مقایسهٔ شاخص‌های فاصله‌ای و مبتنی بر کوادرات در تعیین الگوی پراکنش تاغ (منطقه سیاه‌کوه یزد)

بهمن کیانی[۱]، اصغر فلاح[۲]، مسعود طبری[۳]*،سید محسن حسینی[۳] و محمد حسین ایران‌نژاد پاریزی[۴]

[۱] دانشجوی دکترای جنگلداری، دانشکده منابع طبیعی و علوم دریایی، دانشگاه تربیت مدرس تهران، ایران
[۲] دانشیار گروه جنگلداری، دانشکده منابع طبیعی ساری، ایران
[۳] دانشیار گروه جنگلداری، دانشکده منابع طبیعی و علوم دریایی، دانشگاه تربیت مدرس تهران، ایران
[۴] استادیار گروه جنگلداری، دانشکده منابع طبیعی و کویرشناسی، دانشگاه یزد، ایران

(تاریخ دریافت: ۱۳۹۰/۲/۱، تاریخ تصویب: ۱۳۹۰/۸/۲)

چکیده

با توجه به اینکه مساحت قابل توجهی از بیابان‌های مرکزی کشور زیر پوشش گونه‌های مختلف تاغ قرار دارد، هرگونه مطالعه در مورد این گیاهان مقاوم حائز اهمیت زیادی است. در این راستا دو نقطه از جنگل‌های تاغ، هر یک به مساحت ۳۰ هکتار انتخاب و از طریق اندازه‌گیری فاصله و آزیموت، موقعیت مکانی کلیه پایه‌ها ثبت گردید. با کمک نرم‌افزار ArcGIS نقشه موقعیت مکانی پایه‌ها ترسیم و در هر بخش ۳۵ قطعه نمونه ۱۰ آری به‌صورت تصادفی سیستماتیک پیاده شد. مراکز این قطعه‌ها به‌عنوان نقطه تصادفی برای بررسی روش‌های فاصله‌ای مد نظر قرار گرفت. شاخص‌های فاصله‌ای شامل ابرهارت، هینز، هاپکینز، جانسون زایمر، پیلو، هولگیت، نزدیکترین همسایه و مربع تی (C) و شاخص-های کوادراتی شامل موریسیتا، استاندارد شده موریسیتا، گرین، نسبت واریانس به میانگین و لوید بودند. یافته‌های حاصل از پژوهش نشان دادند که در منطقهٔ اول با توجه به شاخص‌های ابرهارت، هاینز، پیلو، موریسیتا، C ، نزدیک‌ترین همسایه، پراکنش و موریسیتا الگو تصادفی و بر اساس شاخص جانسون زایمر کپه‌ای است. شاخص‌های گرین و لوید نیز الگو را تصادفی مایل به کپه‌ای نشان دادند. در منطقهٔ دوم تمامی شاخص‌ها به استثنای شاخص‌های هاپکینز و جانسون زایمر الگو را کپه‌ای نشان دادند. از برآیند این روش‌ها، الگوی پراکنش تاغ در منطقه سیاه‌کوه از تصادفی مایل به کپه-ای در مناطق هموار تا کپه‌ای در کوهپایه‌ها ارزیابی می‌گردد. همچنین بهترین شاخص‌ها برای تعیین الگوی پراکنش تاغ مربع تی و هولگیت ارزیابی شدند. بین شاخص‌های مبتنی بر کوادرات نیز شاخص موریسیتا بهتر از سایرین توانست الگوی پراکنش واقعی را تشخیص دهد.

واژه‌های کلیدی: الگوی پراکنش، تاغ، مناطق بیابانی، تراکم، سیاه‌کوه

* نویسنده مسئول: تلفن: ۰۹۱۱۲۲۴۶۲۵۰ فاکس: ۰۱۲۲-۶۲۵۳۴۹۹ E-mail: masoudtabari@yahoo.com

Archive of SID
www.SID.ir

مقدمه

آگاهی از الگوی پراکنش مکانی جوامع گیاهی در هر منطقه گامی ضروری برای درک دینامیک آنها است (Camarero *et al.*, 2000). الگوی پراکنش نشان‌دهندهٔ موقعیت افراد یک جمعیت در محیط و نحوه آرایش آنها نسبت به یکدیگر است (Dale, 1998). در مورد الگوی پراکنش گیاهی مطالعات زیادی در داخل و خارج از کشور صورت گرفته است. از جمله در پژوهش Erfanifard *et al.* (2008) از سه روش نزدیکترین همسایه، مربع T و اندیس پراکنش برای تعیین الگوی مکانی درختان در جنگل‌های بلوط (*Quercus persicum*) در منطقه زاگرس استفاده شد و نتایج نشان داد که روش مربع T قوی‌تر و مناسب‌تر است. Mirjalili *et al.* (2008) در تحقیقی در درمنه‌زارهای استان یزد از شاخص‌های هاپکینز (Hopkins) و ابرهارت (Eberhardt) برای بررسی الگوی پراکنش استفاده کرده و در الگوهای یکنواخت و کپه‌ای، روش فاصله‌ای مناسب برای برآورد تراکم را معرفی نمودند. در مطالعه Moosaee Sanjerehee & Basiri (2007) کارایی چندین شاخص برای تعیین الگوی پراکنش در مراتع استان یزد مورد بررسی قرار گرفت و نتیجه حاکی از این بود که شاخص‌های مربع T و هولگیت (Holgate) توانایی زیادی در تفکیک کپه‌های کوچک و تک بوته‌ها داشته و شاخص گرین (Green) بالاترین دقت را در بین روش‌های مبتنی بر اندازه‌گیری فاصله دارد. Zarea Chahooki & Tavili (2008) نیز از چند روش فاصله‌ای در تعیین الگوی پراکنش گیاهان مرتعی در جنوب استان یزد استفاده نمودند و به این نتیجه رسیدند که شاخص‌های فاصله‌ای بهتر از شاخص‌های کوادراتی هستند. در زمینهٔ جنگل Heidari *et al.* (2008) از شاخص هاپکینز در جنگل‌های بلوط ایرانی (*Quercus persicum*) در منطقه سرخه دیزه کرمانشاه استفاده نموده و الگوی پراکنش درختان را کپه‌ای برآورد کردند. در پژوهش دیگری در جنگل‌های بلوط مریوان از روش‌های عمومی، مدل‌های توزیع و شاخص‌های کمی همچون گرین و موریسیتا استفاده شده و الگوی پراکنش برای گونه‌های درختی منطقه شامل *Quercus brantii* و *Q. libani*, *Q. infectoria* *Pyrus syriaca* کپه‌ای تعیین شد (Basiri *et al.*, 2006). الگوی پراکنش درختان در جنگل‌های حاره هند توسط Aparajita & Rawat (2008) به‌وسیلهٔ شاخص پراکنش (نسبت واریانس به میانگین) مورد بررسی قرار گرفته و الگو برای هر ۱۲۸ گونهٔ کپه‌ای تعیین شد. در پژوهش Wei-dong *et al.* (2001) نیز از این شاخص استفاده شد، اما شاخص‌های تیلور (Taylor) و ایوا (Iowa) به آن ترجیح داده شده‌اند. از شاخص موریسیتا در پژوهش Sankey (۲۰۰۸) استفاده و الگوی پراکنش برای نهال‌های *Pseudotsuga manziessii* کپه‌ای تعیین شد.

