b) کپه‌ای و (c) تصادفی (Krebs, 1999)

که برای آماربرداری جنگل نیز بکار می‌روند، اطلاعات قابل اطمینانی را برای فعالیت‌های اجرایی جنگلداری نیز فراهم می‌آورند. یکی از این روشها، روش قطعه نمونه با مساحت ثابت است که یک روش ساده و منطقی است، اما این روش در صورتی که الگوی پراکنش به‌شکل غیرتصادفی باشد، تا حد زیادی تحت تأثیر مساحت قطعه نمونه قرار خواهد گرفت (Pielou, 1959; Wong & Lee, 1993; Moer, 2005). با این حال، این روش می‌تواند در تشریح الگوی مکانی به‌کمک شاخص‌های مربوطه مورد استفاده قرار گیرد (Trifković & Yamamoto, 2008). برای رفع مشکلات روش قطعه نمونه، روشهای فاصله‌ای پیشنهاد شد. این روشها بیشتر براساس فاصله

در جوامع گیاهی می‌شوند. هاجینسون یکی از اولین اکولوژیست‌هایی بود که اهمیت الگوی مکانی را در جوامع گیاهی مورد بررسی قرار داد و عوامل مختلف مؤثر که منجر به ایجاد الگو در موجودات زنده می‌شود را تعیین و به‌صورت زیر بیان نمود:

عوامل برداری (Vertical factors): که نتیجه نیروهای خارجی محیطی است مانند باد، جریان آب و شدت نور؛ عوامل تکثیر و زادآوری (Regeneration factors): مرتبط با نوع و حالت آن مانند کلونی؛ عوامل اجتماعی (Social factors): که به‌دلیل رفتارهای غریزی ایجاد می‌شود مانند رفتارهای تعیین قلمرو؛ عوامل رفتارهای اضطراری (Coative factors): که ناشی از کنش‌های متقابل

در تعیین الگوی مکانی مانند سایر مشخصه‌های کمی جنگل از دو روش کلی آماربرداری صددرصد و نمونه‌برداری استفاده می‌شود. در آماربرداری صددرصد که نیازمند عملیات میدانی زیادی است، برای تشریح الگوی مکانی درختان در توده‌های جنگلی، با اندازه‌گیری فاصله بین درختان و آزمون آنها نسبت به یکدیگر، نقشه موقعیت درختان در یک صفحه مختصات ترسیم می‌شود که به آن نقشه مکانی درختان (Stem map) گفته می‌شود (Moer, 1993; Krebs, 1999; Stoyan & Stoyan, 1994). در مقابل آماربرداری صددرصد، روشهای دیگری با در نظر گرفتن حداقل عملیات میدانی طراحی شدند (Pommerering, 2002; Nishikawa, 1996). این روشها

بلوغ و تخریب به ترتیب خوشه‌ای شدید، تصادفی و خوشه‌ای ضعیف است. (Mouro *et al.* (2007) با تهیه نقشه مکانی دو گونه *Quercus* و *Quercus suber* و *fagina* الگوی پراکنش این دو گونه را به صورت کپه‌ای تعیین کردند. (Erfanifard *et al.* (2008) با استفاده از شاخص نزدیکترین همسایه الگوی پراکنش این گونه را در جنگلهای سروک یاسوج به شکل یکنواخت معرفی نمودند.

هدف اول این مقاله، بررسی الگوی مکانی بلوط ایرانی است که به‌عنوان گسترده‌ترین گونه در جنگلهای زاگرس نقش زیادی در حفاظت آب و خاک، تأمین چوب سوخت، محصولات فرعی متنوع و تغذیه دام و وحوش دارد. زیرا بررسی الگوی مکانی گیاهان در تشخیص سازوکارهای خاص آنها، تشریح پایداری اکوسیستم، تهیه طرحهای مدیریتی مناسب، اقدامات حفاظتی و احیایی و اعمال دخالت‌های جنگل‌شناسی مفید است. هدف دوم، مقایسه نتایج شاخص‌های مختلف قطعه نمونه و فاصله‌ای، به‌منظور تعیین مناسبترین شاخص در مطالعه الگوی مکانی این گونه مهم و سایر گونه‌های مشابه است.

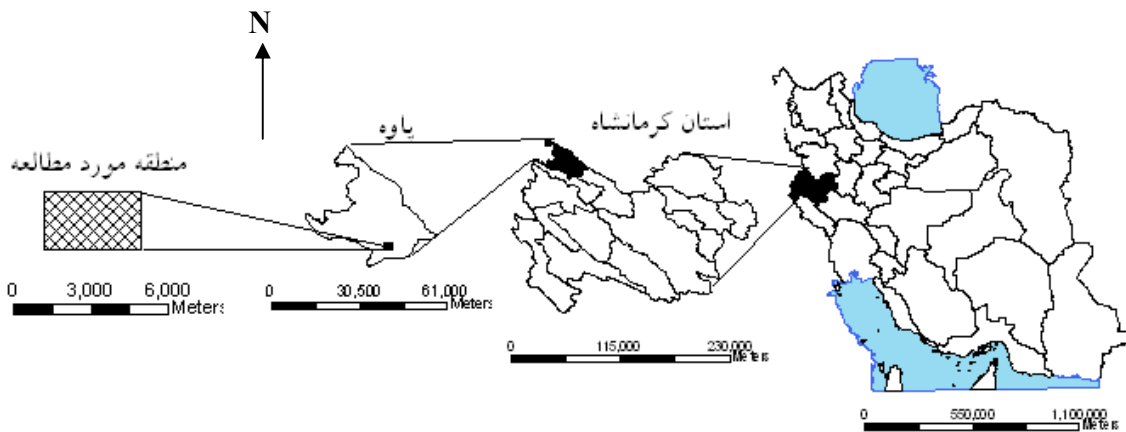
### مواد و روشها

#### منطقه مورد مطالعه

منطقه مورد مطالعه در شهرستان پاوه و در دامنه جنوبی جنگلهای شهر باینگان قرار دارد (شکل ۲).

