

تجزیه و تحلیل تغییرات مکانی ماکروفون خاک در جنگل‌های حاشیه رودخانه کرخه

شایسته غلامی^۱ - سید محسن حسینی^{۲*} - جهانگرد محمدی^۳ - عبدالرسول سلمان ماهینی^۴

تاریخ دریافت: ۸۸/۱۲/۲۲

تاریخ پذیرش: ۸۹/۶/۲۱

چکیده

اطلاعات در مورد الگوی مکانی تنوع زیستی خاک علیرغم اهمیت اثرات آن روی فرآیندهای اکوسیستم، بسیار اندک است. این تحقیق جهت بررسی الگوی مکانی پارامترهای تنوع زیستی ماکروفون خاک در جنگل‌های حاشیه رودخانه کرخه انجام گرفت. ماکروفون خاک با استفاده از ۲۰۰ نقطه نمونه، روی ترانسکت‌هایی موازی با فاصله ۰/۵ کیلومتر از یکدیگر و عمود بر رودخانه نمونه‌برداری شدند. فاصله ۵۰۰ متر به عنوان فاصله پایه نمونه‌برداری در نظر گرفته شد اما در فواصل کمتر نیز به عنوان سلسله‌مراتبی در مقیاس نمونه‌برداری در محل‌های مختلف به صورت تصادفی و هدف‌مدار، نمونه‌ها جمع‌آوری شدند. نمونه‌برداری به روش دستی، در قطعات نمونه‌ای به ابعاد ۵۰ سانتی‌متر تا عمق ۲۵ سانتی‌متر صورت گرفت. فراوانی (تعداد کل ماکروفون در هر قطعه نمونه)، شاخص‌های تنوع Shannon H، یکنواختی Sheldon، و غنای Menhinick پس از محاسبه، با استفاده از روش‌های زمین‌آماری (واریوگرام) برای بررسی و کمی کردن همبستگی مکانی، مورد تحلیل قرار گرفتند. واریوگرام‌ها کروی بوده و وجود همبستگی مکانی را نشان دادند. دامنه تاثیر برای فراوانی، تنوع، غنا و یکنواختی به ترتیب، ۱۷۲۴، ۱۳۲۶، ۱۸۲۵ و ۱۴۵۰ متر بود. نسبت اثر قطعه‌ای به حد آستانه بالا بود (فراوانی ۵۲ درصد، یکنواختی ۳۵ درصد، غنا ۵۳ درصد و تنوع ۵۵ درصد) که دلیل آن می‌تواند تغییرپذیری ذاتی جانداران خاکری یا تغییرات تصادفی مقادیر شاخص‌ها باشد که در فواصل کمتر از فواصل نمونه‌برداری بروز می‌نماید. نقشه‌های کریجینگ نشان دادند که شاخص‌ها، الگوی تصادفی نداشته و دارای توزیع مکانی می‌باشند.

واژه‌های کلیدی: الگوی مکانی، ماکروفون خاک، زمین‌آمار، واریوگرام، کریجینگ

مقدمه

رسی (۲۷) بیان می‌کند که گونه‌های کرم خاکی از فاکتورهای مهم در دینامیک ساختار خاک هستند و توزیع جمعیت آنها می‌تواند اثر مهمی روی عملکرد اکوسیستم داشته باشد. از آنجا که کاهش بی-مهرگان خاک می‌تواند اثرات منفی روی ساختار خاک، روند تجزیه، فرآیند نفوذ و تبادل گازها داشته باشد می‌تواند رشد گیاهان را مختل کند. بنابراین، در اکولوژی و برنامه‌های حفاظت، مدیریت زیستگاه و ارزیابی اکوسیستم به تعیین شاخص‌های تنوع، غنا و فراوانی این جانداران نیاز داریم (۲۴). این شاخص‌ها برای کمی کردن الگوی تنوع زیستی ماکروفون خاک بسیار مفید می‌باشند (۱۷).

اطلاعات در مورد الگوی مکانی تنوع زیستی خاک، روی ترکیب و فراوانی اکثر گروه‌های زیستی بسیار محدود می‌باشد. در حالی که این آگاهی برای درک اثرات تنوع زیستی خاک روی فرآیندهای اکوسیستم ضروری است (۲۱). مطالعات انجام شده روی الگوی توزیع بی‌مهرگان خاکری، هنوز به نتایج مشخصی نرسیده است. بنابراین، تحقیقات بیشتر برای ارزیابی فاکتورهای مؤثر روی توزیع این جانداران مورد نیاز است (۷).

یکی از خصوصیات مشترک عوامل و ویژگی‌های محیطی،

در حال حاضر، از دست رفتن مداوم تنوع زیستی در اکوسیستم‌های خشکی، علیرغم فعالیت در سطح بین‌المللی برای غلبه بر این تهدید وجود دارد و در مورد تنوع زیستی ارگانیسم‌ها و جانداران خاکری که از اجزای مهم و کلیدی در هر سیستم اکولوژیکی هستند (۳۱) و در بهبود حاصلخیزی خاک و تولیدات زمین و پایداری اکوسیستم (از طریق فرآیندهای بیولوژیک) نقش عمده دارند (۸) غفلت شده است.

