

تحلیل آماری الگوی پراکنش مکانی گونه‌های درختی در منطقه قامیشله مریوان

رضا بصیری^{۱*}، هرمز سهرابی^۲ و ملیحه مزین^۳

^۱ استادیار دانشکده منابع طبیعی دانشگاه شهید چمران اهواز، ایران

^۲ کارشناس ارشد رشته جنگلداری، دانشگاه تربیت مدرس، ایران

^۳ مربی دانشکده منابع طبیعی دانشگاه شهید چمران اهواز، ایران

(تاریخ دریافت: ۸۲/۵/۴، تاریخ تصویب: ۸۴/۱/۲۱)

چکیده

این مقاله الگوهای مکانی گونه‌های درختی *Pyrus syriaca*، *Quercus brantii*، *Quercus infectoria*، *Quercus libani* و *Crataegus pontica* را در جنگل شمال مریوان (قامیشله) از نظر آماری مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌دهد. مطالعه الگوهای مکانی در مدیریت اکولوژیک مناطق جنگلی کاربرد وسیعی دارد. منطقه زاگرس شمالی با اقلیم مرطوب سرد پوشش درختی متراکمی را بویژه در دامنه‌های مرطوب‌تر ایجاد کرده، به طوری که توزیع این پوشش را تحت تأثیر قرار داده است. در این تحقیق از روش نمونه‌برداری تصادفی سیستماتیک برای آزمون الگوهای مکانی مختلف استفاده شد. روش‌های تعیین الگوی مکانی در این مطالعه شامل روش عمومی، مدل‌های توزیع (پواسون و دو جمله‌ای منفی) و شاخص‌های کمی (شاخص گرین و شاخص استاندارد شده مورسیتا) است. روش عمومی، الگوی کپه‌ای را برای گونه‌های درختی مشخص کرد. مدل توزیع پواسون الگوی کپه‌ای را برای گونه‌های درختی به اثبات رساند. مدل توزیع دو جمله‌ای منفی با استفاده از روش آزمون کای اسکویر الگوی مکانی کپه‌ای را برای گونه *Quercus infectoria* نشان داد، ولی سایر گونه‌ها از این الگو تبعیت نکردند. مدل توزیع دو جمله‌ای منفی با استفاده از روش برازش با آماره L ، الگوی کپه‌ای را برای گونه‌های درختی مشخص کرد. شاخص استاندارد شده مورسیتا و شاخص گرین وجود الگوی مکانی کپه‌ای را برای گونه‌های درختی نشان دادند. در این تحلیل شاخص گرین و مدل توزیع دو جمله‌ای منفی با روش برازش با آماره L ، برای ارزیابی برازش داده‌ها با الگوی کپه‌ای مناسب تشخیص داده شد.

واژه‌های کلیدی: جنگل قامیشله، الگوی مکانی، مدل پواسون، مدل دو جمله‌ای منفی، شاخص گرین، شاخص استاندارد شده مورسیتا.

مقدمه

مختلف در طول زمان به خصوصیات سوابق زندگی هر یک از آنها بستگی دارد (مویر^۱، ۱۹۹۳). کاربردهای متعددی از مطالعه الگوی مکانی گونه‌های درختی مطرح است که از جمله می‌توان به موارد زیر اشاره کرد:

- تعیین مدل برای پیش‌گویی و برآورد مقدار و الگوی پراکنش زادآوری طبیعی بر اساس تاج پوشش (مویر، ۱۹۹۴)؛

- تعیین خطوط راهنما برای اندازه‌گیری آشیان اکولوژیک (بگون^{۱۱} و همکاران، ۱۹۹۶)؛

- مطالعه چگونگی توسعه و تحول اختلالات و آشفتگی‌ها (جوز^{۱۲} و همکاران، ۱۹۹۱ و آکاشی^{۱۳}، ۱۹۹۶)؛

- تعیین مدل‌های فیزیولوژیک در توده‌های جنگلی به منظور مطالعه رویش (مورن^{۱۴} و همکاران، ۱۹۸۴).

