

تأثیر حفاظت بر الگوی پراکنش مکانی درختان غالب در جوامع راش (مطالعه موردی: ماسال، گیلان)

سپیده سادات ابراهیمی و حسن پوربابائی^{*۱}

(تاریخ دریافت: ۱۳۹۱/۱۰/۱۶؛ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۲/۵/۱۳)

چکیده

الگوهای مکانی ابزاری مناسب برای مدیریت بهینه در بسیاری از عرصه‌های جنگلی است. این تحقیق با هدف بررسی تأثیر حفاظت بر الگوهای مکانی درختان غالب در جنگل‌های حفاظت شده و غیرحفاظتی منطقه ماسال در استان گیلان انجام شد. در این تحقیق از روش‌های نمونه‌برداری، قطعه نمونه با مساحت ثابت، فاصله‌ای مربعی و ترکیبی استفاده شد. ۲۵ قطعه نمونه دایره‌ای شکل هر یک به مساحت ۱۰۰۰ مترمربع و ۲۵ نقطه نمونه‌برداری مربوط به روش فاصله‌ای در هر یک از دو منطقه برداشت شدند. سپس نوع گونه‌های درختی در هر قطعه نمونه شناسایی و فواصل مورد نظر برای روش‌های فاصله‌ای اندازه‌گیری شد. برای کمی کردن و تحلیل الگوهای پراکنش در روش قطعه نمونه‌ای از شاخص‌های گرین، مورسیتا و استاندارد شده مورسیتا و در روش‌های فاصله‌ای از شاخص‌های هاپکینز، ابره‌ارت، هینز، C و جانسون و زایمر استفاده شد. نتایج نشان داد که تمامی شاخص‌های قطعه نمونه‌ای برای گونه‌های غالب در دو منطقه الگوی کپه‌ای را نشان دادند. مقادیر به دست آمده از شاخص‌های فاصله‌ای نشان داد که تخریب در جوامع راش باعث تغییر در الگوی مکانی گونه‌های غالب شده و این گونه‌ها در دو منطقه الگوهای متفاوتی داشتند. در بین شاخص‌های فاصله‌ای مورد استفاده، شاخص C و شاخص هینز این تفاوت‌ها را به خوبی نشان دادند و برای توصیف الگوی مکانی گونه‌های دو منطقه مناسب تشخیص داده شدند.

واژه‌های کلیدی: الگوی پراکنش، روش‌های فاصله‌ای، مربع T، جوامع راش، گیلان

۱. گروه جنگل‌داری، دانشکده منابع طبیعی، دانشگاه گیلان

*: مسئول مکاتبات، پست الکترونیکی: h_pourbabaee@guilan.ac.ir

مقدمه

در حال حاضر با افزایش جمعیت کره زمین و اثر مخرب انسان روی طبیعت، سیمای آن حالت طبیعی خود را از دست داده است (۱۵) و در این میان اکوسیستم‌های جنگلی به‌ویژه گونه‌های گیاهی به‌طور دائم بر اثر عوامل مخرب در حال تغییر هستند، از این رو برای رسیدن به اهداف جنگل‌داری نوین نیازمند ابزاری هستیم که از طریق آن بتوان اختلاف بین توده‌های مختلف و تغییرات آنها را در طی زمان تعیین کرد، تعیین الگوهای مکانی یک ابزار مناسب در این ارتباط است (۳۳)، که می‌تواند اطلاعات مفیدی را در مورد جنگل‌های طبیعی در اختیار قرار دهد و از مؤلفه‌های مهم در بررسی ساختار پوشش گیاهی، نظم مکانی و ترتیب قرارگیری گیاهان است (۲۴). گیاهان در طبیعت در محدوده وسیعی از مقیاس‌ها، به‌صورت تکه‌هایی قابل مشاهده هستند، زمانی می‌توان الگوهای مکانی را برای گیاهان به‌کار برد که این لکه‌ها از یک مقدار عددی برخوردار باشند.

عوامل فیزیکی مثل شیب، جهت جغرافیائی، ارتفاع از سطح دریا و عوامل بیولوژیکی مانند چرای دام و آتش‌سوزی‌های ناشی از فعالیت‌های انسان بر نحوه استقرار الگوها در طبیعت مؤثر هستند (۲۸)، به‌دلیل چنین ارتباطی نیاز به کمی کردن این الگوهاست. الگوهای مکانی به سه دسته تقسیم می‌شوند (۱۹) تصادفی، کپه‌ای و منظم. شناخت این الگوها برای طراحی طرح‌های مدیریتی، اقدامات حفاظتی و حمایتی مفید بوده (۳۱-۳۰) و ابزاری مناسب برای مدیریت بهینه در بسیاری از عرصه‌های جنگلی (۳۹) و بررسی آثار مدیریت بر روی جنگل‌های حفاظتی است (۳۴). پوربائی و همکاران (۳)، الگوی مکانی درختان کرکف را در منطقه شفارود بررسی کرده و به الگوی کپه‌ای دست یافتند. علوی و همکاران (۱۳)، برای موقعیت مکانی گونه ملج در بخش نم خانه الگوی بینابینی تجمعی تصادفی را تعیین کردند. بصیری و همکاران (۲)، الگوی مکانی درختان بلوط، زالزالک و گلابی را با استفاده از شاخص‌های مختلف در منطقه قمیشله مریوان، کپه‌ای تشخیص

