

مطالعه پراکنش فضایی جمعیت مراحل نارس کرم میوه خوار گوجه فرنگی *Helicoverpa armigera* (Lep.: Noctuidae) در گرگان

مهدی شعبانی پور*

دانشگاه پیام نور، دهلران، ایلام، ایران

علی افشاری، محسن یزدانیان

گروه گیاه پزشکی، دانشگاه علوم کشاورزی و منابع طبیعی گرگان، گرگان، ایران

سعید قدیری راد

مرکز تحقیقات کشاورزی گرگان، گرگان، ایران

چکیده

هرساله آفات گوجه فرنگی از جمله کرم میوه خوار گوجه فرنگی (*Helicoverpa armigera* (Hübner)) درصد قابل توجهی از عملکرد گوجه را کاهش می دهند ولی برنامه نمونه برداری مدونی برای تخمین جمعیت و مدیریت آنها تهیه نشده است. در طول دو سال زراعی ۱۳۸۷ و ۱۳۸۸ مطالعه الگوی توزیع فضایی مراحل نابالغ حشره مذکور در مزارع گوجه فرنگی با استفاده از شاخص های پراکنش ($ID, I\delta$ و $\frac{s^2}{\bar{x}}$) و مدل های Taylor و Iwao بررسی گردید. الگوی توزیع فضایی مراحل نارس با هر دو مدل Taylor و ایوووا به صورت تصادفی بود. بر اساس مقادیر p و $R2$ به دست آمده از ارتباط رگرسیونی، برای توصیف ارتباط بین میانگین و واریانس جمعیت، مدل تیلور مناسب تر از مدل ایوا او بود که در قسمت میانی بوته بیشترین ضریب تیلور را به خود اختصاص داد. در شاخص موربسیتا، نسبت واریانس به میانگین و k درصد مطابقت جمعیت مراحل نارس با پراکنش تصادفی بیشتر از پراکنش تجمعی بود.

واژه های کلیدی: کرم میوه خوار گوجه فرنگی، پراکنش فضایی، جمعیت، مراحل نارس

مقدمه

گیاه گوجه‌فرنگی (*Lycopersicon esculentum* Mill.) گیاهی گلدار، دولپه‌ای و یک‌ساله از تیره‌ی بادمجانیان و بومی کشور پرو است که در اواسط قرن شانزدهم میلادی به اروپا وارد گردید و مدت‌ها به عنوان یک گیاه زینتی مورد استفاده قرار گرفت، اما از اواخر قرن هجدهم به عنوان یک گیاه خوراکی شناخته شد (Gheshm & Kafi 2009). کرم میوه‌خوار گوجه‌فرنگی *Helicoverpa armigera* (Hübner)، از جمله آفات مهم گوجه‌فرنگی در بسیاری از مناطق مهم گوجه‌فرنگی کاری دنیا از قبیل آمریکا (Wilcox & Howland 1963)، استرالیا (Cleary *et al.*, 2006)، چین (Yanquin & Shijan, 1985)، اروپا، آسیا و آفریقا (Fitt, 1989) می‌باشد، برآوردهای مختلفی از میزان خسارت و هزینه‌ی کنترل این آفت در نقاط مختلف جهان ارائه شده‌اند (Wilcox & Howland 1963; Cleary *et al.*, 2006).

یکی از ویژگی‌های مهم جمعیت حشرات که در مطالعات بوم‌شناختی کاربرد زیادی دارد، نحوه‌ی پراکنش و الگوی توزیع فضایی آن در زیستگاه می‌باشد. نحوه‌ی پراکنش جمعیت‌ها علاوه بر آن که نوع برنامه‌ی نمونه‌برداری و روش تجزیه و تحلیل داده‌های جمعیتی را تحت تاثیر قرار می‌دهد، در تخمین تراکم جمعیت‌ها نیز می‌تواند کاربرد داشته باشد (Southwood, 1995). از طرف دیگر، آگاهی از الگوی پراکنش جمعیت برای تجزیه و تحلیل روابط متقابل آفات و دشمنان طبیعی نیز ضروری است (Southwood, 1995).

