

توزیع فضایی سرخرطومی برگ یونجه (*Hypera postica* (Col.: Curculionidae) در

## ارومیه

آیدا حدادی<sup>۱</sup>، شهزاد ایرانی پور<sup>۲\*</sup>، محمدحسین کاظمی<sup>۳</sup> و اسماعیل علیزاده<sup>۴</sup>

۱- دانش‌جوی گروه گیاه‌پزشکی، دانشکده‌ی کشاورزی، دانشگاه آزاد اسلامی واحد تبریز، تبریز، ایران

۲- استاد گروه گیاه‌پزشکی، دانشکده‌ی کشاورزی دانشگاه تبریز، تبریز، ایران

\* مسئول مکاتبات: e-mail:shiranipour@tabrizu.ac.ir

۳- استاد گروه گیاه‌پزشکی، دانشکده‌ی کشاورزی، دانشگاه آزاد اسلامی واحد تبریز، تبریز، ایران

۴- استادیار پژوهش مرکز تحقیقات کشاورزی و منابع طبیعی استان آذربایجان غربی، ارومیه، ایران

تاریخ دریافت: ۱۳۹۳/۵/۲۶، تاریخ پذیرش: ۱۳۹۳/۸/۳

## چکیده

یونجه (*Medicago sativa* (Linnaeus) گیاهی است علوفه‌ای که با تأمین غذای دام، تثبیت نیتروژن هوا، کاهش فرسایش خاک و غیره نقش حیاتی در زندگی بشر بازی می‌کند. سرخرطومی برگ یونجه (*Hypera postica* (Gyllenhal) از مهم‌ترین آفات این محصول ارزشمند به‌شمار می‌رود. آگاهی از نحوه‌ی پراکنش آفت موجب درک بهتر رابطه‌ی حشره و زیستگاه آن شده، می‌تواند اطلاعاتی را برای تفسیر جابه‌جایی‌های مکانی، مدل‌های رشد جمعیت و مهم‌تر از همه مدیریت و کنترل آفت فراهم آورد. به‌همین منظور الگوی توزیع فضایی این حشره در استان آذربایجان غربی (شهرستان ارومیه) در سال ۱۳۹۲ مورد بررسی قرار گرفت. در این بررسی، از طرح نمونه‌برداری خوشه‌ای سیستماتیک با استفاده از یک کادر چوبی سبک ۰/۲۵ مترمربعی به‌فواصل هفتگی استفاده شد. بوته‌های داخل هر کوادرات، یک خوشه را تشکیل می‌دادند که در هر نوبت ۱۲ خوشه نمونه‌برداری شد. میانگین و واریانس در هر دو سطح نمونه‌برداری (بوته و کوادرات) محاسبه و شاخص‌های تجمع و مدل‌های رگرسیون تیلور و آیوانو برای تعیین تجمع در هر دو سطح نمونه‌گیری به‌کار رفتند. علاوه بر این، از آزمون نکویی برازش فقط برای تعیین تجمع در سطح بوته‌ها استفاده شد. اوج فراوانی جمعیت ۱۰۲ لارو بر مترمربع بود که در ۲۰ اردیبهشت حادث شد. تجزیه‌های مختلف اختلافاتی را در تعیین الگوی پراکنش فضایی سرخرطومی برگ یونجه نشان دادند. واریانس و میانگین به‌ازای بوته، به یک‌دیگر بسیار نزدیک بودند، اما بین کوادرات‌ها واریانس فزونی یافت که حاکی از این بود که منبع اصلی واریانس مربوط به کوادرات است که تجزیه‌ی واریانس نیز این موضوع را تأیید نمود. مدل‌های رگرسیونی تیلور و آیوانو برای مجموع تاریخ‌های نمونه‌برداری در هر دو سطح نمونه‌برداری مؤید توزیع تصادفی بود، درحالی‌که شاخص‌های تجمع و آزمون‌های نکویی برازش دست‌کم در نیمی از نوبت‌های نمونه‌گیری وقوع تجمع ضعیف تا متوسط را نشان دادند. در اولین و آخرین نوبت نمونه‌برداری توزیع جمعیت از نوع تصادفی بود.

**واژگان کلیدی:** سرخرطومی برگ یونجه، *Hypera postica*، الگوی توزیع فضایی، شاخص‌های تجمع، مدل آیوانو، قانون توان تیلور.

## مقدمه

فشار دام‌ها بر مراتع و تثبیت نیتروژن هوا و بازگرداندن آن به خاک از اهم ویژگی‌های زراعی یونجه است که موجب کسب چنین موقعیتی در جهان شده است. میانگین نیتروژن تثبیت شده توسط یونجه سالانه به‌ازای هر هکتار تقریباً ۲۰۰ کیلوگرم می‌باشد. یونجه دارای ۱۵ تا ۲۰ درصد پروتئین خام،

یونجه چهارمین محصولی است که در جهان از سطح کشت گسترده‌ای برخوردار است. تولید بیوماس فراوان، سازگاری به اغلب اقلیم‌ها، دارا بودن انرژی کارآمد، کاهش فرسایش خاک و

حدادی و همکاران- توزیع فضایی سرخرطومی برگ یونجه...

و برگ‌های یونجه خسارت می‌زنند (Esmaili et al. 1975).  
Vojdani and Daftari (1963) تعداد نسل سرخرطومی  
برگ یونجه را در کرج سه نسل در سال و دوره‌ی زندگی آنرا  
در شرایط آزمایشگاهی (دمای متوسط ۲۵ درجه‌ی سلسیوس  
و رطوبت نسبی ۵۰ درصد)، از زمان خروج از تخم تا زمان  
جفت‌گیری ۴۸-۵۷ روز بیان نمودند.

پراکنش جمعیت آفت از مفاهیم مهم زیست‌شناسی  
جمعیت است، زیرا نتیجه‌ی برهم‌کنش بین افراد یک گونه و  
زیستگاه می‌باشد. آگاهی از نحوه‌ی پراکنش، موجب درک  
بهرتر رابطه‌ی بین حشره و زیستگاه آن شده، اطلاعاتی را برای  
تفسیر جابه‌جایی‌های مکانی، طراحی برنامه‌ی نمونه‌برداری  
کارآمد برای تخمین جمعیت، مدیریت آفت و مدل‌های رشد  
جمعیت فراهم می‌کند (Tsai et al. 2000). تعریف  
بوم‌شناختی توزیع فضایی عبارت‌است از ترتیب استقرار مکانی  
افراد یک حشره در یک اکوسیستم (Young and Young  
1998). آشنایی و تشخیص توزیع فضایی جمعیت یک حشره  
باعث می‌شود تا ابعاد جمعیتی حشره‌ی مورد نظر در  
اکوسیستم‌های طبیعی یا کشاورزی بهتر درک شود. یک  
تخمین از الگوی پراکنش و اندازه‌گیری پارامترهای جمعیت  
که از نظر زیست‌شناختی مناسب و از لحاظ آماری معتبر  
باشد برای انجام تحقیقات پایه یا کاربردهای مدیریت آفات  
لازم و ضروری است. همچنین نقش شناخت توزیع فضایی،  
در درک زیست‌شناسی و بوم‌شناسی گونه‌های حشرات و  
روش‌های نمونه‌برداری از آن‌ها بسیار چشم‌گیر می‌باشد  
(Bins et al. 2000). اطلاع از توزیع فضایی آفاتی مانند  
سرخرطومی برگ یونجه برای طراحی روش‌های مدیریتی  
آفات، مناسب می‌باشند (Wearing 1988, Cho et al. 2001).  
شکل و شیوه‌ی کاشت زراعت‌ها، میزان یک‌نواختی  
محصول، نوع خاک و سایر عوامل می‌توانند در شکل و نوع  
پراکنش فضایی حشره تأثیرگذار باشند (Radjabi 2008).  
Taylor (1984) با یک بررسی منابع به این نتیجه رسید که  
توزیع تجمعی یا کپه‌ای مرسوم‌ترین الگوی پراکنش فضایی در  
دنیای حشرات مضر می‌باشد. این نوع پراکنش ممکن است در  
تمام طول زندگی یک حشره یا بخشی از آن مشاهده گردد.  
در برخی موارد پراکنش با توزیع تصادفی شروع و با پراکنش

منبع غنی مواد معدنی و ویتامین‌ها می‌باشد و به‌عنوان خوراک  
با کیفیت بالا برای گاوهای شیری، اسب، گوسفند، مرغ،  
بوقلمون و سایر حیوانات مزرعه‌استفاده  
می‌شود (Hanson et al. 1988, Cocks 1992).

سرخرطومی برگ یونجه *Hypera postica*  
(Gyllenhal) یکی از خطرناک‌ترین آفات یونجه در جهان  
می‌باشد (Metcalf and Luckmann 1994, Summers  
and Godfrey 2004) که الیگوفاز بوده، از اکثر گیاهان  
خانواده‌ی لگومینوز، به‌ویژه جنس *Medicago* و در مواردی  
از گونه‌های جنس‌های *Trifolium* *Melilotus* و  
*Trigonella* تغذیه می‌نماید (Moradi-Vajargahet al. 2011).  
لارو و حشرات بالغ سرخرطومی به جوانه‌ی مرکزی و  
برگ‌های گیاه آسیب می‌زنند چنان‌چه تراکم آفت بالا باشد،  
کل مزرعه از بین می‌رود (Fick 1976, Cook et al. 2004, Bundy et al. 2005).

