

## کارایی آماره‌های اختصاری مختلف در مدل‌سازی الگوی نقطه‌ای مکانی درختان کنار (*Ziziphus spina-christi* (L.) Wild.)

سید یوسف عرفانی فرد<sup>۱\*</sup> و نرگس کریمی نژاد<sup>۲</sup>

\*۱- نویسنده مسئول، استادیار، دانشکده کشاورزی، دانشگاه شیراز، شیراز، ایران. پست الکترونیک: erfani@shirazu.ac.ir

۲- دانشجوی کارشناسی ارشد، دانشکده کشاورزی، دانشگاه شیراز، شیراز، ایران

تاریخ پذیرش: ۹۴/۰۱/۳۱

تاریخ دریافت: ۹۳/۰۷/۰۷

### چکیده

درک فرایندهای بوم‌شناختی نهفته در توزیع مکانی درختان با شبیه‌سازی ساختار مکانی آنها در یک توده امکان‌پذیر است. آماره‌های اختصاری قادر هستند الگوی نقطه‌ای مکانی درختان را مدل‌سازی کرده و نمایش مؤثری از ارتباط بین الگوهای نقطه‌ای با فرایندهای بوم‌شناختی ارائه کنند. در پژوهش پیش‌رو، پنج آماره اختصاری درجه اول (تابع تراکم  $\lambda(x)$ )، درجه دوم (تابع همبستگی جفتی  $g(r)$ )، با درجه بالا (تابع  $T(r)/T$ )، نزدیکترین همسایه (تابع توزیع نزدیکترین همسایه  $D(r)$ ) و ریخت‌شناختی (تابع توزیع تماس کروی  $H_s(r)$ ) برای مدل‌سازی الگوی مکانی درختان کنار (*Ziziphus spina-christi* (L.) Wild.) در جنوب استان فارس استفاده شدند. یک قطعه‌نمونه واقعی و دو قطعه‌نمونه شبیه‌سازی‌شده  $200 \times 200$  مترمربعی همگن برای بررسی عملکرد این تابع‌ها انتخاب شدند. نتایج نشان داد که  $\lambda(x)$  به‌طور معنی‌داری از فرایند پواسون همگن پیروی می‌کند و توزیع مکانی درختان کنار را در سه قطعه‌نمونه شناسایی کرد. همچنین نتایج نشان داد که  $g(r)$  غیرتجمعی است و نسبت به الگوهای درختان در مقیاس‌های مختلف حساس است. اگرچه  $T(r)$  پراکنندگی، تصادفی و کپه‌ای بودن درختان در قطعه‌نمونه‌ها را تشریح کرد، اما توان آن در بیان الگوهای ساختاری کوچک با توجه به تراکم کم درختان در قطعه‌نمونه‌ها مشخص نشد. فاصله تا نزدیکترین درخت توسط  $D(r)$  محاسبه شده و آنها در هر سه قطعه‌نمونه در حدود ۲۰ متری از یکدیگر قرار داشتند. در نهایت، مقدار  $H_s(r)$  الگوی غیرتصادفی درختان را در قطعه‌نمونه‌ها به‌وضوح نشان داد. به‌طور کلی نتیجه‌گیری شد که آماره‌های اختصاری مختلف، ویژگی‌های آماری متفاوتی از الگوهای نقطه‌ای مکانی را در بوم‌شناسی گیاهان توصیف می‌کنند.

واژه‌های کلیدی: آماره اختصاری، الگوی نقطه‌ای، تحلیل مکانی، کنار، مدل‌سازی.

### مقدمه

بنابراین بوم‌شناسان تلاش می‌کنند تا با مطالعه الگوی نقطه‌ای مکانی (Spatial point pattern) گیاهان در این مناطق به درک بهتری از نحوه توزیع گیاهان، ارتباط آنها با یکدیگر و محیط اطرافشان، عامل‌های بوجودآورنده نحوه استقرار آنها و همچنین بررسی نظریه‌های بوم‌شناختی دست یابند (Dale et al., 2012).

درک توزیع مکانی گونه‌ها در پوشش گیاهی مناطق خشک و نیمه‌خشک و نحوه شکل‌گیری آنها بسیار دشوار است، زیرا عامل‌های پیچیده‌ای مانند وقوع تغییرات ناگهانی در این مناطق و ناهمگنی‌های محیطی در آن دخالت دارند (Cipriotti et al., 2012).

الگوی نقطه‌ای مکانی یک محدوده ارائه می‌کنند را فراهم می‌سازد.

یکی از ناحیه‌های رویشی مهم ایران ناحیه رویشی خلیج و عمانی است که در نیمه جنوبی کشور به صورت یک نوار از قصر شیرین در استان کرمانشاه در غرب تا مرز ایران و پاکستان در شرق گسترده شده است. این ناحیه رویشی به دلیل تأثیرپذیری از خلیج فارس و دریای عمان زیستگاه گونه‌های گیاهی شبه‌گرمسیری است. یکی از گونه‌های اصلی این ناحیه رویشی، کنار ( *Ziziphus spina-christi* (L.) Wild.) است که همراه با سایر گونه‌های بومی (مانند پده و گونه‌های جنس کهور) تشکیل پوشش گیاهی تنکی را می‌دهند (Mortazavi Jahromi & Sagheb-Talebi *et al.*, 2014; Zandi, 2012). با توجه به اهمیت ناحیه رویشی خلیج و عمانی و همچنین نقش کلیدی این گونه در آن، پژوهش پیش‌رو در بخشی از این ناحیه رویشی در جنوب استان فارس انجام شد.

پژوهشگران در مورد استفاده از یک یا چند آماره اختصاری مشخص برای تحلیل الگوی نقطه‌ای مکانی درختان اتفاق نظر ندارند (Illian *et al.*, 2008). بررسی پیشینه مطالعات انجام شده که در بالا اشاره شد نیز این موضوع را نشان می‌دهد، بنابراین بررسی مقایسه‌ای آماره‌های اختصاری مختلف در شرایط یکسان به منظور درک بهتر نحوه عملکرد و اطلاعات ارائه شده از هر کدام ضروری به نظر می‌رسد. هدف از پژوهش پیش‌رو مقایسه پنج آماره اختصاری مهم تک‌متغیره با ساختار متفاوت در یک شرایط مشابه برای مدل‌سازی تغییرات الگوی مکانی درختان کنار در یک توده از ناحیه رویشی خلیج و عمانی بود تا کارایی هر کدام و تفاوت‌های ساختاری آنها مورد بحث قرار گیرد. هدف دیگر بررسی دو آماره درجه اول و با درجه بالا بود که کمتر مورد استفاده قرار گرفته‌اند. همچنین علاوه بر کاربرد آماره‌های اختصاری در مدل‌سازی الگوی مکانی یک قطعه نمونه واقعی از درختان کنار، در مدل‌سازی قطعه نمونه‌های شبیه‌سازی شده از درختان کنار با الگوهای مکانی متفاوت نیز از این آماره‌ها استفاده شد. این موضوع، امکان بررسی مقایسه‌ای آماره‌های مورد مطالعه