توزیع فضایی یکی از مشخصات ذاتی گونه‌ها است که تحت تاثیر عوامل رفتاری و محیطی از قبیل نحوه‌ی توزیع منابع غذایی، دما، رطوبت، محل‌های تخم‌گذاری، الگوی تخم‌گذاری، ویژگی‌های رفتاری مراحل نارس، فرومون‌های تجمعی، کایرومون‌های میزبان، انبوهی گونه‌ی میزبان، کارایی دشمنان طبیعی و کیفیت گیاه قرار دارد (Nestel *et al.*, 1995) بنابراین، آگاهی از الگوی توزیع فضایی جمعیت حشرات می‌تواند اطلاعات مهمی را در مورد ویژگی‌های رفتاری گونه‌ها و نیز تاثیر عوامل محیطی بر جمعیت آن‌ها ارائه نماید (Nestel *et al.*, 1995) (Shanower & Romeis, 1999). از جنبه‌های کاربردی الگوی توزیع فضایی می‌توان به کاربرد آن در مدل‌سازی (Taylor, 1984)، تعیین روش مناسب نمونه‌برداری (Butts & Schaalje, 2004) و طراحی برنامه‌های نمونه‌برداری (Cho *et al.*, 2005; Tsai *et al.*, 2000) اشاره نمود. مطالعه‌ی توزیع فضایی مراحل نارس کرم میوه‌خوار گوجه‌فرنگی (تخم و لارو) در پیشاور پاکستان نشان داد که داده‌های مربوط به فراوانی هر دو مرحله‌ی آفت دارای پراکنش تجمعی می‌باشند و مدل دو جمله‌ای منفی به خوبی با داده‌ها برازش یافت (Imtiaz, 1991). هدف از این تحقیق تعیین تغییرات تراکم و برآورد پراکنش فضایی جمعیت مراحل نارس کرم میوه‌خوار گوجه‌فرنگی در مزارع گوجه‌فرنگی شهرستان گرگان می‌باشد.

مواد و روش‌ها

به منظور بررسی تغییرات جمعیت مراحل نارس کرم میوه‌خوار گوجه‌فرنگی دو مزرعه ثابت در مسیر گرگان-کردکوی و دو مزرعه در مسیر گرگان-علی‌آباد که هیچگونه عملیات سمپاشی علیه این آفت در آنها انجام نشده بود، انتخاب گردیدند و به صورت منظم و هفتگی مورد نمونه‌برداری قرار گرفتند. نمونه برداری از ۱۵ اریبهبشت ماه همزمانه با دو برگه شدن گوجه آغاز و تا ۲۵ شهریور ادامه داشت. در هر نوبت نمونه برداری، ۵۰ عدد بوته‌ی گوجه‌فرنگی به طور تصادفی انتخاب شدند و تعداد لاروها و تخم‌های روی آنها به دقت شمارش و ثبت گردید. محل گذاشته شدن تخم (روی برگ، زیر برگ یا روی ساقه) و نیز ارتفاع تخمگذاری روی بوته ($\frac{1}{3}$ بالایی، $\frac{1}{3}$ میانی و $\frac{1}{3}$ پائینی بوته) به هنگام نمونه برداری ثبت گردید نمونه برداری در مزارعی که مساحت آنها دو هکتار بود انجام می‌شد.

برآورد پراکنش فضایی

۱- شاخص‌های پراکنش

پنج شاخص تیلور (Taylor, 1984) ایواو (Southwood, 1995) موریسیتا (Morisita, 1962)، نسبت واریانس به میانگین (David & Moore, 1954) و k (Southwood, 1995) به منظور برآورد پراکنش جمعیت کرم میوه‌خوار گوجه‌فرنگی مورد استفاده قرار گرفت (معادلات ۱ تا ۵). به منظور محاسبه‌ی شاخص‌های تیلور و ایواو، در هر نوبت نمونه‌برداری میانگین (m)، واریانس (s^2) و شاخص انبوهی متوسط (معادله ۲) (m^*) تخم یا لارو در هر واحد نمونه‌برداری محاسبه شدند. در رابطه‌ی تیلور بین میانگین و واریانس جمعیت یک معادله رگرسیونی (معادله‌ی ۱) برقرار گردید و شیب این معادله (b) به‌عنوان شاخص تیلور جهت برآورد پراکنش جمعیت مورد استفاده قرار گرفت. مقادیر کوچک‌تر، مساوی و بزرگتر از یک b به‌ترتیب نشان دهنده‌ی پراکنش‌های یکنواخت، تصادفی و تجمعی بودند.