سرخرطومی برگ یونجه در ایران نیز به‌عنوان  
مهم‌ترین آفت یونجه محسوب می‌شود که در کلیه‌ی مراحل  
لاروی و بالغ از برگ و ساقه‌ی یونجه تغذیه می‌کند ولی  
خسارت عمده‌ی آن توسط لاروهای سنین سوم و چهارم وارد  
می‌شود و بیش‌ترین خسارت آن مربوط به مناطق معتدل و  
سردسیر کشور می‌باشد (Afshar 1938). چنان‌چه بیش از  
۵۰ لارو سنین مختلف در یک متر مربع حضور داشته باشد  
باعث از بین رفتن کل محصول یونجه می‌شود (Karimpour  
1994).

خسارت این آفت در مناطق گرم مانند خوزستان و  
سیستان و بلوچستان از اسفند شروع شده، تا اردیبهشت ادامه  
پیدا می‌کند و در مناطق سرد و کوهستانی برحسب درجه‌ی  
حرارت هوا شروع خسارت از فروردین یا اردیبهشت می‌باشد و  
تا تیر و مرداد نیز ادامه می‌یابد (Behdad 1989).  
زمستان‌گذرانی آفت در شرایط آب‌وهوایی کرج، به‌شکل تخم  
یا حشره‌ی کامل زیر پوستک درختان یا ناحیه‌ی طوقه و زیر  
علف‌های هرز داخل مزارع و شکاف زمین تا عمق سه  
سانتی‌متری می‌باشد (Esmaili and Habibi 1974). در  
کرج اولین لاروهای این آفت در مزارع یونجه از اواخر اسفند  
یا اوایل فروردین از تخم خارج می‌شوند و با تغذیه از جوانه‌ها

## مواد و روش‌ها

### مشخصات ایستگاه نمونه‌برداری و شرایط جغرافیایی و آب‌وهوایی منطقه

مطالعه‌ی حاضر طی سال زراعی ۱۳۹۲ در یک مزرعه‌ی یونجه در روستای قورت تپه‌ی شهرستان ارومیه صورت پذیرفت. این روستا در ۱۲ کیلومتری ارومیه واقع شده است. این ایستگاه به مساحت ۵۰۰ مترمربع در موقعیت جغرافیایی  $y=4150433$  و  $xUTM=516985$  و مختصات  $N: 37/50/07$  و  $E: 45/19/2$  و ارتفاع ۱۳۴۲ متری از سطح دریا واقع شده است.

### مراقبت‌های مزرعه‌ای

نوع بذر استفاده شده در مزرعه از رقم قره یونجه (رقم رایج یونجه‌کاری در منطقه) بود. مزرعه‌ی یونجه سه ساله بود و از روش کشت سنتی یا بذرافشان (غیرردیفی) استفاده شده بود. مزرعه از نظر تراکم و سرسبزی یکدست بود. به لحاظ داشتن جنبه‌ی اقتصادی، مزرعه یک‌بار در اواسط فروردین با حشره‌کش اتری‌مفوس امولسیون ۵۰ درصد به میزان یک لیتر در هکتار سم‌پاشی شد و متوسط ارتفاع بوته‌ها در طول فصل ۶۰ سانتی‌متر بود.

تعیین مساحت دقیق مزرعه از طریق عملیات مساحی و با استفاده از متر، طناب و گچ به صورت دستی به ابعاد  $50 \times 10$  متر و با فاصله‌ی تقریبی ۱۰ متر از حاشیه‌ی مزرعه‌ی اصلی در ابتدای اسفند ۱۳۹۱ صورت پذیرفت. این مزرعه هر هفته یک‌بار به وسیله‌ی سیستم آبیاری تحت فشار (بارانی) مورد آبیاری قرار گرفت. همچنین در داخل و حاشیه‌ی مزرعه علف‌های هرز پهن‌برگ و باریک‌برگ نیز دیده می‌شدند که مأمّن و پناهگاه دشمنان طبیعی بودند و از این‌رو هیچ‌گونه کنترل شیمیایی علیه آن‌ها انجام نشد. برداشت محصول این ایستگاه در چهار چین صورت گرفت.

تجمعی خاتمه می‌یابد یا بالعکس. پراکنش تصادفی اغلب در تراکم‌های کم حشرات دیده می‌شود، البته استثنائاتی نیز وجود دارد و در اکثر موارد اسکان اولیه‌ی حشره با پراکنش تصادفی همراه می‌باشد. توزیع یک‌نواخت، در دنیای حشرات به ندرت اتفاق می‌افتد (Radjabi 2008). اگر تعداد نمونه‌ها کم‌تر از ۳۰ عدد باشند از شاخص‌های تجمع استفاده می‌شود که هدف تشخیص نوع توزیع در نمونه‌برداری‌ها، بدون انجام محاسبات طولانی است. شاخص‌های متعددی برای این منظور در متون علمی به کار رفته است (Southwood and Henderson 2000).

Moradi-Vajargah *et al.* (2011) پراکنش فضایی سرخرطومی برگ یونجه را در استان اردبیل با استفاده از شاخص‌های تجمع و مدل‌های تیلور و آیوانو مورد بررسی قرار دادند. در این بررسی از کوادرات  $0/25$  مترمربعی استفاده شد که مدل تیلور برای تمامی مراحل زندگی حشره توزیع تجمعی و مدل آیوانو برای لارو و حشره‌ی کامل پراکنش تجمعی و شفیره توزیع تصادفی را نشان داد. Majidi *et al.* (2010) توزیع فضایی سرخرطومی ریشه‌ی یونجه *Sitona discoideus* (Stephens) را در مزارع شیراز با استفاده از کوادرات یک متر مربعی در دو مرحله‌ی قبل و بعد از برداشت مورد بررسی قرار دادند که نتایج براساس شاخص‌های تجمع، برای مراحل قبل و بعد از برداشت به ترتیب توزیع تجمعی و یک‌نواخت را نشان داد. توزیع فضایی سرخرطومی برگ یونجه در کنتاکی با استفاده از مدل‌های تیلور و آیوانو مورد بررسی قرار گرفت که تمامی مراحل شاخص ازدحام، کسر کوچکی از میانگین بود و در مدل تیلور پارامتر  $b$  تابعی از محیط اطراف بود (Latheef and Pass 1974).

در این بررسی هدف تعیین توزیع فضایی سرخرطومی برگ یونجه در شهرستان ارومیه با استفاده از شاخص‌های تجمع، آزمون‌های نکویی برازش و مدل‌های رگرسیونی بود تا تغییرات فصلی آن در یک فصل زراعی با توجه به تغییر پارامترهای جمعیت تعیین گردد.

## روش نمونه‌برداری

در این بررسی از یک کادر چوبی سبک به ابعاد داخلی ۰/۵×۰/۵ متر برای جلوگیری از جابه‌جا شدن حشرات حین نمونه‌برداری استفاده شد. کوادرات انتخاب شده، بر اساس واحد نمونه‌برداری معرفی شده توسط Hilburn (1985) انتخاب شد. نمونه‌برداری به فواصل هفتگی و در روز سه‌شنبه‌ی هر هفته رأس ساعت ۹ الی ۱۱ صبح در طول فصل از فروردین تا شهریور صورت می‌پذیرفت. در این تحقیق از نمونه‌برداری خوشه‌ای استفاده شد، طوری که کوادرات‌ها به صورت سیستماتیک به فواصل تقریبی پنج متر از یکدیگر، به تعداد ۱۲ نمونه در هر نوبت نمونه‌برداری انداخته می‌شد. در داخل هر کوادرات تعداد بوته‌های یونجه و نیز مراحل زیستی سرخرطومی برگ یونجه اعم از سنین مختلف لاروی، شفیره و حشره‌ی کامل به تفکیک در هر نوبت نمونه‌برداری شمارش و ثبت می‌شد. بوته‌های داخل یک کوادرات تشکیل یک خوشه را می‌دادند که داده‌ها به تفکیک هر بوته ثبت گردید.

## تجزیه و تحلیل داده‌ها

به منظور تعیین الگوی پراکنش فضایی سرخرطومی برگ یونجه در مزرعه‌ی یونجه، انحراف داده‌های جمعیتی حاصل از نمونه‌گیری از هر یک از توزیع‌های آماری پواسن و دوجمله‌ای منفی براساس آزمون آماری کای اسکوتر ( $\chi^2$ ) مورد آزمون قرار گرفت. در برخی تاریخ‌ها به علت انبوهی پایین حشره، تعداد کلاس‌های توزیع فراوانی مورد انتظار دوجمله‌ای منفی کمتر از چهار بود که در نتیجه استفاده از آزمون مربع کای میسر نشد. در مورد توزیع پواسن از میانگین نمونه‌ها برای محاسبه‌ی احتمالات مورد انتظار از رابطه‌ی زیر استفاده گردید:

$$P(x) = \frac{e^{-\lambda} \cdot \lambda^x}{x!}$$

که  $\lambda$  میانگین نمونه‌ها،  $e$  پایه‌ی لگاریتم طبیعی (۲/۷۱۸۲۸) و  $P(x)$  احتمال مشاهده‌ی نمونه‌ای با فراوانی  $x$  شامل ۰، ۱، ۲، ۳ و ... است. ضمناً طبق تعریف  $x! = x(x-1)(x-2) \dots$