دادند. حبشی و همکاران (۵)، الگوی پراکنش راشستان‌های آمیخته منطقه شصت کلا را بررسی و تنوع الگوی پراکنش و ساختار را برای گونه‌های مختلف در راشستان تأیید کردند. شهسواری میرکویی و همکاران (۱۰)، الگوی مکانی خشکه دارها را در توده‌های مدیریت شده و مدیریت نشده، جنگل‌های خیرودکنار نوشهر بررسی، و به الگوی کپه‌ای دست یافتند. موساندل و همکاران (۳۲)، الگوی پراکنش درختان بلوط اروپایی را در داخل یک توده کاج جنگلی در آلمان، تصادفی تعیین کردند. گیلز و همکاران (۲۳)، الگوی پراکنش گونه *Juniperus communis var. depressa* را کپه‌ای تشخیص دادند و علت آن را زادآوری طبیعی گیاه (ریختن بذور در پای گیاه) دانستند. لامونت و همکاران (۲۸)، الگوی مکانی بیشتر درختان آکاسیا در استرالیا غربی را در دو قسمت، یکی بین توده‌های درختی و دیگری داخل هر کپه از درختان بررسی کردند و به این مطلب پی بردند که خشک‌سالی و چرای دام در هر دو محدوده بر نوع الگو تأثیر می‌گذارد. راشستان‌های آمیخته در مناطق هیرکانی از مهم‌ترین جنگل‌های طبیعی و صنعتی با وسعت زیاد هستند که در آنها ساختارهای ناهمسال نامنظم و گونه‌های سایه‌پسند غالب است. با توجه به اهمیت این جوامع و به منظور اعمال مدیریت حفاظتی صحیح برای جلوگیری از تخریب و کمک به احیای آنها لازم است که مطالعات جامعی در ارتباط با ساختارهای مکانی در این جوامع انجام شود. هدف از این تحقیق، تعیین الگوهای مکانی گونه‌های غالب در مقیاس محلی، شناخت اثرات حفاظت بر روی الگوهای مکانی درختان و شناخت تعداد گونه‌ها و توزیع افراد هر گونه بود. به‌طورکلی، ضرورت این تحقیق، شناخت الگوی مکانی درختان به منظور پی بردن به اثرات حفاظت به منظور انتخاب بهترین روش مدیریتی در منطقه است.

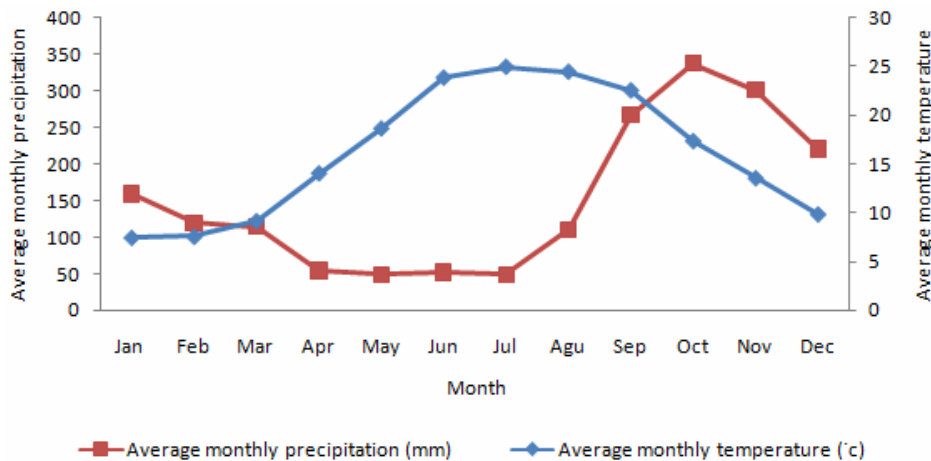
مواد و روش‌ها

موقعیت جغرافیایی منطقه مورد مطالعه

منطقه مورد مطالعه، جنگل‌های طرح جنگل‌داری شهرگاه (سری

جدول ۱. میانگین شیب و جهت جغرافیایی در منطقه حفاظت شده و حفاظت نشده

ارتفاع از سطح دریا	جهت	شیب (%)	منطقه مورد مطالعه
۱۱۰۰	شمال شرقی - جنوب غربی	۶۶/۳۶	حفاظت شده
۱۰۵۰	شمال شرقی - جنوب غربی	۶۸/۰۸	حفاظت نشده
۰/۰۶	۰/۹	۰/۸	$(F < 0.05)$ سطح معنی داری



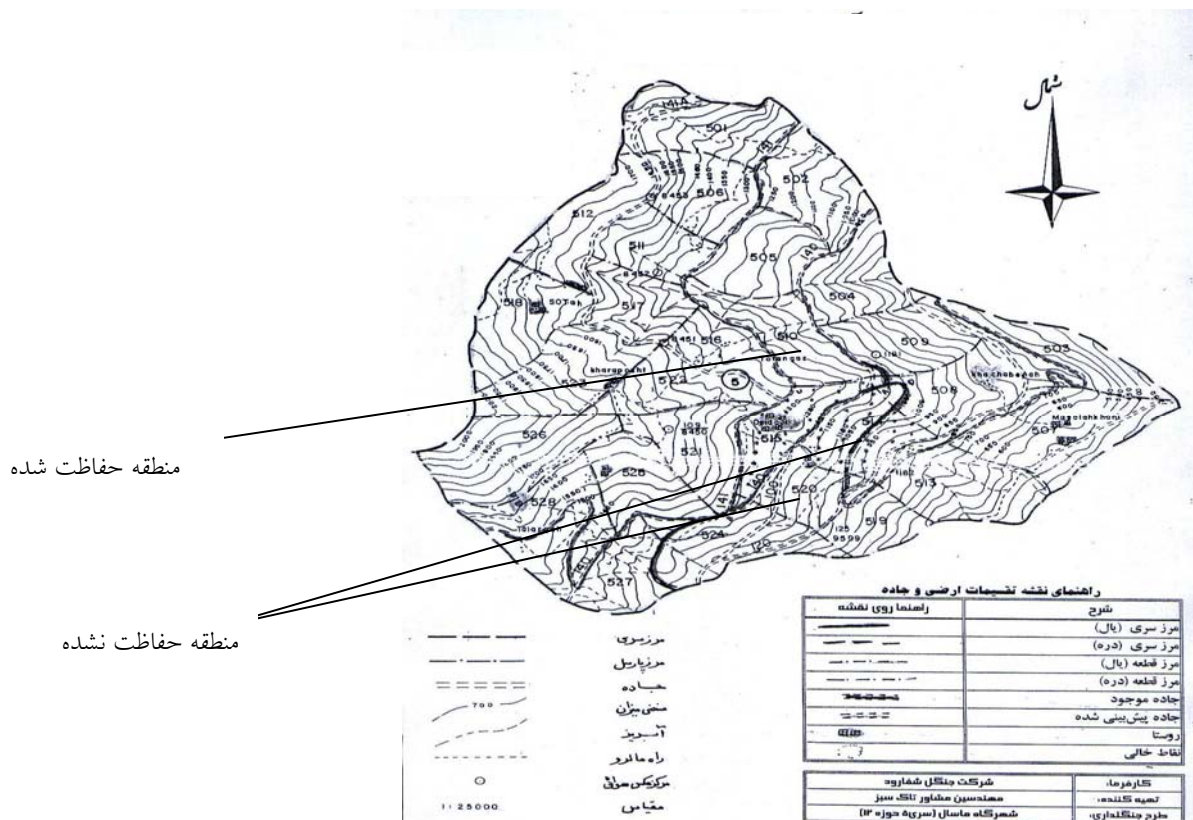
شکل ۱. منحنی آمیروترمیک منطقه مورد مطالعه براساس آمار ایستگاه هواشناسی بندر انزلی (۱۹۹۶-۱۹۷۵)

کمیت و کیفیت جنگل اثر گذاشته است (۱).

