# تحليل آماري الگوي پراكنش مكاني گونه‌هاي درختي در منطقة قاميشله مريوان

رضا بصیری*[۱]، هرمز سهرابی[۲] و ملیحة 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)

## چكيده

اين مقاله الگوهاي مكاني گونه‌هاي درختي *Quercus libani*، *Quercus infectoria*، *Quercus brantii*، *Pyrus syriaca* و *Crataegus pontica* را در جنگل شمال مريوان (قاميشله) از نظر آماری مورد تجزيه و تحليل قرار مي‌دهد. مطالعة الگوهای مکانی در مدیریت اکولوژیک مناطق جنگلی کاربرد وسیعی دارد. منطقة زاگرس شمالی با اقلیم مرطوب سرد پوشش درختی متراكمي را بويژه در دامنه‌های مرطوب‌تر ايجاد كرده، به‌طوري‌كه توزيع اين پوشش را تحت تأثير قرار داده است. در اين تحقيق از روش نمونه‌برداري تصادفی سيستماتيك براي آزمون الگوهاي مكاني مختلف استفاده شد. روش‌های تعيين الگوی مکانی در اين مطالعه شامل روش عمومی، مدل‌های توزيع (پواسون و دو جمله‌اي منفی) و شاخص های كمي(شاخص گرين و شاخص استاندارد شدة موريسيتا) است. روش عمومي، الگوی كپه‌اي را برای گونه‌های درختی مشخص كرد. مدل توزيع پواسون الگوی كپه‌اي را برای گونه‌های درختی به اثبات رساند. مدل توزيع دو جمله‌اي منفی با استفاده از روش آزمون كای اسكوير الگوی مكانی كپه‌اي را برای گونة *Quercus infectoria* نشان داد، ولی ساير گونه‌ها از اين الگو تبعيت نكردند. مدل توزيع دو جمله‌اي منفی با استفاده از روش برازش با آمارة U، الگوی كپه‌اي را برای گونه‌های درختی مشخص كرد. شاخص استاندارد شدة موريسيتا و شاخص گرين وجود الگوی مكانی كپه‌اي را برای گونه‌های درختی نشان دادند. در اين تحليل شاخص گرين و مدل توزيع دوجمله‌اي منفي با روش برازش با آمارة U، براي ارزيابي برازش داده‌ها با الگوي كپه‌اي مناسب تشخيص داده شد.

واژه‌هاي كليدي: جنگل قاميشله، الگوي مكاني، مدل پواسون، مدل دوجمله‌اي منفي، شاخص گرين، شاخص استاندارد شدة موريسيتا.

* نويسنده مسئول: تلفن: ، فاكس: E-mail:

Archive of SID
www.SID.ir

## مقدمه

الگوي مكاني پراكنش گياهي يكي از جنبه‌هاي مهم اكولوژي جوامع گياهي است (لودويگ و رينولد[۱]،۱۹۸۸). با مشاهده عيني و بدون تحقيق و مطالعه نمي‌توان به الگوهاي پراكنش گياهان دست يافت. هادسون [۲]و فولر[۳] (۱۹٦٦) اصطلاح الگو[٤] را چنين تعريف مي‌كنند: مجموعه‌اي از نقاط بدون بعد كه بر حسب فاصلة نسبي‌شان از يكديگر توصيف مي‌شوند. توزيع مكاني نقاط متعلق به يكي از اين حالت‌هاست: تصادفي[٥]، كپه‌اي[٦] و منظم[۷] يا يكنواخت (جايارامان[۸]، ۲۰۰۰). اهميت الگوي مكاني در جوامع، اولين بار توسط هاچسنسون [۹]مطرح شد. وي عوامل ايجادكنندة الگوهاي مكاني را عوامل زير مي‌داند:

- عوامل برداري يا براي‌دار؛ برايند يك نيروي محيطي بيروني مثل باد، جريان آب و شدت نور؛
- عوامل تكثير و زادآوري: مرتبط با نوع و حالت آن مثل كلوني غير كلوني؛
- عوامل اجتماعي به‌دليل رفتارهاي مادرزادي مثل رفتارهاي تعيين قلمرو؛
- عوامل پيش‌بيني‌نشده ناشي از تغييرات تصادفي كه ممكن است در هر كدام از عوامل مذكور ديده شوند.