می‌باشد. در عمل، ابتدا  $p_{(0)} = e^{-1}$  محاسبه و سپس جمله‌های بعدی با ضرب جمله‌ی قبلی در  $\frac{\lambda}{x}$  به دست آمد. در مورد توزیع دوجمله‌ای منفی، برای برآورد احتمالات مشاهده‌ی نمونه‌هایی با فراوانی  $x = 0, 1, 2, \dots$  از رابطه‌ی زیر استفاده شد (Southwood & Henderson 2000):

$$p^k \left\{ 1, kq, \frac{k(k+1)}{2!} q^2, \frac{k(k+1)(k+2)}{3!} q^3, \dots \right\}$$

با توجه به رابطه‌ی بالا برای تعیین پارامتر  $k$  از دو روش زیر استفاده شد:

روش اول: با استفاده از رابطه‌ی بین میانگین و واریانس یک مقدار اولیه برای  $k$  به دست آمد:

$$k = \frac{\bar{x}^2}{S^2 - \bar{x}}$$

روش دوم: حل معادله‌ی زیر با روش حداکثر درست‌نمایی

$$N \cdot \ln\left(1 + \frac{\bar{x}}{k}\right) = \sum \left(\frac{A_x}{k+x}\right)$$

که در آن  $A_x = \sum_{y=x+1}^n f_y$  فراوانی تراکمی نزولی تمامی

کلاس‌های بعدی  $x$  می‌باشد. پس از محاسبه‌ی  $k$ ، پارامتر  $c$  با توجه به رابطه‌ی بین  $k$  و میانگین نمونه برآورد شد:

$$c = \frac{k}{\bar{x}}$$

$$p = \frac{c}{1+c}$$

و به دنبال آن  $p$  و  $q$  با روابط زیر برآورد شدند:

$$q = 1 - p$$

در توزیع دوجمله‌ای منفی، پس از محاسبه‌ی  $P_{(0)} = p^k$ ، برای محاسبه‌ی احتمالات بعدی، جمله‌ی قبلی در  $\frac{k+x-1}{x}$  ضرب شد. در مورد هر دو توزیع، در نهایت برای محاسبه‌ی فراوانی‌های مورد انتظار، احتمالات برآورد شده در تعداد نمونه  $n$ ، ضرب شد:

$$\hat{f}_{(x)} = n \cdot P_{(x)}$$

گفتنی است برای داده‌های کوادرات به دلیل کم بودن تعداد مشاهدات، امکان انجام آزمون نکویی برازش وجود نداشت و شاخص  $K$  فقط از روش اول محاسبه شد. فراوانی‌های مورد

جمع زده شد، اختلاف قابل ملاحظه‌ای بین آن دو ملاحظه شد که برخلاف قبل، در تمام موارد واریانس بیش از میانگین بود. این موضوع نشان می‌دهد که انتخاب واحد نمونه‌گیری مناسب و بزرگی یا کوچکی آن می‌تواند در تفسیر ما از تجمع یک گونه اثر بگذارد. البته مشابهت‌های بسیاری نیز در معنی‌دار بودن نمونه‌ها در هر دو سطح نمونه‌برداری وجود داشت که در بحث شاخص‌های تجمع مورد توجه قرار خواهد گرفت. تعداد بوته در هر کوادرات نیز تا دو برابر متفاوت بود که خود می‌تواند به تفاوت دو سطح نمونه‌برداری دامن بزند. متوسط تعداد بوته در هر کوادرات در تاریخ‌های مختلف بین ۳۳ تا ۶۵ عدد متغیر بود و واریانس تعداد آن در تک تک کوادرات‌ها نشان داد که تعداد بوته بین ۱۷ تا ۱۰۰ عدد متغیر بوده که در ابتدای فصل تراکم آن کمتر بوده است.

### تفکیک اثرات بین گیاهان از اثرات بین کوادرات‌ها

برای بررسی این موضوع که آیا منبع اصلی واریانس، تفاوت بین گروهی (بین خوشه‌ها یا کوادرات‌ها) است یا تفاوت درون گروهی (درون خوشه‌ها یا بین بوته‌های درون هر کوادرات)، از تجزیه‌ی واریانس تک عاملی استفاده شد (جدول ۲).

به طوری که مشاهده می‌شود، به جز اولین تاریخ، در تمام تاریخ‌های دیگر تفاوت معنی‌داری از نظر مقدار واریانس بین کوادرات‌ها و بین بوته‌ها وجود دارد. به طوری که انتظار می‌رفت، واریانس بین کوادرات‌ها منبع اصلی واریانس جمعیت حشره بود و تفاوت‌های بین گیاهان یک کوادرات کمتر از مناطق مختلف مزرعه بود. بیشترین اختلاف نیز در این زمینه مربوط به جمعیت شفیره در ۱۰ اردیبهشت بود. این موضوع نشان می‌دهد که در انتخاب واحد نمونه‌گیری، کوادرات ۰/۲۵ متر مربعی بهتر از یک گیاه می‌باشد. می‌توان انتظار داشت که تجمع در سطح یک گیاه کمتر از یک کوادرات باشد. به عبارتی توزیع حشرات در قسمت‌های مختلف مزرعه تجمعی است و برخی جاها بیشتر و برخی جاها کمتر است، اما در یک نقطه از مزرعه پس از این که حشرات اجتماع یافتند، به طور تصادفی روی بوته‌ها پخش می‌شوند.

انتظار، پس از تصحیح کوکران برای کلاس‌های زیر ۱ و ۵، با فراوانی‌های مشاهده شده‌ی متناظر همان کلاس، برای محاسبه‌ی آماره‌ی  $t^2$  با استفاده از رابطه‌ی زیر مورد استفاده قرار گرفت:

$$t^2 = \sum \frac{(\hat{f} - f)^2}{\hat{f}}$$

لازم به ذکر است که در توزیع پواسن، از این آزمون با درجه‌ی آزادی  $n-2$  استفاده شد، ولی در توزیع دوجمله‌ای منفی، آزمون مربع کای با درجه‌ی آزادی  $n-3$  مورد استفاده قرار گرفت (Southwood and Henderson 2000). تمامی محاسبات و رسم نمودارها با استفاده از نرم افزار اکسل انجام گرفتند.

همچنین از شاخص‌های تجمع ( $I_p$ ,  $X^*$ ,  $I_D$ ,  $I_{DM}$ ) نیز در بررسی نوع پراکنش فضایی استفاده شد.

### نتایج و بحث

#### آماره‌های جمعیت

آماره‌های جمعیتی شامل میانگین، واریانس، تراکم و شاخص‌های تجمع در جدول ۱ نمایش داده شده است. نتایج بر دو مبنای مختلف محاسبه شدند. نخست به‌زای یک بوته‌ی یونجه و دوم به‌زای یک کوادرات. با توجه به این که مساحت هر کوادرات ۰/۲۵ متر مربع بود، تعداد حشره بر متر مربع مزرعه با ضرب نمودن عدد چهار در تعداد حشره بر هر کوادرات در ردیف آخر جدول محاسبه شد. این محاسبات نشان می‌دهد که تراکم حشره در تاریخ‌های مختلف بین حداقل ۳۲ تا حداکثر ۱۰۲ عدد بر متر مربع متغیر بوده است که در تاریخ ۲۰ فروردین به اوج خود رسیده است. به جز سوم اردیبهشت که بافت جمعیت متشکل از هر دو مرحله‌ی لارو و شفیره بود، در سایر تاریخ‌ها تنها متشکل از یک مرحله‌ی زیستی بود که قبل از تاریخ مذکور لارو و بعد از آن شفیره بود. به طوری که ملاحظه می‌گردد، وقتی محاسبات به‌زای یک بوته بیان شد، واریانس و میانگین نمونه‌ها بسیار به هم نزدیک بود، ولی زمانی که برای تمام بوته‌های یک کوادرات

جدول ۱- آماره‌های جمعیت و شاخص‌های تجمع سرخرطومی برگ یونجه *H. postica* در تاریخ‌های مختلف در یک مزرعه‌ی یونجه، ارومیه، بهار ۱۳۹۲.

**Table 1.** The population statistics and aggregation indices of *H. postica* in different dates in an alfalfa field, Urmia, Spring 2013.