روش تحقیق

به منظور بررسی الگوهای پراکنش درختان در این تحقیق از روش‌های نمونه‌برداری، نمونه با مساحت ثابت و فاصله‌ای مربع تی (T-square) و ترکیبی (Compound) استفاده شد (۱۱، ۲۲ و ۳۶). ابتدا با استفاده از نقشه ۱:۲۵۰۰۰ محدوده مناطق حفاظتی و غیرحفاظتی (شکل ۲)، هرکدام با مساحت ۵۰ هکتار مشخص شد، هر دو منطقه از نظر شیب و جهت عمومی شرایط تقریباً یکسانی داشتند (جدول ۱). سپس در هر یک از دو منطقه با استفاده از شبکه آماربرداری ۱۰۰×۲۰۰ متر و به‌طور تصادفی سیستماتیک، قطعات نمونه دایره‌ای شکل ۱۰۰۰ مترمربعی، پیاده شد (۷). در هر منطقه ۲۵ قطعه نمونه و ۲۵ نقطه نمونه‌برداری (روش فاصله‌ای) برداشت شد، به گونه‌ای که محل تقاطع اضلاع شبکه، مرکز قطعه نمونه و این مراکز به‌عنوان نقاط نمونه‌برداری در نظر گرفته شدند.

۵ ماسال)، در محدوده شهرستان ماسال، در غرب گیلان به مساحت ۱۸۸۰ هکتار است. این جنگل‌ها اکثراً "به‌علت بهره‌برداری‌های سنتی مردم در طول زمان مخروبه و نیمه مخروبه هستند. از نظر مختصات جغرافیایی بین عرض جغرافیایی ۳۷° ۱۴' ۰۰" و ۳۷° ۱۹' ۲۰" و طول جغرافیایی ۴۸° ۵۵' ۱۹" تا ۴۹° ۰۲' ۰۰" واقع شده است. ارتفاع منطقه حداقل ۳۰۰ متر و حداکثر ۲۰۰۰ متر از سطح دریا، شیب اکثریت سطوح متوسط و جهت عمومی شرقی است. براساس آمار ایستگاه هواشناسی بندر انزلی اقلیم شبه مدیترانه‌ای، متوسط بارندگی سالانه ۱۵۳/۵۹ و متوسط دمای سالانه ۱۶/۵ درجه سانتی‌گراد است (شکل ۱). نوع سنگ مادری، آهکی، شیل و ماسه سنگ و pH اسیدی و در حدود ۵/۵-۶/۵ است. جنگل مورد نظر یک جنگل طبیعی ناهمسال، از درختان پهن برگ خزان‌کننده، با تیپ آمیخته و گاهی خالص راش است. این جنگل‌ها تحت تأثیر عواملی از جمله چرای شدید دام، کت زدن درختان، قطع غیرمجاز برای تأمین چوب و هیزم از درختان و درختچه‌ها هستند، که بر



شکل ۲. موقعیت منطقه مورد مطالعه (سری ۵ حوزه آبخیز ماسال و تانیان)

روش قطعه نمونه

ابتدا در هر قطعه نمونه تمامی درختان با قطر بیشتر از ۷/۵ سانتی‌متر اندازه‌گیری شدند (۵، ۱۶، ۱۸) و سپس به منظور تحلیل الگوی پراکنش درختان و آنالیز داده‌های به دست آمده، از شاخص‌های پراکنش زیر استفاده شد:

۱. شاخص گرین (Green)

این ضریب توسط گرین وضع شد (رابطه ۱) و مستقل از n می‌باشد از این رو محاسبه آن آسان است.

$$GI = \frac{\left(\frac{S^2 - 1}{x} \right)}{(\sum X - 1)} \quad [1]$$

$S^2 =$ واریانس نمونه‌ها و $x =$ تعداد درختان در هر قطعه نمونه

۲. شاخص موریسیتا (Morisita)

این شاخص از طریق رابطه ۲ محاسبه می‌شود. x_i تعداد افراد

داخل هر قطعه نمونه و n تعداد قطعات نمونه است.

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

x_i تعداد افراد داخل هر قطعه نمونه است.

برای آزمون تصادفی بودن الگوی پراکنش از طریق این شاخص از آزمون کای اسکویر (رابطه ۳) استفاده شده است.

$$\chi^2 = I_d (\sum(x) - 1) + n - \sum(x) \quad [3]$$

$n =$ تعداد قطعات نمونه

۳. شاخص استاندارد شده موریسیتا (Standardized Morisita)

این شاخص از تراکم جمعیت و تعداد نمونه مستقل است و از بهترین معیارها در سنجش پراکنش می‌باشد (۱۷).

روش‌های فاصله‌ای

پس از مشخص شدن مراکز قطعه نمونه، دو روش فاصله‌ای

مربع تی و ترکیبی اجرا شد و اندازه‌گیری‌ها صورت گرفت.

روش مربع تی

در این روش بعد از استقرار نقاط نمونه‌برداری در منطقه، در هر نقطه دو فاصله اندازه‌گیری شد. ابتدا فاصله بین نزدیک‌ترین درخت به نقطه نمونه‌برداری (Pt)، اندازه‌گیری شد (r_{pi})، سپس از مرکز درخت انتخاب شده، خطی فرضی عمود بر امتداد فاصله درخت تا نقطه، رسم شد، در سمت دیگر این خط فرضی (سمت مقابل نقطه نمونه‌برداری)، فاصله نزدیک‌ترین درخت به اولین درخت اندازه‌گیری شد (r_n)، (۶، ۲۶).

روش ترکیبی

در این روش فاصله بین نزدیک‌ترین درخت به نقطه نمونه‌برداری و سپس، فاصله بین نزدیک‌ترین درخت به درخت انتخاب شده در مرحله پیش (بدون در نظر گرفتن محل درخت دوم)، اندازه‌گیری شد (۶). برای کمی کردن و تحلیل الگوهای پراکنش در روش فاصله‌ای از شاخص‌های زیر استفاده شد.

