



دانشگاه گنبد کاووس

نشریه "حفاظت زیست بوم گیاهان"

دوره هفتم، شماره چهاردهم

<http://pec.gonbad.ac.ir>

## ارزیابی تنوع گونه‌ای و الگوی پراکنش گونه‌های گیاهی غالب در تالاب بین‌المللی هامون

فاطمه بیدرنامانی<sup>۱\*</sup>، مهدی شعبانی‌پور<sup>۲</sup>

<sup>۱</sup> مربی گروه زراعت و اصلاح نباتات، پژوهشکده کشاورزی، دانشگاه زابل، زابل

<sup>۲</sup> دانشجوی دکتری حشره‌شناسی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه آزاد اسلامی واحد اراک، اراک

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۲/۴

تاریخ دریافت: ۱۳۹۶/۸/۵

### چکیده

پژوهش حاضر باهدف بررسی تنوع گونه‌های گیاهی و الگوی پراکنش جمعیت پنج گونه غالب گیاهی شامل نی (*Phragmites australis*)، پنجه مرغی (*Cyndon dactylon*)، بونی (*Aeluropus lagopoides*)، چمن شور ساحلی (*Aeluropus littoralis*) و گز سیستانی (*Tamarix meyeri*) در تالاب بین‌المللی هامون در سال ۱۳۹۴ انجام شد. نمونه‌برداری از پوشش گیاهی با روش تصادفی-سیستماتیک مطابق الگوی W با استفاده از چهار ترانسکت نواری به وسعت ۵۰۰۰ مترمربع در چهار ایستگاه انجام شد. مطالعه تنوع گونه‌های گیاهی با شاخص‌های شانون-ویور و سیمپسون انجام شد. مطالعه الگوی پراکنش ۵ گونه گیاهی غالب با استفاده از روش‌های پراکنش مورسیتا،  $k$  نسبت واریانس به میانگین، تیلور و ایوانو انجام شد. بر اساس نتایج حاصل از شاخص‌های تنوع گونه‌ای، در ایستگاه سوم بیشترین تنوع گونه‌ای مشاهده شد. بیشترین مقادیر شاخص شانون-ویور و سیمپسون برای ایستگاه سوم به ترتیب ۱/۴۳ و ۰/۸۹ و کمترین مقادیر برای ایستگاه اول به ترتیب ۰/۶۷ و ۰/۳۸ مشاهده شد. بیشترین مقادیر  $P$  و  $R^2$  روش تیلور برای نی (*P. australis*) به ترتیب ۰/۰۷ و ۰/۹۲۱ که این مقادیر برای مدل ایوانو به ترتیب ۰/۱۳ و ۰/۳۰۱ مشاهده شد. الگوی پراکنش نی، بونی و پنجه-مرغی به‌صورت کپه‌ای بود. همچنین الگوی پراکنش چمن شور ساحلی (*A. littoralis*) و گز سیستانی (*T. meyeri*) به‌صورت تصادفی بود. به‌طور کلی، بین مقادیر شاخص‌های شانون-ویور و سیمپسون در هر ایستگاه مطالعاتی تفاوت معنی‌داری مشاهده شد. همچنین اندازه‌گیری شاخص‌های پراکنش نشان داد که کارایی روش تیلور به دلیل دقت بالاتر، مناسب‌تر از روش ایوانو برای برآورد پراکنش گیاهان بود. واژه‌های کلیدی: نی، بونی، شانون-ویور، تیلور، ترانسکت نواری

\* نویسنده مسئول: [f.bidarnamani65@uoz.ac.ir](mailto:f.bidarnamani65@uoz.ac.ir)

## مقدمه

اندازه‌گیری خصوصیات پوشش گیاهی، بخش اساسی بوم‌شناسی و مدیریت پوشش گیاهی را تشکیل می‌دهد (کرمی و همکاران، ۱۳۹۵). روش‌های کمی مطالعه پوشش گیاهی، اساس توصیف و تحلیل جامعه گیاهی محسوب می‌شود و تراکم به‌عنوان یکی از مشخصه‌های مهم جهت ارزیابی مراتع برای تشریح خصوصیات و تغییر جوامع گیاهی، تفسیر عکس‌العمل گیاهان به عملیات مختلف مدیریتی، اندازه‌گیری پوشش، تعیین ترکیب گونه‌ای و تخمین تولید و زیست‌توده دارای نقش مهمی است (Bonham, 1998).

مطالعه پوشش گیاهی تالاب بین‌المللی هامون نشان داده است که مراتع تالاب هامون به‌طور مداوم تحت تأثیر دوره‌های ترسالی و خشک‌سالی کشور افغانستان قرار می‌گیرد. در ایام خشک‌سالی تمام مراتع بستر و حاشیه تالاب از بین می‌رود؛ ولی زمانی که آب وارد تالاب گردد، محیط برای رشد گونه‌های گیاهی به‌خصوص نی (*Phragmites australis*، پنجه‌مرغی (*Cynodon dactylon*))، بونی (*Aeluropus lagopoides*)، چمن شور ساحلی (*Aeluropus littoralis*) و انواع گز (*Tamarix sp*) مناسب می‌گردد (جهان تیغ، ۱۳۹۳؛ ایران‌منش و همکاران، ۱۳۸۹؛ شفیعی و حسینی، ۱۳۹۱).

گز سیستانی (*Tamarix meyeri* Bioss.) گیاهی چندساله و گرمادوست از خانواده‌ی گزیان Tamariaceae که در تالاب گمیشان و تالاب هامون به‌خوبی رشد می‌کند (مظفریان، ۱۳۸۸).

نی (*Phragmites australis* Cav.) گیاهی چندساله، گرمادوست از خانواده‌ی گندمیان است که در بستر مرطوب تالاب به‌خوبی رشد می‌کند. این گونه علاوه بر اینکه در پالایش آلودگی ناشی از فلزات سنگین جهت حفاظت زیست‌بوم نقش دارد. به‌عنوان گیاه دارویی تصفیه‌کننده خون و بند آورنده شیر مادر کاربرد دارد (Bragato et al., 2009؛ دولت‌خواهی و همکاران، ۱۳۹۱).

پنجه‌مرغی (*Cynodon dactylon* L.) گیاهی چندساله، گرمادوست از خانواده‌ی گندمیان است که به‌وسیله بذر، استولون و ریزوم زیاد می‌شود. این گیاه به خشکی مقاوم و در طیف وسیعی از خاک‌ها به‌خوبی رشد می‌کند. ژنوتیپ‌های از این گونه به‌عنوان گیاه مرتعی محسوب می‌شود و در سیستان دم‌کرده آن به‌عنوان گیاه دارویی برای بیماری‌های کبدی استفاده می‌شود (زینلی، ۱۳۸۱؛ ایران‌منش و همکاران، ۱۳۸۹).

بونی (*Aeluropus lagopoides* L.) گیاهی چندساله و گرمادوست از خانواده‌ی گندمیان است (Ahmed et al., 2011). این گیاه در زمین‌های شور به‌خوبی رشد می‌کند و از نظر چرای دام باارزش می‌باشد (Torbatinejad et al., 2000). از نظر اکولوژیکی به کاهش فرسایش خاک کمک می‌کند و به

علت تولید بذر قوی، شبکه‌ی ریشه‌ای قوی و برگ‌های کوچک این گیاه قدرت سازش در برابر تنش‌های ساحلی و بیابانی را دارا می‌باشد (Mohsenzadeh et al., 2006).

چمن شورساحلی (*Aeluropus littoralis* L.) گیاهی چندساله و گرمادوست و از خانواده‌ی گرامینه است (Gulzar et al., 2003). این گیاه یکی از موفق‌ترین گراس‌های تک‌لپه مطرح از نظر تحمل به شوری‌های زیاد است. این گیاه به‌عنوان بادشکن روی خصوصیات فیزیکی و شیمیایی خاک تأثیر می‌گذارد و به‌طوری‌که باعث افزایش مواد آلی در سطح خاک شده و در درازمدت سبب بهبود ساختمان خاک می‌شود. همچنین این گیاه در منطقه به‌عنوان گیاه دارویی جهت تسکین درد و چرای شتر کاربرد دارد (لالوزایی و همکاران، ۱۳۹۴؛ مهدوی‌میمند و میرتاج‌الدینی، ۱۳۸۹).