ماکروفون خاک به عنوان دسته مهمی از جانداران خاکری از اهمیت بسیار در چرخه مواد غذایی و انرژی برخوردارند و اثرات مهمی روی پویایی مواد آلی و روند تجزیه در خاک دارند (۸ و ۲۳). در تحقیقی

۱- دانشجوی دکتری و دانشیار گروه جنگلداری، دانشکده منابع طبیعی و علوم دریایی، دانشگاه تربیت مدرس

*- نویسنده مسئول: (Email: Hosseini@modares.ac.ir)

۳- دانشیار گروه خاکشناسی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه شهرکرد

۴- دانشیار گروه محیط زیست، دانشکده علوم محیط زیست، دانشگاه گرگان

رویکرد مورد استفاده در این پژوهش برای تحلیل الگوی مکانی، مطالعه به وسیله ترانسکت است که نمونه‌ها روی آن با نظم و فاصله معین واقع می‌شوند (۲۰ و ۲۱). برای انجام این تحقیق، نمونه‌برداری روی ترانسکت‌هایی موازی با فاصله ۰/۵ کیلومتر از یکدیگر و عمود بر رودخانه کرخه و در یک سمت آن انجام گرفت. فاصله ۵۰۰ متر به عنوان فاصله‌ی حداکثر و پایه نمونه‌برداری در نظر گرفته شد. اما برای دستیابی به تعداد جفت نمونه‌های زیادتر در چند فاصله (lag) اول که نقش تعیین کننده‌ای در رسم واریوگرام و تعیین پارامترهای آن دارند و در نهایت سبب تخمین دقیق‌تر کریجینگ می‌شوند، در فواصل کمتر (۱، ۲، ۵، ۱۰، ۱۵، ۲۰، ۵۰، ۱۰۰ و ۲۵۰ متر) نیز به عنوان سلسله‌مراتبی در مقیاس نمونه‌برداری روی ترانسکت‌ها در محل‌های مختلف، به صورت تصادفی و هدف‌مدار، نمونه‌های ماکروفون خاک جمع‌آوری شدند. در کل، تعداد نمونه‌ها ۲۰۰ نمونه بود (شکل ۱).

جمع‌آوری ماکروفون خاک (ارگانوسم‌هایی که با چشم دیده می‌شوند (۳۲)) به روش دستی، در قطعه نمونه‌هایی به ابعاد ۵۰ سانتی‌متر × ۵۰ سانتی‌متر تا عمق ۲۵ سانتی‌متر در اواخر زمستان که از لحاظ شرایط آب و هوایی و رطوبتی، مطلوب‌ترین شرایط برای فعالیت اکثر ارگانوسم‌ها در این منطقه می‌باشد، انجام گرفت. بدین ترتیب که در هر قطعه نمونه، ماکروفون خاک به صورت دستی از خاک جدا شده و در کیسه‌های پلاستیکی با بر چسب مشخص قرار داده شدند (۱۷). جانداران پس از انتقال به آزمایشگاه، تا سطح خانواده شناسایی و تعدادشان ثبت شد (۱۰). سپس فراوانی (تعداد کل ماکروفون مشاهده شده در هر قطعه نمونه)، یکنواختی (شاخص Sheldon)، تنوع (شاخص Shannon H') و غنا (شاخص Menhinick) ماکروفون با نرم افزار PAST 1.39 محاسبه شدند.

لازم به ذکر است که غنا به طور ساده تعداد گونه در یک جامعه است. لیکن غیر محتمل است که تمام گونه‌ها دارای تعداد افراد یکسان باشند. توزیع افراد در میان گونه‌ها تحت عنوان یکنواختی خوانده می‌شود. وقتی که کلیه گونه‌ها تقریباً دارای تعداد افراد مساوی باشند، یکنواختی حداکثر خواهد بود. تنوع گونه‌ای از ترکیب دو پارامتر غنا و یکنواختی به دست می‌آید و در واقع غنای گونه‌ای است که به وسیله یکنواختی موزون شده است. اندازه‌گیری معیارهای غنا، یکنواختی و تنوع توسط شاخص‌هایی صورت می‌گیرد که مهم‌ترین آنها شاخص غنای Menhinick، شاخص تنوع Shannon H' و یکنواختی Sheldon می‌باشند (۵). این شاخص‌ها از طریق روابط زیر محاسبه می‌شوند:

$$\text{Menhinick} = (s/\sqrt{n}) \quad (۱)$$

$$\text{Shannon } H' = (\sum(p_i)(\ln p_i)) \quad (۲)$$

$$\text{Sheldon} = (e^H/S) \quad (۳)$$

که در آنها n تعداد افراد، P نسبت تعداد یک گونه به کل گونه‌ها و S تعداد گونه است (۵).

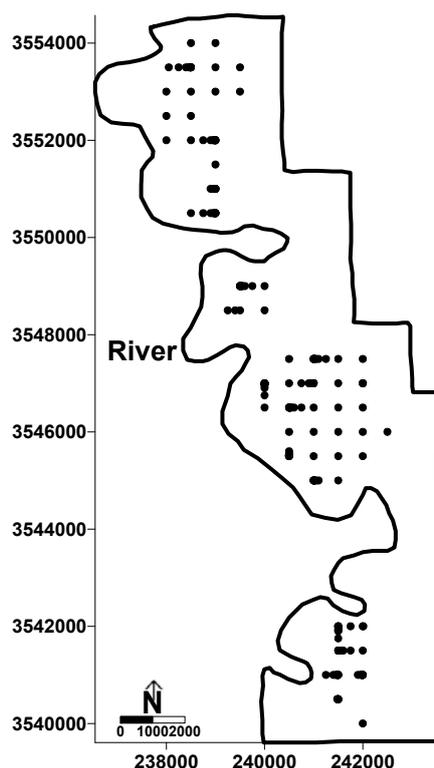
تغییرات پیوسته مکانی آنها می‌باشد. این تغییرات مکانی از نقطه‌ای به نقطه دیگر، به گونه‌ای است که مطالعه آن به وسیله روش‌های معمول تجزیه و تحلیل آماری به سادگی امکان‌پذیر نمی‌باشد. زیرا در بسیاری از روش‌های متداول آمار کلاسیک مانند تجزیه و تحلیل واریانس، موقعیت جغرافیایی و مکانی نمونه‌های برداشت شده از محیط در نظر گرفته نشده و در تجزیه و تحلیل داده‌ها بر اساس این شیوه‌ها هیچ‌گونه ارتباط ریاضی بین تغییرات مکانی داده‌ها به عنوان تابعی از فاصله برقرار نمی‌شود. بنابراین جهت توصیف کمی الگوهای پراکنشی چنین متغیرهای محیطی، علاوه بر مقادیر تعیین شده خصوصیت مورد نظر می‌بایستی موقعیت جغرافیایی مشاهدات نیز به طور همزمان در نظر گرفته شود (۳). محققان بسیاری جهت تحلیل الگوی مکانی ماکروفون خاک از روش‌های زمین‌آماري بهره جسته‌اند (۱۷، ۱۶، ۲۰ و ۲۶).