فرد تا نقطه تصادفی و یا فاصله بین این فرد تا نزدیکترین همسایه آن می‌باشد (Clark & Evanse, 1954; Krebs, 1999; Diggle, 1982). روش فاصله‌ای روشی است که توسط اکولوژیست‌ها به‌منظور تخمین سریع مشخصه‌های جنگل مورد استفاده قرار می‌گیرد. در بررسی الگوی مکانی این روش کاراتر از نمونه‌برداری با قطعه نمونه است و اطلاعات بیشتری را از نحوه توزیع درختان ارائه می‌دهد (Stamatellos & Panourgias, 2005; Lo & Yeung, 2007).

پوربابایی و همکاران (۱۳۸۳) الگوی مکانی درختان کرکف را در جنگلهای گیلان به‌شکل کپه‌ای معرفی کردند. علوی و همکاران (۱۳۸۴) الگوی مکانی ملیج را در جنگلهای شمال ایران به‌شکل بینابینی کپه‌ای و تصادفی تعیین کردند. بصیری و همکاران (۱۳۸۵) الگوی پراکنش گونه‌های مختلف بلوط را در جنگلهای قامیشه مریوان با استفاده از شاخص‌های قطعه نمونه به‌شکل کپه‌ای معرفی کردند. حیدری و همکاران (۱۳۸۷) با استفاده از شاخص هاپکینز، الگوی مکانی بلوط ایرانی را در جنگلهای سرخه‌دیزه استان کرمانشاه به‌شکل کپه‌ای معرفی نمودند. اخوان و همکاران (۱۳۸۹) با استفاده از شاخص رایپلی، الگوی مکانی درختان طی سه مرحله تحولی اولیه، بلوغ و تخریب را در جنگل طبیعی دست‌نخورده راش در منطقه کلاردشت مورد بررسی قرار دادند. نتایج آنها نشان داد، در حالی که تعداد درختان از مرحله اولیه تا تخریب رو به کاهش می‌گذارد، الگوی پراکنش درختان در مراحل اولیه،



شکل ۲- موقعیت منطقه مورد مطالعه

فاصله‌ای بود و این نقاط به‌عنوان مراکز قطعات نمونه نیز در نظر گرفته شدند.

#### روش قطعه نمونه

در محل تقاطع اضلاع شبکه، یک قطعه نمونه دایره‌ای با مساحت ۱۵ آر که مناسب آماربرداری در جنگلهای زاگرس (زبیری، ۱۳۷۹) و بررسی الگوی مکانی در این جنگلهای می‌باشد (عرفانی‌فرد و همکاران، ۱۳۸۶) پیاده و تمامی درختانی (جست‌گروه‌ها) که قطر برابر سینه (قطر بزرگترین جست) آنها از ۲/۵ سانتی‌متر بیشتر بود مورد شمارش و اندازه‌گیری قرار گرفتند.

در این تحقیق، روشهای بکار رفته به‌منظور تجزیه و تحلیل الگوی مکانی است که با نرم‌افزار Ecological Methodology نسخه ۶ انجام شده‌اند:

#### ۱- شاخص گرین (Green; GI)

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

منطقه جنگلی باینگان به مساحت ۱۵۲۰ هکتار در عرض جغرافیایی ۳۴° ۵۹' تا ۳۴° ۵۷' شمالی و طول جغرافیایی ۴۶° ۱۷' تا ۴۶° ۲۰' شرقی با دامنه ارتفاعی ۱۲۵۰ تا ۲۰۰۰ متر از سطح دریا واقع شده است. دمای متوسط سالیانه ۱۲ درجه سانتی‌گراد و میانگین بارش سالیانه ۵۷۰/۶ میلی‌متر است. طبق منحنی آمبروترمیک، ۵ ماه خشک در منطقه وجود دارد. گونه‌های درختی و درختچه‌ای همراه بلوط ایرانی در این منطقه، بنه، زالزالک، کیکم، گلابی وحشی و دافنه می‌باشند (خداکرمی، ۱۳۸۱).

#### روش تحقیق

در این مطالعه به‌منظور بررسی الگوی مکانی بلوط ایرانی، یک محدوده ۵۰ هکتاری که دارای حداقل دست‌خوردگی و تخریب بود انتخاب شد. برای آماربرداری از روشهای قطعه نمونه با مساحت ثابت و فاصله‌ای تی و ترکیبی استفاده شد. با مرور منابع مختلف مشخص شد که بین ۳۰ تا ۶۰ قطعه نمونه برای بررسی الگوی مکانی درختان کافی است. در نتیجه با در نظر گرفتن ۵۰ نمونه در سطح ۵۰ هکتاری منطقه، ابعاد شبکه آماربرداری ۱۰۰×۱۰۰ متر تعیین شد، به‌طوری که محل تقاطع اضلاع این شبکه، نقاط نمونه‌برداری در روشهای

پذیرفته می‌شود. در غیر این صورت تصادفی بودن پراکنش افراد رد می‌شود (حیدری، ۱۳۸۷).

