

کنترل تغییرات موضعی محل آزمایش در ارزیابی ژرم پلاسما گلرنگ (*Carthamus tinctorius* L.) در شرایط دیم

Control of spatial variability in safflower (*Carthamus tinctorius* L.) germplasm evaluation under dryland conditions

خشنود علیزاده دیزج*

چکیده

علیزاده دیزج، خ. کنترل تغییرات موضعی محل آزمایش در ارزیابی ژرم پلاسما گلرنگ (*Carthamus tinctorius* L.) در شرایط دیم،
مجله علوم زراعت ایران، ۱۱ (۱): ۱۱۱-۱۲۲.

ارزیابی موثر ارقام در قالب طرح‌های آزمایشی از طریق شناسایی الگوی تغییرات موضعی و با در نظر گرفتن این الگو در تجزیه آماری امکان پذیر است. در این آزمایش، ۱۱۱۱ لاین خالص گلرنگ در قالب طرح لاتیس ساده با کنترل تغییرات موضعی بمنظور انتخاب ژنوتیپ‌های مناسب جهت آزمایشات پیشرفته در سال ۱۳۹۳ در مزرعه تحقیقاتی مؤسسه تحقیقات کشاورزی دیم مراغه در شرایط دیم مورد ارزیابی قرار گرفت. نتایج نشان داد که مدل لاتیس مربع همراه با اشتباهات همبسته در طول ردیف‌ها برای عملکرد دانه، مدل لاتیس در مورد ارتفاع بوته و مدل بلوک‌های کامل تصادفی همراه با روند تصادفی در طول ردیف‌ها برای تعداد روز تا گلدهی بعنوان بهترین مدل برای کنترل موضعی تغییرات محل آزمایش بودند و روند ثابت از نظر تغییرات در این آزمایش دیده نشد. برآورد وراثت پذیری عمومی برای صفات مختلف نشان داد که پتانسیل ژنتیکی خوبی جهت انتخاب از لحاظ هر سه صفت وجود دارد. بر اساس مدل‌های انتخاب شده، بهترین برآورد نااریب خطی از سه خصوصیت مورد بررسی برای مقایسه ژنوتیپ محاسبه و با توجه به انحراف استاندارد میانگین‌های برآورد شده برای هر خصوصیت، ژنوتیپ‌های برتر انتخاب شدند. از آنجائیکه انتخاب بر اساس حداکثر اطلاعات موجود در داده‌ها بود، ارزیابی ژنوتیپ‌ها در شرایط واقعی تر صورت گرفت. بنابراین، ۱۱۱۱ ژنوتیپ انتخاب شد که برای اهداف به نژادی، ابتدا بهترین مدل جهت توصیف پراکنش داده‌ها شناسایی و سپس ارزیابی ژنوتیپ ۱۱۱۱ بر اساس آن مدل انجام شود.

واژه‌های کلیدی: تغییرات موضعی، طرح آزمایشی، گلرنگ، جرم پلاسما

نتیجه‌گیری

کنترل تغییرات در مزرعه آزمایشی که ممکن است ناشی از اختلاف در حاصلخیزی، ساختمان خاک، توپوگرافی، مدیریت‌های زراعی و غیره باشد یکی از اهداف اساسی در طرح‌های آزمایشی به شمار می‌رود. بمنظور کنترل تغییرات سیستماتیک در آزمایشات مزرعه‌ای انواع طرح‌های بلوکی (کامل و ناقص) (Pearce, 1984; Hinkelmann and Kempthorne, 1994). علاوه بر استفاده از طرح‌های آزمایشی مناسب می‌توان با برخی تجزیه‌های اضافی نظیر تجزیه کوواریانس نیز تا حدی تغییرات را کنترل نمود. اینکه روش‌های رایج در تجزیه واریانس معمولاً مقادیر زیادی از غیر یکنواختی ماده آزمایشی را کنترل نمی‌کنند ولی مقدار قابل توجهی از تغییرات درون بلوکی موسوم به تغییرات موضعی، در تجزیه‌های معمولی مورد توجه قرار نمی‌گیرد. تغییرات موضعی ناشی از تغییر در خصوصیات خاک، عوامل زنده و غیر زنده می‌باشد (Sabbe and Marx 1987; Cressie, 1991). ارزیابی موثر ارقام در قالب طرح‌های آزمایشی از طریق شناسایی الگوی تغییرات موضعی و با در نظر گرفتن این الگو در تجزیه آماری امکان پذیر است. کرت‌های آزمایشی اغلب فاصله ثابتی از همدیگر دارند بنابراین کرت‌هایی که مجاور ^۱ یکدیگر قرار می‌گیرند، از این رو کرت‌های دور از هم شباهت بیشتری دارند. از این رو فرض استقلال اشتباهات آزمایشی که یکی از فرض‌های اساسی تجزیه واریانس است ممکن است صادق نباشد. در این شرایط روش‌های نزدیکترین مجاور، مطرح می‌شود (Wilkinson et al., 1983). گلایسون (Cullis and Glesson, 1991) برازش گروهی از مدل‌های تلفیقی میانگین متحرک و رگرسیون را برای خطای کرت در یک جهت (ردیف‌ها یا ستون‌ها)

