

تغییرات مکانی تجدید حیات و تنوع گونه‌های درختی در جنگل‌های زاگرس، مطالعه موردی: جنگل‌های گهواره در استان کرمانشاه

حدیث دارابی^۱، شایسته غلامی^{۱*} و احسان صیاد^۱

(تاریخ دریافت: ۱۳۹۴/۹/۲۴؛ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۹/۹)

DOI: 10.18869/acadpub.ijae.5.18.45

چکیده

تجدید حیات یکی از مهم‌ترین پدیده‌های متغیر در اکوسیستم‌های جنگلی و از مهم‌ترین عوامل توسعه و پایداری جنگل‌ها می‌باشد. به‌منظور بررسی تغییرات مکانی تنوع تجدید حیات و تنوع گونه‌های درختی، تحقیق حاضر در جنگل‌های گهواره در استان کرمانشاه انجام گرفت. نمونه‌برداری در ۶۷ قطعه نمونه به مساحت ۴۰۰ مترمربع با استفاده از شبکه آماربرداری ۱۰۰×۱۰۰ متر انجام شد. در هر قطعه نمونه تعداد، نوع گونه‌های درختی و تجدید حیات جنسی (پایه‌هایی با قطر کمتر از ۷/۵ سانتی‌متر) در سطح کل پلات و تجدید حیات غیرجنسی (نوع گونه، مبدأ رویشی (پاجوش و ریشه جوش)) در یک چهارم پلات (پلات ۱۰۰ مترمربعی) ثبت شدند. بررسی همبستگی مکانی با استفاده از زمین‌آمار (واریوگرام و واریوگرام دو جانبه) صورت گرفت. نتایج بیانگر آن است که همه متغیرهای مورد بررسی به‌جز یکنواختی (شاخص Sheldon) درختان و یکنواختی تجدید حیات جنسی دارای ساختار مکانی می‌باشند. دامنه تأثیر متغیرها در محدوده‌های نسبتاً بزرگ رخ داده که دلالت بر ساختار مکانی گسترده، پراکنش یکنواخت و در حقیقت پیوستگی مکانی بیشتر در مقادیر موردنظر است. واریوگرام‌های دو جانبه، ارتباط مکانی قوی را در مورد تنوع تجدید حیات جنسی با تنوع درختان و تنوع و غنای تجدید حیات غیرجنسی با فراوانی درختان نشان می‌دهند.

واژه‌های کلیدی: واریوگرام، تجدید حیات، واریوگرام دو جانبه، تنوع گونه‌ای، الگوی مکانی

۱. گروه منابع طبیعی، پردیس کشاورزی و منابع طبیعی، دانشگاه رازی، کرمانشاه

*: مسئول مکاتبات، پست الکترونیکی: shaiestegholami@gmail.com

مقدمه

تجدید حیات یکی از مهم‌ترین پدیده‌های متغیر در اکوسیستم‌های جنگلی (۲۶) و از مهم‌ترین عوامل توسعه و پایداری آنها به‌شمار می‌رود (۲۲). در واقع احیاء و توسعه جنگل به تجدید حیات آن بستگی داشته و در صورت استمرار تجدید حیات، تولید مستمر جنگل محقق خواهد شد (۲۲). تجدید حیات و پایداری اکوسیستم جنگل‌های غرب به‌دلیل چرای بی‌رویه دام، قطع بی‌رویه درختان برای تأمین سوخت و هم‌چنین جمع‌آوری بذر درختان توسط مردم در حال تخریب می‌باشد، بنابراین بررسی وضعیت تجدید حیات در این جنگل‌ها ضروری به‌نظر می‌رسد. از آنجایی که تیپ غالب این جنگل‌ها شاخه و دانه‌زاد است با آگاهی از وضعیت تجدید حیات می‌توان آنها را به‌سمت دانه‌زاد سوق داد (۱۶).

هم‌چنین داشتن اطلاعات دقیق از وضعیت تجدید حیات و الگوی مکانی آن برای احیای جنگل ضروری است. الگوی مکانی می‌تواند در تعیین روابط اکولوژیکی و ویژگی‌های بیولوژیکی جمعیت‌های گیاهی مفید باشد. به‌همین دلیل در دهه گذشته به آنالیز الگوهای مکانی به‌عنوان موضوع مرکزی در تحقیقات جنگل، به‌ویژه در احیاء جنگل‌ها توجه شده است و همیشه یک موضوع اصلی در تحقیقات اکولوژیکی بوده است (۳۶). الگوی مکانی تجدید حیات در جنگل نتیجه پراکنش بذرها، جوانه‌زنی و بقای نهال‌ها در رابطه با پراکنش درختان مادری، ترکیب پوشش گیاهی و شرایط رشد و نمو بذر می‌باشد (۲۷ و ۲۸).

از طرفی، زادآوری گونه‌ها با ترکیب گونه‌ای جنگل ارتباط نزدیکی دارد (۱۶). بنابراین، بررسی رابطه تجدید حیات و تنوع گونه‌های درختی از بهترین معیارهای پایش پایداری تنوع زیستی جنگل‌ها به‌شمار می‌رود (۳۵). تنوع زیستی به‌عنوان گنجینه زیستی یا بانکی از داده‌های زیست‌شناختی در نظر گرفته می‌شود و شکل‌های متفاوتی از زندگی و فرم‌های رویشی در سطح کره زمین را نشان می‌دهد و تمام گونه‌های گیاهی، جانوری، موجودات ذره‌بینی و بوم‌سازگان و فرآیندهای

بوم‌شناختی آنها را در بر می‌گیرد (۱). امروزه با نابودی گونه‌های گیاهی و کاهش جمعیت آنها، بررسی تنوع زیستی جوامع گیاهی در اکوسیستم‌های خاکی اهمیت دو چندان پیدا کرده است (۲۱). تنوع زیستی یک مسأله کلیدی در امر حفاظت طبیعت است و تنوع گونه‌ای یکی از اجزای مهم آن است (۸). از نظر بسیاری از افراد تنوع گونه‌ای در برخی موارد معادل تنوع زیستی به‌کار برده می‌شود، به‌عبارتی تنوع زیستی اغلب در اصطلاح تنوع گونه‌ای متمرکز می‌شود (۱ و ۳۲). تنوع گونه‌ای یکی از خصوصیات مهم جوامع زیستی و تابعی از شمار گونه‌های موجود و اندازه جمعیت‌های معرف آن گونه‌ها در یک منطقه است (۱۵) و بر مفاهیمی استوار است که یکی از مهم‌ترین آنها غنای گونه‌ای است، غنای گونه‌ای بیانگر حضور انواع گونه‌ها در محیط مورد مطالعه است، دومین مؤلفه تنوع گونه‌ای یکنواختی (وفور نسبی) است که به توزیع افراد گونه‌ها مربوط می‌شود (۹). تنوع گونه‌های درختی اساس تنوع کل جنگل است زیرا درختان منابع و زیستگاه‌ها را برای تقریباً تمام گونه‌های دیگر فراهم می‌کند (۱۹).

با توجه به اهمیت جنگل‌های زاگرس از نظر گونه‌های گیاهی و جانوری، ذخایر ژنتیکی، مسائل اقتصادی-اجتماعی و نیز برای دستیابی به توسعه پایدار، حفاظت از اکوسیستم‌های طبیعی و تنوع زیستی آنها لازم است و یکی از گام‌های مهم در این راستا مطالعه و بررسی وضعیت تنوع گونه‌های درختی و تجدید حیات منطقه است که عامل مؤثری در سنجش و ارزیابی وضعیت کنونی و پیش‌بینی وضعیت آینده منطقه به‌شمار می‌رود و برای اعمال مدیریت صحیح نقش به‌سزایی دارد.

یکی از خصوصیات مشترک عوامل و ویژگی‌های محیطی، تغییرات پیوسته مکانی آنها می‌باشد. چنین تغییرات متغیرهای محیطی از نقطه‌ای به نقطه دیگر، به‌گونه‌ای است که مطالعه آنها به وسیله روش‌های معمول تجزیه و تحلیل آماری به‌سادگی امکان‌پذیر نمی‌باشد. زیرا در بسیاری از روش‌های متداول آمار کلاسیک مانند تجزیه و تحلیل واریانس، تنها مقدار کمیت موردنظر در نمونه‌ها مورد توجه قرار می‌گیرد و موقعیت

۲۰' ۱۷' ۳۴° تا ۳۷' ۱۹' ۳۴° شمالی و طول‌های جغرافیایی ۲۳' ۲۵' ۴۶° تا ۳۴' ۲۸' ۴۶° شرقی) انتخاب شد. این منطقه به مدت ۱۱ سال قرق شده و چرای دام در آن دیده نشده است. دارای اقلیم مرطوب سرد می‌باشد. میانگین بارندگی سالیانه آن حدود ۶۰۰ میلی‌متر و متوسط دمای هوا در آن، ۱۱/۶ درجه سانتی‌گراد است. گونه‌های درختی غالب این جنگل‌ها، بلوط ایرانی *Quercus brantii* و مازودار *Quercus infectoria* است.

