"مجله علوم زراعی ایران"
جلد نهم، شماره ۲، تابستان ۱۳۸٦

کنترل تغییرات موضعی محل آزمایش در ارزیابی ژرم پلاسم 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. ۱۳۸٦. کنترل تغییرات موضعی محل آزمایش در ارزیابی ژرم پلاسم گلرنگ (*Carthamus tinctorius* L.) در شرایط دیم. **مجله علوم زراعی ایران.** ۹ (۲): ۱۰۸-۹۹.

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، ۱۰۰ لاین خالص گلرنگ در قالب طرح لاتیس ساده با کنترل تغییرات موضعی بمنظور انتخاب ژنوتیپ‌های مناسب جهت آزمایشات پیشرفته در سال ۱۳۸۲ 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 ثابتی 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 میانگین هر ژنوتیپ محاسبه و با توجه به انحراف استاندارد میانگین‌های برآورد شده برای هر خصوصیت، ژنوتیپ های برتر انتخاب شدند. از آنجائیکه انتخاب بر اساس حداکثر اطلاعات موجود در داده‌ها بود، ارزیابی ژنوتیپ‌ها در شرایط واقعی تر صورت گرفت. بنابراین، توصیه می‌شود که برای اهداف به نژادی، ابتدا بهترین مدل جهت توصیف پراکنش داده‌ها شناسایی و سپس ارزیابی ژنوتیپ‌ها بر اساس آن مدل انجام شود.

واژه های کلیدی: تغییرات موضعی، طرح آزمایشی، گلرنگ، جرم پلاسم

تاریخ دریافت: ۱۳۸۵/۸/۲۳

* استادیار مؤسسه تحقیقات کشاورزی دیم

[Downloaded from agrobreedjournal.ir on 2026-11-01]

[DOR: 20.1001.1.15625540.1386.9.2.1.9]

مقدمه

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 می رود. بمنظور کنترل تغییرات سیستماتیک در ازمایشات مزرعه‌ای انواع طرح‌های بلوکی (کامل و ناقص) معرفی شده‌اند(Pearce, 1984; Hinkelmann and Kempthorne, 1994). علاوه بر استفاده از طرح‌های ازمایشی مناسب می‌توان با برخی تجزیه‌های اضافی نظیر تجزیه کوواریانس نیز تا حدی تغییرات را کنترل نمود. علیرغم اینکه روش‌های رایج در تجزیه واریانس معمولا مقادیر زیادی از غیر یکنواختی ماده آزمایشی را کنترل می‌کنند ولی مقدار قابل توجهی از تغییرات درون بلوکی موسوم به تغییرات موضعی، در تجزیه‌های معمولی مورد توجه قرار نمی گیرد. تغییرات موضعی ناشی از تغییر در خصوصیات خاک، عوامل زنده و غیر زنده می‌باشند (Sabbe and Marx 1987; Cressie, 1991). ارزیابی موثر ارقام در قالب طرح‌های ازمایشی 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[1] همدیگر هستند نسبت به کرت‌های دور از هم شباهت بیشتری دارند. از این رو فرض استقلال اشتباهات آزمایشی که یکی از فرض های اساسی تجزیه واریانس است ممکن است صادق نباشد. در این شرایط روش‌های نزدیکترین مجاور، مطرح می‌شوند (Wilkinson *et al*., 1983). کولیس و کلیسون (Cullis and Glesson, 1991) برازش گروهی از مدل‌های تلفیقی میانگین متحرک و رگرسیون را برای خطای کرت‌ها در یک جهت (ردیف‌ها یا ستون‌ها) پیشنهاد کردند. آنها دریافتند که برازش یک مدل همبستگی بین اثرات باقیمانده در یک جهت می‌تواند کارایی طرح بلوک‌های کامل تصادفی را افزایش دهد. آنها با فرض این که ردیف‌ها و ستون‌های کرت‌های آزمایشی در مزرعه به‌صورت منظم می‌باشند، مدل قبلی را به دو جهت (ردیف‌ها و ستون‌ها) تعمیم دادند. گیلمور و همکاران (Gilmour *et al*., 1997) بین تغییرات طبیعی و مصنوعی تمایز قائل شده و اظهار داشتند که برای تغییرات طبیعی ناشی از غیریکنواختی رطوبت خاک، عمق خاک و غیره باید از ساختارهای همبستگی خطی استفاده کرد. از اینرو انها تغییرات طبیعی را به‌صورت محصول مستقیم یک ساختار همبستگی خطی بین ستون‌ها و ردیف‌ها تعریف کردند. تغییرات مصنوعی شامل اثرات ایجاد شده با عملیات زراعی می‌باشد. این عملیات معمولا در طول ردیف‌ها و ستون‌ها با اثر تصادفی ظاهر می شوند که اثر تجمعی انها به‌صورت یک روند خطی، روند درجه سوم، تقابل[2] ردیفی یا ستونی و کوواریت‌ها قابل برازش می باشد (Gilmour *et al*., 1997). یعنی در یک مدل ثابت، وابستگی بین اشتباهات ازمایشی در کرت‌های مختلف را می توان با استفاده از رابطه اشتباهات تصادفی کنترل نمود. بعبارت 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 شناسایی شده، سپس تصحیح لازم بعمل می آید. ارزیابی اثر ژنوتیپی در حضور تغییرات موضعی نیازمند برآورد پارامترهای واریانس و کوواریانس با استفاده از آلگوریتم حداکثر درست نمایی محدود شده می‌باشد (Patterson and Williams, 1976). سارکر و همکاران (Sarker *et al*., 2001) روشی را معرفی کرده‌اند که