(al., 2002). بهترین راه برای دستیابی به این هدف، استفاده از آماره‌های اختصاری (Summary statistics) مناسبی است که می‌توانند با بیشترین صحت، الگوهای مکانی مورد نظر را شناسایی کنند و اطلاعات ارزشمندی درباره آنها ارائه دهند. آماره‌های اختصاری نقش مهمی در تحلیل توصیفی الگوهای نقطه‌ای مکانی دارند، زیرا آنها قادرند ویژگی‌های کلیدی نهفته در توزیع مکانی گیاهان در یک جامعه را تشریح کنند (Genet *et al.*, 2014). در واقع آماره‌های اختصاری، مشخصات آماری الگوهای نقطه‌ای مکانی مشاهده شده را به صورت کمی بیان می‌کنند و تنها راه کشف ساختار مکانی آنها هستند. از آنجایی که ممکن است گیاهان با الگوهای نقطه‌ای مختلف دارای ساختار مکانی متفاوت در هر مقیاس فاصله‌ای باشند، نمی‌توان انتظار داشت که تنها یک آماره اختصاری خاص برای مطالعه همه انواع الگوهای مکانی مناسب باشد، چنانچه برخی از پژوهشگران بر این باورند که برای مطالعه الگوهای مکانی در بوم‌شناسی، به بیشتر از یک آماره اختصاری نیاز است (Illian *et al.*, 2008). به همین دلیل، آماره‌های اختصاری متنوعی برای تحلیل الگوهای نقطه‌ای طراحی شده‌اند و در مطالعه بوم‌شناسی گیاهان در نواحی رویشی مختلف بکار می‌روند که آشنایی با انواع آنها، میزان کارایی آنها و همچنین اطلاعاتی که ارائه می‌دهند، ضروری به نظر می‌رسد.

به طور کلی، آماره‌های اختصاری را می‌توان به پنج گروه اصلی تقسیم کرد که عبارتند از: آماره‌های اختصاری درجه اول (First-order)، درجه دوم (Second-order)، با درجه بالا (Higher-order)، نزدیکترین همسایه و ریخت‌شناختی (Morphological). اگرچه تاکنون در برخی مطالعات از آماره‌های درجه دوم (Churchill *et al.*, 2014; Alavi *et al.*, 2013; Akhavan & Sagheb-Talebi, 2012; Erfanifard *et al.*, 2014) نزدیکترین همسایه (Pommerening & Stoyan, 2008) و ریخت‌شناختی (Mecke & Stoyan, 2005) استفاده شده است، اما کاربرد آماره‌های درجه اول و با درجه بالا چندان توسعه نیافته‌اند. همچنین استفاده از آماره‌های اختصاری مختلف در شرایط یکسان، امکان مقایسه آنها و همچنین اطلاعاتی که در مورد

برای (Mortazavi Jahromi & Zandi, 2012; *al.*, 2014). اجرای پژوهش، یک قطعه نمونه ۲۰۰×۲۰۰ مترمربعی که به صورت کاملاً همگن از نظر شرایط محیطی (خاک و ساختار زمین شناسی) و بدون تغییرات ارتفاعی بود، انتخاب شد و موقعیت مکانی تک تک درختان دارای ارتفاع بیشتر از یک متر با استفاده از روش آزیموت و فاصله ثبت شد. اگرچه قطعه نمونه مورد بررسی کاملاً همگن بود، اما ضروری بود پیش از هر نوع تحلیلی، از وجود همگنی در الگوی مکانی درختان کنار اطمینان حاصل شود که این کار با استفاده از برازش توزیع آماری پواسون همگن بر توزیع مکانی آنها انجام شد. همچنین معنی داری اختلاف این دو توزیع از طریق آزمون نیکویی برازش کولموگروف-سمیرنوف آزمون شد (Illian *et al.*, 2008).

#### شبیه سازی درختان کنار

توزیع مکانی درختان کنار با الگوهای مکانی دیگر با تعداد درخت مساوی و در یک محدوده با مساحت و شکل مشابه با استفاده از توزیع های آماری مناسب شبیه سازی شد. برای این منظور از دو توزیع آماری پواسون (رابطه ۱) برای پراکنش تصادفی و دو جمله ای (رابطه ۲) برای پراکنش کپه ای یا پراکنده (با توجه به الگوی مکانی واقعی) استفاده شد.

$$P(n) = \frac{e^{-\lambda} \lambda^n}{n!} \quad n = 0, 1, 2, \dots \quad \text{رابطه (۱)}$$

$$P(X = k) = \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k} \quad k = 0, 1, 2, \dots \quad \text{رابطه (۲)}$$

اختصاری درجه اول، تابع تراکم (Intensity function:  $\lambda(x)$ ) (Lan *et al.*, 2012; Olagoke *et al.*, 2013)، از گروه آماره های اختصاری درجه دوم، تابع همبستگی جفتی (Pair correlation function:  $g(r)$ ) (Churchill *et al.*, 2013)، از گروه آماره های اختصاری با درجه بالا، تابع درجه سوم  $T$  (Schladitz & Baddeley, 2000)؛ از گروه آماره های اختصاری نزدیکترین همسایه، تابع توزیع نزدیکترین همسایه (Nearest neighbor distribution)

در الگوهای مکانی کپه ای، تصادفی و پراکنده را ممکن می سازد.

#### مواد و روش ها

برای انجام این پژوهش، در بخشی از ناحیه رویشی خلیج و عمانی در جنوب استان فارس یک توده حفاظت شده از درختان کنار انتخاب شد. این توده در فاصله حدود ۵۰ کیلومتری جنوب شرقی حاجی آباد، مرکز شهرستان زرین دشت در استان فارس (فاصله ۳۳۷ کیلومتری جنوب شیراز) واقع شده است و در "۱۲' ۵۴" ۵۴° طول شرقی و "۵۹' ۲۸" ۲۸° عرض شمالی با ارتفاع از سطح دریای ۱۱۸۳ متر قرار گرفته است. براساس اطلاعات ایستگاه سینوپتیک داراب (۱۳۷۴-۱۳۸۹)، اقلیم منطقه گرم و خشک با میانگین دمای سالانه ۲۲/۱ درجه سانتی گراد و متوسط بارندگی سالانه ۲۵۷/۴ میلی متر است که بخش عمده آن در نیمه دوم سال و به صورت باران ریزش دارد.

کنار از خانواده Rhamnaceae است که یکی از گونه های اصلی و مهم ناحیه رویشی خلیج و عمانی و منطقه مورد مطالعه می باشد و علاوه بر ارزش های بوم شناختی، به دلیل تولید میوه و ارزش دارویی بخش های مختلف گیاه، دارای ارزش اقتصادی برای مردم بومی است (Sagheb-Talebi *et al.*

در رابطه های ۱ و ۲،  $\lambda$  میانگین واقعی توزیع،  $P(n)$  احتمال مشاهده  $n$  فرد در یک محدوده معین و  $k$  هر فرد از مجموعه کل افراد ( $n$ ) است (Illian *et al.*, 2008).