$$(۱) \quad \text{Log}(s^2) = \text{Log}(a) + b\text{Log}(m)$$

به منظور برآورد شاخص ایواو بین میانگین (m) و شاخص انبوهی متوسط (m^*) رابطه رگرسیونی برقرار گردید (معادله‌ی ۲) و شیب آن (β) به‌عنوان شاخص ایواو مورد استفاده قرار گرفت. مقادیر کوچک‌تر، مساوی و بزرگتر از یک β به‌ترتیب نشان دهنده پراکنش‌های یکنواخت، تصادفی و تجمعی بودند.

$$(۲) \quad m^* = \alpha + \beta m$$

در این معادله m^* شاخص انبوهی متوسط و مقدار آن از رابطه ۳ برآورد گردید. α : عرض از مبدأ معادله که مقدار آن به روش نمونه برداری بستگی دارد، β : شیب معادله که به عنوان شاخص تیلور مورد استفاده قرار می‌گیرد و m : میانگین حقیقت می‌باشد. انبوهی متوسط می‌باشد و مقدار آن از رابطه ۳ برآورد گردید.

$$(۳) \quad m^* = m + \left(\frac{S^2}{m} - 1\right)$$

برای آزمودن معنی‌دار بودن اختلاف ضرایب b تیلور و β ایوووا با صفر، از مقادیر F به دست آمده از ارتباط‌های رگرسیونی استفاده شد. همچنین، برای آزمودن اختلاف ضرایب b تیلور و β ایوووا با یک، آماره t (رابطه ۴) با درجه ی آزادی $n-1$ مورد استفاده قرار گرفت (تسای و همکاران، ۲۰۰۰):

$$(۴) \quad t = (slope - 1) / SEslope$$

در رابطه‌ی فوق: $slope$ و $SEslope$ به ترتیب ضرایب تیلور یا ایوووا و خطای استاندارد آنها در معادلات رگرسیونی می‌باشند. از آنجایی که برآورد ضرایب تیلور و ایوووا بر اساس مجموع داده‌های دو سال و چندین منطقه، انجام گرفت، لذا وجود یا عدم وجود اختلاف (منبع) آماری بین ضرایب پراکنش سال‌ها و مناطق مختلف از طریق آماره t (رابطه ۵) و با درجه‌ی آزادی $2(n1+n2)$ بررسی شد (افشاری، ۱۳۸۴). در صورت معنی‌دار نبودن اختلاف بین ضرایب دو سال و مناطق مختلف نمونه برداری داده‌های مربوط به آنها تلفیق شد و یک ضریب پراکنش کلی برای آنها محاسبه گردید.

$$(۵) \quad t = (b1 - b2) / \sqrt{SE_1^2 + SE_2^2}$$

در رابطه‌ی فوق: $b1$ و $b2$ به ترتیب ضرایب تیلور یا ایوووا در سال‌ها یا مناطق مختلف $SE1$ و $SE2$ به ترتیب، خطای استاندارد آنها در سال‌ها یا مناطق مختلف می‌باشند. برخلاف شاخص‌های b تیلور و β ایوووا که برای فراوانی جمعیت در طول فصل زراعی قابل محاسبه بودند، شاخص‌های دیگر به صورت جداگانه برای فراوانی جمعیت مراحل نارس و در هر نوبت نمونه برداری محاسبه گردیدند.

شاخص نسبت واریانس به میانگین (ID)، به کمک رابطه (۶) و برای هر نوبت نمونه برداری به صورت جداگانه محاسبه گردید.

$$(۶) \quad ID = \frac{s^2}{\bar{x}}$$

به منظور آزمون اختلاف مقدار آن با یک از آماره ی ID (معادله ی ۷) استفاده شد، مقدار عددی این آماره در واقع یک توزیع مربع کای است که با مقدار مربع کای جدول و با درجه ی آزادی $n-1$ مقایسه گردید.

$$(۷) \quad ID = \frac{(n-1)s^2}{\bar{x}}$$

۲- شاخص مورسیتا

از رابطه ی ۸ و برای هر نوبت نمونه برداری به صورت جداگانه محاسبه شد.