تنوع گونه‌ای بخش عمده‌ای از تنوع زیستی و یکی از مهم‌ترین پارامترهای نشان‌دهنده‌ی تغییرات اکوسیستم‌ها است. مطالعه و اندازه‌گیری تنوع گیاهی رویشگاه‌های مختلف برای دستیابی به اهداف حفظ تنوع گیاهان بومی، شناسایی و محافظت گیاهان غیربومی و حفظ گونه‌های نادر ضروری است. به‌طوری‌که هر چه تنوع گونه‌ای در اکوسیستم بیشتر باشد، زنجیره‌های غذایی طولانی‌تر، توانایی مقابله با تنش‌های محیطی بیشتر و در نتیجه محیط پایدارتر خواهد بود (امیدزاده اردلی و همکاران، ۱۳۹۲). از طرف دیگر، یکی از ویژگی‌های مهم جمعیت که در مطالعات بوم‌شناسی گیاهی کاربرد زیادی دارد، نحوه‌ی پراکنش و الگوی توزیع فضایی گیاهان در رویشگاه است. نحوه‌ی پراکنش جمعیت‌های گیاهی علاوه بر آن که نوع برنامه‌ی نمونه‌برداری و روش تجزیه و تحلیل داده‌های جمعیتی را تحت تأثیر قرار می‌دهد، در تخمین تراکم جمعیت‌ها نیز می‌تواند کاربرد داشته باشد (David and Moore, 1954).

از جنبه‌های کاربردی الگوی پراکنش گیاهان می‌توان به کاربرد آن در مدل‌سازی، تعیین روش مناسب نمونه‌برداری و طراحی برنامه‌های نمونه‌برداری، ارائه طرح‌های مدیریتی مناسب، اقدامات حفاظتی و احیایی مراتع، ارزیابی یکنواختی و عدم یکنواختی متغیرهای محیطی، تولیدمثل، رقابت و الگوهای رفتاری گیاهان اشاره کرد (Morisita, 1962; Measture et al., 2005). مطالعات مختلفی در زمینه تنوع گونه‌ای و الگوی پراکنش گونه‌های گیاهی انجام شده است. مقایسه‌ی شاخص‌های تنوع گونه‌ای با استفاده از پلات‌های چند مقیاسی در مراتع کرسنگ شهرکرد نشان داد که توانایی پلات‌ها در برآورد شاخص‌های تنوع، غنا و یکنواختی یکسان است (امیدزاده اردلی و همکاران، ۱۳۹۲). رابطه بین گروه‌های اکولوژیک گیاهی با شاخص‌های تنوع زیستی گیاهی در ذخیره‌گاه سرخدار افراخته نشان داد که با افزایش ارتفاع، شیب و شرایط زیستی سخت‌تر، تنوع و غنا کاهش یافته است (اسماعیل‌زاده و حسینی، ۱۳۸۶). مقایسه تنوع گونه‌ای جوامع گیاهی جنگل‌های برگ‌ریز در ارومیه نشان داد که تنوع گونه‌ای در درختان کهن‌سال بیشتر است (Eshaghi Rad et al., 2009).

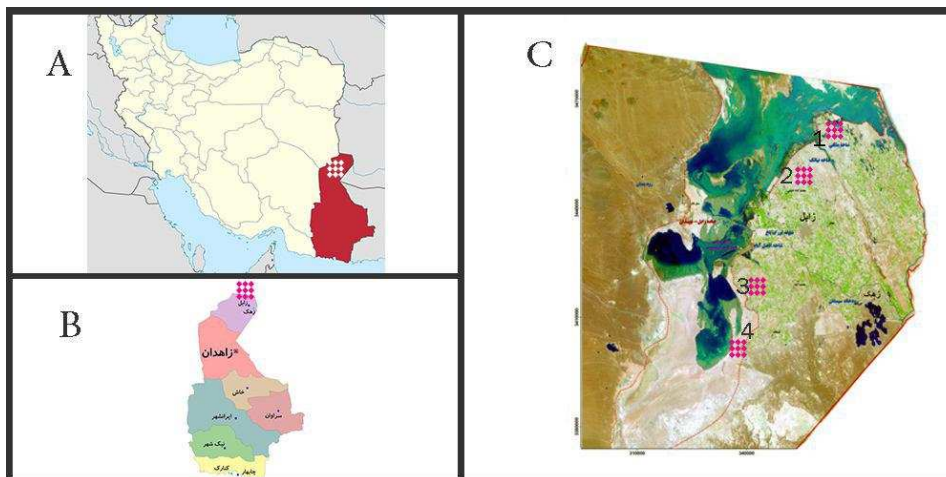
مقایسه شاخص‌های فاصله‌ای و کوادراتی در تعیین الگوی پراکنش سه گونه بوته‌ای *Astragalus gossypinus*، *Acantholimon bracteatum* و *Acanthophyllum mucronatum* نشان داد که الگوی پراکنش سه گونه با استفاده از شاخص استاندارد مورسیتا، ابرهات و هاپکینز به صورت کپه‌ای است (وحیدی و همکاران، ۱۳۹۵). مطالعه الگوی پراکنش دو گونه *Astragalus verus* و *Bromus tomentellus* در مراتع فریدون‌شهر استان اصفهان را بر اساس سه روش شاخص‌های فاصله‌ای، شاخص‌های کوادراتی و آنالیز نقطه‌ای مورد بررسی قرار دادند و به این نتیجه رسیدند که پراکنش گونه‌های هدف از نوع الگوی تصادفی است (مرادی و همکاران، ۱۳۹۲). نتایج الگوی پراکنش بوته‌های کوچک در منطقه نیمه‌خشک جنوب شرق آسیا نشان داد که همه بوته‌های *Anthyllis cytisoides* و *Artemisia barrelieri* الگوی پراکنش تصادفی را نشان داد (Peter et al, 1997).

این پژوهش با توجه به ضرورت وجود اطلاعات پایه جهت کمک به محققان در تصمیم‌گیری برای اندازه‌گیری، ارزیابی و حفاظت پوشش گیاهی و تبیین مهم‌ترین عامل یا عوامل مؤثر بر الگوی پراکنش گیاهان انجام شد. شناسایی این عوامل در پراکنش و تنوع گونه‌ای به مدیریت مناسب جهت تعیین گونه‌های سازگار با شرایط محیطی منطقه و کمک به بهره‌برداری پایدار از مراتع منطقه مورد بررسی شود. همچنین پژوهش حاضر می‌تواند در مطالعات مربوط به مدل‌سازی نمونه‌برداری مراتع مناطق بیابانی و پیشنهاد گونه‌های اصلاحی مناسب برای احیای پوشش گیاهی مراتع تخریب یافته نیز مورد استفاده قرار گیرد. اهداف این تحقیق شامل تعیین تنوع گونه‌های گیاهی و برآورد پراکنش فضایی جمعیت پنج گونه گیاهی غالب نی (*P. australis*)، پنجه‌مرغی (*C. dactylon*)، بونی (A. *lagopoides*)، چمن شور ساحلی (*A. littoralis*) و گز سیستانی (*T. meyeri*) در تالاب بین‌المللی هامون بود.

## مواد و روش‌ها

### منطقه مورد مطالعه

تالاب هامون سال ۱۹۷۲ میلادی که در کنوانسیون رامسر به عنوان تالاب بین‌المللی شناخته شد؛ علاوه بر اینکه گسترده‌ترین و مهم‌ترین دریاچه‌ی آب شیرین کشور است، دارای شرایط زیست‌محیطی و ارزش اکولوژیکی خاص در منطقه سیستان می‌باشد (ابراهیم‌زاده، ۱۳۸۸). این تالاب در فاصله حدود ۳۰ کیلومتری شمال و شرق شهر زابل و در محدوده ۳۱°۱۵' تا ۳۱°۳۲' عرض شمالی و ۶۰°۳۹' تا ۶۱°۳۵' طول شرقی و با مساحتی حدود ۵۷۰۰ کیلومتر مربع قرار دارد (شکل ۱).



شکل ۱- موقعیت تالاب بین‌المللی هامون در استان سیستان و بلوچستان و ایستگاه‌های نمونه‌برداری در آن

اقلیم منطقه بر اساس طبقه‌بندی اقلیمی دومارتن با شاخص خشکی برابر  $1/9$  فراخشک می‌باشد. متوسط ارتفاع تالاب از سطح دریا  $380$  متر، با شیب کم و متوسط بارندگی سالانه حدود  $50$  میلی‌متر است. تبخیر سالانه بر اساس آمار بلندمدت  $4820/54$  میلی‌متر در سال، متوسط دمای سالانه  $32$  درجه می‌باشد. با توجه به شرایط اقلیمی تالاب، میانگین سالانه رطوبت نسبی در طول دوره آماری  $40$  ساله حدود  $38$  درصد است. از مشخصات بارز منطقه سیستان، وقوع بادهای  $120$  روزه است که سرعت آن به  $120$  کیلومتر در ساعت نیز می‌رسد (لالوزایی و همکاران،  $1394$ ؛ جهان تیغ،  $1393$ ). از نظر زمین‌شناسی، تالاب جزء زون نهپندان - خاش است که سازندهای زمین‌شناسی از پرکامبرین تا کوارترن را شامل می‌شود (لالوزایی و همکاران،  $1394$ ). متوسط مقادیر  $pH$   $8/5$ ، هدایت الکتریکی  $4/5 (dS.m^{-1})$ ، نسبت  $C/N$   $12/1$ ، ماده آلی  $1/4$  درصد، پتاسیم  $6/7 (Mg.Kg^{-1})$ ، کلسیم  $7$  درصد، منیزیم تبدالی  $6 (Mg.Kg^{-1})$ ، سدیم موجود در عصاره اشباع  $900 (Mg.Kg^{-1})$  و بافت خاک از نوع Sandy loam می‌باشد.