1- The nearest neighbour

2- Contrast

[Downloaded from agrobreedjournal.ir on 2026-11-01]

[DOR: 20.1001.1.15625540.1386.9.2.1.9]

با استفاده از معیار آکائیکی (Akaike, 1974) می‌تواند بهترین مدل را شناسایی کرده سپس عملکرد تیمارهای ازمایشی را بر اساس ان 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 گلرنگ مشاهده نشده است.

در این تحقیق، جزئیات کنترل تغییرات موضعی در ارزیابی ۱۰۰ لاین خالص گلرنگ بمنظور انتخاب ژنوتیپ‌های مناسب جهت انجام ازمایشات پیشرفته در شرایط دیم مورد بررسی قرار گرفت.

مواد و روش‌ها

صد لاین خالص گلرنگ زراعی با منشاء داخلی (۲۱ ژنوتیپ) و خارجی (۷۹ ژنوتیپ) که با استفاده از ژرم‌پلاسم گلرنگ موجود در بانک ژن ملی ایران در موسسه تحقیقات کشاورزی دیم، خالص شده بودند (علیزاده، ۱۳۸۱) در سال ۱۳۸۲ مورد آزمایش قرار گرفتند. کاشت در بهار در ایستگاه تحقیقات دیم مراغه (عرض جغرافیایی ´۱۵ °۳۷ شمالی و طول جغرافیایی ´۲۰ °٤٦ شرقي با ۱۷۲۰ متر ارتفاع از سطح دریاهای آزاد) در قالب طرح لاتیس مربع با دو تکرار انجام گرفت. هر کرت آزمایشی شامل ٦ ردیف ۵ متری با فاصله ردیف ۳۰ سانتي متربود و فاصله بین بوته ها روی ردیف ۱۰ سانتي‌متر منظور شد. صفات مورد ارزیابي شامل تعداد روز تا گلدهی (تعداد روز از زمان کاشت تا ۵۰% گلدهی در کرت‌ها)، ارتفاع بوته (میانگین ارتفاع ۵ بوته تصادفی از هر کرت در زمان رسیدگی) و عملکرد دانه (عملکرد دانه هر کرت پس از حذف حاشیه‌ها) بودند.