جمع‌آوری داده‌ها

نمونه‌برداری با استفاده از شبکه آماربرداری به ابعاد ۱۰۰×۱۰۰ متر و به صورت منظم تصادفی در مساحت ۷۰ هکتار، انجام گرفت. قطعات نمونه ۴۰۰ مترمربعی مشخص شدند. در مجموع ۶۷ قطعه نمونه برداشت شد. در هر قطعه نمونه، تعداد کل گونه‌های درختی و نوع آنها در سطح کل پلات، تجدید حیات جنسی نهال‌ها (پایه‌هایی با قطر کمتر از ۷/۵ سانتی‌متر) با ثبت نوع گونه در سطح کل پلات و تجدید حیات غیرجنسی (ویژگی‌های زادآوری شامل نوع گونه، مبدأ رویشی (پاجوش و ریشه جوش)) در یک چهارم پلات (پلات ۱۰۰ مترمربعی) یادداشت گردید. سپس یکنواختی (شاخص Sheldon)، تنوع (شاخص Shannon H') و غنا (شاخص Menhinick) درختان، تجدید حیات جنسی و غیرجنسی، با استفاده از نرم‌افزار PAST 1.39 محاسبه شدند.

تجزیه و تحلیل داده‌ها

توصیف آماری داده‌ها به منظور دست‌یابی به خلاصه اطلاعات آماری هر ویژگی، با استفاده از نرم‌افزار SPSS 22 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. علاوه بر آن ضریب همبستگی پیرسون بین شاخص‌های تنوع درختان و تجدید حیات جنسی

جغرافیایی و مکانی نمونه‌های برداشت شده از محیط در نظر گرفته نمی‌شود و در تجزیه و تحلیل داده‌ها هیچ‌گونه ارتباط ریاضی بین تغییرات مکانی داده‌ها به‌عنوان تابعی از فاصله برقرار نمی‌شود، به دیگر سخن، در آمار کلاسیک توزیع مکانی نمونه‌ها هیچ جایگاهی در تجزیه و تحلیل آنها ندارد. بنابراین، برای توصیف کمی الگوهای پراکنش چنین متغیرهایی علاوه بر مقادیر تعیین شده برای خصوصیت موردنظر، بایستی موقعیت جغرافیایی مشاهدات نیز به‌طور همزمان در نظر گرفته شود (۱۱). یکی از روش‌های برآورد داده‌های مکانی، روش‌های زمین‌آمار است که دارای کارایی و دقت بیشتری نسبت به روش‌های دیگر می‌باشند (۶ و ۲۹). زمین‌آمار شاخه‌ای از آمار مکانی، مبتنی بر نظریه متغیر ناحیه‌ای است، براساس نظریه آمار مکانی نمونه‌های مجاور تا فاصله‌های معینی به صورت مکانی به هم وابستگی دارند، به چنین متغیرهایی، متغیرهای ناحیه‌ای گفته می‌شود که پایه آمار مکانی را تشکیل می‌دهد. رسالت اساسی زمین‌آمار، مدل‌سازی متغیرهای ناحیه‌ای در چارچوب نظریه احتمال می‌باشد (۷ و ۱۴) و به‌وسیله واریوگرام به‌عنوان ابزار بررسی کمی تغییرپذیری مکانی پدیده‌ها، الگوی مکانی مشاهدات را بررسی می‌کند (۱۱). با توجه به اینکه آمار کلاسیک از بیان ارزش مکانی متغیرها و چگونگی قرارگیری آنها در کنار یکدیگر ناتوان است، در این پژوهش برای شناسایی بهتر ساختار تنوع گونه‌ای درختان و تجدید حیات از آمار مکانی استفاده شده است. هدف این تحقیق، تجزیه و تحلیل الگوی توزیع و ارتباط مکانی تنوع تجدید حیات و گونه‌های درختی با استفاده از زمین‌آمار می‌باشد تا بدین ترتیب گام مهمی برای مدیریت بهینه، حفظ و احیاء این جنگل‌ها برداشته شود.

مواد و روش‌ها

منطقه مورد مطالعه

برای انجام این تحقیق، توده‌های جنگلی در نزدیکی روستای هورو و نیلک در ۵ کیلومتری بخش گهواره از توابع شهرستان دالاهو واقع در استان کرمانشاه (بین عرض‌های جغرافیایی

و غیرجنسی تعیین شد.

دوجانبه استفاده شد. واریوگرام دوجانبه برای دو متغیر از طریق فرمول زیر محاسبه می‌شود:

$$\gamma(h) = \left(\frac{1}{\gamma}\right) \left(\frac{1}{N(h)}\right) \sum_{i=1}^{N(h)} [Z_u(X_i) - Z_u(x_i + h)] \times [Z_v(X_i) - Z_v(x_i + h)] \quad [2]$$

که در آن، $N(h)$: تعداد جفت‌های جدا شده در فاصله گام (h) ، $Z_u(x)$: مقدار متغیر اولیه اندازه‌گیری شده در نقطه i ، $Z_u(x+h)$: مقدار متغیر اولیه اندازه‌گیری شده در موقعیت مکانی $i+h$ و $Z_v(x)$: مقدار متغیر ثانویه اندازه‌گیری شده در نقطه i و $Z_v(x+h)$: مقدار متغیر ثانویه اندازه‌گیری شده در موقعیت مکانی $i+h$ است. برای مدل‌سازی واریوگرام دوجانبه دو متغیر مورد بررسی از سه مؤلفه اثر قطعه‌ای، حد آستانه و دامنه تأثیر استفاده می‌شود (۲۵).

بررسی همبستگی مکانی و تحلیل ساختار مکانی با استفاده از واریوگرام و واریوگرام دوجانبه، از طریق نرم‌افزار GS+ 5.1 انجام شد. برای ارزیابی مدل برازش داده شده بر واریوگرام‌ها، از معیار مجموع مربعات خطا (RSS) که باید دارای مقادیر کم باشد، استفاده شد (۲۴). اعتبارسنجی واریوگرام‌ها براساس ضریب رگرسیون R^2 اعتبارسنجی که باید دارای مقادیر بالا باشد، بررسی گردید. ارتباط بین جانداران خاکزی و تاج پوشش گونه‌های درختی از طریق آنالیز همبستگی و تجزیه و تحلیل‌های ژئواستاتستیک انجام گرفت.

نتایج

براساس نتایج به‌دست آمده، فراوانی، غنا، یکنواختی و تنوع گونه‌های درختی در این جنگل‌ها چشمگیر نیست. هم‌چنین فراوانی، غنا، یکنواختی و تنوع تجدید حیات غیرجنسی بیشتر از زادآوری جنسی است. خلاصه آماری داده‌های فراوانی و تنوع درختان، تجدید حیات جنسی و غیرجنسی به‌ترتیب در جدول‌های ۱، ۲ و ۳ آمده‌اند. نتایج حاصل از این جدول و آزمون نرمال، نشان داد که توزیع داده‌ها در مورد

قبل از کاربرد تجزیه و تحلیل‌های زمین‌آمار، ناهمسانگردی هر متغیر با ترسیم واریوگرام رویه‌ای مورد بررسی قرار گرفت (۱۱). تحلیل ساختار مکانی با استفاده از واریوگرام انجام گرفت و حضور و عدم‌حضور روند بررسی شد. واریوگرام‌های محاسبه شده از لحاظ ناهمسانگردی با ترسیم واریوگرام سطحی (Surface Variogram) مورد بررسی قرار گرفتند (۱۴). برای مقایسه دو کمیت در دو نقطه به مختصات مختلف، بررسی اختلاف آنها طبیعی‌ترین روش مقایسه است. بر این اساس، برای تمام موقعیت‌ها توان دوم این اختلاف تحت عنوان واریوگرام به‌صورت معادله زیر محاسبه گردید:

$$\gamma(h) = \frac{1}{2N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} [Z(x_i) - Z(x_i + h)]^2 \quad [1]$$