#### روش پژوهش

با بررسی گسترده پیشینه کاربرد انواع مختلف آماره های اختصاری، در هر گروه از پنج گروه اصلی مورد اشاره یک آماره اختصاری مهم انتخاب شد. از گروه آماره های

(درخت) در سه دایره تصادفی با فاصله  $r_1$  و  $r_2$  از هم در منطقه مورد مطالعه است (شکل ۱- ج). تنها تابع درجه سوم مورد استفاده در تحلیل الگوی نقطه‌ای، تابع  $T$  است که به دلیل پیچیدگی محاسبات، کمتر مورد استفاده قرار گرفته است، هرچند که می‌تواند اطلاعات بسیار مفید و متفاوتی از سایر تابع‌ها ارائه کند (رابطه ۴). اگرچه این تابع از تابع  $K$  رایپلی الگوبرداری شده است، اما بر خلاف تابع  $K$  رایپلی که حضور جفت نقاط را در فاصله  $r$  بررسی می‌کند، تابع  $T$  حضور سه نقطه را به شکل مثلث در فاصله  $r_1$  و  $r_2$  (ضلع‌های مثلث) مطالعه می‌کند. مقدار این تابع در الگوی کپه‌ای بیشتر از حالت تصادفی و در الگوی پراکنده کمتر از حالت تصادفی است (Illian et al., 2008).

$$T(r) = \frac{1}{2\lambda^3} \sum_i \sum_{j,l} I_{i,j,l} I_{i,l} I_{j,l} (e_{ijl}) \quad \text{رابطه (۴)}$$

در رابطه ۴،  $r$  مقدار فاصله از نقطه تصادفی،  $\lambda$  تراکم نقاط (درختان) در منطقه مورد نظر،  $I$  تعداد جفت نقطه (درخت) در فاصله  $r$  در هر ضلع یک مثلث و  $e_{ijl}$  روش تصحیح اثر حاشیه‌ای (روش ماریچی در پژوهش پیش‌رو) است.

تابع توزیع نزدیکترین همسایه ( $D(r)$ )

این تابع توزیع تجمعی فاصله‌های  $r$  تا نزدیکترین همسایه را نشان می‌دهد (شکل ۱- د). این تابع در کنار سایر آماره‌های اختصاری اطلاعات قابل توجهی در مورد روابط بین نقاط (درختان) در الگوهای نقطه‌ای مکانی ارائه می‌دهد. برای محاسبه این تابع از رابطه ۵ استفاده می‌شود. مقدار این تابع از صفر (فاصله‌ای که در آن هیچ نزدیکترین همسایه‌ای وجود ندارد) تا یک (فاصله‌ای که در آن تمام نقاط دارای نزدیکترین همسایه هستند) تغییر می‌کند.

$$D(r) = H_s(r) = 1 - \exp(-\lambda\pi r^2) \quad \text{رابطه (۵)}$$

در رابطه ۵،  $r$  مقدار فاصله از نقطه تصادفی و  $\lambda$  تراکم نقاط (درختان) در منطقه مورد نظر است. مقدار این تابع در الگوی

(function:  $D(r)$ ) (Mundo et al., 2013) و از گروه آماره‌های اختصاری ریخت‌شناختی، تابع توزیع تماس کروی (Spherical contact distribution function:  $H_s(r)$ ) (Illian et al., 2008) انتخاب شدند.

تابع تراکم ( $\lambda(x)$ )

این تابع بیانگر میانگین تعداد درختان در واحد سطح است. تابع تراکم با قرار دادن یک دایره به‌طور تصادفی در هر نقطه (درخت) از محدوده مورد مطالعه قابل اندازه‌گیری است (شکل ۱- الف). محاسبه شعاع این دایره نیاز به محاسبات پیچیده‌ای دارد، اما برخی پژوهشگران معتقدند که شعاع این دایره می‌تواند  $0.2$  یک ضلع از قطعه نمونه مورد بررسی باشد (۴۰ متر در پژوهش پیش‌رو) (Illian et al., 2008). از آنجایی که احتمال حضور هر نقطه (درخت) (تک نقطه) در دایره تصادفی جداگانه محاسبه می‌شود، این تابع را یک تابع درجه اول می‌دانند (Diggle, 2003).

تابع همبستگی جفتی ( $g(r)$ )

این تابع، یکی از مشتقات تابع  $K$  رایپلی است که بیانگر احتمال حضور دو نقطه (درخت) (جفت نقطه) در دو دایره تصادفی با فاصله  $r$  از هم در منطقه مورد مطالعه است (شکل ۱- ب) و به همین دلیل یک آماره اختصاری درجه دوم محسوب می‌شود (رابطه ۳) (Illian et al., 2008).

$$g(r) = \frac{dK(r)}{(2\pi r)(r)} \quad \text{رابطه (۳)}$$

در رابطه ۳،  $dK(r)$  و  $dr$  مشتق تابع  $K$  رایپلی و  $r$  هستند. مقدار این تابع برای یک الگوی مکانی تصادفی برابر یک است. بیشتر بودن این تابع از یک بیانگر الگوی مکانی کپه‌ای و کمتر بودن آن نشان‌دهنده الگوی مکانی پراکنده است.

تابع  $T(r)$

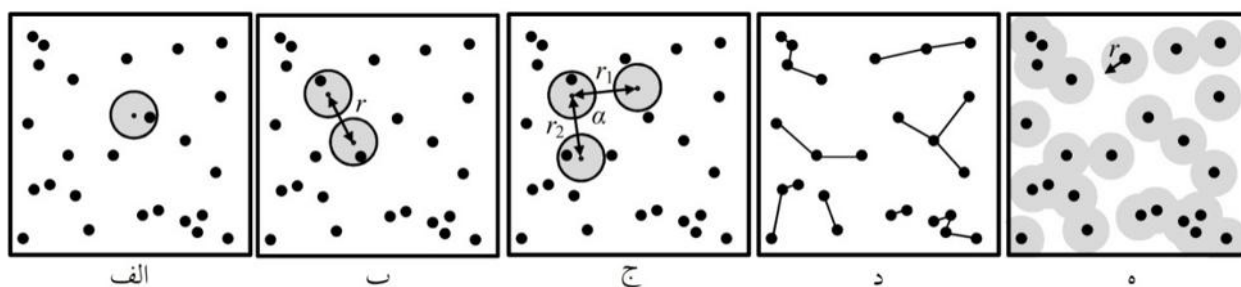
تابع‌های درجه سوم بیانگر احتمال حضور سه نقطه

الگوی مکانی بررسی می‌شوند (شکل ۱-ه). برای محاسبه این تابع از رابطه ۵ استفاده می‌شود هرچند تفسیر نتایج متفاوت و عکس تابع  $D$  است. مقدار این تابع از صفر (وجود بیشترین فضای خالی بین دایره‌ها) تا یک (نبود فضای خالی بین دایره‌ها) تغییر می‌کند. مقدار این تابع در الگوی کپه‌ای و پراکنده به ترتیب کمتر و بیشتر از حالت تصادفی است (Diggle, 2003).

کپه‌ای بیشتر از حالت تصادفی و در الگوی پراکنده کمتر از حالت تصادفی است. همچنین از بین روش‌های مختلف تصحیح اثر حاشیه‌ای، از روش Hanisch به‌عنوان مناسب‌ترین روش برای این تابع استفاده شد (Diggle, 2003).

