

کارایی روش‌های تصحیح اثر حاشیه‌ای تابع K رایپلی در تحلیل مکانی درختان کنار (*Ziziphus spina-christi*) در زاگرس

سید یوسف عرفانی فرد^{۱*}، ثریا گرامی^۲، جواد سوسنی^۳

۱. دانشیار، بخش منابع طبیعی و محیط زیست، دانشکده کشاورزی، دانشگاه شیراز

۲. کارشناس ارشد، بخش منابع طبیعی و محیط زیست، دانشکده کشاورزی، دانشگاه شیراز

۳. استادیار، گروه جنگلداری، دانشگاه لرستان

تاریخ دریافت: ۱۳۹۴/۱۰/۱۳، تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۰۳/۳۰

چکیده

تصحیح اثر حاشیه‌ای در تابع K رایپلی برای دستیابی به نتایج ناریب در تحلیل الگوی مکانی درختان حائز اهمیت است. بررسی قابلیت تابع K رایپلی تصحیح شده با سه روش اصلی تصحیح اثر حاشیه‌ای برای قطعه نمونه‌های مربعی (نواری، ماریچی و وزنی) در شناسایی الگوهای مکانی درخت کنار (*Ziziphus spina-christi*) در استان فارس هدف این پژوهش بود. یک قطعه نمونه واقعی و دو قطعه نمونه شبیه‌سازی شده 200×200 متر مربعی با توزیع مکانی متفاوت (کپه‌ای، پراکنده و تصادفی) برای بررسی توان تحلیلی تابع K رایپلی تصحیح شده به کار رفتند. نتایج نشان داد که محاسبات با تابع K رایپلی تصحیح نشده اریب بود و اریبی با افزایش فاصله، افزایش یافت. مقادیر پیش فرض در قطعه نمونه واقعی (کپه‌ای) و دو قطعه نمونه شبیه‌سازی شده (تصادفی و پراکنده) درختان کنار از بازه شبیه‌سازی خارج شدند و نشان دادند که تصحیح اثر حاشیه‌ای ضروری است. روش نواری نتایج ناریبی در الگوی تصادفی داشت (مجذور میانگین مربعات خطای کمتر از ۲۰)، در حالی که مجذور میانگین مربعات خطای این روش در الگوهای غیرتصادفی زیاد بود (بیشتر از ۱۲۰ در الگوی کپه‌ای و حدود ۸۰ در الگوی پراکنده). روش‌های ماریچی و وزنی به ترتیب در تحلیل توزیع پراکنده و کپه‌ای درختان کنار مؤثر بودند (با حداقل مجذور میانگین مربعات خطا به ترتیب کمتر از ۲۰ و کمتر از ۳۵). به طور کلی، از این پژوهش نتیجه‌گیری شد که توان تحلیلی تابع K رایپلی تصحیح شده با توجه به روش تصحیح مورد استفاده و نوع الگوهای مکانی مورد بررسی تغییر می‌کند.

واژگان کلیدی: تابع K رایپلی، تحلیل مکانی، تصحیح اثر حاشیه‌ای، کنار، مجذور میانگین مربعات خطا.

مقدمه

از آن در بررسی روابط درختان جنگل در پژوهش‌های داخل [۳، ۴] و خارج از کشور [۵، ۶] استفاده شده، بلکه آماره‌های اختصاری^۱ مختلفی (تابع L تابع همبستگی جفتی و O -ring) از روی آن ساخته شده است. با توجه به توسعه تابع K رایپلی در تحلیل الگوهای مکانی درختان، آگاهی از نحوه استفاده بهینه از این آماره با حداکثر کارایی و دقت ضروری به نظر می‌رسد.

روند رو به گسترش کاربرد تحلیل الگوهای مکانی در مطالعات بوم‌شناسی جنگل، به استفاده از روش‌های مناسب و کارآمدی نیاز دارد تا به درستی، فرایندهای نهفته در روابط بین درختان را شناسایی کند [۱، ۲]. یکی از پرکاربردترین روش‌های تحلیل الگوی مکانی، تابع K رایپلی است که نه تنها

* نویسنده مسئول، تلفن: ۰۷۱-۳۶۱۳۸۱۶۲

Email: erfani@shirazu.ac.ir

یک توده از درختان با مساحت بیشتر از قطعه نمونه است و با شبیه‌سازی، درختان مستقر در بالای سمت چپ قطعه نمونه به درختان پایین سمت راست آن وصل می‌شوند. استفاده از این روش در جاهایی که درختان از الگوی کپه‌ای برخوردارند، با خطا همراه است، زیرا ممکن است یک کپه از درختان در نزدیک مرز قرار گرفته باشد. در روش وزنی، به جفت درختان نزدیک به هم با توجه به موقعیت نسبی آنها وزن داده می‌شود که این روش بیشترین کاربرد را در تحلیل الگوهای مکانی مختلف دارد (شکل ۱) [۷، ۹]. با توجه به روش‌های مختلف تصحیح اثر حاشیه‌ای، اطلاع از کارایی آنها در الگوهای مکانی متفاوت به کاربران تابع K رایبلی کمک می‌کند تا از روش مناسب استفاده کنند. بررسی مطالعات پیشین نشان داد که پژوهشگران، روش‌های مختلفی را برای تصحیح اثر حاشیه‌ای در استفاده از تابع K رایبلی برای تحلیل الگوهای مکانی پوشش گیاهی به کار برده‌اند. در برخی مطالعات از روش نواری [۱۰، ۱۱]، روش ماریچی [۱۲، ۱۳، ۱۴] و روش وزنی [۵] استفاده شده و در بعضی پژوهش‌ها از تصحیح حاشیه‌ای استفاده نشده است [۶].