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

### ۳- شاخص استاندارد شده موری سیتا

#### (Standardized Morisita)

پس از محاسبه شاخص موری سیتا، دو نقطه مهم تحت عنوان شاخص یکنواختی و شاخص تجمع محاسبه می‌شود. شاخص‌های یکنواختی و تجمع به ترتیب مطابق روابط ۴ و ۵ محاسبه می‌شود:

$$M_u = \frac{\chi_{0.975}^2 - n + \sum x_i}{\left(\sum x_i\right) - 1} \quad \text{رابطه ۴}$$

$$M_c = \frac{\chi_{0.025}^2 - n + \sum x_i}{\left(\sum x_i\right) - 1} \quad \text{رابطه ۵}$$

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

#### روشهای فاصله‌ای (Distance method)

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 (T-square method)

در این روش، فاصله بین نزدیکترین درخت (درخت A) به نقطه نمونه برداری اندازه‌گیری می‌شود ( $I_p$ ). بعد از مرکز درخت انتخاب شده، خطی فرضی عمود بر امتداد

$\bar{x}$ : میانگین تعداد در قطعات نمونه و  $S^2$ : واریانس تعداد در قطعات نمونه می‌باشد.

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

### ۲- شاخص موری سیتا (Morisita)

شاخص موری سیتا تحت عنوان  $I_d$  مطابق رابطه ۲ است:

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

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

مقدار مورد انتظار شاخص پراکنش موری سیتا برای حالت تصادفی برابر عدد یک، برای حالت حداکثر یکنواختی برابر  $1 - \left(\frac{n-1}{\sum x_i - 1}\right)$  و برای حالت حداکثر کپه‌ای برابر  $n$  می‌باشد (حیدری، ۱۳۸۷؛ Krebs, 1999).

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

رابطه ۳

$$\chi^2 = I_d \left( \sum (x_i) - 1 \right) + n - \sum (x_i)$$

با درجه آزادی  $df = n - 1$

اگر کای اسکوئر محاسبه شده کمتر از کای اسکوئر جدول باشد، تصادفی بودن پراکنش افراد (درختان)

برای بررسی الگوی مکانی با استفاده از فواصل اندازه‌گیری شده در دو روش ترکیبی و مربع تی از شاخص‌های زیر استفاده شد:

#### ۱- شاخص جانسون و زایمر (Johnson & Zimmer)

در این شاخص فقط از فاصله نقطه نمونه‌برداری تا نزدیکترین فرد ( $r_p$ ) استفاده می‌شود. این شاخص مطابق رابطه ۶ محاسبه می‌شود:

$$I = \frac{(n+1) \left( \sum (r_{pi}^2)^2 \right)}{\left[ \sum (r_{pi}^2) \right]^2} \quad \text{رابطه ۶}$$

اگر مقدار شاخص ( $I$ ) برابر عدد ۲ باشد، پراکنش مکانی درختان تصادفی؛ اگر کمتر از عدد ۲ باشد، یکنواخت و اگر از عدد ۲ بیشتر باشد پراکنش کپه‌ای می‌باشد (حیدری، ۱۳۸۷).

برای آزمون پراکنش تصادفی با استفاده از این شاخص از رابطه ۷ استفاده می‌شود (پوربابایی، ۱۳۸۳).

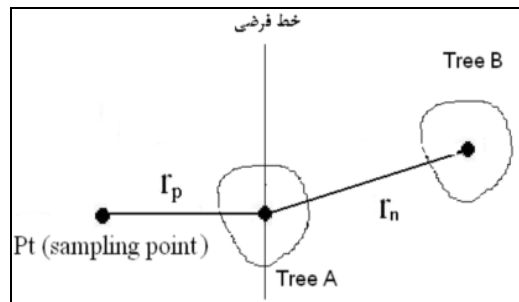
$$z = \frac{I - 2}{\sqrt{\frac{4(n-1)}{(n+2)(n+3)}}} \quad \text{رابطه ۷}$$

#### ۲- شاخص‌های $T_N$ و $T_F$

در این شاخص از فواصل اندازه‌گیری شده در روش ترکیبی استفاده می‌شود که مطابق روابط ۸ و ۹ محاسبه می‌شوند:

$$T_F = \frac{\sum_{i=1}^n u_i}{\sum_{i=1}^n \frac{1}{2} t_i} \quad \text{رابطه ۸}$$

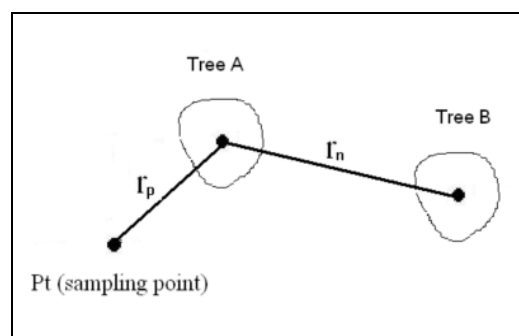
فاصله درخت تا نقطه نمونه‌برداری رسم می‌گردد و سپس در سمت دیگر این خط فرضی (سمت مقابل نقطه نمونه‌برداری) فاصله نزدیکترین درخت (درخت B) به درخت اول اندازه‌گیری می‌شود ( $r_n$ ) (شکل ۳) (حیدری، ۱۳۸۷).



شکل ۳- روش فاصله‌ای مربع تی (حیدری، ۱۳۸۷)

#### روش ترکیبی (Compound method)

این روش از ترکیب دو روش نزدیکترین همسایه و نزدیکترین فرد بوجود می‌آید. در این روش، فاصله بین نزدیکترین درخت (درخت A) به نقطه نمونه‌برداری اندازه‌گیری می‌شود ( $r_p$ ). سپس فاصله بین نزدیکترین درخت (درخت B) به درخت انتخاب شده در مرحله پیش ( $r_n$ ) اندازه‌گیری می‌گردد (شکل ۴) (حیدری، ۱۳۸۷).