جنگل‌های حاشیه رودخانه به عنوان یکی از اجزای مهم و حیاتی ارتباط بین محیط زیست خشکی و آب (۱۵) دارای خصوصیات منحصر به فردی از نظر پوشش گیاهی، جانوری و ویژگی‌های بیوفیزیکی می‌باشند (۱۳ و ۲۲). جنگل‌های طبیعی که در حاشیه رودخانه‌های دایمی استان خوزستان عرصه وسیعی را پوشانده‌اند، علیرغم اهمیت بسیار زیاد، با تخریب فراوان مواجه‌اند (۶). از آنجا که پایداری پوشش گیاهی در این مناطق نقش حیاتی در نگهداری اکوسیستم دارد، احیا و مدیریت آن برای پایداری عملکرد اکوسیستم ضروری است (۱۵). برای آگاهی در مورد عملکرد اکوسیستم، بررسی تنوع زیستی خاک با تمرکز روی گروه‌هایی از ارگانوسم‌ها که نقش عمده را در عملکرد اکوسیستم بازی می‌کنند بهترین گزینه خواهد بود (۸).

این تحقیق با هدف تجزیه و تحلیل الگوی تغییرات مکانی فراوانی، یکنواختی، غنا و تنوع ماکروفون خاک و تهیه نقشه‌های پراکنش مکانی این شاخص‌ها با استفاده از روش‌های زمین‌آماري، در راستای مدیریت و برنامه ریزی درست و حفظ اکوسیستم، در جنگل‌های طبیعی حاشیه رودخانه کرخه (پناهگاه حیات وحش کرخه) انجام گرفت.

مواد و روش‌ها

منطقه مورد مطالعه، پناهگاه حیات وحش کرخه (بین عرض‌های جغرافیایی ۳۳° ۰۵' - ۳۱° ۵۷' شمالی و طول‌های جغرافیایی ۴۸° ۴۸' - ۴۸° ۱۳' شرقی) در محدوده جنگل‌های حاشیه رودخانه کرخه در استان خوزستان می‌باشد. میانگین بارندگی سالیانه آن حدود ۳۲۵/۸ میلی‌متر و متوسط دمای هوا در آن، ۲۴ درجه سانتی‌گراد است. پوشش غالب این جنگل‌ها، پده *Populus euphratica* و گز *Tamarix sp.* می‌باشد.



شکل ۱- الگوی نمونه برداری و موقعیت نمونه‌ها در منطقه مورد مطالعه

در ۱۰۰ به دست می‌آید. چنانچه این نسبت کمتر از ۲۵ درصد باشد همبستگی قوی، ۷۵-۲۵ درصد همبستگی متوسط و بیشتر از ۷۵ درصد همبستگی ضعیف خواهد بود (۱ و ۲۹). بررسی همبستگی مکانی و تحلیل ساختار مکانی با استفاده از واریوگرام از طریق نرم افزار VARIOWIN 2.21 انجام شد.

اعتبارسنجی واریوگرام‌ها با استفاده از روش چک‌نایف برای تعیین مناسب‌ترین شعاع جستجو و تعداد نقاط همسایه برای به حداقل رساندن خطای تخمین کریجینگ به وسیله نرم‌افزار GEOEASE انجام شد. با توجه به مقادیر مشاهده شده و برآورد شده، اریب (ME) ودقت (RMSE) محاسبه شد. خطای تخمین کریجینگ بایستی دارای میانگین صفر بوده و ریشه میانگین مجذور خطای تخمین، بایستی حتی الامکان کوچک باشد. معمولاً هر چه مقدار این دو شاخص کمتر باشد دقت روش بیشتر است. بعد از کنترل اعتبار پارامترهای کریجینگ و به دست آوردن مناسب‌ترین پارامترها جهت میان‌یابی متغیرها، اقدام به پهنه‌بندی و تهیه نقشه‌های کریجینگ شد. بدین منظور، میان‌یابی به روش کریجینگ بلوکی با استفاده از نرم افزار SURFER 8 صورت گرفت.

نتایج و بحث

ماکروفون موجود در منطقه شامل: کرم خاکی، حلزون و

سیس توصیف آماری داده‌ها به منظور دست‌یابی به خلاصه اطلاعات آماری هر ویژگی، با استفاده از نرم افزار SPSS 15 انجام گرفت. شاخص‌های آماری میانگین، میانه، حداقل، حداکثر، انحراف معیار، ضریب تغییرات و چولگی برای هر متغیر تعیین شد. نرمال بودن داده‌ها با استفاده از آزمون کولموگروف-اسمیرنوف مورد بررسی قرار گرفت.

زمین آمار شاخه‌ای از آمار مکانی، مبتنی بر نظریه‌ی متغیر ناحیه‌ای است (۴) و به وسیله واریوگرام به عنوان ابزار بررسی کمی تغییرپذیری مکانی پدیده‌ها (۱۹)، الگوی مکانی مشاهدات را بررسی و با تکنیک درون‌یابی کریجینگ، بر مبنای همبستگی مکانی مشاهدات، مقادیر متغیر را در نقاط نمونه‌برداری نشده پیش‌بینی و نقشه‌های تخمین را تهیه می‌کند (۱۸ و ۲۵).