$$(۸) \quad I\delta = N \frac{\sum n_i(n_i-1)}{n(n-1)}$$

که در آن n : تعداد کل افراد در تمام نمونه های برداشته شده، N : تعداد کل نمونه های برداشته شده و n_i : تعداد افراد در نمونه ی شماره ی i می باشد، مقادیر کوچکتر، مساوی و بزرگتر از یک I_{∞} به ترتیب نشان دهنده ی پراکنش های یکنواخت، تصادفی و تجمعی بودند. برای آزمون معنی داری اختلاف شاخص مورسیتا بایک از آماره F (معادله ی ۹) استفاده شد. مقدار F محاسبه شده با مقدار F جدول و با درجه آزادی $(n-1)$ صورت و ∞ (مخرج) Chi-square 1. مقایسه گردید.

$$(۹) \quad F = \frac{I_{\infty}(n-1) + N - n}{N - 1}$$

۳- شاخص تجمع (k)

برای محاسبه شاخص تجمع k از رابطه ی ۱۰ استفاده گردید.

$$(۱۰) \quad N \ln \left(1 + \frac{\bar{x}}{\hat{k}} \right) - \sum \left(\frac{A_x}{\hat{k}} \right) = 0$$

که در آن N : تعداد نمونه، \bar{x} : میانگین جمعیت و A_x مجموع فراوانی های مشاهده شده- ای از واحدهای نمونه برداری که بیش از x فرد دارند، می باشند. مقادیر کوچک \hat{k} (کوچکتر از ۸) نشان دهنده ی پراکنش تجمعی و مقادیر بزرگ آن (بزرگتر از ۸) نشان دهنده ی پراکنش تصادفی می باشند.

نتیجه‌گیری و بحث

شاخص‌های پراکنش

شاخص‌های تیلور و ایوو او

آماره‌های به‌دست آمده از برقراری ارتباط رگرسیونی بین لگاریتم واریانس و میانگین جمعیت (قانون تیلور) در قسمت‌های مختلف گیاه و مراحل نارس آفت که امکان برآورد ضریب b بر اساس مجموع داده‌های دو سال برای آن‌ها وجود داشت، در جدول ۱ ارائه شده‌اند. در قسمت‌های مختلف گیاه، مقدار F در سطح احتمال پنج درصد همواره معنی‌دار بود و ضریب تبیین معادله‌های رگرسیونی در حد بالایی قرار داشت، بنابراین می‌توان گفت که برای برآورد پراکنش جمعیت مراحل نارس کرم میوه‌خوار گوجه‌فرنگی ضریب تیلور شاخص مناسبی می‌باشد. از سوی دیگر، به استثنای روی برگ‌ها و $1/3$ میانی بوته که مقدار t برآورد شده برای ضرایب تیلور تخم در سطح احتمال پنج درصد معنی‌دار بود، در قسمت‌های دیگر گیاه، مقدار t معنی‌دار نبود. به عبارت دیگر، فقط در زیر برگ و $1/3$ میانی بوته، اختلاف ضرایب تیلور تخم با عدد یک معنی‌دار بود، در و در سایر قسمت‌های گیاه این اختلاف معنی‌دار نبود. بنابراین، می‌توان گفت که پراکنش جمعیت تخم در قسمت‌های زیر برگ و $1/3$ میانی برگ تجمعی و در سایر قسمت‌های گیاه تصادفی بود. در منطقه‌ی در کردکوی فقط در مرحله تخم t برآورد شده برای ضرایب تیلور آن‌ها در سطح 5% معنی‌دار بود، بنابراین در کردکوی مرحله تخم آفت دارای پراکنش تجمعی بود و مرحله لاروی آفت تصادفی بود (جدول ۲).