در تجزیه های آماری، اثر تیمار، ثابت ولی اثر تکرار و بلوک‌های درون تکرار، تصادفی فرض شد. تجزیه تغییرات موضعی از لحاظ کلیه خصوصیات مورد بررسی در ازمایش با استفاده از دستور العمل REML (Restricted Maximum Likelihood) و 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 کل، t 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 سوم[1] در محل ازمایش و e بردار اشتباهات تصادفی همبسته می‌باشد. X و Z نیز بترتیب، ماتریس‌های مرتبط با t و u مي باشند. بدین ترتیب که ۱۸ 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 برازش 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) تبعیت مي کند (Genstat 5 Committee, 1997). چنانچه آماره والد معني دار نباشد یعني روند ثابت در آزمایش وجود نداشته باشد، با استفاده از معیار آکائیکی (Akaike, 1974) بهترین مدل برای هر خصوصیت از بین مدل هایي انتخاب مي شود که روند خطي را شامل نمي شوند. بدین صورت که ابتدا با استفاده از دستورالعمل

1- Cubic splines

[Downloaded from agrobreedjournal.ir on 2026-11-01]

[DOR: 20.1001.1.15625540.1386.9.2.1.9]

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

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

$$AICD = Deviance + 2q$$

که در آن، K یک مقدار ثابت وابسته به متغیرهای ثابت بوده و q تعداد پارامترهای واریانس-کوواریانس می‌باشد. 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. بر اساس بهترین مدل برازش یافته برای هر صفت، مقادیر تصحیح شده مربوط به ۱۰۰ ژنوتیپ مختلف که بعنوان بهترین برآوردهای ناریب خطی بودند به روش سینگ (Singh, 2002) محاسبه شد. با استفاده از دستور العمل REML در نرم‌افزار Genstat، میزان وراثت پذیری صفات در یک طرح لاتیس را برآورد می شود (Singh, 2002). در نهایت با استفاده از مقادیر تصحیح شده تیمارها، ۲۵% از بهترین لاین‌ها مورد انتخاب قرار گرفت.

نتایج و بحث

پارامترهای مربوط به ۱۸ مدل مختلف از تغییرات موضعی برای خصوصیات مختلف در جدول ۱ ارائه شده است. با توجه به معنی‌دار نبودن روند ثابت برای هر سه خصوصیت مورد بررسی، انتخاب از بین ٦ مدل نخست (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 (بترتیب،۱۱٦۰/٤٦ و ٤۳۹/۳۷) برخوردار بوده و در مورد تعداد روز تا گلدهی، مدل بلوک‌های کامل تصادفی همراه با اشتباهات همبسته در طول ردیف‌ها دارای کمترین مقدار آکائیکی (۱۳۲/٤۲) بود. از اینرو بعنوان بهترین مدل ها 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. مقایسه 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 ۱۰۱ تا ۲۰۹ درصد برتری نسبی برخوردار می‌باشد(جدول ۲).

توجه به برآورد وراثت پذیری عمومی برای صفات مختلف (جدول ۲) 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 پیش بینی واکنش به گزینش (Nyquist, 1991) جهت شناسایی محیط‌های مناسب برای گزینش نیز استفاده می‌شود به این ترتیب که هر قدر وراثت پذیری 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 می‌نماید (Blum, 1985).

