

## توزیع فضایی مراحل نابالغ و بالغ ملخ ایتالیایی (*Calliptamus italicus* (Orthoptera: Acrididae)) در مراتع منطقه خدا آفرین آذربایجان شرقی

شهزاد ایرانی پور<sup>۱\*</sup>، منصور عالی پور<sup>۲</sup>، محمدحسین کاظمی<sup>۳</sup> و قدیر نوری قنبلانی<sup>۴</sup>

۱. استاد، گروه گیاهپزشکی، دانشگاه تبریز

۲ و ۳. دانشجوی سابق کارشناسی ارشد و استاد، گروه گیاهپزشکی، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد تبریز

۴. استاد، گروه گیاهپزشکی، دانشگاه محقق اردبیلی

(تاریخ دریافت: ۱۳۹۴/۴/۶ - تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۲/۲)

### چکیده

ملخ ایتالیایی *Calliptamus italicus* Linnaeus, 1758 هر ساله در کانون‌های این حشره در منطقه خدا آفرین به‌ویژه در حالت (فاز) مهاجر هنگامی که جمعیت در حال افزایش باشد آسیب شایان توجهی به مراتع و کشتزارهای هم‌جوار در مسیرهای پرواز وارد می‌سازد. از این رو، تغییر جمعیتی و الگوی توزیع فضایی مراحل نابالغ و بالغ این حشره در مراتع منطقه خدا آفرین استان آذربایجان شرقی در سال ۱۳۹۰، با استفاده از توزیع‌های آماری پواسن و دو جمله‌ای منفی، شاخص‌های تجمع و مدل‌های تیلور و آیوانو بررسی شد. نتایج ارائه شده توسط همه روش‌ها در بیشتر موارد بیانگر تجمع بودن نوع پراکنش حشره بود. با این حال، در اواخر فصل و با کاهش انبوهی حشره در دو مرحله پوره سن پنجم و حشره کامل کاهش تجمع و گرایش به پراکنش تصادفی در برخی نمونه‌ها ملاحظه شد. هر دو مدل تیلور و آیوانو نیز تجمع بودن نوع پراکنش آن در مراحل نابالغ و بالغ ملخ را نشان دادند. همچنین با محاسبه آماره  $\lambda$  آربوس و کریچ (Arbous & Kerrich) برای سن اول و مجموع سن‌ها در هر نمونه برداری مقادیر به دست آمده بیشتر از دو بود که بر پایه نظریه Blakith بیانگر این است که توزیع فضایی جمعیت حشره هم متأثر از محیط و هم ویژگی‌های رفتاری ملخ است.

واژه‌های کلیدی: پویایی مکانی، راست‌بالان، نوسان‌های جمعیت.

## Spatial distribution of Italian locust, *Calliptamus italicus* (Orthoptera: Acrididae) in Khodafarin region, northwest of Iran

Shahzad Iranipour<sup>1\*</sup>, Mansour Aalipour<sup>2</sup>, Mohammadhossein Kazemi<sup>3</sup> and Gadir Nouri Ganbalani<sup>4</sup>

1. Professor, Department of Plant Protection, Faculty of Agriculture, University of Tabriz, Tabriz, Iran

2, 3. Former M. Sc. Student and Professor, Department of Plant Protection, Faculty of Agriculture, Islamic Azad University, Tabriz Branch, Tabriz, Iran

4. Professor, Department of Plant Protection, Faculty of Agriculture, Mohaghegh Ardabili University, Ardabil, Iran

(Received: Jun. 27, 2015 - Accepted: Apr. 22, 2017)

### ABSTRACT

Annual aggressions of Italian locust, *Calliptamus italicus* (Linnaeus) (Orthoptera: Acrididae) at the gregary phase cause serious damages and reduce yields in crop production systems in Khodafarin region. Despite a long history of the pest in the region, no sampling program has been developed for its population estimate and management. During growing season 2011, the spatial distribution of the post-embryonic stages of this insect was studied as a major component of a sampling program. The discrepancy of sampling data from both poisson and negative binomial distributions was investigated using Pearson's Chi square test. Moreover, different crowding and contagiousness indices including dispersion index ( $I_D$ ), index of clumping of David & Moore ( $I_{DM}$ ), green index ( $C_x$ ), mean crowding of Lloyd ( $x^*$ ), patchiness index of Lloyd ( $I_p$ ), Arbous and Kerich's  $\lambda$ , Morisita index ( $I_\delta$ ) were used to strengthen the analyses. Taylor's power law and Iwao's regression techniques also were used to create a relation between means and variances. Results revealed that all stages have an aggregation tendency. Arbous and Kerrich's  $\lambda$  index was  $>2$  in all samples and according to Blackith, it may suggest a combination of a behavioral cause of aggregation as well as an environmental one.

**Keywords:** Locusts, Orthoptera, population fluctuation, spatial dynamics.

\* Corresponding author E-mail: shiranipour@tabrizu.ac.ir

### مقدمه

منطقه خدا آفرین به دلیل برخورداری از اقلیم نیمه گرمسیری و داشتن مراتعی با پوشش گیاهی طبیعی و دست نخورده به ویژه گونه های درمنه (*Artemisia*) و گون (*Astaragalus*) و همچنین وجود کشتزارهای سنتی، مساعد حمله و طغیان ملخ ها است. آمار گزارش شده از سوی جهاد کشاورزی استان آذربایجان شرقی در سال های ۱۳۸۹-۱۳۸۸ گویای کاربرد سموم مختلف به صورت محلول پاشی لکه ای و طعمه پاشی در منطقه خدا آفرین برای کنترل ملخ ها است (Anonymous 2011). انجام ندادن عملیات خاک ورزی از جمله شخم زدن در این مناطق، باعث ایجاد خاک و اقلیم مناسب برای تخم ریزی و زمستان گذرانی ملخ ها شده است. شواهد موجود و سوابق مربوط به سال های طغیان گویای توان بالای آسیب و زیان رسانی ملخ ها در گیاهان و محصولات کشاورزی این منطقه است.

ملخ ایتالیایی *Calliptamus italicus* L. گونه غالب منطقه خدا آفرین (Aalipour et al., 2014)، جزء ملخ های شاخک کوتاه متعلق به خانواده *Acrididae* است. به اغلب گیاهان مرتعی از جمله درمنه و مریم گلی (*Salvia*) که در حاشیه کشتزارها و کنار جاده ها می رویند حمله می کند. در صورت افزایش جمعیت و طغیان آن، با تغذیه از اندام های هوایی به گیاهان زراعی به ویژه غلات، صیفی ها و گیاهان صنعتی آسیب و زیان وارد می کند. زمستان گذرانی به صورت تخم درون کپسول تخم است. این حشره پنج سن پورگی دارد که در مجموع پنج تا شش ماه طول می کشد. ملخ ایتالیایی که به ملخ بومی نیز معروف است، یک نسل در سال دارد (Latchininsky, 2010). پراکندگی این گونه بسیار گسترده بوده و از غرب اروپا تا غرب سیبری، از شمال تا جنگل های استی تا قلب اروپا و روسیه، از جنوب تا سواحل دریای مدیترانه، آسیای میانه، ترکیه، ایران و افغانستان گسترش دارد (Monard et al., 2009).

یکی از جنبه های کاربردی و مورد علاقه در بوم شناختی (اکولوژی) جمعیت، پویایی (دینامیسم) مکانی و الگوی توزیع فضایی موجودهای زنده در

طبیعت است. الگوی پراکنش و همبستگی مکانی جمعیت ها تعیین کننده برنامه نمونه برداری، روش تجزیه و تحلیل داده های جمعیتی و انتخاب شیوه مدیریت اقتصادی و ایمن آفات است یکی دیگر از جنبه های کاربردی الگوی توزیع فضایی، کاربرد آن در طراحی الگوهای تصمیم گیری مبتنی بر نمونه برداری دنباله ای (sequential sampling) است (Pedigo & Buntin, 1994; Young & Young, 1998). افزون بر این، از آن می توان در تجزیه و تحلیل روابط متقابل آفات و دشمنان طبیعی و توضیح دلایل زیستی و بوم شناختی تجمع استفاده کرد (Soutwood, 1995). اندازه گیری متغیرهای محیطی، در کنار داده های جمعیتی، اطلاعات مهمی را در زمینه زیست شناسی و رفتارشناسی حشرات فراهم می سازد، زیرا اجتماع افراد در یک نقطه، نتیجه اثر متقابل میان افراد آن گونه و اجزای زنده و غیرزنده محیط زیست آن ها است (Kuno, 1991; Tsai et al., 2000). عامل های چندی در شکل گیری الگوی توزیع فضایی حشرات مؤثر هستند که می توان به نحوه تخم گذاری، ویژگی های رفتاری مراحل نابالغ، فرمون های جنسی و تجمعی، کیرومون های میزبان، انبوهی گونه، میزان کارایی دشمنان طبیعی و عامل های غیرزنده و کیفیت گیاه میزبان اشاره کرد.