پیشنهاد دادند. آنها دریافتند که برازش یک مدل همبستگی بین اثرات باقیمانده در ^۲ یک کرت می‌تواند کارایی طرح بلوک‌های کامل تصادفی را افزایش دهد. آنها با فرض این که ردیف‌ها و ستون‌های کرت‌های آزمایشی در مزرعه به صورت منظم می‌باشند، مدل قبلی را به دو جهت (ردیف‌ها و ستون‌ها) تعمیم دادند. گیلmour و همکاران (Gilmour et al., 1997) بین تغییرات طبیعی و مصنوعی تمایز قائل شده و اظهار داشتند که برای تغییرات طبیعی ناشی از غیر یکنواختی رطوبت خاک، عمق خاک و غیره باید از ساختارهای همبستگی خطی استفاده کرد. از اینرو آنها تغییرات طبیعی را به صورت محصول مستقیم یک ساختار همبستگی خطی بین ستون‌ها و ردیف‌ها ^۳ تعریف کردند. تغییرات مصنوعی شامل اثرات ایجاد شده با عملیات زراعی می‌باشد. این عملیات معمولاً در طول ردیف‌ها و ستون‌ها با اثر تصادفی ظاهر می‌شوند که اثر تجمعی آنها به صورت یک روند خطی، روند درجه سوم، ^۴ یا ستونی و کوواریت‌ها قابل برازش می‌باشد (Gilmour et al., 1997). یعنی در یک مدل ثابت، وابستگی بین اشتباهات آزمایشی در کرت‌های مختلف را می‌توان با استفاده از رابطه اشتباهات تصادفی کنترل نمود. عبارت دیگر، ابتدا رگرسیون خطی بین اشتباهات آزمایشی در کرت‌های مختلف برآورد شده سپس بعنوان یک عامل کنترل تغییرات از این رابطه خطی استفاده می‌شود درست نظیر تجزیه کوواریانس که در آن ابتدا رابطه خطی بین تیمار و کوواریت ^۵ برآورد شده، سپس تصحیح لازم بعمل می‌آید. ارزیابی اثر ژنوتیپی در حضور تغییرات موضعی نیازمند برآورد پارامترهای واریانس و کوواریانس با استفاده از الگوریتم حداکثر درست نمایی محدود شده می‌باشد (Patterson and Williams, 1976). سارکر و همکاران (Sarker et al., 2001) روشی را معرفی کرده‌اند که

تکرار و بلوک‌های درون تکرار، تصادفی فرض شد. تجزیه تغییرات موضعی از لحاظ کلیه خصوصیات مورد بررسی در آزمایش با استفاده از دستور العمل (Restricted Maximum Likelihood) REML نرم افزار Genstat انجام شد. مدل آماری مورد استفاده بصورت زیر بود:

$$y = m + X t + Z u + x + e$$

که در آن، m میانگین بردار پارامترهای ثابت (اثر ژنوتیپ‌ها و روند ثابت)، u بردار تکرارها و بلوک‌های درون تکرار که تصادفی فرض شده‌اند، بردار x مربوط به تغییرات موضعی درجه سوم¹ در محل آزمایش و e بردار اشتباهات تصادفی همبسته می‌باشد. X و Z ماتریس‌های مرتب با t و u می‌باشند.