که در آن، $N(h)$: تعداد جفت‌های جدا شده در فاصله گام (h) ، $Z(x)$: مقدار متغیر اندازه‌گیری شده در نقطه i و $Z(x+h)$: مقدار متغیر اندازه‌گیری شده در موقعیت مکانی $i+h$ است. مقدار واریوگرام بین مقادیر یک متغیر ناحیه‌ای در دو نقطه وابسته است. اگر این مقادیر به جهت نیز وابسته باشد، واریوگرام ناهمسانگرد و در غیر این‌صورت همسانگرد نامیده می‌شود. در واریوگرافی برای تشریح و مدل‌سازی رفتار واریوگرام از سه مؤلفه استفاده می‌شود: اثر قطعه‌ای، حد آستانه (سقف) و دامنه تأثیر. اثر قطعه‌ای، واریانس مؤلفه غیرساختاری (تصادفی)، حد آستانه بیانگر تقریبی از واریانس کل و دامنه تأثیر تعیین‌کننده فاصله‌ای است که در فراتر از آن هیچ همبستگی مکانی بین مشاهدات وجود ندارد (۳، ۱۲، ۱۴ و ۱۷). درجه وابستگی مکانی متغیرها براساس تقسیم واریانس اثر قطعه‌ای به حد آستانه (واریانس کل) ضرب در ۱۰۰ به‌دست می‌آید. چنانچه این نسبت کمتر از ۲۵ درصد باشد همبستگی قوی؛ ۲۵-۷۵ درصد همبستگی متوسط و بیشتر از ۷۵ درصد همبستگی ضعیف خواهد بود (۱۱).

به‌منظور جمع‌آوری اطلاعات در مورد ارتباط مکانی بین متغیرها و مقایسه شباهت الگوهای ساختار مکانی، از واریوگرام

جدول ۱. خلاصه آماری داده‌های فراوانی و شاخص‌های تنوع درختان

متغیر	میانگین	میانه	حداکثر	حداقل	انحراف معیار	ضریب تغییرات (%)	چولگی
فراوانی (قبل از تبدیل) تعداد در پلات ۴۰۰ مترمربعی	۱۹/۶۶	۱۹	۳۸	۶	۷/۵۰	۳۸	۰/۰۸
فراوانی (بعد از تبدیل) تعداد در پلات ۴۰۰ مترمربعی	۲/۹۵	۲/۹۹	۳/۶۶	۱/۹۵	۰/۴۲	۱۴	-۰/۸۲
تنوع (قبل از تبدیل)	۰/۵۴	۰/۶۲	۱/۰۷	۰	۰/۲۶	۴۸	-۰/۷۹
تنوع (بعد از تبدیل)	۰/۴۲	۰/۴۸	۰/۷۳	۰	۰/۱۹	۴۵	-۱/۱۷
یکنواختی	۰/۸۹	۰/۹۲	۱	۰/۵۹	۰/۱۱	۱۲	-۰/۹۹
غنا (قبل از تبدیل)	۰/۴۸	۰/۴۶	۰/۸۳	۰/۱۶	۰/۱۵	۳۱	۰/۴۷
غنا (بعد از تبدیل)	۰/۳۹	۰/۳۸	۰/۶۱	۰/۱۵	۰/۱۰	۲۵	۰/۱۷

جدول ۲. خلاصه آماری داده‌های فراوانی و شاخص‌های تنوع تجدید حیات جنسی

متغیر	میانگین	میانه	حداکثر	حداقل	انحراف معیار	ضریب تغییرات (%)	چولگی
فراوانی (قبل از تبدیل) تعداد در پلات ۴۰۰ مترمربعی	۱۳/۱۹	۱۱	۴۰	۱	۷/۵۵	۵۷	۱/۵۹
فراوانی (بعد از تبدیل)	۲/۵۳	۲/۴۸	۳/۷۱	۰/۶۹	۰/۵۲	۲۰	-۰/۳۸
تنوع (قبل از تبدیل)	۰/۴۳	۰/۴۲	۱/۱۵	۰	۰/۳۵	۸۱	۰/۱۸
تنوع (بعد از تبدیل)	۰/۳۳	۰/۳۵	۰/۷۷	۰	۰/۲۵	۷۵	-۰/۱۰
یکنواختی	۰/۸۵	۰/۸۲	۱	۰/۵	۰/۱۴	۱۶	-۰/۴۳
غنا	۰/۶	۰/۶	۱/۳۳	۰/۱۶	۰/۲۵	۴۱	۰/۲۹

جدول ۳. خلاصه آماری داده‌های فراوانی و شاخص‌های تنوع تجدید حیات غیرجنسی

متغیر	میانگین	میانه	حداکثر	حداقل	انحراف معیار	ضریب تغییرات (%)	چولگی
فراوانی (قبل از تبدیل) تعداد در پلات ۱۰۰ مترمربعی	۲/۹۹	۳	۱۱	۰	۲/۳۵	۷۸	۱/۳۹
فراوانی (بعد از تبدیل)	۱/۲۲	۱/۳۹	۲/۴۸	۰	۰/۵۸	۴۷	-۰/۱۷
تنوع (قبل از تبدیل)	۰/۳۵	۰	۱/۱۰	۰	۰/۳۸	۱۰۸	۰/۴
تنوع (بعد از تبدیل)	۰/۲۷	۰	۰/۷۴	۰	۰/۲۸	۱۰۳	۰/۲۵۳
یکنواختی (قبل از تبدیل)	۰/۸۸	۱	۱	۰	۰/۲۶	۲۹	-۲/۸۰
یکنواختی (بعد از تبدیل)	۰/۶۲	۰/۶۹	۰/۶۹	۰	۰/۱۸	۲۹	-۳/۰۵
غنا (قبل از تبدیل)	۰/۹	۱	۱/۷۳	۰	۰/۴۳	۴۸	-۰/۵۸
غنا (بعد از تبدیل)	۰/۶۱	۰/۶۹	۱/۰۱	۰	۰/۲۵	۴۰	-۱/۱۲۳

مشاهده نشد. بنابراین، با توجه به همسانگرد بودن متغیرهای مورد بررسی، واریوگرام‌های همه‌جهته آنها تهیه و مدل مناسب برازش داده شد (شکل ۱).

مطالعه واریوگرام‌ها حضور همبستگی مکانی را به‌جز در مورد شاخص‌های یکنواختی درختان، تجدید حیات جنسی و تجدید حیات غیرجنسی نشان داد. شایان ذکر است که فراوانی، شاخص‌های تنوع (Shannon) و غنا (Menhinick) درختان و شاخص تنوع (Shannon) تجدید حیات جنسی و تجدید حیات غیرجنسی از مدل نمایی، فراوانی و شاخص غنا (Menhinick) تجدید حیات جنسی و هم‌چنین فراوانی شاخص غنا (Menhinick) تجدید حیات غیرجنسی از مدل کروی تبعیت نموده‌اند.

پارامترهای به‌دست آمده از واریوگرام‌ها و مدل‌های برازش داده شده بر آنها، در مورد بیشتر شاخص‌ها، همبستگی مکانی متوسط را نشان می‌دهند. به‌گونه‌ای که فراوانی و شاخص‌های تنوع و غنا درختان، فراوانی و شاخص‌های تنوع و غنا تجدید حیات جنسی و فراوانی و شاخص‌های تنوع و غنا تجدید حیات غیرجنسی دارای همبستگی مکانی متوسط می‌باشند (جدول‌های ۴، ۵ و ۶). در تحقیق حاضر، میزان اثر قطعه‌ای در مورد فراوانی درختان ۵۰٪، تنوع ۴۹٪ و غنا ۵۰٪ حد آستانه می‌باشد (جدول ۴)، این پارامتر در مورد فراوانی تجدید حیات جنسی ۵۰٪، تنوع آن ۵۰٪ و غنا ی آن ۳۸٪ حد آستانه (جدول ۵) و در مورد فراوانی تجدید حیات غیرجنسی ۵۰٪، تنوع ۵۰٪ و غنا ۴۳٪ زادآوری غیرجنسی حد آستانه است (جدول ۶). براساس این نتایج، کلیه متغیرهای مورد بررسی دارای همبستگی متوسط بودند.

دامنه تأثیر واریوگرام‌ها، فاصله‌ای است که در ماورای آن مشاهدات همبستگی مکانی نداشته و می‌توان آنها را مستقل از یکدیگر محسوب کرد. چنین فاصله‌ای حد همبستگی مکانی خصوصیت موردنظر را مشخص نموده و اطلاعاتی در رابطه با حداقل فاصله نمونه‌برداری ارائه می‌کند (۵ و ۱۱).