تاغ‌ها (*Haloxylon* sp.) از جمله گیاهان بسیار با ارزش در مناطق مرکزی کشور محسوب می‌شوند. گیاه تاغ با توجه به ویژگی‌های خاص خود، جایگاه بسیار بالایی در پوشش گیاهی مناطق بیابانی دارد. اثر این گونه گیاهی در تثبیت زیستی شن‌های روان، استفاده از علوفه آن توسط دام‌هایی نظیر شتر و نیز استفاده از چوب آن به عنوان منبع سوخت و بسیاری از ویژگی‌های دیگر، این گونه گیاهی را در زمرهٔ یکی از پدیده‌های نادر مناطق خشک قرار داده است. رویش در عرصه‌هایی که گاهی سالانه کمتر از ۵۰ میلیمتر بارندگی دارند یکی از ویژگی‌های قابل توجه این گونه گیاهی است (Mirhosseini, 2004).

مهم‌ترین گونه تاغ *H. ammodendron* معروف به تاغ است که درختچه‌ای به ارتفاع ۲-۱ متر بوده و در تمام بیابان‌های شنی و کویرهای مرکزی و جنوب شرقی کشور حضوردارد. گونه دیگر *H. persicum* معروف به زرد تاغ است که درختی کوچک تا ارتفاع ۵ متر است و در نقاط استپی و کویرها می‌روید (Sabeti, 1994). البته در ایران چند گونهٔ دیگر از جنس تاغ از جمله *Haloxylon salicornicum*, *Haloxylon aphyllum* و *Haloxylon reurvum* نیز رشد می‌نمایند. بر اساس بررسی‌های به عمل آمده، گونهٔ موجود در منطقهٔ مورد مطالعه (سیاه‌کوه) گونه تاغ *H.ammodendron* (C.A.M) بوده (شکل ۱) که در برخی قسمت‌ها همراه با تک‌پایه‌هایی از درختچه اسکنبیل (*Calligonum* sp.) می‌روید. با توجه به سختی دسترسی به رویشگاه‌های طبیعی این گونه‌ها، مطالعات میدانی کافی روی آنها انجام نشده است و بنابراین پژوهش پیرامون این رویش‌ها در ارتباط با الگوی پراکنش، تراکم، روابط بین‌گونه‌ای و غیره حایز اهمیت بسیار می‌باشد. پژوهش حاضر در همین راستا و به منظور شناخت الگوی پراکنش تاغ دربخشی از تاغزارهای طبیعی مناطق مرکزی کشور انجام شده است.

Archive of SID

www.SID.ir

شکل ۱- نمایی از تاغزارهای طبیعی در منطقه حفاظت شده سیاه‌کوه

مواد و روش‌ها

پژوهش حاضر در منطقه حفاظت شده سیاه‌کوه که در ۷۰ کیلومتری شمال اردکان و بین استان‌های یزد و اصفهان قرار دارد، انجام گرفت.

تیپ‌های اصلی گیاهی در این منطقه شامل گز (*Tamarix ramosissima*)، تاغ (*Haloxylon ammodenderon*)، اشنان (*Seidlitzia rosmarinus*)، شوره(*Salsola arbuscula*)، پرند (*Pteropyrum aucheri*)، قیچ (*Zygophyllum eurypterum*)، رمس (*Hammada salicornica*) و درمنه (*Artemisia sieberi*) است که تیپ درختچه‌ای تاغ (*Haloxylon ammodenderon* C.A.Mey) به صورت بیشه‌زار جنگلی حضور داشته و منطقه مورد مطالعه را تشکیل می‌دهد. درصد پوشش گیاهی در این منطقه بین ۵ تا ۶۰ درصد می‌باشد. بارندگی سالیانه منطقه ۴۸ میلیمتر است. دمای متوسط سالیانه ۱۸ درجه سانتیگراد، متوسط رطوبت نسبی سالانه ۱۸ درصد و دارای ۹-۸ ماه خشک می‌باشد (Irannejad Parizi *et al.*, 2006). نمودار آمبروترمیک اردکان در شکل ۳ دیده می‌شود.

جهت انجام پژوهش، ابتدا در کل منطقهٔ سیاه‌کوه جنگل گردشی انجام شد و دو محدوده ۳۰ هکتاری به‌عنوان معرف تیپ درختچه‌ای تاغ که از نظر ژئومورفولوژیکی با یکدیگر متفاوت بودند، انتخاب شدند. منطقهٔ اول در شرق کویر سیاه‌کوه و منطقهٔ دوم، دور از کویر، در نزدیکی کوه معراجی به فاصله حدود ۵۰ کیلومتر قرار داشتند. علت انتخاب دو منطقه، تفاوت در شرایط ژئومورفولوژیکی بود. محدوده قطعات به وسیله GPS مشخص و علامت‌گذاری شد. هر قطعه خود به کوادرات‌های مربعی به ابعاد ۳۰ × ۳۰ متر تقسیم و در هر کوادرات کلیه درختان شمارش و اندازه‌گیری شدند. موقعیت مکانی (فاصله با متر و زاویه با قطب‌نما) به همراه اندازهٔ قطرهای کوچک و بزرگ تاج ثبت گردید. هدف از این کار بدست آوردن الگوی پراکنش واقعی، از طریق تهیه نقشه موقعیت مکانی گیاهان و همچنین استفاده داده‌های تراکم و تاج پوشش در مطالعات بعدی بوده است.

برای بررسی الگوی پراکنش روش‌های متعددی وجود دارد. در این پژوهش ۸ شاخص فاصله‌ای شامل جانسون زایمر[1]، ابرهارت[2]، هاپکینز[3]، نزدیکترین همسایه[4]، هاینز[5]، مربع تی (C)[6]، هولگیت[7] و پیلو[8] به همراه ۵ شاخص کوادراتی شامل گرین[9]، موریسیتا[10]، موریسیتا اصلاح شده[11]، لوید[12] و نسبت واریانس به میانگین[13] استفاده شد.

ابتدا با پلات‌های دایره‌ای ۱۰ آری نمونه‌برداری اولیه انجام و تعداد نمونه بر اساس دقت مورد نیاز محاسبه گردید. به‌این ترتیب که با استفاده از داده‌های ۲۰ پلات، انحراف از معیار محاسبه و سپس از فرمول زیر تعداد نمونه برای اشتباه آماربرداری ۱۰ درصد محاسبه شد.