پوشش گیاهی طبیعی تالاب به دلیل اقلیم بیابانی از غنای چندانی برخوردار نیست. کل گونه‌های شناسایی شده حداکثر  $21$  گونه بوده که در  $8$  خانواده توزیع شده‌اند (جدول ۱). گونه‌های غالب در تالاب بیشتر نی (*P. australis*)، پنجه‌مرغی (*C. dactylon*)، بونی (*A. lagopoides*)، چمن شور ساحلی (*A. littoralis*) و گز سیستانی (*T. meyeri*) بود و بقیه گونه‌ها بوته‌ای و گندمیان هستند. از دلایل دیگر انتخاب این گیاهان خواص دارویی آن‌ها در منطقه، مقاومت به شرایط سخت محیطی، خشک‌سالی‌های شدید منطقه و همچنین منابع اصلی تأمین علوفه دامداران محلی محسوب می‌شود.

## نمونه برداری

در تالاب بین‌المللی هامون چهار ایستگاه هرکدام به مساحت ۵۰۰۰ مترمربع برای نمونه برداری انتخاب گردید (شکل ۱). مشخصات طبیعی ایستگاه‌ها از نظر خصوصیات خاک، درصد پوشش گیاهی و گونه‌های گیاهی شمارش شده در جداول ۱ و ۲ ارائه شده است.

جدول ۱- گونه‌های گیاهی شناسایی شده در تالاب بین‌المللی هامون به تفکیک ایستگاه‌های نمونه برداری

| ردیف | نام علمی                      | ایستگاه اول | ایستگاه دوم | ایستگاه سوم | ایستگاه چهارم |
|------|-------------------------------|-------------|-------------|-------------|---------------|
| ۱    | <i>Aeluropus littoralis</i>   | +           | +           | +           | +             |
| ۲    | <i>Aeluropus repens</i>       | -           | +           | +           | +             |
| ۳    | <i>Aeluropus lagopides</i>    | +           | +           | +           | +             |
| ۴    | <i>Alhagi comelerum</i>       | +           | +           | +           | +             |
| ۵    | <i>Anabasis setifera</i>      | -           | -           | +           | +             |
| ۶    | <i>Artiplex canecens</i>      | +           | -           | -           | -             |
| ۷    | <i>Cyndon dactylon</i>        | +           | +           | +           | +             |
| ۸    | <i>Cornulca monocana</i>      | +           | -           | +           | +             |
| ۹    | <i>Haloxylon persicum</i>     | +           | -           | +           | -             |
| ۱۰   | <i>Hammada salicornica</i>    | -           | +           | -           | -             |
| ۱۱   | <i>Phragmites australis</i>   | +           | +           | +           | +             |
| ۱۲   | <i>Phragmites communis</i>    | -           | +           | +           | -             |
| ۱۳   | <i>Salsola crassa</i>         | -           | -           | +           | -             |
| ۱۴   | <i>Salsola yazdiana</i>       | +           | +           | -           | +             |
| ۱۵   | <i>Salsola indica</i>         | -           | +           | +           | -             |
| ۱۶   | <i>Salsola tomentosa</i>      | -           | +           | +           | +             |
| ۱۷   | <i>Seidletzia rosemarinus</i> | -           | -           | +           | -             |
| ۱۸   | <i>Suaeda fruticosa</i>       | +           | +           | +           | +             |
| ۱۹   | <i>Tamarix aphylla</i>        | -           | -           | +           | -             |
| ۲۰   | <i>Tamarix meyeri</i>         | +           | +           | +           | +             |
| ۲۱   | <i>Tribuluv terrestris</i>    | -           | +           | -           | +             |

+: حضور گونه در ایستگاه. -: عدم حضور گونه در ایستگاه

چگونگی پراکنش پنج گونه گیاهی غالب نی (*P. australis*)، پنجه مرغی (*C. dactylon*)، بونی (*A. lagopoides*)، چمن شور ساحلی (*A. littoralis*) و گز سیستانی (*T. meyeri*) با استفاده از ترانسکت خطی و با شمارش کلیه پایه‌ها در اسفند ۱۳۹۴ محاسبه شد. نمونه‌برداری به صورت تصادفی با استفاده از الگوی *w* (بهترین روش نمونه‌برداری که از نقطه اول ترانسکت شروع می‌شود و در آخرین نقطه ترانسکت پایان می‌یابد) اجرا شد. هر یک از شاخص‌های پراکنش با پنجاه کوادرات  $1 \times 1$  در هر سایت مطالعه شد. بدین منظور بر روی ۴ ترانسکت استقرار یافته در هر ایستگاه، جمعاً ۵۰ نقطه به صورت تصادفی انتخاب شد. اندازه نمونه برای هر گونه با استفاده از رابطه (۱) تعیین شد (David and Moore, 1954).

$$N = \frac{t^2 \times s^2}{(\bar{x} \times k)^2} \quad \text{رابطه ۱}$$

ر این رابطه، *N* اندازه نمونه، *t* مقدار *t* استیودنت با درجه آزادی *n-1*، *s* انحراف معیار نمونه،  $\bar{x}$  میانگین نمونه و *k* خطای تخمین می‌باشد که در این بررسی ۱۰ درصد در نظر گرفته می‌شود. برای مطالعه تنوع گونه‌ای، در هر ایستگاه سه پلات ویتاکر تعدیل شده به صورت تصادفی - سیستماتیک به فاصله ۲۰۰ متر استقرار یافت. با توجه به اینکه برای اندازه‌گیری تنوع گونه‌ای زیر پلات‌های یک مترمربعی مورد استفاده قرار می‌گیرند. در مجموع برای هر ایستگاه ۳۶ زیر پلات انتخاب شد. تعداد گونه‌های گیاهی در هر زیر پلات شمارش و یادداشت شد.

جدول ۲- مشخصات ایستگاه‌های نمونه‌برداری در تالاب بین‌المللی هامون

| خصوصیات                                  | ایستگاه اول | ایستگاه دوم | ایستگاه سوم | ایستگاه چهارم |
|------------------------------------------|-------------|-------------|-------------|---------------|
| اسیدیته                                  | ۸/۱         | ۸/۳         | ۸/۱         | ۸/۴           |
| هدایت الکتریکی<br>( $\text{dS.m}^{-1}$ ) | ۴/۸         | ۳/۹         | ۵           | ۵             |
| C/N                                      | ۸/۹         | ۸/۳         | ۱۲/۱        | ۱۱/۷          |
| ماده آلی (٪)                             | ۱/۱         | ۱/۳         | ۱/۷         | ۱/۳           |
| بافت                                     | لومی - شنی  | لومی - شنی  | لومی - شنی  | لومی - شنی    |
| درصد پوشش                                | ۱۷          | ۱۸          | ۲۱          | ۱۶            |
| طول شرقی                                 | ۶۱°۳۵'      | ۶۱°۰۳'      | ۶۰°۸۵'      | ۶۰°۳۹'        |
| عرض شمالی                                | ۳۱°۳۲'      | ۳۱°۲۶'      | ۳۱°۲۱'      | ۳۱°۱۵'        |
| ارتفاع (m)                               | ۳۷۸         | ۳۸۰         | ۳۷۱         | ۳۷۸           |

### اندازه‌گیری تنوع گونه‌ای

دو شاخص سیمپسون (Simpson, 1949) و شانون-ویور (Shannon and Weaver, 1949) برای محاسبه تنوع گونه‌ای استفاده شد (جدول ۳).

جدول ۳- روابط برآورد کننده تنوع گونه‌ای

| رابطه                                                                                            | مشخصات                                                                 | روش برآورد کننده                            |
|--------------------------------------------------------------------------------------------------|------------------------------------------------------------------------|---------------------------------------------|
| $D_1 = \sum_{i=1}^S \frac{n_i(n_i - 1)}{N(N - 1)}$                                               | $n_i$ فراوانی گونه $i$ ام<br>$N$ فراوانی همه گونه‌ها<br>$S$ تعداد گونه | شاخص سیمپسون<br>Simpson, 1949               |
| $= \sum_{i=1}^S \left[ \left( \frac{n_i}{N} \right) \ln \left( \frac{n_i}{N} \right) \right] H'$ |                                                                        | شاخص شانون-ویور<br>Shannon and Weaver, 1949 |

### اندازه‌گیری شاخص‌های پراکنش گیاهی

به‌منظور برآورد الگوی پراکنش جمعیت پنج گونه گیاهی غالب در تالاب بین‌المللی هامون یعنی نی (*P. australis*)، پنجه‌مرغی (*C. dactylon*)، بونی (*A. lagopoides*)، چمن شور ساحلی (*A. littoralis*) و گز سیستانی (*T. meyeri*) از پنج روش برآورد کننده پراکنش یعنی روش تیلور (Taylor, 1961)، روش ایواتو (Iwao, 1968)، روش مورسیتا (Morisita, 1962)، روش نسبت واریانس به میانگین (Taylor, 1961) و  $\hat{k}$  (David and Moore, 1954) استفاده شد (جدول ۴).