سین اکولوژیست‌ها روش‌های بسیاری را برای تحلیل الگوی مکانی بسط داده اند؛ پایلو^{۱۵} در سال ۱۹۷۷ روش‌های تحلیل الگوی مکانی را بر مبنای انتخاب واحد نمونه‌برداری قرار داده بود. واحدهای نمونه‌برداری به انواع طبیعی و غیرطبیعی طبقه‌بندی می‌شوند. واحدهای طبیعی، موجوداتی را شامل می‌شوند که در بخش‌های گسسته‌ای از یک زیستگاه حضور دارند، مانند حضور موربانه‌ها روی تنه‌های پوسیده درختان یا حشرات روی میوه‌ها. واحدهای غیرطبیعی در زیستگاه‌های پیوسته اتفاق می‌افتند، مثل درختان موجود در یک جنگل، که در این وضعیت واحد نمونه‌برداری، قاب است (پایلو، ۱۹۷۷).

ویت (۲۰۰۰) اشاره می‌کند هرگاه طرح نمونه‌برداری تصادفی یا سیستماتیک باشد، ضرورتی برای انتخاب روش تحلیل وجود ندارد. برای تحلیل الگوی مکانی از مدل‌های توزیع (پواسون و دوجمله‌ای منفی) و شاخص‌های کمی پراکنش به منظور

الگوی مکانی پراکنش گیاهی یکی از جنبه‌های مهم اکولوژی جوامع گیاهی است (لودویگ و رینولد^۱، ۱۹۸۸). با مشاهده عینی و بدون تحقیق و مطالعه نمی‌توان به الگوهای پراکنش گیاهان دست یافت. هادسون^۲ و فولر^۳ (۱۹۶۶) اصطلاح الگو^۴ را چنین تعریف می‌کنند: مجموعه‌ای از نقاط بدون بعد که بر حسب فاصله نسبی‌شان از یکدیگر توصیف می‌شوند. توزیع مکانی نقاط متعلق به یکی از این حالت‌هاست: تصادفی^۵، کپه‌ای^۶ و منظم^۷ یا یکنواخت (جایارامان^۸، ۲۰۰۰). اهمیت الگوی مکانی در جوامع، اولین بار توسط هاجسنسون^۹ مطرح شد. وی عوامل ایجادکننده الگوهای مکانی را عوامل زیر می‌داند:

- عوامل برداری یا برای‌دار؛ برابند یک نیروی محیطی بیرونی مثل باد، جریان آب و شدت نور؛

- عوامل تکثیر و زادآوری: مرتبط با نوع و حالت آن مثل کلونی غیر کلونی؛

- عوامل اجتماعی به دلیل رفتارهای مادرزادی مثل رفتارهای تعیین قلمرو؛

- عوامل پیش‌بینی نشده ناشی از تغییرات تصادفی که ممکن است در هر کدام از عوامل مذکور دیده شوند.

الگوی مکانی پراکنش درختان در توده‌های جنگلی بازتاب موزاییکی از محیط پیچیده‌ای است که دلالت بر اختلافات محیطی در یک مقیاس میکرو دارد و شانس موفقیت گونه‌های

۱- Ludwig & Reynolds

۳- Hudson

۴- Fowler

۲- Pattern

۵- Random

۶- Clustered, Clumped or Aggregated

۷- Regular

۸- Jayaraman

۹- Hutchinson

۱۰- Moeur

۱۱- Begon

۱۲- Jose

۱۳- Akashi

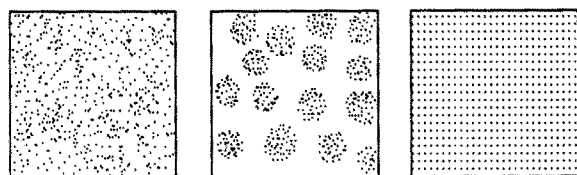
۱۴- Mohren

۱۵- Pielou

تعیین شد (باربور^۱ و همکاران، ۱۹۹۹). مساحت قاب‌ها از طریق رسم منحنی سطح-گونه به دست آمد (کین^۲، ۱۹۸۳). در هر قاب گونه‌های درختی و پایه‌های با قطر بیشتر از ۷/۵ سانتی‌متر مورد نمونه‌برداری قرار گرفت. روش‌های تحلیل الگوی مکانی به کار گرفته شده در این تحقیق به شرح زیر است:

- روش عمومی تحلیل الگوی مکانی

این روش بر مبنای محاسبه میانگین و واریانس داده‌ها تعیین می‌شود؛ نسبت واریانس به میانگین که شاخص پراکنش است، محاسبه می‌شود ($I = \frac{s^2}{\bar{x}}$). اگر مقدار شاخص به صفر نزدیک شود، آرایش منظم و در صورتی که بزرگ‌تر از یک شود، آرایش کپه‌ای و در حالتی که به یک نزدیک شود، آرایش تصادفی به دست خواهد آمد (کربس^۳، ۱۹۸۹).



الف

ج

ب

شکل ۱: سه نوع پراکنش مکانی گیاهان: الف- یکنواخت ($I = 0$)، ب- کپه‌ای ($I > 1$) و ج- تصادفی ($I \neq 1$)

- مدل‌های توزیع توزیع پواسون

این توزیع پراکنش تصادفی داده را نشان می‌دهد که حاصل آن تولید یک سری مقادیر است (مقادیر مورد انتظار). این مقادیر می‌تواند با مقادیر مشاهده شده با استفاده از آزمون نیکویی برازش کای اسکویر مقایسه شود. اگر تفاوت معنی‌داری

فرموله کردن فرضیه‌هایی درباره مراحل مدیریتی درختان در یک توده جنگلی استفاده می‌شود. منطقه جنگلی زاگرس شمالی با داشتن اقلیمی مرطوب و سرد، پوشش درختی متراکمی بویژه در دامنه‌های مرطوب تر ایجاد کرده است، به طوری که توزیع پوشش گیاهی به شدت تحت تأثیر این شرایط قرار گرفته و الگوهای مشخصی را ایجاد کرده است. هدف از این پژوهش بررسی و تجزیه و تحلیل روش‌های آماری مناسب برای تعیین الگوهای پراکنش گونه‌های درختی در منطقه مریوان بود.

مواد و روش‌ها

منطقه مورد مطالعه

منطقه مورد مطالعه در بخش زاگرس شمالی، ۳۶ کیلومتری شمال مریوان، حوزه مریوان-چناره واقع شده است. طول جغرافیایی منطقه ۴۶ درجه و ۱۵ دقیقه تا ۴۶ درجه و ۳۰ دقیقه و عرض جغرافیایی ۳۵ درجه و ۳۰ دقیقه تا ۳۵ درجه و ۴۵ دقیقه است. دمای متوسط سالیانه ۱۳/۵ درجه و میانگین حداقل و حداکثر دما ۶/۸ و ۲۰/۳ درجه سانتی‌گراد است (مشاوران سنجش از دور، ۱۳۷۶). جنس سنگ مادری قلیایی بوده و قدیمی‌ترین واحد سنگی در منطقه لایه‌های ریولیت و گنایس با گسترش کم و با سن پرکامبرین هستند (معروفی، ۱۳۷۹). میانگین شیب غالب منطقه ۴۲ درصد بوده و تیپ جنگل در این منطقه *Quercus libani* با شاخص اهمیت ۲۳۸/۱ است (بصیری، ۱۳۸۲).

روش تحقیق

الگوهای مکانی پنج گونه درختی *Quercus libani*، *Quercus infectoria*، *Quercus brantii*، *Pyrus syriaca* و *Crataegus pontica* از طریق نمونه‌برداری سیستماتیک دوبعدی با شروع نقطه تصادفی ارزیابی شد. ۷۶ قاب به مساحت ۲۵۶ مترمربع انتخاب شد. تعداد قاب‌ها از طریق محاسبات ضریب تغییرات و خطای قابل قبول نمونه‌برداری

۱- Barbour

۲- Cain

۳- Krebs

کای اسکویر محاسباتی در محدوده پذیرش فرض صفر قرار نگرفت، در نتیجه فرض (توزیع تصادفی با مشاهدات برازش مناسبی دارد) رد می‌شود و با توجه به شاخص پراکنش که بزرگ‌تر از یک است، الگوی مکانی کپه‌ای تشخیص داده می‌شود.