سطح نمونه برداری Sampling level	متغیر Variable	تاریخ نمونه برداری Sampling date					
		۱۳ فروردین 2 April	۲۰ فروردین 9 April	۲۸ فروردین 17 April	۳ اردیبهشت 23 April	۱۰ اردیبهشت 30 April	۱۷ اردیبهشت 7 May
بوته نمونه Plant	No. plant تعداد بوته	۴۰۴	۴۵۴	۷۷۹	۵۴۰	۴۹۳	۶۷۳
	No. تعداد حشره insect	۹۶	۳۰۷	۲۶۹	۱۶۶	۱۱۸	۱۴۹
	Stage مرحله‌ی رشدی	لارو Larva	لارو Larva	لارو Larva	لارو و شفیره Larva & Pupa	شفیره Pupa	شفیره Pupa
	Mean میانگین	۰/۲۳	۰/۶۷	۰/۳۴	۰/۳	۰/۲۳	۰/۲۲
	Variance واریانس	۰/۲۲	۰/۷۸	۰/۴	۰/۲۹	۰/۲۷	۰/۲
	K (First method) K روش اول	-۴/۹۷	۴/۲۲	۱/۸۷	-۱۰/۷۸	۱/۵۶	-۳/۷۵
	K (Second method) K روش دوم	-	۳/۵۸	۱/۵۶	-۱۰/۲۱	۱/۲۸	-
	c	-	۵/۲۹	۴/۵۲	-	۵/۳۵	-
	p	-	۰/۸۴	۰/۸۱	-	۰/۸۴	-
	q	-	۰/۱۵	۰/۱۸	-	۰/۱۵	-
	I <sub>D</sub>	۴۵۰/۸ ns	۵۲۵/۹۴*	۸۷۲/۶۹**	۵۹۴/۱۱ns	۵۶۷/۹*	۷۳۳/۴ns
	I <sub>DM</sub>	-۰/۰۴	۰/۱۶	۰/۱۸	-۰/۰۲	۰/۱۵	-۰/۰۵
	X*	۰/۱۸	۰/۸۳	۰/۵۲	۰/۲۷	۰/۳۹	۰/۱۶
	I <sub>p</sub>	۰/۷۹	۱/۲۳	۱/۵۳	۰/۹	۱/۶۳	۰/۷۳
کوادرات Quadrat	بوته بر Plant/کوادرات	۳۳/۶۷	۳۷/۸۲	۶۴/۹۲	۴۵	۴۱/۰۸	۵۶/۰۸
	Mean میانگین	۸	۲۵/۵۸	۲۲/۴۲	۱۳/۸۳	۹/۸۳	۱۲/۴۲
	Variance واریانس	۱۳/۲۷	۱۲۶/۹۹	۸۹/۱۷	۲۹/۰۶	۴۶/۵۲	۲۱/۳۶
	K (First method) K روش اول	۱۲/۱۴	۶/۴۵	۷/۵۳	۱۲/۵۷	۲/۶۴	۱۷/۲۵
	I <sub>D</sub>	۱۸/۲۵ ns	۵۴/۶**	۴۳/۷۶**	۲۳/۱۱*	۵۲/۰۳**	۱۸/۹۲ ns
	I <sub>DM</sub>	۰/۶۶	۳/۹۶	۲/۹۸	۱/۱۰	۳/۷۳	۰/۷۲
	X*	۸/۶۶	۲۹/۵۵	۲۵/۶۹	۱۴/۹۳	۱۳/۵۶	۱۳/۱۴
	I <sub>p</sub>	۱/۰۸	۱/۱۵	۱/۱۳	۱/۰۸	۱/۳۸	۱/۰۶
تراکم density	بر مترمربع /m <sup>2</sup>	۳۲	۱۰۲/۳۳	۸۹/۶۷	۵۵/۳۳	۳۹/۳۳	۴۹/۶۷

**جدول ۲-** تجزیه‌ی واریانس جمعیت سرخرطومی برگ یونجه *H. postica* بین و درون کوادرات‌ها

**Table 2.** Analysis of variance of *H. postica* populations within and between quadrats

Date تاریخ	Stage مرحله	منبع تغییر Source of variation	SS	df	MS	F	P-value
۱۳ فروردین 2 April	Larva لارو	کوادرات کوادرات	۳/۵۵	۱۱	۰/۳۲	۱/۴۴ ns	۰/۱۵
		بوته بوته	۸۷/۶۴	۳۹۲	۰/۲۲		
		کل کل	۹۱/۱۹	۴۰۳			
۲۰ فروردین 9 April	Larva لارو	کوادرات کوادرات	۱۵/۳۹	۱۱	۱/۴۰	۱/۸۳*	۰/۰۴۹
		بوته بوته	۳۴۰/۰۲	۴۴۲	۰/۷۷		
		کل کل	۳۵۵/۴۰	۴۵۳			
۲۸ فروردین 17 April	Larva لارو	کوادرات کوادرات	۱۶/۴۴	۱۱	۱/۴۹	۳/۸۰**	۲/۴۷×۱۰ <sup>-۵</sup>
		بوته بوته	۳۰۱/۶۷	۷۶۷	۰/۳۹		
		کل کل	۳۱۸/۱۱	۷۷۸			
۳ اردیبهشت 23 April	Larva لارو	کوادرات کوادرات	۷/۹۵	۱۱	۰/۷۲	۳/۲۳**	۰/۰۰۰۳
		بوته بوته	۱۱۸/۲۷	۵۲۸	۰/۳۲		
		کل کل	۱۲۶/۲۱	۵۳۹			
۳ اردیبهشت 23 April	Pupa شفیره	کوادرات کوادرات	۱/۹۸	۱۱	۰/۱۸	۲/۲۷*	۰/۰۱۰۲
		بوته بوته	۴۱/۷۵	۵۲۸	۰/۰۸		
		کل کل	۴۲/۷۳	۵۳۹			
۳ اردیبهشت 23 April	Larva و شفیره	کوادرات کوادرات	۷/۹۱	۱۱	۰/۷۲	۲/۴۸**	۰/۰۰۴۹
		بوته بوته	۱۵۳/۰۶	۵۲۸	۰/۲۹		
		کل کل	۱۶۰/۹۷	۵۳۹			
۱۰ اردیبهشت 30 April	Pupa شفیره	کوادرات کوادرات	۳۲/۳۴	۱۱	۲/۹۴	۱۳/۶۷**	۶/۶۴×۱۰ <sup>-۲۳</sup>
		بوته بوته	۱۰۳/۴۲	۴۸۱	۰/۲۲		
		کل کل	۱۳۵/۷۶	۴۹۲			
۱۷ اردیبهشت 7 May	Pupa شفیره	کوادرات کوادرات	۶/۰۹	۱۱	۰/۵۵	۲/۷۳**	۰/۰۰۱۸
		بوته بوته	۱۳۳/۹۲	۶۶۱	۰/۲۰		
		کل کل	۱۴۰/۰۱	۶۷۲			

### شاخص‌های تجمع

کوادرات در هر تاریخ فقط ۱۲ عدد بود، محاسبه‌ی برخی شاخص‌ها از جمله K با روش دوم و c، p و q میسر نگردید. این امر از طرفی اجازه‌ی انجام آزمون‌های نکویی برازش را با استفاده از داده‌های جمع زده شده برای هر کوادرات نداد. وقتی محاسبات بر مبنای تعداد بوته انجام شد در سه نوبت از شش نوبت نمونه‌برداری (تاریخ‌های ۱۳ فروردین، ۳ و ۱۷ اردیبهشت)، پراکنش به حالت یک‌نواخت نزدیک بود، به طوری که مقدار منفی برای K و  $I_{DM}$  مقدار کوچک‌تر از

شاخص‌های تجمع جداگانه برای هر دو سطح نمونه‌گیری محاسبه گردیدند (جدول ۱). هر چند محاسبه‌ی شاخص‌ها در هر دو سطح تا حدود زیادی کلیت نتایج یک‌دیگر را تأیید می‌نمایند، اما تفاوت‌هایی نیز در آن‌ها دیده می‌شود. یکی از تفاوت‌ها مربوط به بزرگی نمونه است که در محاسبه‌ی شاخص‌ها با کوادرات‌ها ایجاد محدودیت می‌نمود. چون تعداد

حدادی و همکاران- توزیع فضایی سرخرطومی برگ یونجه ...

سرخرطومی برگ یونجه و رابطه‌ی میانگین و  $X^*$  شاخص مناسب‌تری نسبت به قانون توان تیلور نشان داد.

### توزیع آماری داده‌های فراوانی سرخرطومی برگ یونجه

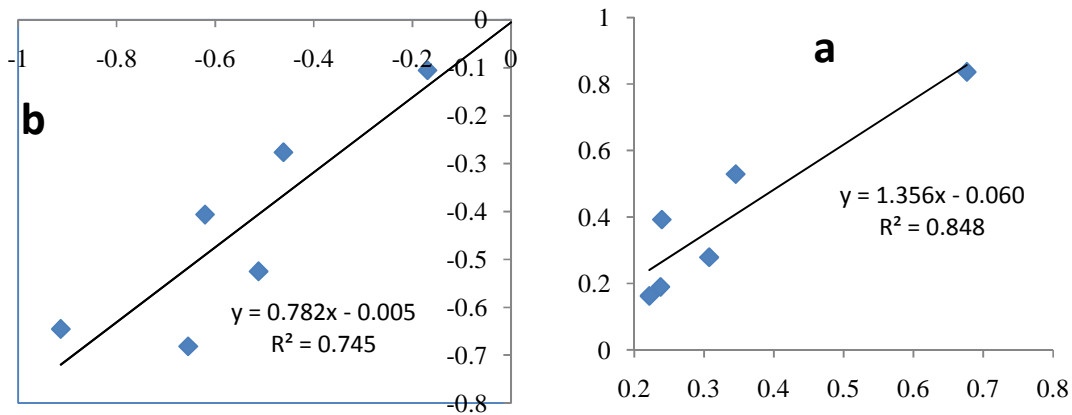
در نهایت، جهت پی بردن به ساختار فضایی جمعیت سرخرطومی برگ یونجه، برازش داده‌های جمعیت با دو توزیع آماری معروف پواسن و دوجمله‌ای منفی به‌عنوان مدل‌های ریاضی بیان‌کننده‌ی پراکنش تصادفی و تجمعی مورد بررسی قرار گرفت. با توجه به این‌که این تجزیه نیاز به داده‌های فراوان دارد، فقط برای واحد نمونه‌برداری بوته انجام شد (جدول ۳). اطلاعات حاصل از تجزیه‌ی داده‌های نمونه برداری از مراحل لاروی و شفیرگی سرخرطومی برگ یونجه با دو توزیع پواسن و دوجمله‌ای منفی نشان داد که در سه تاریخ ۱۳ فروردین، ۳ اردیبهشت و ۱۷ اردیبهشت توزیع جمعیت از توزیع پواسن انحرافی نشان نمی‌دهد. در تاریخ سوم اردیبهشت داده‌ها از توزیع دوجمله‌ای منفی نیز انحرافی نشان نداد، ولی در دو تاریخ دیگر که اولین و آخرین نوبت نمونه‌برداری محسوب می‌شوند که جمعیت پایین بود، به‌علت تعداد کم کاتگوری‌های قابل بررسی، امکان برازش با دوجمله‌ای منفی میسر نشد. در دو تاریخ ۲۸ فروردین و ۱۰ اردیبهشت انحراف از توزیع تصادفی پواسن و گرایش به توزیع تجمعی دوجمله‌ای منفی مشهود است. چنین گرایشی در نمونه‌ی ۲۰ فروردین نیز مشهود است، ولی انحراف از هر دو توزیع آماری معنی‌دار بود که از توزیع پواسن این انحراف شدیدتر است. واری داده‌ها نشان داد که دلیل انحراف از دوجمله‌ای منفی، انحراف داده‌های مشاهده شده از داده‌های مورد انتظار دو کلاس آخر است که کمترین فراوانی را دارند و ادغام این دو کلاس موجب غیرمعنی‌دار شدن تفاوت‌ها گردید ( $\chi^2=1/736$ ,  $df=1$ ,  $P=0/19$ ). با توجه به این‌که فراوانی این کلاس‌ها پایین است موجب افزایش غیرواقعی آماره‌ی  $\chi^2$  شده است که خطای نوع اول محسوب می‌شود. بنابراین می‌توان چنین نتیجه‌گیری نمود که در این تاریخ نیز توزیع به‌حالت تجمعی مایل بوده که نتایج تجزیه‌های قبلی از جمله شاخص‌ها را تأیید می‌نماید.