1Johnson & Zimmer
2 Eberhardt
3 Hopkins
4 Neighbor Nearest
5Hines
6 T-square
7 Holgate
8 Pielou
9 Green
10 Morisita
11 Standardised Morisita
12 Lioyd
13 Index of Dispersion

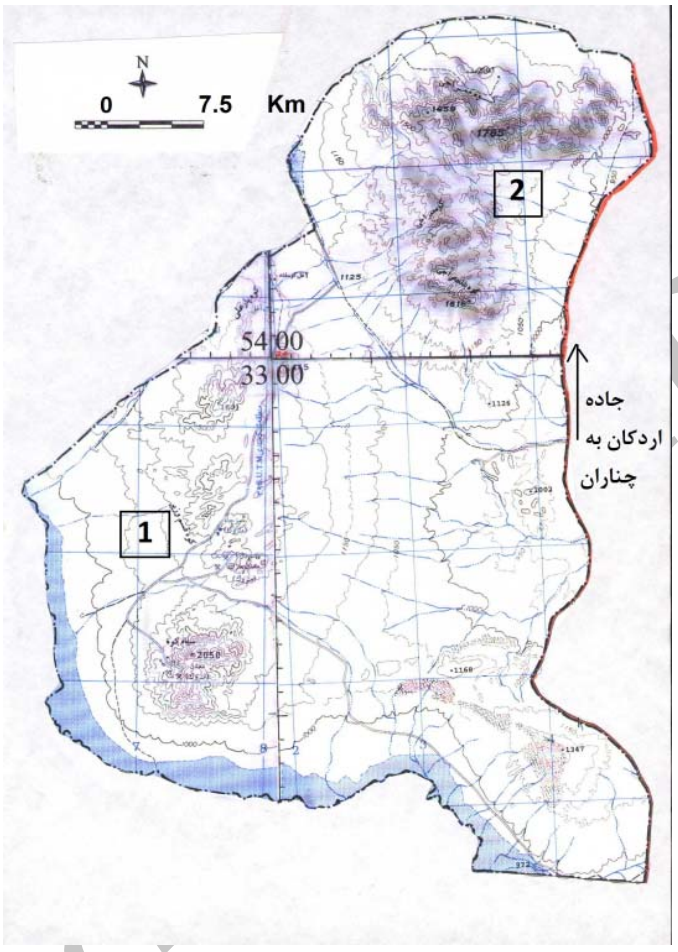
Archive of SID

www.SID.ir

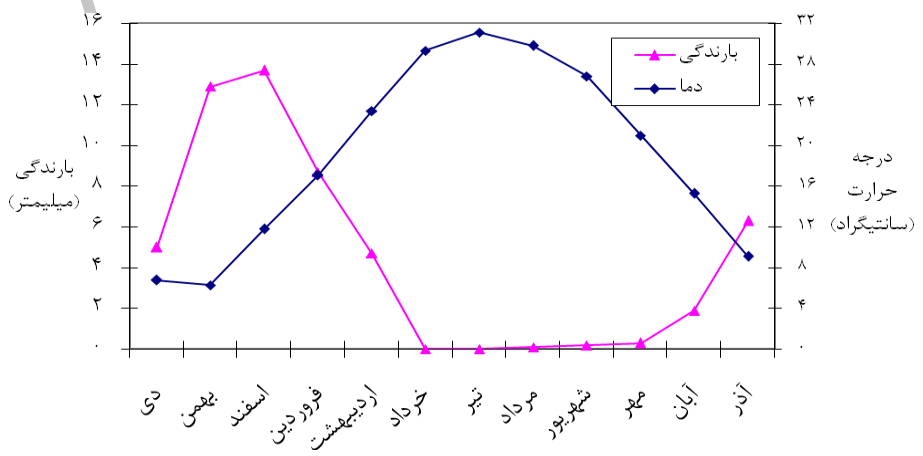
رابطهٔ ۱: محاسبهٔ تعداد نمونه بر اساس دقت

$$n = (t^2 \times S_x^2)/E^2$$

در این رابطه n تعداد نمونه، t مقدار جدول استیودنت در سطح ۹۵ درصد و درجهٔ آزادی n-1، S_x انحراف معیار و E مقدار اشتباه آماربرداری قابل قبول است.



شکل۲ – نقشه منطقه حفاظت شده سیاه‌کوه و موقعیت قطعات اول و دوم



شکل ۳- نمودار آمبروترمیک اردکان

www.SID.ir

شبکه‌ای به ابعاد ۹۰×۹۰ متر تهیه و به کمک یک نقطه تصادفی در محیط نرم‌افزار ArcGIS روی نقشه انداخته شد (Mitchell, 2005). محل تقاطع اضلاع این شبکه، به عنوان نقاط تصادفی برای نمونه‌برداری فاصله‌ای مد نظر قرار گرفتند. در نقاط مزبور اندازه‌گیری‌های لازم برای روش‌های مختلف به شرح زیر و بر روی نقشه موقعیت مکانی تهیه شده صورت گرفت:

الف) شاخص‌های فاصله‌ای

۱- روش نزدیکترین همسایه (Nearest Neighbor)

در این روش متوسط فاصله تک‌تک گیاهان تا نزدیک‌ترین همسایه‌شان (r_A) اندازه‌گیری و به متوسط فاصله مورد انتظار که در حالت تصادفی وجود دارد (r_E) تقسیم می‌شود. در واقع تعداد نقاط تصادفی در اینجا مهم نیست و تمامی فواصل موجود مورد اندازه‌گیری قرار می‌گیرند. نسبت یک، الگوی تصادفی، بیش از ۱ کپه‌ای و کمتر از ۱ الگوی یکنواخت را نشان می‌دهد. سپس اختلاف الگوی بدست آمده از الگوی تصادفی با آزمون Z مورد بررسی قرار می‌گیرد.

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

برای آزمون آماری نتیجه به‌دست آمده نیز از آزمون Z به صورت زیر استفاده می‌شود (Krebs, 1999):

$$z = \frac{\bar{r}_A - \bar{r}_E}{s_r}$$

در این فرمول S_r انحراف از معیار فواصل مشاهده شده است.

۲- روش جانسون زایمر (Johnson & Zimmer)

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

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

در این شاخص d_i فاصله نقطه تصادفی تا نزدیکترین گیاه و n تعداد نقاط تصادفی است. در حالت تصادفی I=۲، در حالت کپه‌ای بیش از ۲ و در حالت یکنواخت کمتر از ۲ است. برای آزمون معنی‌دار بودن اختلاف آن از حالت تصادفی از آزمون Z به صورت زیر استفاده می‌شود:

$$Z = \frac{I-2}{\sqrt{4(N-1)/(N+2)(N+3)}}$$

مقدار به‌دست آمده از این فرمول با جدول Z برای سطح اطمینان ۹۵ درصد مقایسه می‌شود. اگر کمتر از مقدار جدول بود نمی‌توان فرض تصادفی بودن الگو را رد نمود.

۳- شاخص ابرهارت (Eberhardt)

یکی از شاخص‌های پراکنش است که در آن فقط از فواصل بیین نقاط تصادفی تا نزدیکترین فرد استفاده می‌شود.