جدول ۴- روابط برآورد کننده شاخص‌های پراکنش گیاهی

| منبع                     | مشخصات                                                                                                                                                                                                                                        | دامنه                                                          | رابطه                                                                                  | روش برآورد کننده        |
|--------------------------|-----------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|----------------------------------------------------------------|----------------------------------------------------------------------------------------|-------------------------|
| Taylor, 1961             | میانگین ( $m$ )<br>واریانس ( $S^2$ )<br>عرض از مبدأ ( $a$ )<br>شیب خط ( $b$ )                                                                                                                                                                 | $b < 1$ یکنواخت<br>$b = 1$ تصادفی<br>$b > 1$ تجمعی             | $\text{Log} (S^2) = \text{Log} (a) + b \text{Log} (m)$                                 | تیلور                   |
| روش ایوانو<br>Iwao, 1968 | شاخص انبوهی متوسط<br>( $m^*$ )<br>عرض از مبدأ ( $a$ )<br>شیب خط ( $\beta$ )<br>میانگین ( $m$ )                                                                                                                                                | $\beta < 1$ یکنواخت<br>$\beta = 1$ تصادفی<br>$\beta > 1$ تجمعی | $m^* = a + \beta m$<br>$m^* = m + \left(\frac{S^2}{m} - 1\right)$                      | ایوانو                  |
| Taylor, 1961             | نسبت<br>میانگین ( $m$ )<br>واریانس ( $S^2$ )                                                                                                                                                                                                  | $ID < 0$<br>یکنواخت<br>$ID = 0$ تصادفی<br>$ID > 0$ تجمعی       | $ID = \frac{S^2}{m}$                                                                   | نسبت واریانس به میانگین |
| Morisita, 1962           | $n$ تعداد کل افراد در تمام نمونه‌های برداشته شده<br>$N$ تعداد کل نمونه‌ای برداشته شده<br>$n_i$ تعداد افراد در نمونه شماره $i$ است<br>$N$ تعداد نمونه<br>$A_x$ مجموع فراوانی‌های مشاهده شده‌ای از واحدهای نمونه برداری که بیش از $X$ فرد دارند | $ID < 1$ یکنواخت<br>$ID = 1$ تصادفی<br>$ID > 1$ تجمعی          | $ID = N \frac{\sum n_i(n_i - 1)}{n(n - 1)}$                                            | موریسیتا                |
| David and Moore, 1954    | فراوانی‌های مشاهده شده‌ای از واحدهای نمونه برداری که بیش از $X$ فرد دارند                                                                                                                                                                     | $\hat{k} < 8$ تصادفی<br>$\hat{k} > 8$ تجمعی                    | $N \ln \left(1 + \frac{m}{\hat{k}}\right) - \sum \left(\frac{A_x}{\hat{k}}\right) = 0$ | شاخص تجمع ( $\hat{k}$ ) |

## نتایج

### تنوع گونه‌ای

نتایج بررسی آزمون مقایسات میانگین در مورد شاخص‌های تنوع گونه‌ای گونه‌های گیاهی در چهار ایستگاه مستقر در تالاب بین‌المللی هامون نشان داد که شاخص‌های شانون-ویور و سیمپسون با سطح احتمال ۹۹ درصد تفاوت معنی‌داری نشان داده است ( $P < 0.01$ ). مقادیر شاخص شانون-ویور در ایستگاه دوم و سوم به ترتیب ۱/۰۹ و ۱/۴۳ و در ایستگاه اول و چهارم به ترتیب ۰/۶۷ و ۰/۸۷ بود. همچنین مقادیر شاخص سیمپسون در ایستگاه اول و دوم به ترتیب ۰/۳۵ و ۰/۴۹ و در ایستگاه سوم و چهارم به ترتیب ۰/۸۹ و ۰/۶۵ بود. نتایج نشان داد که بیشترین مقادیر دو شاخص تنوع گونه‌ای شانون-ویور و سیمپسون در ایستگاه سوم و کمترین مقادیر این دو شاخص در ایستگاه اول بود (جدول ۵).

جدول ۵- مقادیر شاخص‌های تنوع گونه‌ای در چهار ایستگاه مطالعه شده در تالاب بین‌المللی هامون

| شاخص‌های تنوع گونه‌ای |                 |            |              |                 |          |          |
|-----------------------|-----------------|------------|--------------|-----------------|----------|----------|
| شاخص شانون-ویور       |                 |            | شاخص سیمپسون |                 |          |          |
| ایستگاه               | $H \pm SE'$     | $F$        | $P$          | $D_1 \pm SE'$   | $F$      | $P$      |
| ایستگاه اول           | $0.67 \pm 0.07$ | $20.8/31$  | $0.00^*$     | $0.35 \pm 0.43$ | $31/33$  | $0.00^*$ |
| ایستگاه دوم           | $1.09 \pm 0.21$ | $78.1/89$  | $0.00^*$     | $0.49 \pm 0.12$ | $65/29$  | $0.00^*$ |
| ایستگاه سوم           | $1.43 \pm 0.36$ | $132.1/78$ | $0.00^*$     | $0.89 \pm 0.27$ | $120/92$ | $0.00^*$ |
| ایستگاه چهارم         | $0.87 \pm 0.77$ | $49.1/02$  | $0.00^*$     | $0.65 \pm 0.50$ | $90/01$  | $0.00^*$ |

\* معنی‌دار بودن اختلاف ضرایب با صفر در سطح احتمال پنج درصد.

### الگوی پراکنش گونه‌ها

**روش تیلور:** آماره‌های به‌دست‌آمده از برقراری ارتباط رگرسیونی بین لگاریتم واریانس و میانگین جمعیت (قانون تیلور) در کوادرات‌های مختلف برای بررسی پراکنش پنج گونه غالب تالاب در جدول ۶ ارائه شده‌اند. در پراکنش گونه‌های نی، بونی و پنجه‌مرغی، مقدار  $F$  در سطح احتمال پنج درصد همواره معنی‌دار بود ( $P < 0.05$ ) و ضریب تبیین معادله‌های رگرسیونی در حد بالایی قرار داشت. همچنین مقدار  $F$  برای دو گونه چمن شور ساحلی و گز سیستانی معنی‌دار نبود ( $P > 0.05$ ). نتایج نشان داد که بیشترین مقادیر ضریب تیلور ( $b$ ) برای گونه‌های نی، بونی و پنجه‌مرغی به ترتیب ۱/۱، ۱/۰۳ و ۰/۹۶ بود. با توجه به اختلاف معنی‌دار ضریب تیلور ( $b$ ) با عدد ۱ از روش آزمون  $t$ ، پراکنش سه گونه نی،

بونی و پنجه‌مرغی تجمعی بود. همچنین کمترین مقادیر ضریب تیلور ( $b$ ) برای دو گونه چمن شورساحلی و گز سیستانی به ترتیب  $0/84$  و  $0/86$  بود. با توجه به عدم اختلاف معنی‌داری با ضریب تیلور ( $b$ ) با عدد ۱، پراکنش دو گونه چمن شورساحلی و گز سیستانی به‌صورت تصادفی بود.

جدول ۶- آماره‌های رگرسیونی روش تیلور برای پنج گونه گیاهی غالب در تالاب بین‌المللی هامون

| گونه                        | $b \pm SE$        | $R^2$   | $F$        | $T$       |
|-----------------------------|-------------------|---------|------------|-----------|
| <i>Phragmites australis</i> | $1/11 \pm 0/017$  | $0/921$ | $231/44^*$ | $12/51^*$ |
| <i>Aeluropus lagopoides</i> | $1/03 \pm 0/043$  | $0/876$ | $751/29^*$ | $8/66^*$  |
| <i>Cyndon dactylon</i>      | $0/963 \pm 0/003$ | $0/903$ | $341/61^*$ | $4/31^*$  |
| <i>Aeluropus littoralis</i> | $0/843 \pm 0/081$ | $0/645$ | $27/53$    | $1/67$    |
| <i>Tamarix meyeri</i>       | $0/861 \pm 0/101$ | $0/731$ | $52/07$    | $0/32$    |

\*: معنی‌دار بودن اختلاف ضرایب با صفر در سطح احتمال پنج درصد.  $b$ : ضریب تیلور.  $R^2$ : ضریب تبیین.  $F$ : آزمون آنالیز واریانس رگرسیون.  $t$ : آزمون معنی‌داری اختلاف ضریب تیلور با عدد ۱.