در سال های اخیر بررسی های چندی برای ارزیابی الگوی پراکنش فضایی حشرات مختلف در ایران و دیگر کشورها صورت گرفته است. از بررسی های انجام گرفته در کشور می توان به تعیین برنامه نمونه برداری و الگوی توزیع فضایی سنک قوزه پنبه (*Creontiades pallidus* (Hem., Miridae) و شکارگرهای آن بالتوری سبز (*Chrysoperla carnea*) و *Nabis capsiformis* (Hem. Nabidae) اشاره کرد که در شهرستان های تربت حیدریه و سبزوار استان خراسان انجام گرفت (Jafari et al., 2005). در این بررسی ده بار تور زدن با تور حشره گیری به عنوان یک واحد نمونه برداری و ۲۵ واحد در هر بار نمونه برداری به عنوان اندازه مناسب نمونه تعیین شد که توزیع فضایی پوره ها و حشرات کامل سنک قوزه پنبه و لاروهای بالتوری سبز از نوع تجمعی بود. در

در این بررسی الگوی توزیع فضایی مراحل مختلف پورگی و حشرات کامل ملخ ایتالیایی به‌عنوان گونه غالب ملخ در منطقه خدا آفرین با استفاده از شاخص‌های تجمع، مدل‌های رگرسیون تیلور و آیوآو و برازش داده‌ها با هر دو توزیع آماری پواسن و دوجمله‌ای منفی در طول یک فصل زراعی کامل بررسی شد تا ضمن بررسی تغییر مکانی و فصلی جمعیت ملخ، به روند تغییرپذیری تجمع و رابطه آن با فراسنجه (پارامتر)‌های جمعیت و مرحله رشدی ملخ پی برده شود.

### مواد و روش‌ها

#### مکان و زمان نمونه‌گیری

این بررسی در سال ۱۳۹۰ در مراتع موسوم به ایری بوجاق در منطقه خدا آفرین استان آذربایجان شرقی انجام شد. مراتع ایری بوجاق در غربی‌ترین نقطه این منطقه در مرز با استان اردبیل با مختصات جغرافیایی ۲۰'، ۳۹° شمالی و ۱۹'، ۴۷° شرقی است. گستره این مراتع بیش از ۲۷۰۰۰ هکتار و ارتفاع محل بین ۳۰۰ تا ۴۰۰ متر متغیر است که یکی از عمده‌ترین کانون‌های ملخ ایتالیایی در منطقه خدا آفرین و حتی در نیمه شمالی کشور به شمار می‌آید. در این پژوهش زمینی به گستره ۲۰ هکتار، با خط‌کشی به ۱۰۰ قطعه ۲۰۰۰ مترمربعی (۴۰ در ۵۰ متر) تقسیم شد و این قطعه‌ها در سال بررسی و یک سال پیش از آن، با وجود افزایش جمعیت و آسیب ملموس، سم‌پاشی نشدند. بر پایه تجربه‌های موجود، زمستان‌گذرانی ملخ ایتالیایی در منطقه مورد بررسی به‌صورت تخم در خاک است و فعالیت آن در اواسط اردیبهشت‌ماه با تفریح تخم‌ها از کپسول‌های تخم زمستان‌گذران آغاز می‌شود. بنابراین، نمونه‌برداری از جمعیت این ملخ از اوایل اردیبهشت آغاز و تا پایان فعالیت فصلی آن در اوایل پاییز با فاصله‌های هفتگی ادامه یافت.

#### روش نمونه‌برداری و ویژگی‌های نمونه

به‌منظور نمونه‌برداری از چهارگوشی به ابعاد ۲×۲ متر، مجهز به توری برای جلوگیری از گریز ملخ‌ها استفاده شد. هر هفته ۱۰۰ نمونه (یک نمونه به ازای هر واحد

بررسی‌های مختلفی از شاخص‌های تجمع، مدل‌های رگرسیون تیلور یا آیوآو، برازش داده‌ها با دو مدل پواسن و دوجمله‌ای منفی یا ترکیبی از این روش‌ها برای تعیین نوع پراکنش فضایی حشرات و کنه‌های آفت استفاده شده است. این بررسی‌ها شامل Ahmadi *et al.* (2006) روی کنه تارتن دولکه‌ای *Tetranychus urticae* Koch در چهار رقم لوبیا، Arbab (2007) روی مراحل نابالغ سرخرطومی بذر یونجه *Tychius aureolus* (Keiswetter) (Col. Curculionidae) زنبور بذرخوار یونجه *Bruchophagus roddi* (Hym. Eurytomidae) در یونجه‌زارهای بذری قزوین، Moradi-Vajargah *et al.* (2011) و Haddadi *et al.* (2014) روی سرخرطومی برگ یونجه *Hypera postica* (Gyllenhal) به ترتیب در مزارع اردبیل و ارومیه، Moradian *et al.* (2010) روی مراحل لاروی و بالغ سوسک *Cassidae palaestina* Reiche (Col. Chrysomelidae) علف هرز *Centaurea sp.* (Asteraceae) در منطقه گچساران، Majidi *et al.* (2010) روی سرخرطومی ریشه یونجه *Sitona discoideus* (Stephens) در یونجه‌زارهای شیراز، Sharifi (2013) روی خرطوم بلند دم‌برگ چغندرقد *Lixus incanescens* Boheman در چغندرقدکاری‌های میاندوآب و Mahdavi *et al.* (2015) روی شته کوچک گردو *Chromaphis juglandicola* (Kaltenbach) در باغ‌های گردوی ممقان آذرشهر است.

افزون بر این در شماری از بررسی‌های صورت گرفته از اطلاعات مربوط به تجمع حشرات برای تبیین الگوی نمونه‌برداری دنباله‌ای یا بینومیال استفاده شده است. Afshari & Dastranj (2007)، Afshari *et al.* (2009)، Rajabi *et al.* (2011) Shahrokhi & Amirmaafi (2012) و Rajabi (2013) در مورد شته‌های غلات و دشمنان طبیعی آن‌ها، Mohiseni *et al.* (2008, 2009) و Bakhshizadeh *et al.* (2010) روی سن گندم Asadeh *et al.* (2009) *Eurygaster integriceps* Puton روی سوسک برگ‌خوار غلات *Oulema melanopus* L. و Nemati *et al.* (2008) روی کنه تارنکبوتی *Tetranychus turkestanii* U. & N

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

که در این رابطه در آغاز فراسنجه  $k$  در سه مرحله برآورد شد:

**مرحله اول:** یک میزان اولیه از رابطه میان واریانس و میانگین نمونه (به ترتیب  $S^2$  و  $\bar{X}$ ) به شرح زیر به دست آمد:

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

**مرحله دوم:** حل معادله زیر با روش بیشینه درست‌نمایی با آزمون و خطا:

$$\log \frac{N}{n_0} = k \log \left( 1 + \frac{\bar{X}}{k} \right)$$

$N$  شمار کل نمونه و  $n_0$  شمار نمونه‌های صفر است. برای آغاز با میزان  $k$  به دست آمده از مرحله اول آغاز شد.

**مرحله سوم:** حل معادله زیر با روش بیشینه درست‌نمایی با آزمون و خطا:

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

که در آن  $A_x = \sum_{y=x+1}^n f_y$  فراوانی تراکمی همه کلاس‌های بعدی  $x$  است. پس از محاسبه  $k$ ، فراسنجه  $c$  با توجه به رابطه بین  $k$  و میانگین نمونه برآورد می‌شود:

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

$p$  و  $q$  نیز با روابط زیر برآورد می‌شوند:

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

$$q = 1 - p$$

پس از محاسبه  $P_{(0)} = p^k$ ، برای محاسبه احتمال‌های بعدی، جمله پیشین در  $\frac{k+x-1}{x}$  ضرب شد. در مورد هر دو توزیع، در نهایت برای محاسبه فراوانی‌های مورد انتظار، احتمال‌های برآورد شده در شمار نمونه  $n$  ضرب می‌شود:

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

فراوانی‌های مورد انتظار پس از تصحیح کوکران برای کلاس‌های زیر ۱ و ۵، با فراوانی‌های مشاهده شده

۲۰۰۰ مترمربعی) از سطح ۲۰ هکتاری مرتع مورد بررسی گرفته شد و همه مراحل پورگی و حشرات کامل واقع در زیر توری چهارگوش به تفکیک شمارش و ثبت شدند. برای به دست آوردن شمار نمونه لازم، در سطح ۵ درصد، از میانگین و واریانس نمونه در نخستین نوبت نمونه‌گیری استفاده شد و کمترین شمار نمونه مورد نیاز، با استفاده از معادله زیر (Southwood & Henderson, 2000) به دست آمد:

$$n = \left( \frac{t \cdot S}{D \cdot \bar{X}} \right)^2$$

که  $n$  شمار نمونه لازم برای دستیابی به حدود اطمینان  $D$ ، آماره استودنت با سطح مورد نظر دقت  $t$  ( $\alpha = 0.05$ ) با درجه آزادی ۹۹ مربوط به نمونه و  $S$  و  $\bar{X}$  به ترتیب انحراف معیار و میانگین نمونه هستند. البته با توجه به بزرگی نمونه (۱۰۰ عدد در هر نوبت نمونه‌برداری)، شمار نمونه خیلی بیشتر از شمار مورد نیاز برای سطح دقت مورد نظر ( $D=0.2$ ) بود.

### تجزیه و تحلیل داده‌ها

برای تعیین الگوی توزیع فضایی مراحل مختلف، از آزمون مربع کای ( $\chi^2$ ) برای آزمودن انحراف داده‌ها از توزیع‌های آماری پواسن و دوجمله‌ای منفی استفاده شد که به ترتیب نماینده پراکنش تصادفی و تجمعی هستند (Southwood & Henderson, 2000; Radjabi, 2008). برای این منظور، از داده‌های هر مرحله به‌طور جداگانه و یک بار نیز از داده‌های مجموع همه مراحل یکجا استفاده شد. برای آزمودن انحراف داده‌ها از توزیع آماری پواسن، احتمال‌های مورد انتظار این توزیع با در دست داشتن میانگین نمونه از رابطه زیر محاسبه شد:

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

$\lambda$  میانگین،  $e = 2.71828 \dots$  پایه لگاریتم طبیعی،  $P(x)$  احتمال مشاهده نمونه‌ای با فراوانی  $x$  شامل ۰، ۱، ۲، ۳ و ... و  $x! = x(x-1)(x-2) \dots$  است.

