

## مطالعه پراکنش کرم میوه‌خوار خرما *Batrachedra amydraula* Meryrick در استان خوزستان با استفاده از مدل ژئواستاتستیکی (Lep.: Batrachedridae)

مسعود لطیفیان<sup>۱\*</sup>، ابراهیم سلیمان نژادیان<sup>۲</sup>

۱- موسسه تحقیقات خرما و میوه‌های گرمسیری کشور، اهواز  
۲- گروه گیاهپزشکی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه شهید چمران اهواز

### چکیده

کرم میوه‌خوار خرما، *Batrachedra amydraula*، یکی از مهمترین آفات خرما در استان خوزستان می‌باشد. در این تحقیق طی سال‌های ۱۳۸۲-۱۳۸۴ از روش نمونه‌گیری تصادفی خوشه‌ای یا ناحیه‌ای برای بررسی مدل ژئواستاتستیکی پراکنش آن استفاده شد. محل‌های نمونه‌برداری شامل ۶۵ پلات از طول جغرافیایی حداقل ۲۹/۵۹ تا حداکثر ۳۲/۰۸ و عرض جغرافیایی حداقل ۴۸/۸ تا حداکثر ۵۰/۱۰ در استان خوزستان واقع گردیده‌اند. واریوگرافی پراکنش شدت آسیب آفت در مناطق مختلف مورد مطالعه بر اساس مدل‌های کروی، نمایی، خطی، خطی تاسیل و گوسی برازش گردید و بر اساس آن نقشه کریجینگ پراکنش آن ترسیم شد. نتایج نشان داد که مدل واریوگرافی پراکنش کرم میوه‌خوار در طی سه سال به حالت نمایی برازش مناسب‌تری نسبت به سایر مدل‌ها نشان می‌دهد. میزان اثر قطعه‌ای مدل نیز به ترتیب سه سال ۰/۵۲، ۰/۴۳ و ۰/۴۷ به‌دست آمد که بیان‌کننده کم بودن خطای برآورد شدت آسیب آفت در فواصل کمتر از حد فاصله نمونه‌برداری می‌باشد. دامنه موثر واریوگرام به ترتیب در سه سال معادل ۲۳۹/۵، ۲۲۸/۲ و ۳۵۴/۸ کیلومتر است که در فواصل بیشتر از این حد کمترین همبستگی بین داده‌های شدت آسیب آفت باقی می‌ماند. آستانه مدل به ترتیب معادل ۱/۰۴۷، ۰/۸۵۵ و ۱/۱۵۲ می‌باشد که نشان دهنده نسبت پوشش ناحیه از جمعیت آفت در سال‌های انجام تحقیق است. نتایج این تحقیق می‌تواند روشی دقیق، آسان و کم‌هزینه برای ارزیابی شدت آسیب کرم میوه‌خوار خرما در مدیریت تلفیقی آن ارائه نماید.

واژه‌های کلیدی: خرما، کرم میوه‌خوار، پراکنش مکانی، ژئواستاتستیک، خوزستان

\*نویسنده رابط، پست الکترونیکی: Masoudlatifian@yahoo.com

تاریخ دریافت مقاله (۸۷/۱۱/۱۴) - تاریخ پذیرش مقاله (۸۸/۱/۲۵)



## مقدمه

کرم میوه‌خوار خرما، *Batrachedra amydraula* Meryrick، یکی از آفات مهم درخت خرما می‌باشد که به شب‌پره کوچک خرما نیز معروف است. در سال‌های اخیر خسارت کرم میوه‌خوار خرما رو به افزایش بوده به‌طوری که در بعضی مناطق مثل شهر بم باعث ۵۰ تا ۷۰ درصد ریزش میوه شده است. این آفت علاوه بر خسارت زیادی که به محصول درختی وارد می‌آورد، آفت انباری خرما نیز محسوب می‌گردد (بهداد، ۱۳۷۶؛ قریب، ۱۳۷۰؛ Dowson, 1982). برای تدوین برنامه‌های مدیریت مبارزه با آفت، آگاهی از تغییرات جمعیت آن در منطقه در طی زمان ضروری است. جمعیت‌های حشرات به صورت طبیعی از نظر تراکم در نقاط مختلف متفاوت می‌باشند. این عدم یکنواختی تراکم جمعیت در توسعه روش‌های نمونه‌برداری، درک روابط شکار و شکارچی در برنامه‌های مبارزه بیولوژیک و توسعه استراتژی‌های منطقه‌ای مدیریت تلفیقی مبارزه با آفات بسیار موثر است. تلاش‌های زیادی جهت مشخص کردن الگوهای اختصاصی پراکنش حشرات انجام شده ولی در آن‌ها به محل‌های نمونه‌برداری که عامل مهم و اساسی تعیین‌کننده پراکنش می‌باشد، توجه نشده است (Story & Congalton, 1994). طی دهه‌های ۱۹۵۰ و ۱۹۶۰ روش ژئواستاتستیک در حل مسایل اکولوژیکی استفاده گردید و در سال‌های اخیر از این روش در حل مسئله اکولوژیکی مدیریت تلفیقی آفات در موارد زیادی استفاده شده است. به کمک این روش دامنه کاربرد یک روش مبارزه در مناطق تحت پوشش برنامه‌های مدیریت تلفیقی آفات مشخص خواهد گردید. نتایج این نوع مطالعات که به صورت نقشه‌های کریجینگ قابل ارایه می‌باشند، مناسب‌ترین تخمین از مناطق پیوسته جهت اجرای برنامه‌های مدیریت تلفیقی آفات را که اولین قدم در حل این مسئله اکولوژیکی است، ارایه می‌دهند. مطالعات مربوط به بیولوژی جمعیت حشرات با زمان دگرگون شده است (Srividya et al., 2002). در بررسی الگوهای اختصاصی پراکنش جمعیت حشرات روش‌های معمولی تجزیه و تحلیل مشکل و پیچیده است. پیشرفت‌های اخیر در تجزیه و تحلیل داده‌ها، از جمله سیستم‌های اطلاعات ژئواستاتستیک به مقدار زیادی از مشکلات موجود کاسته است (Goovaets, 1997; Dent & Walton, 1999).