**روش ایوانو:** آماره‌های به‌دست‌آمده از برقراری ارتباط رگرسیونی بین شاخص انبوهی متوسط و میانگین جمعیت (قانون ایوانو) در کوادرات‌های مختلف برای بررسی پراکنش پنج گونه غالب تالاب در جدول ۷ ارائه شده‌اند. در پراکنش گونه‌های نی، بونی و چمن شورساحلی مقدار  $F$  در سطح احتمال پنج درصد همواره معنی‌دار بود ( $P < 0.05$ ). همچنین مقدار  $F$  برای دو گونه پنجه‌مرغی و گز سیستانی معنی‌دار نبود. نتایج نشان داد که بیشترین مقادیر  $\beta$  ضریب ایوانو برای گونه‌های نی، بونی و پنجه‌مرغی به ترتیب  $0/65$ ،  $0/75$  و  $0/34$  بود. همچنین کمترین مقادیر  $\beta$  ضریب ایوانو برای دو گونه‌های چمن شور ساحلی و گز سیستانی به ترتیب  $0/47$  و  $0/38$  بود. با توجه به عدم اختلاف معنی‌داری ضریب ایوانو ( $\beta$ ) با عدد ۱، پراکنش سه گونه‌نی، بونی، پنجه‌مرغی، چمن شورساحلی و گزسیستانی به‌صورت تصادفی می‌باشد.

جدول ۷- آماره‌های رگرسیونی روش ایوانو برای محاسبه الگوی پراکنش پنج گونه غالب در تالاب بین‌المللی هامون

| گونه                        | $\beta \pm SE$    | $R^2$ | F                  | t    |
|-----------------------------|-------------------|-------|--------------------|------|
| <i>Phragmites australis</i> | $0.654 \pm 0.038$ | 0.301 | 18.01*             | 0.81 |
| <i>Aeluropus lagopoides</i> | $0.751 \pm 0.091$ | 0.108 | 9.42*              | 1.25 |
| <i>Cyndon dactylon</i>      | $0.341 \pm 0.024$ | 0.517 | 1.63 <sup>ns</sup> | 0.95 |
| <i>Aeluropus littoralis</i> | $0.471 \pm 0.051$ | 0.390 | 3.25*              | 0.43 |
| <i>Tamarix meyeri</i>       | $0.389 \pm 0.041$ | 0.467 | 1.90 <sup>ns</sup> | 1.74 |

\*: معنی‌دار بودن اختلاف ضرایب با صفر در سطح احتمال پنج درصد. <sup>ns</sup> عدم معنی‌دار بودن اختلاف ضرایب با صفر در سطح احتمال پنج درصد.  $\beta$ : ضریب ایوانو.  $R^2$ : ضریب تبیین. F: آزمون آنالیز واریانس رگرسیون. t: آزمون معنی‌داری اختلاف ضریب تیلور با عدد ۱.

**روش نسبت واریانس به میانگین:** نتایج بررسی آزمون مقایسات میانگین در مورد پراکنش پنج گونه گیاهی غالب مستقر در تالاب بین‌المللی هامون نشان داد که روش نسبت واریانس به میانگین برای گیاهان نی، بونی و پنجه‌مرغی با سطح احتمال ۹۵ درصد و تفاوت معنی‌داری با عدد صفر نشان داده‌اند ( $P < 0.05$ ). بیشترین مقادیر روش نسبت واریانس به میانگین برای گونه‌های بونی، نی و پنجه‌مرغی به ترتیب ۱/۰۱، ۰/۶۴ و ۰/۴۳ می‌باشد. با توجه به اختلاف معنی‌دار شاخص نسبت واریانس ( $ID$ ) با عدد صفر از طریق آزمون t، پراکنش سه گونه نی، بونی، پنجه‌مرغی به صورت تجمعی بود. همچنین روش نسبت واریانس به میانگین برای گونه‌های چمن شورساحلی و گز سیستانی در سطح احتمال ۹۵ درصد تفاوت معنی‌داری نداشت و کمترین مقادیر روش نسبت واریانس به میانگین برای گونه‌های چمن شورساحلی و گز سیستانی به ترتیب ۰/۱۱ و ۰/۱۹ بود. با توجه به عدم اختلاف معنی‌دار شاخص نسبت واریانس با عدد صفر، پراکنش دو گونه چمن شورساحلی و گز سیستانی به صورت تصادفی بود (جدول ۸).

**روش مورستیای:** نتایج بررسی آزمون مقایسات میانگین در مورد پراکنش پنج گونه گیاهی غالب مستقر در تالاب بین‌المللی هامون نشان داد که روش مورستیای برای گیاهان نی، بونی و پنجه‌مرغی با سطح احتمال ۹۵ درصد و تفاوت معنی‌داری با عدد یک نشان داده‌اند ( $P < 0.05$ ). بیشترین مقادیر روش مورستیای برای گونه‌های بونی، نی و پنجه‌مرغی به ترتیب ۱/۴۴، ۱/۲۸ و ۱/۰۹ می‌باشد. با توجه به اختلاف معنی‌دار شاخص مورستیای ( $ID$ ) با عدد یک از طریق آزمون t، پراکنش سه گونه نی، بونی و پنجه‌مرغی به صورت تجمعی بود. همچنین روش مورستیای برای گونه‌های چمن شورساحلی و گز سیستانی در سطح احتمال ۹۵ درصد تفاوت معنی‌داری نداشت و کمترین مقادیر روش مورستیای برای گیاهان چمن شورساحلی و گز سیستانی به ترتیب ۰/۸۷ و ۰/۹۱ بود. با توجه به عدم معنی‌داری

اختلاف شاخص مورسیتا ( $ID$ ) با عدد ۱، پراکنش دو گونه چمن شور ساحلی به صورت تصادفی بود (جدول ۸).

**روش k:** نتایج بررسی آزمون مقایسات میانگین در مورد پراکنش پنج گونه گیاهی غالب مستقر در تالاب بین‌المللی هامون نشان داد که روش  $k$  برای گیاهان نی، بونی و پنجه‌مرغی با سطح احتمال ۹۵ درصد و تفاوت معنی‌داری با عدد ۸ نشان داده‌اند ( $P < 0.05$ ). بیشترین مقادیر روش  $k$  برای گیاهان بونی، نی و پنجه‌مرغی به ترتیب ۷۰/۶۵، ۲۱/۳۳ و ۱۷/۰۹ می‌باشد. با توجه به معنی‌داری اختلاف شاخص ( $k$ ) با عدد ۸ از طریق آزمون  $t$ ، پراکنش گونه‌های نی، بونی و پنجه‌مرغی به صورت تجمعی بود. همچنین روش  $k$  برای گیاهان چمن شور ساحلی و گز سیستانی در سطح احتمال ۹۵ درصد تفاوت معنی‌داری نداشت و کمترین مقادیر روش  $k$  برای گیاهان چمن شور ساحلی و گز سیستانی به ترتیب ۵/۹۳ و ۷/۴۵ بود. با توجه به عدم اختلاف معنی‌دار با عدد ۸، پراکنش دو گونه چمن شور ساحلی و گز سیستانی به صورت تصادفی بود (جدول ۸).

جدول ۸- مقادیر محاسبه‌شده برای شاخص‌های پراکنش مورسیتا، نسبت واریانس به میانگین و  $k$  برای پنج گونه گیاهی غالب در تالاب بین‌المللی هامون

| شاخص‌های پراکنش |       |                    |                         |       |                    |                   |        |                     |                      |
|-----------------|-------|--------------------|-------------------------|-------|--------------------|-------------------|--------|---------------------|----------------------|
| مورسیتا         |       |                    | نسبت واریانس به میانگین |       |                    | $k$               |        |                     |                      |
| $ID \pm SE'$    | $F$   | $P$                | $ID \pm SE'$            | $F$   | $P$                | $\hat{k} \pm SE'$ | $F$    | $P$                 | گونه                 |
| ۱/۲۸±۰/۱        | ۱۹/۶۷ | ۰/۰۰*              | ۰/۶۴±۰/۱۰               | ۱۲/۷۲ | ۰/۰۰*              | ۲۱/۳۳±۰/۰۶        | ۱۲۳/۶۴ | ۰۰/۰۰*              | <i>P. australis</i>  |
| ۱/۴۴±۰/۰        | ۶۰/۳۱ | ۰/۰۰*              | ۱/۰۱±۰/۰۶               | ۲۰/۳۲ | ۰/۰۰*              | ۷۰/۶۵±۰/۱۲        | ۶۲۳/۰۹ | ۰۰/۰۰*              | <i>A. lagopoides</i> |
| ۱/۰۹±۰/۱        | ۷/۰۹  | ۰/۰۰*              | ۰/۴۳±۰/۰۴               | ۱۷/۰۸ | ۰/۰۰*              | ۱۷/۰۹±۰/۰۴        | ۵۲/۶۴  | ۰۰/۰۰*              | <i>C. dactylon</i>   |
| ۰/۸۷±۰/۲        | ۱/۲۳  | ۰/۱۱ <sup>ns</sup> | ۰/۱۱±۰/۱۱               | ۰/۷۶  | ۰/۴۵ <sup>ns</sup> | ۵/۹۳±۰/۲۳         | ۷/۷۸   | ۰۰/۰۹ <sup>ns</sup> | <i>A. littoralis</i> |
| ۰/۹۱±۰/۱        | ۲/۱۱  | ۰/۰۷ <sup>ns</sup> | ۰/۱۹±۰/۰۷               | ۱/۲۸  | ۰/۲۹ <sup>ns</sup> | ۷/۴۵±۰/۱۹         | ۱۲/۲۲  | ۰۰/۰۶ <sup>ns</sup> | <i>T. meyeri</i>     |

