

## طرح نمونهبرداری استاندارد شده برای سفیدبالک یاس در باغ‌های *Aleuroclava jasmini* (Takahashi) (Hem.: Aleyrodidae) مرکبات استان خوزستان

سعید باقری<sup>۱\*</sup>، فرحان کچیلی<sup>۲</sup>، محمد سعید مصدق<sup>۳</sup>، پرویز شیشه بر<sup>۴</sup> و ابراهیم سلیمان نژادیان<sup>۵</sup>

۱. دانشجوی دکتری دانشگاه شهید چمران اهواز و عضو هیئت علمی مرکز تحقیقات کشاورزی صفتی آباد، دزفول، ۲، ۳ و ۴، به ترتیب دانشیار، استاد و استاد گروه گیاه پزشکی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه شهید چمران اهواز<sup>۵</sup>-دانشیار گروه گیاه پزشکی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه آزاد اسلامی- واحد اراک

(تاریخ دریافت: ۹۲/۷/۸ تاریخ پذیرش: ۹۲/۱۱/۱۲)

### چکیده

طی سال‌های ۹۰-۱۳۸۹ توزیع فضایی، سطوح دقت و تعداد نمونه برای ارزیابی جمعیت سفیدبالک یاس (*Aleuroclava jasmini* (Takahashi)) در باغ‌های مرکبات استان خوزستان بررسی شد. بدین منظور، نمونهبرداری طبقه‌ای تصادفی از ۴۱ باغ، در چهار جهت جغرافیایی باغ و از چهار سمت درختان (۵ برگ کامل روی هر سمت درخت) انجام شد. جمعیت تخم، سنین ۴-۱ پورگی و پوسته‌های شفیرگی در یک سانتی‌متر مربع از سطح زیرین برگ‌ها شمارش شد. نتایج نشان داد که میانگین جمعیت برای تخم و پورگها به ترتیب  $34/9$  و  $49/13$  پوره در سانتی‌متر مربع برگ بود. بین میانگین تغییرات نسبی RV در دو نسل بهار و پاییزآفت، جهت‌های جغرافیایی باغ و نیز جهت جغرافیایی برگ‌ها روی درختان برای هیچیک از مراحل نشو و نمایی آفت اختلاف معنی‌داری وجود نداشت. نتایج برآکنش فضایی بین باغ‌های مختلف با استفاده از دو مدل آیوانو و قانون تیلور نشان داد که مدل تیلور به نحو مطلوب‌تری داده‌ها را برآش می‌نماید ( $R^2$  بین  $0/94$  تا  $0/96$ ). ضرایب رگرسیونی معادله خط (b) برای تخم، پورگها و پوسته‌های شفیرگی به ترتیب  $1/82$ ،  $1/67$  و  $1/79$  بوده که بیانگر توزیع تجمعی جمعیت‌ها در پهنه باغ‌های استان می‌باشد. میزان شاخص تجمع عمومی  $K_{common}$  برای جمعیت به ترتیب  $0/29$ ،  $0/36$ ،  $0/57$  و  $0/70$  تعیین شد. پایین ترین سطح دقت مجاز برای این آفت  $12/5$  درصد تعیین شد. تعداد نمونه ثابت برای شمارش مرحله تخم، پوره، پوسته شفیرگی، مجموع دو مرحله زیستی زنده و کل جمعیت در سطح  $25$  درصد به ترتیب  $55$ ،  $45$ ،  $28$ ،  $23$  و  $20$  برگ تعیین شد.

**واژه‌های کلیدی:** سفیدبالک یاس، نمونهبرداری طبقه‌ای، شاخص تجمع عمومی  $K$ ، تعداد نمونه ثابت

## مقدمه

اولین گزارش از حضور این آفت در پالثارکتیک غربی را از مصر ذکر نموده اند (Amin, 1997). اولین گزارش حضور آن در خاورمیانه به عنوان یک آفت غیر بومی در سال ۲۰۰۱ از استان دیاله کشور عراق ذکر و انتشار آن با جمعیت های زیان بار در سراسر این کشور گزارش شده است (Hama *et al.*, 2006).

در ایران سفیدبالک یاس اولین بار روی درخت گنار از شهرستان داراب با نام *Aleurotuberculatus* sp. گزارش شد (Zarrabi, 1991) سپس روی مرکبات استان بوشهر جمع آوری شده (Zarrabi, 1999) و به نظر می رسد این آفت پیش از مصر و عراق در ایران وجود داشته است. این آفت در فهرست آفات قرنطینه ای در ایران و جهان قرار ندارد. راسخ (Rasekh, 2010) انتشار، دامنه میزانی و دشمنان طبیعی این سفیدبالک را در استان فارس بررسی نموده است.

شمارش همه حشرات ساکن در یک زیستگاه طبیعی ناممکن بوده، ولذا تخمین جمعیت ها با نمونه برداری می شود. این برآورد متناسب با مقدار انرژی و هزینه صرف شده، می بایست بیشترین دقت<sup>۵</sup> را داشته باشد (Southwood, 1978). پایش از جمعیت های سفیدبالک ضرورت داشته و لازمه این پایش، نمونه برداری با دقت زیاد می باشد. اتخاذ روش نمونه برداری متناسب با زیست شناسی آفت، صحت<sup>۶</sup> نمونه برداری را تعیین می نماید (Gerling, 2003). مجموعه ای از چندین واحد نمونه برداری را یک نمونه گویند (Pedigo, 2004). تعداد نمونه برداری سطح دقت را مشخص می نماید (Gerling, 2003).

بیشتر مطالعات انجام شده روی گونه های سفید بالک نشان داده است که مراحل نابالغ و بالغ دارای توزیع تجمعی هستند (Dowel, 2003). مطالعه دوول و چری (Dowell and Cherry, 1981) توزیع سیاه بالک مرکبات را در میان درختان مرکبات از نوع تجمعی تعیین نموده است. آر گوف و همکاران (Argov *et al.*, 1999) با استفاده از قانون توان

از ۱۵۵۶ گونه سفید بالک توصیف شده فقط تعداد کمی به عنوان آفت شناخته شده اند (Martin, 2007) and Mound, 2007). در این میان ۱۰۵ گونه سفید بالک به درختان مرکبات خسارت می زند که مبداء ۵۹ گونه از آن ها منطقه نوتروپیک<sup>۱</sup>، ۳۲ گونه با منشأ آسیایی و تعداد کمی نیز از سایر مناطق دنیا گزارش شده اند (Argov, 2008 and Gerling, 2003). سفید بالک ها از ابتدای قرن یستم به عنوان آفات خسارتزا در مرکبات مطرح شده اند (Gerling, 2003). *Dialeurooides citri* Ashmead سفید بالک مرکبات *Aleurothrixus floccosus* Maskell سیاه بالک مرکبات *Aleurocanthus woglumi* Ashby روی مرکبات و برخی نهال های زینتی در فلوریدا متداول و خسارتزا گزارش شده اند (Hodges and Evans, 2005). تراکم های با بیش از ۴۰ پوره در سانتی متر مریع در برگ های مرکبات گزارش شده است (Gerling, 2003).

سفید بالک یاس (*Aleuroclava jasmini* Takahashi) یکی از گونه های با منشأ آسیا- استرالایی است که اولین بار روی گونه ای یاس (*Jasminum* sp.) در تایوان گزارش شد. پراکندگی این گونه بیشتر محدود به مناطق شرقی<sup>۲</sup> شامل چین، هنگ کنگ، ژاپن، تایوان، تایلند، استرال- آسیایی<sup>۳</sup> از قبیل استرالیا، اندونزی، گوام، هاوائی، مالزی، فیلیپین و پالثارکتیک<sup>۴</sup> مانند هندوستان گزارش شده است (Evans, 2008). فعالیت سفید بالک یاس اخیراً در سراسر مناطق گرم تر دنیا در حال گسترش می باشد، به گونه ای که تاکنون از سه کشور اروپایی، دو کشور آفریقایی، ۱۶ کشور آسیایی و پنج کشور امریکایی گزارش شده است (Rasekh, 2010; and Anderson, 2011). این گونه آفتی چند خوار بوده که به درختان مرکبات نیز خسارت می رساند (Evans, 2008). مالومفی و اندرسون (Evans, 2008) و اوونز (Malumphy and Anderson,

<sup>۵</sup>Precise

<sup>۶</sup>Accuracy

<sup>۱</sup>. Neotropic

<sup>۲</sup>. Oriental

<sup>۳</sup>. Australasian

<sup>۴</sup>. Palearctic

(Gusmao *et al.*, 2005) و منسولد و همکاران (Mansveld *et al.*, 1978) این شاخص را به ترتیب برای سفید بالک پنbe و سفید بالک گلخانه (*Trialeurodes vaporariorum* (Westw.)) تعیین نمودند. در ایران نعمتی (Nemati, 2005)، محبیسی (Afshari, 2007) و افشاری (Mohiseni, 2007) این شاخص را به ترتیب برای مراحل نشو و نمایی که تارتن دولکه ای (*Tetranychus turkestanii* U. and N.) برای (*Eurygaster integriceps* Put. و برای دشمنان طبیعی شته سبز پنbe *Aphis Glover*.*gossypii* تعیین کردند.