الگوي مكاني پراكنش درختان در توده‌هاي جنگلي بازتاب موزاييكي از محيط پيچيده‌اي است كه دلالت بر اختلافات محيطي در يك مقياس ميكرو دارد و شانس موفقيت گونه‌هاي مختلف در طول زمان به خصوصيات سوابق زندگي هريك از آنها بستگي دارد (مويير[۱۰]، ۱۹۹۳). كاربردهاي متعددي از مطالعة الگوي مكاني گونه‌هاي درختي مطرح است كه از جمله مي‌توان به موارد زير اشاره كرد:

- تعيين مدل براي پيش‌گويي و برآورد مقدار و الگوي پراكنش زادآوري طبيعي بر اساس تاج پوشش (مويير، ۱۹۹۴)؛
- تعيين خطوط راهنما براي اندازه‌گيري آشيان اكولوژيك (بگون[۱۱] و همكاران، ۱۹۹٦)؛
- مطالعة چگونگي توسعه و تحول اختلالات و آشفتگي‌ها (جوز[۱۲] و همكاران، ۱۹۹۱ و آكاشي[۱۳]، ۱۹۹۶)؛
- تعيين مدل‌های فيزيولوژيك در توده‌هاي جنگلي به منظور مطالعة رويش (مورن[۱٤] و همكاران، ۱۹۸٤).

سين اكولوژيست‌ها روش‌هاي بسياري را براي تحليل الگوي مكاني بسط داده اند؛ پايلو [۱۵]در سال ۱۹۷۷ روش‌هاي تحليل الگوي مكاني را برمبناي انتخاب واحد نمونه‌برداري قرار داده بود. واحدهاي نمونه‌برداري به انواع طبيعي و غيرطبيعي طبقه‌بندي مي‌شوند. واحدهاي طبيعي، موجوداتي را شامل مي‌شوند كه در بخش‌هاي گسسته‌اي از يك زيستگاه حضور دارند، مانند حضور موريانه‌ها روي تنه‌هاي پوسيده درختان يا حشرات روي ميوه‌ها. واحدهاي غيرطبيعي در زيستگاه‌هاي پيوسته اتفاق مي‌افتند، مثل درختان موجود در يك جنگل، كه در اين وضعيت واحد نمونه‌برداري، قاب است (پايلو، ۱۹۷۷). ويت (۲۰۰۰) اشاره مي‌كند هرگاه طرح نمونه‌برداري تصادفي يا سيستماتيك باشد، ضرورتي براي انتخاب روش تحليل وجود ندارد. براي تحليل الگوي مكاني از مدل‌های توزيع (پواسون و دوجمله‌اي منفي) و شاخص‌هاي كمي پراكنش به منظور

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

Archive of SID

www.SID.ir

فرموله كردن فرضيه‌هايي دربارة مراحل مديريتي درختان در يك تودة جنگلي استفاده مي‌شود. منطقة جنگلی زاگرس شمالی با داشتن اقليمي مرطوب و سرد، پوشش درختی متراكمي بويژه در دامنه‌های مرطوب تر ايجاد كرده است، به‌طوري‌كه توزيع پوشش گياهی به‌شدت تحت تأثير اين شرايط قرار گرفته و الگوهای مشخصی را ايجاد كرده است. هدف از اين پژوهش بررسی و تجزيه و تحليل روش‌های آماری مناسب برای تعيين الگوهای پراكنش گونه‌های درختی در منطقة مريوان بود.