- مدل‌های توزیع

توزیع پواسون

توزیع پواسون با داده‌های مشاهده‌شده برازش نشان نداد ($P < 0.05$)، در نتیجه از نظر اکولوژیک آرایش مکانی گونه‌های درختی در سطح خطای ۵ درصد تصادفی نیست (جدول ۲).

توزیع دوجمله‌ای منفی

نتایج آزمون نیکویی برازش کای اسکویر به منظور آزمون فرض (توزیع دوجمله‌ای منفی با داده‌های مشاهده‌شده برازش دارد) بیانگر پذیرش فرض صفر برای گونه *Quercus infectoria* است ($P > 0.05$)؛ در نتیجه پراکنش این گونه با توزیع دوجمله‌ای منفی تطبیق نشان داده و الگوی آن کپه‌ای است. پراکنش سایر گونه‌ها از این توزیع پیروی نکردند ($P < 0.01$) (جدول ۳).

بین این دو مشخص شود، فرض صفر (توزیع تصادفی با داده‌ها برازش مناسبی دارد) رد می‌شود (وایت^۱، ۲۰۰۰).

توزیع دو جمله‌ای منفی

این توزیع مدل گسسته‌ای برای الگوی مکانی کپه‌ای تعیین می‌کند. در صورتی که داده‌ها از این توزیع تبعیت کنند، توزیع داده‌ها با الگوی کپه‌ای تطبیق خواهد داشت. احتمالات مورد انتظار از طریق رابطه فولر و همکاران^۲ (۱۹۸۸). مقادیر مورد انتظار از حاصل ضرب احتمالات مورد انتظار در تعداد کل قاب‌ها به دست می‌آیند. چنانچه مقادیر مورد انتظار و مشاهده شده تفاوت معنی‌داری نداشته باشند، فرض صفر (توزیع دوجمله‌ای منفی با داده‌ها برازش مناسبی دارد) پذیرفته می‌شود.

به منظور تعیین درجه پراکنش از شاخص‌های کمی استفاده شد. شاخص گرین^۳ (۱۹۶۶) برای تعیین درجه کپه‌ای بودن مناسب تشخیص داده شد (لودویگ و رینولد^۴، ۱۹۸۸)؛ شاخص استاندارد شده موریسیتا^۵ (۱۹۷۱) به دلیل مستقل بودن از تراکم جمعیت برای تعیین درجه پراکنش مناسب تشخیص داده شد (کریس^۶، ۱۹۸۹).

نتایج

- روش عمومی تحلیل الگوی مکانی

نسبت واریانس به میانگین برای گونه‌های مختلف درختی در جدول ۱ آمده است. بیشترین میزان شاخص پراکنندگی برای *Quercus libani* (۲/۵۷) و کمترین برای *Quercus infectoria* (۱/۷۲) به دست آمد.

۲- Wite

۳- Fowler, J. & L. Cohen & P. Jarvis

۵- Green

۶- Ludwig & Reynolds

۷- Morisata

۸- Krebs

جدول ۱- معیارهای آماری تحلیل روش عمومی الگوی مکانی گونه‌های درختی

گونه	میانگین	واریانس	شاخص پراکنش	کای اسکویر محاسباتی	درجه آزادی	دامنه پذیرش فرض صفر	الگوی پراکنش
<i>Quercus libani</i>	۲/۱۳	۵/۴۸	۲/۵۷	۱۹۲/۷۵	۷۵	۵۳-۱۰۱	کپه‌ای
<i>Quercus brantii</i>	۲/۲۶	۵/۲۱	۲/۳۱	۱۷۳/۲۵	۷۵	۵۳-۱۰۱	کپه‌ای
<i>Quercus infectoria</i>	۰/۲۹	۰/۵۰	۱/۷۲	۱۹۲/۰۰	۷۵	۵۳-۱۰۱	کپه‌ای
<i>Pyrus syriaca</i>	۰/۸۹	۲/۱۰	۲/۳۶	۱۷۷/۰۰	۷۵	۵۳-۱۰۱	کپه‌ای
<i>Crataegus pontica</i>	۰/۷۵	۱/۶۳	۲/۱۷	۱۶۲/۷۵	۷۵	۵۳-۱۰۱	کپه‌ای