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

در این فرمول I_E شاخص ابرهارت، S انحراف از معیار فواصل اندازه گیری شده و $\bar{X}$ میانگین آنها است. در جوامع با الگوی تصادفی مقدار شاخص برابر ۱/۲۷، در الگوی یکنواخت کمتر و در حالت کپه‌ای بیش از ۱/۲۷ است. برای آزمون آماری نتیجه به‌دست آمده نیز از جدول هاینز استفاده و آمارهٔ محاسبه شده با مقدار جدول با درجه آزادی n مقایسه می‌شود.

۴- شاخص C

این شاخص نیز مانند شاخص هاینز بر اساس فواصل اندازه‌گیری شده در روش مربع تی پیشنهاد شده است:

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

در این فرمول Xi فاصله نقطه تصادفی تا نزدیک‌ترین فرد و Yi فاصله این فرد تا نزدیکترین همسایه است. اگر مقدار شاخص برابر ۰/۵ باشد الگو تصادفی، بیش از ۰/۵ کپه‌ای و کمتر از ۰/۵ الگو یکنواخت خواهد بود. برای آزمون آماری این شاخص از آزمون Z به‌صورت زیر استفاده می‌شود:

$$Z = \frac{C - 0/5}{\sqrt{1/(12N)}}$$

۵- شاخص هولگیت (Holgate Index)

در این روش فاصله نقطه تصادفی تا اولین فرد (d_i) و دومین فرد نزدیک (d'_i) اندازه‌گیری و سپس از فرمول زیر برای تعیین الگو استفاده می‌شود:

Archive of SID

www.SID.ir

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

در پراکنش تصادفی مقدار این شاخص برابر صفر، در پراکنش کپه‌ای بیشتر از ۱ و برای پراکنش یکنواخت کمتر از ۱ است. آزمون آماری این شاخص نیز با آزمون t به صورت زیر انجام می‌شود:

$$t = \frac{|A|}{\sqrt{n/12}}$$

۶- شاخص پیلو (Pielou Index)

این شاخص نیز بر پایه اندازه‌گیری فاصله بین نقاط تصادفی تا نزدیکترین فرد استوار است و برای محاسبه آن از فرمول زیر استفاده می‌شود:

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

استفاده از این شاخص مستلزم محاسبه تراکم دقیق توده (D) است. مقدار ۱ برای این شاخص نشان دهنده الگوی تصادفی، بیشتر از ۱ کپه‌ای و مقدار کمتر از ۱ نشان دهنده الگوی یکنواخت خواهد بود. در بسیاری از منابع آزمون آماری برای این روش ذکر نشده اما در این پژوهش رابطه پیشنهادی توسط Allen *et al.* (2008) مورد استفاده قرار گرفت:

$$D = 2\pi\lambda\sum_{i=1}^{n} X_i^2$$

در این رابطه λ تراکم و Xi فاصله نقطه تصادفی تا نزدیکترین فرد است. برای آزمون آماری از جدول کای اسکوار با 2n درجه آزادی استفاده می‌شود.

۷- شاخص هاپکینز (Hopkins Index)

این شاخص بر اساس فاصله نقطه تصادفی تا نزدیک‌ترین فرد (x_i) و فاصله این فرد تا نزدیک‌ترین همسایه‌اش (r_i) استوار است و به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$H = \frac{\sum_{i=1}^{N} (x_i^2)}{\sum_{i=1}^{N} (x_i^2) + \sum_{i=1}^{N} (r_i^2)}$$

اگر مقدار این شاخص برابر ۰/۵ باشد الگو تصادفی است. مقدار H برابر ۱ الگو کپه‌ای و H=۰ الگوی یکنواخت را نشان می‌دهد. برای آزمون این شاخص ابتدا یک مقدار h بصورت زیر محاسبه می‌شود:

$$h = \frac{\Sigma(x_i^2)}{\Sigma(r_i^2)}$$

سپس دو مقدار F(۰/۰۵ ,2n ,2n) و F(۰/۹۵ ,2n ,2n) از جدول F بدست می‌آید. اگر مقدار h بدست آمده بین دو مقدار استخراج شده از جدول قرار گیرد، توده دارای پراکنش تصادفی است. اگر مقدار محاسبه شده از F(۰/۹۵ ,2n ,2n) کمتر باشد الگو یکنواخت و اگر بیشتر از F(۰/۰۵ ,2n ,2n) باشد کپه‌ای است.

۸- شاخص هاینز (Hines Index)

برای تعیین الگوی پراکنش افراد در روش مربع T از شاخص هاینز به شرح زیر استفاده می‌شود:

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

در پراکنش تصادفی مقدار شاخص برابر ۱/۲۷، در الگوی یکنواخت کمتر از ۱/۲۷ و در الگوی کپه‌ای بیش از ۱/۲۷ است. برای آزمون معنی‌دار از جدول هاینز استفاده می‌شود. اگر شاخص محاسبه شده بیش از مقدار جدول در سطح ۵٪ و درجهٔ آزادی 2n باشد فرض تصادفی بودن رد شده وگرنه پذیرفته می‌شود.

ب) شاخص‌های کوادراتی

۱- شاخص گرین (Green xInde)

این ضریب برمبنای واریانس فواصل تا نزدیک‌ترین فرد و میانگین آنها استوار بوده و محاسبه آن آسان است. از این شاخص می‌توان برای تعیین درجه کپه‌ای بودن استفاده نمود (Moosaee Sanjerehee & Basiri, 2007).

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

در حالت تصادفی مقدار شاخص برابر صفر، ماکزیمم کپه‌ای برابر ۱ و در حالت یکنواخت کمتر از صفر (منفی) خواهد بود.

Archive of SID

www.SID.ir

۲- شاخص موریسیتا (Morisita Index)

در سال ۱۹۶۲ فرمول زیر به وسیله موریسیتا پیشنهاد شده است:

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

در این فرمول N تعداد کل افراد شمارش‌شده در کوادرات‌ها و n تعداد نقاط تصادفی است. مقدار شاخص اگر برابر۱ شود، الگو تصادفی است. مقادیر بزرگ‌تر از ۱ الگوی تصادفی و کمتر از ۱ نشان دهنده الگوی یکنواخت هستند. برای بررسی معنی‌دار بودن اختلاف الگو از حالت تصادفی از آزمون کای اسکوار به‌صورت زیر استفاده می‌شود:

$$\chi^2 = Id(\sum Xi - 1) + n - \sum Xi$$

مقدار χ^2 به‌دست آمده سپس با جدول کای اسکوار در سطح ۹۵ درصد و با درجه آزادی n-۱ مقایسه و تصمیم‌گیری می‌شود.

۳- شاخص موریسیتا استاندارد شده (Morisita Index (Standardised

شاخص موریسیتا به وسیله اسمیت و گیل اصلاح شد تا در بازه ۱ و ۱- قرار گیرد. ابتدا شاخص موریسیتا محاسبه و سپس دو شاخص یکنواختی (Mu) و کپه‌ای (Mc) به صورت زیر به‌دست می‌آیند:

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

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

اکنون با داشتن سه مقدار فوق چهار حالت به شرح زیر به‌وجود می‌آید که در هر حالت از فرمول خاصی برای تعیین الگوی پراکنش استفاده می‌شود. در پراکنش تصادفی مقدار این شاخص برابر صفر، در الگوی کپه‌ای بزرگتر از صفر و در حالت یکنواخت کمتر از صفر خواهد بود.