با وجود این که در مورد پراکنش و توزیع فضایی و سایر جنبه‌های بیوکولوژی سفید بالک‌ها تحقیقات وسیعی در دنیا و ایران صورت گرفته است ولی تاکنون در مورد توزیع فضایی و تعیین اندازه نمونه برای سفید بالک یاس و نیز سایر سفید بالک‌های خسارت‌زای مرکبات در ایران مطالعات زیادی انجام نشده است. این تحقیق با هدف تعیین توزیع فضایی این آفت و نیز برآورد شاخص تجمع عمومی (Kc) و تعیین تعداد نمونه ثابت برای ارزیابی جمعیت این آفت در باغ‌های استان خوزستان انجام شد.

### مواد و روش‌ها

تصمیم گیری برای انجام نمونه برداری، بر اساس یک نمونه اولیه با ۳۰۰ برگ که به طور کاملاً تصادفی بدون توجه به تعداد درخت از یک باغ گرفته شد، انجام شد و به منظور ارزیابی آسودگی باغ‌های مرکبات، با استفاده از رابطه ۱ با سطح دقت ۱۰ درصد تعداد نمونه لازم برای نمونه برداری و شمارش تخم و مراحل پورگی به ترتیب ۷۶ و ۵۶ برگ برآورد شد. از این‌و تصمیم گرفته شد در این تحقیق از هر باغ تعداد ۸۰ برگ نمونه برداری شود.

$$n = \left( \frac{S^2}{D^2 X^2} \right) \quad (1)$$

در این رابطه  $n$  تعداد نمونه،  $S^2$  واریانس برآورد شده،  $D$  سطح دقت،  $\bar{X}$  میانگین برآورد شده نمونه می‌باشد (Young and Young, 1998; Bacci *et al.*, 2008; Radjabi, 2008). نمونه برداری‌ها از خرداد ماه ۱۳۸۹ تا

تیلور<sup>۱</sup> و مدل رگرسیونی میانگین ابوبهی آیوائو<sup>۲</sup> جمعیت‌های سفیدبالک مرکبات را در فلسطین اشغالی بررسی نموده که بر این مبنای مدل تیلور به نحو مطلوب‌تری داده‌ها را برآذش نموده و پراکنش آفت نیز از نوع تجمعی تعیین شده است. در ایران مطالعات زندی سوهانی (Zandi, 2008) و کچیلی (Sohani, 2008) پراکنش *Bemisia tabaci* (Gennadius) را در مزارع خیار، بامیه، خربزه و خیار چنبر به صورت کپه‌ای گزارش نموده‌اند.

طرح‌های نمونه‌برداری به منظور تعیین سطوح جمعیتی آفت بر اساس تعداد ثابت نمونه (نمونه‌برداری استاندارد شده<sup>۳</sup>)، و یا تعداد نمونه متغیر (نمونه‌برداری پیاپی یا دنباله‌ای<sup>۴</sup>) استوار شده اند (Bacci *et al.*, 2008; Gusmao *et al.*, 2005). در طرح نمونه‌برداری استاندارد شده نیاز به نیروی کار و مخارج نمونه‌برداری حداقل‌تر است، زیرا در این روش بدون توجه به تراکم آفت به یک اندازه نمونه گرفته می‌شود. این روش برای تعیین مؤلفه‌های اصلی از قبیل واحد نمونه، تعداد نمونه، روش نمونه‌برداری که برای تصمیم سازی در IPM ضرورت دارند، مورد نیاز می‌باشد. به علاوه، طرح‌های نمونه‌برداری استاندارد شده، مدل‌هایی برای تعیین اعتبار و تأیید روش نمونه‌برداری دنباله‌ای می‌باشند (Gusmao *et al.*, 2005; Pedigo and Zeiss, 1996; Bacci *et al.*, 2008). یکی از مؤلفه‌های مهم در طرح نمونه‌برداری استاندارد شده برای جمعیت‌های با پراکنش تجمعی شاخص تجمع عمومی Kc می‌باشد. همچنین در نمونه‌برداری دنباله‌ای برای چنین جمعیت‌هایی تعیین مقدار Kc در بردارنده بهترین نتایج می‌باشد. مقدار شاخص تجمع عمومی برای تعداد کمی از آفات تعیین شده است. برای مثال *Frankliniella schultzei* و تریپس هندوانه (*Thrips palmi* (Karny)) تعبیین شده است (Bacci *et al.*, 2008).

<sup>1</sup>. Taylor's Power Law

<sup>2</sup>. Iwao's regression of mean crowding

<sup>3</sup>. Standardized sampling plan or Fixed sampling plan

<sup>4</sup>. Sequential sampling plan

نمونه‌برداری طبقه‌ای تصادفی شامل جهت جغرافیایی به منظور تعیین توزیع فضایی این حشره از دو شاخص رگرسیونی مهم قانون توان تیلور و شاخص آیوائو استفاده شد (Radjabi, 2008 ؛ Southwood, 1995) این دو شاخص

به ترتیب به وسیله روابط<sup>۳</sup> و<sup>۴</sup> محاسبه می‌شوند:

$$\log S^2 = \log a + b \log \bar{x} \quad (3)$$

$$m^* = \alpha + \beta m \quad (4)$$

$S^2$  واریانس نمونه‌ها؛  $a$  عرض از مبداء؛  $b$  و  $\beta$  شیب خط رگرسیون؛  $\bar{x}$  و  $m$  میانگین نمونه‌ها؛  $m^*$  شاخص میانگین از دحام لوید<sup>۵</sup> است که با رابطه<sup>۶</sup> محاسبه می‌شود.

اگر  $b$  بزرگتر از ۱ باشد توزیع نمونه‌ها با توزیع دوجمله‌ای منفی و اگر  $b$  مساوی یا کوچکتر از ۱ باشد، به ترتیب با توزیع تصادفی و یکنواخت مطابقت دارد. چنانچه  $\beta > 1$  و یا  $\beta = 1$  باشد به ترتیب نشان‌دهنده توزیع دوجمله‌ای منفی و توزیع تصادفی است،  $\beta < 1$  در مدل آیوائو تعریف نشده است (Radjabi, 1995 ؛ Nestel et al., 1995 ؛ Southwood, 2000 ؛ Pearsall and Myers, 2008 ؛ 2008). برای آزمون اختلاف ضرایب  $b$  تیلور و آیوائو با مقدار عددی ۱، از رابطه<sup>۷</sup> استفاده شد.

$$m^* = m + \left( \frac{S^2}{m} \right) - 1 \quad (5)$$

$$t = (Slope - 1) / Se_{Slope} \quad (6)$$

در رابطه فوق  $Slope$ ،  $Se_{Slope}$  به ترتیب معادل با ضرایب تیلور یا آیوائو و خطای معیار آنها در معادلات رگرسیونی می‌باشند. مقدار  $t$  محاسبه شده با مقدار جدول<sup>۸</sup>، با درجه آزادی  $n-1$  و سطح اطمینان ۹۵٪ و ۹۰٪ مقایسه شد. چنانچه  $t$  محاسبه شده از مقدار  $t$  جدول کوچکتر باشد بیانگر قبول فرض  $Slope = 1$  است که در این صورت توزیع