از مثال‌های موفقیت‌آمیز کاربرد مدل‌های ژئواستاتستیک در مدیریت تلفیقی آفات می‌توان به پیش‌بینی جمعیت پروانه ابریشم‌باف‌ناجور در یک دوره ۲۰ ساله اشاره نمود که به کمک این روش جهت مهاجرت و اثرات عوامل مختلف بیولوژیکی و آب و هوایی بر شدت خسارت آن در مناطق جنگلی قابل پیش‌بینی گردید. از اطلاعات این تحقیق برای درک روابط شکار و شکارگر، رقابت درون‌گونه‌ای و بین‌گونه‌ای و توسعه استراتژی‌های مدیریت کنترل آفت مزبور در منطقه استفاده گردید (Liebhold et al., 1991). از موارد دیگر می‌توان به بررسی پراکنش حشرات کامل سوسک ریشه ذرت در مزارع یکپارچه شمال امریکا اشاره نمود که به کمک روش‌های ژئواستاتستیک مشکل ردیابی و پیش‌بینی شروع فعالیت آن در ابتدای فصل حل گردیده است (Wright et al., 2002). در سال‌های اخیر سعی شده مشکل ردیابی انواع ملخ‌ها از جمله ملخ صحرائی که یک مشکل بین‌المللی می‌باشد، به کمک روش‌های ژئواستاتستیک حل شود (Story & Congalton, 1994).

تا به حال هیچ‌گونه تحقیقی پیرامون بررسی الگوی پراکنش کرم میوه‌خوار خرما و میزان اهمیت آن در هریک از مناطق خرماخیز به‌عمل نیامده است (بهداد، ۱۳۷۶؛ قریب، ۱۳۷۰؛ لطیفیان، ۱۳۷۹). این تحقیق با هدف تصمیم‌گیری در مدیریت کرم میوه‌خوار خرما به کمک روش‌های ژئواستاتستیک انجام گرفت تا به کمک آن مناطق یکنواخت و یکسان از دیدگاه مدیریت تلفیقی مشخص گردد.

## مواد و روش‌ها

## الف- روش نمونه‌برداری

در این تحقیق برای انجام نمونه‌برداری از روش نمونه‌گیری تصادفی خوشه‌ای یا ناحیه‌ای<sup>۱</sup> در استان خوزستان استفاده شد. این روش نمونه‌برداری به این دلیل انتخاب شد که جامعه نمونه‌برداری بسیار بزرگ بود. توزیع جغرافیایی اعضای جامعه نمونه‌برداری به گونه‌ای است که انجام نمونه‌برداری از همه آن‌ها به دلیل محدودیت امکانات مقدور نمی‌باشد. برای این منظور جامعه نمونه‌برداری را پلات‌بندی نموده و از داخل هر پلات نمونه‌ای به اندازه یک هکتار به صورت تصادفی انتخاب گردید تعداد پلات‌های نمونه‌برداری لازم براساس مطالعات انجام شده در استان خوزستان ۶۵ عدد می‌باشد. در داخل هر پلات یک نخلستان به صورت تصادفی انتخاب گردیده و علامت‌گذاری گردید و نمونه‌برداری در زمان‌های مختلف از همان نخلستان به عمل آمد. برای این منظور در هر نخلستان انتخابی به فاصله ۸ متر از حاشیه نخلستان به صورت زیگزاگ حرکت نموده و در حین حرکت تعداد ۱۵ اصله درخت نخل انتخاب کرده و آلودگی به آفت به صورت‌های زیر برآورد گردید (لطیفیان، ۱۳۸۰).

علائم خسارت این آفت روی خوشه‌های خرما کاملاً مشخص است، به این ترتیب که علائم خسارت این آفت روی خوشه‌های درخت خرما به صورت قهوه‌ای شدن و سپس ریزش میوه‌های آسیب دیده می‌باشد. سپس در هر درخت خوشه‌های آلوده و سالم مشخص گردیده و درجه آلودگی به صورت جدول ۱ درجه بندی شدند. زمان نمونه‌برداری در هر یک از شهرستان‌ها مصادف با وقوع حداکثر فعالیت آفات خرما در منطقه بوده که براساس نظر کارشناسان منطقه و تحقیقات انجام شده انتخاب شد. حدود تقریبی زمان‌های نمونه‌برداری براساس اطلاعات به دست آمده از نتایج طرح‌های تحقیقاتی از اوایل اسفند تا اواخر شهریورماه می‌باشد.

جدول ۱- درجه‌بندی کیفیت آلودگی کرم میوه‌خوار خرما

کیفیت آلودگی	کد انتخابی	مقدار آلودگی
خوشه سالم	۰	فقدان آسیب
آلودگی کم	۱	بین صفر تا ۲۵ درصد خوشه آسیب دیده
آلودگی متوسط	۲	بین ۲۵ تا ۵۰ درصد خوشه آسیب دیده
آلودگی زیاد	۳	بین ۵۰ تا ۷۵ درصد خوشه آسیب دیده
آلودگی شدید	۴	بیش از ۷۵ درصد خوشه آسیب دیده

سپس شدت آلودگی در هر درخت از رابطه زیر برآورد شد (لطیفیان، ۱۳۸۰):

$$\text{شدت آلودگی در هر درخت (رابطه ۱)} = (a + 2b + 3c + 4d) / n$$

شدت آلودگی در هر نخلستان معادل میانگین شدت آلودگی ۱۵ فرد نخل خرما می‌نمونه‌برداری شده بود. در این رابطه

$$a = \text{تعداد خوشه‌های با آلودگی کم}$$

$$b = \text{تعداد خوشه‌های با آلودگی متوسط}$$

$$c = \text{تعداد خوشه‌های با آلودگی زیاد}$$

$$d = \text{تعداد خوشه‌های با آلودگی شدید}$$

$$n = \text{تعداد کل خوشه‌های هر درخت}$$

1- Cluster random sampling

## ب- مدل‌های مورد استفاده

روش‌های زمین آماری بر پایه نظریه متغیر مکانی استوار است (Wright *et al.*, 2002; Story & Congalton, 1994). یک متغیر مکانی عبارت است از هر خصوصیت محیطی یا زیستی که در فضای دو بعدی و یا سه بعدی توزیع شده باشد. تغییرات این دسته از متغیرها از نقطه‌ای به نقطه دیگر مشخص و دارای پیوستگی آشکاری می‌باشند. مشخصه‌هایی از جمله شدت خسارت و تراکم جمعیت آفات مثال‌هایی از متغیرهای مکانی هستند. تفاوت اساسی بین آمار کلاسیک و ژئواستاتستیک در این حقیقت نهفته است که در آمار کلاسیک فرض بر آن است که نمونه‌هایی که از جامعه گرفته می‌شود، مستقل از یکدیگر بوده و بنابراین وجود یک نمونه هیچ گونه اطلاعاتی درباره نمونه بعدی که در فاصله‌ای معین از آن واقع شده است را نشان نمی‌دهد. لیکن نظریه متغیرهای مکانی بر این پایه استوار است که خصوصیات مختلف محیطی دارای وابستگی مکانی هستند، بدین ترتیب که مقادیر یک متغیر محیطی در فواصل نزدیک دارای تشابه بیشتری بوده که با ازدیاد فاصله این همبستگی مکانی بین دو نمونه مورد نظر کاهش می‌یابد. چنین وابستگی مکانی بین نمونه‌ها را می‌توان به صورت یک مدل ریاضی تحت عنوان واریوگرام توصیف نمود (Katherine, 2001; Journel & Huijbregts, 1978).