اگر $I_P = 0/5 + 0/5(\frac{Id - Mc}{n - Mc}) \Leftarrow Id \geq Mc > 1$

اگر $I_P = 0/5(\frac{Id - 1}{Mc - 1}) \Leftarrow Mc > Id \geq 1$

اگر $I_P = -0/5(\frac{Id - 1}{Mu - 1}) \Leftarrow 1 > Id > Mu$

اگر $I_P = -0/5 + 0/5(\frac{Id - Mu}{Mu}) \leftarrow 1 > Mu > Id$

۴- روش نمایه پراکنش (Index of Dispersion)

در این حالت از نسبت ساده واریانس به میانگین استفاده می‌شود:

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

اگر مقدار شاخص برابر ۱ باشد الگو تصادفی است. مقدار صفر برای شاخص الگوی کپه‌ای و بالاخره مقادیر منفی الگوی یکنواخت را نشان می‌دهند. برای آزمون معنی‌داری این شاخص از آزمون کای اسکوار به شرح زیر استفاده می‌شود:

$$\chi^2 = \frac{\sum_{i=1}^{N}(x_i - \bar{x})^2}{\bar{x}}$$

۵- شاخص کپه‌ای لوید (Lioyd Index of sPatchines):

برای محاسبه این شاخص از میانگین و واریانس تعداد افراد در کوادرات‌ها به شرح زیر استفاده می‌شود:

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

مقادیر کمتر از ۱ شاخص الگوی یکنواخت، برابر ۱ الگوی تصادفی و بیش از ۱ الگوی کپه‌ای را نشان می‌دهد.

نتایج

منطقه اول

برای انجام روش نزدیک‌ترین همسایه مستقیماً از نرم‌افزار ArcGIS استفاده گردید. نسبت حاصل ۰/۹۹۹ به دست آمد که الگوی تصادفی را نشان می‌دهد. آزمون Z نیز نشان داد که نمی‌توان فرض تصادفی بودن الگو را رد کرد.

روش‌های هاپکینز، موریسیتا، ابرهارت، هولگیت، هاینز، C و پیلو نیز الگو را تصادفی نشان دادند و انجام آزمون آماری برای آنها نتوانست فرض تصادفی بودن را رد نماید. شاخص‌های جانسون زایمر، موریسیتا اصلاح شده و نمایه پراکنش الگو را کپه‌ای نشان دادند (جدول‌های ۱ و ۲).

در مورد شاخص لوید آماره محاسبه شده تقریبا برابر ۱ است که به همین خاطر الگوی تصادفی را نشان می‌دهد، اگرچه برای این شاخص آزمون معنی‌دار وجود ندارد. مقدار محاسبه شده برای شاخص گرین نیز اگرچه بیش از صفر است و الگوی کپه‌ای را نشان می‌دهد، اما اختلاف آن با صفر بسیار کم است. شاخص موریسیتا برابر ۱/۰۶ بود اما آزمون معنی‌داری نشان داد که نمی‌توان الگوی تصادفی را رد نمود.

Archive of SID

www.SID.ir

مقدار شاخص هاپکینز کمتر از ۱ بود اما آزمون F نشان داد که اختلاف معنی‌داری با الگوی تصادفی وجود ندارد. مقدار محاسبه شده برای شاخص هولگیت ۲/۰۲ و بیش از صفر بود اما آزمون t بیانگر تصادفی بودن الگوی پراکنش بود.

جدول ۱- نتایج استفاده از شاخص‌های فاصله‌ای

منطقه	شاخص	جانسون زایمر	ابرهارت	هاینز	نزدیکترین همسایه	هاپکینز	C	پیلو	هولگیت
اول	آماره محاسبه شده	۲/۸>۲	۱/۳۶>۱/۲۷	۱/۳>۱/۲۷	۰/۹۹۹≈۱	۰/۴<۰/۵	۰/۵۲	۰/۷۷<۱	۲/۰۲>۰
	نتیجه آزمون	۲/۵۷>۱/۶۵*	۱/۳۶<۱/۳۸۱ ns	۱/۳<۱/۳۸۱۵ns	Z=۰/۱ns	۱/۴۸h<>۰/۵۸ns	۰/۴<۱/۶۵ns	۷۴/۳۷<۹۰/۵۳ns	۱/۱۸<۲/۰۳ns
دوم	آماره محاسبه شده	۲/۴۳>۲	۱/۶۲>۱/۲۷	۱/۴>۱/۲۷	/۹۸<۱	۰/۵۲>۰/۵	۰/۶۱>۰/۵	۱/۰۵>۱	۴/۶>۰
	نتیجه آزمون	۱/۳۸<۱/۶۵ns	۱/۶۲>۱/۱۷۱*	۱/۴>۱/۱۷۱*	Z=-۳/۷*	۱/۴۸h<>۰/۵۸ns	۲/۲>۱/۶۵*	۱۰۱/۵۹>۹۰/۵۳*	۲/۷>۲/۰۳*

جدول ۲- نتایج استفاده از شاخص‌های کوادراتی

منطقه	شاخص	گرین	موریسیتا	موریسیتا اصلاح شده	پراکنش	لوید
اول	آماره محاسبه شده	۰/۰۱۸>۰	۱/۰۶>۱	Id=۱/۰۶	Id=۲/۶۹	۱/۰۶≈۱
	نتیجه آزمون	-	۴۹/۸<۸۸/۴۸ns	۰/۵>۰*	۵/۳۴>۱/۹۶*	-
دوم	آماره محاسبه شده	۰/۰۰۳۷>۰	۱/۱۲۵>۱	Id=۱/۱۲۵	Id=۲/۶۹	۱/۱۲>۱
	نتیجه آزمون	-	۵۱/۰۷<۴۹/۸*	۰/۴۴۶>۰*	۱/۵>۱/۹۶*	-

در میان شاخص‌های مورد بررسی تنها شاخص پیلو الگو را یکنواخت نشان داد زیرا مقدار شاخص برابر۰/۷۷ و کمتر از ۱ بود. اما آزمون معنی‌داری برای این شاخص نشان داد که نمی‌توان فرض تصادفی بودن را رد کرد.

شاخص موریسیتا اصلاح‌شده از فرمول حالت اول برابر ۰/۵ و بیش از صفر بود که نشان‌دهنده الگوی کپه‌ای است. شاخص پراکنش نیز با مقدار ۲/۶۹ که بیش از ۲ است الگو را کپه‌ای نشان می‌دهد و آزمون کای اسکوار نیز این مساله را تایید می‌نماید. شاخص جانسون و زایمر الگو را کپه‌ای نشان داده و آزمون Z بر این امر صحه گذاشت. در کل ۸ شاخص الگوی تصادفی، ۲ شاخص الگوی تصادفی مایل به کپه‌ای و ۳ شاخص الگوی کپه‌ای را نشان دادند.