جدول ۱- معیارهای آماری تحلیل روش عمومی الگوی مکانی گونه‌های درختی

گونه	میانگین ن	واریانس س	شاخص پراکنش	کای اسکویر محاسباتی	درجه آزادی	دامنه پذیرش فرض صفر	الگوی پراکنش
<i>Quercus libani</i>	۲/۱۳	۵/۴۸	۲/۵۷	۱۹۲/۷۵	۷۵	۵۳-۱۰۱	کپه‌ای
<i>Quercus brantii</i>	۲/۲۶	۵/۲۱	۲/۳۱	۱۷۳/۲۵	۷۵	۵۳-۱۰۱	کپه‌ای
<i>Quercus infectoria</i>	۰/۲۹	۰/۵۰	۱/۷۲	۱۹۲/۰۰	۷۵	۵۳-۱۰۱	کپه‌ای
<i>Pyrus syriaca</i>	۰/۸۹	۲/۱۰	۲/۳۶	۱۷۷/۰۰	۷۵	۵۳-۱۰۱	کپه‌ای
<i>Crataegus pontica</i>	۰/۷۵	۱/۶۳	۲/۱۷	۱۶۲/۷۵	۷۵	۵۳-۱۰۱	کپه‌ای

جدول ۲- تحلیل آماری مدل توزیع پواسون

گونه	کای اسکویر محاسباتی	درجه آزادی	مقدار P
<i>Quercus libani</i>	۱۸۳/۲۰	۴	کمتر از ۰/۰۱
<i>Quercus brantii</i>	۲۴۰/۱۳	۵	کمتر از ۰/۰۱
<i>Quercus infectoria</i>	۸/۰۳	۲	۰/۰۲
<i>Pyrus syriaca</i>	۵۳/۱۴	۳	کمتر از ۰/۰۱
<i>Crataegus pontica</i>	۴۹/۶۱	۳	کمتر از ۰/۰۱

جدول ۳- تحلیل آماری مدل توزیع دوجمله‌ای منفی با روش آزمون کای اسکویر

گونه	کای اسکویر محاسباتی	درجه آزادی	مقدار P
<i>Quercus libani</i>	۱۲۱/۲۴	۴	کمتر از ۰/۰۱
<i>Quercus brantii</i>	۱۳۵/۸۴	۵	کمتر از ۰/۰۱
<i>Quercus infectoria</i>	۰/۳۹	۲	۰/۸۲
<i>Pyrus syriaca</i>	۱۳/۸۷	۳	کمتر از ۰/۰۱
<i>Crataegus pontica</i>	۱۵/۰۶	۳	کمتر از ۰/۰۱

نتایج آزمون نیکویی برازش با آماره U به منظور فرض (توزیع دوجمله‌ای منفی با داده‌های مشاهده شده برازش دارد) در جدول ۴ آمده است.

جدول ۴- نتایج آزمون نیکویی برازش با آماره U

گونه	آماره U	اشتباه معیار آماره U
<i>Quercus libani</i>	-۰/۰۱	۱/۰۶
<i>Quercus brantii</i>	-۰/۰۰۲	۱/۰۰
<i>Quercus infectoria</i>	-۰/۰۰۰۳	۰/۰۹
<i>Pyrus syriaca</i>	+۰/۰۰۹	۰/۴۰
<i>Crataegus pontica</i>	+۰/۰۰۱	۰/۳۰

گونه‌های درختی از توزیع دوجمله‌ای منفی تبعیت می‌کند و آرایش مکانی گونه‌ها کپهای است.

با توجه به اینکه مقدار آماره U بسیار کمتر از دو برابر اشتباه معیار محاسباتی است، در نتیجه در سطح خطای ۵ درصد فرض صفر پذیرفته می‌شود؛ بدین معنی که الگوی پراکنش

مقادیر مثبت محاسبه شده شاخص گرین برای تمامی گونه‌ها نشان‌دهنده وجود الگوی پراکنش کپهای است (جدول ۵).