## ب-۱- واریوگرام

به‌طور کلی طبیعی‌ترین روش برای مقایسه ویژگی معین ( $Z$ ) در دو نقطه به فاصله مشخص  $h$ ، بررسی اختلاف مقادیر خصوصیت مورد نظر در آن دو نقطه [ $Z(x_i) - Z(x_i+h)$ ] (رابطه ۲) می‌باشد. از آن جایی که علامت این اختلاف مورد نظر نبوده بلکه قدر مطلق آن اهمیت دارد، لذا این اختلاف را می‌توان به صورت [ $Z(x_i) - Z(x_i+h)$ ] مورد تجزیه و تحلیل قرار داد. در عمل، این اختلاف که بیانگر تفاوت دو نقطه است، چندان مورد توجه نبوده بلکه اختلاف مقدار متغیر مورد نظر در نقطه  $x$  و کلیه نقاط دیگر، که به فاصله  $h$  از آن قرار گرفته‌اند، مورد نظر می‌باشد. بنابراین برای تمام موقعیت‌های ممکن  $x$  و  $x+h$  می‌بایستی مقدار متوسط [ $Z(x_i) - Z(x_i+h)$ ] را محاسبه و در نظر گرفت. با توجه به این که متوسط این کمیت صفر و یا نزدیک به صفر خواهد بود در محاسبات میانگین مجذور اختلاف را در نظر می‌گیرند که توسط معادله زیر مشخص می‌گردد:

$$2\gamma = AVE[Z(x_i) - Z(x_i + h)]^2 \quad (\text{رابطه ۳})$$

این رابطه در حقیقت بیانگر واریانس اختلاف بین دو مقدار  $Z(x)$  و  $Z(x+h)$  می‌باشد. در عمل، رابطه فوق باید از طریق اطلاعات حاصل از نمونه‌های موجود تخمین زده شود. هر گاه فرض کنیم که در کل تعداد  $N$  زوج نمونه که به فاصله  $h$  از یکدیگر واقع‌اند در دست باشد، با تقسیم نمودن طرفین معادله (۳) بر عدد دو رابطه زیر حاصل می‌شود:

$$\hat{\gamma}(h) = \frac{1}{2N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} [Z(x_i) - Z(x_i + h)]^2 \quad (\text{رابطه ۴})$$

در رابطه فوق  $\hat{\gamma}(h)$  را سمی‌واریانس می‌نامند. در عمل این تابع مشخص نبوده و می‌بایستی بر اساس نمونه‌های موجود مقدار تجربی آن به دست آید. بنابراین به ازای مقادیر مختلف  $h$  باید مقادیری برای  $\hat{\gamma}(h)$  به دست آورد. بدین ترتیب بایستی مدلی را با این مقادیر تجربی وفق داد. در عمل با رسم مقادیر سمی‌واریانس بر روی محور عمودی به ازای فواصل مختلف سعی می‌شود که بهترین مدل منطبق بر داده‌ها انتخاب و رسم شود. منحنی به دست آمده را در اصطلاح واریوگرام می‌نامند (Krige & Magri, 1982; Ellsburly *et al.*, 1998).

با افزایش فاصله  $h$  مقدار واریوگرام نیز به تدریج تا فاصله معینی زیاد شده از آن به بعد به حد ثابتی می‌رسد که نشانگر حد آستانه می‌باشد. در حقیقت در این فاصله مقدار سمی‌واریانس به مقدار واریانس مشاهدات نزدیک می‌شود. باید توجه

داشت که تنها گروهی از مدل‌های واریوگرام حاوی حد آستانه بوده (مانند مدل‌های نمایی، کروی و گوسی) و دسته‌ای دیگر مانند مدل‌های خطی فاقد حد آستانه می‌باشند. بدین معنی که با افزایش فاصله  $h$  مقدار واریوگرام نیز افزوده شده اما به حد ثابتی نخواهد رسید (Katherine, 2001; Journel & Huijbregts, 1978).

فاصله‌ای را که میزان سمی‌واریانس به حد ثابتی می‌رسد در اصطلاح دامنه تاثیر می‌نامند. به عبارت دیگر دامنه تاثیر فاصله‌ای است که در ماورای آن نمونه‌ها بر هم تاثیری نداشته و آن‌ها را می‌توان مستقل از یکدیگر محسوب نمود. چنین فاصله‌ای حد همبستگی خصوصیت مورد بررسی را مشخص ساخته و اطلاعاتی در رابطه با حد مجاز فاصله نمونه‌برداری ارائه می‌کند. اصولاً تابع واریوگرام باید به آهستگی و به طور منظم از مبدا مختصات افزایش یابد. لیکن مطالعات تجربی نشان داده است که اکثر واریوگرام‌ها در فواصل خیلی کوتاه تغییرات ناگهانی و سریعی از خود بروز داده و بدین ترتیب مقدار سمی‌واریانس در مبدا صفر نبوده، واریوگرام‌ها از مرکز مختصات محور سمی‌واریانس عبور نمی‌نمایند. این مقدار را در اصطلاح اثر ناگهانی و یا اثر قطعه‌ای می‌نامند. اثر قطعه‌ای ناشی از عواملی مانند تغییرات مشخصه مورد بررسی در فواصل کمتر از کوتاه‌ترین فاصله نمونه‌برداری، خطاهای اندازه‌گیری و آزمایشگاهی و یا دیگر تغییرات غیر قابل پیش بینی می‌باشد (Goovaets, 1997).