منطقه دوم

شاخص‌های جانسون زایمر و هاپکینز، الگو را کپه‌ای نشان دادند، اما آزمون معنی‌داری نشان داد که نمی‌توان الگوی تصادفی را رد نمود (جدول ۱). روش موریسیتا اصلاح شده و سایر شاخص‌ها الگو را کپه‌ای نشان دادند و آزمون‌های مربوطه نیز این مساله را تایید کردند.

همان‌طور که در جدول ۲ دیده می‌شود، تمامی شاخص‌های مبتنی بر کوادرات الگوی کپه‌ای را تایید کردند. اگرچه اختلاف مقدار به‌دست آمده برای شاخص گرین با صفر که نشان‌دهنده حالت تصادفی است بسیار ناچیز است و از طرفی آزمون معنی‌دار هم برای بررسی نتیجه به‌دست آمده در منابع ذکر نشده است.

بحث و نتیجه‌گیری

در منطقه اول، به استثنای شاخص جانسون زایمر سایر شاخص‌های فاصله‌ای الگو را تصادفی و یا تصادفی مایل به کپه‌ای نشان دادند. شاخص پیلو، الگوی یکنواخت را تایید نمود، اما آزمون آماری نتوانست فرض تصادفی‌بودن را رد نماید. این نتایج با مشاهده‌های میدانی تطبیق دارند. در این منطقه درختچه‌های تاغ در شیب بسیار ملایم (کمتر از ۵ درصد) در حاشیهٔ کویر سیاه‌کوه پراکنده شده و در جایی که برای رویش بذر مناسب بوده مستقر شده‌اند. به‌ندرت دیده شد که دو یا چند پایه تاغ در کنار هم قرار گیرند. در واقع شرایط ادافیکی و محیطی به گونه‌ای است که پایه‌ها نمی‌توانند در فاصله خیلی نزدیک به‌هم رشد کنند. با فاصله گرفتن از حاشیهٔ کویر، شرایط برای رویش تاغ بهتر شده و لذا تراکم گیاهی تا حدی افزایش می‌یابد. احتمالاً این رفتار به‌واسطهٔ کاهش نمک در آب‌های زیرزمینی است. به‌ویژه که تاغ معمولاً از نمک زیاد دوری می‌کند (Mirhosseini, 2004). وزش باد که در پراکنش بذور تاغ نقش اصلی را ایفا می‌کند، از عوامل

Archive of SID

www.SID.ir

مهم در ایجاد الگوی تصادفی به شمار می‌رود. در مقیاس کوچک به ندرت پایه‌های تاغ در کنار یکدیگر می‌رویند و معمولا رویش آنها تصادفی است. الگوی پراکنش گیاهانی که با بذر تولید مثل می‌کنند تا حد زیادی تحت تاثیر بذردهی و نحوهٔ پراکنش آن است (Cancela, 2002). البته عوامل دیگری مانند تنوع جنگل، میوه‌دهی، شرایط رویشگاهی و فعالیت‌های انسانی نیز در این میان تاثیرگذار هستند (Wei- *et al.*, 2001 dong). با توجه به اینکه در مناطق کویری باد عامل اصلی پراکنده‌شدن بذر تاغ است، به نظر الگوی تصادفی یا تصادفی مایل به کپه‌ای برای این گونه منطقی به نظر می‌آید، به‌ویژه اینکه بهره‌برداری غیرمجاز نیز در منطقه مورد مطالعه وجود ندارد.

از بین شاخص‌های مورد بررسی غیر از جانسون زایمر و هاپکینز، بقیه توانستند الگوی واقعی جمعیت را نشان دهند که در این میان انواع C، نزدیکترین همسایه در وضعیت بهتری قرار دارند. در مورد شاخص‌های کوادراتی باید گفت شاخص موریسیتا به خوبی الگوی تصادفی گیاهان را نشان داده است. البته در مورد شاخص‌های گرین و لوید نیز اگرچه مقدار شاخص دقیقاً با مقدار استاندارد برای الگوی تصادفی یکسان نیست، اما اختلاف آن بسیار ناچیز است. به علاوه اینکه آزمون معنی‌داری برای بررسی نتیجه بدست آمده وجود ندارد. لذا می‌توان گفت این دو شاخص، الگو را تصادفی مایل به کپه‌ای ارزیابی نموده‌اند. به‌نظر می‌آید شاخص‌های پراکنش و موریسیتا اصلاح شده در نشان دادن الگوی واقعی تاغ مناسب نبوده‌اند. این مشاهده‌ها با نتایج به دست آمده از پژوهش‌های دیگر از جمله Malhado and Petrere (2004) مغایرت دارد. همان‌طور که ملاحظه می‌شود در پژوهش حاضر شاخص‌های فاصله‌ای نتایج معقول‌تری نسبت به شاخص‌های کوادراتی ایجاد نموده‌اند.

در منطقهٔ دوم شاخص‌های هاپکینز و جانسون زایمر الگو را تصادفی نشان دادند. شاخص جانسون زایمر نتوانست الگوی واقعی را نشان دهد. شاید علت اصلی این قضیه وابستگی شاخص به تعداد نمونه باشد که باعث می‌شود شاخص نتواند درجهٔ کپه‌ای بودن را به خوبی نشان دهد (Pourbabaee, 2004). سایر شاخص‌ها الگو را کپه‌ای نشان دادند. این نتایج با واقعیات مشاهده شده در منطقه تطبیق دارند. منطقهٔ دوم در کوهپایه کوه معراجی در محلی دور از کویر قرار دارد. در اینجا شرایط مانند منطقهٔ اول حالت یکنواخت ندارند. در برخی قسمت‌ها خاک مناسب و کافی وجود دارد که باعث شده تعداد زیادی درختچه جوان تاغ با تاج پوشش کم ولی با تراکم زیاد مستقر شوند. درحالی‌که فاصله پایه‌های مادری خیلی زیادتر است. بر عکس، در آبراهه‌ها و جاهایی که عمق خاک کم بوده، تراکم پایین است. همین عامل منجر به ایجاد الگوی کپه‌ای شده است. به‌طور کلی وجود الگوی کپه‌ای نشان‌دهنده برخی محدودیت‌ها در جمعیت است (Pourbabaee, 2004) که در اینجا به نظر می‌رسد خاک و توپوگرافی نقش این محدودیت را بازی می‌کنند. از بین شاخص‌های فاصله‌ای باز هم شاخص‌های نزدیک‌ترین همسایه و C الگوی کپه‌ای را به خوبی نشان داده‌اند. درحالی‌که شاخص هاپکینز هنوز همان حالت تصادفی را نشان می‌دهد. از بین شاخص‌های کوادراتی که همگی الگوی کپه‌ای را تایید کرده‌اند و به نظر می‌رسد شاخص موریسیتا باز هم قابل اطمینان‌تر است.