پژوهشگران بوم‌شناسی مکانی بر سر استفاده از یک روش مشخص در تصحیح اثر حاشیه‌ای تابع K رایبلی در قطعه نمونه‌های مربع/مستطیل اتفاق نظر ندارند و این مسئله، مقایسه کارایی روش‌های مختلف را به منظور انتخاب روش بهینه ضروری می‌نماید. بنابراین هدف این پژوهش، ارزیابی روش‌های تصحیح اثر حاشیه‌ای در شرایط مشابه به منظور بررسی الگوی مکانی درختان کنار در جنوب استان فارس در یک قطعه نمونه مربعی است. این مقایسه با استفاده از مجذور میانگین مربعات خطای نتایج تابع K رایبلی است. همچنین به منظور بررسی تأثیر تغییرات الگوهای مکانی بر کارایی روش‌های تصحیح اثر حاشیه‌ای، دو الگوی مکانی متفاوت با الگوی درختان کنار شبیه‌سازی شده و روش تصحیح مناسب در هر الگو شناسایی می‌شود.

الگوی مکانی درختان به‌طور معمول در یک قطعه نمونه از توده مورد نظر تحلیل می‌شود که از شکل و اندازه مشخصی برخوردار است و موقعیت مکانی درختان در آن ثبت شده‌اند. در قطعه نمونه مورد نظر، نزدیک‌ترین همسایه هر درخت که در نزدیک مرز قطعه نمونه قرار دارد، ممکن است در بیرون مرز قرار داشته باشد و از آنجا که موقعیت مکانی درختان بیرون قطعه نمونه ثبت نشده‌اند، امکان اندازه‌گیری فاصله آنها برای محاسبه آماره‌های اختصاری مختلف (مانند نزدیک‌ترین همسایه و تابع K رایبلی) وجود نخواهد داشت و این مسئله که اثر حاشیه‌ای^۱ نام دارد، نتایج را اریب خواهد کرد. مقدار این اریبی با کاهش تراکم درختان در قطعه نمونه و همچنین افزایش ابعاد قطعه نمونه، افزایش می‌یابد [۶، ۷]. بنابراین استفاده از روش‌های مناسب در تصحیح اثر حاشیه‌ای تابع K رایبلی به منظور دستیابی به نتایجی با حداقل خطا از این آماره اختصاری پرکاربرد ضروری به نظر می‌رسد.

برای تصحیح اثر حاشیه‌ای در تابع K رایبلی، روش‌های مختلفی ارائه شده است که شکل قطعه نمونه تأثیر زیادی در انتخاب آنها دارد. برای قطعه نمونه‌های با شکل مربع/مستطیل که بیشترین کاربرد را در بررسی الگوی مکانی درختان در جنگل دارند، سه روش اصلی وجود دارد که عبارت‌اند از روش نواری^۲، روش ماریچی^۳ و روش وزنی^۴ [۷، ۸]. در روش نواری، یک نوار داخل قطعه نمونه در نظر گرفته شده و پس از حذف درختان آن، الگوی مکانی درختان در داخل قطعه نمونه جدید تحلیل می‌شود. اگرچه می‌توان این نوار را بیرون مرز قطعه نمونه نیز در نظر گرفت، به دلیل نیاز به موقعیت مکانی درختان جدید، کاربرد چندانی ندارد. در روش ماریچی، فرض بر این است که قطعه نمونه مورد بررسی بخشی از

1. Edge effect
2. Guard
3. Toroidal
4. Weighted

مواد و روش‌ها

منطقه تحقیق

برای اجرای این پژوهش، در بخشی از ناحیه رویشی خلیج و عمانی در جنوب استان فارس، یک توده حفاظت‌شده از درختان کنار انتخاب شده است. این توده که زیر نظر اداره منابع طبیعی شهرستان زرین‌دشت حفاظت می‌شود، در فاصله حدود ۵۰ کیلومتری جنوب شرقی حاجی‌آباد، مرکز شهرستان زرین‌دشت در استان فارس (فاصله ۳۳۷ کیلومتری جنوب شیراز)، و در $12^{\circ} 54' 54''$ طول شرقی و $28^{\circ} 28' 59''$ عرض شمالی، با ارتفاع ۱۱۸۳ متر از سطح دریا قرار گرفته است. این توده به‌طور خالص پوشیده از درختان کنار است و در یک دشت مسطح پراکنده شده است. اقلیم منطقه گرم و خشک با میانگین دمای سالانه $25.7/4$ درجه سانتی‌گراد و متوسط بارندگی سالانه $257/4$ میلی‌متر در سال است (آمار ۱۳۷۴ تا ۱۳۸۹ ایستگاه سینوپتیک داراب) که بخش عمده آن، در نیمه دوم سال و به‌صورت باران است. گونه کنار (*Ziziphus spina-christi* Wild. (L.)) از خانواده Rhamnaceae است که از گونه‌های اصلی و مهم ناحیه رویشی خلیج و عمانی و منطقه تحقیق بوده است. یک قطعه نمونه 200×200 مترمربعی که به‌صورت کاملاً همگن از نظر شرایط محیطی (خاک و ساختار زمین‌شناسی) و بدون تغییرات ارتفاعی بود، انتخاب شد. در قطعه نمونه مذکور موقعیت مکانی تک‌تک درختان دارای ارتفاع بیش از ۱ متر با استفاده از روش آزیموت و فاصله ثبت شد.

بررسی همگنی درختان کنار

در ابتدا وجود ناهمگنی در الگوی مکانی درختان کنار با استفاده از برازش توزیع آماری پواسون همگن بر توزیع مکانی آنها و آزمون نیکویی برازش کولموگروف-اسمیرنوف بررسی شد [۱۵، ۷]. سپس از رابطه‌های مناسب در تابع *K* رایپلی استفاده شد.