از پارامترهای مدل انتخاب شده برای واریوگرام می‌توان جهت تخمین مقدار بهینه خصوصیت مورد مطالعه بر اساس داده‌های حاصل از نمونه‌های موجود استفاده نمود. چنین تخمین بهینه‌ای را می‌توان توسط مجموعه تخمین‌گرهای آماری، که اصطلاحاً کریجینگ<sup>۱</sup> نامیده می‌شود، انجام داد (Katherine, 2001; Krige & Magri, 1982).

## ب-۲- کریجینگ

اصولاً کریجینگ یک اسم تعمیم‌یافته برای کلیه روش‌های آماری تخمین و برآورد متغیرهای مکانی بوده و به عنوان یک تابع خطی از مجموعه مشاهدات توزیع شده واقع در همسایگی نقطه‌ای که می‌خواهیم تخمین بزنیم، شناخته می‌شود (Wright *et al.*, 2002; Goovaets, 1997).

$$\hat{Z}(x_0) = \sum_{i=1}^N \lambda_i Z(x_i) \quad (\text{رابطه ۵})$$

در این رابطه  $\hat{Z}(x_0)$  مشخصه تخمین‌زده شده در نقطه  $x_0$ ،  $Z(x_i)$  مقدار عددی مشخصه مورد بررسی در نقطه  $x_i$  و  $\lambda_i$  وزن آماری است که به نمونه  $Z(x_i)$  واقع در همسایگی نقطه  $x_0$  اختصاص می‌یابد. در این رابطه  $N$  بیانگر تعداد مشاهداتی است که در همسایگی نقطه‌ای که می‌خواهیم تخمین بزنیم قرار گرفته است. در حقیقت هدف از کریجینگ یافتن وزن‌های آماری نمونه‌ها به گونه‌ای است که واریانس تخمین حداقل گردد. بدین ترتیب کریجینگ را می‌توان روشی دانست که طی آن به مجموعه نمونه‌ها به گونه‌ای وزن آماری داده می‌شود که ترکیب خطی آن‌ها نه تنها ناریب شود بلکه در بین سایر تخمین‌گرهای خطی حداقل واریانس را نیز داشته باشد (Wright *et al.*, 2002; Krige & Magri, 1982).

برای اینکه تخمین  $\hat{Z}(x_0)$  ناریب باشد، مجموع ضرایب یا وزن‌های آماری باید برابر واحد در نظر گرفته شود:

$$\sum_{i=1}^n \lambda_i = 1 \quad (\text{رابطه ۶})$$

از طرف دیگر به حداقل رساندن واریانس تخمین را که یک مسئله بهینه‌سازی است می‌توان با استفاده از ضرایب لاگرانژ،  $\mu$  و با در نظر گرفتن شرط نااریب بودن انجام داد. در نتیجه سیستم معادلات کریجینگ را، که با استفاده از محاسبات ماتریسی حل می‌گردد، می‌توان به شکل زیر نوشت:

$$\sum_{j=1}^n \lambda_j y(x_i, x_j) + \mu = y(x_i, x) \quad (\text{رابطه ۷})$$

$$\sum_{i=1}^n \lambda_i = 1 \quad (\text{رابطه ۸})$$

در معادلات فوق  $\lambda y(x_i, x_j)$  بیانگر سمی‌واریانس بین نمونه‌ها  $\lambda y(x_i, x_0)$  سمی‌واریانس بین نقطه تخمین و نمونه‌های واقع در همسایگی آن نقطه می‌باشد. دستگاه معادلات کریجینگ را می‌توان به منظور برآورد نقطه‌ای و یا برآورد قطعه‌ای انجام داد (Wright et al., 2002; Dent & Walton, 1999).

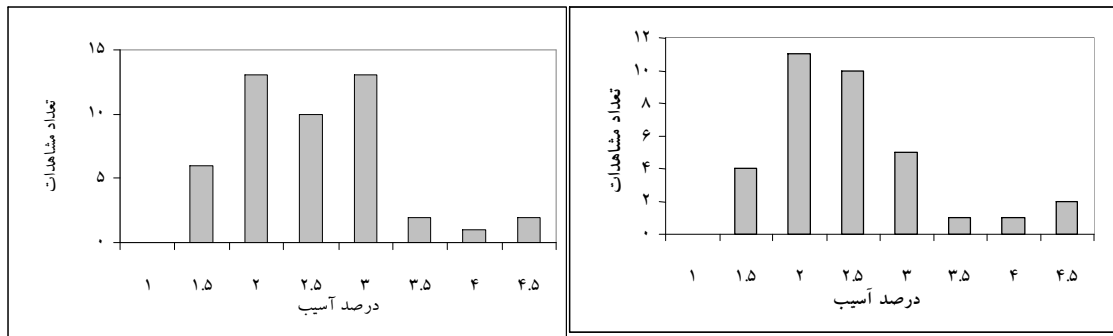
## نتایج

خلاصه آماری داده‌های درصد آسیب کرم میوه‌خوار خرما در سال‌های مختلف در جدول ۲ آمده است. نتایج حاصل از این جدول و همچنین شکل منحنی‌های فراوانی داده‌ها (شکل ۱) بیانگر توزیع داده‌ها با چولگی<sup>۱</sup> نه چندان زیاد و در جهت مثبت است، به گونه‌ای که مقدار میانگین درصد آسیب در سال‌های مطالعه تقریباً برابر میانه می‌باشد و واریانس برای هر سه سال نسبت به مقدار میانگین زیاد نمی‌باشد. در نتیجه میزان انحراف از توزیع نرمال کم بوده و در تجزیه و تحلیل‌های بعدی، به ویژه محاسبه واریوگرام (Krige & Magri, 1982)، اثرات نامطلوبی برجای نخواهد گذاشت.

جدول ۲- خلاصه آماری داده‌های درصد آسیب کرم میوه‌خوار خرما طی سال‌های ۱۳۸۲-۱۳۸۴

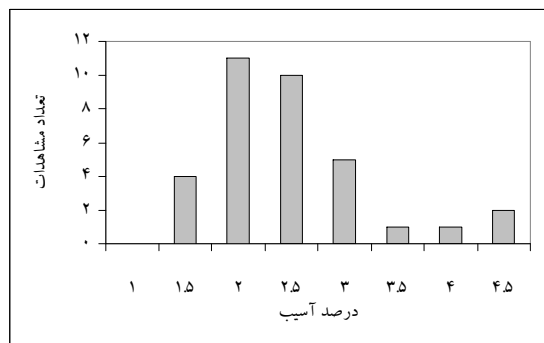
سال‌های مطالعه	۱۳۸۲	۱۳۸۳	۱۳۸۴
میانگین	۲/۲۵	۲/۳۶	۲/۳۶
میانه	۲/۰۹	۲/۴	۲/۴
واریانس	۰/۶۸	۰/۵۱	۰/۵۶
حداقل	۱/۲۳	۱/۲	۱/۳
حداکثر	۴/۷	۴/۵	۴/۶
چولگی	۱/۴۳	۰/۶۹	۰/۶۵

مقایسه متوسط آسیب کرم میوه‌خوار خرما در سه سال نشانگر این نکته است که میزان فعالیت آفت و تراکم جمعیت آن در سه سال تقریباً یکسان می‌باشد. روند مشابهی برای تغییرات واریانس و مقدار ضریب تغییرات مشاهده می‌شود.