<sup>2</sup>. Lloyd's Mean Crowding Index

اردیبهشت ۱۳۹۰ انجام گرفت. تعداد ۴۱ باغ در قالب قرار گرفتن درخت درون باغ شامل چهار درخت یا طبقه در اضلاع شمال، جنوب، شرق و غرب هر باغ جهت نمونه‌گیری برگ‌ها روی درخت شامل چهار جهت یا طبقه در سمت شمال، جنوب، شرق و غرب هر درخت بود. از هر جهت درختان تعداد پنج برگ از ارتفاع ۱/۵ متری سطح زمین نمونه‌برداری و در کیسه‌های پلاستیکی جداگانه برای شمارش به آزمایشگاه منتقل شد (در مجموع ۲۰ برگ از هر جهت و ۲۰ برگ از هر درخت). شمارش در یک سانتی‌متر مربع از سطح زیرین برگ و روی رگره‌گ اصلی در سطح قاعده‌ای برگ بلافتاله زیر پهن‌ترین قسمت برگ برای مرحله تخم، و در عریض‌ترین قسمت برگ روی پهنک برای پوره‌ها با استفاده از کادرهای ۱×۱ انجام شد. تعداد نمونه بر اساس قابلیت اعتماد تعیین شده در چارچوب تغییرات نسبی<sup>۹</sup> (RV)، یکی از راههای تعیین تعداد نمونه است. مقدار شاخص آماری تغییرات نسبی با میزان دقت و صحت مشاهده‌ها و محاسبه‌ها ارتباط مستقیم دارد و معیاری مناسب و ارزشمند برای محک زدن مشاهده‌ها می‌باشد. مقدار RV بسته به هدف می‌تواند بین ۵ تا ۲۵ درصد متغیر و مورد انتظار باشد. بدیهی است برای دست‌یابی به دقت بیشتر، تعداد نمونه بیشتر ضرورت دارد و هر چه مقدار RV کمتر باشد نتایج حاصله قابلیت اعتماد بیشتری دارد (Radjabi, 2008؛ Bacci et al., 2008؛ Pedigo et al. 1982؛ Ruesink, 1980). با توجه به تفاوت تراکم‌های آفت در نسل بهاره و پاییزه، محاسبات این شاخص با استفاده از رابطه<sup>۱۰</sup> دو دوره زمانی فوق و برای درختان و برگ‌های قرار گرفته در جهت‌های جغرافیایی چهارگانه انجام گرفت. در این رابطه خطای استاندارد نمونه می‌باشد. نسبت  $Se_{Slope} / \bar{X}$  سطح دقت Radjabi, 2008 مشخص می‌شود (Ruesink, 1980).

$$RV = \left( \frac{Se_{Slope}}{\bar{X}} \right) \times 100 \quad (2)$$

### تعیین توزیع فضایی شاخص‌های تیلور و آیوائو

<sup>1</sup>. Relation Variation

ضریب زاویه این خط رگرسیون، برابر با وارون شاخص تجمع عمومی ( $K_c$ ) خواهد بود و یا به عبارتی شاخص تجمع عمومی برابر با وارون شیب این خط است (رابطه ۱۰).

$$K_c = \frac{1}{b} \quad b = \frac{1}{K_c} \quad (10)$$

#### تعیین سطح دقت و اندازه نمونه

برای انتخاب سطح دقت واقعی و عملی برای این آفت در برنامه نمونه برداری، با قرار دادن میانگین و  $K_p$  های محاسبه شده برای هر باغ، در رابطه ۱۱ اندازه نمونه ( $n_p$ ) در سطوح دقت ۵، ۱۰، ۷/۵، ۱۲/۵، ۱۵، ۱۷/۵، ۲۰، ۲۲/۵ و ۲۵ درصد به طور جداگانه، برای هر باغ محاسبه شده و بین این سطوح دقت با میانگین اندازه های نمونه به دست آمده رابطه رگرسیونی برقرار شد. آنجایی که میانگین اندازه نمونه کمترین تغییرات را نشان می داد، به عنوان سطح دقت منتخب در نظر گرفته شد (Gusmao, 2005).

$$n_p = \frac{\frac{1}{\bar{X}_p} + \frac{1}{K_p}}{D^2} \quad (11)$$

در رابطه ۱۱،  $n_p$  تعداد نمونه محاسبه شده برای هر باغ،  $X_p$  شاخص تجمع دو جمله ای منفی جزئی هر باغ،  $K_p$  میانگین برآورد شده در هر باغ،  $D$  درجه های دقت بین ۵-۲۵ درصد (Young and Young, 1998 ; Bacci et al., 2008; Radjabi, 2008) می باشد.

حداکثر تغییرات قبل پذیرش بین بالاترین سطح دقت (%) و سایر سطوح به ترتیب نزولی با استفاده از آزمون فیشر ( $P < 0.05$ ) تعیین شد. پایین ترین سطح دقتی که با سطح ۲۵ درصد اختلاف معنی دار آماری نشان نداد برای محاسبه اندازه نمونه مناسب تشخیص داده شد. تعداد نمونه عمومی ( $n_c$ ) برای تخمین جمعیت آفت در سطح دقتی که می توان برای آن در نظر گرفت از طریق رابطه ۱۲ به دست Young and Young, 1998 ; Bacci et al., 2008; Radjabi, 2008:

$$n_c = \frac{\frac{1}{\mu} + \frac{1}{K_c}}{D^2} \quad (12)$$

در رابطه ۱۲،  $n_c$  تعداد نمونه عمومی محاسبه شده بر اساس داده های کل باغ ها،  $\mu$  میانگین جمعیت در کل باغ ها،

فضایی تصادفی است و چنانچه  $t$  محاسبه شده بزرگتر از  $t$  جدول باشد بیانگر این است که شب خط با عدد ۱ اختلاف معنی دار داشته، حال اگر  $1 > Slope$  باشد توزیع فضایی تجمعی، و اگر  $1 < Slope$  باشد توزیع یکنواخت است (Tsai et al., 2000).

#### تعیین شاخص تجمع $K$

سوث وود (Southwood, 1978) سه روش برای محاسبه  $K$  پیشنهاد داده است که در این تحقیق از روش عمومی که از رابطه ۷ بدست می آید، استفاده شد. این روش ساده در مواردی که شدت تجمع متوسط است و یا به عبارتی  $K$  برابر با ۳ یا کمتر است می توان به کار برده شود (Radjabi, 2008 ; Southwood, 1978). با استفاده از میانگین و واریانس داده های جمع آوری شده از هر باغ، شاخص تجمع جزئی ( $K_p$ ) هر یک از مراحل نشو و نمایی سفید بالک یاس شامل تخم، پوره ها، پوسته شفیرگی به تفکیک برای آن باغ تعیین شد. مقدار  $K_p$  و  $\frac{1}{K_p}$  (در مواردی که توزیع دو جمله ای منفی بود) برای مراحل زیستی در هر یک از باغ ها محاسبه شد. در رابطه  $K_p$  شاخص تجمع جزئی هر باغ می باشد.

$$K_p = \frac{\bar{X}^2}{S^2 - \bar{X}} \quad (7)$$

#### محاسبه شاخص تجمع عمومی $K_c$

در صورتی که رابطه رگرسیونی بین میانگین داده های جمعیتی با مقادیر  $1/K_p$  محاسبه شده در باغ های مختلف معنی دار نباشد، ارائه شاخص تجمع عمومی  $K_c$  برای آن Mohiseni 2007; Bliss and (Owen, 1958 ; Elliot, 1979) تجمع عمومی ( $K_c$ )، ابتدا برای هر باغ مقادیر  $X_n$  و  $Y_n$  با استفاده از روابط ۸ و ۹ برآورد و سپس بین این مقادیر رابطه رگرسیونی برقرار شد. در رابطه هفت،  $N$  تعداد نمونه برگی در هر باغ می باشد.

$$Y_n = S^2 - \bar{X} \quad (9)$$

$$X_n = \bar{X} - \left( \frac{S^2}{N} \right) \quad (8)$$

تفاوت معنی داری مشاهده نشد. همچنین بین نسل (فصل) نمونه برداری با جهت جغرافیایی درختان درون باغها اثر متقابل مشخصی برای جمعیت مراحل رشدی مختلف مشاهده شد.

مقادیر تغییرات نسبی ( $RV$ ) دوباره با استفاده از آزمون دوطرفه فاکتوریل ( $2 \times 4 \times 15$ ) با دو عامل فصل (در دو سطح) و موقعیت برگها در جهت های جغرافیایی درخت (در چهار سطح) با ۱۵ تکرار (۱۵ باغ) تجزیه و تحلیل شد. مقادیر تغییرات نسبی بین برگ های قرار گرفته در جهت های جغرافیایی مختلف روی درختان در نسل بهاره هیچگونه اختلاف معنی داری برای جمعیت تخم ( $P < 0.054$ ), مراحل پورگی ( $P < 0.079$ ) و پوسته های شفیرگی ( $P < 0.034$ ) نشان نداد. در نسل پاییزه نیز چنین اختلافی برای جمعیت تخم ( $P < 0.041$ ), مراحل پورگی ( $P < 0.065$ ) و پوسته های شفیرگی ( $P < 0.085$ ) مشاهده نشد. اختلاف معنی داری بین دو نسل بهاره و پاییزه از نظر مقادیر تغییرات نسبی برای جمعیت تخم ( $P < 0.064$ ), مراحل پورگی ( $P < 0.086$ ) مشاهده نشد و در نهایت هیچگونه اثر متقابل معنی داری نیز بین جهت جغرافیایی برگ های نمونه گیری شده روی درختان با نسل (فصل) نمونه برداری برای هیچیک از مراحل رشدی مشاهده نشد.