۱. شاخص هاپکینز (Hopkins)

محاسبه این شاخص آسان بوده و توزیع آماری آن به خوبی شناخته شده است (رابطه ۴).

$$I_h = \sum (r_{pi})^2 / \sum (r_{pi})^2 + \sum (r_{pi})^2 \quad (4)$$

I_h = شاخص پراکنش هاپکینز، r_{pi} = فاصله از نقطه تصادفی تا نزدیک‌ترین گیاه، r_{ni} = فاصله از درخت تصادفی i تا نزدیک‌ترین پایه دیگر از درخت.

برای آزمون مقدار شاخص از رابطه (۵) استفاده شد.

$$h = \frac{\sum r_p^2}{\sum r_n^2} \quad (5)$$

۲. شاخص ابرهارت (Eberhart)

در این شاخص (رابطه ۶)، از فاصله نقاط تا نزدیک‌ترین درخت اندازه‌گیری استفاده شده است (۶ و ۲۵) و در تعیین الگوهای

مکانی یکنواخت دارای توانایی قابل توجه‌ای است.

$$I_E = \left(\frac{S}{X}\right)^2 + 1 \quad [6]$$

I_E = شاخص ابرهات، S = انحراف معیار فواصل مشاهده شده، \bar{X} = متوسط فاصله نقطه تصادفی تا نزدیک‌ترین درخت.

۳. شاخص هینز (Hines)

این شاخص (رابطه ۷)، برای برآورد الگوی پراکنش براساس فواصل اندازه‌گیری شده در روش مربع تی پیشنهاد شده است. (۶ و ۲۵).

$$h_T = \frac{r_n \left[\sum (r_{pi}^2) + \left(\sum r_{ni}^2 \right) \right]}{\left(\sqrt{\sum r_{pi}^2 + \left(\sum r_{ni}^2 \right)^2} \right)^2} \quad [7]$$

h_T = شاخص هینز، r_{ni} = فاصله از فرد تصادفی تا نزدیک‌ترین پایه دیگر از آن در نقطه نمونه‌برداری i .

۴. شاخص الگوی مکانی (C)

این شاخص (رابطه ۸)، به‌عنوان نسبت مربع فواصل نقطه به فرد (X_i) به مربع فواصل فرد به نزدیک‌ترین همسایه (Y_i) است.

$$C = \frac{\sum \left(\frac{x_i^2}{x_i^2 + \frac{1}{2} y_i^2} \right)}{N} \quad [8]$$

C = شاخص پراکنش مکانی، X_i = فاصله نقطه تصادفی تا فرد، Y_i = فاصله فرد تا نزدیک‌ترین همسایه.

برای آزمون معنی‌دار بودن C و تحلیل فرض تصادفی بودن الگو از رابطه (۹) استفاده شد (۳).

$$z = \frac{c - 0.5}{\sqrt{\frac{1}{12N}}} \quad [9]$$

۵. شاخص جانسون و زایمر (Johnson and Zimmer)

این شاخص فقط براساس فاصله نقطه نمونه‌برداری تا فرد می‌باشد (۶). برای آزمون پراکنش تصادفی، از رابطه (۱۰) استفاده شد.

$$Z = \frac{I - 2}{\sqrt{\frac{2(n-1)}{(n+2)(n+3)}}} \quad [10]$$

جدول ۲. مقادیر شاخص کوادراتی گرین، مورسیتا و استاندارد شده مورسیتا در دو منطقه حفاظت شده و حفاظت نشده

منطقه	گونه	گرین	الگوی پراکنش	مورسیتا	الگوی پراکنش	استاندارد شده مورسیتا	الگوی پراکنش
حفاظت شده	<i>Fagus oreintalis</i>	+۰/۰۱۰۸	کپه‌ای	۱/۲۶۲	کپه‌ای	۰/۵۰	کپه‌ای
	<i>Carpinus betulus</i>	+۰/۲۲۷۷	کپه‌ای	۶/۷۰۳	کپه‌ای	۰/۶	کپه‌ای
	<i>Alnus subcordata</i>	+۰/۰۶۵	کپه‌ای	۲/۵۶	کپه‌ای	۰/۵۲۴	کپه‌ای
غیرحفاظتی	<i>Fagus oreintalis</i>	+۰/۰۳۵	کپه‌ای	۱/۸۵	کپه‌ای	۰/۵۲۴	کپه‌ای
	<i>Carpinus betulus</i>	+۰/۰۳۶	کپه‌ای	۱/۸۸	کپه‌ای	۰/۵۱۴	کپه‌ای
	<i>Alnus subcordata</i>	+۰/۰۱۶۲	کپه‌ای	۱/۳۸	کپه‌ای	۰/۱	کپه‌ای

شده، این مقدار از ۰/۵ بزرگ‌تر و نشان‌دهنده آرایش کپه‌ای است. مقدار h برای آزمون تصادفی بودن برابر ۲/۴۰۵ است، پس الگوی کپه‌ای به نفع الگوی تصادفی رد شد. در منطقه غیرحفاظتی مقدار I_h ، ۰/۴۱ و بیانگر آرایش یکنواخت است، h به‌دست آمده از آزمون تصادفی بودن با مقدار ۰/۶۸۲، نشان‌دهنده الگوی پراکنش تصادفی با گرایش به یکنواخت شدن است. برای گونه راش در منطقه حفاظت شده مقدار h برابر ۰/۹۴۷ و الگوی تصادفی تأیید شد و در منطقه غیرحفاظتی h برابر با ۰/۵۹۲ است که الگو یکنواخت با گرایش به تصادفی شدن را نشان داده است. الگوی پراکنش توسکا بیلاقی با مقدار $h = ۰/۳۴۱$ در منطقه حفاظت شده، تصادفی با گرایش به یکنواخت شدن و در منطقه غیرحفاظتی با $h = ۰/۱۲۵$ یکنواخت تعیین شد.

شاخص ابرهارت

مقدار این شاخص در منطقه حفاظت شده و غیرحفاظتی از ۱/۲۷ بزرگ‌تر بود و الگوی کپه‌ای را نشان داد.

شاخص هینز

مقدار این شاخص نیز در دو منطقه بزرگ‌تر از ۱/۲۷ است، که الگوی کپه‌ای را معرفی کرد. با توجه به جدول هینز برای ۲۵ گونه در سطح ۵ درصد، فرض صفر مبنی بر تصادفی بودن قبول شد و نشان داد که که گونه راش در هر دو منطقه دارای

برای محاسبات مربوطه، از برنامه نرم‌افزاری Ecological methodology و (۲۹) Statistical ecology استفاده شد.