ب

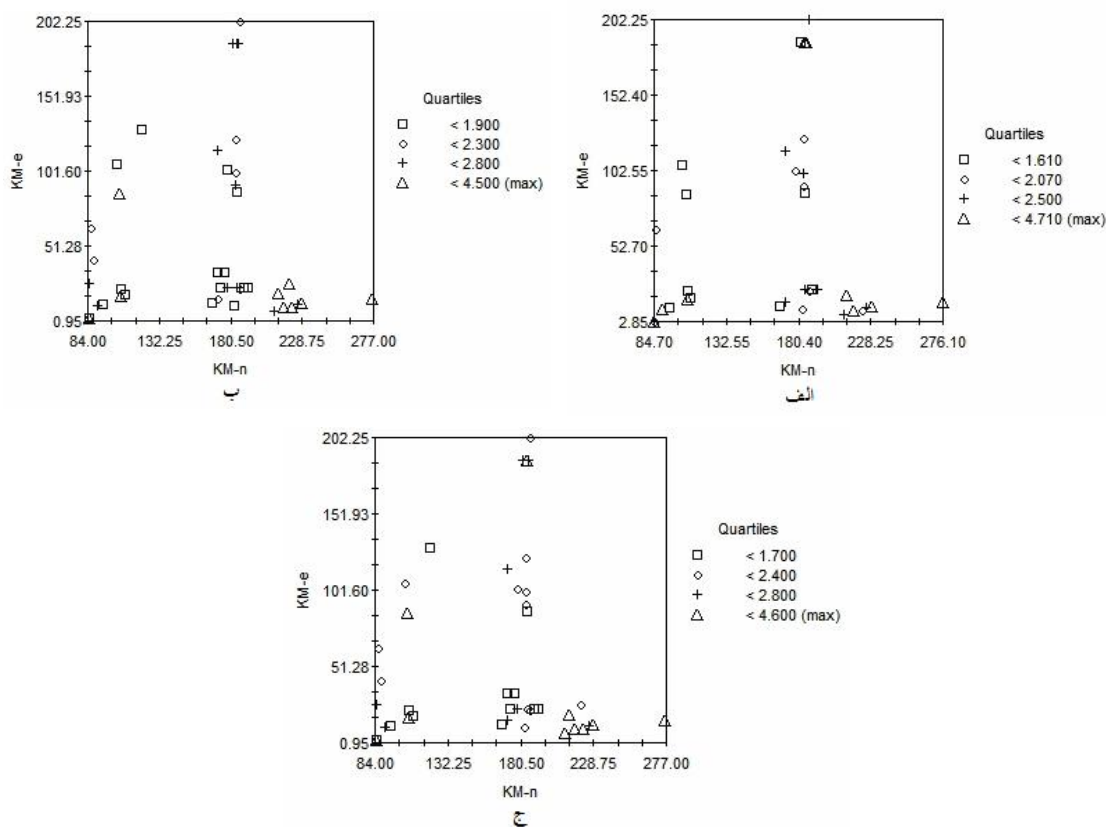
الف



ج

شکل ۱- منحنی توزیع‌های فراوانی داده‌های درصد آسیب کرم میوه‌خوار خرما در سال‌های ۱۳۸۲ (الف)، ۱۳۸۳ (ب) و ۱۳۸۴ (ج)

به منظور پی بردن به چگونگی پراکنش مکانی داده‌ها، محل‌های نمونه‌برداری به صورت نقشه‌های نقطه‌ای در شکل ۲ نمایش داده شده است. در این نقشه از آنجا که در سیستم ژئواستاتستیک شبکه‌بندی بر اساس فواصل مکانی متغیرها از یکدیگر و از یک نقطه مرجع می‌باشد، شمال شرقی‌ترین نقطه مورد مطالعه (واقع در منطقه شوش) را به عنوان مبدا در نظر گرفته و طول از مبدا و عرض از مبدا کلیه نقاط مورد مطالعه نسبت به آن سنجیده شد. این نقشه تصویر روشنی از چگونگی پراکنش مقادیر آسیب کرم میوه‌خوار خرما در منطقه مطالعاتی می‌باشد. همان‌طور که ملاحظه می‌شود بیشترین مقادیر آسیب کرم میوه‌خوار خرما در مناطق جنوب‌غربی و به موازات رودخانه‌های بزرگ کارون و اروندکنار یعنی در نواحی خرماخیز آبادان، خرمشهر و شادگان که جزء اراضی پست استان می‌باشد، واقع گردیده است. درحالی که نواحی شمالی که به تدریج به نواحی سردسیر و کوهستانی در مجاورت استان‌های لرستان و چهارمحال بختیاری نزدیک می‌شوند و از طرفی سطح زیر کشت خرما نیز در آن‌ها کمتر می‌باشد، دارای کمترین آسیب ناشی از کرم میوه‌خوار خرما می‌باشند. نتایج بیانگر این واقعیت است که مقادیر آسیب کرم میوه‌خوار خرما در ارتباط مستقیم با خصوصیات اقلیمی منطقه مورد مطالعه از جمله خصوصیات آب و هوایی، وجود رودخانه‌ها و چگونگی پراکنش سطح زیر کشت خرما در مناطق مختلف مورد مطالعه می‌باشد.