به عنوان یک نتیجه گیری کلی از آنچه تاکنون ذکر شد، باید اظهار داشت مقادیر تغییرات نسبی در این آزمایش تحت تأثیر فصل، جهت های جغرافیایی درختان درون باغ و نیز بین قرار گیری برگها در جهت های جغرافیایی درختان قرار نگرفته است. این بدان معنا است که زمان و جهت نمونه برداری روی درختان و موقعیت درخت درون باغ روی دقت نمونه برداری اثری ندارد، هر چند ارزیابی تراکم آفت در این موقعیت ها نشان دهنده تفاوت آماری بین سطوح جمعیتی می باشد. از این رو، در بررسی تعیین توزیع فضایی، شاخص های  $K_c$  و تعیین سطح دقت نمونه برداری از داده های حاصل از ۸۰ برگ نمونه برداری شده از هر باغ بدون توجه به

$K_c$  شاخص تجمع دو جمله ای منفی عمومی،  $D$  درجه های دقت نمونه برداری مجاز می باشند.

## نتایج و بحث

### الف) شمای کلی باغ های جامعه آماری

آلودگی به تخم آفت در باغ های مورد بررسی بین صفر تا ۳۴٪ تخم در هر سانتی متر مربع در نوسان بود. مراحل پورگی سفید بالک یاس از پوره سن ۱ تا ۴ نیز در دامنه ای بین صفر تا ۱۳٪ پوره در هر سانتی متر مربع برگ متغیر بود. حداقل تراکم جمعیتی ذکر شده برای سفید بالک مرکبات *D. citri* تا ۴۸٪ پوره به ازای هر سانتی متر مربع برگ از کشور روسیه ذکر شده و در فرانسه ۲۲٪ پوره در سانتی متر مربع برگ پرتقال گزارش شده است (Gerling, 2003). حال آنکه میانگین جمعیت شمارش شده در باغ های با آلودگی بالا در منطقه دزفول به ترتیب ۴۹/۱۳، ۴۶/۵، ۴۵/۵، ۲۹/۰۹، ۲۱/۱ و ۱۵٪ پوره به ازای هر سانتی متر بود که بیان کننده جمعیت های بسیار بالا در چنین باغ هایی است. در ۲۸/۶ و ۲۹/۹ درصد از باغ ها به ترتیب تعداد جمعیت تخم و پوره برابر با صفر بود. لذا در بررسی های بعدی، داده های این باغ ها کار گذاشته شدند.

ب) بررسی تغییرات نسبی در نمونه برداری ها از سفید بالک یاس در جهت های جغرافیایی مختلف از ۴۱ باغ نمونه برداری شده، فقط از داده های ۳۰ باغ شامل ۱۵ باغ در دوره بهار - تابستان و ۱۵ باغ در دوره پاییز - زمستان استفاده شد. ابتدا مقادیر تغییرات نسبی ( $RV$ ) با استفاده از آزمون دوطرفه فاکتوریل ( $2 \times 4 \times 15$ ) با دو عامل فصل (در دو سطح) و موقعیت جغرافیایی درختان در باغ (در چهار سطح) با ۱۵ تکرار (۱۵ باغ) تجزیه و تحلیل شد. بین موقعیت قرار گرفتن درختان در جهت های جغرافیایی مختلف درون باغ، در نسل بهاره برای جمعیت تخم ( $P < 0.027$ ), مراحل پورگی ( $P < 0.063$ ) و پوسته های شفیرگی ( $P < 0.016$ ) همچنین در نسل پاییزه برای جمعیت تخم ( $P < 0.061$ ), مراحل پورگی ( $P < 0.091$ ) و پوسته های شفیرگی ( $P < 0.092$ ) اختلاف معنی دار آماری مشاهده نشد. به همین ترتیب بین دو نسل بهاره و پاییزه برای جمعیت تخم ( $P < 0.008$ ), مراحل پورگی ( $P < 0.094$ ) و پوسته های شفیرگی ( $P < 0.029$ ) از نظر مقدار تغییرات نسبی

شته‌های غلات (Elliot and Kiechhefer, 1987)، بیشتر دشمنان طبیعی شته سبز پنه (Afshari, 2007)، سفیدبالک پنه روی نوعی طالبی (Tounhasca, 1994) و خیار (Zandi Sohani, 2009)، سفیدبالک مرکبات (Diaphorina, 1999) و پسیل آسیایی مرکبات (Argov, 1999) وجود دارد. اگر چه توزیع فضایی در برخی حشرات مانند ترپیس پیاز (Mehdizadeh, 2007) روی خیار (*Thrips tabaci* Lind.) و هندوانه بهاره (Bagheri, 2010) او ترپیس غربی گل گلخانه‌ای (Wang and Shipp, 2001) و تعدادی دیگر محصولات گلخانه‌ای (Steiner, 2005) شاخص آیوانو به نحو مطلوب‌تری داده‌های حاصل از نمونه‌برداری را برآش نموده است.

### محاسبه شاخص تجمع K برای مراحل نشو و نمایی سفید بالک یاس

شاخص‌های تجمع  $K_p$  برای مراحل نشو و نمایی آفت در هر یک از باغها محاسبه شد که بر این اساس مقدار این شاخص در باغ‌های بسیار محدودی یکسان بود (یک یا دو مورد). این موضوع که مقدار شاخص تجمع از هر باغ به باغ دیگر متفاوت باشد، در دنیای حشرات طبیعی است (Radjabi, 2008). مقادیر  $K_p$  محاسبه شده برای جمعیت تخم در هر باغ از ۰/۰۸ تا ۱/۶۵ متفاوت بود. لذا می‌توان گفت که از نظر جمعیت تخم، هر باغ دارای یک مقدار  $K_p$  مختص به خود می‌باشد. در مورد جمعیت پوره‌ها ( $N$ ،  $E+N$ ) پوسته‌های شفیرگی ( $Ex$ )، مراحل نشو و نمایی زنده ( $E+Ex$ ) و جمعیت کل ( $E+N+Ex$ ) سفیدبالک یاس نیز مقدار  $K_p$  به ترتیب بین ۰/۰۹ تا ۰/۱ تا ۰/۱۳ تا ۰/۰۹؛ ۰/۰۹ تا ۰/۱۳ تا ۰/۰۳ در تغییر است. در مطالعات کچیلی (Kocheili, 1999) برای تعیین پراکندگی سفیدبالک پنه روی بامیه، خربزه و خیار چنبر از ۱۴۳۱  $K_p$  محاسبه شده، فقط ۱۲ مورد دارای  $K_p$  بیشتر از ۸ بود. همچنین زندی سوهانی (Zandi Sohani, 2009) مقدار  $K_p$  را در دو سال ۱۳۸۵ و ۱۳۸۶ برای حشرات بالغ، تخم، پوره، شفیره‌های سفید بالک پنه به ترتیب بین ۰/۰۱۳ تا ۰/۰۴۱ تا ۰/۰۴۳ تا ۰/۰۲ تا ۰/۰۲ تا ۰/۰۲ تا ۰/۰۱۳ در تعیین پراکندگی سفیدبالک پنه روی بامیه،

جهت‌های جغرافیایی مختلف درخت‌ها، برگ‌ها و فصل نمونه‌گیری استفاده شد.

### ج) پراکنش مراحل نشو و نمایی در پهنه باغ‌های مرکبات استان خوزستان

در جدول‌های ۱ و ۲ مولفه‌های آماری حاصل از دو مدل رگرسیونی جهت بررسی مراحل زیستی سفیدبالک یاس در باغ‌های مختلف نمونه‌برداری شده مشخص شده است. همانگونه که از این جدول‌ها مشخص است هر دو مدل توانسته تمام داده‌های این تحقیق را به نحو معنی‌داری برآذش نماید ( $P=0.0001$ ). همانگونه که از جدول‌ها آشکار است ضرایب خط رگرسیون نیز در همه موارد معنی‌دار شده است ( $P=0.0001$ ). جدول ۱ نشان می‌دهد که مقادیر شیب خط (b) در بیشتر موارد بزرگ تر از ۱ می‌باشد. پس از آزمون مقدار عددی شیب خط (b) با عدد ۱ و مقایسه با مقادیر جدول ۱، مشخص شد در سطح احتمال ۰/۰۰۰۱ این اختلاف معنی‌دار بوده و لذا کپه‌ای بودن توزیع میان باغ‌های مختلف تأیید شد.