- شاخص‌های کمی
شاخص گرین

جدول ۵- مقادیر شاخص گرین محاسبه شده برای گونه‌های درختی

گونه	شاخص گرین
<i>Quercus libani</i>	+۰/۰۱۲
<i>Quercus brantii</i>	+۰/۰۰۸
<i>Quercus infectoria</i>	+۰/۰۴۰
<i>Pyrus syriaca</i>	+۰/۰۲۴
<i>Crataegus pontica</i>	+۰/۰۲۳

شاخص استاندارد شده مورسیتا

به دست آمده، در نتیجه در سطح خطای ۵ درصد وجود الگوی کپه‌ای برای تمامی گونه‌ها اثبات می‌شود.

بر اساس جدول ۶ چون مقادیر این شاخص بیشتر از ۰/۵

جدول ۶- مقادیر شاخص استاندارد شده مورسیتا محاسبه شده برای گونه‌های درختی

گونه	شاخص استاندارد شده مورسیتا
<i>Quercus libani</i>	۰/۵۹
<i>Quercus brantii</i>	۰/۵۸
<i>Quercus infectoria</i>	۰/۵۹
<i>Pyrus syriaca</i>	۰/۶۰
<i>Crataegus pontica</i>	۰/۶۰

- بحث و نتیجه‌گیری

نکردند ($P < 0.01$). با توجه به میانگین و واریانس نمونه‌ها، شواهدی دال بر کپه‌ای بودن در داده‌ها وجود دارد (واریانس بزرگ‌تر از میانگین)، ولی باید به دو نکته توجه کرد: اولاً انواع مختلفی از کپه‌ای وجود دارد و توزیع دوجمله‌ای منفی فقط با بعضی از آنها برازش دارد (کربس، ۱۹۸۹)؛ ثانیاً آزمون نیکویی برازش کای اسکویر با تعداد داده‌های کمتر از ۲۰ و تعداد کم پایه‌های طبقه‌بندی شده و شمارش شده، حساسیت چندانی ندارد (کربس، ۱۹۸۹). با توجه به اینکه شاخص k در توزیع دوجمله‌ای منفی روی درجه کپه‌ای بودن تاثیر می‌گذارد (هر چه مقدار k بیشتر، درجه کپه‌ای بودن بیشتر)، از این رو روش‌های برآورد k می‌تواند تاثیر زیادی در تعیین الگوی پراکنش داشته باشد. در برآورد k برای تمامی گونه‌ها، میانگین کارایی نسبی ۸۰ درصد استفاده شد. با توجه به میزان کارایی، روش آزمون نیکویی برازش با آماره U انتخاب شد. نتایج حاصل از این آزمون با توجه به شرایط داده‌ها در این تحقیق، تطبیق بهتری را نشان می‌دهد.

شاخص کمی‌گرین به دلیل مستقل بودن از تراکم و تعداد نمونه، شاخص مناسبی برای الگوی مکانی به شمار می‌رود (کربس، ۱۹۸۹) بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که درجه کپه‌ای بودن گونه *Quercus infectoria* از تمامی گونه‌ها بیشتر ($GI=0.4$) و گونه *Quercus brantii* از همه کمتر