[Downloaded from agrobreedjournal.ir on 2026-11-01]

[DOR: 20.1001.1.15625540.1386.9.2.1.9]

جدول ۱- پارامترهای مربوط به ۱۸ مدل تغییرات موضعی در ارزیابی ژرم پلاسم گلرنگ در شرایط دیم

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

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

[Downloaded from agrobreedjournal.ir on 2026-11-01]

[DOR: 20.1001.1.15625540.1386.9.2.1.9]

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

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

بر اساس مدل‌های انتخاب شده، بهترین برآورد نااریب خطی برای تمام ژنوتیپ‌ها از لحاظ عملکرد دانه، ارتفاع بوته و تعداد روز تا گلدهی در جدول ۳ 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 غالبا همبستگی منفی بین عملکرد دانه و تعداد روز تا گلدهی در شرایط دیم وجود دارد (Alizadeh, 2003; Alizadeh, 2005) ابتدا با توجه به 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 ۲۵ ژنوتیپ جهت بررسی در آزمایشات پیشرفته انتخاب شدند (جدول ۳). با توجه به میانگین‌های تصحیح نشده در جدول ۳ ملاحظه می‌شود 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 خصوصیت (جدول ۲) مورد انتظار بود و از این‌رو استنباط می شود که چنانچه برتری نسبی یک مدل ۱۰۰% باشد تصحیح داده‌ها یا همان برآورد نااریب خطی از میانگین‌ها ضروری نمی‌باشد. بیشترین تفاوت بین مقادیر مشاهده شده و برآورد شده در عملکرد دانه وجود داشت که با توجه به برتری نسبی مدل انتخاب شده (۲۰۹%) دور از انتظار نبود. با توجه به این‌های انتخاب شده در جدول ۳، ملاحظه می‌شود که اگر بدون تصحیح داده‌ها بر اساس تغییرات موضعی، اقدام به گزینش ۲۵ ژنوتیپ برتر می‌شد حدود ٤۰% از لاین‌ها (شماره‌های ٤٦، ۹۱، ۹۸، ۹۵، ۸٤، ۹۲، ۸۱، ۷۱، ۵۰ و ۷۰) در اولویت انتخاب از لحاظ عملکرد دانه قرار نمی‌گرفتند و این امر به معنی از دست دادن ژنوتیپ‌های مطلوب بدلیل وجود تغییرات ناخواسته در محل ازمایش می‌باشد. از انجائی‌که 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 ازمایشی تصحیح شدند، اطمینان بیشتری در انتخاب لاین ها نسبت به تجزیه‌های رایج بدست آمد. گزارش های 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.

[Downloaded from agrobreedjournal.ir on 2026-11-01]

[DOR: 20.1001.1.15625540.1386.9.2.1.9]

جدول ۳- مقادیر اصلی و بهترین برآورد ناریب خطی از عملکرد دانه، ارتفاع بوته و تعداد روز تا گلدهی در جرم پلاسم گلرنگ در شرایط دیم

Table3. Original and adjusted grain yield, plant height and day to flowering in safflower germplasm under dryland conditions