جدول ۲ نشان می‌دهد که تمام ضرایب رگرسیون ( $\beta$ ) از عدد ۱ بزرگ‌تر می‌باشد. وقتی که مقدار عددی شیب خط ( $\beta$ ) با آماره  $t$  آزمون و مقایسه شد، مشخص شد که مقادیر  $t$  محاسبه شده از ۱ جدول بزرگ تر بوده بنابراین مقدار ضریب خط ( $\beta$ ) با عدد ۱ اختلاف معنی‌داری نشان می‌دهد و لذا توزیع از نوع تجمعی بوده است. مقایسه دقیق تر دو جدول ۱ و ۲، مشخص می‌نماید که مدل رگرسیون تیلور با مقادیر ضرایب تبیین ( $R^2$ ) بالاتر (بین ۰/۹۴ تا ۰/۹۶) و ضرایب تغییرات (CV) کمتر (بین ۱۳/۳۵ تا ۲۸/۳۴)، به نحو مطلوب‌تری می‌تواند داده‌های حاصل از نمونه‌برداری از باغ‌های مختلف مرکبات را نسبت به مدل آیوانو با ضرایب تبیین (۰/۸۴ تا ۰/۹۵) و ضرایب تغییرات بسیار بالاتر (۵۵/۹۴ تا ۶۸/۰) درصد) برآذش نماید.

در بیشتر مطالعات بررسی توزیع فضایی، این دو مدل به طور همزمان بررسی نشده‌اند، ولی در بیشتر مطالعاتی که این دو با هم مقایسه شده‌اند، مناسب‌تر بودن شاخص تیلور نسبت به شاخص آیوانو مشخص شده است. برای مثال، چنین گزارش‌هایی در مورد سن گندم (Mohiseni, 2007)،

بسیار متفاوت هستند و این حالت بیانگر کهای عمل کردن جمیعت مراحل نشو و نمایی آفت است.

## محاسبه شاخص تجمع عمومی

هر چند دامنه تغییرات مقدار  $K_p$  برای سفید بالک یاس خیلی گسترده نیست ولی دستیابی به مقداری از  $K$  که دارای ثبات بیشتری بوده و به توان آن را برای همه باغ‌های منطقه منظور نمود، با استفاده از یک کای مشترک یا عمومی ( $K_{common}$ ) مقدور می‌شود. آگاهی از میزان  $K$ ی عمومی نه تنها بسیار سودمند است بلکه در مواردی الزامی بوده (Radjabí, 2008) و یکی از پارامترهای ضروری در طراحی برنامه‌های نمونه‌برداری می‌باشد (Young and Young, 1998). (Southwood, 1978؛

نتایج به دست آمده از رگرسیون خطی بین مقدار میانگین جمعیت‌ها و مقدار شاخص تجمع ( $I/K$ ) نشان می‌دهد که مقادیر  $F$  (و  $P$ ) برای جمعیت تخم ( $E$ ), پوره ( $N$ ), پوسته‌های شفیرگی ( $Ex$ ), مجموع دو مرحله زیستی زنده ( $E+N$ ) و کل جمعیت ( $E+N+Ex$ ) به ترتیب  $0.29$  (و  $P < 0.059$ )؛  $0.31$  (و  $P < 0.0231$ )؛  $0.31$  (و  $P < 0.01405$ )؛  $0.43$  (و  $P < 0.052$ ) و  $0.32$  (و  $P < 0.0130$ ) بودند. از اینرو هیچ‌یک از روابط رگرسیونی، معنی‌دار نبود و این موضوع نشانگر آن است که تغییرات شاخص تجمع، مستقل از میانگین جمعیت بوده و لذا در مورد داده‌های این تحقیق ارائه یک شاخص تجمع عمومی ( $K_0$ ) بلامانع خواهد بود.

بر این مبنای نتایج برقراری روابط رگرسیونی خطی بین مقادیر محاسبه شده  $X_n$  (به عنوان متغیر مستقل) با  $Y_n$  به عنوان متغیر وابسته برای هر یک از مراحل زیستی نشان داد که مدل رگرسیونی برای جمعیت تخم، پوره، پوسته‌های شفیرگی، مجموع دو مرحله زیستی زنده و کل جمعیت در سطح ۰/۰۰۱ معنی دار شده و داده‌ها به میزان ۷۵/۰ تا ۸۶/۰ استند (جدول ۳).

گزارش کرد. بر این اساس به نظر می‌رسد رفتار تجمعی سفیدبالک یا سفیدبالک یا پیشتر از رفتار تجمعی نشان داده شده توسط سفیدبالک پنهان است. می‌دانیم که شاخص  $K$  در توزیع دو جمله‌ای منفی می‌تواند بین مقادیر صفر تا  $+100$  نوسان داشته باشد هر چه مقدار  $K$  کوچک باشد (تا حدود ۸)، جمعیت به صورت تجمعی است. مقادیر کوچک‌تر  $K$  و تمایل از ۸ به سمت صفر ییانگر گراش جمعیت به سمت تجمع پیشتر یا کپه‌های متراکم‌تر است. مقادیر  $K$  پیشتر از ۸ تا بینهایت  $(+100)$  توزیع را به سمت توزیع پواسون یا تصادفی سوق می‌دهد (Poole, 1974).

گاهی اوقات داشتن مقداری از K که با افزایش تجمع مقدارش افزایش یابد، مطلوب‌تر است. ولذا بدین منظور از معکوس K یا  $\frac{1}{K}$  استفاده می‌شود (Poole, 1974). در این تحقیق مقادیر  $\frac{1}{K_p}$  برای هر یک از مراحل نشو و نمایی سفیدبالک یاس در هر باغ محاسبه شده و هر گاه این مقدار از صفر بیشتر باشد بر پراکنش تجمعی آفت در باغ دلالت دارد (Poole, 1974). برای مثال، میزان این شاخص تجمع برای جمعیت تخم در همه باغ‌ها یکسان نبوده و بین ۰/۶۵ تا ۱۲/۵ متغیر است، از این‌رو در تمام باغ‌های مورد بررسی مقدار  $\frac{1}{K_p}$  از عدد صفر بزرگ‌تر بوده و این موضوع پراکنش تجمعی مقادیر عددی  $\frac{1}{K_p}$  نیز برای پوره‌ها (N)، پوسته‌های شفیرگی (Ex)، مراحل نشو و نمایی زنده (E+N) و جمعیت کل (E+N+Ex) در همه باغ‌ها از صفر بالاتر است. بر اساس آنچه که از مفهوم K در متابع ذکر شده و از نتایج فوق می‌توان استنباط کرد جمعیت تخم سفیدبالک یاس نسبت به مراحل پورگی تمایل ذاتی شدیدتری به تجمع در کپه‌های متراکم در سطح منطقه و حتی باغ دارد و بدینهی است این موضوع به رفار تخم گذاری حشره بالغ بستگی دارد. شرایط محیطی متفاوت باغ‌های مختلف و ناهمگنی بستر محیطی یک باغ عاملی است که باعث شدت رفار تجمعی آفت در باغی خاص و در نقاطی خاص از یک باغ است. به گونه‌ای که درختان مختلف یک باغ از نظر میانگین تراکم آفت با هم

دقت ۱۲/۵، ۱۵، ۲۰، ۲۵ درصد می‌باید به ترتیب از ۱۱۹، ۸۳، ۴۷ و ۲۸ برگ نمونه‌برداری و مبادرت به شمارش جمعیت در یک سانتی‌متر مریع برگ کرد. اگر شمارش مجموع دو مرحله تخم و پوره (زنده‌ها) یا کل جمعیت مدنظر باشد، تعداد نمونه‌ها کمتر خواهد شد.

مشاهده تراکم‌های بالا در بیش از ۳۰ درصد باغ‌ها برای تولید استان زنگ خطری را به صدا درآورده است، از این رو ضمن رعایت اصول قرنطینه‌ای در داخل استان، لازم است باغ‌ها تحت مراقبت قرار داشته باشند. تحقیق حاضر اولین تلاش برای ارائه یک طرح نمونه‌برداری برای سفیدبالک یاس در ایران و دنیا بوده و لذا امکان مقایسه یافته‌ها وجود ندارد. با توجه به رفتار تجمعی شدید آفت به نظر می‌رسد نمونه‌برداری از تعداد بیشتری درخت، و طراحی یک سیستم نمونه‌برداری دو مرحله‌ای (درخت-برگ) بتواند مقدار تغییرات نسبی نمونه‌ها را کاهش داده و از این طریق دقیق نمونه‌برداری افزایش یافته و در نهایت منجر به افزایش شانس قرار گرفت افراد جمعیت در نمونه‌برداری ها شود.

### سپاسگزاری

بدین وسیله از دانشکده کشاورزی دانشگاه شهید چمران اهواز، موسسه تحقیقات گیاه‌پزشکی کشور و مرکز تحقیقات کشاورزی صفائی‌آباد جهت تصویب و تأمین امکانات تشکر می‌شود. از همکاری مدیریت‌های جهاد کشاورزی شهرستان‌ها به ویژه همکاران واحد حفظ نباتات تقدیر می‌شود و همچنین از خانم مهندس مریم بزرگار و آقای مهندس محمود شاهی که در اجرای این تحقیق همکاری داشته‌اند کمال تشکر و قدردانی را دارد.