قبل از کاربرد تجزیه و تحلیل‌های زمین آماری، ناهمسانگردی هر متغیر با ترسیم واریوگرام رویه‌ای مورد بررسی قرار گرفت (۳). برای واریوگرام ایده‌آل، سه پارامتر را می‌توان به صورت اثر قطعه‌ای، حد آستانه و دامنه تاثیر بیان کرد (۴). اثر قطعه‌ای واریانس مؤلفه غیر ساختاری (تصادفی)، حد آستانه بیانگر تقریبی از واریانس کل و دامنه تاثیر تعیین کننده فاصله‌ای است که فراتر از آن هیچ همبستگی مکانی بین مشاهدات وجود ندارد. درجه وابستگی مکانی متغیرها بر اساس تقسیم واریانس اثر قطعه‌ای به حد آستانه (واریانس کل) ضرب

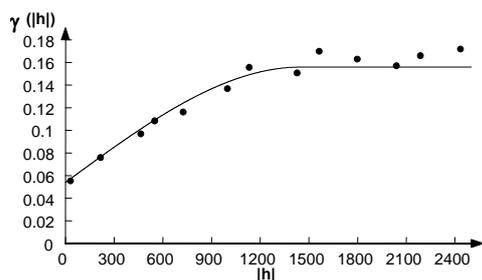
میانه در مورد سایر متغیرها که می‌تواند بیانگر توزیع نسبتاً نرمال متغیرها باشد و نیز مقادیر پایین چولگی در مورد آنها (جدول ۱) که باز هم نمایانگر انحراف کم این متغیرها از توزیع نرمال باشد کلیه آنالیزهای زمین‌آماری برحسب داده‌های اصلی صورت گرفت. در تحقیقات دیگری نیز محققان مختلف پس از برخورد با چنین وضعیتی از داده‌های اصلی استفاده کردند (۱). میزان ضریب تغییرات با توجه به ویژگی ذاتی متحرک بودن ماکروفون خاک زیاد می‌باشد. این پارامتر در مورد تنوع (شاخص Shannon H) بیشتر از سایرین است.

به منظور بررسی و مطالعه ساختار تغییرات مکانی داده‌های فراوانی، تنوع، غنا و یکنواختی ماکروفون خاک، واریوگرام‌های تجربی (در مورد فراوانی پس از تبدیل داده‌ها)، برای هر شاخص محاسبه و ترسیم شدند. از آن‌جا که با بررسی واریوگرام‌های رویه‌ای، ناهمسانگردی مشخصی مشاهده نگردید بنابراین، با توجه به همسانگرد بودن متغیرهای مورد بررسی، واریوگرام‌های همه‌جهته‌ی آنها تهیه و مدل مناسب برازش داده شد. شکل ۲ واریوگرام‌های تجربی به همراه مدل‌های برازش شده را نشان می‌دهد. نتایج حاکی از آن است که واریوگرام‌های مربوطه با مدل کروی سازگاری دارند. پارامترهای مربوطه به هر کدام از این مدل‌ها در جدول ۲ نشان داده شده است.

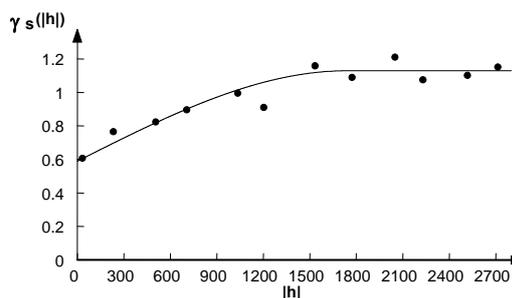
بندپایان (خرخاکی، مورچه، عنکبوت، پادمان، صدپا و سوسک) با میانگین فراوانی ۴۳/۱ در هر متر مربع بودند. خلاصه آماری داده‌های فراوانی، یکنواختی (شاخص Sheldon)، تنوع (شاخص Shannon H') و غنا (شاخص Menhinick) در جدول ۱ آمده است. نتایج آزمون نرمال نشان داد که توزیع داده‌ها در مورد همه شاخص‌ها از توزیع نرمال پیروی نمی‌کنند. به خصوص توزیع داده‌های فراوانی دارای چولگی زیاد در جهت مثبت است. اگرچه توزیع نرمال داده‌ها شرط لازم و ضروری پردازش‌های زمین‌آماري نمی‌باشد، لیکن در صورت نرمال بودن داده‌ها، تخمین‌های زمین‌آماري می‌توانند از دقت بالاتری برخوردار باشند (۴). به همین دلیل سعی بر نرمال کردن داده‌ها گردید. داده‌ها به صورت لگاریتم پایه طبیعی تبدیل شدند. اما از آنجا که در بعضی نقاط نمونه‌برداری مشاهدات صفر بودند تبدیل به صورت $(Ln(1+x))$ انجام گرفت (۲۳ و ۲۶ و ۲۸). با مقایسه واریوگرام‌های متغیرها در دو حالت تبدیل شده و بدون تبدیل (داده‌های اصلی) مشخص شد که ساختار مکانی واریوگرام‌ها در حالتی که از داده‌های اصلی استفاده شود بهتر و دارای شکل هنجارتری است. اما در مورد داده‌های فراوانی وضعیت پس از تبدیل بهتر شد. همانطور که ملاحظه می‌شود پس از تبدیل اختلاف بین میانگین و میانه کاهش یافته است (جدول ۱). در هر حال، با توجه به نزدیک بودن میانگین و