نتایج برخی از تحقیقات با نتایج به دست آمده از تحقیق مطابقت دارد برای مثال: پراکنش فضایی لارو آفت ساقه‌خوار نیشکر *Diatraea saccharalis* Fabricius در مزارع جنوب لویزیانا به صورت تصادفی (Shexnayder et al., 2001)، لاروهای ساقه‌خوار اروپایی ذرت *Ostrinia nubilalis* Hünber و کرم بلال خوار ذرت *Helicoverpa zea* Boddie در مزارع ذرت شیرین آمریکا به صورت تصادفی گزارش شده‌اند. (Orourke & Hutchison, 2003) همچنین نتایج برخی از محققین مغایر با نتایج فوق به دست آمده است که علت آن عمدتاً به وجود اختلاف در شرایط اکولوژیکی، گیاه میزبان، نوع و ویژگی‌های رفتاری آفت بر می‌گردد. به عنوان مثال: پراکنش فضایی لارو ساقه‌خوار نیشکر *D. saccharalis* در تراکم جمعیتی بالا در فلوریدا (hall, 1986)، لاروهای کوچک ساقه‌خوار برنج مکزیکی *Eoreuma loftini* Dyar در مزارع نیشکر جنوب تگزاس (Meagher et al., 1996) و ساقه‌خوار *Mussidia nigrivenella* در مزارع ذرت آفریقا به صورت تجمعی گزارش شده‌اند (Setamou et al., 2000). در تئوری تجمع، تجمع تخم‌ها یکی از شرایط مهم با هم زیستن افراد یک گونه محسوب می‌شود. که در این میان نقش حشرات ماده دارای اهمیت بالایی است. در همین راستا دیده می‌شود که

لاروهای حاصل از تخم‌ها به تدریج پراکنده شده و پراکنش تصادفی را به وجود می‌آورند (Damavandian & Asghari, 2007).

مطالعات (Imtiaz, 1991) در پاکستان روی مراحل نارس کرم میوه‌خوار گوجه‌فرنگی نشان داد که تخم و لارو این شب‌پره از توزیع دو جمله‌ای منفی تبعیت می‌کند که با نتایج این تحقیق مطابقت ندارد.

مطالعه‌ی (Imtiaz, 1991) در پاکستان مقدار b تیلور برای تخم این شب‌پره در طی سال‌های ۹۱ - ۱۹۸۹ به ترتیب (۱/۱۸۲۱، ۱/۵۴۱۴ و ۱/۲۹۶۵) برآورد گردید که این مقدار در مقایسه با مقدار برآورد شده در این پژوهش (۱/۰۶) بزرگتر می‌باشد. همچنین، در مطالعه احمد مقدار b تیلور برای لاروهای شب‌پره در طی سال‌های ۹۱ - ۱۹۸۹ به ترتیب (۱/۰۶۰۱، ۰/۱۲۳۳ و ۰/۶۵۵) محاسبه شد که در مقایسه با مقدار آن در این تحقیق (۰/۸۷۶) بزرگتر می‌باشد. ضرایب همبستگی در مطالعات انجام شده در مورد تخم آفت در تحقیقات احمد در حدود (۰/۹۸۳) می‌باشد که مقدار بالایی می‌باشد، ولی در مورد لارو این مقدار (۰/۱۰۱۴-) می‌باشد که مقدار بسیار پایینی می‌باشد. در تحقیق صورت گرفته، ضرایب رگرسیونی برای تخم در حدود (۰/۹۱۰) و برای لارو در حدود (۰/۵۱۸) می‌باشد.

جدول ۱- آماره‌های رگرسیونی تیلور برای مراحل نارس کرم میوه‌خوار گوجه‌فرنگی در مزارع گوجه‌فرنگی منطقه گرگان، در طول دو سال زراعی ۱۳۸۷ و ۱۳۸۸.

Table 1. Taylor's regression parameters for immature tomato fruitworm of *H. armigera* in tomato fields of Gorgan, during 2008 and 2009 growing season.

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

**معنی‌دار بودن اختلاف ضرایب یا عدد یک در سطح احتمال پنج درصد.

آماره‌های رگرسیونی به دست آمده از مدل ایوانو نشان در جدول ۳ ارائه شده‌اند. در مقایسه با مدل تیلور، در مدل ایوانو ضرایب تبیین به دست آمده بسیار کوچک‌تر و خطای استاندارد ضرایب رگرسیونی بسیار بزرگ‌تر بود. بنابراین، می‌توان گفت که در برآورد ضرایب پراکنش مراحل نارس کرم میوه‌خوار گوجه‌فرنگی، شاخص تیلور کارآیی بیشتری نسبت به شاخص ایوانو دارد.