و ۷۹٪ تعیین شد. مقدار  $K_c$  برای گونه‌های سفیدبالک آفت مرکبات در دنیا تعیین نشده است اما در مورد سفیدبالک پنبه روی گوجه فرنگی در کشور بزریل این شاخص برای پوره *Gusmao et al.*, 2005 و برای بالغین ۱/۱ تعیین شده است ( $n_p = 737$ ). مقایسه مقدار  $K_c$  برای پوره‌های این دو گونه سفیدبالک دوباره نشان می‌دهد رفتار تجمعی ارائه شده توسط سفیدبالک یاس بیشتر از سفیدبالک پنبه می‌باشد.

**تعیین سطح دقیق مورد قبول برای سفیدبالک یاس**  
بر اساس شکل ۱ میانگین تعداد نمونه مورد نیاز برای تخمین زدن جمعیت تخم، پوره و پوسته‌های شفیرگی سفیدبالک یاس در باغ‌ها ( $n_p$ ) به عنوان تابعی از سطح دقیق در نظر گرفته شده است. بر این مبنای تعداد نمونه در هر سه مورد در سطح دقیق ۱۲/۵ درصد با ثبات شده و به همراه سطوح ۲۰٪ و ۲۵٪ کمترین تغییر (*Se*) را نشان داده است. این سطح پایین ترین سطحی از دقیق است که می‌توان آن را در محاسبات تعیین اندازه نمونه برای این آفت در مطالعات جمعیتی در نظر گرفت. پایین ترین سطح دقیق برای تریپس هندوانه و تریپس نخل به ترتیب ۲۰ و ۱۰ درصد تعیین شد (*Bacci et al.*, 2008). این نتایج نشان می‌دهد که بسته به زیست‌شناسی و رفتار تجمعی آفت، پایین ترین سطح دقیق ممکن برای هر آفت نسبت به آفت دیگر متفاوت باشد.

شایان ذکر است در آزمون فیشر همه سطوح دقیق با سطح آماری مورد قبول ۲۵٪ مقایسه شده است و سطوحی که با (\*) در شکل ۱ مشخص شده با سطح دقیق ۲۵٪ اختلاف معنی‌داری نشان نداده است. بدیهی است برای بررسی جمعیت در مدیریت تلفیقی آفت سطح دقیق استاندارد ۲۵٪ استفاده می‌شود.

### تعیین تعداد نمونه برای ایجاد طرح نمونه‌برداری از مراحل نشو و نمایی آفت

جدول ۴ تعداد نمونه‌ی لازم برای ارزیابی جمعیت هر یک از مراحل نشو و نمایی آفت را نشان می‌دهد. بر این اساس تعداد نمونه زمانی که جمعیت تخم به تهایی شمارش شود، در تمام سطوح دقیق بیشتر از پوسته شفیرگی و مرحله پورگی بوده است. بر این اساس برای مثال، اگر به خواهیم پوره‌های موجود در برگ‌های مرکبات را شمارش نماییم، در سطح

جدول ۱- پارامترهای خط رگرسیون مدل تیلور برای جمعیت تخم (E)، پوره (N)، پوسته‌های شفیرگی (Ex)، مجموع دو مرحله زیستی زنده و کل جمعیت (E+N+Ex) سفید بالک یاس *Aleuroclava jasmini* در باغ‌های مرکبات خوزستان

Table 1.Taylor's regression parameters for population of eggs (E), 1-4 instar nymphs (N), Exuviae (Ex), sum of alive stages (E+N) and total population (E+N+Ex) of Jasmine whitefly, *Aleuroclava jasmini* in citrus orchards of Khuzestan Province

Stages	F	CV	R <sup>2</sup>	SE $\pm$ <sup>1</sup> a	SE $\pm$ <sup>2</sup> b	t
Egg	718.03 ***	28.34	0.94	0.62 $\pm$ 0.05 ***	1.82 $\pm$ 0.05 ***	11.71 ***
Nymph	1138.88 ***	22.74	0.96	0.81 $\pm$ 0.04 ***	1.67 $\pm$ 0.04 ***	13.4 ***
Exuviae	883.42 ***	18.52	0.96	0.67 $\pm$ 0.04 ***	1.79 $\pm$ 0.06 ***	13.17 ***
Alive stages	1068.27 ***	18.18	0.96	0.64 $\pm$ 0.05 ***	1.78 $\pm$ 0.05 ***	15.6 ***
Total	915.32 ***	13.35	0.95	0.61 $\pm$ 0.06 ***	1.78 $\pm$ 0.05 ***	15.6 ***

<sup>1</sup>Table entries are significant at level of P<0.0001 (\*\*\*)

<sup>2</sup>Table entries are significant at level of P<0.0001 (\*\*\*)

جدول ۲- پارامترهای خط رگرسیون مدل آیوائو برای جمعیت تخم (E)، پوره (N)، پوسته‌های شفیرگی (Ex)، مجموع دو مرحله زیستی زنده و کل جمعیت (E+N+Ex) سفید بالک یاس *Aleuroclava jasmini* در باغ‌های مرکبات خوزستان

Table 2. Iwao's regression parameters for population of egg (E), 1-4 instars nymph (N), Exuviae (Ex), sum of alive stages (E+N) and total population (E+N+Ex) of Jasmine whitefly *Aleuroclava jasmini* in citrus orchards of Khuzestan Province

Stages	F	CV	R <sup>2</sup>	SE $\pm$ <sup>1</sup> a	SE $\pm$ <sup>2</sup> b	t
Egg	100.35 ***	107.4	0.7	0.27 $\pm$ 4.4 n.s.	4.89 $\pm$ 0.49 ***	7.94 ***
Nymph	96.46 ***	88.79	0.68	8.33 $\pm$ 4.25 n.s.	3.67 $\pm$ 0.31 ***	6.61 ***
Exuviae	213.24 ***	56.93	0.84	2.19 $\pm$ 1.85 n.s.	3.63 $\pm$ 0.25 ***	10.52 ***
Alive stages	161.53 ***	65.86	0.76	8.56 $\pm$ 4.26 *	2.88 $\pm$ 0.23 ***	8.17 ***
Total	170.03 ***	55.94	0.78	12.46 $\pm$ 4.63 *	2.49 $\pm$ 0.19 ***	7.84 ***

<sup>1</sup>Table entries are significant at level of P<0.05 (\*) or non significant (n.s.)

<sup>2</sup>Table entries are significant at level of P<0.0001 (\*\*\*)

جدول ۳- مقادیر  $F$ ,  $R^2$  و  $b$  معادله خط رگرسیون بین مقادیر  $X_n$  و  $Y_n$  محاسبه شده برای جمعیت تخم (E)، پوره (N)، پوسته های شفیرگی (Ex)، مجموع دو مرحله زیستی زنده (E+N) و کل جمعیت (E+N+Ex) سفیدبالک یاس *Aleuroclava jasmini* و  $K_c$  برآورد شده برای باغ های مرکبات استان خوزستان

Table 3.  $F$ ,  $R^2$ ,  $\alpha$  and  $\beta$  values of regression between calculated parameters  $X_n$  and  $Y_n$  for egg (E), 1-4 instars nymphs (N), Exuviae (Ex), sum of alive stages (E+N) and total population (E+N+Ex) of Jasmine whitefly, *Aleuroclava jasmini*, and estimated  $K_c$  in citrus orchards of Khuzestan Province

Stages	$F$	$R^2$	$SE \pm^1 \alpha$	$SE \pm^2 \beta$	$K_c$
Egg	188.92 ***	0.81	31.17±53.77 n.s.	3.5±0.26 ***	0.29
Nymph	119.94 ***	0.75	142.12±94.91 n.s.	1.74±0.16 ***	0.57
Exuviae	223.77 ***	0.84	9.05±27.2 n.s.	2.77±0.18 ***	0.36
Alive stages	159.53 ***	0.77	261.87±110.36 *	1.43±0.11 ***	0.70
Total	269.66 ***	0.86	320.03±121.81 *	1.26±0.07 ***	0.79