این ترتیب که مدل مختلف از انواع تغییرات موضعی که ترکیب فاکتوریل از دو نوع طرح بلوک (کامل و ناقص)، سه حالت مربوط به روند تغییرات (وجود روند ثابت، وجود روند تصادفی و عدم وجود روند) و سه نوع رابطه بین اشتباهات آزمایشی (رابطه خطی در طول ردیف‌ها، رابطه خطی در طول ردیف‌ها و ستون‌ها و عدم وجود رابطه خطی یا استقلال اشتباهات آزمایشی) بودند، مورد برآزش قرار گرفت. آزمون وجود روند ثابت در آزمایش با استفاده از آماره والد (Wald) انجام شد که از طریق نسبت مربع مقدار برآورد شده برای روند خطی بر واریانس برآوردها، محاسبه گردید و چنانچه روندی وجود نداشته باشد این نسبت از توزیع کای اسکور (χ^2) مقایسه می‌گردد (Genstat 5 Committee, 1997). چنانچه آماره والد معنی‌دار نباشد، روند ثابت در آزمایش وجود نداشته باشد، با استفاده از معیار آکائیکی (Akaike, 1974) بهترین مدل برای هر خصوصیت از میان مدل‌ها انتخاب می‌شود که روند خطی را شامل نمی‌باشد. این صورت که ابتدا با استفاده از دستورالعمل

استفاده از معیار آکائیکی (Akaike, 1974) می‌تواند بهترین مدل را شناسایی کرده سپس عملکرد تیمارهای آزمایشی را بر اساس آن مدل تصحیح نماید. استفاده از تجزیه تغییرات موضعی در آزمایشات مقایسه ارقام غلات و حبوبات گزارش شده است (Grondona et al., 1996; Gilmour et al., 1997; Sarker et al., 2001) ولی استفاده از این روش در برنامه‌های به‌نژادی کلرنک مشاهده نشده است.

در این پژوهش، جزئیات کنترل تغییرات موضعی در ارزیابی لاین خالص کلرنک بمنظور انتخاب ژنوتیپ‌های مناسب جهت انجام آزمایشات پیشرفته در شرایط دیم مورد بررسی قرار گرفت.

۴-۱- روش

صد لاین خالص کلرنک زراعی با منشاء داخلی (ژنوتیپ) و خارجی (ژنوتیپ) که با استفاده از ژرم پلاسما کلرنک موجود در بانک ژن ملی ایران در موسسه تحقیقات کشاورزی دیم، خالص شده بودند (سال ۱۳۸۵) در سال ۱۳۸۶ مورد آزمایش قرار گرفت. کاشت در بهار در ایستگاه تحقیقات دیم مراغه (عرض جغرافیایی ۳۶°۰۰' شمالی و طول جغرافیایی ۴۸°۰۰' شرقی) متر ارتفاع از سطح دریاهای آزاد) در قالب طرح لاتیس مربع با دو تکرار انجام شد. هر کرت آزمایشی، ردیف ۱ متری بود. فاصله ردیف ۱۱۰ سانتی‌متر بود و فاصله بین ردیف‌ها ۱۱۰ سانتی‌متر بود. صفات مورد ارزیابی شامل تعداد روز تا گلدهی (تعداد روز از زمان کاشت تا گلدهی در کرت)، ارتفاع بوته (ارتفاع بوته از سطح زمین تا نوک برگ بلندترین برگ)، تعداد دانه هر کرت پس از حذف دانه‌های غیرمثمره و دانه‌های بیمار، درصد دانه‌های پر دانه و درصد دانه‌های خالی بود.

در این آزمایش، اثر تیمار، ثابت ولی اثر

REML مقدراری بنام انحراف (Deviance) برآورد شده، سپس معیار آکائیکی (AIC) که تابعی از لگاریتم درست‌نمایی است بر مبنای انحراف (AICD) از معادله زیر بدست می‌آید:

$$\text{Deviance} = -2\text{REML} - \log(\text{likelihood}) + K$$

$$\text{AICD} = \text{Deviance} + 2q$$

که در آن، K یک مقدار ثابت وابسته به متغیرهای ثابت بوده و q تعداد پارامترهای واریانس -کوواریانس در این صورت مدلی که کمترین مقدار AICD را داشته باشد بهترین مدل خواهد بود (Sarker et al., 2001). برتری هر یک از مدل‌های انتخاب شده نسبت به طرح بلوک‌های کامل تصادفی از تقسیم متوسط واریانس زوج ژنوتیپ‌ها در مدل طرح بلوک‌های کامل تصادفی بر متوسط واریانس زوج ژنوتیپ‌ها تحت مدل انتخاب شده، بدست آمد. اساس بهترین مدل برازش یافته برای هر صفت، مقادیر تصحیح شده مربوط به ژنوتیپ مختلف که بعنوان بهترین برآوردهای ناریب خطی بودند به روش سینک (Singh, 2002) با استفاده از دستور العمل REML در نرم‌افزار Genstat، میزان وراثت پذیری صفات در یک طرح لاتیس را برآورد می‌شود (Singh, 2002). در نهایت با استفاده از مقادیر تصحیح شده تیمارها، % از بهترین لاین‌ها مورد انتخاب قرار گرفت.

نتایج و بحث

پارامترهای مربوط به مدل مختلف از تغییرات برای خصوصیات مختلف در جدول ارائه شده است. نتایج نشان داد که روند ثابت برای سه خصوصیت مورد بررسی، انتخاب از بـا مدل (جدول ۱) که شامل روند خطی نبودند، انجام شد و ملاحظه شد که مدل لاتیس مربع همراه با اشتباهات همبسته در طول ردیف‌ها برای عملکرد دانه و مدل لاتیس در مورد ارتفاع بوته از کمترین مقدار

شاخص آکائیکی (REML/Deviance و REML/AICD) برخوردار بوده و در مورد تعداد روز تا گلدهی، مدل بلوک‌های کامل تصادفی همراه با اشتباهات همبسته در طول ردیف‌ها دارای کمترین مقدار آکائیکی (REML/Deviance) بود. از اینرو بعنوان بهترین مدل‌ها برای کنترل تغییرات در خصوصیات مورد بررسی انتخاب شدند. وجود انواع تغییرات در آزمایشات مقایسه ارقام عدس و نخود (Sarker et al., 2001) و گندم (Grondona et al., 1996; Gilmour et al., 1997) گزارش شده است، با این حال، مدل‌های متنوع از تغییرات موضعی در این آزمایش دیده نشد. نظر به اینکه در این آزمایش فقط یک طرح آزمایشی در یک مکان و در یک سال روی سه خصوصیت گیاهی استفاده شد و هر چند که مدل یکسانی برای هر سه خصوصیت بدست نیامد، در واقع فرصت بروز تغییرات مختلف از نظر مکانی و زمانی در این آزمایش فراهم نشده است و ممکن است با افزایش تعداد آزمایشات در مکان‌ها و سال‌های مختلف، نتایج با انواع تغییرات موضعی همراه باشد. سه مدل‌های انتخاب شده با طرح بلوک‌های کامل تصادفی نشان داد که استفاده از بهترین مدل در مورد عملکرد دانه، ارتفاع بوته و تعداد روز تا گلدهی از حدود ۱۰٪ درصد برتری نسبی برخوردار می‌باشد (جدول ۱).

توجه به برآورد وراثت پذیری عمومی برای صفات (جدول ۱) در این آزمایش نیز نشان می‌دهد که پتانسیل ژنتیکی معنی‌داری جهت انتخاب از لحاظ هر سه صفت وجود دارد. زیرا برآورد وراثت پذیری عمومی علاوه بر پیش‌بینی واکنش به گزینش (Nyquist, 1991) برای گزینش نیز استفاده می‌شود به این ترتیب که هر قدر وراثت‌پذیری عمومی یک صفت بخصوص در یک محیط بیشتر باشد نشان از وجود تنوع ژنتیکی بیشتر در آن محیط بوده و شرایط مناسبی برای انتخاب فراهم می‌گردد (Blum, 1985).

جدول ۱- پارامترهای مربوط به مدل تغییرات موضعی در ارزیابی ژرم پلاسما کلرنک در شرایط دیم

Table 1. Parameters of 18 spatial variation models in evaluation of safflower germplasm under dryland conditions.