به‌طور کلی، شاخص‌های نزدیکترین همسایه، C، پیلو، ابرهارت، هاینز و هولگیت به ترتیب مناسب‌ترین شاخص‌ها در مجموع دو منطقه بوده‌اند. از بین شاخص‌های کوادراتی نیز شاخص موریسیتا بهترین و به دنبال آن لوید و گرین قرار دارند. مطالعهٔ Moosaee Sanjerehee & Basiri, (2007) در مورد درمنه (*Artemisia sieberi*) نشان داد که شاخص هولگیت الگوی کپه‌ای را برای این گونه به‌خوبی تشخیص می‌دهد که نتیجه به‌دست آمده در منطقهٔ دوم بدین‌سان تایید می‌شود. در پژوهش ایشان بالاترین دقت به شاخص گرین نسبت داده شد و پس از آن نیز شاخص‌های مربع تی، هاپکینز، هولگیت و هینز قرار گرفتند. این اعتقاد وجود دارد که ضریب گرین نسبتا مستقل از تعداد نمونه و تراکم است و لذا شاخص قابل اعتمادی می‌باشد (Moghaddam, 2001). به‌طور کلی، دقت شاخص‌های کوادراتی پایین‌تر از شاخص‌های فاصله‌ای است. زیرا این شاخص‌ها بر اساس واریانس تعداد گیاهان در قطعه نمونه استوار هستند. بنابراین تنوع پراکنش گیاهان حتی در یک منطقه کوچک باعث تفاوت تعداد در کوادرات، بالا رفتن واریانس و تحت تاثیر قرار گرفتن نتایج می‌شود. در پژوهش Aparajita & Rawat (2008) که شاخص پراکنش (نسبت واریانس به میانگین) مورد استفاده قرار گرفت نیز به این مساله اشاره شده که بعضی گونه‌ها در تمامی قطعات نمونه حضور نداشته و این دقت شاخص را پایین می‌آورد. در پژوهش Wei-dong *et al.* (2001) نیز شاخص‌هایی مانند تیلور به شاخص‌های مبتنی بر نسبت

Archive of SID

www.SID.ir

واریانس به میانگین ترجیح داده شده‌اند.

اگرچه شاخص موریسیتا نتایج معقولی به دست داده است اما اعتقاد بر این است که در مناطق کویری با پوشش گیاهی تنک تعداد، شکل و اندازه کوادرات‌ها بر نتایج تاثیر معنی‌دار می‌گذارند، زیرا به‌طور عادی ممکن است در برخی از کوادرات‌ها هیچ پایه‌ای قرار نگیرد یا تعداد پایه‌ها خیلی کم باشند. با استفاده از شاخص‌های فاصله‌ای نیاز به پیاده‌کردن کوادرات نیز از بین می‌رود. به‌ویژه در مناطق کویری که با شرایط دشوار محیطی روبرو هستیم روش‌های فاصله‌ای مناسب‌تر هستند. اعتقاد بر این است که شاخص استاندارد شده موریسیتا به‌واسطهٔ عدم وابستگی به تعداد نمونه بهتر از سایر روش‌های مبتنی بر کوادرات است. در پژوهش Petrere and Malhado (2004) در مقایسه نمایه‌های مختلف پراکنش مشخص شد که این شاخص با تغییر ابعاد کوادرات‌ها واریانس ناچیزی دارد و قابل اعتمادتر است. در پژوهش حاضر مشخص شد که شاخص مزبور در تشخیص الگوی تصادفی خیلی مناسب نیست.

در مطالعهٔ Gonzalez *et al.* (2007) از شاخص جانسون زایمر به عنوان شاخصی قوی در تعیین انواع الگوی پراکنش گونه‌های علفی در مادرید اسپانیا ذکر شده است در حالی که در این پژوهش نتیجه عکس حاصل شد. البته شرایط رویشگاهی و گونه مورد بررسی در این میان نقش مهمی دارند.

در مطالعهٔ Erfanifard *et al.* (2008) از شاخص نزدیکترین همسایه به‌عنوان معیاری برای تعیین شاخص مناسب در تعیین الگوی پراکنش درختان بلوط ایرانی (*Q. brantii*) در جنگل‌های سرواک یاسوج استفاده شد و به این نتیجه رسید که شاخص مورد استفاده در روش مربع تی (C) به خوبی الگوی پراکنش را مشخص و نتایج روش نزدیکترین همسایه را تایید نموده است. در پژوهش حاضر نیز همین نتیجه به‌دست آمده و دو روش مزبور جزء بهترین روش‌ها بودند. البته باید گفت که استفاده از شاخص نزدیکترین همسایه مستلزم آماربرداری ۱۰۰ درصد است و درکارهای اجرایی به‌ویژه در مناطق کویری مقرون به صرفه نیست. اما در امور تحقیقاتی می‌تواند به‌عنوان معیاری برای مقایسه سایر روش‌ها مد نظر باشد.

در مطالعهٔ Safari *et al.* (2010) ذکر شده که شاخص C در تشخیص الگوی یکنواخت قوی عمل می‌کند. این شاخص الگوی پراکنش بنه (*Pistacia atlantica*) را کپه‌ای تشخیص داد، اما آزمون آماری نتوانست فرض تصادفی بودن را رد کند. علت نیز نحوه پراکنش این گیاه ذکر شده که باعث می‌شود فواصل تا نزدیک‌ترین فرد کمتر و تا نزدیک‌ترین همسایه بزرگ باشد و بنابراین مقدار شاخص را کاهش می‌دهد. در این پژوهش شاخص مزبور در تشخیص هر دو الگوی تصادفی و کپه‌ای قوی عمل نمود. علت را می‌توان این‌طور توصیف کرد که کپه‌های تاغ برعکس بنه کوچک نبوده و فاصله زیادی بین آنها نیست. زیرا در این منطقه دخالت انسانی وجود ندارد و به علت خالص بودن فواصل بین کپه‌ها با گونه‌های دیگر پوشیده نشده است.

شاخص هاپکینز در الگوهای غیر تصادفی نتایج مطلوبی از الگوی پراکنش ارائه نمی‌کند (Safari *et al.*, 2010). همان‌طور که در قسمت نتایج ذکر شد، این شاخص در منطقهٔ اول الگوی تصادفی را تشخیص داد در حالی‌که در منطقهٔ دوم نتوانست الگوی کپه‌ای را مشخص کند. در مطالعه Basiri *et al.* (2006) در مورد گونه‌های مختلف بلوط در مریوان شاخص گرین برای ارزیابی الگو در حالت کپه‌ای مناسب تشخیص داده شد. در این تحقیق در منطقهٔ دوم مقدار شاخص بزرگ‌تر از صفر بود که الگوی کپه‌ای را تایید می‌کند اما اختلاف مقدار به‌دست آمده از صفر بسیار ناچیز است و از طرفی آزمون معنی‌داری نیز برای بررسی این مساله وجود ندارد. بنابراین ممکن است نتوان با اطمینان زیاد در مورد آن قضاوت نمود.

با توجه به نتایج بدست آمده از این پژوهش و نیز مشکلات روش‌های کوادراتی، از جمله اینکه پیاده‌کردن قطعه نمونه و شمارش درختان زمان‌بر و هزینه‌بر است، روش‌های فاصله‌ای برای تعیین الگوی پراکنش جوامع طبیعی تاغ توصیه می‌شود. در این میان شاخص مربع تی، پیلو و هولگیت مناسب‌تر از سایر شاخص‌ها به نظر می‌رسند.