همه متغیرها به‌جز شاخص‌های یکنواختی درختان، یکنواختی و غنای تجدید حیات جنسی از توزیع نرمال پیروی نمی‌کنند. اگرچه توزیع نرمال داده‌ها شرط لازم و ضروری پردازش‌های زمین‌آماری نمی‌باشد، لیکن در صورت نرمال بودن داده‌ها، تخمین‌های زمین‌آماری می‌توانند از دقت بالاتری برخوردار باشند (۱۱ و ۱۴). به‌همین دلیل سعی در نرمال کردن داده‌های غیرنرمال گردید. داده‌ها به‌صورت لگاریتم پایه طبیعی تبدیل شدند. اما از آنجا که در بعضی از نقاط نمونه‌برداری، مشاهدات صفر بودند تبدیل به صورت $(\ln(1+x))$ انجام گرفت (۱۱ و ۱۳). لازم به‌ذکر است که پس از تبدیل داده‌ها در مورد همه متغیرها ضریب تغییرات کاهش یافت.

هم‌چنین، با مقایسه واریوگرام متغیرها (متغیرهای غیرنرمال)، در دو حالت تبدیل شده و بدون تبدیل (داده‌های اصلی) مشخص شد در صورتی‌که داده‌ها تبدیل شوند، واریوگرام‌ها دارای شکل هنجارتری هستند. بنابراین، در مورد این متغیرها که تبدیل باعث بهبود وضعیت شد، واریوگرام‌ها براساس داده‌های تبدیل شده محاسبه شدند (۵)، اما واریوگرام مربوط به شاخص‌های یکنواختی درختان، غنا و یکنواختی تجدید حیات جنسی براساس داده‌های اصلی محاسبه شدند.

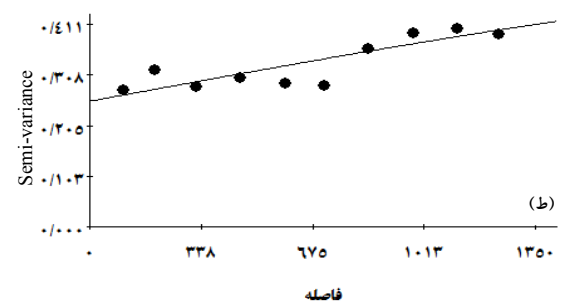
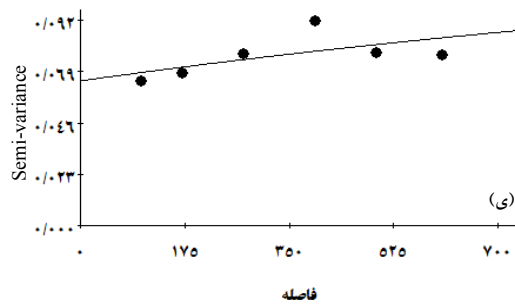
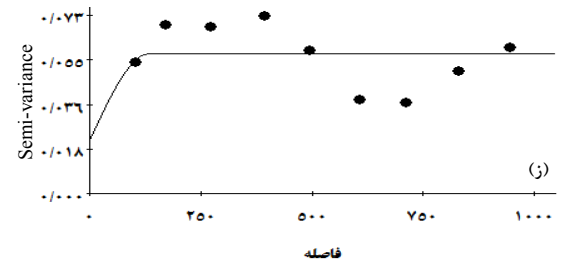
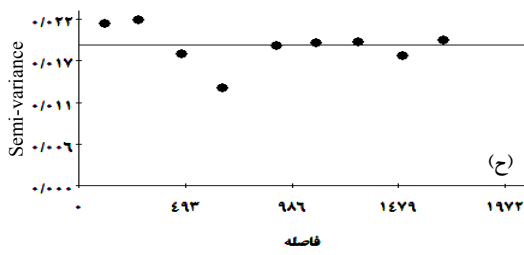
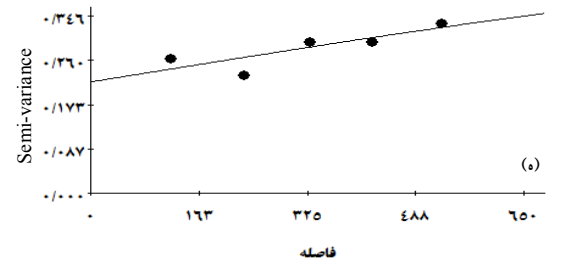
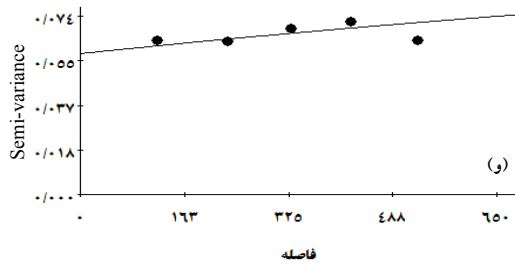
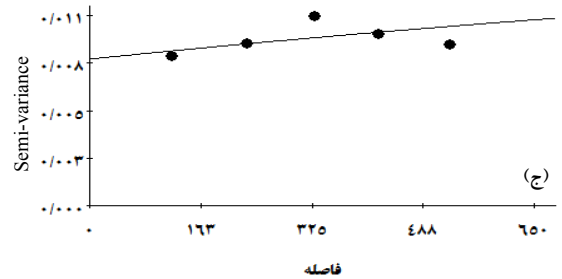
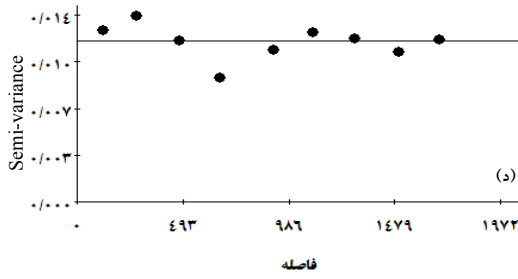
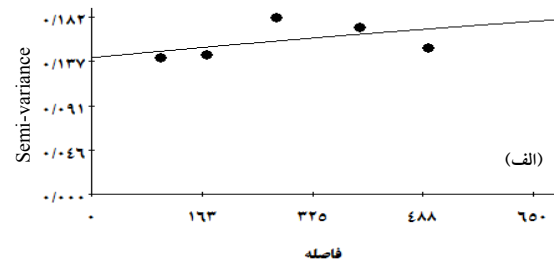
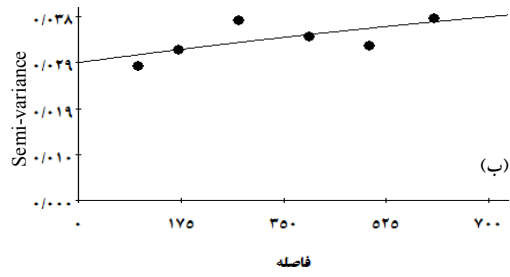
همبستگی تنوع تجدید حیات جنسی و غیرجنسی با تنوع درختان

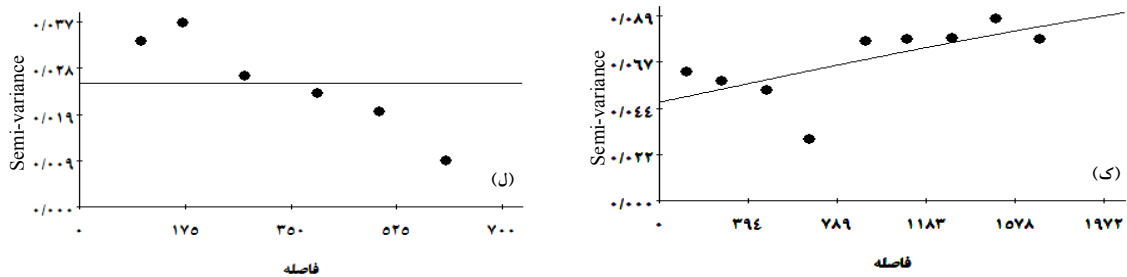
نتایج همبستگی بیانگر این است که شاخص‌های تنوع تجدید حیات جنسی و غیرجنسی همبستگی معنی‌داری با تنوع درختان ندارند. به‌خاطر وجود همبستگی مکانی در متغیرها کاربرد آمار کلاسیک و همبستگی پیرسون محدود شده و به ارتباط متغیرها دست نخواهیم یافت (۲۴ و ۳۳).

ساختار تغییرات مکانی

واریوگرام

با بررسی واریوگرام‌های رویه‌ای، ناهمسانگردی مشخصی





۱. واریوگرام تجربی و مدل برازش داده شده به داده‌های: الف) فراوانی گونه‌های درختی، ب) تنوع گونه‌های درختی، ج) غنا گونه‌های درختی، د) یکنواختی گونه‌های درختی، ه) فراوانی تجدید حیات جنسی، و) تنوع تجدید حیات جنسی، ز) غنا تجدید حیات جنسی، ح) یکنواختی تجدید حیات جنسی، ط) فراوانی تجدید حیات غیر جنسی، ی) تنوع تجدید حیات غیر جنسی، ک) غنا تجدید حیات غیر جنسی و ل) یکنواختی تجدید حیات غیر جنسی، مقدار واریوگرام $\gamma(h)$ به ازای فاصله (h) روی نمودارها آمده است.