شکل ۴- روش فاصله‌ای ترکیبی (حیدری، ۱۳۸۷)

برای آزمون مقدار شاخص هایپکینز به صورت زیر عمل می شود:

ابتدا مقدار  $h$  از رابطه ۱۱ محاسبه می شود:

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

سپس دو مقدار  $F_{.۰۵} (r_n, r_n)$  و  $F_{.۰۵} (r_n, r_n)$  از جدول  $F$  مشخص می گردد. اگر  $F_{.۰۵} (r_n, r_n) \leq h \leq F_{.۰۵} (r_n, r_n)$  باشد، توده دارای پراکنش تصادفی است. اگر مقدار محاسبه شده از  $F_{.۰۵} (r_n, r_n)$  جدول کمتر باشد، توده دارای پراکنش یکنواخت و اگر مقدار  $h$  محاسبه شده از  $F_{.۰۵} (r_n, r_n)$  جدول بیشتر باشد، توده دارای پراکنش کپه ایست (حیدری، ۱۳۸۷).

#### ۴- شاخص C

این شاخص براساس استفاده از فواصل اندازه گیری شده در روش مربع تی پیشنهاد شده و مطابق رابطه ۱۲ محاسبه می شود:

$$C = \frac{\sum \left[ x_i^2 / x_i^2 + \frac{1}{2} y_i^2 \right]}{N} \quad \text{رابطه ۱۲}$$

C: شاخص پراکنش مکانی،  $X_i$ : فاصله نقطه تصادفی تا فرد و  $Y_i$ : فاصله فرد تا نزدیکترین همسایه است. مقدار C برای الگوی مکانی تصادفی، یکنواخت و کپه ای به ترتیب مساوی ۰/۵، کمتر از ۰/۵ و بیشتر از ۰/۵ خواهد بود.

برای آزمون معنی دار بودن مقدار C، از رابطه ۱۳ استفاده می شود (پوربابایی، ۱۳۸۳):

$$T_N = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{u_i}{u_i + \frac{1}{2} t_i} \quad \text{رابطه ۹}$$

که در آنها  $u_i = \pi (x_i)^2$ ،  $t_i = \pi (y_i)^2$ : فاصله از نقطه افقی تا نزدیکترین فرد،  $y_i$ : فاصله نزدیکترین فرد به نقطه تصادفی تا نزدیکترین همسایه و  $n$ : تعداد نقاط نمونه برداری می باشد.

برای استفاده از شاخص  $T_F$ ، از توزیع فیشر استفاده می شود که اگر الگوی درختان به شکل تصادفی باشد مقدار محاسبه شده برای شاخص  $T_F$  از توزیع فیشر با درجه آزادی  $2n$  و  $2n$  تبعیت می کند، در غیر این صورت الگو به شکل کپه ای خواهد بود.

برای استفاده از شاخص  $T_N$ ، از توزیع نرمال استفاده می شود. ابتدا مقدار  $Z$  با میانگین و واریانس  $1/2$  و  $1/12n$  محاسبه می شود؛ اگر مقدار  $Z$  از توزیع نرمال تبعیت کرد الگو تصادفی و در غیر این صورت الگوی کپه ای پذیرفته می شود (Kunstler et al., 2004).

#### ۳- شاخص هایپکینز (Hopkins)

در شاخص هایپکینز همانند شاخص قبلی برای تحلیل الگوی مکانی از فواصل اندازه گیری شده در روش ترکیبی استفاده می شود. مقدار این شاخص مطابق رابطه ۱۰ محاسبه می شود:

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

مقدار شاخص هایپکینز از صفر که معرف الگوی یکنواخت است تا عدد یک که معرف الگوی کپه ایست متفاوت می باشد. وقتی الگو تصادفی باشد، انتظار می رود که مقدار شاخص برابر ۰/۵ باشد.

**شاخص جانسون و زایمر**

مقدار محاسبه شده این شاخص برابر ۱/۸۵ می‌باشد و چون از عدد ۲ کمتر است، پس الگوی یکنواخت را نشان می‌دهد. میزان Z محاسبه شده برابر ۰/۴۸- است و چون بین دو مقدار ۱/۹۶+ و ۱/۹۶- قرار دارد، فرض یکنواختی الگوی پراکنش را به نفع الگوی تصادفی رد می‌کند. یعنی الگوی پراکنش با استفاده از این شاخص، تصادفی است.

**شاخص های T<sub>N</sub> و T<sub>F</sub>**

مقدار T<sub>F</sub> محاسبه شده برابر ۱/۶ می‌باشد و چون از مقدار ۱/۳۹ = F<sub>(۰/۰۵, ۱۰۰, ۱۰۰)</sub> بیشتر است، پس الگوی پراکنش براساس این شاخص کپه‌ای می‌باشد. مقدار T<sub>N</sub> محاسبه شده برابر ۰/۶۵ و Z مربوط به آن ۸۹/۸ می‌باشد و چون از ۱/۹۶+ بزرگتر است، پس این شاخص نیز الگوی کپه‌ای را تأیید می‌کند.

**شاخص هایپکینز**

مقدار شاخص هایپکینز برای گونه بلوط ایرانی برابر ۰/۴۲ بدست آمد و چون این مقدار از ۰/۵ کمتر است، پس الگوی یکنواخت را نشان می‌دهد. برای آزمون تصادفی بودن، مقدار h محاسبه شد که این مقدار برابر ۰/۷۳ شد. چون h محاسبه شده بین دو مقدار F<sub>(۰/۰۵, ۱۰۰, ۱۰۰)</sub> و F<sub>(۰/۰۹۵, ۱۰۰, ۱۰۰)</sub> قرار دارد، پس فرض تصادفی بودن الگوی پراکنش پذیرفته می‌شود. یعنی آزمون تصادفی بودن الگوی پراکنش با استفاده از این شاخص، الگوی تصادفی را نشان داده و الگوی یکنواخت رد می‌شود.