Model	مدل	آی‌سی‌دی (بار آکائیک)			Wald		
		عملکرد دانه Grain Yield	ارتفاع بوته Plant Height	روز تا گلدهی Days to Flowering	عملکرد دانه Grain Yield	ارتفاع بوته Plant Height	روز تا گلدهی Days to Flowering
Randomized complete blocks design (RCBD)	بلوک کامل	1206.44	461.95	132.52	-	-	-
RCBD with first order auto-correlated errors along rows (RCBD)	بلوک کامل همراه با اشتباهات همبسته در طول ردیفها	1166.12	444.92	132.42	-	-	-
RCBD with first order auto-correlated errors along rows and along columns (RcArAr)	بلوک کامل همراه با اشتباهات همبسته در طول ردیفها و ستونها	1168.12	442.04	134.35	-	-	-
Lattice design (Lt)	□ □ □	1160.86	439.37	134.52	-	-	-
Lt with Ar (LtAr)	□ □ □ همراه با اشتباهات همبسته در طول ردیفها	1161.24	441.37	134.42	-	-	-
Lt with ArAr (LtArAr)	□ □ □ همراه با اشتباهات همبسته در طول ردیفها و ستونها	1162.11	442.68	136.35	-	-	-
Rc with Linear trends (RcL)	بلوک کامل همراه با روند خطی ثابت در طول ردیفها	1204.60	466.36	138.22	0	0.012	0.093
Rc with L and Ar (RcLAr)	بلوک کامل همراه با روند خطی ثابت و نیز اشتباهات همبسته در طول ردیفها	1162.62	449.06	138.09	0.018	0.015	0.097
Rc with L and ArAr (RcLArAr)	بلوک کامل همراه با روند خطی ثابت و اشتباهات همبسته در طول ردیفها و ستونها	1164.60	446.21	140.02	0.018	0.013	0.097
Lt with Linear trends (LtL)	□ □ □ همراه با روند خطی ثابت در طول ردیفها	1157.12	443.13	140.22	0	0.02	0.093
Lt with L and Ar (LtLAr)	لاتیس همراه با روند خطی ثابت و اشتباهات همبسته در طول ردیفها	1157.56	445.13	140.09	0	0.02	0.097
Lt with L and ArAr (LtLArAr)	لاتیس همراه با روند خطی ثابت و اشتباهات همبسته در طول ردیفها و ستونها	1158.42	446.48	142.02	0	0.019	0.097
Rc with cubic splines in column numbers (RcCs)	بلوک کامل همراه با تغییرات درجه سوم در شماره ستونها	1206.02	466.44	140.22	0	0.013	0.093
Rc with Cs and Ar (RcCsAr)	بلوک کامل همراه با تغییرات درجه سوم در شماره ستونها و اشتباهات همبسته در طول ردیفها	1164.62	450.51	140.09	0.018	0.016	0.097
Rc with Cs and ArAr (RcCsArAr)	بلوک کامل همراه با تغییرات درجه سوم در شماره ستونها و اشتباهات همبسته در طول ردیفها و ستونها	1166.60	447.90	142.02	0.018	0.013	0.097
Lt with Cs	لاتیس همراه با تغییرات درجه سوم در شماره ستونها	1159.12	445.04	142.22	0	0.02	0.093
Lt with Cs and Ar (LtCsAr)	لاتیس همراه با تغییرات درجه سوم در شماره ستونها و اشتباهات همبسته در طول ردیفها	1159.56	447.04	142.09	0	0.02	0.097
Lt with Cs and ArAr (LtCsArAr)	لاتیس همراه با تغییرات درجه سوم در شماره ستونها و اشتباهات همبسته در طول ردیفها و ستونها	1160.42	448.36	144.02	0	0.019	0.097

جدول ۲- مزیت مدل‌های انتخاب شده نسبت به طرح بلوک‌های کامل تصادفی به‌مراه برآورد وراثت پذیری

Table 2. Relative efficiency of selected models over randomized complete block design

انحراف استاندارد وراثت پذیری عمومی	وراثت پذیری عمومی	برتری نسبی	بهترین مدل	ویژگی
SE of heritability	Heritability	Relative efficiency	The best model	Characteristic
0.091	0.46	209.66	همراه با اشتباهات همبسته در طول ردیفها	عملکرد دانه
0.054	0.71	151.05	طرح بلوک کامل تصادفی همراه با اشتباهات همبسته در طول ردیفها	ارتفاع بوته
0.009	0.96	100.32	طرح بلوک کامل تصادفی همراه با اشتباهات همبسته در طول ردیفها	روز تا گلدهی
			Randomised complete blocks design	Days to flowering
			bloks with first order auto-correlated errors along rows	