شبیه‌سازی توده درختان کنار

علاوه بر قطعه نمونه واقعی پوشیده از درختان کنار، توزیع آماری پواسون برای پراکنش تصادفی و توزیع آماری دو جمله‌ای برای پراکنش کپه‌ای یا پراکنده (با توجه به الگوی مکانی واقعی) به‌کار رفتند تا دو قطعه نمونه مشابه (با شکل، مساحت، تعداد درخت یکسان) ولی با الگوی مکانی متفاوت تهیه شوند.

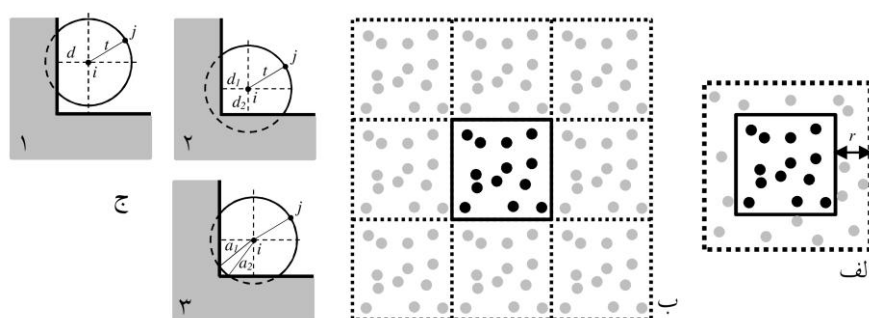
روش پژوهش

روش نواری

یکی از راهکارهای جلوگیری از خطای اثر حاشیه‌ای، در نظر گرفتن نواری داخل قطعه نمونه مورد بررسی است که عرض نوار (*r* در شکل ۱-الف) برابر با شعاع دایره‌ای است که فاصله تا نزدیک‌ترین همسایه درختان در مرز جدید قابل اندازه‌گیری است. ویژگی منفی این روش، کوچک‌تر شدن قطعه نمونه اولیه و از دست رفتن بخشی از اطلاعات (درختان در نوار) است. اندازه‌گیری تا نزدیک‌ترین همسایه براساس واقعیت (برخلاف دو روش مارپیچی و وزنی) و قابلیت استفاده در قطعه نمونه‌های با شکل‌های مختلف از ویژگی‌های مثبت این روش است [۱۶، ۷].

روش مارپیچی

در این روش، قطعه نمونه مورد بررسی به دور یک چنبره^۱ پیچیده می‌شود، به نحوی که درختان در جهت مخالف، نزدیک یکدیگر قرار می‌گیرند (شکل ۱-ب). محدودیت کاربرد آن برای قطعه نمونه‌های با شکل‌های مربع/مستطیل از ویژگی‌های منفی این روش است [۱۷]. تأیید کارایی آن در برخی پژوهش‌ها [۸، ۱۳] موجب توسعه آن در تصحیح اثر حاشیه‌ای تابع *K* رایپلی شده است.



شکل ۱. تصحیح اثر حاشیه‌ای با استفاده از روش‌های نواری (الف)، ماریچی (ب) و وزنی (ج) (شکل از نگارندگان)

روش وزنی

در حالت سوم، فاصله درخت i تا گوشه قطعه نمونه (شکل ۳-ج) کمتر از فاصله تا درخت نزدیک‌ترین همسایه j (t در همان شکل) است که وزن از رابطه ۴ حاصل می‌شود [۱۷].

$$w_{ij} = 1 - \left[2 \cos^{-1}(a_1 / t_{ij}) + 2 \cos^{-1}(a_2 / t_{ij}) \right] 2\pi \quad (4)$$

آزمون آماری نتایج و بررسی صحت

نتایج محاسبه تابع K راپیلی با استفاده از سه روش تصحیح اثر حاشیه‌ای و یک مورد بدون تصحیح این اثر (چهار مورد) برای قطعه نمونه درختان کنار و دو قطعه نمونه شبیه‌سازی شده با توزیع‌های متفاوت (۳ قطعه نمونه با الگوهای کپه‌ای، پراکنده و تصادفی) با استفاده از آزمون آماری مونت‌کارلو ارزیابی شدند. برای این منظور، شبیه‌سازی بازه تصادفی با ۱۹۹ تکرار و در سطح ۵ درصد انجام گرفت و حد بالا، پایین و حالت پیش‌فرض در شرایطی که الگوی مکانی از توزیع پواسون همگن پیروی کند، به دست آمد. صحت نتایج تابع K راپیلی با روش‌های تصحیح اثر حاشیه‌ای مختلف در سه قطعه نمونه با توزیع مکانی متفاوت با میانگین مربعات خطا^۱ (رابطه ۵) و محاسبه مجذور آن ارزیابی شد.

$$\text{MSE}(\hat{\theta}) = E(\hat{\theta} - \theta)^2 \quad (5)$$

در رابطه ۵، $\hat{\theta}$ تابع K راپیلی استفاده شده، θ مشخصه برآورد شده و E امید ریاضی است [۷، ۱۶].