References

- Allen, M. Staudhammer, Ch. Pine, B. and Young, L. 2008. Ecological Statistics and Design, Florida Rivers Lab, Florida University, USA, 11 pp.

- Aparajita, D. and Rawat, G.S. 2008. Dispersal modes and spatial patterns of tree species in a tropical forest in Arunachal Pradesh, northeast India. Tropical Conservation Science Journal. 1(3):163-185.

Archive of SID

www.SID.ir

- Basiri, R. Sohrabi, H. and Mozayen, M. 2006. Statistical analysis of spatial pattern of tree species in Ghamishloo- Marivan. Iranian Journal of Natural Resources. 3: 579-588.

- Camarero, J.J. Gutierrrez, E. and Fortin, M.J. 2000. Spatial pattern of sub-alpine grassland ecotones in the Spanish central Pyrenees. Forest Ecology and Management. 134:1-16.

- Cancela, C.M. 2002. Spatial patterns of seed dispersal and seedling recruitment in *Corema album:* The importance of unspecialized disperses for regeneration. Journal of Ecology. 90: 775-784.

- Dale, M.R.T. 1999. Spatial Pattern Analysis in Plant Ecology, Cambridge University Press, 326 pp.

- Dong, H.W. Xiu-mei, G. and Lin-Feng, G. 2001. Spatial pattern of dominant tree species of the secondary monsoon rain forest in Linjiang, Gaungdong Province. Journal of Forestry Research. 12(2): 101-104.

- Environmental Systems Research Institute (ESRI). 2009. Web Help for Arc GIS 9.03 Desktop, ESRI, http://webhelp.esri.com/arcgisdesktop/9.3/index.cfm.

- Erfanifard, Y. Feghhi, J. Zobeiri, M. and Namiranian, M. 2008. Comparison of two distance methods for forest spatial analysis (case study: Zagros forests of Iran). Journal of Applied Sciences. 8(1): 152-157.

- Gonzalea-Andujar, J.L. Gonzalea-Diaz, L. and Navarrete, L. 2007. Characterising weed distribution with a distance index of dispersion and the effect of spatial scales. World Journal of Agricultural Sciences. 3(6): 777-780.

- Heidari, H. 2006. Investigation of various distance sampling methods in Zagros forests (Sorkheh Dizeh, Kermanshah), PhD thesis, Tehran University, 112 pp.

- Iran-nezhad Parizi, M.H. Sarhangzadeh, J. Azimzadeh, H.R. Elmi, M. and Hosseini, S.Z. 2006. Biological Capabilities and straits of Siahkooh Protected area (Ardakan-Yazd). Environmental Science Journal. 39: 89-100.

- Krebs, CH.J. 1999. Ecological Methodology, University of Columbia, 620 pp.

- Malhado, A.C.M. and 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.

- Mirhosseini, A. 2004. Final report of province research plan about genetic potentials of saxaul to modify and improvement in desert areas of Iran, Center for Agriculture and Natural Resources Researches Yazd, Iran, 180 pp.

- Mirjalili, A.B. Dianati Tilaki, G.H. and Baghestani, N. 2008. Comparison of five distance methods to measuring density of bush-lands of Tang-e-Laybod region Yazd province. Journal of Iran Rangeland and Desert Researches. 15(3): 295-303.

- Mitchell, A. 2005. The ESRI Guide to GIS Analysis, Vol. 2, ESRI press, USA, 252 pp.

- Moghaddam, M. 2001. Descriptive and Statistical Ecology of Plants, University of Tehran Press, 285 pp.

- Moosaee Sanjerehee, M. and Basiri, M. 2007. Comparison of distance sampling methods efficiency to determine spatial pattern in sagebrush lands of Yazd province. Journal of Agriculture and Natural Resources Sciences and Techniques. 40(b): 483-492.

- Pourbabaee, H. 2004. Application of Statistics in Ecology (Basic methods and calculations), translated book, Guilan University Press, 428 pp.

- Sabeti, H. 1994. Forests, Trees and Shrubs of Iran, Yazd University Press, 810 pp.

- Wei-dong H., G. Xiu-mei and L. Lin-feng, 2001. Spatial pattern of dominant tree species of the secondary monsoon rain forest in Linjiang, Guangdong province. Journal of Forestry Research. 12(2): 101-104.

- Zarea Chahooki M.A. and A. Tavili, 2008, Evaluation of distance indices to determine spatial pattern of some rangeland species of dry areas. Journal of Rangeland. 2: 101-110.

Archive of SID

www.SID.ir

Comparing Distance-based and Quadrate-based Methods to Identify Spatial Pattern of Saxaul *Haloxylon ammodenderon* C.A.Mey (Siah-Kooh Region, Yazd Province)

B. Kiani[1], A. Fallah[2], M. Tabari[3*], S.M. Hosseini[3] and M.H. Iran-Nejad Parizi[4]

[1] Ph.D. Student of Forestry, Department of Forest Sciences, Faculty of Natural Resources, Tarbiat Modares University, I.R. Iran
[2] Associate Professor, Department of Forest Science, Faculty of Natural Resources, Sari, I.R. Iran
[3] Associate Professor, Department of Forest Science, Faculty of Natural Resources, Tarbiat Modares University, I.R. Iran
[4] Assistant Professor, Department of Forestry, Faculty of Natural Resources, Yazd University, I.R. Iran

(Received: 21 April 2011, Accepted: 24 October 2011)

Archive of SID

Abstract

Investigation of spatial pattern in vegetative populations is an important part of forest ecology. Great areas in central deserts of Iran are covered with saxaul (*Haloxylon* spp.). Therefore, any research concerning this species has a great importance. Eight distance-based and five quadrate-based methods, including: nearest neighbor, Holgate, Pielou, Eberhardt, Hopkins, Johnson & Zimmer, C, Hines, Green, Morisita, Standardized Morisita, Index of Dispersion and Lioyd were used to determine spatial pattern of this species. Two districts each 30 hectares area which were representative of saxaul populations were selected. Coordinates for all shrubs were determined using distance and azimuth and finally a point map was created in ArcGIS. Then, 35 sample plots (each 0.1 ha area) overlaid randomly on point map. Centers of these plots were used as random points for distance-based methods. In district I, Johnson and Zimmer, standardized Morisita and Index of dispersion indices showed clumped pattern for saxaul while other indices showed random pattern. In district II, all indices showed clumped pattern except for Johnson and Zimmer index. Overall spatial pattern of saxaul appraised random in flat areas and clumped in mountain-sides. Also T-square index (C) and Holgate were the best distance-based indices to identify pattern. Morisita index was the best one between quadrate-based indices.

Key Words: Spatial Pattern, Saxaul, Desert Areas, Density, Siah-Kooh

*Corresponding author: Tel: +989112246250 Fax: +9801226253499 Email: masoudtabari@yahoo.com

www.SID.ir