#### بحث و نتیجه‌گیری

برای بررسی تنوع گونه‌ای در چهار ایستگاه در تالاب بین‌المللی هامون از شاخص‌های تنوع گونه‌ای سیمپسون و شانون-ویور استفاده شد. شاخص شانون-ویور گسترده‌ترین شاخص مورد استفاده در

بوم‌شناسی است و اگر هدف مدیریت توجه به گونه‌های نادر باشد، از این شاخص استفاده می‌شود. مقادیر این شاخص بین ۱ تا ۳/۵ تغییر می‌کند (Tolera et al., 2008). شاخص سیمپسون اولین شاخص تنوعی مورد استفاده در بوم‌شناسی و یکی از معروف‌ترین شاخص‌های ناهمگنی است که به شدت متوجه گونه‌های غالب در واحد نمونه‌برداری است. مقدار این شاخص بین صفر تا یک تغییر می‌کند (آذر نیوند و زارع چاهوکی، ۱۳۸۹). با توجه به در نظر گرفتن دو بعد متفاوت (توجه به گونه‌های غالب و گونه‌های نادر) در اندازه‌گیری تنوع گونه‌ای، این دو شاخص انتخاب شدند تا بتوان قضاوت دقیقی از تنوع گونه‌ای به دست آورد. دامنه‌ی شاخص‌های تنوع شانون- ویور نزدیک به (۱/۵) و سیمپسون نیز نزدیک به مقدار (۰/۵) است. این امر نشان می‌دهد تنوع گونه‌ای تالاب بین‌المللی هامون متوسط است که چهار ایستگاه تالاب بین‌المللی هامون این نتیجه را منعکس می‌کنند.

برآورد شاخص تنوع شانون- ویور و سیمپسون در این مطالعه با نتایج مطالعات اسماعیل‌زاده و حسینی (۱۳۸۶) که شاخص تنوع گونه‌ای سیمپسون برای منطقه مورد مطالعه ۰/۶۶ و شاخص تنوع گونه‌ای شانون- ویور را ۱/۷۷ برآورد کردند و همچنین با نتایج مطالعات خانی و همکاران (۱۳۹۰) که شاخص تنوع شانون- ویور برای مراتع گرم و خشک استان فارس ۰/۷۸ و شاخص تنوع سیمپسون را ۰/۴ برآورد کردند، بیان داشته‌اند این محدود نشان‌دهنده تنوع متوسط است، همخوانی دارد. در مطالعاتی امیدزاده‌اردلی و همکاران (۱۳۹۲)، شاخص تنوع گونه‌ای سیمپسون و شانون- ویور را به ترتیب ۰/۹ و ۳/۲ که تنوع مرتع منطقه کرسنگ را زیاد ارزیابی کردند و جهان‌تاب و همکاران (۱۳۸۹)، شاخص تنوع گونه‌ای سیمپسون و شانون- ویور را به ترتیب ۰/۸۹ و ۲/۷۴ در منطقه دیشموک برآورد کردند مطابقت نداشت.

به دلیل حفاظت از پوشش گیاهی تالاب بین‌المللی هامون و جلوگیری از چرای شدید، تغییرات شاخص‌ها در ایستگاه‌های مختلف تقریباً نزدیک برآورد شده‌اند؛ اما دلیل اینکه تنوع گونه‌ای در منطقه مورد مطالعه زیاد نیست را، می‌توان خشک‌سالی‌های دائمی تالاب بین‌المللی هامون که بر محیط فیزیکی منطقه به دلیل فرسایش‌های بادی، کاهش نقل و انتقالات مواد غذایی در خاک، افزایش توفان- های گردوخاک و تخریب بافت خاک تأثیر می‌گذارد. در نتیجه شرایط خشک‌سالی، کاهش تنوع گونه- های گیاهی هجوم حشرات و جانداران به پوشش گیاهی منطقه مشاهده می‌شود.

الگوی پراکنش گیاهان یکی از ویژگی‌های مهم جوامع گیاهی است که بررسی و تعیین آن در توصیف و تشریح بوم-شناسی گونه‌های گیاهی، روش نمونه‌برداری، حل مسائل اکولوژیکی و ارائه راهکارهای مدیریتی دارای اهمیت است (پیروزی و همکاران، ۱۳۹۶؛ جهان‌تاب و همکاران، ۱۳۹۱). در پژوهش حاضر، الگوی پراکنش پنج گونه گیاهی غالب در چهار ایستگاه تالاب بین‌المللی هامون استان سیستان

و بلوچستان مطالعه شد. چهار روش مورد استفاده در این تحقیق (تیلور، مورسیتا، نسبت واریانس به میانگین و  $k$ ) دارای نتایجی مشابه مبنی بر الگوی پراکنش تجمعی گونه‌های نی، بونی و پنجه‌مرغی در منطقه مورد مطالعه است. دلیل پراکنش تجمعی (کپه‌ای) در منطقه مورد نظر را می‌توان شرایط رویشگاهی، زادآوری گونه‌ها و تجمع مواد غذایی در یک محل بیان شود که با تحقیقات موسایی‌سنجری و بصیری (۱۳۸۶)، جهانتاب و همکاران (۱۳۹۱)، پیروزی و همکاران (۱۳۹۶) مبنی بر تجمعی بودن پراکنش در منطقه مورد مطالعه مطابقت دارد. همچنین در این مطالعه الگوی پراکنش گونه‌های چمن شور ساحلی و گز سیستانی به صورت تصادفی بود. پراکنش تصادفی ممکن است، نتیجه فاکتورهای زنده مانند تعامل با افراد همسایه و عوامل غیرزنده مانند شرایط آب‌وهوا، خاک و نوع بذر باشد که با تحقیقات شهسواری‌پیرکویی و همکاران (۱۳۸۸) مرادی و همکاران (۱۳۹۲) که الگوی پراکنش دو گونه *Astragalus verus* و *Bromus tomentellus* در مراتع فریدون‌شهر استان اصفهان تصادفی ارزیابی کردند، مطابقت داشت.

اندازه نمونه و پلات در بررسی الگوهای پراکنش نقش بسزایی ایفا می‌کند، زیرا شاخص‌های کوادراتی به اندازه پلات وابسته هستند، به طوری که با اندازه مختلف پلات، الگوهای پراکنش متفاوتی برآورد می‌شود (پوریابائی، ۱۳۸۲). انتخاب اندازه نمونه مناسب برای تعیین الگوی پراکنش کار آسانی نیست. به طور کلی کاربرد روش الگوی پراکنش در انتخاب روش مناسب نمونه‌برداری و تفسیرهای بوم‌شناسی بسیار مفید است؛ اما در عین حال باید توجه داشت که استفاده از شاخص‌های مختلف تعیین الگوی پراکنش، می‌تواند منجر به نتایج متفاوت و گاهاً غیرواقعی شود. بنابراین استفاده از شاخص‌های مناسب بسیار حائز اهمیت است (زارع‌چاهوکی و طولیلی، ۱۳۸۷).

ارزیابی ضریب روش تیلور با آزمون  $t$  نشان داد که چون مقدار  $t$  محاسبه شده برای گونه‌های نی، بونی و پنجه‌مرغی بیشتر از  $t$  جدول بود، فرضیه صفر یعنی عدم تفاوت مقادیر  $b$  با عدد یک رد می‌شود و پراکنش تجمعی است. همچنین مقادیر  $t$  محاسبه شده برای گیاهان چمن شور ساحلی و گز سیستانی کمتر از  $t$  جدول بود، فرضیه صفر یعنی عدم تفاوت مقادیر  $b$  با عدد یک قبول است و پراکنش تصادفی است. همچنین ارزیابی ضریب روش ایوانو با آزمون  $t$  نشان داد که چون مقادیر  $t$  محاسبه شده برای گونه‌های نی، بونی، پنجه‌مرغی، چمن شور ساحلی و گز سیستانی کمتر از  $t$  جدول بود، فرضیه صفر یعنی عدم تفاوت مقادیر  $\beta$  با عدد یک قبول می‌شود و پراکنش پنج گیاه غالب تالاب هامون، تصادفی است. علت تضاد در نتایج روش ایوانو را می‌توان این گونه بیان کرد که تراکم کم گونه‌های نی، بونی و پنجه‌مرغی و احتمال تشکیل کپه‌های کوچک، باعث افزایش میانگین انبوهی می‌شود. این عامل باعث کاهش ضریب روش ایوانو و در نتیجه پراکنش پنج گیاه غالب تالاب هامون در این تحقیق تصادفی نشان داده شد.