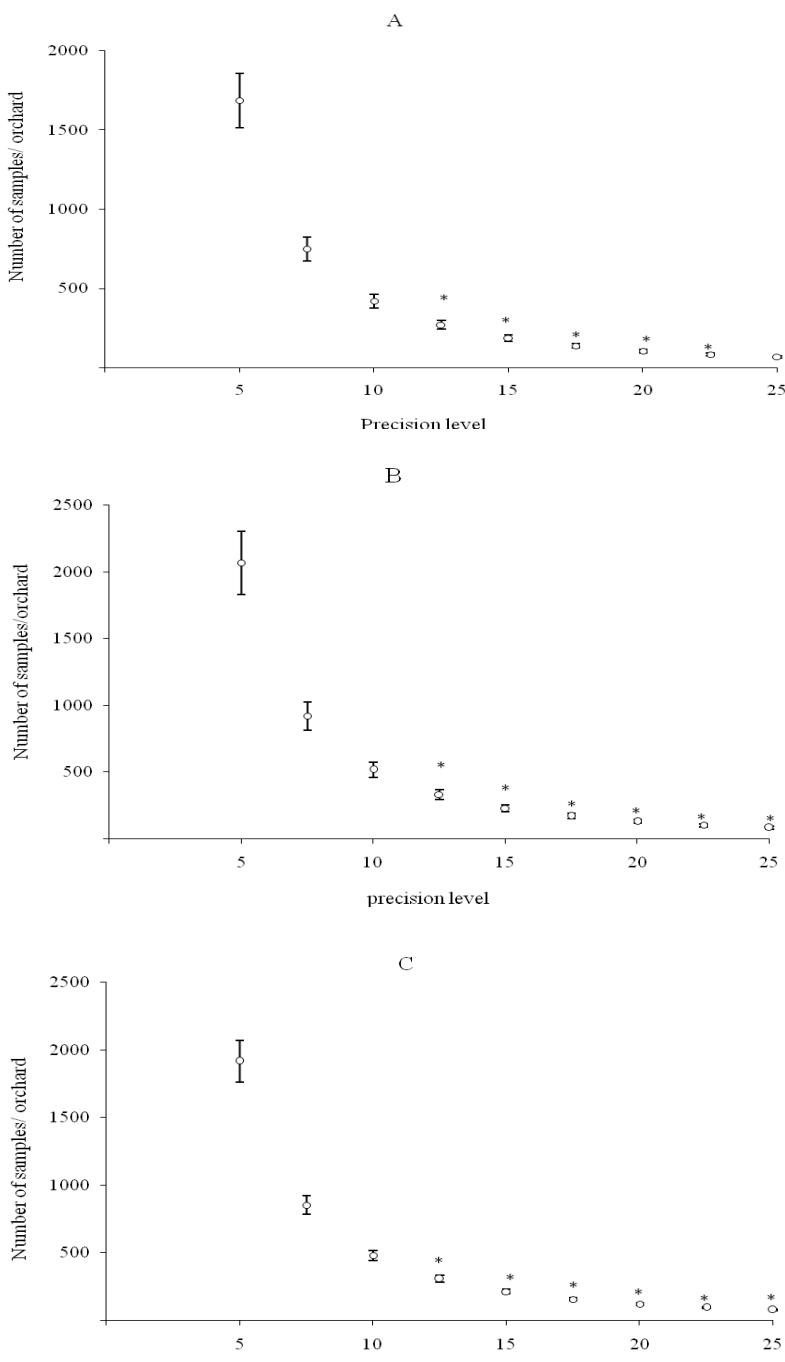
<sup>1</sup>Table entries are significant at level of  $P < 0.05$  (\*) or non significant (n.s.)

<sup>2</sup>Table entries are significant at level of  $P < 0.0001$  (\*\*\*)

جدول ۴- تعداد نمونه برآورد شده برای تخم (E)، پوره (N)، پوسته های شفیرگی (Ex)، مجموع دو مرحله زیستی زنده (E+N) و کل جمعیت سفیدبالک یاس *Aleuroclava jasmini* (E+N+Ex) در باغ های مرکبات استان خوزستان

Table 4. The estimated sample size for egg (E), 1-4 nymphal instars (N), Exuviae (Ex), sum of alive stages (E+N) and total population (E+N+Ex) of Jasmine whitefly *Aleuroclava jasmini* in citrus orchards of Khuzestan Province

Stages	$\mu$ (/cm <sup>2</sup> leaf)	$K_c$	Precision levels(D)			
			12.5	15	20	25
Egg	3.06	0.29	242	168	94	55
Nymph	9.28	0.57	119	83	47	28
Exuviae	4.33	0.36	193	134	75	45
Alive stages	12.34	0.70	97	67	38	23
Total	16.67	0.79	84	58	33	20



شکل ۱ - تعداد نمونه لازم در هر باغ برای نمونه برداری از سفید بالک یاس به عنوان تابعی از سطح دقت. نمونه برداری از جمعیت تخم (A)، پوره (B) و پوسته های شفیرگی (C).  $\bar{x}$  = میانگین  $\pm$  خطای معیار. \* = در هر نمونه، میانگین مشخص شده با ستاره با میانگین سطح دقت ۲۵٪ تفاوتی ندارد.

Figure 1. Number of required samples per citrus orchard for sampling of Jasmine whitefly, *Aleuroclava jasmini* as function of precision level. (A) sampling of egg population, (B) sampling of 1-4 instars nymphs , (C) sampling of Exuviae.  $\bar{x}$ =Average $\pm$ standard error. \* = In each graph, means with asterisk do not differ from means with precision level of 25%

## References

- Afshari, A., Soleymannejadian, E. and Shishehbor, P.** 2008. Spatial distribution of the natural enemies of cotton aphid, and comparison of its estimating procedures in cotton fields of Gorgan, Iran. **Journal of Entomological Society of Iran** 27(2): 61-78. [In Farsi].
- Amin, A. H., Emam A.K. and Helmi, A.** 1997. A new record on a whitefly species of the genus *Aleurotuberculatus* (Homoptera: Aleyrodidae) on citrus trees in Egypt. **Mededelingen Faculteit Landbouwkundige en Toegepaste Biologische Wetenschappen, Universiteit Gent** 62 (2a): 349-354.
- Argov, Y., Rossler, Y., Voet, H. and Rosen, D.** 1999. Spatial dispersion and sampling of citrus whitefly, *Dialeurodes citri*, for control decisions in a citrus orchard. **Agricultural and Forest Entomology** 1: 305-318.
- Bacci, L., Picanço, M. C., Moura, M. F., Semeão, A. A., Fernandes, F. L. and Morais, E. G. F.** 2008. Sampling plan for thrips (Thysanoptera: Thripidae) on cucumber. **Neotropical Entomology**. 37(5). Retrieved October 11, 2010. From <http://dx.doi.org/10.1590/S1519-566X2008000500014>.
- Bagheri, S.** 2010. Study of population dynamism of onion thrips (*Thrips tabaci* Lind.) On watermelon in Khuzestan province, Final report of research project, Plant Protection Research Institute, 61pp.[In Farsi].
- Bliss, C. L. and Owens, A. R. G.** 1958. Negative binomial distributions with a common k. **Biometrika**, 45:37-58.
- Dowell, R. V., Cherry, and R. H.** 1986. Detection of, and sampling procedures for , the citrus blackfly in urban southern Florida. **Researches on population Ecology** 23: 19-26.
- Elliot, J. M.** 1979. Some methods for the statistical analysis of samples of benthic invertebrates. **Freshwater biological association. Scientific publication** 25:157.
- Elliot, J. M. and Kieckhefer, R.W.** 1987. Spatial distribution of cereal aphids (Homo: Aphididae) in winter wheat and spring oats in South Dakota. **Environmental Entomology** 16: 896-901.
- Evans, G. A.** 2008. The whiteflies (Hemiptera: Aleyrodidae) of the world and their host plants and natural enemies. USDA/Animal Plant Health Inspection Service (APHIS), Retrieved september 9, 2008. from <http://www.sel.barc.usda.gov:8080/1WF/world-whitefly-catalog.pdf>.
- Gerling, D.** 2003. Whiteflies: their bionomics, pest status and management. 1<sup>st</sup>ed.625pp.Shahid Chamran University Press.Ahvaz, Iran. [Translated into Persian by P. Shishehbor].
- Gerling, D. and Argov, Y.** 2008. Citrus whiteflies in Israel. IOBC/wprs Bulletin 38: 210-213. Working Group Integrated Control in Citrus Fruit Crops“, Proceedings of the meeting at Catania (Italy), 5 – 7 November, 2007, pp.345
- Gusmao, M. R., Picanço, M. C., Zanuncio, J. C., Silva, D. J. H. and Barrigossi, J. A. F.** 2005. Standardized sampling plan for *Bemisia tabaci* (Homoptera: Aleyrodidae) in outdoor tomatoes. **Scientia Horticulturae**.103: 4, 403–412. Retrieved May 4, 2004. from: <http://dx.doi.org/10.1016/j.scientia.2004.04.05>.
- Hama, N. N., Abdel-Razak, A. S., Afy, A. A., Mohamed L. A. and Abed. N. S.** 2006. Ecology and predation efficacy of local predator *Clitostethus arcuatus* Rossi to control citrus whitefly *Aleuroclava jasmini* (Takahashi) on citrus in Iraq. Ninth Arab Congress of Plant Protection, 19-23 November 2006, Damascus, Syria, pp. 208. [In Arabic].
- Hodges, G. S. and Evans, G.A.** 2005. An identification guide to the whitefly (Hemiptera: Aleyrodidae) of the southeastern United States. **Florida Entomologist** 88(4):518-534.
- Kocheili, F.** 2004. Investigation of bioecology of cotton whitefly *Bemisia tabaci* (Hom: Aleyrodidae) and efficacy of its common parasitoids in Ahvaz. PhD. Thesis, College of Agricultural ,Chamran University, Ahvaz, Iran [In Farsi].
- Mallampalli, N. and Issaacs, R.** 2002. Distribution of egg and larval populations of cranberry fruit worm (Lepidoptera: Pyralidae) and cherry fruit worm (Lepidoptera: Torticidae) in high bush Blueberries. **Environmental Entomology** 31(5): 852-858.
- Malumphy, C. and H. Anderson.** 2011. Rapid assessment of the need for a detailed pest risk Analysis for *Aleuroclava jasmini* Takahashi. Retrieved September 21, 2011, The Food and Environment research Agency, from: <http://www.fera.defra.gov.uk/plants/plantHealth/pestsDiseases/documents/aleuroclavaJasmini.pdf>.