جدول ۱- خلاصه آماری داده‌های فراوانی، تنوع، غنا و یکنواختی ماکروفون خاک

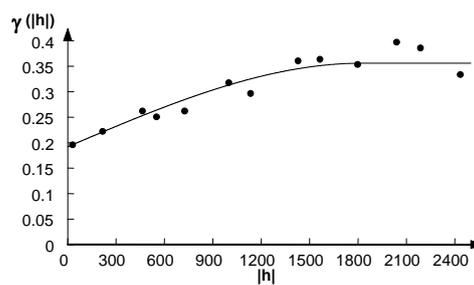
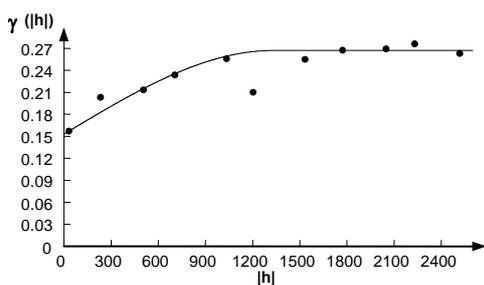
| شاخص | تعداد نمونه‌ها | میانگین | میانگین | انحراف معیار | ضریب تغییرات (%) | حداقل | حداکثر | چولگی |
|------------------------|----------------|---------|---------|--------------|------------------|-------|--------|-------|
| فراوانی (قبل از تبدیل) | ۲۰۰ | ۴۳/۱ | ۱۶ | ۷۳/۹۷ | ۱۷۱ | ۰ | ۴۸۰ | ۳/۷ |
| (تعداد در متر مربع) | | | | | | | | |
| فراوانی (بعد از تبدیل) | ۲۰۰ | ۲/۶۶ | ۲/۸۳ | ۱/۷ | ۷۶ | ۰ | ۶/۱۸ | ۰/۸۴ |
| تنوع | ۲۰۰ | ۰/۵۶ | ۰/۵۷ | ۰/۵۱ | ۹۳ | ۰ | ۱/۹۳ | ۰/۳۸۹ |
| غنا | ۲۰۰ | ۰/۷۱ | ۰/۷۲ | ۰/۵۷ | ۸۰ | ۰ | ۲ | ۰/۱۵۴ |
| یکنواختی | ۲۰۰ | ۰/۶۵ | ۰/۷۹ | ۰/۳۷ | ۵۷ | ۰ | ۱ | ۰/۸۴۲ |



B



A



D

C

شکل ۲- واریوگرام تجربی و مدل برازش داده شده به داده‌های (A) فراوانی، (B) یکنواختی (C) غنا و (D) تنوع ماکروفون خاک

جدول ۲- پارامترهای مدل برازش داده شده بر واریوگرام های تجربی شاخص های تنوع زیستی ماکروفون خاک

| پارامترهای مدل شاخص | مدل | اثر قطعه‌ای | حد آستانه | دامنه تاثیر | نسبت همبستگی (%) | کلاس همبستگی | میانگین خطا (ME) | ریشه میانگین مجذور خطا (RMSE) |
|---------------------|------|-------------|-----------|-------------|------------------|--------------|------------------|-------------------------------|
| فراوانی | کروی | ۰/۵۹ | ۱/۱۳ | ۱۷۲۴ | ۵۲ | متوسط | ۳/۴ | ۱/۸ |
| یکنواختی | کروی | ۰/۰۵۴ | ۰/۱۵۶ | ۱۴۵۰ | ۳۵ | متوسط | ۰/۶۷ | ۰/۴۵ |
| غنا | کروی | ۰/۱۹۲ | ۰/۳۵۶ | ۱۸۲۵ | ۵۳ | متوسط | ۰/۶۴ | ۰/۸ |
| تنوع | کروی | ۰/۱۵۳ | ۰/۲۶۵ | ۱۳۲۶ | ۵۵ | متوسط | ۰/۳۹ | ۰/۶۲ |

الگوی توزیع مکانی ماکروفون خاک در یک منطقه‌ی جنگلی در روسیه می‌باشد. این امر می‌تواند به دلیل تغییرپذیری ذاتی ارگانسیم-های خاکزی یا ناشی از تغییرات تصادفی فراوانی، تنوع، غنا و یکنواختی ماکروفون خاک دانست که در فواصل کمتر از فواصل نمونه‌برداری بروز می‌نماید (۲۸).

دامنه تاثیر واریوگرام‌ها فاصله‌ای است که در ماورای آن مشاهدات، همبستگی مکانی نداشته و می‌توان آنها را مستقل از یکدیگر محسوب کرد (۱ و ۲۹). این پارامتر در مورد فراوانی ۱۷۲۴، تنوع ۱۳۲۶، غنا ۱۸۲۵ و یکنواختی ۱۴۵۰ متر بود (جدول ۲). دامنه تاثیر بزرگ دلالت بر ساختار مکانی گسترده‌تر، پراکنش یکنواخت‌تر و در حقیقت پیوستگی مکانی بیش‌تر در مقادیر متغیر مورد نظر دارد (۲). در این میان همبستگی مکانی مشاهدات غنای گونه‌ای در فاصله بیشتری رخ می‌دهد که نشان دهنده یکسان بودن بیشتر شرایط در مورد این شاخص می‌باشد.

در تحقیق انجام شده توسط گنگالسکی و همکاران (۱۷) دامنه تاثیر در مورد شاخص‌های فراوانی، یکنواختی و تنوع Shannon H' کمتر گزارش شده است. این تحقیق در یک جنگل در روسیه با ترکیب گونه‌های بلوط، راش، ممرز و پوشش کف متفاوت با جنگل مورد بررسی ما انجام گرفته است. در این تحقیق نمونه‌ها روی یک شبکه منظم با فواصل ۵ متر بین نقاط نمونه‌برداری برداشت شدند. دامنه تاثیر کوچکتر در این منطقه می‌تواند در نتیجه شرایط محیطی و پوشش گیاهی متنوع‌تر و ناهمگن‌تر باشد.

مطالعه این واریوگرام‌ها نشان می‌دهد که توزیع داده‌ها در مورد همه فاکتورها در سطح منطقه به گونه‌ای است که نشانگر وجود روند در هر شاخص نمی‌باشد و واریوگرام‌ها حضور همبستگی مکانی را نشان می‌دهند. گنگالسکی و همکاران (۱۷) نیز در یک جنگل در روسیه همبستگی مکانی در مورد شاخص‌های تنوع ماکروفون خاک را گزارش داده‌اند. مدل برازش داده شده به واریوگرام‌های فراوانی و شاخص Shannon H' کروی بود. همچنین رسی (۲۸) و کامپانا و همکاران (۹) در مورد گونه‌های کرم خاکی این الگوها را مشاهده نمودند. جاشکو و همکاران نیز (۲۱)، الگوهای مشخصی از نظر پراکنش مکانی در مورد پارامترهای تنوع زیستی و فراوانی کرم خاکی گزارش کرده‌اند.