برای آزمودن انحراف داده‌ها از توزیع آماری دوجمله‌ای منفی، از رابطه زیر برای برآورد احتمال‌های مشاهده نمونه‌هایی با فراوانی  $x = 0, 1, 2, 3, \dots$  استفاده شد (Southwood & Henderson, 2000):

$$C_x = \frac{\frac{S^2}{\bar{x}} - 1}{n - 1}$$

شاخص آربوس و کریچ (Arbous & Kerrich)

این شاخص به صورت زیر است:

$$\lambda = \frac{\bar{x}}{2k} \nu$$

که همان شاخص تجمع دوجمله‌ای منفی است و  $\nu$  عددی از جدول کای اسکوتر با درجه آزادی  $2k$  و سطح احتمال  $0.5$  است و در مواردی که درجه آزادی عددی ناصحیح باشد، از معدل دو میزانی که درجه آزادی آن‌ها نزدیک‌ترین دو عدد صحیح به  $2k$  باشد استفاده می‌شود. شاخص  $\lambda$  معرف میانگین شمار افراد در تجمع‌ها است که از آن برای قضاوت در مورد دلیل تجمع‌ها استفاده می‌شود، به طوری که مقادیر کمتر از دو بیانگر تجمع به دلیل ناهمگونی زیستگاه و مقادیر بزرگ‌تر از آن تجمع هم به دلیل ناهمگونی زیستگاه و هم دلایل رفتاری است (Southwood & Henderson, 2000).

شاخص موریسیتا (Morisita)

این شاخص به صورت زیر است:

$$I_8 = n \frac{\sum x_i(x_i - 1)}{N(N - 1)}$$

$N$  شمار حشرات در همه  $n$  واحد نمونه‌گیری است و  $x_i$  شمار حشره در چهارگوش  $i$  ام است. مقادیر کمتر، یکسان و بزرگ‌تر از یک به ترتیب معیار یکنواختی، پراکنش تصادفی و تجمع در نظر گرفته می‌شود.

میانگین ازدحام لوید (mean crowding of Lloyd)

رابطه میانگین و واریانس به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$x^* = \bar{x} + \left( \frac{S^2}{\bar{x}} - 1 \right)$$

$x^*$  میزان فراتر رفتن ازدحام را از میانگین نشان

می‌دهد و اغلب از نسبت آن به میانگین  $I_p = \frac{x^*}{\bar{x}}$

هر کلاس برای محاسبه آماره  $\chi^2$  با استفاده از رابطه زیر استفاده شد:

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

در مواردی که میزان آماره یادشده از میزان بحرانی آماره کای اسکوتر با درجه آزادی  $df = k - 1 - p$  بیشتر باشد، انحراف نمونه از توزیع آماری مربوطه معنی‌دار تلقی می‌شود که به معنی رد شدن فرض تصادفی بودن داده‌ها در صورت انحراف از توزیع پواسن یا تجمعی بودن آن‌ها در صورت انحراف از توزیع دوجمله‌ای منفی است. متغیر  $k$  بیانگر شمار کلاس‌های فراوانی و  $p$  شمار فراسنجه‌های توزیع مربوطه است که برای دوجمله‌ای منفی  $P = 2$  و برای توزیع پواسن  $p = 1$  است. همه محاسبات در نرم‌افزار اکسل انجام شد.

افزون بر این، شاخص‌های مختلف تجمع، مبتنی بر رابطه میان واریانس و میانگین نمونه، برای جمعیت کل و نیز به جداسازی سن‌های مختلف به شرح زیر استفاده شد (Southwood & Henderson, 2000; Pedigo & Buntin, 1994).

شاخص دیوید و مور (David & Moore)

مقادیر مثبت، صفر و منفی، به ترتیب نشانگر تجمع، پراکنش تصادفی و تفرق هستند:

$$I_{DM} = \frac{S^2}{\bar{x}} - 1$$

برای تعیین معنی‌دار بودن انحراف واریانس از میانگین، از شاخص پراکنندگی (dispersion index) با توزیع آماری کای اسکوتر با درجه آزادی  $n - 1$  به شرح زیر استفاده شد:

$$I_D = \frac{S^2(n - 1)}{\bar{x}}$$

شاخص گرین (Green)

مانند شاخص دیوید و مور، مقادیر مثبت، صفر و منفی، به ترتیب بیانگر پراکنش تجمعی، تصادفی و تفرق هستند:

a و b ضریب‌های ثابت برازش یافته به داده‌ها هستند که در پراکنش تصادفی  $a = b = 1$  و  $b > 1$  به معنی تجمع است.

### نتایج

#### الگوی توزیع فضایی

بر پایه آماره‌های به‌دست‌آمده از تجزیه داده‌های سال ۱۳۹۰، مقادیر به‌دست‌آمده برای آزمون مربع کای ( $\chi^2$ ) در سطح احتمال ۵ درصد در همه مراحل نابالغ و بالغ ملخ ایتالیایی به‌غیر از یک مورد نمونه‌برداری مربوط به سن پنجم در ۱۲ مرداد با الگوی توزیع فضایی تصادفی همخوانی نداشته و اختلاف معنی‌داری با توزیع پواسن نشان می‌دهند (جدول‌های ۱ تا ۷). هنگامی داده‌های مجموع مراحل در نظر گرفته شود، در همه تاریخ‌ها انحراف از توزیع پواسن قابل تشخیص است. افزون بر این به‌جز چهار مورد در دیگر موارد افزایش سطح اطمینان به ۹۹ درصد تغییری در نتیجه‌گیری ایجاد نکرد. در سه‌چهارم از نمونه‌ها (چه بر پایه مجموع سنین و چه بر پایه جداسازی مراحل)، انحرافی از توزیع دو جمله‌ای منفی مشاهده نشد ولی در یک‌چهارم باقی‌مانده نمونه‌ها، انحراف از این توزیع نیز در سطح ۵ درصد معنی‌دار بود. البته افزایش سطح اطمینان به ۹۹ درصد موجب شد که تنها در حدود ۱۰ درصد نمونه‌ها از توزیع تجمعی انحراف نشان دهند. به‌جز در بعضی نمونه‌های دو مرحله سن پنجم و حشره کامل، در دیگر مراحل و نیز بیشتر نمونه‌های دو مرحله یادشده، آماره به‌دست‌آمده برای توزیع دو جمله‌ای منفی همواره کمتر از پواسن بود.

به‌عنوان شاخص لکه‌ای بودن پراکنش (patchiness) یاد می‌شود. شاخص اخیر در پراکنش یکنواخت، تصادفی و تجمعی به ترتیب کمتر، یکسان یا بزرگ‌تر از یک است. برای تصحیح اریب نمونه‌برداری از ضریب زیر پس از پراکنش بالا استفاده شد:

$$1 + \frac{S^2}{N\bar{x}^2}$$

#### ضریب تجمع تراکم آیوانو (density contagiousness) (coefficient of Iwao)

رابطه میان مقادیر میانگین و  $x^*$  لوید برای همه نمونه‌های یک مرحله در یک سال با رابطه خطی زیر بیان شد:

$$x^* = \alpha + \beta \bar{x}$$

که مقادیر مثبت و منفی برای آلفا به ترتیب میل به ازدحام و تفرق را نشان می‌دهد و بتا همان ضریب تجمع تراکم است که معرف تفاوت در الگوی بهره‌برداری از زیستگاه در مراحل مختلف رشدی یک حشره یا در زیستگاه‌های مختلف است و نشان می‌دهد که جمعیت چقدر در تراکم‌های بالا میل به ازدحام دارد. از تفاوت‌های معنی‌دار میان شیب خطوط مراحل مختلف، برای کشف تفاوت‌ها در الگوی ناهمگونی آن‌ها استفاده شد.

#### قانون توان تیلور (Taylor's power law)

در این مورد، رابطه میان واریانس و میانگین همه نمونه‌های مربوط به یک مرحله، با استفاده از رابطه لگاریتمی زیر بررسی می‌شود:

$$\log S^2 = \log a + b \log \bar{x}$$

جدول ۱. آماره‌های آزمون کای اسکوئر انحراف داده‌های پوره سن اول ملخ ایتالیایی از توزیع دو جمله‌ای منفی و توزیع پواسن در تاریخ‌های مختلف نمونه‌گیری، خدا آفرین ۱۳۹۰

Table 1. Statistics of Chi square test of discrepancy from the Poisson and negative binomial distributions in samples of the 1st instar nymphs of Italian locust at different dates-Khodaafarin 2011

Statistical distribution	Statistic	Sampling date											
		May 5th	May 20th	May 24th	June 8th	June 18th	June 25th	June 28th	July 5th	July 16th	July 27th	August 3rd	September 4th
Poisson	$\chi^2$ -value	339.42**	112.90**	80.61**	-	12.01**	23.72**	-	-	-	-	-	-
	Degree of freedom	11	10	6	-	3	1	-	-	-	-	-	-
	Critical value	19.68	18.31	12.59	-	7.81	3.84	-	-	-	-	-	-
Negative binomial	$\chi^2$ -value	19.87*	26.76**	7.91 ns	-	4.04 ns	4.84*	-	-	-	-	-	-
	Degree of freedom	11	11	5	-	2	1	-	-	-	-	-	-
	Critical value	19.68	19.68	11.07	-	5.99	3.84	-	-	-	-	-	-

\*, \*\*, ns: معنی‌دار در سطح احتمال  $\alpha = 0.05$  و  $\alpha = 0.01$  و غیر معنی‌دار. مقادیر بحرانی برای سطح احتمال ۰/۰۵ می‌باشند.

\* \*\*, ns: Significant at  $\alpha = 0.05$  and  $\alpha = 0.01$  and non-significant, respectively. Critical values are at 0.05 significance level.