نتایج

نتایج حاصل از کمی کردن الگوی پراکنش در قطعات نمونه به‌کار رفته به تفکیک منطقه حفاظت شده و غیرحفاظتی در جدول‌های ۲ تا ۴ درج شده است.

شاخص‌های کوادراتی

مقدار شاخص گرین برای هر سه گونه در دو منطقه حفاظتی و غیرحفاظتی، مثبت و بزرگ‌تر از صفر است، بنابراین الگوی پراکنش کپه‌ای تعیین شد. مقدار شاخص مورسیتا برای دو منطقه بزرگ‌تر از یک و بیانگر الگوی کپه‌ای است، هم‌چنین برای آزمون تصادفی بودن الگوی پراکنش از آزمون کای اسکویر استفاده شد که الگوی کپه‌ای را تأیید کرد شاخص استاندارد شده مورسیتا نیز برای تمام گونه‌ها در دو منطقه بالاتر از صفر است و الگوی کپه‌ای را نشان می‌دهد (جدول ۲).

شاخص هاپکینز

مقدار این شاخص برای گونه ممرز در منطقه حفاظت شده و غیرحفاظتی به ترتیب ۰/۷۱ و ۰/۴۱ است که در منطقه حفاظت

جدول ۳. مقادیر شاخص‌های فاصله ای هاپکینز، هینز و ابرهات در دو منطقه حفاظت شده و حفاظت نشده

منطقه	گونه	هاپکینز	هینز	ابرهات
حفاظت شده	<i>Fagus orientalis</i>	۰/۴۹	۱/۳۳۷	۱۷/۲۳
	<i>Carpinus betulus</i>	۰/۷۱	۱/۲۰۴	۴۲/۷۹
	<i>Alnus subcordata</i>	۰/۲۵	۱/۳۱۹	۱۳/۹۷
غیرحفاظتی	<i>Fagus orientalis</i>	۰/۳۷	۱/۳۵۶	۱۴/۳۸
	<i>Carpinus betulus</i>	۰/۴۱	۱/۳۲۷	۱۷/۲۷
	<i>Alnus subcordata</i>	۰/۲۵	۱/۴۴۱	۲/۲۷

گونه توسکا نیز در هر دو منطقه، الگوی تصادفی را نشان داد (جدول ۴).

بحث

الگوهای مکانی در شناخت و حل مسائل اکولوژیکی و ارائه راه‌کارهای مدیریتی دارای نقش قابل توجهی هستند. در این تحقیق علاوه بر بررسی الگوهای مکانی در دو منطقه حفاظت شده و غیرحفاظتی، نتایج شاخص‌های مختلف مقایسه شد و شاخص مناسب به منظور کاربرد در تحقیقات و فعالیت‌های اجرایی معرفی شد. همان‌طور که نتایج نشان داد در هر دو منطقه حفاظت شده و غیرحفاظتی مجموع شاخص‌های کوادراتی و شاخص فاصله‌ای ابرهات، همگی بیانگر الگوی کپه‌ای برای هر سه گونه مذکور بودند. شاخص C برای گونه راش در منطقه حفاظت شده الگوی کپه‌ای و در غیرحفاظتی الگوی تصادفی را نشان داد. الگوی مکانی گونه‌هایی که با بذر تجدید حیات می‌کنند در ارتباط با الگوی پراکنش بذر است (۱۹)، که به علت سنگینی بذر راش و ریزش به زیر درختان، احتمال ایجاد الگوی کپه‌ای وجود دارد، که شاخص C این نتیجه را اثبات کرد. نتایج مطالعات کانستر و همکاران (۲۷) در جنگل‌های طبیعی فرانسه نیز نشان داده است که الگوی طبیعی راش که طی مراحل توالی جایگزین کاج می‌شود به الگوی تجدید حیات این گونه وابسته و به‌صورت کپه‌ای است و با نتایج مطالعات گیلز و همکاران (۱۹)،

الگوی تصادفی با گرایش به کپه‌ای است. برای گونه ممرز نیز، در منطقه حفاظت شده با توجه به مقدار H_T ، الگوی تصادفی با گرایش به یکنواخت شدن و در مقابل در منطقه غیرحفاظت شده، الگوی کپه‌ای با گرایش به تصادفی شدن نشان داده شد. هم‌چنین برای گونه توسکا بیلاقی نیز با توجه به مقدار H_T ، در منطقه حفاظت شده الگوی تصادفی با گرایش به کپه‌ای و در منطقه غیرحفاظتی، الگوی پراکنش کاملاً کپه‌ای تأیید شد (جدول ۳).

شاخص‌های مربع تی، جانسون و زایمر

برای گونه راش در منطقه حفاظت شده، C بزرگ‌تر از ۰/۵ و I بزرگ‌تر از ۲ است که نشان‌دهنده الگوی کپه‌ای هستند. با مقایسه مقدار Z محاسباتی با مقدار Z استاندارد در ارتباط با شاخص C، فرض صفر مبنی بر تصادفی بودن الگو رد و الگوی کپه‌ای تأیید شد. اما مقدار Z محاسباتی برای شاخص I الگوی تصادفی را تأیید کرد. در منطقه غیرحفاظتی، شاخص C و I به ترتیب الگوی کپه‌ای و یکنواخت را نشان داد، اما مقدار Z محاسبه شده برای هر دو شاخص، فرض صفر را مبنی بر تصادفی بودن الگو پراکنش راش تأیید کرد. این دو شاخص برای گونه ممرز در منطقه حفاظت شده به ترتیب الگوی کپه‌ای و یکنواخت را نشان دادند ولی آزمون Z الگوی تصادفی را تأیید کرد. در منطقه غیرحفاظتی نیز الگوی تصادفی تأیید شد.