**شاخص C**

مقدار شاخص C، برابر ۰/۶۱ بدست آمد که بیانگر الگوی کپه‌ایست. مقدار Z مربوط به آزمون تصادفی بودن الگوی پراکنش برابر ۲/۳۶ بدست آمد و چون این مقدار

$$z = \frac{C - 0.5}{\sqrt{\frac{1}{12N}}} \quad \text{رابطه ۱۳}$$

**نتایج****شاخص گرین**

مقدار محاسبه شده براساس این شاخص برابر ۰/۰۰۴ بدست آمد. با توجه به این که این مقدار بزرگتر از صفر است، پس الگوی پراکنش بلوط ایرانی با استفاده از این شاخص به شکل کپه‌ای تعیین می‌شود.

**شاخص پراکنش موری‌سیتا**

مقدار این شاخص برابر ۱/۷۵ محاسبه شد. با توجه به این که این مقدار بیشتر از عدد یک است، پس الگوی پراکنش کپه‌ای مورد تأیید است. آزمون کای اسکویر هم تصادفی بودن الگوی پراکنش را رد (کای اسکوئر محاسبه شده از کای اسکوئر جدول بزرگتر بود) و الگوی کپه‌ای را می‌پذیرد. مقدار کای اسکوئر محاسبه شده برابر عدد ۵۹۸ می‌باشد.

**شاخص استاندارد شده موری‌سیتا**

مقدار شاخص‌های یکنواختی (M<sub>II</sub>) و تجمع (M<sub>c</sub>) به ترتیب برابر ۰/۹۸ و ۱/۰۳ بدست آمد و چون 1 < M<sub>c</sub> < I<sub>d</sub> شد، پس با استفاده از رابطه ۱۴ شاخص استاندارد شده موری‌سیتا محاسبه گردید که مقدار آن برابر ۰/۵۱۵ بود و چون بزرگتر از صفر شده، پس این شاخص نیز الگوی پراکنش کپه‌ای را برای بلوط ایرانی تأیید می‌کند.

$$I_p = 0.5 + 0.5 \left( \frac{I_d - M_c}{n - M_c} \right) \quad \text{رابطه ۱۴}$$



کدام از این شاخص‌ها پیش‌فرضهای خاص خود را دارند و به‌همین دلیل است که در این مطالعه نتایج مختلفی از شاخص‌های فاصله‌ای بدست آمده که این امر دلایل مختلفی می‌تواند داشته باشد. شاخص جانسون و زایمر برای بلوط ایرانی الگوی یکنواخت را معرفی و آزمون تصادفی بودن این شاخص فرض یکنواختی آزمون را به نفع الگوی تصادفی رد می‌کند. در چندین مطالعه این نکته به اثبات رسیده که این شاخص در برابر الگوی یکنواخت بسیار ضعیف است (پوربابایی، ۱۳۸۳؛ Erfanifard *et al.*, 2008). با توجه به این که در این شاخص فقط یک فاصله (نقطه نمونه‌برداری تا نزدیکترین فرد) اندازه‌گیری می‌شود، ممکن است که بیشتر این فواصل در داخل و حواشی کپه‌ها قرار گرفته باشند که این امر ممکن است به دلیل بزرگ بودن کپه‌ها و یا وجود تعداد افراد تصادفی زیاد در بین کپه‌ها به دلیل قطع درختان و بر هم زدن کپه‌ها باشد، در نتیجه آرایش بدست آمده (یکنواخت)، الگوی پراکنش داخل کپه‌ها را معرفی کند. یعنی الگوی مکانی داخل کپه‌ها به شکل یکنواخت است.

شاخص هاپکینز آرایشی غیر از کپه‌ای را نشان می‌دهد. قدرت شاخص هاپکینز توسط مطالعات مقایسه‌ای ثابت شده است؛ چنانچه Diggle (1983) بیان می‌کند که با توجه به ویژگیهای آن، آزمون هاپکینز به‌عنوان یک معیار پذیرفته می‌شود که بقیه آزمون‌ها بر مبنای شاخص فاصله‌ای می‌توانند با آن مقایسه شوند. اما مشکل اساسی شاخص هاپکینز و آزمون آن، دستیابی به یک برداشت تصادفی «حقیقی» از افراد برای اندازه‌گیری فواصل فرد تا نزدیکترین همسایه است (پوربابایی، ۱۳۸۳). این مسئله کاربرد شاخص هاپکینز را غیرعملی می‌سازد، چون به یک نمونه تصادفی از افراد نیاز است که همه آنها برای برداشت تصادفی شمارش شوند و برچسب بگیرند (Diggle, 1983). کاربرد نقاط تصادفی در انتخاب افراد تصادفی روشی درست نیست، زیرا استفاده از نقاط تصادفی در یک جمعیت کپه‌ای، انتخاب افراد در بین

از ۱/۹۶+ بزرگتر است، پس فرض تصادفی بودن الگو رد می‌شود و با توجه به این شاخص، الگوی کپه‌ای مورد پذیرش واقع می‌گردد.