جدول ۲. آماره‌های آزمون کای اسکوئر انحراف داده‌های پوره‌ سن دوم ملخ ایتالیایی از توزیع دوجمله‌ای منفی و توزیع پواسن در تاریخ‌های مختلف نمونه‌گیری، خدا آفرین ۱۳۹۰

Table 2. Statistics of Chi square test of discrepancy from the Poison and negative binomial distributions in samples of the 2<sup>nd</sup> instar nymphs of Italian locust at different dates-Khodaafarin 2011

Statistical distribution	Statistic	Sampling date											
		May 5th	May 20th	May 24th	June 8th	June 18th	June 25th	June 28th	July 5th	July 16th	July 27th	August 3rd	September 4th
Poison	$\chi^2$ -value	-	22.49**	42.00**	47.95**	233.54**	400.07**	48.52**	15.98	-	-	-	-
	Degree of freedom	-	6	9	9	8	7	3	1	-	-	-	-
	Critical value	-	12.59	16.92	16.92	15.51	14.07	7.81	3.84	-	-	-	-
Negative binomial	$\chi^2$ -value	-	7.67ns	11.17ns	14.19ns	12.99 ns	4.05 ns	1.66 ns	2.77ns	-	-	-	-
	Degree of freedom	-	5	11	10	9	6	3	1	-	-	-	-
	Critical value	-	11.07	19.68	18.31	16.92	12.59	7.81	3.84	-	-	-	-

\*, \*\*, ns: معنی‌دار در سطح احتمال  $\alpha = 0.05$  و  $\alpha = 0.01$  و غیرمعنی‌دار.

مقادیر بحرانی برای سطح احتمال ۰/۰۵ می‌باشند.

\*, \*\*, ns: Significant at  $\alpha = 0.05$  and  $\alpha = 0.01$  and non-significant, respectively. Critical values are at 0.05 significance level.

جدول ۳. آماره‌های آزمون کای اسکوئر انحراف داده‌های پوره‌ سن سوم ملخ ایتالیایی از توزیع دوجمله‌ای منفی و توزیع پواسن در تاریخ‌های مختلف نمونه‌گیری، خدا آفرین ۱۳۹۰

Table 3. Statistics of Chi square test of discrepancy from the Poison and negative binomial distributions in samples of the 3<sup>rd</sup> instar nymphs of Italian locust at different dates-Khodaafarin 2011

Statistical distribution	Statistic	Sampling date											
		May 5th	May 20th	May 24th	June 8th	June 18th	June 25th	June 28th	July 5th	July 16th	July 27th	August 3rd	September 4th
Poison	$\chi^2$ -value	-	-	-	18.14**	15.96**	51.48**	77.14**	43.08**	42.35**	23.94**	-	-
	Degree of freedom	-	-	-	1	3	4	6	3	2	4	-	-
	Critical value	-	-	-	3.84	7.81	9.49	12.59	7.81	5.99	9.49	-	-
Negative binomial	$\chi^2$ -value	-	-	-	5.46*	0.40 ns	2.11 ns	6.77 ns	4.59 ns	4.29 ns	3.51 ns	-	-
	Degree of freedom	-	-	-	1	3	5	6	4	2	4	-	-
	Critical value	-	-	-	3.84	7.81	11.07	12.59	9.49	5.99	9.49	-	-

\*, \*\*, ns: معنی‌دار در سطح احتمال  $\alpha = 0.05$  و  $\alpha = 0.01$  و غیرمعنی‌دار.

مقادیر بحرانی برای سطح احتمال ۰/۰۵ می‌باشند.

\*, \*\*, ns: Significant at  $\alpha = 0.05$  and  $\alpha = 0.01$  and non-significant, respectively. Critical values are at 0.05 significance level.

جدول ۴. آماره‌های آزمون کای اسکوئر انحراف داده‌های پوره‌ سن چهارم ملخ ایتالیایی از توزیع دوجمله‌ای منفی و توزیع پواسن در تاریخ‌های مختلف نمونه‌گیری، خدا آفرین ۱۳۹۰

Table 4. Statistics of Chi square test of discrepancy from the Poison and negative binomial distributions in samples of the 4<sup>th</sup> instar nymphs of Italian locust at different dates-Khodaafarin 2011

Statistical distribution	Statistic	Sampling date											
		May 5th	May 20th	May 24th	June 8th	June 18th	June 25th	June 28th	July 5th	July 16th	July 27th	August 3rd	September 4th
Poison	$\chi^2$ -value	-	-	-	-	-	54.44**	43.10**	41.68**	12.57*	14.23**	4.99*	-
	Degree of freedom	-	-	-	-	-	2	3	4	5	3	1	-
	Critical value	-	-	-	-	-	5.99	7.81	9.49	11.07	7.81	3.84	-
Negative binomial	$\chi^2$ -value	-	-	-	-	-	1.44 ns	6.88 ns	2.76 ns	4.90 ns	7.94*	0.61 ns	-
	Degree of freedom	-	-	-	-	-	1	3	4	5	3	1	-
	Critical value	-	-	-	-	-	3.84	7.81	9.49	11.07	7.81	3.84	-

\*, \*\*, ns: معنی‌دار در سطح احتمال  $\alpha = 0.05$  و  $\alpha = 0.01$  و غیرمعنی‌دار.

مقادیر بحرانی برای سطح احتمال ۰/۰۵ می‌باشند.

\*, \*\*, ns: Significant at  $\alpha = 0.05$  and  $\alpha = 0.01$  and non-significant, respectively. Critical values are at 0.05 significance level.

جدول ۵. آماره‌های آزمون کای اسکوتر انحراف داده‌های پوره سن پنجم ملخ ایتالیایی از توزیع دوجمله‌ای منفی و توزیع پواسن در تاریخ‌های مختلف نمونه‌گیری، خدا آفرین ۱۳۹۰

Table 5. Statistics of Chi square test of discrepancy from the Poison and negative binomial distributions in samples of the 5<sup>th</sup> instar nymphs of Italian locust at different dates-Khodaafarin 2011

Statistical distribution	Statistic	Sampling date											
		May 5th	May 20th	May 24th	June 8th	June 18th	June 25th	June 28th	July 5th	July 16th	July 27th	August 3rd	September 4th
Poison	$\chi^2$ -value	-	-	-	-	-	-	-	17.73**	23.31**	6.54*	5.29 ns	-
	Degree of freedom	-	-	-	-	-	-	-	2	1	2	4	-
	Critical value	-	-	-	-	-	-	-	5.99	3.84	5.99	9.49	-
Negative binomial	$\chi^2$ -value	-	-	-	-	-	-	-	0.49 ns	2.55 ns	6.58*	28.62**	-
	Degree of freedom	-	-	-	-	-	-	-	1	1	1	3	-
	Critical value	-	-	-	-	-	-	-	3.84	3.84	3.84	7.81	-

\*\*\*, ns: معنی‌دار در سطح احتمال  $\alpha = 0.05$  و  $\alpha = 0.01$  و غیرمعنی‌دار.

مقادیر بحرانی برای سطح احتمال ۰/۰۵ می‌باشند.

\*\*\*, ns: Significant at  $\alpha = 0.05$  and  $\alpha = 0.01$  and non-significant, respectively. Critical values are at 0.05 significance level.

جدول ۶. آماره‌های آزمون کای اسکوتر انحراف داده‌های حشره‌ی کامل ملخ ایتالیایی از توزیع دوجمله‌ای منفی و توزیع پواسن در تاریخ‌های مختلف نمونه‌گیری، خدا آفرین ۱۳۹۰

Table 6. Statistics of Chi square test of discrepancy from the Poison and negative binomial distributions in samples of Italian locust adults at different dates-Khodaafarin 2011

Statistical distribution	Statistic	Sampling date											
		May 5th	May 20th	May 24th	June 8th	June 18th	June 25th	June 28th	July 5th	July 16th	July 27th	August 3rd	September 4th
Poison	$\chi^2$ -value	-	-	-	-	-	-	-	102.77**	7.07*	49.02**	14.09**	-
	Degree of freedom	-	-	-	-	-	-	-	7	2	5	4	-
	Critical value	-	-	-	-	-	-	-	14.07	5.99	11.07	9.49	-
Negative binomial	$\chi^2$ -value	-	-	-	-	-	-	-	7.45 ns	6.72**	6.42 ns	13.50**	-
	Degree of freedom	-	-	-	-	-	-	-	8	1	6	3	-
	Critical value	-	-	-	-	-	-	-	15.51	3.84	12.59	7.81	-

\*\*\*, ns: معنی‌دار در سطح احتمال  $\alpha = 0.05$  و  $\alpha = 0.01$  و غیرمعنی‌دار.

مقادیر بحرانی برای سطح احتمال ۰/۰۵ می‌باشند.

\*\*\*, ns: Significant at  $\alpha = 0.05$  and  $\alpha = 0.01$  and non-significant, respectively. Critical values are at 0.05 significance level.

جدول ۷. آماره‌های آزمون کای اسکوتر انحراف داده‌های مجموع مراحل زیستی ملخ ایتالیایی از توزیع دوجمله‌ای منفی و توزیع پواسن در تاریخ‌های مختلف نمونه‌گیری، خدا آفرین ۱۳۹۰

Table 7. Statistics of Chi square test of discrepancy from the Poison and negative binomial distributions in samples of Italian locust overall stages at different dates-Khodaafarin 2011

Statistical distribution	Statistic	Sampling date											
		May 5th	May 20th	May 24th	June 8th	June 18th	June 25th	June 28th	July 5th	July 16th	July 27th	August 3rd	September 4th
Poison	$\chi^2$ -value	339.42**	195.50**	143.31**	49.11**	187.98**	191.43**	159.47**	98.08**	191.55**	68.13**	94.39**	14.09**
	Degree of freedom	11	11	10	8	9	9	8	7	10	8	7	4
	Critical value	19.68	19.68	18.31	15.51	16.92	16.92	15.51	14.07	18.31	15.51	14.07	9.49
Negative binomial	$\chi^2$ -value	19.87*	13.00 ns	11.14 ns	7.45 ns	20.52*	17.60 ns	5.29 ns	8.98 ns	16.77 ns	10.62 ns	9.96 ns	13.50**
	Degree of freedom	11	12	12	11	11	10	9	7	12	10	9	3
	Critical value	19.68	21.03	21.03	19.68	19.68	18.31	16.92	14.07	21.03	18.31	16.92	7.81

\*\*\*, ns: معنی‌دار در سطح احتمال  $\alpha = 0.05$  و  $\alpha = 0.01$  و غیرمعنی‌دار.