## مواد و روش‌ها

### منطقة مورد مطالعه

منطقة مورد مطالعه در بخش زاگرس شمالي، ٣٦ كيلومتري شمال مريوان، حوزة مريوان-چناره واقع شده است. طول جغرافيايي منطقه ٤٦ درجه و ١٥ دقيقه تا ٤٦ درجه و ٣٠ دقيقه و عرض جغرافيايي ٣٥ درجه و ٣٠ دقيقه تا ٣٥ درجه و ٤٥ دقيقه است. دماي متوسط ساليانه ١٣/٥ درجه و ميانگين حداقل و حداكثر دما ٦/٨ و ٢٠/٣ درجة سانتي‌گراد است (مشاوران سنجش از دور، ١٣٧٦). جنس سنگ مادري قليايي بوده و قديمي‌ترين واحد سنگي در منطقه لايه‌هاي ريوليت و گنايس با گسترش كم و با سن پركامبرين هستند (معروفي، ١٣٧٩). ميانگين شيب غالب منطقه ٤٢ درصد بوده و تيپ جنگل در اين منطقه *Quercus libani* با شاخص اهميت ٢٣٨/١ است (بصيري، ١٣٨٢).

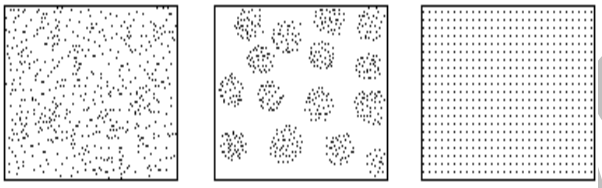
### روش تحقيق

الگوهاي مكاني پنج گونة درختي *Quercus libani*، *Quercus infectoria*، *Quercus brantii*، *Pyrus syriaca* و *Crataegus pontica* از طريق نمونه‌برداري سيستماتيك دوبعدي با شروع نقطة تصادفي ارزيابي شد. ٧٦ قاب به مساحت ٢٥٦ مترمربع انتخاب شد. تعداد قاب‌ها از طريق محاسبات ضريب تغييرات و خطاي قابل قبول نمونه‌برداري تعيين شد (باربورا[1] و همكاران، ١٩٩٩). مساحت قاب‌ها از طريق رسم منحني سطح-گونه به‌دست آمد (كين[2]، ١٩٨٣). در هر قاب گونه‌هاي درختي و پايه‌هاي با قطر بيشتر از ٧/٥ سانتي‌متر مورد نمونه‌برداري قرار گرفت.

روش‌هاي تحليل الگوي مكاني به‌كار گرفته شده در اين تحقيق به شرح زير است:

- روش عمومي تحليل الگوي مكاني

اين روش برمبناي محاسبة ميانگين و واريانس داده‌ها تعيين مي‌شود؛ نسبت واريانس به ميانگين كه شاخص پراكنش است، محاسبه مي‌شود ($I = \frac{s^2}{\bar{x}}$). اگر مقدار شاخص به صفر نزديك شود، آرايش منظم و درصورتي‌كه بزرگ‌تر از يك شود، آرايش كپه‌اي و در حالتي كه به يك نزديك شود، آرايش تصادفي به‌دست خواهد آمد (كربس[3]، ١٩٨٩).



الف ب ج

شكل ١: سه نوع پراكنش مكاني گياهان: الف- يكنواخت ($I = 0$)، ب- كپه‌اي ($I > 1$) و ج- تصادفي ($I \neq 1$)

- مدل‌های توزيع

توزيع پواسون

اين توزيع پراكنش تصادفي داده را نشان مي‌دهد كه ماحصل آن توليد يك سري مقادير است (مقادير مورد انتظار). اين مقادير مي‌تواند با مقادير مشاهده شده با استفاده از آزمون نيكويي برازش كاي اسكوير مقايسه شود. اگر تفاوت معني‌داري

---

١- Barbour

٢- Cain

١- Krebs

Archive of SID

www.SID.ir

بين اين دو مشخص شود، فرض صفر (توزيع تصادفي با داده‌ها برازش مناسبي دارد) رد مي‌شود (وايت[۱]، ۲۰۰۰).

توزيع دو جمله‌اي منفي

اين توزيع مدل گسسته‌اي براي الگوي مكاني كپه‌اي تعيين مي‌كند. درصورتي‌كه داده‌ها از اين توزيع تبعيت كنند، توزيع داده‌ها با الگوي كپه‌اي تطبيق خواهد داشت. احتمالات مورد انتظار از طريق رابطة فولر و همكاران[۲] (۱۹۸۸).