خطای کم این روش و قابلیت استفاده در قطعه نمونه‌های با شکل‌های مختلف از ویژگی‌های مثبت آن است، هرچند پیچیدگی محاسبات آن، استفاده از آن را دشوار کرده است. در این روش با فرض اینکه درختان نزدیک مرکز در بیرون قطعه نمونه، تراکم مشابه داخل قطعه نمونه دارند و براساس موقعیت درختان مرزی، برای آنها وزن تعیین می‌شود و در محاسبه تراکم تابع K راپیلی شرکت داده می‌شوند. به طور کلی، در سه حالت وزن هر درخت مرزی محاسبه می‌شود و در محاسبه تابع K راپیلی (رابطه ۱) به کار می‌رود [۱۷].

$$K(r) = n^{-1} A \sum \sum w_{ij}^{-1} I(t_{ij}) \quad (1)$$

در رابطه ۱، n تعداد درختان، A مساحت قطعه نمونه، I تعداد درختان در فاصله r ، t_{ij} فاصله بین دو نقطه i و j و w_{ij} وزن محاسبه شده در سه حالت است. در حالت اول، فاصله درخت i به مرکز قطعه نمونه (d در شکل ۳-ج) کمتر از فاصله تا نزدیک‌ترین درخت همسایه j است ($d < t$) که وزن از رابطه ۲ به دست می‌آید.

$$w_{ij} = 1 - \cos^{-1}(d / t_{ij}) / \pi \quad (2)$$

در حالت دوم، هر دو فاصله درخت i تا مرکز قطعه نمونه (d_1 و d_2 در شکل ۳-ج) کمتر از فاصله تا نزدیک‌ترین درخت همسایه j (t در همان شکل) است ($d_1 < t$ و $d_2 < t$) و رابطه ۳ برای محاسبه وزن به کار می‌رود.

$$w_{ij} = 1 - \left[\cos^{-1}(d_1 / t_{ij}) + \cos^{-1}(d_2 / t_{ij}) + \pi / 2 \right] 2\pi \quad (3)$$

نتایج و بحث

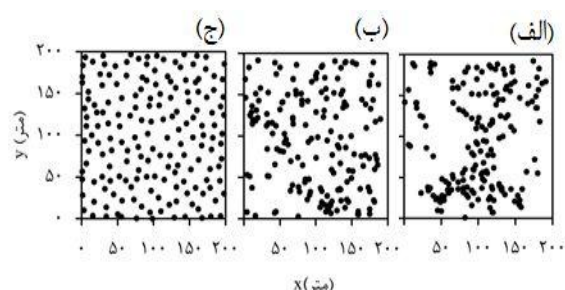
جدول ۱. نتایج آزمون کولموگروف-اسمیرنوف در برازش توزیع پواسون همگن بر توزیع درختان در قطعه نمونه‌ها

توده مورد بررسی	آماره آزمون	آماره جدول	مقدار <i>p</i>
کنار (کپه‌ای)	۰/۰۱ ^{ns}	۰/۱۱	۰/۱۲
تصادفی	۰/۰۵ ^{ns}	۰/۱۱	۰/۴۵
پراکنده	۰/۰۴ ^{ns}	۰/۱۱	۰/۸۸

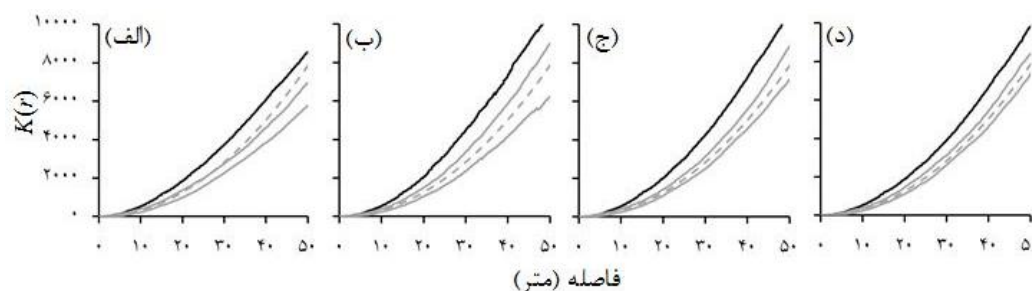
ns غیر معنی‌دار در سطح ۵ درصد

نتایج تابع *K* رایپلی در قطعه نمونه کپه‌ای کنار (واقعی) نشان داد که در صورت تصحیح نشدن اثر حاشیه‌ای، حالت پیش فرض از بازه شبیه‌سازی مونت‌کارلو خارج شد (شکل ۳-الف) و نتایج غیر قابل قبول بودند. درحالی که استفاده از سه روش نواری، ماریپچی و وزنی، امکان تشخیص کپه‌ای بودن درختان کنار (در سطح ۵ درصد) را برای تابع *K* فراهم کرد، هرچند بازه شبیه‌سازی مونت‌کارلو در روش تصحیح وزنی (شکل ۳-د) از دو روش دیگر کوچک‌تر بود. نتایج نشان داد که در قطعه نمونه مورد بررسی که درختان کنار در واقعیت به صورت کپه‌ای توزیع شده‌اند، استفاده از تصحیح اثر حاشیه‌ای ضروری بود، زیرا خارج از قطعه نمونه مورد تحقیق، درختان کنار وجود داشتند و استفاده نکردن از تصحیح اثر حاشیه‌ای نتایج را اریب کرد (شکل ۳-الف). همچنین دامنه تغییرات مجذور میانگین مربعات خطا در الگوی کپه‌ای نسبت به دو الگوی دیگر حداکثر بود (شکل ۶) که علت این موضوع، استفاده از توزیع آماری در شبیه‌سازی دو قطعه نمونه دیگر بود که خطای تحلیل الگوی مکانی را کم کرد [۷، ۱۵]. از بین چهار روش مورد مقایسه (بدون تصحیح و سه روش نواری، ماریپچی و وزنی)، تابع *K* رایپلی بدون تصحیح بیشترین و روش وزنی کمترین خطا را داشتند (شکل ۶-الف). استفاده از روش وزنی در تصحیح اثر حاشیه‌ای تابع *K* رایپلی برای بررسی الگوهای کپه‌ای پوشش گیاهی در پژوهش رایس و همکاران (۲۰۱۲) نیز تأیید شده است که این پژوهش با آنها مطابقت دارد [۲۰].