در این تحقیق مشاهده شد که روش تیلور در مقایسه با روش ایوانو کارایی بالاتری داشت. دلیل این امر را می‌توان به ضریب تبیین بالای روش تیلور در مقایسه با ضریب تبیین روش ایوانو دانست. همچنین ضریب تیلور چون رابطه لگاریتمی بین واریانس به میانگین است و رگرسیون حاکی از میل افراد به نزدیک شدن است نسبت به روش ایوانو کارایی بالاتری دارد (Taylor, 1961). نتایج این تحقیق با نتایج وی دونگ و همکاران (Wei-dong et al., 2001) که روش تیلور نسبت به روش ایوانو را در منطقه مورد مطالعه ترجیح دادند، مطابقت داشت.

به‌طور کلی نتایج مقادیر روش مورسیتا، نسبت واریانس به میانگین و  $k$  نشان داد که پراکنش گونه‌های نی، بونی و پنجه‌مرغی به‌صورت تجمعی است. همچنین پراکنش گونه‌های چمن شورساحلی و گز سیستانی به‌صورت تصادفی است. همچنین از بین روش‌های مورسیتا، نسبت واریانس به میانگین و  $k$  روش مورسیتا با دقت بالاتری پراکنش گیاهان غالب در تالاب بین‌المللی هامون را برآورد کرد که با تحقیق کیانی و همکاران (Kiani et al., 2011) که روش مورسیتا را نسبت به سایر روش‌های پراکنش مناسب‌تر در منطقه مورد مطالعه تشخیص دادند، مطابقت داشت؛ اما با تحقیق آپاراجیتا و راوات (Aparajita and Rawat, 2008) که روش نسبت واریانس به میانگین را برای ارزیابی پراکنش مناسب‌تر از سایر شاخص‌ها دانستند، مطابقت نداشت. دلیل کارایی بالاتر روش مورسیتا در این تحقیق را می‌توان به ارتباط بین اندازه کادر و شاخص مورسیتا بیان می‌کند؛ که با تغییر کادر مقدار عددی شاخص مورسیتا تغییر می‌یابد. این تغییر در پراکنش تصادفی اندک بوده درحالی‌که در پراکنش تجمعی تغییرات کادر با تغییرات چشمگیری در مقدار عددی مورسیتا همراه است (David and Moore, 1954).

شاخص‌های پراکنش با استفاده از کوادرات به خاطر مشکلات ناشی از تعداد، سطح و شکل کوادرات‌ها نسبت به شاخص‌های فاصله‌ای کارایی کمتری دارند، در مناطقی کم باران گیاهان تراکم کمتری نشان می‌دهند در محل قرارگیری کوادرات ممکن است کوادرات یک - پایه یا تعداد کمی پایه را در خود جای دهد. بنابراین واریانس در هر کوادرات نمونه‌برداری شده نسبت به میانگین بیشتر می‌شود که نتایج این تحقیق با نتایج جنت رستمی و همکاران (۱۳۸۸) مبنی بر کارایی بهتر شاخص‌های کوادراتی مطابقت دارد نتایج تحقیق حاضر همچنین با نتایج کیانی و همکاران (Kiani et al., 2011) که کارایی شاخص‌های فاصله‌ای را بیشتر از کوادراتی می‌دانند، مطابقت نداشت. شاید دلیل آن را این‌طور بیان کرد که در مناطق کویری این نسبت به دلیل تراکم کم بیشتر می‌شود و نسبت انحراف معیار به میانگین کاهش می‌یابد و یکنواختی گیاهان و کپه‌های کوچک بیشتر می‌شود.



با توجه به اینکه تاکنون مطالعه‌ای برای پراکنش و تنوع گونه‌ای در تالاب بین‌المللی هامون انجام نشده است. نتایج حاصل در جهت بررسی اثر خشک‌سالی‌های مداوم بر تنوع و چگونگی پراکنش گیاهان مناسب است. همچنین آگاهی از الگوهای پراکنش به حل مسائل اکولوژیکی و ارائه راهکارهای مدیریتی برای حفاظت و تقویت پوشش گیاهی کمک می‌کند؛ همچنین با توجه به نتایج می‌توان بیان کرد که تعیین پراکنش و تنوع گونه‌ای در تالاب بین‌المللی هامون، در تعیین روش نمونه‌برداری، نوع برنامه‌ریزی برای اقدامات مدیریتی، حفاظت از تنوع گونه‌ای و مطالعه سیر تکاملی پوشش گیاهی دارای اهمیت است.

#### منابع

- ابراهیم‌زاده، ع. ۱۳۸۸. تحلیل اثرات خشک‌سالی اخیر و کمبود آب دریاچه‌ی هامون بر کارکردهای اقتصادی سیستان، مجله تحقیقات منابع آب ایران، ۴۳: ۷۱-۷۶.
- آذرنیوند، ح.، زارع چاهوکی، م.ع. ۱۳۸۹. بوم‌شناسی مرتع، انتشارات دانشگاه تهران، ۳۶۴ صفحه.
- اسماعیل‌زاده، ا.، حسینی، س.م. ۱۳۸۶. رابطه‌ی بین گروه‌های اکولوژیک گیاهی با شاخص‌های تنوع زیستی گیاهی در ذخیره‌گاه سرخدار افراخته، محیط‌شناسی، ۴۳: ۲۱-۳۰.
- امیدزاده اردلی، ا.، زارع چاهوکی، م. ع.، ارزنی، ح.، طهماسبی، پ.، خدروی غریب‌وند، ح. ا. ۱۳۹۲. مقایسه شاخص‌های تنوع گونه‌ای با استفاده از پلات‌های چند مقیاسی (مطالعه‌ی موردی: مرتع کرسنگ شهرکرد)، نشریه علمی پژوهشی مرتع، ۴: ۲۹۲-۳۰۳. رلب ف
- ایران‌منش، م.، نجفی، ش.، یوسفی، م. ۱۳۸۹. بررسی اتنوبوتانی گیاهان دارویی منطقه سیستان، مجله داروهای گیاهی، ۲: ۶۱-۶۸.
- پیروزی، ن.، کهندل، ا.، جعفری، م.، طویلی، ع.، مرتضایی فریزه‌ندی، ق. ۱۳۹۶. الگوی پراکنش بلوط (*Quercus brantii*) و ارتباط آن با برخی عوامل خاکی (مطالعه موردی: منطقه خانمیرزا استان چهارمحال و بختیاری)، نشریه حفاظت زیست‌بوم گیاهان، ۱۰: ۱۰۱-۱۱۷.
- پوریابایی، ح. ۱۳۸۲. کاربرد آمار در بوم‌شناسی (ترجمه)، انتشارات دانشگاه گیلان، ۴۲۸ صفحه.
- جنت‌رستمی، م.، زارع چاهوکی، م. ع.، آذرنیوند، ح.، ابراهیمی‌درچه، خ. ۱۳۸۸. بررسی و تحلیل الگوهای پراکنش چندگونه گیاهی در مراتع حاشیه حوض سلطان قم، پژوهش‌های آبخیزداری، ۸۴: ۷۲-۸۰.
- جهانتاب، ا.، سپهری، ع.، حنفی، ب.، میردیلمی، س. ز. ۱۳۸۹. مقایسه تنوع پوشش گیاهی مراتع در دو منطقه قرق و چرا در مراتع کوهستانی زاگرس مرکزی (مطالعه موردی: منطقه دیشموک در استان کهگیلویه و بویراحمد)، فصلنامه علمی پژوهشی تحقیقات مرتع و بیابان ایران، ۲: ۲۹۲-۳۰۰.

جهانتاب، ا.، قاسمی آریان، ی.، سپهری، ع.، حنفی، ب.، یزدان پناه، ع. ا. ۱۳۹۱. تعیین الگوی پراکنش گونه‌های گیاهی غالب مراتع کوهستانی زاگرس مرکزی، فصل‌نامه علمی پژوهشی تحقیقات مرتع و بیابان ایران، ۳: ۴۸۲-۴۸۹.