مقادیر بحرانی برای سطح احتمال ۰/۰۵ می‌باشند.

\*\*\*, ns: Significant at  $\alpha = 0.05$  and  $\alpha = 0.01$  and non-significant, respectively. Critical values are at 0.05 significance level.

به‌طوری‌که ملاحظه می‌شود، در مجموع روش تیلور تبیین مناسب‌تری از رابطه میانگین و واریانس نشان می‌دهد، هرچند که در مورد پوره‌های سن اول، رابطه آيوائو برازش بهتری به داده‌ها دارد. در ضمن بر پایه

#### مدل‌های رگرسیونی

نتایج به‌دست‌آمده از رابطه‌های تیلور و آيوائو در تاریخ‌های مختلف نمونه‌برداری و مراحل مختلف نشو و نماي ملخ ایتالیایی، در جدول‌های ۸ و ۹ ارائه شده‌اند.



که توزیع این حشره تجمعی و عرض از مبدأ برای هر دو مدل منفی است که می‌توان چنین توجیه کرد که در انبوه‌های پایین توزیع فضایی حشره میل به تصادفی بودن یا حتی یکنواختی دارد که با نتایج دیگر تجزیه‌ها نیز تأیید می‌شود (جدول‌های ۸ و ۹).

داده‌های تجمیع شده برای همه مراحل نیز برازش مدل اخیر اندکی بهتر است. شیب خط رگرسیون در هر دو مدل در سن اول و دوم و حشره کامل بزرگ‌تر از یک و در مراحل سن سوم تا پنجم کوچک‌تر یا یکسان است. تجمیع داده‌ها برای همه مراحل، نشان داد

جدول ۸. فراسنجه‌های رگرسیونی تیلور مربوط به توزیع فضایی مراحل مختلف سنی ملخ ایتالیایی در خدا آفرین در سال ۱۳۹۰

Table 8. Taylor's regression statistics representing spatial distribution of different stages of Italian locust, Khodaafarin, 2011

Stage	n	R <sup>2</sup>	b ± SE	a ± SE	t-stat <sup>*</sup>	P-value
1st instar	6	0.985	1.235±0.076	0.362 ± 0.054	3.1	0.036
2nd instar	8	0.972	1.204 ± 0.083	0.368 ± 0.060	2.46	0.049
3rd instar	8	0.946	0.905 ± 0.088	0.386 ± 0.042	1.08	0.32
4th instar	6	0.885	1.001 ± 0.181	0.281 ± 0.056	0.003	0.998
5th instar	6	0.93	0.845 ± 0.116	0.070 ± 0.088	1.34	0.23
Adult	7	0.962	1.106 ± 0.098	0.268 ± 0.078	1.08	0.33
All stages	12	0.969	1.799 ± 0.102	-0.101 ± 0.081	7.86	0.0005

\* Both t-stat and P-values are belonging to hypothesis test of b=1.

\* آماره t و مقادیر P-value برای آزمون انحراف شیب خط از یک است.

جدول ۹. فراسنجه‌های رگرسیونی تیلور مربوط به توزیع فضایی مراحل مختلف سنی ملخ ایتالیایی در خدا آفرین در سال ۱۳۹۰

Table 9. Taylor's regression statistics representing spatial distribution of different stages of Italian locust, Khodaafarin, 2011

Stage	n	R <sup>2</sup>	β ± SE	α ± SE	t-stat <sup>*</sup>	P-value
1st instar	6	0.997	1.329±0.036	0.362 ± 0.054	9.14	0.0008
2nd instar	8	0.867	1.280 ± 0.204	0.943 ± 0.816	1.37	0.22
3rd instar	8	0.470	0.720 ± 0.313	1.909 ± 0.478	0.895	0.41
4th instar	6	0.608	0.882 ± 0.354	1.119 ± 0.501	0.33	0.76
5th instar	6	0.239	0.340 ± 0.303	0.862 ± 0.229	2.18	0.10
Adult	7	0.945	1.513 ± 0.163	0.195 ± 0.317	3.16	0.025
All stages	12	0.985	1.414 ± 0.055	-0.181 ± 0.377	7.60	<0.0001

\* Both t-stat and P-values are belonging to hypothesis test of b=1.

\* آماره t و مقادیر P-value برای آزمون انحراف شیب خط از یک است.

شاخص‌های تجمع ( $I_D, X^*, I_D, I_P, I_{DM}, C_x, k$ ) رخداد تجمع را در جمعیت این حشره در سال ۱۳۹۰ نشان داد و تنها در دو مرحله آخر زندگی حشره، یعنی پوره‌های سن پنجم و حشره کامل در برخی تاریخ‌ها برخی شاخص‌ها به‌ویژه دو شاخص  $I_D$  و  $k$  وقوع حالت تصادفی یا یکنواختی را نشان دادند. در این زمینه به‌ویژه شاخص  $I_D$  به دلیل معیار آماری برای داوری اعتبار بیشتری داشته و بررسی آن در هر یک از سن‌های نابالغ و حشره کامل، با مقادیر به‌دست‌آمده برای هر نمونه‌برداری و مقایسه آن با جدول توزیع مربع کای بیانگر انحراف معنی‌دار از توزیع پواسن در سطح احتمال ۵ درصد، به‌جز در چند مورد است. داده‌های تجمیع شده برای مجموع مراحل زیستی این حشره به‌جز آخرین تاریخ که تنها از حشرات کامل تشکیل شده بود، توزیع تجمعی را برای حشره نشان داد.

### شاخص‌های پراکنش

با توجه به نقاط ضعفی که شاخص‌های پراکنش از جمله شاخص‌های تیلور و آیواتو در برآورد پراکنش فضایی جمعیت‌ها دارند و تنها قادر به ارائه یک ضریب پراکنش برای همه فصل هستند و امکان جداسازی تاریخ‌های مختلف نمونه‌برداری در آن‌ها وجود ندارد (Southwood, 1995)، به‌منظور طراحی برنامه‌های نمونه‌برداری، برای برآورد تراکم جمعیت یا ارائه سطوح مختلف تصمیم‌گیری لازم است نتایج مربوط به مدل‌های مبتنی بر دیگر شاخص‌های پراکنش بررسی شوند. بررسی این شاخص‌ها بیانگر هماهنگی و سازگاری بیشتر داده‌ها با توزیع تجمعی است (جدول ۱۰).

در همه نمونه‌برداری‌های صورت گرفته از پوره‌های سن اول تا چهارم ملخ ایتالیایی، مقادیر همه

جدول ۱۰. میانگین، واریانس و شاخص‌های تجمع مراحل مختلف زندگی ملخ ایتالیایی در تاریخ‌های مختلف نمونه‌گیری، خدا آفرین ۱۳۹۰

Table 10. Mean, variance and aggregation indices of different stages of Italian locust at different sampling dates, Khodaafarin, 2011