جدول ۴. پارامترهای مدل برازش داده شده بر واریوگرام‌های تجربی فراوانی و شاخص‌های تنوع درختان

متغیر	مدل	اثر قطعه‌ای	حدآستانه	دامنه تأثیر اثر قطعه‌ای / حدآستانه (متر)	کلاس همبستگی	R^2 اعتبارسنجی	RSS
فراوانی	نمایی	۰/۱۴۱	۰/۲۸۳	۲۱۱۰	متوسط	۰/۱۹۴	۱/۵۸۲
تنوع	نمایی	۰/۰۲۸	۰/۰۵۷	۱۷۳۶	متوسط	۰/۰۶۳	۴/۰۳۰
یکنواختی	خطی	۰/۰۱۲	۰/۰۱۲	-	-	-	-
غنا	نمایی	۰/۰۰۸	۰/۰۱۶	۲۱۱۰	متوسط	۰/۱۰۰	۲/۵۶۷

R^2 اعتبارسنجی: ضریب رگرسیون اعتبار مدل و RSS: مجموع مربعات خطا

جدول ۵. پارامترهای مدل برازش داده شده بر واریوگرام‌های تجربی فراوانی و شاخص‌های تنوع تجدید حیات جنسی

متغیر	مدل	اثر قطعه‌ای	حدآستانه	دامنه تأثیر اثر قطعه‌ای / حدآستانه (متر)	کلاس همبستگی	R^2 اعتبارسنجی	RSS
فراوانی	کروی	۰/۲۱۷	۰/۴۳۶	۱۵۵۹	متوسط	۰/۰۲۰	۱/۹۲۲
تنوع	نمایی	۰/۰۵۸	۰/۱۱۶	۲۱۱۰	متوسط	۰/۰۱۴	۷/۲۴۲
یکنواختی	خطی	۰/۰۲۰	۰/۰۲۰	-	-	-	-
غنا	کروی	۰/۰۲۱	۰/۰۵۶	۱۳۴	متوسط	۰/۰۳۵	۱/۳۰۹

R^2 اعتبارسنجی: ضریب رگرسیون اعتبار مدل و RSS: مجموع مربعات خطا

این پارامتر در مورد فراوانی درختان ۲۱۱۰ متر، تنوع ۱۷۳۶ متر و غنا ۲۱۱۰ متر است (جدول ۴)، در مورد فراوانی تجدید حیات جنسی ۱۵۵۹ متر، تنوع ۲۱۱۰ متر و غنا ۱۳۴ متر است (جدول ۵) و در مورد فراوانی تجدید حیات غیر جنسی ۳۱۱۰ متر، تنوع ۱۷۱۶ متر و غنا ۴۰۱۸ متر است (جدول ۶). نتایج اعتبارسنجی، اعتبار ضعیف واریوگرام‌ها را

جدول ۶. پارامترهای مدل برازش داده شده بر واریوگرام‌های تجربی فراوانی و شاخص‌های تنوع تجدید حیات غیرجنسی

متغیر	مدل	اثر قطعه‌ای	حد آستانه	دامنه تأثیر (متر)	اثر قطعه‌ای / حد آستانه (%)	کلاس همبستگی	R ² اعتبارسنجی	RSS
فراوانی	نمایی	۰/۲۵۴	۰/۵۱۰	۳۱۱۰	۵۰	متوسط	۰/۰۶۶	۶/۸۴۱
تنوع	نمایی	۰/۰۶۵	۰/۱۳۰	۱۷۱۶	۵۰	متوسط	۰/۰۵۷	۲/۸۸۰
یکنواختی	خطی	۰/۰۲۴	۰/۰۲۴	-	۱۰۰	-	-	-
غنا	کروی	۰/۰۴۷	۰/۱۰۸	۴۰۱۸	۴۳	متوسط	۰/۰۴۱	۱/۴۴۶

R² اعتبارسنجی: ضریب رگرسیون اعتبار مدل و RSS: مجموع مربعات خطا

فاصله ۴۴۱ متر، غنا تجدید حیات غیرجنسی با فراوانی درختان در فاصله ۱۲۷۳ متر و تنوع تجدید حیات جنسی با غنای درختان در فاصله ۴۱۱۰ متر دارای همبستگی مکانی قوی می‌باشند (جدول‌های ۷ و ۸).

نشان می‌دهد. هم‌چنین مجموع مربعات خطا در مورد مدل‌های برازش داده شده نسبتاً بالاست که بیانگر این است که ساختار مکانی براساس این مدل‌ها قوی نیست (۲۵).