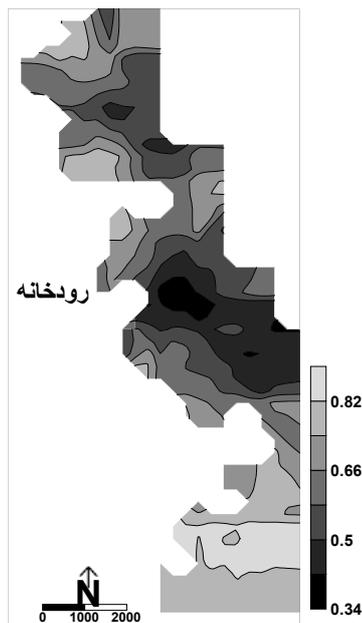
میزان اثر قطعه‌ای در مورد فراوانی ماکروفون خاک ۵۲ درصد، یکنواختی (Sheldon) ۳۵ درصد، غنا (Menhinick) ۵۳ درصد و تنوع (Shannon H) ۵۵ درصد حد آستانه می‌باشد (جدول ۲). هرچند در مورد یکنواختی این نسبت کمتر از سایرین می‌باشد اما در کل، شاخص‌های مورد مطالعه دارای همبستگی متوسط بوده (جدول ۲) و اثر قطعه‌ای در واریوگرام‌ها بالاست. عمدتاً این ساختارها دارای یک واریانس قطعه‌ای در واریوگرام هستند (۲۷). بالا بودن اثر قطعه‌ای در مورد شاخص‌های مورد مطالعه ما مشابه با نتایج رسی و همکاران (۲۶) در بررسی ساختار مکانی ارگانسیم‌های خاکزی به وسیله زمین-آمار در یک ساوان در آفریقا، رسی (۲۸) در بررسی توزیع مکانی کرم خاکی در ساوان Lamto و گنگالسکی و همکاران (۱۷) در مورد

این نقشه‌ها نشان می‌دهند که شاخص‌های مورد بررسی تنوع ماکروفون خاک الگوی تصادفی نداشته و دارای پراکنش مکانی می‌باشند. تغییرات تدریجی و پیوسته شاخص‌ها در سطح منطقه بخصوص در مورد غنا و یکنواختی، به خوبی توسط نقشه‌های کریجینگ نشان داده شده است. مناطقی با فراوانی، یکنواختی، غنا و تنوع بیشتر در کنار رودخانه واقع شده‌اند. گاه لکه‌های مجتمعی از ماکروفون دیده می‌شود که می‌تواند به دلیل شرایط خاص غذایی و پوشش گیاهی در محدوده خاص باشد. در این نقشه‌ها می‌توان مشاهده کرد که از طریق شناخت موقعیت مکانی می‌توان به تنوع زیستی جانداران خاکریزی پی برد. در واقع می‌توان گفت: الگوی تنوع زیستی ماکروفون خاک در این اکوسیستم‌های حاشیه رودخانه در راستای تغییرات پوشش گیاهی و رطوبت می‌باشد. توزیع مکانی ماکروفون خاک می‌تواند از فاکتورهایی نظیر تغییر در مواد آلی خاک، بافت خاک و ساختار پوشش گیاهی تاثیر بپذیرد (۱۲ و ۲۷) این فاکتورها در کنار ویژگی‌های ذاتی جمعیت جانداران خاکریزی تقریباً کنترل کننده ساختار و ویژگی‌های پراکنشی جمعیت آنها می‌باشند (۲۸).

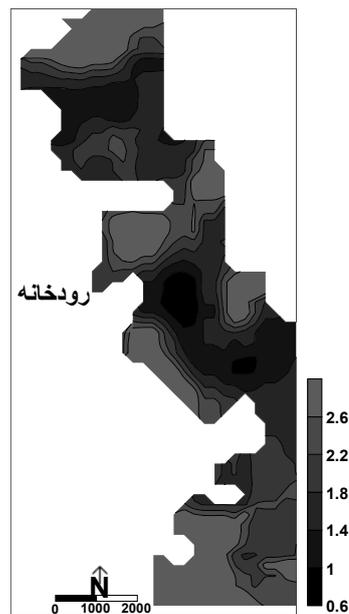
به طور کلی دامنه واریوگرام‌ها و همچنین پارامترهای دیگر آنها در شاخص‌های مورد بررسی نسبتاً مشابه است که بیانگر یکسان بودن شرایط توزیع و الگوی پراکنش شاخص‌های تنوع زیستی ماکروفون خاک در منطقه مورد مطالعه می‌باشد. یعنی می‌توان گفت فرآیندهایی که منجر به تغییرات فراوانی، یکنواختی، غنا و تنوع می‌شوند یکسان هستند.

مقادیر میانگین خطای تخمین نزدیک به صفر بوده و بیانگر نارایب بودن تخمین‌ها در روش کریجینگ است. (جدول ۲) پایین بودن مقادیر ریشه میانگین مجذور خطا نیز می‌تواند نمایانگر دقت قابل قبول تخمین باشد. بنابراین می‌توان اظهار داشت که نتایج کنترل اعتبار کریجینگ، بیانگر متناسب بودن پارامترهای مربوط به آن می‌باشد که سبب کاهش در خطای تخمین می‌شوند.