یک برای  $I_p$  و آماره‌ی غیرمعنی‌دار برای  $I_D$  به‌دست آمد. در سه تاریخ دیگر تجمع معنی‌داری اتفاق افتاد. وقتی محاسبات بر مبنای کوادرات انجام شد، هیچ مقدار منفی برای  $K$  و  $I_{DM}$  مشاهده نشد، ولی مقادیر  $K$  بسیار بالا بود که می‌تواند به تصادفی بودن پراکنش تعبیر شود. با این‌حال، آزمون معنی‌داری کای اسکوئر به‌جز دو نوبت اول و آخرین نمونه‌برداری در سایر موارد مقدار  $I_D$  را معنی‌دار نشان داد که به‌معنی وقوع تجمع می‌باشد. تنها تفاوت در دو سطح نمونه‌برداری، معنی‌دار بودن تجمع لارو و شفیره در تاریخ سوم اردیبهشت می‌باشد. کوچک‌ترین مقدار  $K$  و بزرگ‌ترین مقدار  $I_p$  نیز که نشانه‌ی تجمع بیشتر است در تاریخ ۱۰ اردیبهشت مشاهده شد. مقادیر  $I_D$  و  $I_{DM}$  در سه تاریخ نمونه‌برداری ۲۰ و ۲۸ فروردین و ۱۰ اردیبهشت بالا بود و  $X^*$  نیز در همان تاریخ‌ها به‌جز ۱۰ اردیبهشت بالاترین بود که بر اساس مجموع شاخص‌ها می‌توان نتیجه گرفت که شدت تجمع در این تاریخ‌ها بیشتر از سایر تاریخ‌ها بوده است، اما در مجموع تجمعات این حشره چندان فشرده نبوده است.

### مدل‌های رگرسیون تیلور و آیوائو

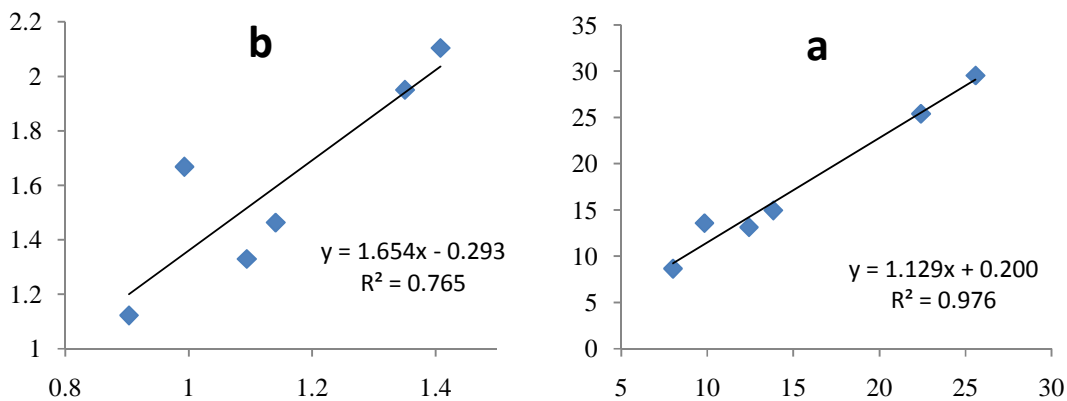
خط رگرسیون مدل‌های آیوائو برای داده‌های به‌دست آمده از مجموع تاریخ‌های نمونه‌برداری در هر دو سطح نمونه‌برداری (شکل ۱ الف و ۲ الف) و تیلور تنها در سطح کوادرات (شکل ۲ ب) شیب بزرگ‌تر از یک داشت. بنابراین تفاوت شیب خط با عدد یک مورد آزمون آماری قرار گرفت که در هیچ‌یک از موارد فوق معنی‌دار نبود ( $F=1/24$ ,  $df=1, 4$ ,  $P=0/33$ ) برای روش آیوائو، واحد نمونه‌گیری بوته، ( $F=1/49$ ,  $df=1, 4$ ,  $P=0/29$ ) همان روش، واحد کوادرات و ( $F=1/43$ ,  $df=1, 4$ ,  $P=0/30$ ) روش تیلور، واحد کوادرات). در نتیجه باید پراکنش را در طیف تراکم‌های مشاهده شده از نوع تصادفی تلقی کرد. در مورد روش تیلور، واحد بوته، شیب خط کم‌تر از یک بود (شکل ۱ ب) که میل به تصادفی بودن را در سطح بوته‌ها نشان می‌دهد، بنابراین مورد آزمون آماری قرار نگرفت. با توجه به ضرایب تبیین ( $R^2$ ) بالاتر مدل آیوائو در هر دو سطح نمونه‌برداری، قانون آیوائو برای تعیین پراکنش جمعیت





شکل ۱- برازش میانگین و واریانس و میانگین با شاخص تجمع لوید  $X^*$  برای داده‌های شش نوبت نمونه‌برداری با هر یک از دو مدل رگرسیون آیواتو (a) و قانون توان تیلور (b) در سطح نمونه‌برداری یک بوته‌ی یونجه

Figure 1. Relationship between mean and variance and between mean and crowding index of  $x^*$  of Lloyd for six times of sampling in a single plant. a- Iwao regression model, b-Taylor's powerlaw



شکل ۲- برازش میانگین و واریانس و میانگین با شاخص تجمع لوید  $X^*$  برای داده‌های شش نوبت نمونه‌برداری با هر یک از دو مدل رگرسیون آیواتو (a) و قانون توان تیلور (b) در سطح نمونه‌برداری کوادرات

Figure 2. Relationship between mean and variance and between mean and crowding index of  $x^*$  of Lloyd for six times of sampling in quadrat level. a- Iwao regression model, b-Taylor's power law

نگردید، ولی تجزیه‌ی داده‌های لاروی با هر دو توزیع آماری، اختلاف غیرمعنی‌دار نشان داد ( $\chi^2=2/013$ ،  $df=2$ ،  $P=0/37$ ) برای توزیع پواسن و ( $\chi^2=0/513$ ،  $df=1$ ،  $P=0/47$ ) برای توزیع دو جمله‌ای منفی) که تجزیه‌ی مجموع دو مرحله با هم را تأیید می‌کند.

یک نکته‌ی قابل ذکر در این بررسی نیز این بود که در تاریخ سوم اردیبهشت که جمعیت متشکل از دو مرحله‌ی لارو و شفیره بود، علاوه بر تجزیه‌ی کلی مجموع دو مرحله (جدول ۳)، یک بار نیز تجزیه برای هر یک از دو مرحله جداگانه انجام شد که در مورد شفیره به علت پایین بودن فراوانی، امکان برازش با هیچ‌یک از دو توزیع آماری مقدور

حدادی و همکاران- توزیع فضایی سرخرطومی برگ یونجه ...