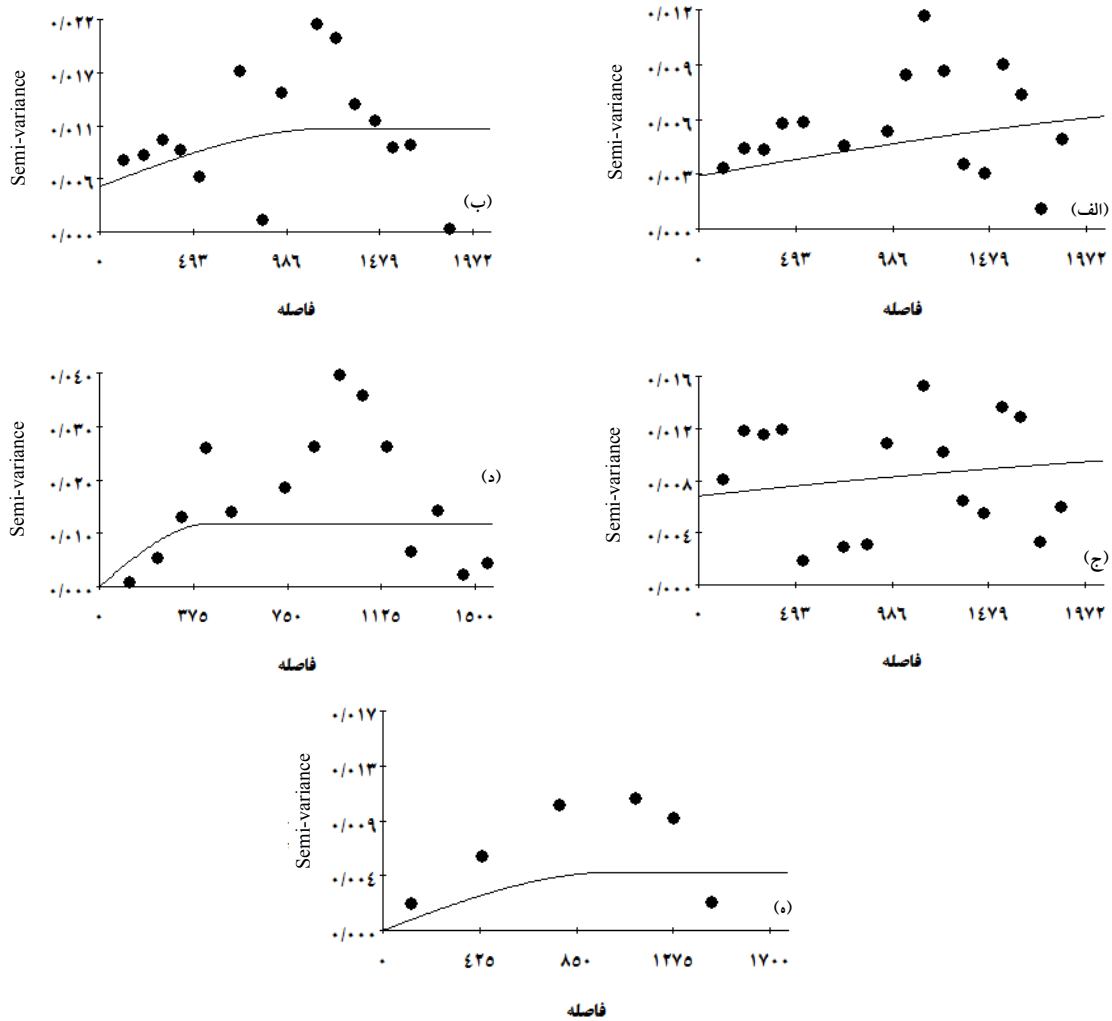
واریوگرام دوجانبه

از آنجا که در مورد شاخص‌های فراوانی و تنوع گونه‌های درختی و تجدید حیات جنسی و غیرجنسی، ساختار و الگوی مکانی مشاهده شده است. بنابراین در بررسی ارتباطات، تحلیل رابطه مکانی لازم و ضروری است (۲۴). در مورد یکنواختی درختان و زادآوری جنسی، همبستگی مکانی در داده‌ها مشاهده نشد، بنابراین در بررسی واریوگرام‌های دوجانبه و تحلیل ارتباط مکانی این دو متغیر لحاظ نشده‌اند (شکل ۲). در نتایج واریوگرام دو جانبه برخی از شاخص‌های تنوع تجدید حیات جنسی، غیرجنسی و درختان ارتباط مکانی دارند و همگی دارای الگوی توزیع منطبق بر مدل‌های سقف‌دار می‌باشند که براساس معیار مجموع مربعات خطا، بهترین مدل‌های برازش داده شده بر واریوگرام دوجانبه متغیرها، نمایی و کروی هستند (جدول‌های ۷ و ۸). ارتباط مکانی متغیرها متوسط و در بیشتر موارد قوی می‌باشد. به‌طور کلی اثر قطعه‌ای در مورد آنها پایین بوده و در فاصله‌های بزرگ ارتباط مکانی دارند. نتایج نشان می‌دهد که شاخص‌های تنوع تجدید حیات جنسی با تنوع درختان در فاصله ۱۵۳۸ متر، تنوع تجدید حیات غیرجنسی با فراوانی درختان در

بحث

با توجه به اهمیت تنوع زیستی در پایداری جنگل و فراهم آوردن خدمات و منابع جنگل‌ها برای جوامع بشری، حفظ و نگهداری تنوع زیستی یک موضوع کلیدی در مدیریت جنگل است (۳۴). براساس نتایج به‌دست آمده در این تحقیق، فراوانی، غنا، یکنواختی و تنوع گونه‌های درختی در این جنگل‌ها چشمگیر نیست. جایاکومار و نایر (۲۳)، در تحقیقی بیان کردند که مداخلات انسانی می‌تواند باعث اختلال در ساختار جنگل و تغییر در ترکیب گونه‌ها و در نهایت منجر به کاهش غنای گونه‌ای و فراوانی شود. هم‌چنین درجه حرارت پایین و سرعت زیاد باد ممکن است بر رشد درختان تأثیر منفی گذاشته و موجب کاهش غنای گونه‌ای شود. الگوهای مکانی غنای گونه‌ها، به‌طور گسترده در شناسایی تنوع زیستی مناطق مهم مورد استفاده قرار می‌گیرد.

در تحقیق حاضر مشاهده شد که فراوانی، غنا، یکنواختی و تنوع تجدید حیات غیرجنسی؛ بیشتر از زادآوری جنسی است. در تحقیقات مختلفی نیز که در سایر بخش‌های جنگل‌های



شکل ۲. واریوگرام دو جانبه و مدل برازش داده شده به داده‌های: الف) تنوع درخت - تنوع تجدید حیات جنسی، ب) تنوع درخت - تنوع تجدید حیات جنسی، ج) غنا درخت - تنوع تجدید حیات جنسی، د) فراوانی درخت - تنوع تجدید حیات غیر جنسی و ه) فراوانی درخت - غنا تجدید حیات غیر جنسی

جدول ۷. پارامترهای مدل برازش داده شده بر واریوگرام‌های دوجانبه تنوع تجدید حیات جنسی و شاخص‌های تنوع درختان

RSS	R ² اعتبارسنجی	کلاس همبستگی	دامنه تأثیر اثرقطعه‌ای/حدآستانه (%)	اثر قطعه‌ای حدآستانه (متر)	مدل	متغیر	
۲/۸۶۷	۰/۰۶۵	قوی	۲۳	۱۵۳۸	۰/۰۰۵۲	۰/۰۰۱۲	تنوع تجدید حیات جنسی - تنوع درخت کروی
۱/۰۱۲	۰/۰۶۵	متوسط	۴۰	۱۲۱۰	۰/۰۱	۰/۰۰۴	غنا تجدید حیات جنسی - تنوع درخت کروی
۱/۹۲۸	۰/۱۳۴	متوسط	۳۸	۴۱۱۰	۰/۰۰۵۸	۰/۰۰۲۲	تنوع تجدید حیات جنسی - غنادرخت کروی

R² اعتبارسنجی: ضریب رگرسیون اعتبار مدل و RSS: مجموع مربعات خطا

جدول ۸. پارامترهای مدل برازش داده شده بر کراس واریوگرام تنوع تجدید حیات غیرجنسی و فراوانی درختان

RSS	R ² اعتبارسنجی	کلاس همبستگی	دامنه تأثیر اثرقطعه‌ای / حدآستانه (%)	دامنه تأثیر اثرقطعه‌ای / حدآستانه (متر)	اثرقطعه‌ای حدآستانه	مدل	متغیر
۴/۲۹	۰/۱۶۵	قوی	۰/۰۹۰۹	۴۴۱	۰/۰۱۱	۰/۰۰۰۰۱	تنوع تجدید حیات غیرجنسی - فراوانی درخت کروی
۳/۶۵۹	۰/۱۶۵	قوی	۱	۱۲۷۳	۰/۰۰۷۵	۰/۰۰۰۰۱	غنا تجدید حیات غیرجنسی - فراوانی درخت کروی

R² اعتبارسنجی: ضریب رگرسیون اعتبار مدل و RSS: مجموع مربعات خطا

(حضور نهال‌ها، میزان مرگ و میر، تأثیرات زیست محیطی و ...) به‌وجود می‌آیند (۲۸).

ساختار مکانی، یکی از مهم‌ترین فاکتورهای مؤثر بر تنوع زیستی اکوسیستم‌های جنگلی است (۲۹). از لحاظ آماری یکی از راه‌های بررسی تغییرات مکانی پارامترهای محیطی با ساختار مکانی، استفاده از تجزیه و تحلیل زمین‌آمار (واریوگرام و واریوگرام دوجانبه) است (۳۰). زمین‌آمار، روشی وابسته به مدل است. در نتیجه کلیه خروجی‌های زمین‌آمار وابسته به ساختار واریوگرام و اجزای آن است (۲).

با بررسی واریوگرام‌های رویه‌ای، درمورد تمامی متغیرها ناهمسانگردی مشخصی مشاهده نشد. این واقعیت نمایانگر آن است که تغییرپذیری این متغیرها در جهات مختلف، یکسان است (۱۱ و ۱۴). تحقیق حاضر، برای بیشتر پارامترهای اندازه‌گیری شده، حضور ساختار مکانی را نشان می‌دهد. دامنه تأثیر واریوگرام در مورد فراوانی درختان ۲۱۱۰ متر، تنوع ۱۷۳۶ متر و غنا ۲۱۱۰ متر به‌دست آمد (جدول ۴). این پارامتر در مورد فراوانی تجدید حیات جنسی ۱۵۵۹ متر، تنوع ۲۱۱۰ متر و غنا ۱۳۴ متر حاصل شد (جدول ۵). دامنه کوچک تجدید حیات جنسی به‌دلیل تمایل زادآوری به استقرار در نزدیکی درختان و تاج پوشش آنها و استفاده از شرایط میکروکلیمایی و نوری مناسب است. هم‌چنین در این شرایط زادآوری از استرس‌های رطوبتی دور می‌ماند (۱۸). در مورد فراوانی تجدید حیات غیرجنسی ۳۱۱۰ متر، تنوع ۱۷۱۶ متر و غنا ۴۰۱۸ متر است (جدول ۶). همبستگی مکانی مشاهدات فراوانی، تنوع و یکنواختی تجدید حیات غیرجنسی در فاصله بیشتری رخ