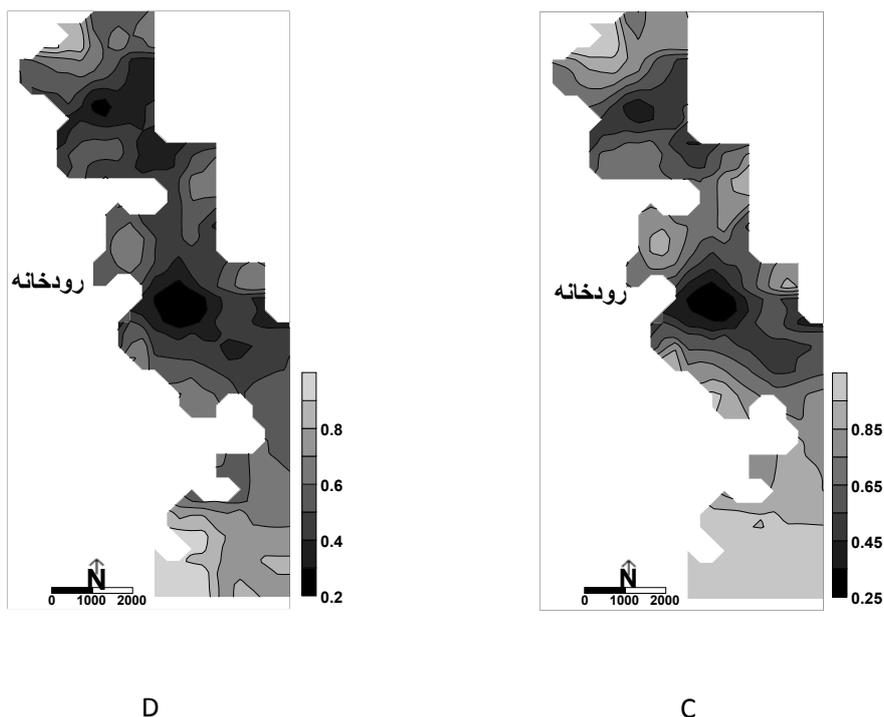
به منظور تهیه نقشه‌های پراکنش شاخص‌های تنوع زیستی ماکروفون خاک، از روش کریجینگ معمولی در سطح منطقه مطالعاتی استفاده شد. در مورد داده‌های فراوانی، پس از برآورد آماری و کریجینگ، نتایج از حالت لگاریتمی به حالت اولیه برگشت داده شدند. شکل ۳ نتایج حاصل از کریجینگ را برای شاخص‌های مورد بررسی نشان می‌دهد.



B



A



شکل 3- نقشه های کریجینگ (A) فراوانی، (B) یکنواختی (C) غنا و (D) تنوع ماکروفون خاک

نتیجه گیری

به طور کلی فراوانی، یکنواختی، غنا و تنوع ماکروفون خاک دارای الگوی توزیع مکانی مشخص و پیوستگی مکانی متوسط هستند. دامنه تأثیر شاخص های مورد بررسی در محدوده های نسبتاً بزرگ رخ داده است که دلالت بر ساختار مکانی گسترده، پراکنش یکنواخت و در حقیقت پیوستگی مکانی بیش تر در مقادیر متغیر مورد نظر دارد. نقشه های کریجینگ نشان دادند که مناطقی با فراوانی، یکنواختی، غنا

منابع

- ۱- افشار ح.، صالحی م.ج.، محمدی ج. و محنت کش ع. ۱۳۸۸. تغییرپذیری مکانی ویژگی های خاک و عملکرد گندم در یک نقشه تناسب کمی (مطالعه موردی: منطقه شهرکیان، استان چهارمحال و بختیاری). مجله آب و خاک (علوم و صنایع کشاورزی). جلد ۲۳، شماره ۱، صفحات ۱۶۱-۱۷۲.
- ۲- حسنی پاک ع. ۱۳۷۷. زمین آمار، انتشارات دانشگاه تهران. ۳۱۴ صفحه.
- ۳- محمدی ج. ۱۳۷۷. مطالعه تغییرات مکانی شوری خاک در منطقه رامهرمز (خوزستان) با استفاده از نظریه ژئواستاتستیک، ۱- کریجینگ. مجله علوم و فنون کشاورزی و منابع طبیعی. جلد ۲، شماره ۴، صفحات ۶۳-۴۹.
- ۴- محمدی ج. ۱۳۸۵. پدومتری: آمار مکانی (ژئواستاتستیک)، انتشارات پلک. ۴۵۳ صفحه.
- ۵- مصداقی م. ۱۳۸۴. بوم شناسی گیاهی، انتشارات جهاد دانشگاهی مشهد، ۱۸۷ صفحه.
- ۶- صالحه شوستری م.ج. ۱۳۸۱. گزارش طرح پیشاهنگ اصلاح و توسعه بیشه زارهای حاشیه رودخانه های استان خوزستان با گونه های درختی و درختچه ای بومی و غیر بومی. سازمان تحقیقات و آموزش کشاورزی، ۲۷۵ صفحه.
- 7- Aubert M., Hedde M., Decaens T., Bureau F., Margerie P., Alard D. 2003. Effects of tree canopy

و تنوع بیشتر در کنار رودخانه واقع شده اند. واریانس اثر قطعه ای بالا در این بررسی بیش از هر چیزی می تواند بیانگر تغییرپذیری ذاتی جمعیت و عوامل موثر محیطی بر روند تغییرات آنها باشد. بنابراین بررسی اثر فاکتورهای محیطی از جمله ویژگی های خاک و پوشش گیاهی روی الگوی پراکنش مکانی ماکروفون خاک ضروری به نظر می رسد.