شکل ۲- نقشه پراکنش داده‌های آسیب کرم میوه‌خوار خرما در سال‌های ۱۳۸۲ (الف)، ۱۳۸۳ (ب) و ۱۳۸۴ (ج)

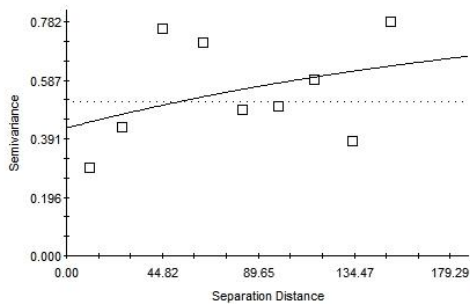
بنابراین هنوز می‌توان شاهد تغییرات و نوسانات شدید آسیب کرم میوه‌خوار خرما در داخل هر کدام از واحدهای فیزیوگرافی منطقه‌ای بود که ناشی از عوامل مختلفی نظیر تنوع حساسیت ارقام کاشته شده و نوع مدیریت باغی و گیاهپزشکی در نخلستان‌های هر واحد می‌باشد.

به منظور بررسی و مطالعه ساختار تغییرات مکانی داده‌های آسیب کرم میوه‌خوار خرما و اریوگرام‌های داده‌ها به حالت‌های خطی، خطی تا سیل، نمایی، کروی و گوسی بررسی شد. شکل ۳ اریوگرام‌های داده‌های سه سال مطالعه به همراه مدل‌های نظری برازش داده شده را نشان می‌دهد. نتایج حاکی از آن است که اریوگرام‌های مربوطه به طور ایده آل با مدل نمایی سازگاری دارند. پارامترهای مربوط به مدل ترجیحی در جدول ۳ نشان داده شده است. مطالعه این اریوگرام‌ها در سطح منطقه به گونه‌ای است که نشانگر وجود یک روند<sup>۱</sup> قوی در دو مقیاس منطقه‌ای و محلی می‌باشد.

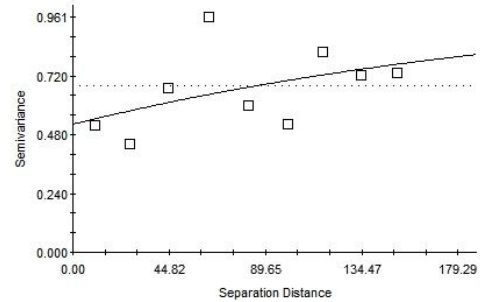
در تمام اریوگرام‌ها میزان اثر قطعه‌ای تقریباً یکسان و حدود ۶۰ درصد آستانه را تشکیل می‌دهد. این امر نشان می‌دهد که تغییرات آسیب کرم میوه‌خوار در فواصلی معادل نمونه‌برداری انتخاب شده و یا کمتر بروز می‌نماید. کم بودن نسبت اثر قطعه‌ای به حد آستانه، باعث افزایش دقت برآورد آماری توسط کریجینگ می‌شود (Southwood, 1975). اریوگرام‌ها دارای دامنه از ۲۲۸ تا ۳۵۵ هستند که به طور وضوح الگوی پراکنش جغرافیایی پراکنش کرم میوه‌خوار را در واحدهای منطقه‌ای نشان می‌دهد. در حقیقت دامنه اریوگرام‌های هر سه سال منطبق بر متوسط فاصله‌ای است که آسیب در واحدهای نمونه‌برداری به طور متناوب در سطح منطقه تغییر می‌نمایند. به طور کلی شباهت عمومی اریوگرام‌ها با یکدیگر بیانگر یکسان بودن ساختار



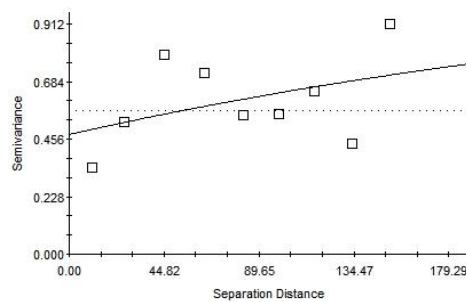
مکانی پراکنش کرم میوه‌خوار خرما در استان خوزستان می‌باشد. به عبارت دیگر، فرآیندهای اکولوژیکی که منجر به شکل‌گیری دامنه پراکنش جمعیت‌های این آفت شده است، می‌تواند در سال‌های مختلف یکسان قلمداد شود.