جدول ۴. مقادیر شاخص‌های فاصله‌ای مربع تی، جانسون و زایمر در دو منطقه حفاظت شده و حفاظت نشده

Z	I	Z	C	گونه	منطقه
۱/۵۹	۲/۵۷	۲/۹۴	۰/۶۵	<i>Fagus oreintalis</i>	حفاظت شده
-۱/۰۴	۱/۴۴	۱/۹۸	۰/۷۹	<i>Carpinus betulus</i>	
۰/۰۴	۲/۰۲	-۰/۵۲	۰/۴۵	<i>Alnus subcordata</i>	
-۰/۲۹	۱/۸۷	۱/۷۷	۰/۶۴	<i>Fagus oreintalis</i>	
۰/۳۸	۱/۸۴	۱/۳۵	۰/۵۹	<i>Carpinus betulus</i>	غیر حفاظتی
۰/۳۷	۲/۱۹	-۰/۳۹	۰/۴۴	<i>Alnus subcordata</i>	

الگوی تصادفی رد شده است، با توجه به این که در این شاخص فقط فاصله نقطه نمونه‌برداری تا نزدیک‌ترین فرد اندازه‌گیری شده است، ممکن است به علت تعداد افراد تصادفی زیاد به دلیل قطع درختان و برهم زدن کپه‌ها، بیشتر این فواصل در حواشی و داخل کپه‌ها قرار گرفته باشند، در نتیجه الگوی یکنواخت بیانگر الگوی پراکنش بین کپه‌ها است. به‌طور کلی می‌توان بیان کرد که این شاخص نیز در برابر الگوی یکنواخت بسیار ضعیف است، که نتایج مطالعات (۱۱)، در ارتباط با بررسی الگوی مکانی گونه بنه این مطلب را تأیید می‌کند. در منطقه غیرحفاظتی شاخص هینز برای راش و ممرز به‌صورت کپه‌ای با گرایش به تصادفی شدن است، باید اشاره کرد که کپه‌ای شدن درجات مختلفی داشته و از طرفی در منطقه تخریب شده عواملی همچون قطع درختان برای مصارف مختلف، خورده شدن بذرها توسط دام و عدم زادآوری، موجب از بین رفتن یکسری از درختان و تغییر در شکل کپه‌ها خواهد شد که در نتیجه آن الگوی تصادفی و یا کپه‌های بسیار کوچک ایجاد شده که موجب انحراف الگوهای پراکنش به سمت الگوی تصادفی می‌شود.

در ارتباط با الگوی مکانی گونه توسکا می‌توان بیان کرد که این گونه به‌علت وابسته بودن به مواد معدنی خاک برای تجدید حیات از یک طرف و نورپسند بودن از سوی دیگر در دو منطقه الگوهای متفاوتی را نشان داده است (۵)، به‌طوری که در منطقه حفاظت شده به‌صورت کپه‌ای با گرایش به تصادفی شدن و در منطقه غیرحفاظتی به‌صورت کاملاً کپه‌ای است. در منطقه تخریب یافته به‌علت چرای دام و بهره‌برداری‌های متوالی،

مطابقت دارد. اما برای گونه‌های ممرز و توسکا در هر دو منطقه آرایش کپه‌ای به نفع آرایش تصادفی رد شد، دلیل این امر را می‌توان از طریق رابطه‌های ۸ و ۹ تفسیر کرد. در رابطه ۸ مشاهده می‌شود که تغییرات شاخص به‌طور عکس با فاصله y_i تغییر می‌کند، در نتیجه می‌توان بیان کرد که به‌علت تراکم کم گونه راش در منطقه غیرحفاظتی و گونه ممرز و توسکا در هر دو منطقه و احتمال تشکیل کپه‌های کوچک، احتمال قرار گرفتن درخت دوم در خارج از کپه‌ها ناشی از بزرگ‌تر بودن فاصله y_i وجود داشته که این عامل سبب کاهش مقدار شاخص C شده است. در رابطه ۹ نیز مشاهده شد که مقدار Z با مقدار شاخص C رابطه مستقیم دارد در نتیجه با کاهش مقدار C، مقدار Z کاهش و الگوی تصادفی تأیید شده است.

نتایج مطالعات صفری و همکاران (۱۱)، در ارتباط با بررسی الگوی پراکنش گونه بنه در جنگل‌های باینگان این مطلب را تأیید می‌کند. هم‌چنین در تحقیقات پوربائنی و همکاران (۴)، در مورد بررسی الگوی مکانی درختان کرکف در جنگل‌های شفارود و عرفانی فرد و همکاران (۱۲)، در ارتباط با الگوی مکانی درختان در جنگل‌های زاگرس اثبات شده است که شاخص C برای کشف الگوهای یکنواخت توانایی بالاتری دارد. شاخص جانسون و زایمر در منطقه حفاظت شده برای هر سه گونه الگوی تصادفی را نشان داد، به‌علت وجود عوامل مناسب محیطی، عدم چرای دام و بهره‌برداری، الگوی مکانی در کل منطقه به‌صورت تصادفی در آمده است. اما در منطقه غیرحفاظتی برای گونه راش و ممرز الگوی یکنواخت به نفع

جمعیت‌های غیرتصادفی، نتایج مطلوبی از شکل واقعی الگوی پراکنش را معرفی نخواهد کرد (۳). در این تحقیق برای تعیین الگوی پراکنش گونه‌ها از دو روش قطعه نمونه با مساحت ثابت و روش فاصله‌ای استفاده شد، با توجه به ساده بودن اجرای روش‌های فاصله‌ای نسبت به قطعه نمونه‌ای، می‌توان با انتخاب شاخص فاصله‌ای مناسب از اجرای روش قطعه نمونه اجتناب کرد (۱۱). با توجه به نتایج به‌دست آمده مشخص شد که تخریب در جوامع راش باعث تغییر در الگوی مکانی گونه‌های غالب شده و این گونه‌ها در دو منطقه الگوهای متفاوتی را نشان دادند. در بین شاخص‌های فاصله‌ای مورد استفاده، شاخص C و شاخص هینز که از فواصل اندازه‌گیری شده در روش مربع‌تی استفاده می‌نمایند، این تفاوت‌ها را به خوبی نشان دادند و برای توصیف الگوی مکانی گونه‌های دو منطقه حفاظت شده و غیرحفاظتی مناسب تشخیص داده شدند و نتایج قابل‌قبولی را ارائه کردند. مطالعات صفری و همکاران (۱۱)، حیدری و همکاران (۶)، عرفانی فرد و همکاران (۱۲)، غلامی و همکاران (۱۴)، این نتیجه را تأیید می‌کنند.

با توجه به این‌که تاکنون مطالعه‌ای در این ارتباط در منطقه انجام نشده است، نتایج حاصل در جهت بررسی اختلاف بین دو توده و تغییرات آنها در طول زمان مناسب است، به گونه‌ای که الگوهای پراکنش درختان در توده‌های دست‌نخورده راش می‌تواند به‌عنوان الگویی برای جنگل‌کاری و احیای منطقه تخریب شده و اعمال مدیریت درست در توده‌های جنگلی مورد استفاده دست‌اندرکاران قرار گیرد. هم‌چنین با توجه به نتایج به‌دست آمده از این تحقیق می‌توان بیان کرد که تعیین الگوی مکانی پوشش گیاهی در منطقه، در تعیین روش نمونه‌برداری به‌خصوص در تعیین سطوح قطعات نمونه، نوع برنامه‌ریزی برای مدیریت، حفاظت از تنوع زیستی و مطالعه سیر تکاملی این گونه‌ها دارای اهمیت است.