بر اساس مدل‌های انتخاب شده، بهترین برآورد ناریب خطی برای تمام ژنوتیپ‌ها از لحاظ عملکرد دانه، ارتفاع بوته و تعداد روز تا گلدهی در جدول ۲ خلاصه شده است. برای انتخاب ژنوتیپ‌های برتر در این آزمایش از تجزیه واریانس چند متغیره برای صفات مختلف استفاده نشده است با این حال، نظر به اهمیت هر سه خصوصیت مورد مطالعه در شرایط دیم و با توجه به این که غالباً همبستگی منفی بین عملکرد دانه و تعداد روز تا گلدهی در شرایط دیم وجود دارد (Alizadeh, 2003; Alizadeh, 2005) انحراف استاندارد میانگین‌های برآورد شده برای هر خصوصیت، ژنوتیپ‌های برتر که دارای عملکرد دانه و ارتفاع بوته بیشتر و تعداد روز کمتر تا گلدهی بودند انتخاب شده و در نهایت ۱۰ ژنوتیپ جهت بررسی در آزمایشات پیشرفته انتخاب شدند (جدول ۳). این ۱۰ ژنوتیپ‌های تصحیح نشده در جدول ۲ ذکر شده که تفاوت قابل توجهی در مقادیر برآورد شده و مشاهده شده مربوط به تعداد روز تا گلدهی وجود ندارد. این موضوع با توجه به برتری نسبی مرتبط با این ۱۰ ژنوتیپ (جدول ۲) مورد انتظار بود و از این رو استنباط می‌شود که چنانچه برتری نسبی یک مدل ۱۰٪ باشد تصحیح داده‌ها یا همان برآورد ناریب خطی از میانگین‌ها ضروری نیست. این تفاوت

بین مقادیر مشاهده شده و برآورد شده در عملکرد دانه وجود داشت که با توجه به برتری نسبی مدل انتخاب شده (۱۰۰٪) دور از انتظار نبود. این ۱۰ ژنوتیپ‌های انتخاب شده در جدول ۲ ذکر شده که اگر بدون تصحیح داده‌ها بر اساس تغییرات موضعی، اقدام به انتخاب ۱۰ ژنوتیپ برتر می‌شد حدود ۱۰٪ از لاین‌های شماره‌های ۱۰۰، ۱۰۱، ۱۰۲، ۱۰۳، ۱۰۴، ۱۰۵، ۱۰۶، ۱۰۷، ۱۰۸ و ۱۰۹ در اولویت انتخاب از لحاظ عملکرد دانه قرار می‌گرفتند و این امر به معنی از دست دادن ژنوتیپ‌های مطلوب بدلیل وجود تغییرات ناخواسته در محل آزمایش می‌باشد. از انجامی ۱۰۰ معیار انتخاب در این آزمایش بر اساس تمام اطلاعات موجود در داده‌های آزمایشی بوده و نتایج حاصل در هر سه خصوصیت مورد نظر از لحاظ تغییرات موجود در مزرعه آزمایشی تصحیح شدند، اطمینان بیشتری در انتخاب لاین‌های ۱۰۰، ۱۰۱، ۱۰۲، ۱۰۳، ۱۰۴، ۱۰۵، ۱۰۶، ۱۰۷، ۱۰۸ و ۱۰۹ مشابه بر روی حبوبات و غلات (Grondona et al., 1996; Gilmour et al., 1997; Sarker et al., 2001) نشان می‌دهد که وجود تغییرات موضعی در آزمایشات مزرعه‌ای اجتناب ناپذیر است و توصیه می‌شود که در مقایسه ارقام و فعالیت‌های به نژادی، کنترل تغییرات موضعی در آزمایش نیز مورد توجه قرار گیرد.

[DOR: 20.1001.1.15625540.1386.9.2.1.9]