## بحث

بلوط ایرانی از وسیع‌ترین گسترشگاه در بین گونه‌های جنس بلوط در حوزه رویشی زاگرس برخوردار است. این گونه در برابر شرایط نامساعد محیطی بسیار مقاوم است و نقش قابل‌توجهی در حفاظت آب و خاک و زیستگاه حیات وحش دارد. اما متأسفانه به دلیل فشارهای متعددی از قبیل قطع بی‌رویه و چرای دام که به آنها وارد شده، دچار ضعف شده‌اند. از آن جا که الگوی مکانی در شناخت و حل مسائل اکولوژیکی و ارائه راهکارهای مدیریتی بسیار مؤثر است، این تحقیق سعی دارد که علاوه بر بررسی الگوی مکانی گونه بلوط ایرانی به‌عنوان مهمترین گونه جنگلهای زاگرس، به مقایسه نتایج شاخص‌های مختلف پراکنش به‌منظور معرفی شاخص مناسب در تحقیقات و فعالیتهای اجرایی آینده بپردازد. مجموع شاخص‌های مورد استفاده در قطعه نمونه همگی بیانگر الگوی کپه‌ایست. در بین این شاخص‌ها، شاخص کمی گرین از تعداد نمونه و تراکم مستقل بوده و برای ارزیابی درجه کپه‌ای بودن می‌تواند مورد استفاده قرار گیرد (Myers, 1978). شاخص موری‌سیتا نسبتاً از تراکم جمعیت مستقل است، اما از تعداد نمونه تأثیر می‌پذیرد. شاخص استاندارد شده موری‌سیتا از تعداد نمونه مستقل است، ولی نسبت به تراکم در شرایطی که نمونه‌های مورد بررسی الگوی کپه‌ای نشان می‌دهند، حساس است (Krebs, 1999).

در مورد شاخص‌های فاصله‌ای باید گفته شود که طبق مطالعات مقایسه‌ای گذشته، مشخص شده که هر کدام از این روشها در کشف الگوی خاصی توانایی دارند. به‌عنوان مثال، شاخص C در کشف الگوی یکنواخت و شاخص هاپکینز در کشف الگوی تصادفی کاراترند. از طرفی هر

در برخی از نقاط منطقه شود که این امر سبب انحراف شاخص‌های پراکنش به سمت الگوی تصادفی شده است. نتایج بدست آمده در مورد الگوی مکانی بلوط ایرانی در این تحقیق با نتایج تحقیقات بصیری و همکاران (۱۳۸۵)، حیدری و همکاران (۱۳۸۷)، (Kunstler et al., 2004), Mouro et al. (2007) مشابه بوده ولی با نتایج تحقیق Erfanfard et al. (2008) تفاوت دارد. در تحقیق مذکور الگوی مکانی بلوط ایرانی یکنواخت تعیین شده است. این اختلاف می‌تواند به دو دلیل باشد. اول این که سطوح مورد مطالعه در این دو تحقیق با هم برابر نیستند. (Makana & Hibbs 1999) اظهار می‌کند که عوامل ایجاد الگوی کپه‌ای با تغییر مقیاس تغییر می‌کنند و دلیل دوم خالص بودن جنگل مورد مطالعه تحقیق فوق و کاهش تعداد در اثر رقابت درون‌گونه‌ای و تخریب است که سبب ایجاد الگوی یکنواخت شده است (Getzin et al., 2006; Oliver & Larson, 1996).

در این تحقیق الگوی مکانی بلوط ایرانی از دو روش قطعه نمونه با مساحت ثابت و روش‌های فاصله‌ای، کپه‌ای تعیین شد. با توجه به سادگی اجرا روش‌های فاصله‌ای نسبت به روش قطعه نمونه، می‌توان به این جمع‌بندی رسید که با انتخاب شاخص‌های فاصله‌ای مناسب می‌توان از اجرای روش قطعه نمونه اجتناب کرد. با توجه به استفاده از شاخص‌های مختلف فاصله‌ای، مشاهده شد که شاخص C که از فواصل اندازه‌گیری شده در روش مربع تی و شاخص‌های  $T_N$  و  $T_F$  که از فواصل اندازه‌گیری شده در روش ترکیبی استفاده می‌نماید در شرایط این منطقه که دارای تراکم زیادی از گونه مورد مطالعه است، مناسب می‌باشند.

نتایج این تحقیق و تحقیقات گذشته نشان می‌دهد که کارایی شاخص‌های فاصله‌ای در کشف الگوهای مختلف با هم متفاوت است. پیشنهاد می‌شود که نتایج شاخص‌های فاصله‌ای مختلف با نتایج آماربرداری صددرصد در جوامع

کپه‌ها (خوشه‌ها) در مقایسه با افراد داخل کپه‌ها، اریبی زیادی خواهد داشت (پوربابایی، ۱۳۸۳).

شاخص‌های C و  $T_F$  و  $T_N$  همگی الگوی کپه‌ای را نشان دادند. بنابراین به نظر می‌رسد شرایط این تحقیق یعنی تراکم زیاد بلوط ایرانی و تشکیل کپه‌های بزرگ نتوانسته نتایج آنها را تحت تأثیر قرار دهد.

استقرار تجدید حیات یک عامل تعیین کننده در فرایند احیاء جنگل و تعیین کننده پراکنش مکانی اجتماعات گیاهی می‌باشد (Rey & Alcanatara, 2000). الگوی مکانی گونه‌هایی که با بذر تجدید حیات می‌کنند در ارتباط با الگوی پراکنش بذر است (Calvino-Concela, 2002) که با توجه به سنگینی بذر بلوط ایرانی و ریزش بذرها به زیر درختان در اثر وزن آنها، انتظار ایجاد الگوی کپه‌ای وجود دارد. با توجه به شرایط حاکم بر جنگلهای زاگرس و منطقه مورد مطالعه و تغییر فرم جنگل از دانه‌زاد به شاخه‌زاد، انتظار می‌رود که با وجود این موضوع هم الگوی پراکنش درختان تا حد زیادی متأثر از الگوی ابتدایی ایجاد شده (در اثر پراکنش بذر) باشد (Mou et al., 1993) که نتایج این مطالعه این موضوع را تأیید می‌کند.