در قطعه نمونه مورد بررسی ۱۷۲ درخت کنار با میانگین ارتفاع ۲/۶۳ متر (± 0.74) و میانگین مساحت تاج ۴۵/۰۹ مترمربع (± 36.03) و تراکم ۴۳ درخت در هکتار در منطقه تحقیق حضور داشتند (شکل ۲-الف). نتایج آزمون کولموگروف-اسمیرنوف (جدول ۱) نشان داد که درختان کنار در قطعه نمونه از توزیع پواسون همگن پیروی می‌کردند (تأیید فرض صفر). از آنجا که درختان کنار با آرایش کپه‌ای در قطعه نمونه توزیع شده‌اند، دو قطعه نمونه دیگر با آرایش تصادفی و پراکنده شبیه‌سازی شدند (شکل ۲-ب و ج). جدول ۱ نشان داد که درختان در هر سه قطعه نمونه از توزیع همگن پیروی می‌کردند. نخستین گام پیش از تحلیل الگوی مکانی درختان در هر قطعه نمونه، بررسی همگنی آنهاست تا در صورت وجود ناهمگنی محیطی، از روش‌های مناسب که ناهمگنی را در نظر می‌گیرند استفاده شود [۷]. توزیع درختان کنار در این پژوهش به علت استقرار توده مورد نظر در یک منطقه کاملاً مسطح و بدون تغییرات ارتفاعی و همچنین با ساختار خاک و زمین‌شناسی یکسان بود که سبب شد ناهمگنی ناشی از عوامل محیطی در توزیع درختان دیده نشود. بر ضرورت بررسی همگنی درختان در یک محدوده، پیش از بررسی الگوی مکانی آنها در مطالعات پیشین [۱۸، ۱۹] نیز تأکید شده است.



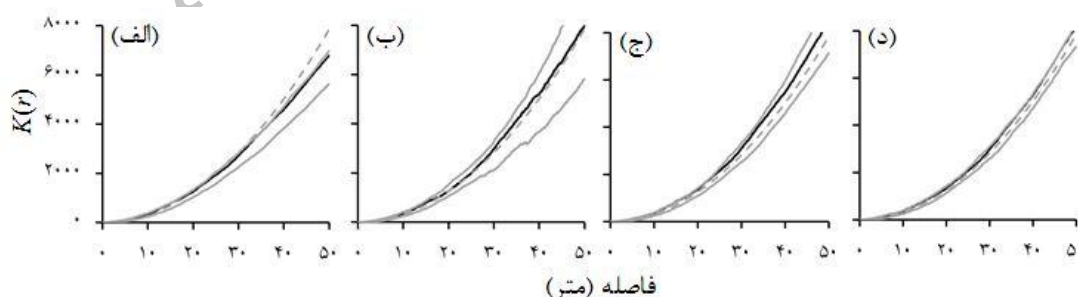
شکل ۲. پراکنش مکانی درختان کنار در منطقه تحقیق با توزیع کپه‌ای (الف)، توده‌های شبیه‌سازی شده با توزیع تصادفی (ب) و پراکنده (ج)



شکل ۳. تابع K رایبلی برای درختان کنار با الگوی تصادفی (واقعی) بدون تصحیح اثر حاشیه‌ای (الف) و با روش‌های نواری (ب)، ماریچی (ج) و وزنی (د). خط سیاه تابع مشاهده‌شده، خطوط خاکستری بازه شبیه‌سازی مونت کارلو (۱۹۹ تکرار) و خط چین حالت پیش‌فرض است

داشت (شکل ۶-ب). از بین چهار روش مورد مقایسه (بدون تصحیح و سه روش نواری، ماریچی و وزنی)، تابع K رایبلی تصحیح‌شده با روش نواری کمترین خطا را داشت (شکل ۶-ب). علت این است که به دلیل توزیع تصادفی درختان، کوچک‌تر شدن قطعه نمونه با حذف نوار با عرض r (شکل ۱-الف) تأثیری در تصادفی بودن درختان نداشته است. همچنین دو روش ماریچی و وزنی به دلیل شبیه‌سازی شرایط بیرون قطعه نمونه براساس شرایط داخل، تصادفی بودن توزیع درختان را با خطایی بیشتری نشان داده‌اند. در تحقیق هیگوچی و همکاران (۲۰۱۰) از روش نواری در پژوهش الگوهای کپه‌ای درختان استفاده شد که نوع گونه و شرایط منطقه تحقیق (درختان مناطق گرمسیری جنگل‌های بارانی) با این پژوهش متفاوت است [۱۰]. درحالی که گابریل (۲۰۱۴) کاربرد روش نواری در الگوهای مکانی همگن تصادفی را مانند این پژوهش تأیید کرده است [۱۱].

کاربرد تابع K رایبلی در قطعه نمونه با توزیع تصادفی درختان کنار (شبیه‌سازی) نشان داد که در صورت استفاده نکردن از روش‌های تصحیح اثر حاشیه‌ای، حالت پیش‌فرض از بازه شبیه‌سازی مونت کارلو خارج شد (شکل ۴-الف) و نتایج غیر قابل قبول بودند. استفاده از سه روش تصحیح مورد بررسی (نواری، ماریچی و وزنی)، تشخیص توزیع تصادفی درختان کنار (در سطح ۵ درصد) توسط تابع K را ممکن کرد. تغییرات الگوی مکانی در روش نواری به خط پیش‌فرض نزدیک بود، ولی بازه شبیه‌سازی مونت کارلو در روش تصحیح وزنی (شکل ۴-د) از دو روش دیگر کوچک‌تر بود. در قطعه نمونه شبیه‌سازی‌شده با توزیع تصادفی درختان کنار نیز استفاده از تصحیح اثر حاشیه‌ای ضروری بود، زیرا به کار بردن تابع K رایبلی تصحیح‌نشده اریبی نتایج را به همراه داشت (شکل ۴-الف) که بررسی مجذور میانگین مربعات خطا نیز نشان داد تابع تصحیح‌نشده بیشترین مقدار خطا را