مقادير مورد انتظار از حاصل‌ضرب احتمالات مورد انتظار در تعداد كل قاب‌ها به‌دست مي‌آيند. چنانچه مقادير مورد انتظار و مشاهده شده تفاوت معني‌داري نداشته باشند، فرض صفر (توزيع دوجمله‌اي منفي با داده‌ها برازش مناسبي دارد) پذيرفته مي‌شود.

به منظور تعيين درجة پراكنش از شاخص‌هاي كمي استفاده شد. شاخص گرين[۳](۱۹۶۶) براي تعيين درجة كپه‌اي بودن مناسب تشخيص داده شد (لودويگ و رينولد[۴]، ۱۹۸۸):

شاخص استاندارد شدة موريسيتا[۵] (۱۹۷۱) به‌دليل مستقل بودن از تراكم جمعيت براي تعيين درجة پراكنش مناسب تشخيص داده شد (كربس[۶]، ۱۹۸۹).

## نتايج

- روش عمومي‌تحليل الگوي مكاني

نسبت واريانس به ميانگين براي گونه‌هاي مختلف درختي در جدول ۱ آمده است. بيشترين ميزان شاخص پراكندگي براي *Quercus libani* (۲/۵۷) و كمترين براي *Quercus infectoria* (۱/۷۲) به‌دست آمد.

كاي اسكوير محاسباتي در محدودة پذيرش فرض صفر قرار نگرفت، در نتيجه فرض (توزيع تصادفي با مشاهدات برازش مناسبي دارد) رد مي‌شود و با توجه به شاخص پراكنش كه بزرگ‌تر از يك است، الگوي مكاني كپه‌اي تشخيص داده مي‌شود.

- مدل‌های توزيع

توزيع پواسون

توزيع پواسون با داده‌هاي مشاهده‌شده برازش نشان نداد ($P<0.05$)، در نتيجه از نظر اكولوژيك آرايش مكاني گونه‌هاي درختي در سطح خطاي ۵ درصد تصادفي نيست (جدول ۲).

توزيع دوجمله‌اي منفي

نتايج آزمون نيكويي برازش كاي اسكوير به منظور آزمون فرض (توزيع دوجمله‌اي منفي با داده‌هاي مشاهده شده برازش دارد) بيانگر پذيرش فرض صفر براي گونة *Quercus infectoria* است ($P>0.05$)؛ در نتيجه پراكنش اين گونه با توزيع دوجمله‌اي منفي تطبيق نشان داده و الگوي آن كپه‌اي است. پراكنش ساير گونه‌ها از اين توزيع پيروي نكردند ($P<0.01$) (جدول ۳).

---

۲- Wite

۳- Fowler, J. & L. Cohen & P. Jarvis

۵- Green

۶- Ludwig & Reynolds

۷- Morisata

۸- Krebs

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ۱- معيارهاي آماري تحليل روش عمومي‌الگوي مكاني گونه‌هاي درختي

| الگوي پراكنش | دامنة پذيرش فرض صفر | درجة آزادي | كاي اسكوير محاسباتي | شاخص پراكنش | واريانس | ميانگين | گونه |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| كپه‌اي | ۵۳-۱۰۱ | ۷۵ | ۱۹۲/۷۵ | ۲/۵۷ | ۵/۴۸ | ۲/۱۳ | *Quercus libani* |
| كپه‌اي | ۵۳-۱۰۱ | ۷۵ | ۱۷۳/۲۵ | ۲/۳۱ | ۵/۲۱ | ۲/۲۶ | *Quercus brantii* |
| كپه‌اي | ۵۳-۱۰۱ | ۷۵ | ۱۹۲/۰۰ | ۱/۷۲ | ۰/۵۰ | ۰/۲۹ | *Quercus infectoria* |
| كپه‌اي | ۵۳-۱۰۱ | ۷۵ | ۱۷۷/۰۰ | ۲/۳۶ | ۲/۱۰ | ۰/۸۹ | *Pyrus syriaca* |
| كپه‌اي | ۵۳-۱۰۱ | ۷۵ | ۱۶۲/۷۵ | ۲/۱۷ | ۱/۶۳ | ۰/۷۵ | *Crataegus pontica* |