ب



الف



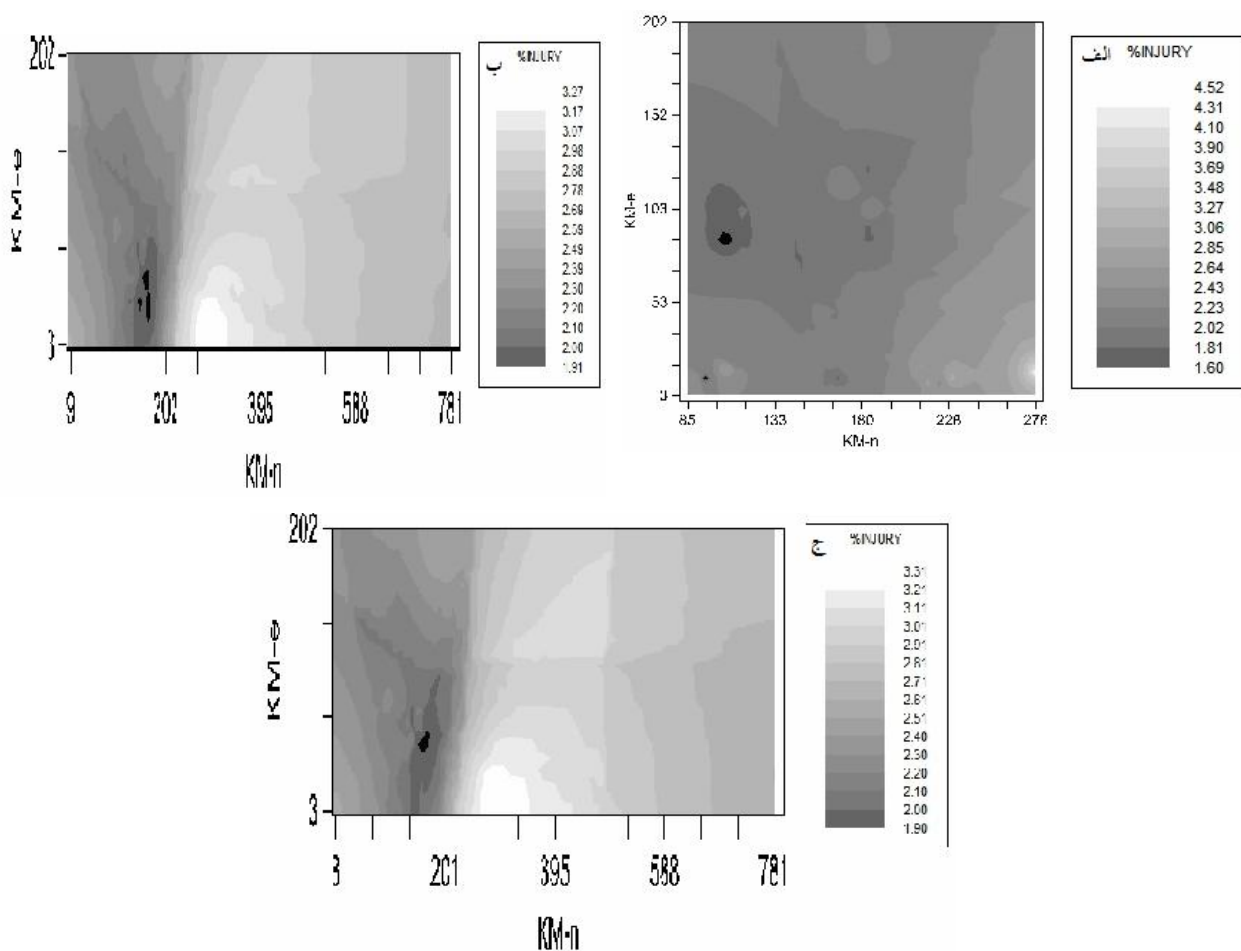
ج

شکل ۳- منحنی‌های مدل‌های واریوگرافی برازش داده شده برای داده‌های آسیب کرم میوه‌خوار خرما ۱۳۸۲ (الف)، ۱۳۸۳ (ب) و ۱۳۸۴ (ج)

به‌منظور تهیه نقشه‌های پراکنش کرم میوه‌خوار خرما در سال‌های مختلف، از روش کریجینگ جهت تخمین در سطح منطقه مطالعاتی استفاده شد. بدین ترتیب برای تخمین مقدار آسیب کرم میوه‌خوار در قطعه‌ای که نمونه‌برداری نشده است از داده‌های به‌دست آمده در همسایگی قطعه مورد نظر استفاده گردید. شکل ۴ نقشه‌های حاصل از آسیب کرم میوه‌خوار خرما را برای سه سال مختلف نشان می‌دهد.

جدول ۳- ضرایب مدل‌های برازش داده شده بر واریوگرام‌های آسیب کرم میوه‌خوار خرما در سال‌های مختلف در استان خوزستان

سال	مدل	اثر قطعه‌ای	حد آستانه	دامنه تأثیر
۱۳۸۲	نمایی	۰/۵۲	۱/۰۴۷	۲۳۹/۵
۱۳۸۳	نمایی	۰/۴۳	۰/۸۵۵	۲۲۸/۲
۱۳۸۴	نمایی	۰/۴۷	۱/۱۵۲	۳۵۴/۸



شکل ۴- نقشه‌های کریجینگ آسیب کرم میوه‌خوار خرما در سال‌های ۱۳۸۲ (الف)، ۱۳۸۳ (ب) و ۱۳۸۴ (ج)

تغییرات تدریجی و پیوسته آسیب کرم میوه‌خوار خرما در سطح منطقه به خوبی توسط نقشه‌های کریجینگ نشان داده شده است. اراضی دارای آسیب زیاد عمدتاً در مناطق پیوسته کشت نخیلات در نواحی جنوب‌غربی در مجاورت رودخانه‌های دائمی استان واقع شده‌اند. از سوی دیگر، مناطق دارای آسیب کم، غالباً در نواحی مجاورت نواحی کوهستانی با ارتفاع زیاد قرار گرفته‌اند. مقایسه نقشه‌های کریجینگ برای سال‌های مختلف مطالعه گویای این واقعیت است که میزان آسیب کرم میوه‌خوار خرما در مناطق اصلی کاشت خرما در استان خوزستان تغییر چندانی نشان نمی‌دهد.

با توجه به نقشه‌های کریجینگ به دست آمده برای برنامه‌ریزی مدیریت مبارزه با کرم میوه‌خوار خرما چهار گروه منطقه‌ای آلودگی<sup>۱</sup> می‌توان در نظر گرفت که شامل گروه‌های زیر می‌باشند:

- گروه اول که شامل مناطق کم‌خطر می‌باشند. در این گروه منطقه‌ای درجه آلودگی بین ۱/۵ تا ۲ متغیر می‌باشد. در این منطقه نیاز به مبارزه شیمیایی فقط در مواقع ضروری وجود دارد و استفاده از روش‌های به‌زراعی می‌تواند درجه آسیب آفت را تا حد چشم‌گیری کاهش دهد.

- گروه دوم که شامل مناطق با خطر متوسط می‌باشند. در این گروه منطقه‌ای، درجه آلودگی بین ۲ تا ۲/۷ متغیر می‌باشد. در این منطقه نیاز به مبارزه شیمیایی در سال‌های مختلف وجود دارد.

1- Pathosystem

- گروه سوم که شامل مناطق با خطر زیاد می باشد. در این گروه منطقه‌ای درجه آلودگی بین ۲/۷ تا ۳/۷ متغیر می باشد. در این منطقه برای کنترل آفت مبارزه شیمیایی چندین نوبت در سال ضرورت دارد.

- گروه چهارم که شامل کانون‌های اصلی آلودگی کرم میوه‌خوار خرما در استان خوزستان می باشد. در این گروه درجه آلودگی بین ۳/۷ تا ۴/۲ متغیر می باشد. مهار آفت در این منطقه در ابتدای فصل برای جلوگیری از دامنه انتشار و کاهش شدت آلودگی سایر مناطق از اهمیت خاصی برخوردار است. تنظیم دقیق برنامه ردیابی و پیش‌آگاهی آفت در این منطقه از اهمیت خاصی برخوردار است.

به کمک نقشه‌های کریجینگ به دست آمده می توان پراکنش و توزیع تشابه بین مناطق مختلف را نشان داد. از نظر عملی یک کاربر خواهان کمترین خطا بوده و در حقیقت میزان خطاهای نقشه نشان‌دهنده درجه قابلیت اعتماد آن می باشد (Story & Congalton, 1994). براساس محاسبات کریجینگ انجام شده قابلیت اعتبار و اتکای نقشه‌های کریجینگ به دست آمده در نشان دادن طبقات مختلف آسیب کرم میوه‌خوار خرما در سال‌های مطالعه از ۷۵ تا ۸۳ درصد تغییر می کند. تفسیر عملی این نتایج بدین گونه است که احتمال متعلق بودن نقاط تخمین زده شده آسیب کرم میوه‌خوار به کلاس‌های مزبور واقع در طبیعت در روش کریجینگ از دیدگاه کاربردی از ارزش کافی برای تصمیم‌گیری برخوردار است. این امر را می توان ناشی از اثرات پیرایشی<sup>۱</sup> مناسب در روش کریجینگ دانست. از سوی دیگر، با توجه به ماهیت کمی این گونه نقشه‌ها، از آن‌ها می توان به عنوان لایه‌های مختلف اطلاعاتی در سیستم‌های اطلاعات جغرافیایی<sup>۲</sup>، جهت تجزیه و تحلیل‌های کمی بهره جست (Story & Congalton, 1994).

