"مجله علوم زراعي ايران"
جلد نهم، شماره ۲، تابستان ۱۳۸٦

كنترل تغييرات موضعي محل آزمايش در ارزيابي ژرم پلاسم گلرنگ (*Carthamus tinctorius* L.) در شرايط ديم

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

خشنود عليزاده ديزج*

چكيده

عليـزاده ديـزج، خ. ۱۳۸٦. كنتـرل تغييـرات موضعي محـل آزمـايش در ارزيـابي ژرم پلاسـم گلرنـگ (*Carthamus tinctorius* L.) در شـرايط ديـم. مجله علوم زراعي ايران. ۹ (۲): ۱۰۸-۹۹.

ارزيابي موثر ارقام در قالب طرح‌هاي آزمايشي از طريق شناسايي الگوي تغييرات موضعي و با در نظر گرفتن اين الگو در تجزيه آماري امكان پذير است. در اين آزمايش، ۱۰۰ لاين خالص گلرنگ در قالب طرح لاتيس ساده با كنترل تغييـرات موضـعي بمنظـور انتخاب ژنوتيپ‌هاي مناسب جهت آزمايشات پيشرفته در سال ۱۳۸۲ در مزرعه تحقيقاتي مؤسسه تحقيقات كـشاورزي ديـم مراغـه در شرايط ديم مورد ارزيابي قرار گرفت. نتايج نشان داد كه مدل لاتيس مربع همراه با اشـتباهات همبـسته در طـول رديـف‌هـا بـراي عملكرد دانه، مدل لاتيس در مورد ارتفاع بوته و مدل بلوك هاي كامل تصادفي همراه با روند تصادفي در طـول رديـف‌هـا بـراي تعداد روز تا گلدهي بعنوان بهترين مدل براي كنترل موضعي تغييرات محل آزمايش بودند و روند ثـابتي از نظـر تغييـرات در ايـن آزمايش ديده نشد. برآورد وراثت پذيري عمومي براي صفات مختلف نشان داد كه پتانسيل ژنتيكي خوبي جهت انتخاب از لحاظ هر سه صفت وجود دارد. بر اساس مدل‌هاي انتخاب شده، بهترين برآورد نااريب خطي از سه خصوصيت مورد بررسي براي ميانگين هر ژنوتيپ محاسبه و با توجه به انحراف استاندارد ميانگين‌هاي برآورد شده براي هر خصوصيت، ژنوتيپ هاي برتر انتخـاب شـدند. از آنجائيكه انتخاب بر اساس حداكثر اطلاعات موجود در داده‌ها بود، ارزيابي ژنوتيپ‌ها در شرايط واقعي تر صورت گرفت. بنـابراين، توصيه مي‌شود كه براي اهداف به نژادي، ابتدا بهترين مدل جهت توصيف پراكنش داده‌ها شناسايي و سپس ارزيابي ژنوتيپ‌هـا بـر اساس آن مدل انجام شود.