جدول ۱- معيارهاي آماري تحليل روش عمومي‌الگوي مكاني گونه‌هاي درختي

| الگوي پراكنش | دامنة پذيرش فرض صفر | درجة آزادي | كاي اسكوير محاسباتي | شاخص پراكنش | واريانس | ميانگين | گونه |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| كپه‌اي | ۵۳-۱۰۱ | ۷۵ | ۱۹۲/۷۵ | ۲/۵۷ | ۵/۴۸ | ۲/۱۳ | *Quercus libani* |
| كپه‌اي | ۵۳-۱۰۱ | ۷۵ | ۱۷۳/۲۵ | ۲/۳۱ | ۵/۲۱ | ۲/۲۶ | *Quercus brantii* |
| كپه‌اي | ۵۳-۱۰۱ | ۷۵ | ۱۹۲/۰۰ | ۱/۷۲ | ۰/۵۰ | ۰/۲۹ | *Quercus infectoria* |
| كپه‌اي | ۵۳-۱۰۱ | ۷۵ | ۱۷۷/۰۰ | ۲/۳۶ | ۲/۱۰ | ۰/۸۹ | *Pyrus syriaca* |
| كپه‌اي | ۵۳-۱۰۱ | ۷۵ | ۱۶۲/۷۵ | ۲/۱۷ | ۱/۶۳ | ۰/۷۵ | *Crataegus pontica* |

جدول ۲- تحليل آماري مدل توزيع پواسون

| مقدار**P** | درجة آزادي | كاي اسكوير محاسباتي | گونه |
|---|---|---|---|
| كمتراز ۰/۰۱ | ۴ | ۱۸۳/۲۰ | *Quercus libani* |
| كمتراز ۰/۰۱ | ۵ | ۲۴۰/۱۳ | *Quercus brantii* |
| ۰/۰۲ | ۲ | ۸/۰۳ | *Quercus infectoria* |
| كمتراز ۰/۰۱ | ۳ | ۵۳/۱۴ | *Pyrus syriaca* |
| كمتراز ۰/۰۱ | ۳ | ۴۹/۶۱ | *Crataegus pontica* |

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ٣- تحليل آماري مدل توزيع دوجمله‌اي منفي با روش آزمون كاي اسكوير

| مقدار**P** | درجة آزادي | كاي اسكوير محاسباتي | گونه |
|---|---|---|---|
| كمتراز ٠/٠١ | ٤ | ١٢١/٢٤ | *Quercus libani* |
| كمتراز ٠/٠١ | ٥ | ١٣٥/٨٤ | *Quercus brantii* |
| ٠/٨٢ | ٢ | ٠/٣٩ | *Quercus infectoria* |
| كمتراز ٠/٠١ | ٣ | ١٣/٨٧ | *Pyrus syriaca* |
| كمتراز ٠/٠١ | ٣ | ١٥/٠٦ | *Crataegus pontica* |

نتايج آزمون نيكويي برازش با آمارة U به منظور فرض (توزيع دوجمله‌اي منفي با داده‌هاي مشاهده شده برازش دارد) در جدول ٤ آمده است.

جدول ۴- نتايج آزمون نيكويي برازش با آمارة **U**

| گونه | آمارة **U** | اشتباه معيار آمارة **U** |
|---|---|---|
| *Quercus libani* | -٠/٠١ | ١/٠٦ |
| *Quercus brantii* | -٠/٠٠٢ | ١/٠٠ |
| *Quercus infectoria* | -٠/٠٠٠٣ | ٠/٠٩ |
| *Pyrus syriaca* | +٠/٠٠٩ | ٠/٤٠ |
| *Crataegus pontica* | +٠/٠٠١ | ٠/٣٠ |

با توجه به‌اينكه مقدار آمارة U بسيار كمتر از دو برابر اشتباه معيار محاسباتي است، در نتيجه در سطح خطاي ٥ درصد فرض صفر پذيرفته مي‌شود؛ بدين معني كه الگوي پراكنش گونه‌هاي درختي از توزيع دوجمله‌اي منفي تبعيت مي‌كند و آرايش مكاني گونه‌ها كپه‌اي است.