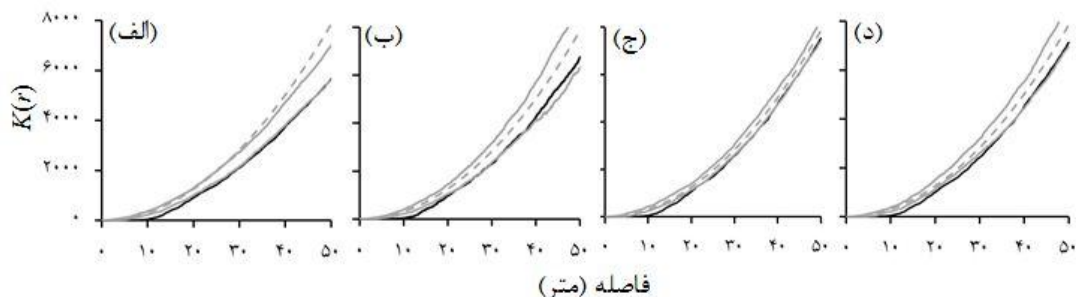


شکل ۴. تابع K رایبلی برای درختان کنار با الگوی تصادفی (شبیه‌سازی) بدون تصحیح اثر حاشیه‌ای (الف) و با روش‌های نواری (ب)، ماریچی (ج) و وزنی (د). خط سیاه تابع مشاهده‌شده، خطوط خاکستری بازه شبیه‌سازی مونت کارلو (۱۹۹ تکرار) و خط چین حالت پیش‌فرض است

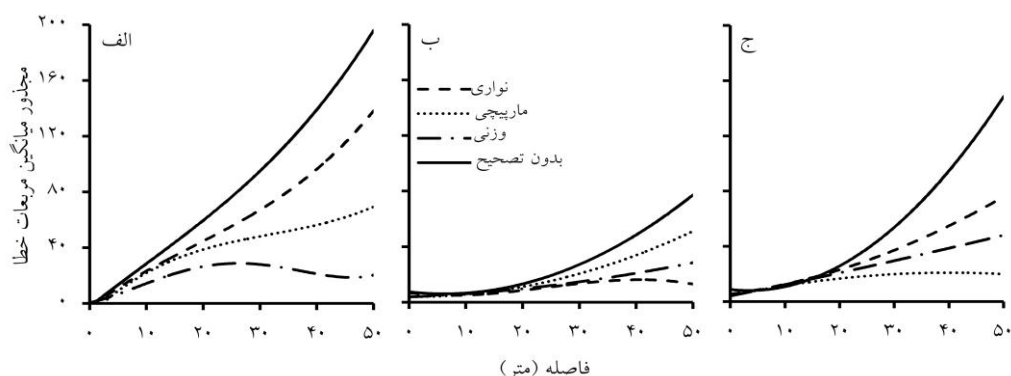
عملکرد را نشان داد (شکل ۶-ج). علت این موضوع این است که توزیع مشابه درختان در بیرون قطعه نمونه با داخل آن، پیش فرض این روش بوده و در توزیع پراکنده درختان احتمال وجود شباهت در بیرون و داخل قطعه نمونه بسیار بیشتر از توزیع کپه‌ای و تصادفی است [۲، ۷]. ماهو-گیرو و بلویس (۲۰۰۷) از روش ماریپچی برای تصحیح تابع K در ارزیابی همبستگی پوشش گیاهی تالاب‌ها استفاده کرده‌اند که از نظر موضوع تحقیق (بررسی اجتماع‌پذیری گیاه نی) متفاوت با این پژوهش بوده است [۱۳]. اگرچه روش مذکور توسط وودال (۲۰۰۲) و لی و ژانگ (۲۰۰۷) در پژوهش توده‌های پراکنده درختان کاربرد داشته و تأیید کارایی این روش در پژوهش حاضر در راستای تأیید آن توسط ایشان بوده است [۱۲، ۱۴].

نتایج مجذور میانگین مربعات خطا نشان داد که در قطعه نمونه درختان کنار کپه‌ای، روش تصحیح وزنی حداقل و روش بدون تصحیح حداکثر خطا را داشته است (شکل ۶-الف). همچنین در قطعه نمونه درختان کنار با توزیع تصادفی، روش تصحیح نواری دارای حداقل و روش بدون تصحیح دارای حداکثر خطا بوده‌اند (شکل ۶-ب). در نهایت، در قطعه نمونه درختان کنار با توزیع پراکنده، روش تصحیح ماریپچی و روش بدون تصحیح به ترتیب حداقل و حداکثر خطا را داشته‌اند (شکل ۶-ج).