نتایج به دست آمده از روش عمومی، روال منطقی الگوی پراکنش را نشان می‌دهد، ولی این روش بیشتر برای ارزیابی برازش مجموعه داده‌ها با توزیع پواسون به کار می‌رود (کربس، ۱۹۸۹؛ لودویگ و رینولد، ۱۹۸۸) و نسبت به آرایش کپه‌ای حساسیت کمتری دارد. با توجه به اینکه این شاخص به شدت تحت تاثیر تعداد پایه‌ها در قاب قرار دارد (لودویگ و رینولد، ۱۹۸۸)، در این مطالعه تعداد پایه‌ها در هر قاب برابر نیست، از این رو از این شاخص نمی‌توان برای مقایسه درجه کپه‌ای بودن پراکنش گونه‌های درختی استفاده کرد. در مورد مدل‌های توزیع، به طور کلی هر گاه طرح نمونه‌برداری منظم یا تصادفی باشد، ممکن است ضرورتی برای انتخاب روش، برای تحلیل الگوی مکانی وجود نداشته باشد (ویت، ۲۰۰۰)؛ از طرفی به لحاظ تعداد قاب نیز محدودیتی برای استفاده از مدل‌های توزیع وجود ندارد؛ در بعضی منابع تعداد بیشتر از ۳۰ و در بعضی تعداد بیشتر از ۵۰ را مجاز به استفاده از مدل‌های توزیع می‌دانند (لودویگ و رینولد، ۱۹۸۸؛ ویت، ۲۰۰۰). به دست آمده از توزیع پواسون، از روال روش عمومی تحلیل الگوی مکانی تبعیت می‌کند، ولی در مورد توزیع دوجمله‌ای منفی با روش آزمون کای اسکویر، بجز گونه *Quercus infectoria* ($P=0.82$)، سایر گونه‌ها از این توزیع تبعیت

سیاسگزاری

در خاتمه از تمامی ارگان‌های استانداری کردستان، فرمانداری مریوان، شورای شهر چناره، اداره کل منابع طبیعی استان، اداره منابع طبیعی و مرکز تحقیقات امور دام و منابع طبیعی نهایت سپاس را دارم. همچنین از همه کسانی که در به انجام رسیدن این کار عنایتی وافر نشان دادند تشکر می‌کنم و از خداوند منان سعادت و سلامت را برای فرد فرد آنها خواستارم.

(GI=۰/۰۰۸) است. شاخص کمی استاندارد شده مورسیتا مستقل از تعداد نمونه است، ولی نسبت به تراکم در شرایطی که نمونه‌های مورد بررسی الگوی کپه‌ای را نشان می‌دهند، حساس است (کریس، ۱۹۸۹). میزان زیاد چولگی گونه *Quercus infectoria* (۲/۲۰۶) این قضیه را تایید می‌کند. در نتیجه میزان این شاخص برای این گونه کم شده است (۰/۵۹). مجموع تحلیل‌های آماری نشان داد که توزیع دوجمله‌ای منفی با روش نیکویی برازش با آماره U و شاخص کمی مورسیتا مناسب‌ترین روش‌ها برای ارزیابی برازش داده‌ها با الگوی مکانی کپه‌ای هستند.

منابع:

- ۱- مشاورین سنجش از دور، ۱۳۷۶. مطالعات تفصیلی - اجرایی مدیریت منابع جنگلی حوزه آبخیز چناره - مریوان، مطالعات هوا و اقلیم، سازمان جنگلها و مراتع، ۲۵۲ص.
- ۲- معروفی، ح. ۱۳۷۹. بررسی نیاز رویشگاهی گونه *Quercus libani* در استان کردستان، پایان‌نامه کارشناسی‌ارشد رشته جنگلداری، وزارت جهاد، معاونت آموزش و تحقیقات مرکز آموزش عالی امام خمینی، ۸۸ص.
- ۳- بصیری، ر. ۱۳۸۲. مطالعه اکولوژیک گونه وی ول (*Quercus libani Oliv.*) با استفاده از تحلیل عوامل محیطی در منطقه قامیشه مریوان، رساله دکتری رشته جنگلداری، دانشگاه تربیت مدرس، ۱۵۶ص.
- 4- Akashi, N., 1996. The spatial pattern and canopy understory association of trees a cool temperate mixed forest in western Japan, *Ecological Research*, 11:311-319.
- 5- Barbour, M.G. & J.H. Burk & W.D. Pitts & F.S. Gilliam & M.W. Schwartz, 1999. *Terrestrial Plant Ecology* (3rd Edition), Benjamin Cummings, 688 pp.
- 6- Begon, M. & L.J. Harper & C.R. Townsend, 1996. *Ecology*, 3rd Ed, Blackwell Science, 414pp.
- 7- Cain, S.A., 1938. The species-area curve, *American Midland Naturalist*, 19:573-581.
- 8- Fowler, J. & L. Cohen & P. Jarvis, 1998. *Practical Statistics for Field Biology*, John Wiley and Sons, Chichester.
- 9- Green, R.H., 1966. Measurement of non-randomness in spatial distributions, *Researches in population ecology*, 8:1-7.
- 10- Hudson, J.C. & P.M. Fowler, 1966. The concept of pattern in geography, *Discuss. Pap. Ser. I (mimeo)*, Department of geography, University of Iowa, Cited in Upton and Fingleton, 1985.
- 11- Jayaraman, K., 2000. *A Statistical Manual for Forestry Research*, FORSPA-FAO Publication, 240pp.
- 12- Jose, J.J.S. & M.R. Farinas and J. Rosales, 1991. Spatial patterns of trees and structuring factors in a Trachypogon savanna of the Orinoco Lianos, *Biotropica*, 23(2):114-123.