جدول ۲- آماره‌های رگرسیونی تیلور برای مراحل نارس کرم میوه‌خوار گوجه‌فرنگی در مزارع گوجه‌فرنگی منطقه گرگان (پراکنش جغرافیایی)، در طول دو سال زراعی ۱۳۸۷ و ۱۳۸۸.

Table 2. Taylor's regression parameters for immature tomato fruitworm of *H. armigera* in tomato fields of Gorgan, during 2008 and 2009 growing season.

Immature	district	year	b±SE	R ²	F	T	df
egg	aliabad	87	1/09±0/04	0/977	487/5*	1/84	10
	kordkuy	87	0/953±0/075	0/923	157/74*	0/6	12
	aliabad	88	0/904±0/128	0/708	49/59*	0/74	19
	kordkuy	88	1/12±0/03	0/976	1113/2*	3/77**	26

larvae	aliabad	88	1/04±0/05	0/964	433/57*	0/99	15
	kordkuy	88	0/99±0/1	0/992	2521/74*	0/081	18

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

**معنی‌دار بودن اختلاف ضرایب یا عدد یک در سطح احتمال پنج درصد.

جدول ۳- آماره‌های رگرسیونی ایوانو برای مراحل نارس کرم میوه‌خوار گوجه‌فرنگی در مزارع گوجه‌فرنگی منطقه گرگان، در طول دو سال زراعی ۱۳۸۷ و ۱۳۸۸.

Table 3. Iwao's regression parameters for immature tomato fruitworm of *H. armigera* in tomato fields of Gorgan, during 2008 and 2009 growing season.

Immature	Position	b±SE	R ²	F	T	df
Egg	Up leaf	1/17±1/62	-0/008	0/517	0/105	55
	Under leaf	1/73±0/158	0/635	119/38**	4/61**	67
	On stem	0/005±0/064	-0/037	0/0001	0/933	27
Larve	$\frac{1}{3}$ up	1/48±0/181	0/481	66/93**	2/66*	70
	$\frac{1}{3}$ medium	2/641±0/312	0/52	71/6	5/25**	64
	$\frac{1}{3}$ low	0/695±10/36	-0/027	0/004	0/029	36
	total	1/13±0/524	0/048	4/66*	0/253	71
	total	2/73±3/85	-0/011	0/054	0/969	42

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

**معنی‌دار بودن اختلاف ضرایب یا عدد یک در سطح احتمال پنج درصد.

شاخص‌های نسبت واریانس به میانگین، موریتا، کا

درصدهای مطابقت پراکنش جمعیت مراحل نارس کرم میوه‌خوار گوجه‌فرنگی با پراکنش‌های تجمعی و تصادفی بر اساس سه شاخص نسبت واریانس به میانگین، k و موریتا در جدول ۴ ارائه شده‌اند. مراحل نارس کرم میوه‌خوار گوجه‌فرنگی از نظر درصد مطابقت با پراکنش‌های تجمعی یا تصادفی، اختلاف زیادی با یکدیگر داشتند. پراکنش هر سه شاخص فوق، درصد مطابقت جمعیت مراحل نارس با پراکنش تصادفی بیشتر از پراکنش تجمعی بود. این یافته‌ها با شاخص تیلور در مورد $1/3$ قسمت میانی بوته مشابه می‌باشد و قسمت روی ساقه از تصادفی‌ترین شاخص برخوردار بودند.

جدول ۴- درصد مطابقت فراوانی جمعیت مراحل نارس کرم میوه‌خوار گوجه‌فرنگی با پراکنش‌های تجمعی و تصادفی در سه شاخص مختلف برآورد پراکنش، در طول دو فصل زراعی ۱۳۸۶ و ۱۳۸۷، مزارع گوجه‌فرنگی منطقه گرگان.