Stage	Statistic	distribution			Sampling date											
		Regular	Random	Clumped	May 5th	May 20th	May 24th	June 8th	June 18th	June 25th	June 28th	July 5th	July 16th	July 27th	August 3rd	September 4th
1st instar nymph	$\bar{x}$				9.88	7.38	2.76	0.11	0.96	0.37	0.01	0.01	0.01			
	$S^2$	$S^2 < \bar{x}$	$S^2 = \bar{x}$	$S^2 > \bar{x}$	46.75	31.07	6.70	0.18	1.37	0.78	0.01	0.01	0.01			
	k	<0	>8	0-8	2.17	2.70	1.59	0.10	1.72	0.22	∞	∞	∞			
	c				0.22	0.37	0.58	0.89	1.79	0.59	-	-	-			
	$I_{DM}$	<0	0	>0	3.72	3.21	1.43	0.63	0.43	1.11	0	0	0			
	$I_D$	-	<123.23	>123.23	468.5	416.74	240.41	161.73	141.5	208.95	99	99	99			
	$C_x$	<0	0	>0	0.038	0.032	0.014	0.006	0.004	0.011	0	0	.0			
	$\lambda$				7.65	4.35	2.05	-	0.66	-	-	-	-			
	$I_6$	<1	1	>1	1.37	1.43	1.52	7.27	1.36	4.05	-	-	-			
	$\lambda^*$	$x^* < \mu$	$x^* = \mu$	$x^* > \mu$	13.61	10.59	4.19	0.74	1.39	1.48	0.01	0.01	0.01			
$I_p$	<1	1	>1	1.38	1.43	1.52	6.76	1.45	4.00	1	1	1				
2nd instar nymph	$\bar{x}$				2.57	6.85	5.58	5.22	3.85	0.99	0.2	0.06	-	0.02		
	$S^2$	$S^2 < \bar{x}$	$S^2 = \bar{x}$	$S^2 > \bar{x}$	4.83	21.39	11.44	22.09	21.93	2.70	0.32	0.08	-	0.02		
	k	<0	>8	0-8	3.26	3.69	4.97	1.24	0.71	0.5	0.22	∞	-	∞		
	c				1.27	0.54	0.89	0.24	0.19	0.5	1.08	-	-	-		
	$I_{DM}$	<0	0	>0	0.88	2.12	1.05	3.23	4.70	1.72	0.62	0.29	-	-0.01		
	$I_D$	-	<123.23	>123.23	186.19	309.1	202.93	419.00	563.83	269.69	160.00	128.33	-	98.00		
	$C_x$	<0	0	>0	0.009	0.021	0.011	0.033	0.047	0.017	0.006	0.003	-	0		
	$\lambda$				2.11	5.88	4.68	2.91	1.23	-	-	-	-	-		
	$I_6$	<1	1	>1	1.34	1.31	1.19	1.17	2.21	2.74	4.21	6.67	-	-		
	$\lambda^*$	$x^* < \mu$	$x^* = \mu$	$x^* > \mu$	3.45	8.97	6.63	8.45	8.55	2.71	0.82	0.35	-	0.01		
$I_p$	<1	1	>1	1.34	1.31	1.19	1.62	2.22	2.74	4.08	5.77	-	0.49			
3rd instar nymph	$\bar{x}$							0.4	1.14	1.97	2.69	1.41	0.87	1.83	0.07	
	$S^2$	$S^2 < \bar{x}$	$S^2 = \bar{x}$	$S^2 > \bar{x}$				0.63	2.65	5.48	6.03	3.74	2.66	3.52	0.27	
	k	<0	>8	0-8				0.45	1.09	1.05	1.76	0.72	0.31	1.77	0.03	
	c							1.12	0.96	0.53	0.66	0.51	0.36	0.97	0.29	
	$I_{DM}$	<0	0	>0				0.57	1.32	1.78	1.24	1.65	2.06	0.92	2.83	
	$I_D$	-	<123.23	>123.23				155.00	229.86	275.59	222.08	262.55	302.66	190.22	387.71	
	$C_x$	<0	0	>0				0.006	0.013	0.018	0.013	0.017	0.021	0.009	0.029	
	$\lambda$							-	0.73	1.30	1.80	0.45	-	1.22	-	
	$I_6$	<1	1	>1				2.44	1.38	1.90	1.46	2.17	1.98	1.50	47.62	
	$\lambda^*$	$x^* < \mu$	$x^* = \mu$	$x^* > \mu$				0.97	2.46	3.75	3.93	3.06	2.93	2.75	2.90	
$I_p$	<1	1	>1				2.41	2.16	1.91	1.46	2.17	3.36	1.50	41.36		
4th instar nymph	$\bar{x}$								0.59	1.13	1.56	2.45	1.36	0.28		
	$S^2$	$S^2 < \bar{x}$	$S^2 = \bar{x}$	$S^2 > \bar{x}$					1.64	2.38	3.72	4.23	1.81	0.43		
	k	<0	>8	0-8					0.21	0.72	1.07	3.83	3.09	0.52		
	c								0.36	0.64	0.69	1.56	2.28	1.86		
	$I_{DM}$	<0	0	>0					1.78	1.10	1.39	0.73	0.33	0.52		
	$I_D$	-	<123.23	>123.23					274.90	208.24	236.31	170.92	131.65	150.57		
	$C_x$	<0	0	>0					0.018	0.011	0.014	0.007	0.003	0.005		
	$\lambda$								-	0.36	1.01	2.03	1.18	0.12		
	$I_6$	<1	1	>1					4.03	1.98	1.89	1.16	1.24	2.91		
	$\lambda^*$	$x^* < \mu$	$x^* = \mu$	$x^* > \mu$					2.37	2.23	2.95	3.18	1.69	0.80		
$I_p$	<1	1	>1					4.01	1.98	1.89	1.30	1.24	2.86			
5th instar nymph	$\bar{x}$								0.14	0.03	0.44	0.31	0.73	1.61		
	$S^2$	$S^2 < \bar{x}$	$S^2 = \bar{x}$	$S^2 > \bar{x}$					0.2	0.05	0.92	0.62	0.78	1.23		
	k	<0	>8	0-8					0.21	0.03	0.37	0.18	9.61	-1.34		
	c								1.47	0.91	0.84	0.57	13.16	-		
	$I_{DM}$	<0	0	>0					0.45	0.65	1.08	1.00	0.08	-0.24		
	$I_D$	-	<123.23	>123.23					143.14	163.67	206.00	198.03	106.45	75.65		
	$C_x$	<0	0	>0					0.005	0.007	0.011	0.010	0.001	-0.002		
	$\lambda$								-	0.36	-	-	0.70	-		
	$I_6$	<1	1	>1					4.40	1.98	3.49	4.30	1.10	0.85		
	$\lambda^*$	$x^* < \mu$	$x^* = \mu$	$x^* > \mu$					0.59	0.68	1.52	1.31	0.81	1.37		
$I_p$	<1	1	>1					4.18	22.77	3.46	4.23	1.10	0.85			
Adult	$\bar{x}$				-	0.01	-	0.04	0.14	-	0.09	-	4.05	0.87	2.49	1.79
	$S^2$	$S^2 < \bar{x}$	$S^2 = \bar{x}$	$S^2 > \bar{x}$	-	0.01	-	0.06	0.22	-	0.14	-	15.16	1.00	6.43	1.95
	k	<0	>8	0-8	-	∞	-	-	0.20	-	0.09	-	1.62	4.50	1.56	19.45
	c				-	-	-	-	1.41	-	1.01	-	0.40	5.17	0.63	10.86
	$I_{DM}$	<0	0	>0	-	0	-	0.47	0.59	-	0.59	-	2.74	0.15	1.58	0.09
	$I_D$	-	<123.23	>123.23	-	99	-	146.00	157.43	-	157.67	-	370.56	114.15	255.82	107.59
	$C_x$	<0	0	>0	-	0	-	0.005	0.006	-	0.006	-	0.028	0.002	0.016	0.001
	$\lambda$				-	-	-	-	-	-	-	-	2.96	0.81	1.89	1.72
	$I_6$	<1	1	>1	-	-	-	16.67	3.30	-	8.33	-	1.19	1.18	1.63	1.05
	$\lambda^*$	$x^* < \mu$	$x^* = \mu$	$x^* > \mu$	-	0.01	-	0.51	0.73	-	0.68	-	6.79	1.02	4.07	2.88
$I_p$	<1	1	>1	-	1	-	12.87	5.22	-	7.58	-	1.68	1.18	1.64	1.61	
Overall	$\bar{x}$				9.88	9.96	9.61	6.13	7.46	6.92	4.94	3.62	7.75	4.79	4.47	1.79
	$S^2$	$S^2 < \bar{x}$	$S^2 = \bar{x}$	$S^2 > \bar{x}$	46.75	46.73	47.47	16.17	31.99	28.03	15.29	11.69	31.97	11.14	11.83	1.95
	k	<0	>8	0-8	2.17	2.75	2.48	3.49	1.48	1.68	1.95	1.73	2.78	3.10	2.60	19.45
	c				0.22	0.28	0.26	0.57	0.20	0.24	0.39	0.48	0.36	0.65	0.58	10.86
	$I_{DM}$	<0	0	>0	3.73	3.69	3.94	1.64	3.29	3.05	2.09	2.23	3.12	1.33	1.65	1.09
	$I_D$	-	<123.23	>123.23	468.50	464.44	489.05	261.23	424.51	401.06	306.40	319.77	408.35	230.19	261.95	107.59
	$C_x$	<0	0	>0	0.038	0.037	0.040	0.017	0.033	0.031	0.021	0.023	0.032	0.013	0.017	0.001
	$\lambda$				7.65	7.89	6.50	4.70	3.49	4.87	3.00	2.47	6.06	4.12	3.74	1.72
	$I_6$	<1	1	>1	1.37	1.36	1.41	1.27	1.12	1.44	1.42	1.61	1.02	1.27	1.37	1.05
	$\lambda^*$	$x^* < \mu$	$x^* = \mu$	$x^* > \mu$	13.61	13.65	13.55	7.77	10.75	9.97	7.03	5.85	10.87	6.12	6.12	2.88
$I_p$	<1	1	>1	1.38	1.37	1.41	1.27	1.44	1.44	1.42	1.62	1.40	1.28	1.37	1.61	

\* See the text for indices (see the materials & methods).

\* برای نام و توضیح شاخص‌ها (به قسمت مواد و روش‌ها مراجعه شود).

## بحث

(1998). در واقع خروج از حالت تجمعی در نمونه‌های پایانی دو مرحله آخر در این بررسی نیز به دلیل کاهش میانگین و واریانس به‌طور توأم است و چون واریانس با مربع میانگین کاهش می‌یابد سبب نزدیک-تر شدن فاصله آن از میانگین می‌شود، خواه این میانگین در اثر کاهش انبوهی حشرات رخ دهد یا به خاطر جداسازی داده‌ها به مراحل جداگانه. البته نباید فراموش کرد که اگر مراحل زیستی مختلف رفتار غیر مرتبط با هم داشته باشند در آن صورت داوری در حالت جداگانه درست‌تر است. به‌عنوان مثال ممکن است سنین پیشرفته حشرات در زمانی خیلی زودتر از سن‌های آغازین متولد شده باشند و تحت تأثیر تولد افراد پس از خود قرار نگیرند، ولی درعین حال ممکن است افراد سن‌های مختلف تمایل به حضور در کنار یکدیگر داشته باشند. در این صورت تجمیع داده‌ها درست‌تر از جداسازی آن‌ها خواهد بود و باید به همه افراد جمعیت به‌عنوان یک مجموعه واحد با رفتاری همسان نگریست. در هر صورت در این بررسی تجمیع و جداسازی داده‌ها هر دو منجر به نتایج یکسانی شدند و گویای رخداد تجمع در سن‌های مختلف این ملخ بودند، منتها تجمع در سن‌های پیشرفته کاهش یافت. در واقع بیشتر نمونه‌های مربوط به آخر فصل و دو مرحله سن پنجم و حشره کامل از توزیع تجمعی (دوجمله‌ای منفی) انحراف نشان دادند که میانگین جمعیت، پایین و در نتیجه اطمینان آماری تجزیه‌ها پایین است و منجر به کاهش شمار داده‌ها و درجه آزادی آماره  $\chi^2$  شده بود و در نیمی از این موارد، میزان آماره یادشده برای هر دو توزیع به هم نزدیک و در یک مورد حتی در توزیع پواسن کمتر بود. این نشان می‌دهد که در اواخر دوره رشدی که تحرک حشره افزایش می‌یابد، تمایل به تفرق و خروج از حالت تجمع دیده می‌شود و فشردگی کپه‌ها کاهش می‌یابد. افزون بر این، شیب خط مدل‌های رگرسیون نیز در مراحل آغازین (پوره‌های سن اول و دوم) و حشره کامل بیش از یک بود که نشان می‌دهد پوره‌ها در بدو پیدایش، احتمال دارد به دلیل خروج دسته‌جمعی و همزمان از کیسه‌های تخم و حرکت کند و آهسته در آغاز تولد، تمایل به تجمع دارند، به تدریج پراکنده