- 13- Krebs, C.J., 1989. *Ecological Methodology*, Harper Collins, New York, 343pp.
- 14- Ludwig, J.A. & J.F. Reynolds, 1988. *Statistical Ecology, A primer on methods and computing*, John Wiley and Sons, 337pp.
- 15- Moeur, M., 1993. Characterizing spatial patterns of trees using stem-mapped data, *Forest Science*, 39:756-775.
- 16- Moeur, M., 1994. Spatial pattern development in old-growth hemlock/cedar forests, *Symposium proceedings of interior cedar-hemlock-white pine forests: Ecology and management*, held, March 2-4, at Spokane, Washington state University, WA9964-6410, 58-68.
- 17- Mohren, G.M.J. & C.P. Van Gerwen & C.G.T. Spitters, 1984. Simulation of primary production in even-aged stands of Douglas Fir, *Forest Ecology and Management*, 9:27-49.
- 18- Morisata, a.m., 1971. Composition of the Id index, *Researchers in population ecology*, 13:1-27.
- 19- Pielou, E.C., 1977. *Mathematical Ecology* in: Ludwig, J.A. and J.F. Reynolds, 1988. *Statistical Ecology, A primer on methods and computing*, John Wiley and Sons, 337pp.
- 20- Waite, S., 2000. *Statistical Ecology in Practice, A guide to analyzing environmental and ecological field data*, Pearson Education Limited, 414pp.

A Statistical Analysis of the Spatial Pattern of Trees Species in Ghamisheleh Marivan Region, Iran.

R. Basiri¹, H. Sohrabi² and M. Mozayen³

¹ Assis. Professor, Faculty of Natural Resources, Shahid Chamran University, I. R. Iran

² Senior Expert, Forestry, Tarbiyat Modares University, I. R. Iran

³ Instructor, Faculty of Natural Resources, Shahid Chamran University, I. R. Iran

(Received: 3 Aug 2003, Accepted: 10 April 2005)

Abstract

The spatial patterns of trees species (*Quercus libani*, *Quercus infectoria*, *Quercus brantii*, *Pyrus syriaca*, *Crataegus pontica*) in a forest in northern Marivan, Kurdistan province, Iran, were statistically analyzed. Study of spatial patterns of tree species has extensive applications in ecological management of forest areas. Northern Zagross region accompanied by cold moist climate has created a spatially thick tree cover on wetter slopes affecting the distribution of these tree covers. In this research, systematic random sampling was employed to examine the different spatial patterns. The determination methods of the spatial patterns includes: general procedure, distribution models (Poisson and negative binomial), and quantitative dispersion indices. General procedure distinguished clumped distribution for tree species. Poisson distribution model proved clumped distribution for tree's species. The negative binomial distribution using goodness of fit chi-square test showed clumped distribution for *Quercus infectoria* species while the rest did not follow this pattern. The negative binomial distribution using goodness of fit U statistic distinguished as clumped the distribution of tree species. Green's and standard Morisita indices exhibited clumped distributions for tree species. In this analysis, Green's index and negative binomial distribution model using goodness of fit, U statistic were distinguished as suitable for assessing the arrangement of a set of data to clumped pattern.

Keywords: Spatial pattern analysis, Distribution analysis (Poisson and negative binomial), Green's index, Morisita's standardized index, Ghamisheleh forest, Marivan, Iran.