Table 4. Percentage fit of the data of immature tomato fruitworm of *H. armigera* to both aggregated and random dispersions, using three indices of dispersion, during 2008 and 2009 growing seasons in tomato fields of Gorgan

Position	indices of dispersion						
	Random	Binominal	Random	Binominal	Random	Binominal	
Egg	Under Leaf	86	14	70	30	75	25
	Up Leaf	77	23	68	32	69	31
	On Stem	100		100	0	100	0
Total		60	40	54	46	63	37
		87	13	70	30	78	22

منابع

- Butts, R. A. & Schaalje, G. B. 2004. Spatial distribution of fall population of Russian wheat *Diuraphis noxia* (Hom.: Aphididae) in winter wheat. *Journal of Economic Entomology*, 87:1230-1236.
- Cho, K., Eckel, C. S. Walgenbach, J. F. & Kennedy, G.G. 2005. Spatial distribution and sampling procedures for *Frenkliniella spp* In stanked tomato. *Journal of Economic Entomology*, 89:1658-1665.
- Cleary, A. J., Cribb, B.W. & Murray, D.A.H. 2006. *Helicoverpa armigera* (Hübner) can what stubble protect cotton from attack. *Australian Journal of Entomology*, 45:10-15.
- Damavandian, M.R. & Asghari, M. 2007. *The Applied Statistics for Pest Management*. University of Mazandaran publication. (In Persian).
- David, F.N. & Moore, P.G. 1954. Notes on contagious distribution in plant population *Annals of Botany Oxford Journals*, 18(69): 47-53.
- Fitt, G.P. 1989. The ecology of *Helicoverpa armigera* (Hubner) (Lepidoptera: Noctuidae) role of certain plant attributes. *Australian Journal of zoology*, 37: 678-833.
- Gheshm, R. & Kafi, M. 2009. *Industrial Tomato from Cultivation to Harvesting*. First publication; Mashhad Jihad Daneshgahi Publications. (In Persian).
- Hall, D.G. 1986. Sampling for the sugarcane borer (Lepidoptera: Pyralidae) in sugarcane. *Journal of Economic Entomology*, 79: 813-816.
- Imtiaz, A. 1991. *Cultivar Resistance and chemical control of tomato fruitworm, Helicoverpa armigera (Hubner). On tomato (Lycopersicon esculentum Mill). In tomato Fields of peshwar*. Ph.D. Thesis. Sindh Agricultural University, India.
- Meagher, R.L., Wilson, L.T. & Pfannenstiel, R.S. 1996. Sampling *Eoreuma loftini* (Lepidoptera: Crambidae) on Texas sugarcane. *Environmental Entomology*, 25: 7-16
- Morisita, M. 1962. I δ index as a measure of dispersion of individuals. *Research on Population Ecology*, 4:1-7.
- Nestel, D.H. Cohen, N. Saphir, M. & Mendei, Z. 1995. Spatial distribution of scale insects: comparative study using Taylor power law. *Environmental Entomology*, 24:506-512.

- Orouke, P.K. & Hutchison, W.D. 2003. Sequential sampling plans for estimating European corn borer (Lepidoptera: Crambidae) and corn earworm (Lepidoptera: Noctuidae) larval density in sweet corn ears. *Crop Protection*, 22: 903-909.
- Schexnayder, H.P., Reagan, T.E., and Ring, D.R. 2001. Sampling for the sugarcane borer (Lepidoptera: Crambidae) on sugarcane in Louisiana. *Journal of Economic Entomology*, 94: 766-771.
- Setamou, M., Schulthess, F., Poehling, H.M. & Borgemeister, C. 2000. Spatial distribution of and sampling plans for *Mussidia nigricornis* (Lepidoptera: Pyralidae) on cultivated and wild host plants in Benin. *Environmental Entomology*, 29: 1216-1225.
- Shanower, T.G. & Romeis, J. 1999. Insect pests of pigeonpea and their management. *Annual Review of Entomology*, 44: 77-96.
- Southwood, T.R.E. 1995. *Ecological Methods With Particular References to the Study of Insect Population*, Chapman & Hall Publication.
- Taylor, L.R. 1984. Assessing and interpreting the spatial distributions of insect population. *Annual Review of Entomology*, 29:332-357.
- Tsai, J.H., Wang, J.J. & Liu, Y.H. 2000. Sampling of *Diaphorina citri*(Hom.: Psyllidae) on orange in southern florida. *Florida Entomologist*, 83. 446-458.
- Wilcox, J. & Howland, A. 1963. The tomato fruitworm: How to control it. Entomology Research Division USA Departement of agriculture, 12:354-367.
- Yanquin, D.C. & shijun, M.f. 1985. Distribution and econornicimportapce of *Heliothis armigera* and it natural enernies in China. *Enviromental Entomology*, 4: 44-446.