- شاخص‌هاي كمي شاخص گرين

مقادير مثبت محاسبه شدة شاخص گرين براي تمامي‌گونه‌ها نشان‌دهنده وجود الگوي پراكنش كپه‌اي است (جدول ٥).

جدول ٥- مقادير شاخص گرين محاسبه شده براي گونه‌هاي درختي

| شاخص گرين | گونه |
|---|---|
| +٠/٠١٢ | *Quercus libani* |
| +٠/٠٠٨ | *Quercus brantii* |
| +٠/٠٤٠ | *Quercus infectoria* |
| +٠/٠٢٤ | *Pyrus syriaca* |
| +٠/٠٢٣ | *Crataegus pontica* |

Archive of SID

www.SID.ir

شاخص استاندارد شدة موريسيتا بر اساس جدول ٦ چون مقادير اين شاخص بيشتر از ۰/۵ به‌دست آمده، در نتيجه در سطح خطاي ۵ درصد وجود الگوي كپه‌اي براي تمامي‌گونه‌ها اثبات مي‌شود.

جدول ٦- مقادير شاخص استاندارد شدة موريسيتا محاسبه شده براي گونه‌هاي درختي

| گونه | شاخص استاندارد شدة موريسيتا |
|---|---|
| *Quercus libani* | ۰/۵۹ |
| *Quercus brantii* | ۰/۵۸ |
| *Quercus infectoria* | ۰/۵۹ |
| *Pyrus syriaca* | ۰/٦۰ |
| *Crataegus pontica* | ۰/٦۰ |

## - بحث و نتيجه‌گيري

نتايج به‌دست آمده از روش عمومي، روال منطقي الگوي پراكنش را نشان مي‌دهد، ولي اين روش بيشتر براي ارزيابي برازش مجموعه داده‌ها با توزيع پواسون به‌كار مي‌رود (كربس، ۱۹۸۹؛ لودويگ و رينولد، ۱۹۸۸) و نسبت به آرايش كپه‌اي حساسيت كمتري دارد. با توجه به اينكه اين شاخص به‌شدت تحت تاثير تعداد پايه‌ها در قاب قرار دارد (لودويگ و رينولد، ۱۹۸۸)، در اين مطالعه تعداد پايه‌ها در هر قاب برابر نيست، ازاين‌رو از اين شاخص نمي‌توان براي مقايسة درجة كپه‌اي بودن پراكنش گونه‌هاي درختي استفاده كرد. در مورد مدل‌های توزيع، به طور كلي هر گاه طرح نمونه‌برداري منظم يا تصادفي باشد، ممكن است ضرورتي براي انتخاب روش، براي تحليل الگوي مكاني وجود نداشته باشد (ويت، ۲۰۰۰)؛ از طرفي به لحاظ تعداد قاب نيز محدوديتي براي استفاده از مدل‌های توزيع وجود ندارد؛ در بعضي منابع تعداد بيشتر از ۳۰ و در بعضي تعداد بيشتر از ۵۰ را مجاز به استفاده از مدل‌های توزيع مي‌دانند (لودويگ و رينولد، ۱۹۸۸ ؛ ويت، ۲۰۰۰). به‌دست آمده از توزيع پواسون، از روال روش عمومي‌تحليل الگوي مكاني تبعيت مي‌كند، ولي در مورد توزيع دوجمله‌اي منفي با روش آزمون كاي اسكوير، بجز گونة *Quercus infectoria* ($P$=0.82)، ساير گونه‌ها از اين توزيع تبعيت نكردند ($P$<0.01). با توجه به ميانگين و واريانس نمونه‌ها، شواهدي دال بر كپه‌اي بودن در داده‌ها وجود دارد (واريانس بزرگ‌تر از ميانگين)، ولي بايد به دو نكته توجه كرد: اولا انواع مختلفي از كپه‌اي وجود دارد و توزيع دوجمله‌اي منفي فقط با بعضي از آنها برازش دارد (كربس، ۱۹۸۹)؛ ثانيا آزمون نيكويي برازش كاي اسكوير با تعداد داده‌هاي كمتر از ۲۰ و تعداد كم پايه‌هاي طبقه‌بندي‌شده و شمارش شده، حساسيت چنداني ندارد (كربس، ۱۹۸۹). با توجه به‌اينكه شاخص k در توزيع دوجمله‌اي منفي روي درجة كپه‌اي بودن تاثير مي‌گذارد (هر چه مقدار k بيشتر، درجة كپه‌اي بودن بيشتر)، ازاين‌رو روش‌هاي برآورد k مي‌تواند تاثير زيادي در تعيين الگوي پراكنش داشته باشد. در برآورد k براي تمامي‌گونه‌ها، ميانگين كارايي نسبي ۸۰ درصد استفاده شد. با توجه به ميزان كارايي، روش آزمون نيكويي برازش با آمارة U انتخاب شد. نتايج حاصل از اين آزمون با توجه به شرايط داده‌ها در اين تحقيق، تطبيق بهتري را نشان مي‌دهد.