تابع K رایبلی در قطعه نمونه با توزیع پراکنده درختان کنار (شبیه‌سازی) نشان داد که با وجود تغییرات مشاهده‌شده در الگو، حالت پیش فرض با استفاده نکردن از روش‌های تصحیح اثر حاشیه‌ای، از بازه شبیه‌سازی مونت کارلو خارج شد (شکل ۵-الف) و نتایج غیر قابل قبول بودند. اگرچه استفاده از سه روش تصحیح مورد بررسی (نواری، ماریپچی و وزنی)، توزیع پراکنده درختان کنار (در سطح ۵ درصد) را نشان داده است (شکل ۵-ب، ج، د). تابع K رایبلی با روش تصحیح نواری نشان داد که درختان کنار تا فاصله ۲۱ متر توزیع پراکنده داشته و پس از آن روند تغییرات تصادفی شده است. همچنین این تابع با روش تصحیح ماریپچی نتایج مشابهی (توزیع پراکنده تا ۲۱ متر و توزیع تصادفی پس از این فاصله) داشته است. در حالی که تابع K تصحیح‌شده با روش وزنی نتایج متفاوتی نشان داده و توزیع پراکنده درختان را تا فاصله ۳۲ متری تأیید کرده است. شایان توضیح است که بازه شبیه‌سازی مونت کارلو در روش تصحیح ماریپچی کوچک‌تر از دیگر روش‌ها بوده است (شکل ۵-ج). نتایج کاربرد تابع K رایبلی تصحیح‌نشده در قطعه نمونه شبیه‌سازی شده درختان کنار با توزیع پراکنده نشان داد که استفاده نکردن از تصحیح اثر حاشیه‌ای نتایج را اریب کرد و بیشترین خطا را داشت (شکل ۵-الف و ۶-ج). تابع K رایبلی تصحیح‌شده با روش ماریپچی کمترین خطا را داشت؛ پس از آن روش وزنی قرار داشت که در الگوی کپه‌ای بهترین



شکل ۵. تابع K رایبلی برای درختان کنار با الگوی پراکنده (شبیه‌سازی) بدون تصحیح اثر حاشیه‌ای (الف) و با روش‌های نواری (ب)، ماریپچی (ج) و وزنی (د). خط سیاه تابع مشاهده‌شده، خطوط خاکستری بازه شبیه‌سازی مونت کارلو (۱۹۹ تکرار) و خط چین حالت پیش فرض است



شکل ۶. تغییرات مجذور میانگین مربعات خطا در تابع K رایپلی بدون تصحیح اثر حاشیه‌ای و تصحیح با سه روش تصحیح نواری، ماریپاجی و وزنی در قطعه نمونه درختان کنار با الگوی کپهای (واقعی) (الف)، در قطعه نمونه درختان کنار با الگوی تصادفی (شبیه‌سازی) (ب) و در قطعه نمونه درختان کنار با الگوی پراکنده (شبیه‌سازی) (ج)

را دارد و تغییرات الگوی مکانی بر کارایی هر کدام از آنها تأثیر گذاشته است. بنابراین پیشنهاد می‌شود دستاوردهای این پژوهش در مطالعات آتی مدنظر قرار گیرد و در کاربرد تابع K رایپلی از روش تصحیح متناسب با الگوی مکانی مورد بررسی استفاده شود. البته شایان ذکر است که در دیگر آماره‌های اختصاری (تابع L ، تابع همبستگی جفتی و O -ring) که از مشتقات تابع K رایپلی هستند نیز باید به نتایج تحقیق حاضر توجه داشت.

سپاسگزاری

نویسندگان برخوردار از می‌دانند از اداره منابع طبیعی شهرستان زرین‌دشت برای فراهم ساختن شرایط بازدید از منطقه تحقیق و همچنین از آقای مهندس وحید نجاتی برای کمک در داده‌برداری از قطعه نمونه تشکر کنند. این پژوهش با حمایت مالی معاونت پژوهشی دانشگاه شیراز (کد اعتبار ۹۲GRD۱M۱۵۳۱۲۶) انجام گرفته است.

نتیجه‌گیری

به‌طور کلی، نتایج این پژوهش نشان داد که استفاده از تصحیح اثر حاشیه‌ای برای بررسی الگوی مکانی درختان کنار در منطقه تحقیق ضروری بوده و استفاده نکردن از آن خطای نتایج را افزایش داده است. از آنجا که نحوه توزیع مکانی درختان در توده‌های جنگلی اهمیت ویژه‌ای در مدیریت و پایش جنگل دارد و کاربرد آن در بوم‌شناسی رو به گسترش است، دستاوردهای این پژوهش به پژوهشگران کمک می‌کند تا الگوی مکانی درختان را با استفاده از تابع K رایپلی با حداقل اریبی تعیین کنند. در این بررسی، به‌کارگیری روش مناسب تصحیح اثر حاشیه‌ای سبب بهبود عملکرد تابع K رایپلی در تحلیل الگوهای مکانی متفاوت شده است. همچنین حداقل خطا در روش وزنی برای تحلیل توزیع کپهای، روش نواری در توزیع تصادفی و روش ماریپاجی در توزیع پراکنده درختان کنار نشان داد که هر کدام از سه روش مورد بررسی در یک نوع از الگوهای مکانی بهترین عملکرد

References

- [1]. Clyatt, K.A., Crotteau, J.S., Schaedel, M.S., Wiggins, H.L., Kelley, H., Churchill, D.J., and Larson, A.J. (2016). Historical spatial patterns and contemporary tree mortality in dry mixed-conifer forests. *Forest Ecology and Management*, 361: 23-37.
- [2]. Fortin, M.J., and Dale, M.R.T. (2005). *Spatial analysis*, Cambridge University Press, Cambridge.
- [3]. Alavi, S.J., Zahedi Amiri, G., Nouri, Z., and Marvi Mohajer, M.R. (2014). Application of Ripley's K -Function in detecting spatial pattern of Wych Elm species in Khayroud Forests, North of Iran. *Iranian Journal of Wood and Forest Science and Technology*, 20(4): 21-39.