پراکنش فضایی موضوعی است که با شمارش حشرات در مکان‌های مختلف یک زیستگاه سروکار دارد. بنابراین بسیاری از جنبه‌های نظری و ریاضی آن بین حشرات مشترک است. با این حال، فراسنجه‌های جمعیت (میانگین و واریانس) و برخی ویژگی‌های رفتاری درعین حال بر ویژگی‌های عددی آن‌ها و برنامه نمونه‌برداری تأثیر می‌گذارند که بررسی جداگانه آن را برای حشرات مختلف در شرایط اقلیمی و جغرافیایی مختلف گریزناپذیر می‌سازد. برای مثال بزرگی واحد نمونه‌گیری از میانگین، واریانس و درشتی جثه و میزان تحرک حشره متأثر می‌شود (Southwood & Henderson, 2000; Radjabi, 2008). بدین ترتیب شمارش‌های مربوط به کنه‌ها یا شته‌ها در واحدی به بزرگی یک یا چند برگ (Ahmadi *et al.*, 2006; Mahdavi *et al.*, 2015)، در حشراتی مانند سرخرطومی یونجه روی یک بوته یونجه یا درون یک چهارگوش یک‌چهارم مترمربعی (Haddadi *et al.*, 2014) و در مورد ملخ ایتالیایی در چهارگوش ۴ مترمربعی انجام گرفته است. بدیهی است بزرگی واحد نمونه‌برداری از راه تأثیری که بر فراسنجه‌های جمعیت دارد موجب اثر در تجزیه و تحلیل‌های توزیع فضایی خواهد شد، چراکه واریانس تابعی از میانگین در شمارش شمار است (Taylor, 1984). چنین موردی در بررسی‌های Haddadi *et al.* (2014) در مورد سرخرطومی یونجه نیز به کلی آشکار بود. آنان دو سطح نمونه‌برداری جداگانه شامل یک بوته یونجه و دیگری همه بوته‌های درون یک چهارگوش یک‌چهارم مترمربعی را شمارش کردند و مشخص شد که شمارش‌های روی بوته‌های درون یک چهارگوش همسان‌تر و واریانس کمتر دارند که به دلیل مجاورت و همانندی بیشتر آن‌ها و همچنین میانگین و واریانس کمتر آن‌ها نسبت به واحد بزرگ‌تر بوده است. در همین راستا امروزه از نیم پراش (Semi-variance) به‌عنوان تابعی از مسافت استفاده می‌شود تا همبستگی میان داده‌های مجاور تعیین و کمترین فاصله‌ای که داده‌های مجاور تأثیری روی یکدیگر ندارند و مستقل از هم عمل می‌کنند مشخص شود (Young & Young

Dastranj, 2007; Shahrokhi & Amir Maafi, 2011; Rajabi *et al.*, 2012; Mahdavi *et al.*, 2015) ساخت بالپوشان (Arbab, 2006; Asadeh *et al.*, 2009; Majidi *et al.*, 2010; Moradian *et al.*, 2010; Moradi-Vajargah *et al.*, 2011; Sharifi, 2013; Ahmadi *et al.*, 2014) کنهها (Haddadi *et al.*, 2014) و انواعی از دشمنان طبیعی (Jafari *et al.*, 2005; Afshari *et al.*, 2007) بوده است و تاکنون بررسی در مورد راست‌بالان به‌ویژه ملخ ایتالیایی انجام نشده است. این حشرات از لحاظ ویژگی‌های رفتاری، به‌ویژه توان تحرک و جثه قابل مقایسه با ملخ ایتالیایی نیستند. بنابراین مقایسه بین آن‌ها و ملخ ایتالیایی اطلاعات چندانی درزمینه ویژگی‌های زیستی که منجر به تجمع یا تفرق این حشره می‌شود به ما نخواهد داد. بررسی‌های صورت گرفته روی این حشره بیشتر مربوط به کشورهای دیگر است که می‌تواند در تبیین الگوی پراکنش این حشره ما را یاری رساند و البته تفاوت در فراسنجه‌های جمعیت، ویژگی‌های زیست اقلیمی (بیوکلیمایی) و رویشی زیستگاه و غیره سبب تفاوت‌هایی نیز خواهد شد. بررسی الگوی پراکنش ملخ‌های خانواده Acrididae در مناطق شرقی چین بر مبنای بررسی تغییر تراکم ملخ با پیشروی درون کانون‌های طغیان آفت بیانگر این بود که گونه‌های این خانواده از جمله ملخ ایتالیایی پس از ۱ کیلومتر پیشروی درون کانون انحراف معنی‌داری از توزیع پواسن نشان می‌دهد (Ni, 2005; *et al.*, 2003). این امر ممکن است با افزایش میانگین انبوهی در بخش‌های درونی کانون نسبت به حاشیه‌های دور از مرکز مرتبط باشد که ارتباط با میانگین را مانند آنچه در این تحقیق ملاحظه شد نشان می‌دهد. بررسی الگوی توزیع فضایی ملخ ایتالیایی در منطقه‌ای در غرب فرانسه (Badenhausser *et al.*, 2007) بر پایه قانون توان تیلور در سال‌های ۲۰۰۱ تا ۲۰۰۴ نشان داد که در همه سال‌ها، توزیع فضایی از نوع تجمعی بوده ( $R^2=0/96$ ,  $b=1/266 \pm 0/266$ ) که در توافق کلی با این بررسی است. مقایسه‌ای میان تغییرپذیری‌های مکانی فصلی ملخ ایتالیایی با شته گردو در بررسی

می‌شوند، اما بار دیگر با ظهور حشرات کامل تجمع می‌یابند. برای تحکیم این نتیجه‌گیری، معنی‌دار بودن انحراف شیب‌خط نسبت به عدد یک آزمایش شد که مؤید کلیت نتایج بالا بود، ولی سن دوم در روش آیواتو و حشره کامل در روش تیلور انحرافی از عدد یک نشان ندادند که ممکن است تمایل حشره به تفرق را در غیر از سن اول نشان دهد. در هر صورت (Radjabi, 2008) نیز به این نکته اذعان دارد که نوع پراکنش حشرات می‌تواند تغییر فصلی نشان دهد و در مورد حشره‌ای با توزیع تصادفی آغاز و با تجمع ادامه یابد، یا به‌عکس در آغاز تجمعی بوده، در ادامه تفرق صورت گیرد.

نکته مهم در این بررسی آن است که با استفاده از نظریه Blakith (1971) که اظهار داشت اگر شاخص  $\lambda < 2$  باشد تجمع در نتیجه تفاوت در ویژگی‌های محیط و اگر  $\lambda > 2$  باشد هم در نتیجه ناهمگنی در شرایط محیط و هم رفتار تجمع است (Southwood & Henderson, 2000). در مورد جمعیت مورد بررسی ملخ ایتالیایی نیز به‌ویژه در تجزیه آماری داده‌های مربوط به مجموع مراحل سنی حشره، به‌جز آخرین نمونه، همواره میزان عددی  $\lambda$  بیشتر از ۲ بود که نشان می‌دهد افزون بر تأثیر محیط، ویژگی‌های رفتاری خود حشره نیز از دلایل تجمع حشره است (جدول ۱۰). البته جداسازی مراحل در این مورد گویای آن بود که در پوره سن اول و دوم ویژگی‌های رفتاری نیز در تجمع دخالت دارد ولی در مراحل بعدی به‌طور عمده از ویژگی‌های زیستگاه ناشی می‌شود که ممکن است به علت تفریح همزمان کیسه‌های تخم باشد که ویژگی رفتاری خود حشره (رفتار تخم‌گذاری ماده‌ها) است و تحرک‌های بعدی حشره بیشتر با محرک‌های زیستگاه مانند خرداقلیم (میکروکلیما) یا پوشش گیاهی مرتبط است. البته اظهارنظر در مورد این نظریه تنها بر پایه داده‌های این تحقیق دشوار است و نیاز به اطلاعات بیشتری وجود دارد، اما تا حدودی این آماره از بزرگی میانگین متأثر شد که درستی موضوع را در همه شرایط با چالش روبه‌رو می‌سازد.

بررسی‌های انجام‌گرفته در ایران در مورد الگوی توزیع فضایی حشرات بیشتر در مورد انواع ناجوربالان (Jafari *et al.*, 2005; Mohiseni *et al.*, 2008; 2009; Afshari & Bakhshizadeh *et al.*, 2010) شته‌ها

حالت تصادفی همراه با کاهش میانگین رخ داد. این تفاوت‌ها به شرحی که گذشت از تفاوت در چرخه زندگی سالانه و ویژگی‌های رفتاری دو حشره (سکون شته‌ها و تحرک ملخ‌ها) ناشی می‌شود. یک تفاوت اساسی بین دو حشره چگونگی زادوولد و ورود افراد جدید (recruitment) در شته‌ها در همان مکان زادوولد و وارد نشدن افراد جدید در ملخ‌ها به دلیل تک نسلی بودن آن‌هاست که در نتیجه در ملخ ایتالیایی جمعیت پوره‌ها و حشرات کامل در طول یک فصل همواره روند کاهنده دارد ولی در شته‌ها در بهار افزایشی و در تابستان کاهش می‌دهد.