**جدول ۳-** برازش داده‌های حاصل از شمارش لارو و شفیره‌ی سرخرطومی برگ یونجه روی بوته‌های یونجه با دو توزیع آماری پواسن (تصادفی) و دوجمله‌ای منفی (تجمعی)

**Table 3.** Discrepancy of larva and pupa counts of *H. postica* from both Poison (random) and negative binomial (clumped) distributions using goodness of fit test of Chi square

توزیع آماری Distribution	آماره Statistic	تاریخ نمونه برداری Sampling date					
		۱۳ فروردین 2 April	۲۰ فروردین 9 April	۲۸ فروردین 17 April	۳ اردیبهشت 23 April	۱۰ اردیبهشت 30 April	۱۷ اردیبهشت 7 May
پواسن Poisson	$\chi^2$	۰/۱۳۵ns	۱۸/۲۸**	۱۸/۶۸**	۰/۲۱۵ ns	۱۰/۷۵**	۰/۳۹۵ ns
	df	۱	۳	۲	۲	۲	۱
	P-value	۰/۷۱	۰/۰۰۰۴	<۰/۰۰۰۱	۰/۹۰	۰/۰۰۴۶	۰/۵۳
	Critical value	۳/۸۴	۷/۸۱	۵/۹۹	۵/۹۹	۵/۹۹	۳/۸۴
دوجمله ای منفی Negative binomial	$\chi^2$	-	۹/۳۲**	۳/۵۸ ns	۰/۱۴۵ ns	۳/۸۴۰ ns	-
	df	-	۲	۱	۱	۱	-
	P-value	-	-	۰/۰۵۹	۰/۷۰	۰/۰۵۰۰۴	-
	Critical value	-	۵/۹۹	۳/۸۴	۳/۸۴	۳/۸۴۱	-

Guppy (1972) به نظر می‌رسد که سرخرطومی برگ یونجه روی گیاه یونجه همواره توزیع تجمعی نشان می‌دهد و علی‌رغم نرخ رشد جمعیت و تولید مثل که در نسل‌های مختلف متفاوت است، به نظر می‌رسد که پراکنش فضایی برای جمعیت‌های یک گونه ثابت باشد (Taylor 1984). نتایج این تحقیق این اظهارات را به طور کامل تأیید نمی‌کند و به نظر می‌رسد تا حدود زیادی نوع پراکنش تحت تأثیر پارامترهای جمعیت از جمله تراکم حشره قرار می‌گیرد.

از بررسی‌های انجام شده در مورد توزیع فضایی حشرات مرتبط با یونجه می‌توان به تعیین الگوی توزیع فضایی سرخرطومی ریشه‌ی یونجه *Sitona humeralis* Stephens با استفاده از شاخص‌های تجمع در مزارع یونجه‌ی باجگاه شیراز اشاره کرد که الگوی پراکنش فضایی با استفاده از شاخص نسبت واریانس به میانگین  $I_D$  قبل و بعد از برداشت محصول تعیین گردید (Majidi et al. 2010). نتایج بیان‌گر تجمعی بودن الگوی توزیع فضایی قبل از برداشت و یک‌نواخت بودن آن پس از برداشت محصول بود که علت آن را کمبود مواد غذایی و خارج شدن آفت از حالت کپه‌ای بیان کردند. الگوی توزیع فضایی مراحل نابالغ آفات یونجه‌ی بذری از جمله زنبور بذرخوار یونجه *Bruchophagus roddi* (Gussakovski) و سوسک

## بحث و نتیجه‌گیری

نتایج تجزیه‌های مختلف در این پژوهش اختلافاتی را در تعیین نوع پراکنش فضایی سرخرطومی برگ یونجه نشان داد. به عنوان مثال، شاخص‌های تجمع و آزمون‌های نکویی برازش در سه تاریخ ۲۰، ۲۸ فروردین و ۱۰ اردیبهشت وقوع تجمع ضعیفی را (با توجه به مقدار شاخص  $K$ ) نشان دادند و در سایر تاریخ‌ها توزیع متمایل به تصادفی یا حتی کمی یک‌نواخت بود.

اما روش‌های رگرسیون آیوائو و قانون توان تیلور هر دو تصادفی بودن پراکنش را در تراکم‌های مورد بررسی نشان دادند که بالا بودن مقدار  $K$  نیز این تجزیه را تأیید می‌نماید. تجمع در سطح کوادرات‌ها بارزتر و منبع اصلی واریانس جمعیت بود، ولی حتی در این سطح از نمونه‌برداری نیز روش‌های رگرسیونی وقوع تجمع را تأیید نکردند. در دو نوبت اول و آخر نمونه‌برداری نیز تجمعی بودن محرز نبود که نتایج تمام تجزیه‌ها در این مورد مشابه بود. بررسی توزیع فضایی سرخرطومی برگ یونجه و دشمنان طبیعی‌اش در همدان، با استفاده از قانون توان تیلور به ترتیب پراکنش تجمعی و تصادفی را نشان داد (Zahiri et al. 2006) که در توافق نسبی با نتایج این بررسی است. طبق نظریه‌ی Muker and

بررسی‌ها تأیید می‌شود. از طرفی، در مورد حشرات پرتحرک مانند ملخ ایتالیایی با افزایش سن، افراد به تدریج از هم فاصله گرفته، پراکنش از حالت کپه‌ای خارج می‌شود (Aalipour 2011). احتمالاً وضعیت لارو بال‌پولک‌داران مختلف در بررسی‌های مختلف نیز که همگی توزیع تصادفی نشان داده‌اند (Story and Keaster 1982, Goze *et al.* 2008, Melo *et al.* 2003, Mendoza *et al.* 2006)، از تحرکات زیاد شب‌پره‌ها و نحوه‌ی تخم‌ریزی آن‌ها حاصل می‌شود که تخم‌ها را در زیستگاه پراکنده می‌سازند. البته به طوری که ذکر شد و نتایج این بررسی نیز نشان داد، در انبوهی‌های پایین میل به حالت تصادفی دیده می‌شود. این وضعیت در بررسی‌های (Sharifi 2013) و Mahdavi (2013) نیز دیده شد.

واریت‌ه‌های گیاه میزبان نیز می‌تواند تأثیر مستقیمی روی توزیع فضایی حشره داشته باشد (Sedaratian *et al.* 2010). این منبع تغییر به‌همراه تفاوت جمعیت‌های جغرافیایی و آب‌وهوای مناطق مختلف می‌تواند تفاوت در نتایج محققین مختلف را توضیح دهد.

روش‌های رگرسیونی تیلور و آیوائو برای محاسبه‌ی پراکنش، نرمال کردن داده‌ها و برنامه‌های نمونه‌برداری حشرات کاربرد دارند (Davis 1994, Deligeorgidis *et al.* 2002). البته مناسب بودن مدل تیلور نسبت به آیوائو در مطالعات مربوط به تعیین پراکنش فضایی مراحل نابالغ سرخرطومی بذر یونجه و زنبور بذرخوار یونجه ملاحظه گردیده است (Arbab 2007). بر خلاف بررسی Arbab (2007)، در بررسی حاضر مدل آیوائو برآزش بهتری با داده‌ها نشان داد که با یافته‌های (Bakhshizadeh *et al.* 2010). در مورد توزیع فضایی سن مادر در مزارع گندم دیم مطابقت نشان می‌دهد. ایشاندر استفاده از مدل رگرسیونی آیوائو ضریب تبیین  $R^2 = 0/97$  و با مدل تیلور  $R^2 = 0/84$  را به دست آوردند. در این بررسی، شاخص آیوائو  $\beta = 1/13$  به‌طور معنی‌داری از یک بزرگ‌تر بود که نشان دهنده‌ی تجمع بودن پراکنش سن مادرمی‌باشد (Bakhshizadeh *et al.* 2010). بررسی تجمع دسته‌های تخم شب‌پره‌ی کاج

بذرخوار یونجه (*Tychius aureoles* (Keiswetter) در قزوین طی دو سال با دومدل Taylor و Iwao و شاخص‌های تجمع بررسی گردید. نتایج آرایه شده توسط همه‌ی شاخص‌ها و هر دو مدل نشانگر تجمع بودن مراحل نابالغ هر دو حشره در هر دو سال بودند. بیشتر بودن ضریب همبستگی مدل تیلور نشان دهنده کارایی بهتر مدل در توجیه رابطه‌ی میان واریانس و میانگین انبوهی بود (Arbab 2007). بررسی‌های انجام شده در مورد سایر سخت‌بال‌پوشان آفت نشان می‌دهد که هر دو نوع توزیع آماری مذکور در مورد گونه‌هایی از سخت‌بال‌پوشان یا مرحله‌ی از آن‌ها دیده می‌شود. از جمله در مطالعه‌ای که به‌منظور تعیین نوع توزیع فضایی مراحل مختلف رشدی سوسک برگ‌خوار غلات در مزارع گندم انجام شده است، معلوم شد که در همه‌ی مراحل رشدی به‌غیر از تخم این آفت، توزیع از نوع تصادفی بوده و پراکنش داده‌ها با مدل پواسن برازش نشان داد (Asadeh *et al.* 2009). در بررسی‌های (Sharifi 2013) نیز پراکنش خرطوم‌بلند دم‌برگ چغندر قند با هر دو مدل تصادفی و تجمع‌ی برازش داشت ولی تمایل به حالت تجمع‌ی بیشتر بود. دلیل این امر پایین بودن انبوهی حشره بود که با هر دو توزیع آماری برازش نشان داد و این وضعیت با وضعیت سرخرطومی برگ یونجه در این بررسی مشابه است. البته تراکم در بررسی ایشان به‌مراتب پایین‌تر بود. همچنین بررسی‌های (Zheng *et al.* 2006) نشان می‌دهد که توزیع فضایی مراحل لاروی سوسک *Agrilus auriventris* Saunders که از درختان خشک شده تغذیه می‌نمایند، به‌صورت تجمع‌ی است و از الگوی توزیع دو جمله‌ای منفی پیروی می‌نماید.

به‌نظر می‌رسد میزان انبوهی و تحرکات حشره تعیین کننده‌ی الگوی پراکنش آن است. به طوری که در حشراتی که کم تحرک هستند و در یک جا ساکن مانده، زاد و ولد می‌کنند، یا حرکات موضعی محدود دارند وقوع تجمع در انبوهی بالا محتمل است. این با وضعیت سرخرطومی یونجه در این بررسی و شته‌ی کوچک گردو (Mahdavi 2013)، شته‌ی مومی کلم (Haghani *et al.* 2004) و کنه‌ی دولک‌های (So 1991, Ahmadi *et al.* 2005) در سایر

حدادی و همکاران- توزیع فضایی سرخرطومی برگ یونجه ...