- composition on earthworms and other macro-invertebrates in beech forests of upper Normandy (France). *Pedobiologia*, 47: 904-912.
- 8- Barrios E. 2007. Soil biota, ecosystem services and land productivity. *Ecological Economics*, 24(2): 269-285.
 - 9- Campana C., Gauvin S., Ponge J.F. 2002. Influence of ground cover on earthworm communities in an unmanaged beech forest: linear gradient studies. *European Journal of Soil Biology*, 38: 213-224.
 - 10- Coleman D.C., Crossley D.A., Hendrix P.F. 2004. *Fundamentals of soil ecology*. Elsevier Academic Press, 386p.
 - 11- Coulson R.N., McFadden B.A., Pully P.A., Lovelady C.N., Fitzgerald J.W., Jack S.B. 1999. Heterogeneity of forest landscape and the distribution and abundance of southern pine beetle. *Forest Ecology and Management*, 114: 471-485.
 - 12- Ettema C.H., Wardle D.A. 2002. Spatial soil ecology. *Trends in Ecology and Evolution*, 17: 177-183.
 - 13- Fernandez-Alaez C., Fernandez-Alaez M., and Garcia-Criado F. 2005. Spatial distribution pattern of the riparian vegetation in a basin in the NW Spain. *Plant Ecology*, 179: 31-42.
 - 14- Gaston K.J., Spice J.I. 1998. *Biodiversity: an Introduction*. Blackwell Science, MA, USA. 254p.
 - 15- Giese L.A., Aust W.M., Trettin C.C., Kolka R.K. 2000. Spatial and temporal patterns of carbon storage and species richness in three South Carolina coastal plain riparian forests. *Ecological Engineering*, 15: S157-S17.
 - 16- Gonglanski K.B., Savin F.A., Pokarzhevskii A.D., Filimonova Z.V. 2005. Spatial distribution of isopods in an oak-beech forest. *European Journal of soil Biology*, 41: 117-122.
 - 17- Gonglanski K.B., Gorshkova I.A., Karpov A.I., Pokarzhevskii A.D. 2008. Do boundaries of soil animal and plant communities coincide? A case study of a Mediterranean forest in Russia *European journal of soil biology*, 44:355-363.
 - 18- Goovaerts P. 1999. Geostatistics in soil science: state-of-the-art and perspectives. *Geoderma*, 89: 1-45.
 - 19- Gringarten E., and Deutsch C.V. 2001. Teacher's aide, Variogram interpretation and modeling. *Mathematical Geology*, 33(4):507-534.
 - 20- Jimenez J.J., Rossi J.P., Lavelle P. 2001. Spatial distribution of earthworm in acid-soil savannas of the eastern plains of Colombia. *Applied Soil Ecology*, 17: 267-278.
 - 21- Joschko M., Fox C.A., Lentzsch P., Kiesel J., Hierold W., Kruck S., Timmer j. 2006. Spatial analysis of earthworm biodiversity at the regional scale. *Agriculture Ecosystem & Environment*, 112: 367-380.
 - 22- Lyon J., and Gross N.M. 2005. Patterns of plant diversity and plant-environmental relationship across three riparian corridors. *Forest Ecology and Management*, 204: 267-278.
 - 23- Mathieu J., Rossi J., Grimaldi M., Mora Ph., Lavelle P., and Rouland C. 2004. A multi-scale study of soil macrofauna biodiversity in Amazonian pastures. *Biology and Fertility of Soil*, 40: 300-305.
 - 24- Nahmani J., Capowies Y., Lavelle P. 2005. Effects of metal pollution on soil macroinvertebrate burrow systems. *Biology and Fertility of Soils*, 42: 31-39.
 - 25- Nielson D.R., Wendroth O. 2003. *Spatial and temporal statistics, sampling field soils and their vegetation*. Geosciences Publisher, 398p.
 - 26- Rossi J.P. Rossi J.P. Lavelle P., Tondoh J.E. 1995. Statistical tool for soil biology X. Geostatistical analysis. *European Journal of Soil Biology*, 31(4):173-181.
 - 27- Rossi J.P. 2003. Clusters in earthworm spatial distribution. *Pedo biologia*, 47: 490-496.
 - 28- Rossi J.P. 2003. Short-range structures in earthworm spatial distribution. *Pedo biologia*, 47: 582-587.
 - 29- Sun B., Zhou S., Zhao Q. 2003. Evaluation of spatial and temporal changes of soil quality based on geostatistical analysis in the hill region of subtropical China. *Geoderma*, 115: 85-99.
 - 30- Thoisy B., Brosse S., dubois M.A. 2008. Assessment of large-vertebrate species richness and relative abundance in Neotropical forest using line-transect censuses: what is the minimal effort required? *Biodiversity Conserve*, 17(11):2627-2644.
 - 31- Tondoh J.E., Monin L.M., Tiho S., Csuzdi C. 2007. Can earthworms be used as bio-andicators of land-use perturbations in semi- deciduous forest? *Biology and Fertility of Soils*, 43: 585-592.
 - 32- Warren M.W., and Zou X. 2002. Soil Macrofauna and litter nutrients in three tropical tree plantations on a disturbed site in Puerto Rico. *Forest Ecology and Management*, 170: 161-171.



Analysis of Spatial Variability of Soil Macrofauna in Riparian Forest of Karkhe, Iran

Sh. Gholami¹-S.M. Hosseini^{2*}- J. Mohammadi³-A.S. Mahini⁴

Received: 13-3-2010

Accepted: 12-9-2010

Abstract

Information about the spatial patterns of soil biodiversity is limited though required, e.g. for understanding effects of biodiversity on ecosystem processes. This study was conducted to determine whether soil macrofauna biodiversity parameters display spatial patterns in the riparian forest landscape of Karkhe. Soil macrofauna were sampled using 200 sampling point along parallel transects (perpendicular to the river). The sampling procedure was hierarchically, maximum distance between samples was 0.5 km, but the samples were taken at shorter distance at different location of sampling. Soil macrofauna were extracted from 50 cm×50 cm×25 cm soil monolith by hand-sorting procedure. Abundance (Number of animals), diversity (Shannon H' index), richness (Menhinick index) and evenness (Sheldon index) were analyzed using geostatistics (variogram) in order to describe and quantify the spatial continuity. The variograms of indices were spherical and revealed the presence of spatial autocorrelation. The range of influence was 1724 m for abundance, 1326 m for diversity, 1825 m for richness and 1450 for evenness. The variograms featured high ratio of nugget variance to sill (abundance (52%), diversity (55%), richness (53%) and evenness (35%)). This showed that there was the small-scale variability and proportion of unexplained variance. The kriging maps showed that the soil macrofauna have spatial variability.

Key words: Spatial pattern, Soil macrofauna, Geostatistics, Variogram, Kriging

1,2- PhD Student and Associate Professor, Department of Forestry, Faculty of Natural Resource and Marine Science, Tarbiat Modares University

(*-Corresponding Author Email: Hosseini@modares.ac.ir)

3- Associate Professor, Department of Soil Science, Faculty of Agriculture, Shahekord University

4- Associate Professor, Department of Environmental, Faculty of Environmental Science, Gorgan University