نظیر چنین مطالعه‌ای در رابطه با آفات خرما در شرایط داخل یا خارج کشور انجام نشده است تا بتوان مقایسه در آن زمینه انجام داد. اما مطالعاتی که در رابطه با سایر آفات از جمله شته گندم (*Sitobion avenae* Fabricius (Hem.: Aphididae) (Winder et al., 1999) و ساقه‌خوار اروپایی ذرت، (*Ostrinia nubilalis* Hübner (Lep.: Crambidae) (Wright et al., 2002) انجام شده کارایی مناسبی در ردیابی آن‌ها نشان داده‌اند.

## منابع

- بهداد، ا. ۱۳۷۶. آفات درختان میوه ایران. انتشارات یادبود. اصفهان. ۸۲۶ صفحه.
- قریب، ع. ۱۳۷۰. آفات مهم درختان خرما. سازمان ترویج کشاورزی، ۴۱ صفحه.
- لطیفیان، م. ۱۳۷۹. بیواکولوژی آفات خرما. موسسه تحقیقات خرما و میوه‌های گرمسیری. ۲۴ صفحه.
- لطیفیان، م. ۱۳۸۰. بررسی اهمیت کنه تارتین خرما به کمک مدل نمونه‌برداری پیاپی در استان خوزستان. موسسه تحقیقات خرما و میوه‌های گرمسیری. ۱۰ صفحه.
- Dent, D. R. and Walton. M. P. 1999. Methods in ecological & Agricultural Entomology. CAB international. 387pp.
- Dowson, V. H. W. 1982. Date production and protection. Food and Agriculture organization of the United Nations, Room, FAO. Plant production and protection paper, 35: 1-294.
- Ellsbury, M. M., Woodson, W. D., Clay, S. A., Malo, D., Schumacher, J., Clay, D. E. and Carlson, C. G. 1998. Geostatistical characterization of spatial distribution. Environmental Entomology, 27(4): 910-917.
- Goovaets, p. 1997. Geostatistics for Natural Resources Evaluation. Oxford University presses. 512pp.
- Journel, A. G. and Huijbregts, C. J. 1978. Mining Geostatistics. Academic press. Inc. 599pp.
- Katherine. A. R. 2001. Geostatistic using SAS software. Own analytic inc. Deep. River, CT. 6pp.

1- Smoothing effect

2- Geographical Information System(GIS)

- Krige, D. G. and Magri, E. J. 1982.** Studies of the effects of outliers and data transformation on variogram estimates for a base metal and a gold ore body. *Mathematical Geology*, 14: 557-567.
- Liebhold, A. M., Zhang, X., Hohn, M. E., Elkinton, J. S., Ticehurst, M., Benzon, C. L. and Campbell, R. W. 1991.** Geostatistical analysis of Gypsy moth (Lepidoptera: Lymantridae) egg mass population. *Environmental Entomology*, 20(5): 1407-1417.
- Srividya, A., Michael, E., Palaniyandi, M., Pani, S. P. and Das, P. K. 2002.** A Geostatistical analysis of geographic distribution of Lymphatic filariasis prevalence in southern India. *American Journal of Tropical Medicine and Hygiene*, 67 (5): 480-489.
- Southwood, T. R. L. 1975.** Ecological method. Chapman and Hall, Newyork. 391pp.
- Story, M. and Congalton, R. G. 1994.** Accuracy assessment: A user's perspective: L. K. Fenestermaleer (Editor). Remote sensing thematic assessment. American society for photogrammetry and remote sensing, pp: 257-259.
- Winder, L., Perry, J. N. and Holland, J. M. 1999.** The spatial and temporal distribution of the grain aphid *Sitobion avenae* in winter wheat. *Entomologia Experimentalis et Applicata*, 93: 277- 290.
- Wright, R. J., Devries, T. A., Young, L. J., Jarvi, K. J. and Seymout, R. C. 2002.** Geostatistical analysis of small-scale distribution of european corn borer (Lepidoptera: Crambidae) larvae and damage in whorl stage corn. *Environmental Entomology*, 31(11): 160-167.

## Study of the Lesser moth *Batrachedra amydraula* (Lep.: Batrachedridae) distribution based on geostatistical models in Khuzestan province

M. Latifian<sup>\*1</sup>, E. Soleyman-Nejadian<sup>2</sup>

1- Date Palm and Tropical Fruits Research Institute, Ahwaz, Iran

2- Plant Protection Department, Agricultural faculty, Shahid Chamran University, Ahwaz, Iran

### Abstract

*Batrachedra amydraula* (Ba) is one of the most important date pests in Khuzestane province. In this research cluster sampling method was carried out for studying the geostatistical models of its distribution during 2002-2005. Sites of sampling (including 65 plots) were distributed from 25.59 to 32.08 geographical longitudes and 48.8 to 50.1 geographical latitude in Khuzestane province. Variography of distributions on different sites were studied based on Spherical, Exponential, Linear, Linear to sill and Gaussian models and their Kriging maps were drawn. Results showed that the best model for the pest was Exponential. Nuggets were 0.52, 0.43 and 0.47 for three years, respectively. These results showed that bias of the pest damage estimation was low at the distances less than within sampling space. Effective ranges of variograms were 239.5, 228.2 and 354.8 kilometers for three years respectively. The data indicate that the mean damages of the pest are not correlated at more than these distances. Sill of models were 1.047, 0.855 and 1.152 for three years respectively which indicated that the population distribution in the region. Results of this research confirmed that the geostatistic method was a precise sample and low cost for evaluating the pest damage in integrated pest management.

**Key words:** Date palm, Lesser moth, Geographical distribution, Geostatistic, Khuzestan

\* Corresponding Author, E-mail: [Masoudlatifian@yahoo.com](mailto:Masoudlatifian@yahoo.com)

Received: 3 February 2009 - Accepted: 14 April 2009