زاگرس انجام شده به حضور بیشتر و بعضاً کامل تجدید حیات غیرجنسی در این جنگل‌ها اشاره شده است (۱۰). اقلیم نقش مهمی در استقرار و تولید زادآوری در توده‌های جنگلی دارد. هم‌چنین زادآوری موفق نیاز به بستر مناسب بذر، پوشش کف کافی و مناسب، رطوبت کافی، درخت مادری سالم و خاک مناسب دارد (۱۸). همه این موارد در جنگل‌های زاگرس با محدودیت شدید روبرو هستند که می‌تواند دلیل کاهش تجدید حیات و بالطبع تنوع آن باشد. از طرفی، زمانی که زادآوری جنسی با محدودیت روبرو است در صورت حضور گونه‌هایی نظیر بلوط که قابلیت جست دهی دارند تجدید حیات خواهند داشت و توده به‌سمت شاخه‌زاد پیش خواهد رفت (۳۱). نتایج حاصل از تحقیق الیور (۳۴)، حاکی از آن است که بین تجدید حیات جنسی بلوط و حضور منبع بذر یک رابطه مثبت وجود دارد. الگوهای تجدید حیات گونه‌های درختی می‌تواند انعکاسی از توزیع گونه‌ها در منطقه مورد مطالعه باشد. در تحقیق سابکوتا و همکاران (۳۱)، بیان شده است که شدت نور، افزایش درجه حرارت خاک و کاهش رقابت برای منابع ممکن است شرایط مناسبی را برای تجدید حیات بسیاری از گونه‌ها فراهم کند. از طرفی حیات وحش به‌خصوص گیاهخواران عظیم الجثه و حیواناتی از جمله جوندگان، می‌توانند از طریق دفع مدفوع و ذخیره بذر در خاک باعث پراکندگی دانه، جوانه‌زنی و تسهیل رشد بسیاری از گونه‌های درختی از جمله بلوط شوند. در واقع توزیع مکانی نهال‌ها عمدتاً نتیجه الگوهای استقرار آنهاست، که به‌نوبه خود تحت تأثیر مکانیسم‌های پراکندگی دانه، توزیع غنای زادآوری، تراکم پویایی جمعیت

هم‌چنین فراوانی تجدید حیات جنسی با دامنه تأثیر ۱۵۵۹ متر بیشترین ارتباط را با شاخص تنوع درختان با دامنه تأثیر ۱۷۳۶ متر دارد. دامنه تأثیر شاخص تنوع تجدید حیات غیرجنسی (۱۷۱۶ متر) با مدل نمایی نزدیک به دامنه تأثیر فراوانی درختان (۲۱۱۰ متر)، شاخص تنوع درختان (۱۷۳۶ متر) و شاخص غنا درختان (۲۱۱۰ متر) می‌باشد.

شبهات الگوی مکانی جفت متغیرها، با استفاده از واریوگرام دو جانبه مورد بررسی قرار گرفتند (۲۴). نتایج نشان داد که تنوع تجدید حیات جنسی با شاخص تنوع درختان در فاصله ۱۵۳۸ متر، غنا تجدید حیات جنسی با تنوع درختی در فاصله ۱۲۷۲ متر و تنوع تجدید حیات جنسی با غنا درختی در فاصله ۴۱۱۰ متر، ارتباط مکانی دارند. اما تنوع تجدید حیات غیرجنسی با فراوانی درختان در فاصله ۴۲۷ متر و غنای آن با فراوانی درختان در فاصله ۱۲۷۳ متر دارای همبستگی مکانی قوی بود. تغییرات تنوع تجدید حیات جنسی که خود دارای ساختار مکانی در فاصله کوچک است، در فاصله بزرگتری با تنوع و فراوانی گونه‌های درختی ارتباط پیدا می‌کند که ناشی از نیاز زادآوری جنسی به شرایط مناسب رطوبتی و خاکی در کمتر از این فاصله نسبت به تنوع گونه‌های درختی می‌باشد.

همه جفت متغیرها از مدل کروی تبعیت می‌کنند که در راستای مدل مکانی این متغیرها در حالت انفرادی (سمی واریوگرام) است. تفاوت در همبستگی مکانی متغیرها ممکن است در نتیجه پوشش گیاهی باشد (۲۵ و ۳۰). افزایش تخریب خاک و پوشش درختی و بهره‌برداری بی‌رویه در نتیجه دخالت‌های انسانی، سبب کاهش تنوع درختان، نابودی تجدید حیات جنسی و افزایش زادآوری غیرجنسی می‌شود. بنابراین چنانچه تخریب‌ها روند افزایشی داشته و مدیریت صحیح اعمال نشود با کاهش تجدید حیات غیرجنسی و انقراض گونه‌ها نیز روبرو خواهیم شد (۳۱). بنابراین، مدیریت و کنترل تجدید حیات در مقیاس بزرگ برای پایداری و بقای جنگل ضروری است.

می‌دهد (بیشترین دامنه تأثیر) که نشان‌دهنده یکسان بودن بیشتر شرایط درمورد این شاخص است و دلالت بر ساختار مکانی گسترده، پراکنش یکنواخت و در حقیقت پیوستگی مکانی بیشتر در مقادیر موردنظر دارد (۴، ۷ و ۱۱). شاخص‌های یکنواختی گونه‌های درختی، تجدید حیات جنسی و تجدید حیات غیرجنسی فاقد ساختار مکانی هستند، یعنی داده‌ها مستقل از یکدیگر بوده‌اند (۷). در تحقیق حاضر، بیشتر شاخص‌های تنوع تجدید حیات جنسی و غیرجنسی از مدل کروی تبعیت کرد در این راستا گبرهیوت (۲۰)، مدل مناسب برای تنوع تجدید حیات را مدل کروی اعلام کرد که به نتیجه تحقیق حاضر نزدیک است.

درجه وابستگی مکانی در مورد بیشتر شاخص‌ها بین ۷۵-۲۵ درصد به‌دست آمده است. بنابراین، دارای کلاس همبستگی متوسط بوده و این نمایانگر تغییرات مکانی متوسط در مورد این شاخص می‌باشد. شاخص‌های یکنواختی درختان، تجدید حیات جنسی و یکنواختی تجدید حیات غیرجنسی دارای کلاس همبستگی ضعیف بوده و فاقد ساختار مکانی می‌باشند (جدول‌های ۴، ۵ و ۶)، در این رابطه می‌توان گفت که این متغیرها ممکن است در مقیاس‌های کوچک‌تر از مقیاس به‌کار رفته در تحقیق حاضر، وابستگی مکانی داشته باشند (۵).

از آنجایی‌که در مورد همه شاخص‌های مورد بررسی به‌جز شاخص یکنواختی درختان، شاخص یکنواختی تجدید حیات جنسی و تجدید حیات غیرجنسی، ساختار و الگوی مکانی مشاهده شده است بنابراین در بررسی ارتباطات، تحلیل رابطه مکانی لازم و ضروری است (۱۱). ویژگی‌های تجدید حیات جنسی و تجدید حیات غیرجنسی با برخی ویژگی‌های درختان، ارتباط مکانی نزدیک‌تری دارد. تجزیه و تحلیل‌های آمار مکانی، حاکی از آن است که دامنه تأثیر شاخص تنوع تجدید حیات جنسی (۲۱۱۰ متر) با مدل نمایی نزدیک به دامنه تأثیر فراوانی درختان (۲۱۱۰ متر)، شاخص تنوع درختان (۱۷۳۶ متر) و شاخص غنا درختان (۲۱۱۰ متر) با مدل نمایی می‌باشد.

تجدید حیات جنسی با تنوع درختان، تنوع و غنا تجدید حیات غیرجنسی با فراوانی درختان و تنوع تجدید حیات جنسی با غنا درختان ارتباط مکانی دارند. آگاهی از تنوع گونه‌ای و توزیع مکانی آنها به منظور کمک به مدیران برای ارزیابی پیچیدگی‌ها و منابع موجود در جنگل اهمیت داشته و می‌تواند در بهبود مدیریت جنگل مؤثر باشد.

نتیجه‌گیری

نتایج نشان داد که فراوانی و شاخص‌های تنوع و غنا گونه‌های درختی، فراوانی و شاخص‌های تنوع و غنای تجدید حیات جنسی و فراوانی و شاخص‌های تنوع تجدید حیات غیرجنسی، همگی دارای ساختار مکانی مشخصی بودند. هم‌چنین واریوگرام‌های دو جانبه نشان داد که شاخص‌های تنوع و غنا