تابع توزیع تماس کروی ( $H_s(r)$ )

در این تابع اطراف هر نقطه (درخت) دایره‌ای به شعاع  $r$  ایجاد شده است و براساس فضای خالی موجود، تغییرات



شکل ۱- انواع آماره‌های اختصاری درجه اول (الف)، درجه دوم (ب)، درجه سوم (ج)، نزدیکترین همسایه (د) و ریخت‌شناختی (ه) در تحلیل الگوهای نقطه‌ای مکانی (شکل از نگارندگان)

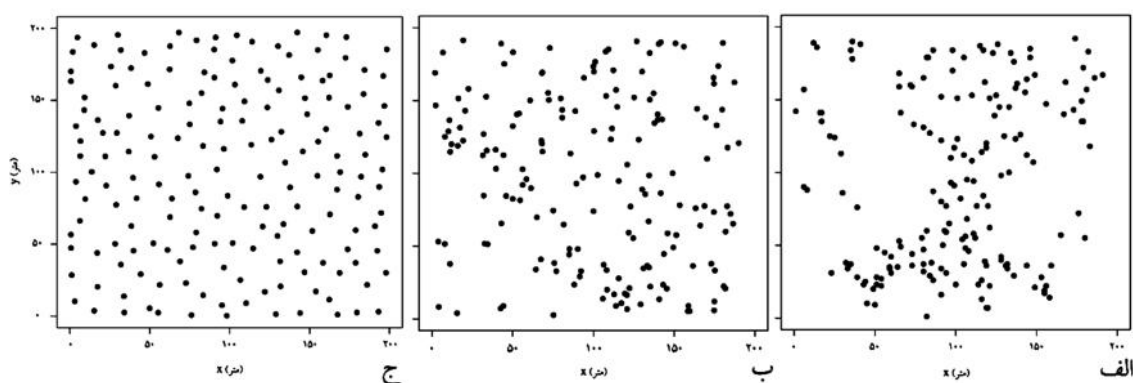
سطح تاج  $45/09$  متر مربع ( $\pm 36/03$ ) و تراکم  $43$  درخت در هکتار حضور داشتند (شکل ۲-الف). همچنین آزمون نیکویی برازش  $D_{0.05} = 0/1106 < D = 0/0109$  و  $P\text{-value} = 0/1230$  نشان داد که درختان کنار در قطعه نمونه از توزیع پواسون همگن پیروی می‌کردند (جدول ۱). سپس دو قطعه نمونه دیگر با تعداد درخت، مساحت و تراکم مشابه با توزیع‌های مکانی متفاوت (تصادفی و پراکنده) ساخته شد. آزمون نیکویی برازش، توزیع همگن درختان در دو قطعه نمونه شبیه‌سازی شده با آرایش تصادفی و پراکنده (شکل ۲-ب و ۲-ج) را تأیید کرد (جدول ۱).

آزمون آماری نتایج

روند تغییرات الگوی نقطه‌ای درختان کنار تعیین شده با آماره‌های اختصاری مختلف (تابع‌های  $H_s, D, T, g, \lambda$ ) با بازه شبیه‌سازی (Simulation envelopes) برای توزیع تصادفی درختان مقایسه شد. برای شبیه‌سازی بازه تصادفی با توزیع پواسون همگن از آزمون مونت‌کارلو با  $199$  تکرار و در سطح اطمینان  $95$  درصد استفاده شد.

نتایج

اندازه‌گیری‌های میدانی نشان داد که در قطعه نمونه،  $172$  درخت کنار با میانگین ارتفاع  $2/63$  متر ( $\pm 0/74$ ) و میانگین

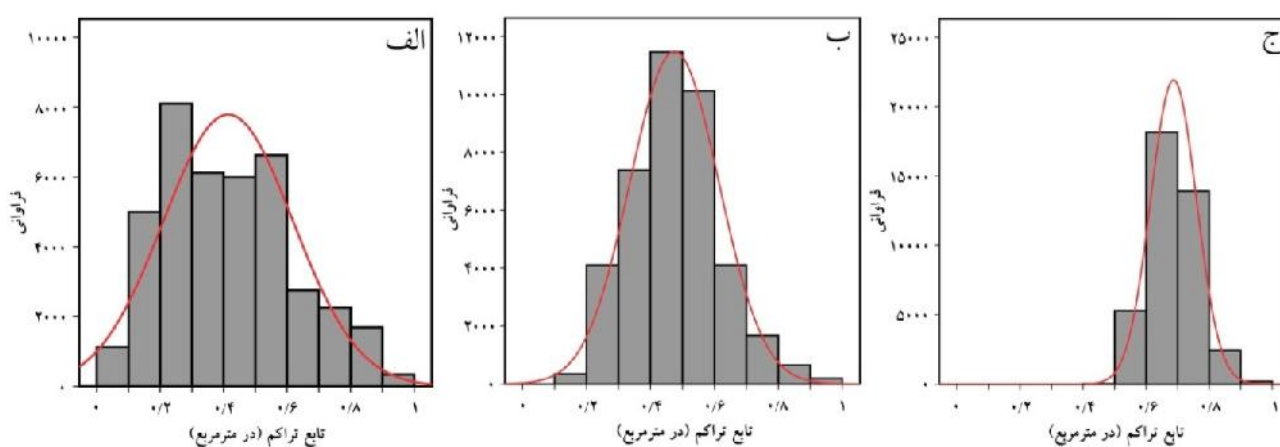


شکل ۲- پراکنش مکانی درختان کنار با توزیع کپه‌ای (الف)، قطعه‌نمونه‌های شبیه‌سازی شده با توزیع تصادفی (ب) و پراکنده (ج)

جدول ۱- نتایج آزمون کولموگروف-سمیرنوف در برازش توزیع پواسون همگن بر توزیع درختان کنار در قطعه‌نمونه‌ها

مقدار $P$	آماره جدول	آماره آزمون	قطعه‌نمونه‌ها
۰/۱۲۳۰	۰/۱۱۰۶	۰/۰۱۰۹ <sup>ns</sup>	کنار (کپه‌ای)
۰/۴۴۸۵	۰/۱۱۰۶	۰/۰۴۵۷ <sup>ns</sup>	تصادفی
۰/۸۸۴۴	۰/۱۱۰۶	۰/۰۴۴۵ <sup>ns</sup>	پراکنده

<sup>ns</sup> غیرمعنی‌دار در سطح اطمینان ۹۵ درصد



شکل ۳- تابع تراکم در قطعه‌نمونه واقعی کپه‌ای کنار (الف) و قطعه‌نمونه‌های شبیه‌سازی شده تصادفی (ب) و پراکنده

(ج) به همراه توزیع پواسون برازش داده شده به هر کدام

برای اطمینان از همگنی توزیع تابع تراکم در قطعه‌نمونه‌ها، توزیع پواسون همگن به آنها برازش داده شد (شکل ۳) و آزمون کولموگروف-سمیرنوف تأیید کرد که در هر سه قطعه‌نمونه، تابع تراکم از توزیع پواسون همگن پیروی می‌کند (جدول ۲).

تابع تراکم در قطعه‌نمونه واقعی درختان کنار (شکل ۳- الف) نشان داد که درختان از الگوی کپه‌ای پیروی می‌کنند و بیشترین فراوانی در مقدار ۰/۲ وجود داشت. همچنین فراوانی تابع تراکم تا ۰/۵ در قطعه‌نمونه پراکنده (شکل ۳- ج) صفر بود که پراکندگی درختان را نشان داد.