تسریع در تصمیم‌گیری نوع توزیع فضایی می‌گردد، استفاده نمود.

بهترین اندازه‌ی نمونه‌برداری را می‌توان کوچک‌ترین واحد نمونه‌برداری معرفی کرد که بتواند ما را در رسیدن به بهترین نتیجه‌گیری یاری کند، چنان‌که در این نوع نمونه‌برداری‌ها یافتن عوامل مشترک عمومی مانند به‌دست آوردن ضرایب مشترک از فرمول تیلور و آیوانو ( Buntin 1994, Young and Young 1998)، ما را از بررسی اندازه‌های بزرگی از نمونه‌برداری بی‌نیاز می‌کند ( Ifoulis and Savopulou-Soultani 2006). قانون توان تیلور اساساً موجب کاهش در اندازه‌ی نمونه‌برداری نسبت به روش آیوانو می‌گردد ( Ifoulis and Savopulou-Soultani 2011, Darbemamieh et al. 2006) و معمولاً تناسب بیشتری در توجیه توزیع فضایی از خود نشان می‌دهد (Afshari et al. 2009)، با این حال در این بررسی روش آیوانو برتری نشان داد.

### رهیافت ترویجی

بر اساس یافته‌های این پژوهش می‌توان نمونه‌برداری و تخمین جمعیت بر اساس شمارش‌های کوادرات و اجتناب از شمارش به ازای بوته را توصیه و ترویج نمود. همچنین بهتر است برگردان شمارش‌ها به واحد سطح انجام گیرد.

*Thaumetopoea pityocampa* (Den. & Schiff.) در کشورهای حوزه‌ی مدیترانه با استفاده از دو مدل تیلور و آیوانو نشان داد که نتایج مدل تیلور با ضریب تبیین  $R^2=0/775$  نسبت به مدل آیوانو با ضریب تبیین  $R^2=0/704$  برازش بهتری با داده‌ها داشته است و شاخص  $b=1/68$  نشان دهنده‌ی تجمع‌ی بودن دستجات تخم این آفت می‌باشد (Arnaldo and Torres 2005). عدم تغییر در مقابل نوسانات کوچک محیطی (Nestel et al. 1995) و عدم تأثیر از اندازه‌ی نمونه (Croft et al. 1976) از دیگر ویژگی‌های شاخص تیلور است که می‌توانند استفاده از آن را موجه نمایند.

البته ایراد این شاخص‌ها این است که فقط در مورد نوع توزیع یعنی جمع‌ی و تصادفی بودن می‌توانند اظهار نظر نمایند و قادر به نمایش ویژگی‌هایی از قبیل فراوانی و فشردگی کپه‌ها نمی‌باشد. شاخص‌های آیوانو و تیلور می‌توانند فقط یک ضریب پراکنش را برای کل فصل نشان دهند و امکان تفکیک تاریخ‌های مختلف نمونه‌برداری در این شاخص‌ها موجود نمی‌باشد (Southwood and Henderson 2000)، لذا در این مواقع می‌توان از شاخص‌هایی مانند شاخص پراکندگی (I<sub>b</sub>) و شاخص دیوید و مور (I<sub>DM</sub>)، برای هر تاریخ نمونه‌برداری به‌صورت جداگانه و با حداقل محاسبات، که باعث جلوگیری از اتلاف وقت و

## References

- Aalipour M. 2011. Population dynamics of the most common species of grasshoppers in Khodaafarin. M.Sc. thesis on Agricultural Entomology, Islamic Azad University, Tabriz branch, 69 pp. [In Persian]
- Afshar J. 1938. Pests of Summer Crops, Vegetables, Industrial Crops, Forage Plants and Their Control in Iran. Agriculture Administration Publications, 86 pp. [In Persian]
- Afshari A, Soleyman-Nejadian E, Shishebor P. 2009. Population density and spatial distribution of *Aphis gossypii* Glover (Homoptera: Aphididae) on cotton in Gorgan, Iran. *Journal of Agricultural Science and Technology* 11: 27-38.
- Ahmadi M, Fathipour Y, Kamali K. 2005. Population density and spatial distribution pattern of *Tetranychus urticae* (Acari., Tetranychidae) on different bean varieties in Tehran region. *Iranian Journal of Agricultural Sciences and Technology* 36(5): 1087-1092. [In Persian with English summery].

- Arbab A. 2007.** Spatial distribution pattern of immature stages of alfalfa seed weevil, *Tychius aureolus* (Keiswetter) (Col.: Curculionidae), and alfalfa seed wasp, *Brochophagus roddi* (Gussakovski), (Hym.: Eurytomidae) in alfalfa seed fields. *Journal of Agriculture, Islamic Azad University, Takestan Branch, Takestan* 12(2): 263-269. [In Persian]
- Arnaldo PS, Torres LM. 2005.** Spatial distribution and sampling of *Thaumetopoea pityocampa* (Den. & Schiff.) (Lep., Thaumetopoeidae) population on *Pinus pinaster* Ait. in Montesinho, N. Portugal. *Forest Ecology and Management* 210: 1-7.
- Asadeh G, Mosaddegh MS, Soleyman-Nejadian E, Seraj AA. 2009.** Population spatial distribution and biology of *Oulema melanopus* L. (Col., Chrysomelidae) in winter wheat fields of Gorgan. *Journal of Plant Production* 16(1): 165-179.
- Bakhshizadeh N, Fathi SAA, Mohisani A. 2010.** Spatial distribution and fixed precision sequential sampling plan with estimate of overwintered adult *Eurygaster integriceps* in rain feed wheat fields in Ardebil province. Proceedings of the 19<sup>th</sup> Iranian Plant Protection Congress, 31 July- 3 August 2010, Plant Protection Research Institute of Iran, Tehran. P. 432. [In Persian]
- Behdad E. 1989.** *Pests of Field Crops in Iran*. Neshat Pub., Isfahan, Iran. [In Persian]
- Bins MR, Nyrop JP, Werf W. 2000.** *Sampling and Monitoring in Crop Protection, the Theoretical Basis for Developing Practical Decision Guides*. CABI Publishing, UK.
- Bundy CS, Smith PF, English LM, Sutton D, Hanson S. 2005.** Strain distribution of alfalfa weevil in intergraded Zone. *Journal of Economic Entomology* 98(6): 2028-2032.
- Buntin GD. 1994.** Developing a primary sampling program. In: Pedigo LP, Buntin GD (eds.) *Handbook of Sampling Methods for Arthropods in Agriculture*. CRC, Boca Raton, FL, pp. 99-115.
- Cho K, Lee JH, Park JJ, Kim JK, Uhm KB. 2001.** Analysis of spatial pattern of greenhouse cucumbers using dispersion index and spatial autocorrelation. *Applied Entomological Zoology* 36(1): 25-32.
- Cocks PS. 1992.** Plant attributes leading to persistence in grazed annual medic pastures grown in rotation with wheat in north Syria. *Australian Journal of Agricultural Research* 43: 1571-1581.
- Cook KA, Ratcliff ST, Gray ME, Steffey KL. 2004.** Alfalfa weevil (*Hypera postica*). University of Illinois at Urbana-Champaign. Integrated Pest Management Website. Web page: <http://www.ag.ndsu.edu> [accessed 12 February 2014].
- Croft BA, Welch SM, Dover MJ. 1976.** Dispersion statistics and sample size estimates for population of the mite species, *Panonychus ulmi* and *Amblyseius fallacis* on apple. *Environmental Entomology* 5(2): 227-233.
- Darbemamieh M, Fathipour Y, Kamali K. 2011.** Population abundance and seasonal activity of *Zetzellia pourmirzai* (Acari: Stigmaeidae) and its preys *Cenopalpus irani* and *Bryobia rubrioculus* (Acari: Tetranychidae) in sprayed apple orchards of Kermanshah, Iran. *Journal of Agricultural Science and Technology* 13: 143-154.