البته از مجموع نتایج شاخص‌ها مشاهده می‌شود که تمامی شاخص‌های قطعه نمونه و برخی از شاخص‌های فاصله‌ای، الگوی کپه‌ای را نشان می‌دهند. در برخی موارد نیز تمایل کپه‌ای بودن را به سمت تصادفی نشان می‌دهند (شاخص گرین که به صفر خیلی نزدیک است و شاخص هاپکینز). این حالت را می‌توان این چنین توجیه نمود که نخست کپه‌ای بودن درجات مختلفی دارد و در ثانی به دلیل قطع درختان برای مصارف مختلف، جمع‌آوری بذرهای بلوط ایرانی توسط ساکنین محل و عدم زادآوری و سایر موارد موجود در منطقه همگی موجب شده تا یکسری از درختان از بین رفته و شکل کپه‌ها به هم خورده و سبب ایجاد الگوی تصادفی و یا کپه‌های بسیار کوچک

- زبیری، م.، ۱۳۷۹. آماربرداری در جنگل (اندازه‌گیری درخت و جنگل). انتشارات دانشگاه تهران، ۴۰۱ صفحه.
- عرفانی‌فرد، س.ی.، فقهی، ج.، زبیری، م. و نمیرانیان، م.، ۱۳۸۶. بررسی الگوی مکانی درختان در جنگلهای زاگرس. مجله منابع طبیعی ایران، ۶۰ (۴): ۱۳۴۳-۱۳۱۹.
- علوی، س.ج.، زاهدی امیری، ق. و مروی مهاجر، م.ر.، ۱۳۸۴. تعیین الگوی پراکنش مکانی گونه ملج در جنگلهای شمال ایران (مطالعه موردی در جنگلهای آموزشی و پژوهشی خیرودکنار، نوشهر). مجله منابع طبیعی ایران، ۵۸ (۴): ۷۹۳-۸۰۴.
- مقدم، م.ر.، ۱۳۸۱. اکولوژی توصیفی و آماری پوشش گیاهی. انتشارات دانشگاه تهران، ۲۸۵ صفحه.
- 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.
- Clark, P.J. and Evans, F.C., 1954. Distance to nearest neighbor as a measure of spatial relationships in population. *Ecology*, 35: 445-453.
- Dale, M.R.T., 1998. *Spatial Pattern Analysis in Plant Ecology*. Cambridge University Press, 326 p.
- Diggle, P., 1982. Some statistical aspects of spatial pattern distribution models for plants and trees. *Studia Forestalia Suecica*, 162: 1-47.
- Diggle, P.J., 1983. *Statistical Analysis of Spatial Point Patterns*. Academic Press, New York, 148 p.
- Erfanifard, Y., Fegghi, J., Zobeiri, M. and Namiranian, M., 2008. Comparison of two distance methods for forest spatial pattern analysis (Case study: Zagros forests of Iran). *Journal of Applied Science*, 8 (1): 152-157.
- Getzin, S., Dean, C., He, F., Trofymow, J., Wiegand, K. and Wiegand, T., 2006. Spatial patterns and competition of tree species in a Douglas-fir chronosequence on Vancouver Island. *Ecography*, 29: 671-682.
- Grabarnik, P. and Särkkä, A., 2009. Modeling the spatial pattern of forest stands by multivariate point processes with hierarchical interactions. *Ecological Modeling*, 220: 1232-1240.
- Jayaraman, K., 1999. *A Statistical Manual for Forestry Research*, FORSPA-FAO Publication, 231 p.

با الگوهای مکانی متفاوت مقایسه و مناسبترین آنها برای مطالعات بعدی معرفی شوند.

## منابع مورد استفاده

- اخوان، ر.، ثاقب طالبی، خ.، حسنی، م. و پرهیزکار، پ.، ۱۳۸۹. بررسی الگوی مکانی درختان طی مراحل تحولی جنگل در توده‌های دست‌نخورده راش (*Fagus orientalis* Lipsky) در کلاردشت. تحقیقات جنگل و صنوبر ایران، ۱۸ (۲): ۳۳۶-۳۲۲.
- بصیری، ر.، سهرابی، ه. و مزین، م.، ۱۳۸۵. تحلیل آماری الگوی پراکنش مکانی گونه‌های درختی در منطقه قامیشله مریوان. مجله منابع طبیعی ایران، ۵۹ (۳): ۵۷۹-۵۸۸.
- پوربابایی، ح.، ۱۳۸۳. کاربرد آمار در بوم‌شناسی (روشها و محاسبات پایه‌ای). انتشارات دانشگاه گیلان، ۴۰۹ صفحه.
- پوربابایی، ح.، آهنی، ح. و بنیاد، ا.ا.، ۱۳۸۳. بررسی الگوی مکانی درختان کرکف در جنگلهای سفارود، رضوانشهر، گیلان: مطالعه موردی. علوم محیط زیست، ۱: ۳۰-۲۴.
- حیدری، ر.، ح.، ۱۳۸۷. روشهای نمونه‌برداری فاصله‌ای در آماربرداری جنگل. انتشارات دانشگاه رازی، ۱۲۱ صفحه.
- حیدری، ر.ح.، زبیری، م.، نمیرانیان، م. و سبحانی، ه.، ۱۳۸۷. بررسی روش نمونه‌برداری فاصله‌ای چهارگوش در جنگلهای زاگرس (بررسی موردی: سرخه‌دیزه کرمانشاه). مجله منابع طبیعی ایران، ۶۱ (۱): ۸۵-۹۷.
- خداکرمی، ی.، ۱۳۸۱. بررسی شرایط رویشگاهی بنه در جنگلهای قلاجه و باینگان استان کرمانشاه. پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده منابع طبیعی، دانشگاه گیلان، ۹۰ صفحه.