شاخص كمي‌گرين به‌دليل مستقل بودن از تراكم و تعداد نمونه، شاخص مناسبي براي الگوي مكاني به شمار مي‌رود (كربس، ۱۹۸۹) بنابراين مي‌توان نتيجه گرفت كه درجة كپه‌اي بودن گونة *Quercus infectoria* از تمامي‌گونه‌ها بيشتر (GI=۰/۰٤) و گونة *Quercus brantii* از همه كمتر

Archive of SID

www.SID.ir

(GI=۰/۰۰۸) است. شاخص كمي استاندارد شدة موريسيتا مستقل از تعداد نمونه است، ولي نسبت به تراكم در شرايطي كه نمونه‌هاي مورد بررسي الگوي كپه‌اي را نشان مي‌دهند، حساس است (كربس، ۱۹۸۹). ميزان زياد چولگي گونه *Quercus infectoria* (۲/۲۰٦) اين قضيه را تاييد مي‌كند. در نتيجه ميزان اين شاخص براي اين گونه كم شده است (۰/۵۹).

مجموع تحليل هاي آماري نشان داد كه توزيع دوجمله‌اي منفي با روش نيكويي برازش با آمارة U و شاخص كمي موريسيتا مناسب‌ترين روش‌ها براي ارزيابي برازش داده‌ها با الگوي مكاني كپه‌اي هستند.

## سپاسگزاري

در خاتمه از تمامي ارگان‌های استانداری كردستان، فرمانداری مريوان، شورای شهر چناره، ادارة كل منابع طبيعی استان، ادارة منابع طبيعی و مركز تحقيقات امور دام و منابع طبيعی نهايت سپاس را دارم. همچنين از همه كساني كه در به انجام رسيدن اين كار عنايتي وافر نشان دادند تشكر مي‌كنم و از خداوند منان سعادت و سلامت را براي فردفرد آنها خواستارم.

## منابع:

۱- مشاورين سنجش از دور، ۱۳۷٦. مطالعات تفصيلي – اجرايي مديريت منابع جنگلي حوزة آبخيز چناره- مريوان، مطالعات هوا و اقليم، سازمان جنگلها و مراتع، ۲۵۲ص.

۲- معروفي، ح. ۱۳۷۹. بررسي نياز رويشگاهي گونة *Quercus libani* در استان كردستان، پايان‌نامه كارشناسي‌ارشد رشتة جنگلداري، وزارت جهاد، معاونت آموزش و تحقيقات مركز آموزش عالي امام خميني، ۸۸ص.

۳- بصيری، ر. ۱۳۸۲. مطالعة اكولوژيک گونة وی ول (*Quercus libani* Oliv.) با استفاده از تحليل عوامل محيطی در منطقة قاميشله مريوان، رسالة دكتری رشتة جنگلداری، دانشگاه تربيت 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 Lowa, Cited in Upton and Fingelton, 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.

Archive of SID

www.SID.ir

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.

Archive of SID

www.SID.ir

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

**R. Basiri[*1], H. Sohrabi[2] and M. Mozayen[3]**
[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 createda 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, Morisata's standardized index, Ghamisheleh forest, Marivan, Iran.

* Corresponding author: Tel: , Fax: E-mail:

Archive of SID

www.SID.ir