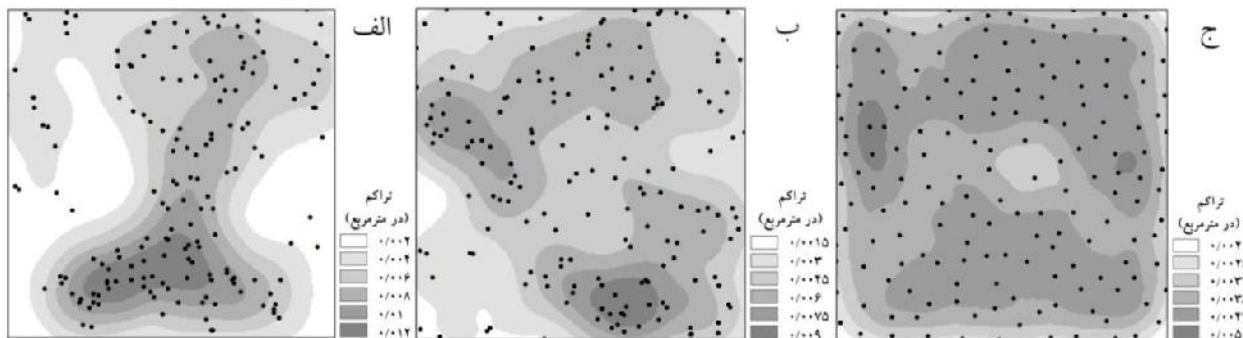
جدول ۲- نتایج آزمون کولموگروف-سمیرنوف در برآزش توزیع پواسون همگن بر توزیع تابع تراکم درختان کنار در قطعه نمونه‌ها

مقدار $P$	آماره جدول	آماره آزمون	قطعه نمونه‌ها
۲/۲۳۶	۰/۱۱۰۶	۰/۰۱۹۶ <sup>ns</sup>	کنار (کپه‌ای)
۲/۱۳۰	۰/۱۱۰۶	۰/۰۱۷۱ <sup>ns</sup>	تصادفی
۲/۶۸۳	۰/۱۱۰۶	۰/۰۲۲۱ <sup>ns</sup>	پراکنده

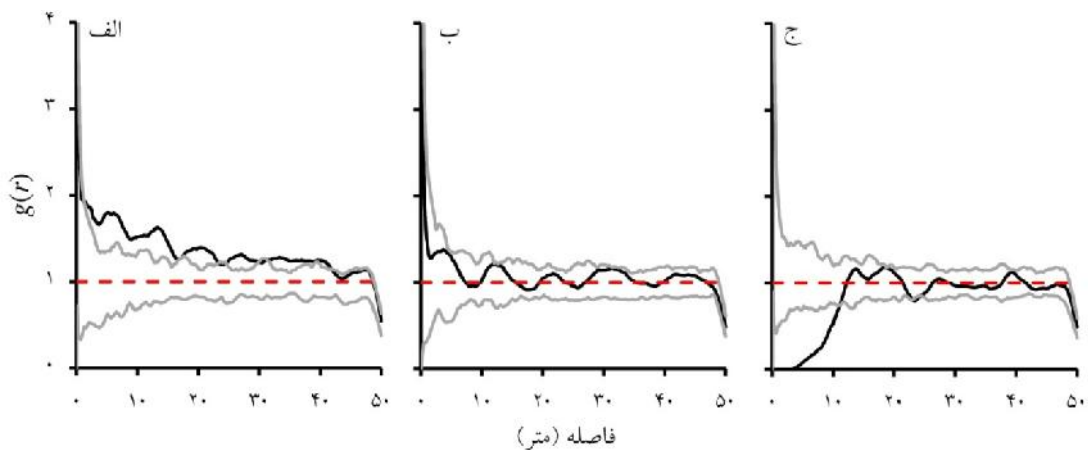
<sup>ns</sup> غیر معنی دار در سطح اطمینان ۹۵ درصد

و محدوده‌های سفید کمترین تراکم را داشتند که مشاهده نقشه توزیع درختان در هر قطعه نمونه نیز این موضوع را تأیید کرد (شکل ۴).

علاوه بر تابع تراکم، مقدار تراکم به دست آمده از دایره با شعاع ۴۰ متر نشان داد که تراکم درختان در هر سه قطعه نمونه تقریباً همگن بود. محدوده‌های خاکستری تیره بیشترین تراکم



شکل ۴- تغییرات تراکم در قطعه نمونه واقعی کپه‌ای کنار (الف) و قطعه نمونه‌های شبیه‌سازی شده تصادفی (ب) و پراکنده (ج)

شکل ۵- تابع  $g$  در قطعه نمونه واقعی کپه‌ای کنار (الف) و قطعه نمونه‌های شبیه‌سازی شده تصادفی (ب) و پراکنده (ج)

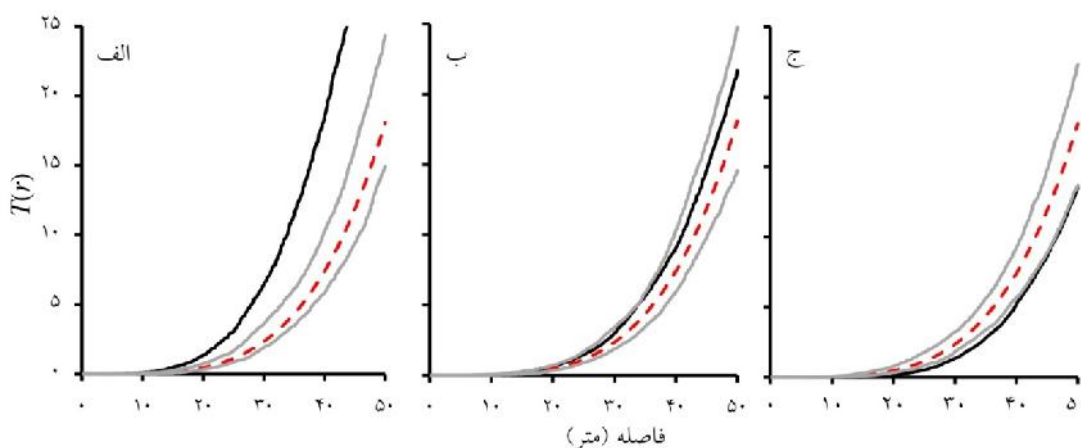
توزیع تصادفی نزدیک شدند (شکل ۵-الف). همچنین تابع  $g$  تصادفی بودن درختان را در قطعه نمونه دوم به درستی نشان داد

نتایج تابع  $g$  نشان داد که درختان کنار در قطعه نمونه واقعی تا فاصله ۱۶ متر به طور معنی داری کپه‌ای بودند، اما پس از آن به



کپه‌ای بودن درختان کنار را تأیید کرد (شکل ۶-الف). پراکنش تصادفی درختان در قطعه‌نمونه دوم با  $3126250$  مثلث (شکل ۶-ب) و پراکندگی قطعه‌نمونه سوم با  $2164240$  مثلث تأیید شد، هرچند در قطعه‌نمونه سوم درختان از فاصله ۴۲ متر به حالت تصادفی نزدیک شدند (شکل ۶-ج).