- [4]. Erfanifard, Y., and Mahdian, F. (2012). Comparative investigation on the methods of true spatial pattern analysis of trees in forests (Case study: Wild Pistachio Research Forest, Fars Province Iran). *Iranian Journal of Forest and Poplar Research*, 20(1): 62-73.
- [5]. Chen, J., Liu, J., Yang, X., Wang Y., and Yu, X. (2011). The structure and spatial patterns of three desert communities in the western Ordos Plateau: Implication for biodiversity conservation. *Food, Agriculture & Environment*, 9(3): 714-722.
- [6]. Churchill, D.J., Larson, A.J., Dahlgreen, M.C., Franklin, J.F., Hessburg, P.F., and Lutz, J.A. (2013). Restoring forest resilience: from reference spatial patterns to silvicultural prescriptions and monitoring. *Forest Ecology and Management*, 291: 442-457.
- [7]. Illian, J., Penttinen, A., Stoyan, H., and Stoyan, D. (2008). *Statistical analysis and modelling of spatial point patterns*, John Wiley & Sons Inc, West Sussex.
- [8]. Perry, G.L.W., Miller, B.P., and Enright, N.J. (2006). A comparison of methods for the statistical analysis of spatial point patterns in plant ecology. *Plant Ecology*, 187(1): 59-82.
- [9]. Diggle, P.J. (2003). *Statistical analysis of spatial point patterns*, Arnold Publishers, New York.
- [10]. Higuchi, P., Silva, A.C., Louzada, J.N.C., and Machado, E.L.M. (2010). Spatial patterns of a tropical tree species growing under an eucalyptus plantation in South-East Brazil. *Brazilian Journal of Biology*, 70(2): 271-277.
- [11]. Gabriel, E. (2014). Estimating second-order characteristics of inhomogeneous spatio-temporal point processes. *Methodology and Computing in Applied Probability*, 16(2): 411-431.
- [12]. Woodall, C. (2002). Point pattern analysis of FIA data. In: *Proceedings of the 3rd annual forest inventory and analysis symposium*. Oct. 17-19 Traverse City, USA, pp. 162-170.
- [13]. Maheu-Giroux, M., and Blois, S.D. (2007). Landscape ecology of *Phragmites australis* invasion in networks of linear wetlands. *Landscape Ecology*, 22(2): 285-301.
- [14]. Li, F., and Zhang, L. (2007). Comparison of point pattern analysis methods for classifying the spatial distributions of spruce-fir stands in the north-east USA. *Forestry*, 80(3): 337-349.
- [15]. Gelfand, A.E., Diggle, P.J., Fuentes, M., and Guttorp, P. (2010). *Handbook of spatial statistics*, CRC Press, Florida.
- [16]. Stoyan, D., and Stoyan, H. (1994). *Fractals, random shapes and point fields: methods of geometrical statistics*, John Wiley & Sons Inc., West Sussex.
- [17]. Haase, P. (1995). Spatial pattern analysis in ecology based on Ripley's K -function: introduction and methods of edge correction. *Vegetation Science*, 6: 575-582.
- [18]. Guo, Y., Lu, J., Franklin, S.B., Wang, Q., Xu, Y., Zhang, K., Bao, D., Qiao, X., Huang, H., Lu, Z., and Jiang, M. (2013). Spatial distribution of tree species in a species-rich subtropical mountain forest in central China. *Canadian Journal of Forest Research*, 43(9): 826-835.
- [19]. Covey, K., Carroll, C.J.W., Duguid, M.C., Dorji, K., Dorji, T., Tashi, S., Wangdi, T., and Ashton, M. (2015). Developmental dynamics following selective logging of an evergreen oak forest in the Eastern Himalaya, Bhutan: Structure, composition, and spatial pattern. *Forest Ecology and Management*, 336: 163-173.
- [20]. Rice, J.M., Halpern, C.B., Antos, J.A., and Jones, J.A. (2012). Spatio-temporal patterns of tree establishment are indicative of biotic interactions during early invasion of a montane meadow. *Plant Ecology*, 213(4): 555-568.

Efficiency of edge effect correction methods for Ripley's K -function in spatial analysis of Christ's thorn jujube trees (*Ziziphus spina-christi*) in Zagros

Y. Erfanifard*; Assoc. Prof., Dept. of Natural Resources and Environment, College of Agriculture, Shiraz University, Shiraz, I.R. Iran

S. Gerami; M.Sc. Student, Dept. of Natural Resources and Environment, College of Agriculture, Shiraz University, Shiraz, I.R. Iran

J. Soosani; Assist. Prof., Dept. of Forestry, College of Agriculture, Lorestan University, Khorramabad, I.R. Iran

(Received: 3 January 2016, Accepted: 19 June 2016)

ABSTRACT

Correction of edge effect in Ripley's K -function is important for obtaining unbiased results in spatial pattern analysis of trees. This research aimed at studying the capability of Ripley's K -function corrected by three major edge effect correction methods for square plots (guard, toroidal and weighted) to identify the spatial patterns of Christ's thorn jujube (*Ziziphus spina-christi*) in Fars Province. A true and two simulated $200 \times 200 \text{ m}^2$ plots with different spatial distributions of trees (aggregated, clustered, and random) were selected to investigate the analytical power of corrected Ripley's K -function. When computed with no correction, the results showed that Ripley's K -function was biased and the bias increased with increasing distance. The theoretical values departed the simulation envelopes in the true (aggregated) and two simulated (random and dispersed) plots of Christ's thorn jujube trees illustrating that edge effect correction was necessary. The guard method showed unbiased results for the random pattern (root mean squared error less than 20) while the root mean squared error of this method was high for the non-random patterns (more than 120 in clustered and about 80 in aggregated patterns). The toroidal and weighted methods were efficient in pattern analysis of dispersed and aggregated distributions of Christ's thorn jujube, respectively (with the least root mean squared error less than 20 and 35, respectively). In general, it was concluded that the analytical power of corrected Ripley's K -function varies based on the implemented correction method and the type of investigated spatial pattern.

Keywords: Ripley's K -function, Spatial analysis, Edge effect correction, Root mean squared error.

* Corresponding Author, Email: erfanifard@shirazu.ac.ir, Tel: +987136138162