- Nishikawa, K., 1996. Spatial pattern analysis of individual trees in natural forest. *J. For. Plann.*, 2: 1-4.
- Oliver, C.D. and Larson, B.C., 1996. *Forest Stand Dynamics*, Update Edition. John Wiley and Sons Inc., New York, 450 p.
- Pielou, E.C., 1959. The use of point-to-plant distance in the study of the pattern of plant population. *J. Eco.*, 47: 607-613.
- Pommerening, A., 2002. Approaches to quantifying forest structures. *Forestry*, 75: 305-324.
- Rey, P.J. and Alcantara, J.M., 2000. Recruitment dynamics of a fleshy-fruited plant (*Olea europaea*) connecting pattern of seed dispersal to seedling establishment. *J. Ecology*, 88: 622-633.
- Stamatellos, G. and Panourgias, G., 2005. Simulating spatial distributions of forest trees by using data from fixed area plots. *Forestry*, 78 (3): 305-312.
- Stoyan, D. and Stoyan H., 1994. Fractal, random shape and point fields. *Methods of Geometrical Statistics*. John Wiley and Sons, Chichester XIV, 389 p.
- Tomppo, E., 1986. Models and methods for analyzing spatial pattern of tree. *Commun. Institu. Forestal. Fenn.*, No. 138, 65 p.
- Trifković, S. and Yamamoto H., 2008. Indexing of spatial pattern of trees using a mean of angels. *J. F. Res.*, 13: 117-121.
- Wong, D.W.S. and Lee, J., 2005. *Statistical Analysis of Geographic Information with ArcView GIS and ArcGIS*. John Wiley and Sons. 463 p.
- Krebs, C.J., 1999. *Ecological Methodology*. Second Edition. Addison Welsey Educational Publisher Inc., Benjamin/Cummings imprint, 581 p.
- Kunstler, G., Curt, T. and Lepart, J., 2004. Spatial pattern of beech (*Fagus sylvatica* L.) and oak (*Quercus pubescens* Mill.) seedling in natural pine (*Pinus sylvestris* L.) woodland. *Eur. J. For. Res.*, 123: 331-337.
- Lo, C.P. and Yeung, A.K.W., 2007. *Concepts and Techniques in Geographical Information System*. Pearson Education, Inc., USA, 532 p.
- Ludwig, J.A. and Reynolds, J.F., 1988. *Statistical Ecology*. John Wiley and Sons, 337 p.
- Makana, J.M. and Hibbs, D.E., 1999. Forest structure, species diversity and spatial patterns in monodominant stands in Ituri Forest. M.Sc. thesis of Forest science, Oregon State University, Democratic Republic of Congo, 118 p.
- Moeur, M., 1993. Characterizing spatial patterns of tree using stem-mapped data. *For. Sci.*, 39: 756-775.
- Mou, P., Fahey, T.J. and Hughes, J.W., 1993. Nutrient accumulation in vegetation following whole-tree harvest of a northern hardwood ecosystem. *Journal of Applied Ecology*, 30: 661-675.
- Mouro, S.M., García, L.V., Marañón, T. and Freitas H., 2007. Recruitment patterns in a Mediterranean oak forest: A case study showing the importance of the spatial component. *Forest Science*, 53 (6): 645-652.
- Myers, J.H., 1978. Selecting a measure of dispersion. *Environment Entomology*, 7: 619-621.

Archive of SID

## Spatial pattern of Manna Oak trees (*Quercus brantii* Lindl.) in Bayangan forests of Kermanshah

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

1\* - Corresponding author, M.Sc. Student, Kurdistan University, Sanandaj, Iran, E-mail: asafari61@yahoo.com

2- Assistant Prof., Kurdistan University, Sanandaj, Iran.

3- Assistant Prof., Faculty of Agricultural Sciences, Razi University, Kermanshah, Iran.

4- Assistant Prof., Faculty of Agricultural Sciences, Shiraz University, Shiraz, Iran.

5- Senior research expert, Research Center of Agricultural and Natural Resources of Kermanshah province, Kermanshah, Iran.

Received: 24.11.2009

Accepted: 08.05.2010

### Abstract

In order to have a better recognition of plant communities, studying the spatial pattern of them is necessary to understand many of the issues in forest ecology and management. This study was conducted in Bayangan in Kermanshah province, as a part of Zagros forests. Sampling methods including fixed area plots and distance methods, such as T-square and Compound sampling, were used to investigate the spatial pattern of Manna Oak trees (*Quercus brantii* Lindl.). A grid of 100 m×100 m was applied and then 50 sample plots were established. The grid intersections were applied as the center of sample plots and the beginning of distance sampling techniques. Dispersal indicators such as Green, Morisita, Standardized Morisita, Johnson and Zimmer,  $T_F$ ,  $T_N$ , Hopkins and C were used to analyze the spatial pattern. All of the applied indicators showed a clumped pattern for *Quercus brantii*. Among the distance indicators,  $T_F$ ,  $T_N$  and C, presented better results than the other indices.

**Key words:** Bayangan, distance methods, *Quercus brantii* Lindl., spatial pattern, Zagros forests.

Archive of SID