- Mansveld, M. H. E. R., Ellenbroek, F. J. M., Lenteren, J. C. V. and Woets, J.** 1978. The parasite-host relationship between *Encarsia formosa* Gah. (Hym.:Aphelinidae) and *Trialeurodes vaporariorum* (Westw.) (Homoptera, Aleyrodidae), VIII. Comparison and evaluation of an absolute count and a stratified random sampling programme. **Zeitschrift für Angewandte Entomologie** 85: 133–140.
- Martin, J. H. and L. A.** Mound 2007, An annotated check list of the world's whiteflies (Hemiptera: Aleyrodidae). **Zootaxa**, 1492. 84 pp. Retrieved September 21, 2011: <http://www.mapress.com/zootaxa/>.
- Mehdizadeh, P.** 2007. A faunistic study of Thysanoptera on cucurbitaceae in Khuzestan province and evaluation of population dynamism. Msc., thesis, College of Agriculture, Chamran University, Ahvaz, Iran [In Farsi].
- Mohiseni,A. A., Soleymannejadian, E., Rajabi, Gh., Mossadegh, M. S. and Pirhadi, A.** 2008. Sequential sampling of overwintered sunn pest, *Eurygaster integriceps* Put.(Hem.:Scutelleridae) in rainfed wheat field in Borujerd, Iran. **Journal of Entomological Society of Iran** 27(2): 43-59 [In Farsi].
- Nemati, A.R.** 2005. Population Dynamics and Biological Parameters of Two-spotted spider Mite *Tetranychus Turkistani* Ugarov and Nikolski (Acari: Tetranychidae) in Ahwaz. PhD. thesis, College of Agriculture ,Chamran University, Ahvaz Iran [In Farsi].
- Nestel, D., Cohen, H., Saphir, N., Klein, M. and Mendel, Z.** 1995. Spatial distribution of scale insects: comparative study using Taylor's power law. **Environmental Entomology** 24(2): 261-270.
- Pedigo, L. P., Buntin, G. B. and Bechinski, E. J.** 1982. Flashing technique and sequential-count plan for green cloverworm (Lep. Noctuidae) months in soybeans. **Environmental Entomology** 11: 705p.
- Pedigo, L. P.** 2004. Entomology and pest management (4<sup>th</sup>Ed.). Asoke K. Ghosh, Prentince-Hall of India.
- Poole, R. W.** 1974. An introduction to quantitative ecology. New York: McGraw- Hill Inc.
- Rasekh, B.** 2010. Distribution, hosts range and natural enemies of Jasmine Whitefly *Aleuroclava jasmini* (Takahashi) in the Fars Province ,Iran. Msc. thesis, College of Agriculture, Science and Research Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran, [In Farsi].
- Radjabí, G. R.** 2008. Insect Ecology, Applied and considering the conditions of Iran, (2<sup>th</sup>ed.) Ministry of Agriculture, Agriculture Extension, Education and Research Organization Publishing. [In Farsi].
- Ruesink, W. G.** 1980. Introduction to sampling theory. In: Kogan. M. ,Herzog, D. C. (Eds). Sampling methods in soybean entomology, Springer-Verlag,New York,USA.
- Southwood, T. R. E.** 1978. Ecological methods with particular reference to the study of insect populations. London: Chapman and Hall pub.
- Steiner, M. Y. and Goodwin, S.** 2005. Management of Thrips (Thysanoptera: Thripidae) in Austratian strawberry crops: within-plant distribution characteristics and action thresholds. **Austratlian Journal of Entomology** 44:175-185.
- Taylor, L. R.** 1984. Assessing and interpreting the spatial distributions of insect populations. **Annual Review of Entomology** 29: 321-357.
- Tounhasca, A., Palumbo, J. C.and Byren, D. N.** 1994. Distribution patterns of *Bemisia tabaci* (Hom.: Aleyrodidae) in cantaloupe fields in Arizona. **Environmental Entomology** 23: 949-954.
- Tsai, J. H., Wang, J. J. and Liu, Y. H.** 2000. Sampling of *Diaphorina citri* (Homo.: Psyllidae) on orange Jessamine in southern Florida. **Florida Entomologists** 83(4): 446-459.
- Wang, K., and J.L.Shipp.** 2001. Sequential sampling plans for western flower thrips (Thysanoptera: Thripidae) on greenhouse cucumber. **Journal of Economic Entomology** 94(2): 579-585.
- Young, L. J. and Young, J. J.** 1998. Statistical Ecology, a population prespective. Kluwer Academic publication, Boston, MA.
- Zandi Sohani, N.** 2009. Population dynamics and life history characteristics of *Bemisia tabaci* (Gennadius) and Parasitoids *Eretmocerus mundus* (Mercet) and *Encarsia acaudalaleyrodes* (Hayat) on fall cucumber. PhD. thesis, College of Agriculture, Chamran University, Ahvaz, ,Iran. [In Farsi].
- Zarrabi, M.** 1991. The Aleyrodids Fauna of Fars province .Msc. thesis, College of Agriculture, Shiraz University, Shiraz, Iran[In Farsi].

## Standardized sampling plan for Jasmine whitefly *Aleuroclava jasmini* (Takahashi) (Hem.: Aleyrodidae) in Khuzestan' citrus orchards, Southwest of Iran

**S. Bagheri<sup>1\*</sup>, F. Kocheili<sup>2</sup>, M. S. Mosaddegh<sup>3</sup>, P. Shishebor<sup>4</sup> and E. Soleymannezhadian<sup>5</sup>**

1. PhD. student of Entomology, Department of Plant Protection, Agricultural College, Shahid Chamran University of Ahvaz, Iran , 2, 3, and 4 Associate Professor, Professor and Professor, respectively, Department of Plant protection, College of Agriculture, Shahid Chamran University of Ahvaz, Iran, 5. Associate Professor, Department of Plant Protection, College of Agriculture, Islamic Azad University of Arak

(Received: September 30, 2013- Accepted: February 1, 2014)

### **Abstract**

Spatial distribution, precision levels, number of samples for Jasmine whitefly, *Aleuroclava jasmini* (Takahashi) (Hem.: Aleyrodidae) was studied during 2010 and 2011 growing seasons in citrus orchards of Khuzestan Province, Iran. To do this, the samples were taken from 41 citrus orchards, in four geographical directions and four sides of a tree (five leaves on each sides of a tree) with stratified random sampling method. Number of eggs, 1<sup>st</sup>-4<sup>th</sup> instar nymphs and exuviae per 1 cm<sup>2</sup> on lower surface of mature leaves were counted. Results showed that maximum of mean density of eggs and pupae in each citrus orchards was 34.9/cm<sup>2</sup> and 49.13/cm<sup>2</sup> on each leaf, respectively. There was no significant differences between the relative variation at each developmental stages at two spring and autumn generations, geographic directions of trees in citrus orchard and different geographical sides of each tree. The data of spatial distribution for the pest population among all citrus orchards with both Iwao's Patchiness regression method and Taylor's Power Law indicated that Taylor's Power Low showed a better fit than Iwao's model. The regression coefficient (b) for eggs, pupae and exuviae were 1.82, 1.67 and 1.79, respectively showing negative binomial distribution among populations. The common K for egg, pupae and exuviae, sum of alive stages and total population were determined 0.29, 0.57, 0.36, 0.7 and 0.79, respectively. The lowest level of permissible precision was determined 12.5% for this pest. Number of fixed samples in the precision level of 0.25 for egg, pupae, exuviae, sum of alive stages and total population were calculated 55, 28, 45, 23 and 20 leaves, respectively.

**Key words:** Jasmine whitefly, Stratified sampling method, Common K, Number of fixed sample

---

\*Corresponding author: [sae.bagheri@gmail.com](mailto:sae.bagheri@gmail.com)