Mahdavi *et al.* (2015) نشان می‌دهد که روند تغییرپذیری‌های این دو حشره مغایر یکدیگر است. به طوری که در شته یادشده آغاز آلودگی با میانگین پایین و به طور تصادفی رخ داد، به دنبال زادوولد در جای شته‌ها تجمع رخ داد و با فروپاشی کپه‌ها در تابستان دوباره وضعیت تصادفی رخ داد. با این وجود، در مورد ملخ ایتالیایی پراکنش اول فصل تجمعی و با میانگین بالا بود که از تفریح تا حدودی همزمان دسته تخم‌های زمستان‌گذران به دست آمد. در همه طول تابستان به جز اواخر دوره رشدی ملخ، پوره‌ها مجتمع بودند و در اواخر رشد، کاهش تجمع و نزدیک شدن به

## REFERENCES

1. Aalipour, M., Iranipour, S., Kazemi, M. H., Nouri Ganbalani, G. & Mofidi-Neyestanak, M. (2014). Identification of locust species and determining dominancy in Khodaafarin region, northwest of Iran. *Journal of Field Crop Entomology*, 4(1), 37-47. (in Farsi)
2. Afshari, A. & Dastranj, M. (2009). Density, spatial distribution and subsequent sampling of wheat aphids in Gorgan. *Plant Protection*, 32(2), 89-102. (in Farsi)
3. Afshari, A., Soleimannajadian, E. & Shishehbor, P. (2007). Spatial distribution of cotton aphid natural enemies population and compare different methods of estimating the cotton aphids in Gorgan. *Journal of Entomological Society of Iran*, 27(2), 61-78. (in Farsi)
4. Ahmadi, M., Fathipour, Y. & Kamali, K. (2006). Population density and spatial distribution of *Tetranychus urticae* Koch. *Iranian Journal of Agriculture Sciences*, 36(5), 1087-1092. (in Farsi)
5. Anonymous (2011). Annual report of Plant Protection Administration of Azarbaijan-e-Sharghi province. 42pp.
6. Arbab, A. (2007). Spatial distribution pattern of immature stages of alfalfa seed weevil, *Tychius aureolus* (Keiswetter) (Col. Curculionidae), and alfalfa seed wasp, *Brochophagus roddi*, (Hym. Eurytomidae) (Gussakovski) in alfalfa seed fields. *Journal of Insect Science*, 10: Article No.124 Online.
7. Asadeh, G., Mosaddegh, M.S., Soleyman-Nejadian, E. & Seraj, A. A. (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. (in Farsi)
8. Badenhassner, I., Amouroux, P. & Bretagnolle, V. (2007). Estimating acridid densities in grassland habitats: A comparison between presence-absence and abundance sampling designs. *Environmental Entomology*, 36(6), 1494-1503.
9. Bakhshizadeh, N., Fathi, S. A. A. & Mohisani, A. (2010). Spatial distribution and fixed precision sequential sampling plan with estimate of overwintered adult *Eurygaster integriceps* in rainfed wheat fields in Ardebil province. In: *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.
10. Blakhith, R. E. (1971). Morphometrics in acridology: A brief survey. *Acrida*, (1), 7-15.
11. Haddadi, A., Iranipour, S., Kazemi, M. H. & Alizadeh, I. (2014). Spatial distribution of alfalfa leaf weevil, *Hypera postica* (Col.: Curculionidae) in Urmia. *Journal of Field Crop Entomology*, 6(1), 35-51. (in Farsi)
12. Jafari, A., Fathipour, Y. & Hosseini, S. M. (2005). Sampling programme and spatial distribution of *Creontiades pallidus* (Het., Miridae) and its predators *Chrysoperla carnea* (Neu., Chrysopidae) and *Nabis capsiformis* (Het., Nabidae). *Iranian Journal of Agriculture Sciences*, 36(2), 1-10. (in Farsi)
13. Kuno, E. (1991). Sampling and analysis of insect populations. *Annual Review of Entomology*, 36, 285-304.
14. Latchininsky, A. V. (2010). Locusts. In: M. D. Breed & J. Moore (Eds), *Encyclopedia of Animal Behavior*, volume 2, (pp. 288-297) Oxford: Academic Press.
15. Mahdavi, H., Iranipour, S., Mehrvar, A. & Karimzadeh, R. (2015). Spatial distribution of *Chromaphis juglandicola* (Kaltenbach) (Hem., Aphididae) in East Azerbaijan walnut orchards of Iran. *Applied Researches in Plant Protection*, 4(2), 27-41. (in Farsi)
16. Majidi, M., Alich, M. & Ehteshami, F. (2010). Spatial distribution of alfalfa root weevil *Sitona humeralis* in alfalfa farms of Badjgah region. In: *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.

17. Mohiseni, A. A., Soleymannejadian, E., Rajabi, G., Mossadegh, M. S. & Pirhadi A. (2008). Sequential sampling of overwintered sunn pest, *Eurygaster integriceps* (Het.: Scutelleridae) in rainfed wheat fields in Borujerd, Iran. *Journal of Entomological Society of Iran*, 27(2), 43-59. (in Farsi)
18. Mohiseni, A. A., Soleimannejadian, M. S., Rajabi, G. & Mosaddegh, M. S. (2009) Fixed precision sequential sampling plans to estimate sunn pest, *Eurygaster integriceps* Put. (Hem.: Scutelleridae) population using sweep net in rainfed wheat fields in Borujerd. *Journal of Sustainable Agricultural Knowledge*, 19(1), 119-132. (in Farsi)
19. Monard, A., Chiris, M. & Latchininsky, A. (2009). Locust situations and management in Caucasus and Central Asia. Analytical report. Food and Agriculture Organization of the United Nations (FAO) August 2009.
20. Moradian, H., Ostowan, H. & Haghani, M. (2010). Spatial distribution of *Cassida palaestina* Reiche (Col. Chrysomelidae) larvae and adults on *Centaurea* sp. (Asteraceae) in Gachsaran region. In: Proceedings of the 19<sup>th</sup> Iranian Plant Protection Congress, Vol. 1-Pests, 31 July-3 August 2010, Iranian Research Institute of Plant Protection, Tehran, Iran. P. 532.
21. 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.
22. Nemati, A., Soleimannejadian, M. S., Shishehbor, P. & Kamali, K. (2008). Fixed precision sequential sampling plans for *Tetranychus turkestani* U. & N in eggplant. In: Proceedings of the 18<sup>th</sup> Iranian Plant Protection Congress, Vol. 1-Pests, 24-27 August 2008, University of Bu Ali Sina, Hamadan, Iran. P. 224.
23. Ni, S. (2005). Mapping and assessment of grasshopper habitate based on landsattm imagery in the Qinghai lake region of China. *Journal of Environmental Sciences*, 11(11), 211-215.
24. Ni, S., Lockwood, A., Wei, Y., Jiang, J., Zha, Y. & Zhang, H. (2003). Spatial clustering of rangeland grasshoppers (Orthoptera: Acrididae) in the Qinghai Lake region of northwestern China. *Agriculture Ecosystems and Environment*, 95(1), 61-68.
25. Pedigo, L. P. & Buntin, G. D. (1994). *Handbook of sampling methods for arthropods in agriculture*. CRC Press.
26. Radjabi, G. (2008). *Insect ecology, applied and considering, the conditions of Iran*. (2<sup>nd</sup> ed.) Agricultural Research, Education and Extension Organization. (in Farsi)
27. Rajabi, S. (2013). *Sequential and binomial sampling plan of aphids in irrigated wheat fields of Myaneh region*. M. Sc. Thesis of Agricultural Entomology, Islamic Azad University, Tabriz Branch, Faculty of Agriculture. (in Farsi)
28. Rajabi, S., Shahrokhi, S. & Iranipour, S. (2012). Binomial sampling plan to estimate *Sitobion avenae* (F.) (Hem.: Aphididae) population in irrigated wheat fields of Miyaneh, Iran. *Journal of Field Crop Entomology*, 2(1), 65-74. (in Farsi)
29. Shahrokhi, S. & Amir-Maafi M. (2011). Binomial sampling plan of *Metopolophium dirhodum* in irrigated wheat fields. *Applied Entomology and Phytopathology*, 79(1), 117-134. (in Farsi)
30. Sharifi, A. (2013). *Yellow sticky traps as a population estimation tool of sugar beet weevile *Lixus incanescens* L. (Col., Curculionidae) considering spatial distribution of adults*. M. Sc. Thesis of Agricultural Entomology, Islamic Azad University, Tabriz Branch, Faculty of Agriculture. (in Farsi)
31. Southwood, T. R. E. (1995). Ecological processes and sustainability. *International Journal of Sustainable Development and World Ecology*, 2, 229-239.
32. Southwood, T. R. E. & Henderson, P. A. (2000). *Ecological methods*. (3<sup>rd</sup> ed.) Oxford: Blackwell Science.
33. Taylor, L. R. (1984). Assessing and interpreting the spatial distribution of insect's populations. *Annual Review of Entomology*, 29, 321-357.
34. Tsai, J. H., Wang, J. J. & Liu, Y. H. (2000). Sampling of *Diaphorina citri* (Hom. Psyllidae) on orange in southern Florida. *Journal of Florida Entomologist*, 83(4), 446-458.
35. Young, L. J. & Young, J. H. (1998). *Statistical ecology: A population perspective*. Springer.