جهان تیغ، م. ۱۳۹۳. مقایسه میزان تولید علوفه (*Aeluropus lagopoides*) در تالاب هامون در زمان خشک‌سالی و پرآبی، فصل‌نامه علمی پژوهشی اکوبیولوژی تالاب دانشگاه آزاد اسلامی اهواز، ۲۲: ۷۳-۸۲.

خانی، م.، قنبریان، غ. ع.، کمالی‌مسکونی، ا. ۱۳۹۰. مقایسه شاخص‌های تنوع و غنای گونه‌ای گیاهی در سطوح مختلف چرای در مراتع گرم و خشک استان فارس، مجله علمی پژوهشی مرتع، ۲: ۱۲۹-۱۳۶. دولتخواهی، م.، قربانی‌نهیوجی، م.، مهرآفرین، ع.، امینی‌نژاد، غ.، دولتخواهی، ع. ۱۳۹۱. مطالعه اتنوبوتانیکی گیاهان دارویی شهرستان کازرون: شناسایی، پراکنش و مصارف سنتی، فصل‌نامه گیاهان دارویی، ۴۲: ۱۶۳-۱۷۸.

زارع‌چاهوکی، م. ع.، طویلی، ع. ۱۳۸۷. ارزیابی کارایی شاخص‌های فاصله‌ای و کوادراتی در تعیین الگوی پراکنش چندگونه مرتعی مناطق خشک، مجله علمی پژوهشی مرتع، ۲(۲): ۱۰۱-۱۱۲. زینلی، ا. ۱۳۸۱. شناخت و کنترل پنجه‌مرغی (*Cyndon dactylon* (L.))، مجله علوم کشاورزی و منابع طبیعی گرگان، ۱: ۵۹-۷۰.

شفیعی، ح.، حسینی، س. م. ۱۳۹۱. بررسی پوشش گیاهی به کمک داده‌های ماهواره‌ای در منطقه سیستان، مجله اکوفیزیولوژی گیاهی، ۹: ۹۱-۱۰۴. شهسواری‌پیرکویی، ح.، متاجی، ا.، اخوان، ر. ۱۳۸۸. تعیین الگوی مکانی خشکه‌دارها در منطقه مدیریت‌شده و مدیریت نشده راش (مطالعه موردی: جنگل‌های خیرودکنار نوشهر)، فصل‌نامه تخصصی علوم و فنون منابع طبیعی، ۴(۱): ۱۱-۱۸.

کرمی، پ.، گرگین‌کرجی، م.، جنیدی‌جعفری، ح. ۱۳۹۵. انتخاب مناسب‌ترین روش فاصله‌ای برای برآورد تراکم گون سفید (*Astragalus gossypinus* Fisch.) در مراتع استان کردستان، نشریه علمی پژوهشی مرتع، ۲: ۱۵۸-۱۶۸.

کیانی، ب.، طبری، م.، فلاح، ا.، حسینی، س. م.، ایران‌نژاد پاریزی، م. ح. استفاده از سه روش نزدیکی تری‌ن همسایه، تابع K راپیلی و می‌انگی‌ن مربعات در تعیین الگوی پراکنش گونه تاغ (*Halaxylon ammodenderon* C.A.Mey) در منطقه حفاظت شده سیاه کوه استان یزد. تحقیقات جنگل و صنوبر ایران، ۱

لالوزایی، ا.، دهمرده قلعه‌نو، م.، ر.، ابراهیمی، م. ۱۳۹۴. تأثیر بادشکن‌های درختی گز و اکالیپتوس بر برخی خصوصیات فیزیکی و شیمیایی خاک در دشت هامون، نشریه علمی-پژوهشی مهندسی و مدیریت آبخیز، ۴: ۵۳۶-۵۴۲.

مرادی، ر.، ترکش، م.، وهابی، م.، بصیری، م. ۱۳۹۲. بررسی الگوی پراکنش دو گونه مرتعی *Astragalus verus* و *Bromus tomentellus* با شاخص‌های فاصله‌ای، کوادراتی و روش آنالیز نقطه-ای در مراتع فریدون‌شهر استان اصفهان، نشریه مرتع، ۷: ۲۴۸-۲۶۱.

مظفریان، و.، ا. ۱۳۸۸. درختان و درختچه‌های ایران، تهران انتشارات فرهنگ معاصر، ۱۰۰۳ صفحه. موسایی‌سنجره‌ای، م.، بصیری، م. ۱۳۸۶. مقایسه کارایی شاخص‌های تعیین الگوی پراکنش در درمنه‌زارهای استان یزد، مجله علوم و فنون کشاورزی و منابع طبیعی، ۴۰: ۴۸۳-۴۹۵.

مهدوی‌میمند، ز.، میرتاج‌الدینی، م. ۱۳۸۹. جمع‌آوری و شناسایی تعدادی از گونه‌های گیاهی استان کرمان برای تشکیل هرباریوم گیاهان دارویی دانشکده داروسازی، فصلنامه داروهای گیاهی، ۲: ۱-۲۴. وحیدی، ک.، قلی‌نژاد، ب.، کرمی، پ. ۱۳۹۵. مقایسه شاخص‌های فاصله‌ای و کوادراتی در تعیین الگوی پراکنش سه گونه بوته‌ای (مطالعه موردی: مراتع حومه سنندج)، فصلنامه علمی-پژوهشی تحقیقات مرتع و بیابان ایران، ۴: ۸۵۶-۸۶۳.

Ahmed, M.Z., Gilani, S.A., Kikuchi, A., Gulzar, S., Ajmal, K.M., Kazou, N.W. 2011. Population diversity of *Aeluropus lagopoides*: A potential cash crop for Saline land. Pakistan Journal of Botany, 43(1):595-605.

Aparajita, D., Rawat, G.S. 2008. Dispersal modes and spatial patterns of tree species in a tropical forest in Arunachal Pradesh, northeast India. Tropical Conservation Science Journal, 1(3):163-185.

Bonham, Ch. 1998. Measurement for terrestrial vegetation. John Wiley and Sons Publication, USA. 338 p.

Bragato, C., Schiavon, M., Polese, R., Ertani, A., pittarello, M. 2009. Seasonal variations of Cu, Zn, Ni and Cr concentration in *Phragmites australis* (Cav.) Trinex Setudel in a constructed wetland of north Italy. Desalinations, 264:33-44.

David, F.N., Moore, P.G. 1954. Notes on contagious distribution in plant population. Annal Botany of Natural Science, 18(69). 47-53.

Eshaghi-Rad, J., Manthey, M., Mataji, A. 2009. Comparison of plant species diversity with different plant communities in deciduous forests. international journal science environment and technology, 6(3): 389-394.

Gulzar, S., Khan, M.A., Ungar, I.A. 2003. Effects of salinity on growth, ionic content, and plant-water status of *Aeluropus lagopoides*. Communications in Soil Science and Plant Analysis, 34:1657-1668.

Iwao, S. 1968. A New Regression Method for Analyzing the Aggregation Pattern of Populations. Researches on Population Ecology Journal, 10: 1- 20.

- Measture, F.T., EScudero, A., Martinez, I., Guerro, C., Rubio, A. 2005. Does spatial pattern matter to ecosystem functioning? Insight from biological soil crusts. *Functional Ecology*, 19:566-573.
- Mohsenzadeh, S., Malboobi, M.A., Razavi, K., Farrahi, S. 2006. Physiological and molecular responses of *Aeluropus lagopoides* (Poaceae) to water deficit. *Environmental and Experimental Botany*, 56:314-322.
- Morisita, M. 1962. I $\delta$  index as a measure of dispersion of individuals. *Researches on Population Ecology*. 4:1-7.
- Taylor, L.R. 1961. Aggregation, Variance to the Mean. *Nature*, 189: 732-735.
- Shannon, C.E., Weaver, W. 1949. The mathematical theory of communication. University of Illinois press, Urbana, Illinois. 144p.
- Simpson, E.H. 1949. Weasurement of diversity. *Nature*, 163: 688-723.
- Peter, H., Francisco, I., Clsrk, S.C., Incoll, L.D. 1997. Spatial pattern in *Anthyllis cytisoides* shrubland on abandoned land in southeastern Spain, *Journal of Vegetation Science*, 8:627-634.
- Tolera, M., Asfawawa, Z., Lemenih, M., Karlun, E. 2008. Woody species diversity in a changing landscape in the south-central highlands of Ethiopia, *Agriculture Ecosystems and Environment*, 128:52-58.
- Torbatinejad, N., Maghsoodlowrad, H., Gharabash, A.M. 2000. Nutritive value of *Aeluropus littoralis* and *Aeluropus lagopoides* in sheep. *Journal of Agriculture and Natural Resources Sciences*, 7:31-45.
- Wei-dong, H., Xiu-mei, G., Lin-feng, L. 2001. Spatial pattern of dominant tree species of the secondary monsoon rain forest in Linjiang, Guangdong province. *Journal of Forestry Research*, 12(2): 101-104.