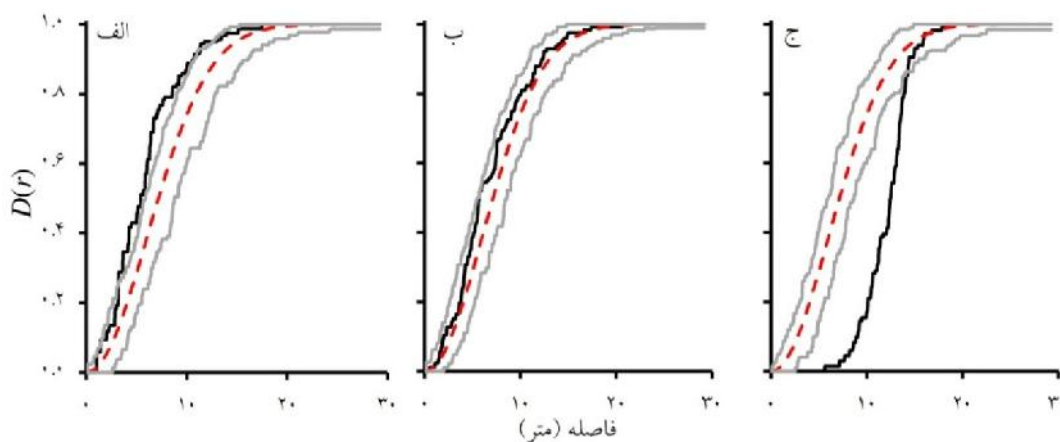
(شکل ۵-ب) و پراکندگی درختان تا فاصله ۱۱ متر در قطعه‌نمونه سوم تأیید شد (شکل ۵-ج). همچنین الگوی مکانی درختان در هر فاصله در هر سه قطعه‌نمونه قابل اندازه‌گیری است (شکل ۵). تابع  $T$  نیز با تشکیل  $4962825$  مثلث در قطعه‌نمونه واقعی،



شکل ۶- تابع  $T$  در قطعه‌نمونه واقعی کپه‌ای کنار (الف) و قطعه‌نمونه‌های شبیه‌سازی شده تصادفی (ب) و پراکنده (ج)

درختان کنار است. در قطعه‌نمونه شبیه‌سازی با الگوی پراکنده (شکل ۷-ج) نزدیکترین همسایه درختان بیشتر از  $5/5$  متر از آنها فاصله داشت. توزیع فاصله بیشتر از  $14$  متر تا نزدیکترین همسایه مشابه حالت تصادفی بود که بیش از آن کمتر بودن تابع از حالت تصادفی، بیانگر الگوی پراکنده درختان کنار بود.

نتایج تابع  $D$  نشان داد که بیشترین فاصله تا نزدیکترین همسایه در قطعه‌نمونه واقعی کپه‌ای درختان کنار  $17/5$  متر بود (شکل ۷-الف). این مقدار در دو قطعه‌نمونه شبیه‌سازی تصادفی و پراکنده به ترتیب  $20/6$  و  $18/5$  متر بود (شکل ۷-ب و ۷-ج). در قطعه‌نمونه واقعی (شکل ۷-الف) توزیع فاصله سه متر تا نزدیکترین همسایه مشابه حالت تصادفی بود، اما پس از آن بیشتر از این حالت بود که بیانگر پراکنش کپه‌ای

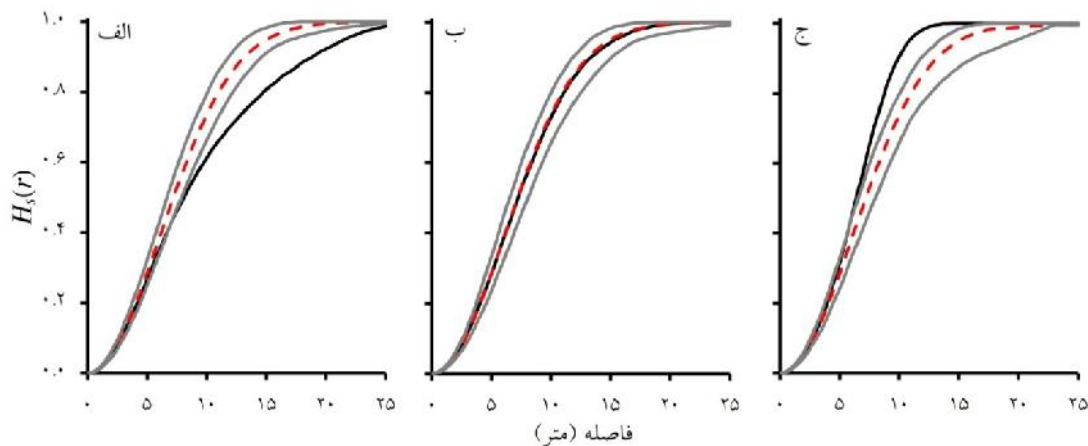


شکل ۷- تابع  $D$  در قطعه‌نمونه واقعی کپه‌ای کنار (الف) و قطعه‌نمونه‌های شبیه‌سازی شده تصادفی (ب) و پراکنده (ج)



فضای خالی با افزایش شعاع دایره تا فاصله هفت متر در قطعه نمونه کپه‌ای و تا فاصله ۶/۲ متر در قطعه نمونه پراکنده با حالت تصادفی شباهت داشتند (شکل ۸-الف و ۸-ج). برخلاف تابع  $D$ ، کمتر بودن این تابع از حالت تصادفی بیانگر الگوی کپه‌ای (شکل ۸-الف) و بیشتر بودن آن بیانگر الگوی پراکنده (شکل ۸-ج) بود.

در نهایت تابع  $H_s$  نشان داد که در قطعه نمونه کپه‌ای درختان کنار در شعاع ۲۵ متر (شکل ۱-ه)، هیچ فضای خالی باقی نمانده است (شکل ۸-الف)، در حالی که این مقدار در دو قطعه نمونه شبیه‌سازی تصادفی و پراکنده به ترتیب ۲۲ و ۱۴ متر بود (شکل ۸-ب و ۸-ج). همچنین در قطعه نمونه تصادفی، مقدار فضای خالی در شعاع‌های مختلف کاملاً منطبق بر حالت پیش‌فرض مونت‌کارلو بود (شکل ۸-ب). مقدار



شکل ۸- تابع  $H_s$  در قطعه نمونه واقعی کپه‌ای کنار (الف) و قطعه نمونه‌های شبیه‌سازی شده تصادفی (ب) و پراکنده (ج)

در بخشی از ناحیه رویشی خلیج و عمانی مورد استفاده قرار گرفت تا علاوه بر تشریح تفاوت‌های ساختاری، عملکرد آنها نیز در مدل‌سازی انواع الگوهای مکانی (کپه‌ای، تصادفی و پراکنده) درختان کنار نشان داده شود.