منابع مورد استفاده

۱. اجتهادی، ح.، ع. سپهری و ح. ر. عکافی. ۱۳۸۷. روش‌های اندازه‌گیری تنوع زیستی. انتشارات دانشگاه فردوسی مشهد، ۲۲۸ ص.
۲. اخوان، ر.، م. زبیری، ق. زاهدی امیری، م. نمیرانیان و د. ماندالار. ۱۳۸۵. بررسی ساختار مکانی و برآورد موجودی حجمی جنگل‌های خزری با استفاده از روش زمین‌آمار. *مجله منابع طبیعی ایران* ۵۹(۱): ۱۰۲-۸۹.
۳. اخوان، ر.، م. کرمی خرم‌آبادی و ج. سوسنی. ۱۳۹۰. کاربرد دو روش کریجینگ و IDW در پهنه‌بندی تراکم و تاج پوشش جنگل‌های شاخه‌زاد بلوط (مطالعه موردی: منطقه کاکارضای خرم‌آباد لرستان). *مجله جنگل ایران* ۳(۴): ۳۱۶-۳۰۵.
۴. اخوان، ر. و ک. کلاین. ۱۳۸۸. کارایی کریجینگ در برآورد و نقشه‌سازی موجودی جنگل‌کاری‌ها. *فصلنامه علمی-پژوهشی تحقیقات جنگل و صنوبر ایران* ۱۷(۲): ۳۱۸-۳۰۳.
۵. افشار، ح.، م. ح. صالحی، ج. محمدی و ع. محنت‌کش. ۱۳۸۸. تغییرپذیری مکانی ویژگی‌های 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)* ۲۳(۱): ۱۷۲-۱۶۱.
۶. پوررضا، م.، س. م. حسینی و ع. ا. زهره‌وندی. ۱۳۹۱. تغییرات مکانی درختان بنه در ناحیه زاگرس (مطالعه موردی: پیرکاشان، کرمانشاه). *مجله پژوهش‌های علوم و فناوری چوب و جنگل* ۱۹(۳): ۲۰-۱.
۷. حسینی‌پاک، ع. ۱۳۷۷. زمین‌آمار. انتشارات دانشگاه تهران، ۳۱۴ ص.
۸. حسینی، ا. ۱۳۹۳. تنوع گونه‌های درختی و درختچه‌ای در رابطه با عوامل توپوگرافیک و ویژگی‌های توده در جنگل‌های بلوط ایرانی، استان ایلام (مطالعه موردی: جنگل‌های میان‌تنگ سیروان). *مجله پژوهش‌های گیاهی (زیست‌شناسی ایران)* ۲۷(۲): ۲۰۳-۱۹۴.
۹. مصداقی، م. ۱۳۸۰. توصیف و تحلیل پوشش گیاهی (ترجمه). انتشارات جهاد دانشگاهی مشهد، ۲۸۳ ص.
۱۰. علیجانپور، ا.، ع. بانج شفیعی و ج. اسحاقی‌راد. ۱۳۸۹. بررسی وضعیت تجدید حیات طبیعی جنگل‌های بلوط غرب در رابطه با عوامل رویشگاهی (مطالعه موردی: منطقه پیردانه پیرانشهر). *مجله جنگل ایران* ۲(۳): ۲۱۹-۲۰۹.
۱۱. غلامی، ش.، س. م. حسینی، ج. محمدی و ع. سلمان ماهینی. ۱۳۹۰. تغییرات مکانی بایومس ماکروفون و ویژگی‌های خاک در جنگل‌های حاشیه رودخانه کرخه. *نشریه آب و خاک (علوم و صنایع کشاورزی)* ۲۵(۲): ۲۵۷-۲۴۷.
۱۲. محمدی، ج. ۱۳۸۰. مروری بر مبانی ژئواستاتستیک و کاربرد آن در خاکشناسی. *مجله علوم خاک و آب* ۱۵(۱): ۱۲۲-۹۹.
۱۳. محمدی، ج. ۱۳۸۵. الف. پدومتری - جلد اول: آمار کلاسیک (تک متغیره و چندمتغیره). انتشارات پلک تهران، ۵۳۱ ص.

۱۴. محمدی، ج. ۱۳۸۵. ب. پدومتری - جلد دوم: آمار مکانی (ژئواستاتستیک). انتشارات پلک تهران، ۴۵۳ ص.
۱۵. مهدوی، ع.، م. حیدری و ج. اسحاقی‌راد. ۱۳۸۹. بررسی تنوع زیستی و غنای گونه‌های گیاهی در ارتباط با عوامل فیزیوگرافی و فیزیکی - شیمیایی خاک در منطقه حفاظت شده کبیرکوه. فصلنامه علمی - پژوهشی تحقیقات جنگل و صنوبر ایران ۱۸ (۳): ۴۳۶-۴۲۶.
۱۶. سلیمانی، ن.، د. درگاهی، م. پورهایمی و م. امیری. ۱۳۸۷. تأثیر عوامل فیزیوگرافی بر ساختار جست گروه‌های بلوط در جنگل بابا کوسه علیا، استان کرمانشاه. فصلنامه علمی - پژوهشی تحقیقات جنگل و صنوبر ایران ۱۶ (۳): ۴۶۷-۴۷۷.
17. Akhavan, R., Gh. Zahedi Amiri and M. Zobeiri. 2010. Spatial variability of forest growing stock using geostatistics in the Caspian region of Iran. *Caspian Journal of Environmental Sciences* 8(1): 43-53.
18. Boyden, S., D. Binkley and W. Shepperd. 2005. Spatial and temporal patterns in structure, regeneration, and mortality of an old-growth ponderosa pine forest in the Colorado Front Range. *Forest Ecology and Management* 21 (9): 43-55.
19. Cannon, C. H., D. R. Peart and M. Leighton. 1998. Tree species diversity in commercially logged bornean rainforest. *Science* 28(1): 1366-1368.
20. Gebrehiwot, M. 2003. Assessment of natural regeneration diversity and distribution of forest tree species: A case study in Wondo-Wesha Catchment Awassa Watershed Southern Ethiopia. Master degree thesis, International institute for geo-information science and earth observation, Netherland.
21. Grytnes, J. A. and O. R. Vetaas. 2002. Species richness and altitude: a comparison between null models and interpolated plant species richness along the Himalayan altitudinal gradient, Nepal. *The American Naturalist* 159(3): 294-304.
22. Hamann, A and T. Wang. 2006. Potential effects of climate changer on ecosystem and tree species distribution in British Columbia. *Ecology* 87: 2773-2786.
23. Jayakumar, R and K. N. Nair. 2013. Species diversity and tree regeneration patterns in tropical forests of the Western Ghats, India. *International Scholarly Research Notices*: 1-14.
24. Joschko M., R. Gebbers, D. Barkusky, J. Rogasik, W. Hohn, W. Hierold, C. A. Fox and J. Timmer. 2009. Location-dependency of earthworm response to reduced tillage on sand soil. *Soil and Tillage Research* 10(2): 55-66.
25. Katsalirou, E., Sh. Deng, D. L. Nofziger, A. Gerakis and S. D. Fuhlendorf. 2010. Spatial structure of microbial biomass and activity in prairie soil ecosystems. *European Journal of soil Biology* 46: 181-189.
26. Kolstrom, T. 1993. Modelling the development of an uneven-aged stand of *Picea abies*. *Scandinavian Journal for Research* 8: 373-383.
27. Nathan, R. and H. C. Muller-Landau. 2000. Spatial patterns of seed dispersal, their determinants and consequences for recruitment. *Trends in Ecology and Evolution* 15: 278-285.
28. Pare, S., D. Savadogo, M. Tigabu, P. C. Oden and J. M. Ouadba. 2009. Regeneration and spatial distribution of seedling populations in Sudanian dry forests in relation to conservation status and human pressure. *Tropical Ecology* 50(2): 339-353.
29. Pommerning, A. 2002. Approaches to quantifying forest structures. *Forestry* 75(3): 305-324.
30. Ritz, K., J. W. McNicol, N. Nunan, S. Grayston, P. Millard, D. Atkinson, A. Gollotte, D. Habeshaw, B. Boag, C. D. Clegg, B. S. Griffiths, R. E. Wheatley, L. A. Glover, A. E. McCaig and J. I. Prosser. 2004. Spatial structure in soil chemical and microbiological properties in an upland grassland. *Microbiology Ecology* 49: 191-205.
31. Sapkota, I. P., M. Tigabu and P. C. Ode'n. 2009. Spatial distribution, advanced regeneration and stand structure of Nepalese Sal (*Shorea robusta*) forests subject to disturbances of different intensities. *Forest Ecology and Management* 25(7): 1966-1975.
32. Schwilk, D. 2005. Limiting similarity and functional diversity along environmental gradients. *Ecology Letters* 8(3): 272-281.
33. Taylor, J. A. and T. R. Bates. 2013. A discussion on the significance associated with Pearson's correlation in precision agriculture studies. *Precision Agriculture* 14: 558-564.
34. Tiscar-Oliver, P. A. 2015. Patterns of shrub diversity and tree regeneration across topographic and stand - structural gradients in a Mediterranean forest. *Forest Systems* 24(1): e011.
35. Wang, B. G., J. G. Chen and H. Cao. 1999. Assessment of the forest landscape assets of Shan forest park in Xiamen. *Journal of Beijing Forestry University* 21(6): 84-88.
36. Zhang, Y., J. M. Li, Sh. L. Chang, X. Li and J. J. Lu. 2012. Spatial distribution pattern of *Picea schrenkiana* population in the Middle Tianshan Mountains and the relationship with topographic attributes. *Journal of Arid Land* 4(4): 457-468.