کیفیت خاک و مواد معدنی کاهش یافته و از طرفی به‌علت نورپسند بودن گونه توسکا و پیشرو بودن این گونه در توالی، درختان به‌صورت کپه‌ای در بخش‌هایی از منطقه با شرایط مطلوب پراکنش داشته‌اند. در منطقه حفاظت شده شرایط خاکی برای توسکا فراهم بوده اما به‌علت تراکم بالای درختان راش، نوردهی کافی وجود نداشته از این رو گونه توسکا در بخش‌هایی که به‌علت وجود گپ و باز بودن تاج پوشش، نوردهی تا حدی مطلوب‌تر است به‌صورت تصادفی نمایان شده است که این نتیجه با تحقیقات ذوالفقاری و همکاران (۷)، سفیدی و همکاران (۹)، سالسا و همکاران (۳۵)، ون لار و همکاران (۳۷) و بلنت و همکاران (۳۸)، مطابقت دارد. شاخص هاپکینز برای گونه راش، ممرز و توسکا آرایشی به غیر از کپه-ای بودن را نشان داد. در منطقه حفاظت شده وجود عوامل مناسب محیطی و عدم چرای دام، باعث رشد و تجدید حیات در هر نقطه از منطقه شده و الگوی مکانی کل منطقه به‌صورت تصادفی است. نتایج کار غلامی باغی و همکاران (۱۴)، در بررسی تنوع الگوی مکانی گونه‌های مهم مرتعی پارک ملی گلستان و مناطق همجوار تأییدکننده این مطلب است. در حالی‌که در منطقه تخریب یافته برای گونه ممرز و راش الگوی پراکنش یکنواخت است، چرای دام و لگد کوبی دام باعث نمایان شدن سنگریزه در سطح خاک، کاهش رویش و تجدید حیات گونه‌ها شده و در نهایت فاصله بین کپه‌ها زیاد و الگو به‌صورت یکنواخت درآمده است (۲۱)، اما آزمون Z این شاخص، این الگو را به نفع الگوی تصادفی رد کرده است. علت این موضوع را می‌توان در غیرتصادفی بودن الگوی پراکنش جست و جو کرد، مشکل اساسی شاخص هاپکینز و آزمون آن، در به‌دست آوردن یک برداشت تصادفی (حقیقی) افراد برای فواصل فرد تا نزدیک‌ترین همسایه است، این مسأله شاخص هاپکینز را غیرعملی می‌کند. در نتیجه این شاخص در

منابع مورد استفاده

۱. بی نام، طرح جنگل‌داری شهرگاه ماسال (سری ۵)، اداره کل منابع طبیعی استان گیلان، ۴۰۴ صفحه.

۲. بصیری، ر.، ه. سهرابی، م. مزین. ۱۳۸۵. تحلیل آماری الگوی پراکنش مکانی گونه‌های درختی در منطقه قامیشلو مریوان. *مجله منابع طبیعی ایران* ۵۹ (۳): ۵۷۹-۵۸۸.
۳. پوربابایی، ح. ۱۳۸۳ a. کاربرد آمار در بوم‌شناسی (روش‌ها و محاسبات پایه‌ای). انتشارات دانشگاه گیلان، ۴۰۹ صفحه.
۴. پوربابایی، ح.، ح. آهنی، ب. ا. اسلام. ۱۳۸۳ b. بررسی الگوی مکانی درختان کرکف در جنگل‌های شفارود، رضوانشهر، گیلان. *مجله محیط زیست*. ۱: ۲۴-۳۰.
۵. حبشی، ه.، س. حسینی، ج. محمدی و ر. رحمانی. ۱۳۸۶. تعیین الگوی پراکنش و ساختار در جنگل آمیخته راش شصت کلا گرگان. *تحقیقات جنگل و صنوبر ایران* ۱۵ (۱): ۶۴-۵۵.
۶. حیدری، ر. ح.، م. زبیری، م. نمیرانیان و ه. سبحانی. ۱۳۸۷. بررسی روش نمونه‌برداری فاصله‌ای چهارگوش در جنگل‌های زاگرس (بررسی موردی: سرخه دیزه کرمانشاه)، *فصل‌نامه منابع طبیعی* ۶۷ (۱): ۸۵-۹۷.
۷. ذوالفقاری، ا.، م. م. مروی، م. نمیرانیان. ۱۳۸۶. نقش خشکه دارها در تجدید حیات طبیعی توده‌های جنگلی (مطالعه موردی: بخش چلیز جنگل خیرودکنار نوشهر). *تحقیقات جنگل و صنوبر ایران* ۱۵ (۳): ۲۴۰-۲۳۴.
۸. زبیری، م. ۱۳۸۴. آماربرداری در جنگل (اندازه‌گیری درخت و جنگل). چاپ سوم، انتشارات دانشگاه تهران، ۴۰۱ صفحه.
۹. سفیدی، ک.، م. ر. مروی مهاجر و و. اعتماد. ۱۳۸۶. بررسی تأثیر خشکه دارها در استقرار نهال‌های راش و ممرز در جنگل‌های آمیخته راش. *تحقیقات جنگل و صنوبر ایران* ۱۵ (۴): ۲۴۰-۲۳۴.
۱۰. شهسواری پیرکویی، ح.، ا. متاجی و ر. اخوان. ۱۳۸۸. تعیین الگوی مکانی خشکه دارها در منطقه مدیریت شده و مدیریت نشده راش (مطالعه موردی: جنگل‌های خیرودکنار نوشهر). *فصل‌نامه تخصصی علوم و فنون منابع طبیعی* ۴ (۱): ۱۸-۱۱.
۱۱. صفری، ا.، ن. شعبانیان، ف. س. عرفانی، ر. حیدری و م. پوررضا. ۱۳۸۹. بررسی الگوی پراکنش مکانی گونه بنه (مطالعه موردی: جنگل‌های باینگان استان کرمانشاه). *جنگل ایران* ۲ (۲): ۱۷۷-۱۸۵.
۱۲. عرفانی فرد، س.، م. نمیرانیان، م. زبیری و ج. فقهی. ۱۳۸۷. بررسی الگوی مکانی درختان در جنگل‌های زاگرس. *مجله منابع طبیعی ایران* ۶۰ (۴): ۱۳۲۸-۱۳۱۹.
۱۳. علوی، س.، ا. ق.، ا. زاهدی و م. ر. مروی. ۱۳۸۴. تعیین الگوی پراکنش مکانی گونه ملج در جنگل‌های شمال ایران (مطالعه موردی: جنگل آموزشی و پژوهشی خیرودکنار، نوشهر). *مجله منابع طبیعی ایران* ۵۸ (۴): ۸۰۴-۷۹۳.
۱۴. غلامی، ب. ن. و م. مصداقی. ۱۳۸۴. بررسی تنوع الگوی مکانی گونه‌های مهم مرتعی پارک ملی گلستان و مناطق همجوار. *مجله علوم کشاورزی و منابع طبیعی ایران* ۱۳ (۳): ۱۷۱-۱۶۱.
۱۵. قمی، ا. ع.، س. حسینی، ا. متاجی، س. جلالی. ۱۳۸۶. تنوع زیستی گونه‌های چوبی بر روی خاک‌های مختلف در دو جامعه گیاهی. *مجله زیست‌شناسی ایران* ۲۰ (۲): ۲۰۶-۲۰۰.
۱۶. کوچ، ی. ۱۳۸۶. تعیین و تفکیک واحدهای اکولوژیک گیاهی و ارتباط آنها با برخی ویژگی‌های خاک در جنگل‌های پایین بند خانیکان چالوس، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه مازندران، ۱۳۰ صفحه.
۱۷. کوچ، ی.، ح. جلیلود، م. بهمنیار و م. پورمجیدیان. ۱۳۸۷. تعیین تیپ‌های جنگلی بر مبنای شاخص اهمیت (IV) در جهت‌های جغرافیایی جنگل‌های پایین بند خانیکان چالوس. *مجله محیط‌شناسی* ۴۶: ۳۳-۳۸.
۱۸. میرزا آقایی، س.، ح. جلیلود، ی. کوچ و ح. پورمجیدیان. ۱۳۸۹. تحلیل ارزش و الگوی مکانی گونه‌های چوبی در واحدهای بوم‌شناختی (مطالعه موردی، جنگل سرد آبرود چالوس). *مجله جنگل ایران، انمن جنگلبانی ایران* ۱ (۲): ۶۰-۵۱.