مهمترین آماره اختصاری درجه اول، تابع  $\lambda$  بود که شناسایی الگوی مکانی درختان کنار را با نمایش نحوه تغییرات تراکم ممکن کرد (شکل ۳ و ۴). چنانچه نتایج نشان داد، تابع تراکم در دو الگوی مکانی کپه‌ای و پراکنده کاملاً متفاوت بود، به نحوی که در الگوی مکانی اول تابع تراکم در تمام دامنه (صفر تا یک) با افزایش فراوانی متناسب با اندازه کپه‌ها توزیع شد (شکل ۳-الف)، اما در الگوی مکانی دوم محدود به دامنه ۰/۶ تا یک (شکل ۳-ج) بود. تفاوت تابع تراکم در الگوهای مکانی مختلف به دست آمده در پژوهش پیش‌رو با پژوهش‌های پیشین (Lan Olagoke et al., 2013; et al., 2012) مطابقت دارد. اگرچه علاوه بر تعیین الگوی

## بحث

الگوی مکانی درختان در یک توده را می‌توان با استفاده از فرایندهای نقطه‌ای (Point processes) تحلیل کرد و از این طریق، فرایندهای بوم‌شناختی نهفته در پراکنش مکانی درختان را شناسایی کرد (Genet et al., 2014). علاوه بر درک بهتر روابط مکانی درختان با تحلیل فرایندهای نقطه‌ای، امکان مدل‌سازی توزیع مکانی ساختار توده درختان نیز ممکن می‌شود که این اهداف تنها با استفاده از آماره‌های اختصاری مناسب امکان‌پذیر است (Lilleleht et al., 2014). با توجه به اهمیت آماره‌های اختصاری در تحلیل الگوی نقطه‌ای درختان و انتخاب نوع مناسب با توجه به هدف، شناخت انواع آنها و همچنین اطلاعاتی که ارائه می‌دهند، ضروری به نظر می‌رسد. بنابراین در پژوهش پیش‌رو پنج نوع آماره اختصاری اصلی با ساختارهای متفاوت (درجه اول، درجه دوم، درجه بالا، نزدیکترین همسایه و ریخت‌شناختی)

آن است.

مهمترین آماره اختصاری نزدیکترین همسایه، تابع  $D$  است که ساختار آن متفاوت با سه تابع پیشین است (Illian et al., 2008). در پژوهش پیش‌رو تابع  $D$  بیشترین فاصله تا نزدیکترین همسایه درختان کنار در هر قطعه نمونه را نشان داد (شکل ۷). این تابع علاوه بر تشریح اندازه فاصله تا نزدیکترین همسایه در قطعه نمونه‌ها، امکان تشخیص الگوی مکانی درختان کنار را نیز فراهم آورد (شکل ۷). کارایی این روش با هدف بررسی کمی روابط همسایگی در سایر پژوهش‌ها نیز (Erfanifard et al., 2014; Mundo et al., 2013) همانند پژوهش پیش‌رو تأیید شده است. این تابع در فاصله‌های بزرگتر کارایی لازم را ندارد و در این پژوهش نیز پس از فاصله حدود ۲۰ متر در هر سه قطعه نمونه (شکل ۷)، به دلیل رسیدن به حداکثر مقدار تابع ( $D=1$ ) تغییرات الگو قابل مشاهده نبود. اگرچه این تابع در پاسخ به برخی پرسش‌ها در مورد روابط بوم‌شناختی درختان با اطرافشان (مانند ارتباط درختان مادری با زادآوری‌ها) بسیار مناسب است (Illian et al., 2008).

شناخته‌شده‌ترین آماره اختصاری ریخت‌شناختی، تابع  $H_s$  است که در مقایسه با سایر آماره‌های این گروه که در پژوهش Mecke و Stoyan (۲۰۰۵) تشریح شده‌اند، کاربرد بیشتری داشته است. اگرچه رابطه مورد استفاده در این تابع مشابه رابطه تابع  $D$  است (رابطه ۵)، تفاوت اصلی آنها در تأکید بر روابط همسایگی در تابع  $D$  و وجود فضای خالی بین دایره‌های با شعاع  $r$  در هر نقطه (درخت) در تابع  $H_s$  است. در پژوهش پیش‌رو، تابع  $H_s$  حداکثر شعاع دایره متناظر هر درخت که فضای خالی باقی نمی‌ماند را در هر الگوی مکانی از درختان کنار نشان داد و علاوه بر آن، الگوی مکانی هر سه قطعه نمونه را نیز تعیین کرد (شکل ۸). نمایش بهتر تغییرات الگوی مکانی براساس فاصله در تابع  $H_s$  نسبت به تابع  $D$  (یکنواختی بیشتر نمودار در شکل ۸ در مقایسه با شکل ۷) نیز بیشتر تأیید شده است (Illian et al., 2008).

به‌طور کلی، نتایج پژوهش پیش‌رو نشان داد که هر نوع از آماره‌های اختصاری، اطلاعات متفاوتی از الگوهای مکانی مختلف درختان کنار ارائه کردند. ساختار متفاوت آنها به درک

مکانی، اهمیت مطالعه تابع تراکم در بررسی همگنی توزیع درختان مورد بررسی است. در پژوهش پیش‌رو نیز علاوه بر تأیید همگنی درختان کنار در هر سه قطعه نمونه با برازش توزیع پواسون همگن (جدول ۱)، تابع تراکم و پیروی توزیع آن از توزیع پواسون همگن (شکل ۳ و جدول ۲) نیز این موضوع را به خوبی نشان داد، زیرا مهمترین ویژگی یک الگوی نقطه‌ای با توزیع همگن، همگنی تراکم نقاط آن است (Illian et al., 2008).

پرکاربردترین آماره اختصاری درجه دوم، تابع  $g$  است (Illian et al., 2008). نتایج پژوهش پیش‌رو نشان داد که تابع  $g$  مقیاس کپه‌ای بودن درختان کنار (فاصله ۱۶ متر) (شکل ۵-الف) و همچنین پراکندگی آنها (فاصله ۱۱ متر) (شکل ۵-ج) را نشان داده است. هرچند کارایی این تابع در پژوهش‌های پیشین تأیید شده است (Amanzade et al., 2013; Erfanifard & Mahdian, 2012; Churchill و همکاران (۲۰۱۳) دو ویژگی مهم تابع  $g$  یعنی ماهیت غیرتجمعی آن و حساسیت نسبت به تغییرات الگوی مکانی در فاصله‌های مختلف و نمایش دقیق آن مورد تأکید قرار می‌گیرد. این دو ویژگی مهم، تابع  $g$  را نسبت به سایر تابع‌ها ( $K$  رایلی و  $L$ ) پرکاربردتر کرده است (Churchill et al., 2013; Illian et al., 2008).