ژنوتیپ Entry	عملکرد دانه(هکتار/کیلوگرم) Grain Yield (kg/ha)		ارتفاع بوته(سانتیمتر) Plant Height (cm)		تعداد روز تا گلدهی Days to Flowering		ژنوتیپ Entry	عملکرد دانه(هکتار/کیلوگرم) Grain Yield (kg/ha)		ارتفاع بوته(سانتیمتر) Plant Height (cm)		تعداد روز تا گلدهی Days to Flowering	
	تصحیح شده Adj	مشاهده‌شده Obs.	تصحیح شده Adj	مشاهده‌شده Obs	تصحیح شده Adj	مشاهده شده Obs		تصحیح شده Adj	مشاهده شده Obs	تصحیح‌شده Adj	مشاهده‌شده Obs	تصحیح شده Adj	مشاهده شده Obs
1	548	689	45	48	103	103	51	761	756	58	58	110	110
2	370	533	46	49	105	105	52	542	558	55	55	111	111
3	342	536	51	53	107	107	53	458	506	58	57	112	112
4	583	747	50	52	105	105	54	613	631	50	49	105	105
5	600	761	53	55	107	107	55	752	767	57	56	108	108
6	331	486	39	42	102	102	56	700	708	64	63	112	112
7	652	811	55	56	107	107	57	522	533	59	58	111	111
8	370	483	45	47	104	104	58	284	250	61	60	123	123
9	553	697	55	57	110	110	59	553	550	58	56	110	110
10	477	572	51	53	104	104	60	785	733	54	52	107	107
11	819	903	49	52	107	107	61	416	397	52	52	110	110
12	614	719	53	55	104	104	62	605	608	49	49	105	105
13	569	706	52	54	108	108	63	538	572	49	48	103	103
14	599	706	70	72	117	117	64	643	647	52	51	105	105
15	638	742	49	52	111	111	65	620	622	47	46	104	104
16	574	672	56	59	110	110	66	857	853	57	57	108	108
17	668	769	54	56	108	108	67	759	758	64	63	108	108
18	553	608	45	47	102	102	68	533	486	49	47	108	108
19	516	603	47	48	104	104	69	529	514	51	50	110	110
20	476	514	48	49	109	109	70	714	650	48	46	102	102
21	737	756	46	49	103	103	71	736	636	52	51	110	110
22	504	544	50	53	104	104	72	581	503	48	46	108	108
23	495	567	52	54	107	107	73	1061	1014	55	53	108	108
24	523	564	54	57	112	112	74	805	728	51	49	107	107
25	773	811	63	66	112	112	75	857	778	47	45	108	108
26	812	844	64	67	112	112	76	661	575	56	55	111	111
27	434	469	54	56	114	114	77	563	481	52	49	107	107
28	299	289	55	57	124	124	78	603	475	56	53	107	107
29	415	436	47	49	108	108	79	569	472	47	45	110	110
30	680	653	48	49	109	109	80	643	497	55	52	112	112
31	622	656	49	50	111	111	81	753	653	53	54	110	110
32	520	575	49	49	107	107	82	678	600	47	46	103	103
33	666	753	55	54	108	108	83	551	504	53	52	110	110
34	466	522	53	53	104	104	84	763	686	56	55	108	108
35	713	767	60	60	112	112	85	424	344	53	53	111	111
36	572	619	58	59	109	109	86	503	417	40	40	103	103
37	585	636	58	58	108	108	87	594	511	44	43	107	107
38	634	639	48	47	105	105	88	576	447	44	43	110	110
39	413	450	53	53	111	111	89	675	578	55	54	110	110
40	698	686	60	59	110	110	90	663	517	56	54	111	111
41	565	589	61	62	112	112	91	811	656	54	53	109	109
42	782	828	46	47	105	105	92	761	628	53	52	110	110
43	518	594	63	64	113	113	93	957	856	50	48	108	108
44	662	708	60	60	112	112	94	665	533	38	37	108	108
45	567	611	52	53	108	108	95	768	633	49	48	107	107
46	873	911	55	56	108	108	96	666	525	53	52	111	111
47	262	303	52	52	108	108	97	668	531	53	51	105	105
48	394	389	49	49	117	117	98	803	619	56	54	110	110
49	412	439	54	54	105	105	99	885	733	52	50	111	111
50	722	700	60	60	111	111	100	692	492	42	40	105	105

Adj.= Adjusted Obs.=Observed

[Downloaded from agrobreedjournal.ir on 2026-11-01]

[DOR: 20.1001.1.15625540.1386.9.2.1.9]

References منابع مورد استفاده

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.

[Downloaded from agrobreedjournal.ir on 2026-11-01]

[DOR: 20.1001.1.15625540.1386.9.2.1.9]

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.

[Downloaded from agrobreedjournal.ir on 2026-11-01]

[DOR: 20.1001.1.15625540.1386.9.2.1.9]

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.

[Downloaded from agrobreedjournal.ir on 2026-11-01]

[DOR: 20.1001.1.15625540.1386.9.2.1.9]

Received: November, 2006.
* Assistant Prof., Dryland Agriculture Research Institute, Maragheh, Iran.