19. Calviño-Cancela, M. 2002. Spatial patterns of seed dispersal and seedling recruitment in *Corema album* (Empetraceae): the importance of unspecialized dispersers for regeneration. *Journal of Ecology* 90(5): 775-784
20. Dale, M. R. T. 1999. Spatial pattern analysis in plant ecology. Springer. 326 p
21. Doncaster, C.P. 1981. The spatial distribution of ant's nest on Ramsey Island., South Wales. *Journal of Animal Ecology* 50:195-218.
22. Erfanfard, Y., J. Fegghi, M. Zobeiri and M. Namiranian. 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.
23. Gilles H. and M. Duchesne. 1999. The spatial pattern of a *Juniperus communis* var. *depressa* population on a continental dune in subarctic Quebec, Canada. *Canadian journal of Forest* 29(4): 446-450.
24. Kint, V., D. W. Robert and L. Noël. 2004. Evaluation of sampling methods for the estimation of structural indices in forest stands. *Ecological Modelling* 180(4): 461-476.
25. Krebs, C. J. 1989. *Ecological Methodology: Ecological Methodology*. Harper Collins, New York. 653 pp.
26. Krebs, C. J. 2001. Program for ecological Methodology. 2nd ed., Dept. of Zoology university of British Columbia, Vancouver, B.C. Canada V6T 1Z4 (software vesion 6.0).
27. Kunstler, G., T. Curt and J. Lepart. 2004. Spatial pattern of beech (*Fagus sylvatica* L.) and oak (*Quercus pubescens* Mill.) seedlings in natural pine (*Pinus sylvestris* L.) woodlands. *European Journal of Forest Research* 123(4): 331- 337
28. Lamont, B. B. and J. E. D. Fox. 1981. Spatial pattern of six sympatric leaf variants and two size classes of *Acacia aneura* in a smi-arid region of WesternAustralia. *Oikos* 37: 73-79.
29. Ludwig, J. A. and J. F. Reynolds. 1988. *Statistical Ecology: A Primer in Methods and Computing*. John Wiley Pub., New York. 337 pp.
30. Maestre, F., A. Escudero, I. Martinez, C. Guerrero and A. Rubio. 2005. Does spatial pattern matter to ecosystem functioning? Insights from biological soil crusts. *Functional Ecology* 19(4): 566-573.
31. Miller, T. F., D. J. Mladenoff and M.K. Clayton. 2002. Old-growth northern hardwood forests: spatial autocorrelation and patterns of understory vegetation. *Ecological Monographs* 72(4): 487-503.
32. Mosandl, R. and A. Kleinert. 1998. Development of oaks emerged from bird-dispersed seeds under old-growth pine stands. *Forest Ecology and Management* 106(1): 35-44.
33. Pommerening, A. 2002. Approaches to quantifying forest structures. *Forestry* 75(3): 305- 324.
34. Ruprecht, H., A. Dhar, B. Aigner, G. Oitzinger, R. Klumpp and H. Vacik. 2010. Structural diversity of English yew (*Taxus baccata* L.) populations. *European Journal of Forest Research* 129(2): 189-198.
35. Salas, C., V. LeMay, P. Núñez, P. Pacheco and A. Espinosa. 2006. Spatial patterns in an old growth *Nothofagus obliqua* forest in south-central Chile. *Forest Ecology and Management* 231(1): 38-46.
36. Stamatellos, G. and G. Panourgias. 2005. Simulating spatial distributions of forest trees by using datafrom fixed area plots. *Forestry* 78(3): 305-312.
37. Van Laar, A. and A. Akca. 1997. *Forest Mensuration*. Cuvillier Verlag, Göttingen, Germany, 418 pp.
38. Veblen, T. T., D. H. Ashton and F.M. Schlegel. 1979. Tree regeneration strategies in a lowland *Nothofagus*-dominated forest in south-central Chile. *Journal of Biogeography* 6: 329-340.
39. Wulder, M. A. and S. E. Franklin. 2007. *Understanding Forest Disturbance and Spatial pattern*. Remote Sensing and GIS Approach, Taylor and Francis Group, LLc. 243pp.