111

dryland conditions

Adj.= Adjusted Obs.=Observed

منابع مورد استفاده

References

- Akaike, H. 1974.** A new look at the statistical model identification. Rothamsted Experimental Station, Harpenden, Herts, UK. pp. 8-70.
- Alizadeh, K. 2003.** Oilseed crops for cold drylands of Iran. 'Proceeding of Seventh International Conference on Development of drylands. Tehran, Iran. pp. 33-34.
- Alizadeh, K. 2005.** Evaluation of safflower germplasm by some agronomic characteristics and their relationships on grain yield production in the cold drylands of Iran. *Int. J. Agric. Biol.* 7: 389-391.
- Allen, F. L., R. E. Comstock and D. C. Rasmusson. 1978.** Optimal environment for yield testing. *Crop Sci.* 18: 747-751.
- Blum, A. 1985.** Breeding crop varieties for stress environments, *CRC Critical Reviews in Plant Sci.* 2(3): 199-238.
- Cressie, N. 1991.** Statistics for Spatial Data. John Wiley & Sons. New York. pp. 1-50.
- Cullis, B.R. and A. C. Gleeson. 1991.** Spatial analysis of field experiments - an extension to two dimensions. *Biometrics.* 47: 1449-1460.
- Genstat 5 Committee. 1997.** Genstat 5 Release 4.1, Reference Manual Supplement. Lawes. pp. 20-46.
- Gilmour, A.R., B. R. Cullis and A. P. Verbyla. 1997.** Accounting for natural and extraneous variation in the analysis of field experiments. *J. Agric. Biol. Env. Stat.* 2: 269-293.
- Grondona, M. O., J. Crossa, P. N. Fox and W. H. Pfeiffer. 1996.** Analysis of variety yield trials using two-dimensional separable ARIMA processes. *Biometrics.* 52: 763-770.
- Hinkelmann, K. H. and O. Kempthorne. 1994.** Design and analysis of experiments: Volume I: introduction to experimental design. John Wiley & Sons. New York. pp. 145-148.
- Nyquist, W.E. 1991.** Estimation of heritability and prediction of response in plant populations. *CRC Critical Reviews in Plant Sciences.* 10(3): 235-322.
- Patterson, H. D. and E. R. Williams. 1976.** A new class of resolvable incomplete block designs. *Biometrika.* 63: 83-92.
- Pearce, S. C. 1984.** The Agricultural Field Experiment: A statistical examination of theory and practice. John Wiley & Sons. New York. pp. 11-20.
- Sabbe, W. E. and D. B. Marx. 1987.** Soil sampling: spatial and temporal variability. In: J. R. brown. *Soil Testing: Sampling correlation, calibration, and interpretation*, SSSA Special. Madison, WI: Soil Science Society of America. 21:1-14
- Sarker, A., M. Singh and W. Erskine. 2001.** Efficiency of spatial methods in yield trials in lentil (*Lens culinaris* ssp. *culinaris*). *J. of Agric. Sci. Camb.* 137: 427-438.
- Singh, M. 2002.** GENSTAT programs for spatial analysis of variety trials. ICARDA Biometric Report No. 2/2002.

- Singh, M. and S. Ceccarelli. 1995.** Estimation of heritability using variety trials data in incomplete blocks. Theor. and Appl. Genet. 90: 142-145.
- Wilkinson, G. N., S. R. Eckert, T. W. Hancock and O. Mayo. 1983.** Nearest neighbour (NN) analysis of field experiments. Journal of the Royal Statistical Society Series. B45:152-212.

Control of spatial variability in safflower (*Carthamus tinctorius* L.) germplasm evaluation under dryland conditions

Alizadeh Dizaj, K.*

ABSTRACT

Alizadeh Dizaj, K. 2007. Control of spatial variability in safflower germplasm evaluation under dryland conditions. Iranian Journal of Crop Sciences. 9 (2): 99-108

Effective assessment of genotypes superiority is possible by identification of spatial variability and selection of appropriate methods of statistical analysis. In order to select suitable genotypes for advanced trials in dryland conditions, 100 safflower pure lines were evaluated using simple lattice by accounting for spatial variability. Results showed that, the lattice design with correlated errors along rows, the lattice design and the randomized complete block, design with first order auto-correlated errors along rows were the best models and most effective in accounting for spatial variability in grain yield, plant height and days to flowering, respectively. There was not any evidence for fixed trend in this experiment. Broad sense heritability estimates revealed a significant genetic potential for selection for all of the measured characters. Based on the selected models, the best linear unbiased estimates for all genotypes were calculated and the superior genotypes were selected regarding related standard errors. Since the criterion used was based on maximum information of the data, the interpretations drawn from the best model for each trait would give the most realistic assessment of the performance of genotypes. Hence, for breeding objectives, it is recommended that at first a best model be identified to describe the spatial variation in the data, followed by evaluation of the genotypes based on that model.

Key words: Spatial Variability, Experimental design, Safflower, Germplasm.

Received: November, 2006.

* Assistant Prof., Dryland Agriculture Research Institute, Maragheh, Iran.