- Davis PM. 1994.** Statistics for describing populations In: Pedigo LP, Buntin GD (eds.) *Handbook of Sampling Methods for Arthropods in Agriculture*. CRC Press, Boca Raton, Florida. pp. 33-54.
- Deligeorgidis PN, Athanassiou CG, Kavallieratos NG. 2002.** Seasonal abundance, spatial distribution and sampling indices for thrips populations on cotton; a four year survey from central Greece. *Journal of Applied Entomology* 126: 343-348.
- Esmaili M, Habibi J. 1974.** Bioecologic studies on alfalfa weevil in Iran. Proceedings of the 5<sup>th</sup> Iranian plant protection congress. September 1975, The University of Tabriz, Tabriz, Iran. p. 27. [In Persian]
- Esmaili M, Habibi J, Shadaee M. 1975.** Bioecologic studies on alfalfa weevil in Iran. *Applied Entomology and Phytopathology* 41: 28-38. [In Persian]
- Fick GW. 1976.** Alfalfa weevil effects on regrowth of alfalfa. *Agronomy Journal* 68: 809-812.
- Goze E, Nibouche S, Deguine JP. 2003.** Spatial and probability distribution of *Helicoverpa armigera* (Hubner) (Lepidoptera: Noctuidae) in cotton: Systematic sampling, exact confidence intervals and sequential test. *Biological Sciences* 32: 1203-1210.
- Haghani M, Fathipour Y, Moharamipour S, Bahrami F. 2004.** Spatial distribution of *Brevicoryn brassicae* (Hom.: Aphididae) and its parasitoid *Diaeretiella rapae* (Hym.: Aphidiidae). Proceedings of the 16<sup>th</sup> Iranian Plant Protection Congress, 28 August-1 September 2004, The University of Tabriz, Tabriz, Iran. p. 11. [In Persian]
- Hanson AA, Barnes DK, Hill Jr RR. 1988.** Alfalfa and alfalfa improvement. *The American Society of Agronomy* 29:14-15.
- Hilburn DJ. 1985.** Population dynamics of overwintering life stages of the alfalfa weevil, *Hypera postica* (Gyllenhal). Virginia Polytechnic Institute and State University, Ph.D. Dissertation, Blacksburg, Virginia, USA.
- Ifoulis AA, Savopoulou-Soultani M. 2006.** Developing Optimum Sample Size and Multistage Sampling Plans for *Lobesia botrana* (Lepidoptera: Tortricidae) Larval Infestation and Injury in Northern Greece. *Journal of Economic Entomology* 99: 1890-1898.
- Karimpour Y. 1994.** Studies on the effect of different insecticides on alfalfa weevil (*Hypera postica*) and etrimfos residues in green alfalfa. M.Sc. Thesis on Agricultural Entomology, Tarbiat Modarres University, Tehran. [In Persian]
- Latheef MA, Pass BC. 1974.** Spatial distribution patterns of *Hypera postica* (Gyllenhal) in Kentucky alfalfa fields. *Entomological Society of America* 3(5): 866-871.
- Mahdavi H. 2013.** Spatial distribution of walnut aphid *Chromaphis juglandicola* (Hom., Aphididae) in Azarshahr orchards. M.Sc. thesis on Agricultural Entomology, Islamic Azad University, Tabriz branch, 78 pp. [In Persian]
- Majidi M, Alich M, Ehteshami F. 2010.** Spatial distribution of alfalfa root weevil *Sitona humeralis* in alfalfa farms of Badjgah region. Proceedings of the 19<sup>th</sup> Iranian Plant Protection Congress, 31 July- 3 August 2010, Plant Protection Research Institute of Iran, Tehran. P. 533. [In Persian]

- Melo de EP, Degrande MG, Degrande PE, Cessa RM, Salomao JL, Nogueira RF. 2006.** Spatial distribution of plants infested with *Spodoptera frugiperda* (Lepidoptera: Noctuidae) on corn crop. *Neotropical Entomology* 35(5): 689-97.
- Mendoza H, Barbosa L, Gonzalez G, Perez M. 2008.** Spatial distribution of *Spodoptera frugiperda* (Lepidoptera: Noctuidae) in maize landraces grown in Colima, Mexico. *International Journal of Tropical Insect Science* 28: 126-129.
- Metcalf RL, Luckman WH. 1994.** *Introduction to Insect Pest Management* (3<sup>rd</sup>ed.) John Wiley. NY.
- Moradi-Vajargah M, Golizadeh A, Rafiee-Dastjerdi H, Hassanpour M, Naseri B. 2011.** Population density and spatial distribution pattern of *Hypera postica* in Ardabil-Iran. *Notulae Botanicae Horti Agrobotanici Cluj-Napoca* 39(2): 42-48.
- Muker MK, Guppy JC. 1972.** Notes on the spatial pattern of *Hypera postica* (Coleoptera: Curculionidae) on alfalfa. *The Canadian Entomologist* 104: 1995-1999.
- Nestel D, Cohen H, Saphir N, Klein M, Mendel Z. 1995.** Spatial distribution of scale insects; comparative study using Taylor's power law. *Environmental Entomology* 24(3): 506-512.
- Radjabi G. 2008.** *Insect Ecology, Applied and Considering, the Conditions of Iran*. Agricultural Research, Education and Extension Organization. [In Persian]
- Sedaratian A, Fathipour Y, Talebi AA, Farahani S. 2010.** Population density and spatial distribution pattern of *Thrips tabaci* (Thysanoptera: Thripidae) on different soybean varieties. *Journal of Agricultural Science and Technology* 12: 275-288.
- Sharifi SA. 2013.** Yellow sticky traps as a population estimation tool of sugar beet flea beetle *Chaetocnema tibialis* Higer (Col., Chrysomelidae) considering spatial distribution of adults. M.Sc. thesis on Agricultural Entomology, Islamic Azad University, Tabriz branch, 49 pp. [In Persian]
- So PM. 1991.** Distribution patterns and sampling plans for *Tetranychus urticae* Koch (Acari: Tetranychidae) on roses. *Researches on Population Ecology* 33(2): 229-243.
- Southwood TRE, Henderson PA. 2000.** *Ecological Methods*, 3<sup>rd</sup>ed. Oxford: Blackwell Science.
- Story RN, Keaster AJ. 1982.** The Overwintering biology of the black cutworm, *Agrotis ipsilon*, in field cages (Lepidoptera: Noctuidae). *Journal of the Kansas Entomological Society* 55: 621-624.
- Summers CG, Godfrey LD. 2004.** University of California IPM Online; Statewide Integrated Pest Management Program. Web Page: <http://www.ipm.ucdavis.edu/PMG/crops-agriculture.html> [accessed 12 February 2014].
- Taylor LR. 1984.** Assessing and interpreting the spatial distribution of insects populations. *Annual Review of Entomology* 29: 321-357.
- Tsai JH, Wang JJ, Liu YH. 2000.** Sampling of *Diaphorina citri* (Homoptera: Psyllidae) on orange in southern Florida. *Journal of Florida Entomologist* 83(4): 446-458.

- Vojdani S, Daftari A. 1963.** *Alfalfa Leaf Weevil in Karaj*. University of Tehran, Department of Plant Protection, College of Agriculture Publications, Karaj.p: 32. [In Persian]
- Wearing CH. 1988.** Evaluating the IPM implementation process. *Annual Review of Entomology* 33: 17-38.
- Young JL, Young JH. 1998.** *Statistical Ecology, a Population Perspective*. Kluwer Academic Publisher Boston.
- Zahiri B, Fathipour Y, Khanjani M, Moharramipour S. 2006.** Spatial distribution of alfalfa weevil and its natural enemies in Hamedan. Proceeding of the 17<sup>th</sup> Iranian Plant Protection Congress, 2-5 September 2006, University of Tehran, Karaj, Iran. p. 52. [In Persian]
- Zheng HH, Wei SJ, Huangfu WG, Hua SZ, Chen XX. 2006.** Spatial distribution pattern of *Agrilus auriventris* (Col.: Buprestidae). *Acta Entomologica Sinica* 49(5): 805.



## Spatial distribution of alfalfa leaf weevil, *Hypera postica* (Col.: Curculionidae) in Urmia

Aida Haddadi<sup>1</sup>, Shahzad Iranipour<sup>2\*</sup>, Mohammad-Hossein Kazemi<sup>3</sup> and Esmael Alizadeh<sup>4</sup>

1. Graduate student, Department of Plant Protection, Faculty of Agriculture, Tabriz Branch, Islamic Azad University, Tabriz, Iran.
2. Professor, Department of Plant Protection, Faculty of Agriculture, The University of Tabriz, Tabriz, Iran.  
(\*Corresponding author, e-mail:shiranipour@tabrizu.ac.ir)
3. Professor, Department of Plant Protection, Faculty of Agriculture, Tabriz Branch, Islamic Azad University, Tabriz, Iran.
4. Research assistant professor, Agriculture and Natural Resource Research Center of Azarbaijan-e-Gharbi Province, Urmia, Iran.

Received: 17 Aug. 2014, Accepted: 25 Oct. 2014

### Abstract

Alfalfa *Medicago sativa* (Linnaeus) is a forage plant that plays important role in mankind life by providing feed for domestic animals, stabilization air nitrogen, reducing soil erosion *etc.* Alfalfa leaf weevil (ALW), *Hypera postica* (Gyllenhal) is a great threat for this valuable crop. Knowledge about the pest distribution and life cycle leads to better understanding about relationship between pest and its habitat. It also provides basis for interpretation of dispersal patterns, population growth models, and pest management measures. Therefore, spatial distribution of ALW was surveyed in Urmia, Azarbaijan-e-Gharbi province in 2013. In this survey, cluster systematic sampling design was adopted. Sampling was carried out by a 0.25 m<sup>2</sup> quadrat once a week. Plants within a quadrat consisted one cluster of overall 12 clusters of each sample. Sample means and variances were calculated for each date separately and aggregation indices as well as Taylor's and Iwao's regression models were used to identify distribution patterns of ALW in both sampling levels of a plant and a quadrat. Furthermore, goodness of fit test was used for the same purpose in the plant level. A peak of 102 larvae /m<sup>2</sup> was occurred at 9 April. Different analyses led to different results in regards of spatial distribution patterns of ALW. Per plant estimates of mean and variance were very close to each other in all samples, suggesting a random distribution. They diverged however in quadrat level implying quadrat to be the main source of variation; a result confirmed also by One-way ANOVA. Both Taylor and Iwao's regression models delineated random distribution based on data of overall dates in both sampling levels. Aggregation indices as well as goodness of fit test however revealed weak to intermediate degrees of crowding at least in half samples. Nevertheless, no evidence of aggregation was present in first and last sampling dates.

**Key words:** Alfalfa leaf weevil, *Hypera postica*, spatial distribution, aggregation indices, Iwao's regression model, Taylor's power law.