از میان آماره‌های اختصاری با درجه بالا، تابع  $T$  تنها تابع درجه سوم است که توسط Baddeley و Schladitz (۲۰۰۰) ارائه شده است. نتایج پژوهش پیش‌رو نشان داد که تابع  $T$  کپه‌ای بودن درختان کنار را در فاصله‌های مختلف نشان داده است (شکل ۶-الف) و پراکندگی آنها را تا فاصله ۴۲ متر تأیید کرد (شکل ۶-ج). پژوهشگران بر این باور هستند که تابع  $T$ ، کپه‌ای بودن (Schladitz and Baddeley, 2000) و پراکندگی (Lochmann et al., 2006) نقاط را در یک الگوی نقطه‌ای متراکم در مقیاسی کوچکتر از سایر تابع‌ها می‌تواند نشان دهد که با نتایج پژوهش پیش‌رو مطابقت ندارد. علت این تفاوت ممکن است مربوط به تراکم کم درختان کنار (۴۳ درخت در هکتار) در پژوهش پیش‌رو باشد. هرچند طولانی بودن فرایند محاسبه و تجمعی بودن تابع از ویژگی‌های منفی

- oak (*Quercus brantii* var. *persica*) coppice stands of Zagros forests. Iranian Journal of Applied Ecology, 2(5): 15-25 (In Persian).
- Genet, A., Grabarnik, P., Sekretenko, O. and Pothier, D., 2014. Incorporating the mechanisms underlying inter-tree competition into a random point process model to improve spatial tree pattern analysis in forestry. Ecological Modelling, 288: 143-154.
  - Illian, J., Penttinen, A., Stoyan, H. and Stoyan., D., 2008. Statistical Analysis and Modelling of Spatial Point Patterns. John Wiley & Sons Inc., West Sussex, 534p.
  - Lan, G., Getzin, S., Wiegand, T., Hu, Y., Xie, G., Zhu, H. and Cao, M., 2012. Spatial distribution and interspecific associations of tree species in a tropical seasonal rain forest of China. PLoS ONE, 7(9): e46074.
  - Lilleleht, A., Sims, A. and Pommerening, A., 2014. Spatial forest structure reconstruction as a strategy for mitigating edge-bias in circular monitoring plots. Forest Ecology and Management, 316: 47-53.
  - Lochmann, K., Anikeenko, A., Elsner, A., Medvedev, N. and Stoyan, D., 2006. Statistical verification of crystallization in hard sphere packings under densification. The European Physical Journal, 53: 67-76.
  - Mecke, K.R. and Stoyan, D., 2005. Morphological characterization of point patterns. Biometrical Journal, 47(4): 473-488.
  - Mortazavi Jahromi, M. and Zandi, P., 2012. Investigation on phenology of *Ziziphus* genus at Fars province. Iranian Journal of Forest and Poplar Research, 20(1): 110-122 (In Persian).
  - Mundo, I.A., Wiegand, T., Kanagaraj, R. and Kitzberger, T., 2013. Environmental drivers and spatial dependency in wildfire ignition patterns of northwestern Patagonia. Journal of Environmental Management, 123: 77-87.
  - Olagoke, A.O., Bosire, J.O. and Berger, U., 2013. Regeneration of *Rhizophora mucronata* (Lamk.) in degraded mangrove forest: lessons from point pattern analyses of local tree interactions. Acta Oecologia, 50: 1-9.
  - Pommerening, A. and Stoyan, D., 2008. Reconstructing spatial tree point patterns from nearest neighbour summary statistics measured in small subwindows. Canadian Journal of Forest Research, 38: 1110-1122.
  - Sagheb-Talebi, Kh., Sajedi, T. and Pourhashemi, M., 2014. Forests of Iran: A Treasure from the Past, A Hope for the Future. Springer, New York, 152p.
  - Schladitz, K. and Baddeley, A.J., 2000. A third order point process characteristic. Scandinavian Journal of Statistics, 27: 657-671.

جنبه‌های متفاوتی از فرایندهای بوم‌شناختی نهفته در منطقه مورد مطالعه انجامید و هر کدام از تابع‌های مورد بررسی علاوه بر تعیین الگوی مکانی درختان کنار، اطلاعات ارزشمند دیگری نیز ارائه کردند که شرح داده شد. آگاهی از انواع اصلی آماره‌های اختصاری و همچنین کارایی هر کدام به استفاده بهینه از آنها متناسب با اهداف پژوهش در مطالعات آینده کمک می‌کند.

## References

- Akhavan, R. and Sagheb-Talebi, Kh., 2012. Application of bivariate Ripley's *K*-function for studying competition and spatial association of trees (Case study: intact Oriental beech stands in Kelardasht). Iranian Journal of Forest and Poplar Research, 19(4): 632-644 (In Persian).
- Alavi, 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, 20(4): 21-39 (In Persian).
- Amanzadeh, B., Sagheb-Talebi, Kh., Foumani, B.S., Fadaie, F., Camarero, J. and Linares, C., 2013. Spatial distribution and volume of dead wood in unmanaged Caspian Beech (*Fagus orientalis*) forests from Northern Iran. Forests, 4: 751-765.
- Cipriotti, P.A., Aguiar, M.R., Wiegand, T. and Paruelo, J.M., 2012. Understanding the long-term spatial dynamics of a semiarid grass-shrub steppe through inverse parameterization for simulation models. Oikos, 121: 848-861.
- Churchill, D., Larson, A., Dahlgreen, M., Franklin, J., Hessburg, P. and Luts, J., 2013. Restoring forest resilience: from reference spatial patterns to silvicultural prescriptions and monitoring. Forest Ecology and Management, 291: 442-457.
- Dale, M.R.T., Dixon, P., Fortin, M., Legendre, P., Myers, D. and Rosenberg, M., 2002. Conceptual and mathematical relationships among methods for spatial analysis. Ecography, 25: 558-577.
- Diggle, P.J., 2003. Statistical Analysis of Spatial Point Patterns. Arnold Publishers, New York, 159p.
- 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 (In Persian).
- Erfanifard, Y., Zare, L. and Feghhi, J., 2014. Application of nearest neighbour indices in Persian

## Efficiency of different summary statistics in modelling spatial point patterns of Christ's thorn jujube trees (*Ziziphus spina-christi* (L.) Wild.)

Y. Erfanifard<sup>1\*</sup> and N. Kariminejad<sup>2</sup>

1\* - Corresponding author, Assistant Prof., College of Agriculture, Shiraz University, Shiraz, Iran  
E-mail: erfanifard@shirazu.ac.ir

2- M.Sc. Student, College of Agriculture, Shiraz University, Shiraz, Iran

Received: 09.29.2014

Accepted: 04.20.2015

### Abstract

Understanding the ecological processes underlying the spatial distribution of trees is enabled by simulation of their spatial structure within stands. Summary statistics enable modelling the spatial point patterns of trees and provide an efficient representation of the link between point patterns and ecological processes. In this study, five summary statistics, i.e. first-order (intensity function  $\lambda(x)$ ), second-order (pair correlation function  $g(r)$ ), higher-order ( $T$ -function  $T(r)$ ), nearest neighbor (nearest neighbor distribution function  $D(r)$ ), and morphological (spherical contact distribution function  $H_s(r)$ ) were used to model the spatial pattern of Christ thorn jujube trees (*Ziziphus spina-christi* (L.) Wild.) in the south of Fars Province. One real and two simulated homogeneous,  $200 \times 200 m^2$  sample plots were selected to investigate the performance of those functions. The results showed that  $\lambda(x)$  significantly followed the homogeneous Poisson process and identified different spatial distributions of Christ thorn jujube trees in three plots. The results also indicated that  $g(r)$  was non-cumulative and sensitive to tree patterns in different scales. Although  $T(r)$  described the dispersion, randomness, and clustering of trees in the plots, its power to indicate fine structural patterns was not obvious due to low densities of the trees in the plots. The distances to nearest tree were quantified by  $D(r)$ , which were located about 20 m from each other in all three plots. Finally, the amount of  $H_s(r)$  clearly showed the non-randomness patterns of trees in the plots. All in all, it was concluded that different summary statistics characterize different statistical properties of spatial point patterns across the study area.

**Keywords:** Summary statistic, point pattern, spatial analysis, Christ's thorn jujube, modelling.