واژه هاي كليدي: تغييرات موضعي، طرح آزمايشي، گلرنگ، جرم پلاسم

تاريخ دريافت: ۱۳۸۵/۸/۲۳

* استاديار مؤسسه تحقيقات كشاورزي ديم

مقدمه

كنترل تغييرات در مزرعه آزمايشي كه ممكن است ناشي از اختلاف در حاصلخيزي، ساختمان خاك، توپوگرافي، مديريت‌هاي زراعي و غيره باشد يكي از اهداف اساسي در طرح‌هاي آزمايشي به شمار مي رود. بمنظور كنترل تغييرات سيستماتيك در آزمايشات مزرعه‌اي انواع طرح‌هاي بلوكي (كامل و ناقص) معرفي شده‌اند(Pearce, 1984; Hinkelmann and Kempthorne, 1994). علاوه بر استفاده از طرح‌هاي آزمايشي مناسب مي‌توان با برخي تجزيه‌هاي اضافي نظير تجزيه كوواريانس نيز تا حدي تغييرات را كنترل نمود. عليرغم اينكه روش‌هاي رايج در تجزيه واريانس معمولا مقادير زيادي از غير يكنواختي ماده آزمايشي را كنترل مي‌كنند ولي مقدار قابل توجهي از تغييرات درون بلوكي موسوم به تغييرات موضعي، در تجزيه‌هاي معمولي مورد توجه قرار نمي‌گيرد. تغييرات موضعي ناشي از تغيير در خصوصيات خاك، عوامل زنده و غير زنده مي‌باشند (Sabbe and Marx 1987; Cressie, 1991). ارزيابي موثر ارقام در قالب طرح‌هاي آزمايشي از طريق شناسايي الگوي تغييرات موضعي و با در نظر گرفتن اين الگو در تجزيه آماري امكان پذير است. كرت‌هاي آزمايشي اغلب فاصله ثابتي از همديگر دارند بنابراين، كرت‌هايي كه مجاور[1] همديگر هستند نسبت به كرت‌هاي دور از هم شباهت بيشتري دارند. از اين رو فرض استقلال اشتباهات آزمايشي كه يكي از فرض هاي اساسي تجزيه واريانس است ممكن است صادق نباشد. در اين شرايط روش‌هاي نزديكترين مجاور، مطرح مي‌شوند (Wilkinson *et al.*, 1983). كوليس و گليسون (Cullis and Glesson, 1991) برازش گروهي از مدل‌هاي تلفيقي ميانگين متحرك و رگرسيون را براي خطاي كرت‌ها در يك جهت (رديف‌ها يا ستون‌ها) پيشنهاد كردند. آنها دريافتند كه برازش يك مدل همبستگي بين اثرات باقيمانده در يك جهت مي‌تواند كارايي طرح بلوك هاي كامل تصادفي را افزايش دهد. آنها با فرض اين كه رديف‌ها و ستون‌هاي كرت‌هاي آزمايشي در مزرعه به‌صورت منظم مي‌باشند، مدل قبلي را به دو جهت (رديف‌ها و ستون‌ها) تعميم دادند. گيلمور و همكاران (Gilmour *et al.*, 1997) بين تغييرات طبيعي و مصنوعي تمايز قائل شده و اظهار داشتند كه براي تغييرات طبيعي ناشي از غيريكنواختي رطوبت خاك، عمق خاك و غيره بايد از ساختارهاي همبستگي خطي استفاده كرد. از اينرو آنها تغييرات طبيعي را به‌صورت محصول مستقيم يك ساختار همبستگي خطي بين ستون‌ها و رديف‌ها تعريف كردند. تغييرات مصنوعي شامل اثرات ايجاد شده با عمليات زراعي مي‌باشد. اين عمليات معمولا در طول رديف‌ها و ستون‌ها با اثر تصادفي ظاهر مي شوند كه اثر تجمعي آنها به‌صورت يك روند خطي، روند درجه سوم، تقابل[2] رديفي يا ستوني و كوواريت‌ها قابل برازش مي باشد (Gilmour *et al.*, 1997). يعني در يك مدل ثابت، وابستگي بين اشتباهات آزمايشي در كرت‌هاي مختلف را مي توان با استفاده از رابطه اشتباهات تصادفي كنترل نمود. بعبارت ديگر، ابتدا رگرسيون خطي بين اشتباهات آزمايشي در كرت‌هاي مختلف برآورد شده سپس بعنوان يك عامل كنترل تغييرات از اين رابطه خطي استفاده مي‌شود درست نظير تجزيه كوواريانس كه در آن ابتدا رابطه خطي بين تيمار و كوواريت شناسايي شده، سپس تصحيح لازم بعمل مي‌آيد. ارزيابي اثر ژنوتيپي در حضور تغييرات موضعي نيازمند برآورد پارامترهاي واريانس و كوواريانس با استفاده از آلگوريتم حداكثر درست نمايي محدود شده مي‌باشد (Patterson and Williams, 1976). ساركر و همكاران (Sarker *et al.*, 2001) روشي را معرفي كرده‌اند كه

1- The nearest neighbour

2- Contrast

با استفاده از معيار آكـائيكي (Akaike, 1974) مـي‌توانـد بهترين مدل را شناسايي كرده سپس عملكـرد تيمارهـاي آزمايشي را بر اساس آن مدل تصحيح نمايد. استفاده از تجزيـه تغييـرات موضـعي در آزمايـشات مقايـسه ارقـام غلات و حبوبات گزارش شده است (Grondona *et al.*, 1996;Gilmour *et al.*, 1997; Sarker *et al.*, 2001) ولـي استفاده از ايـن روش در برنامـه‌هـاي بـه‌نـژادي گلرنـگ مشاهده نشده است.

در اين تحقيق، جزئيات كنترل تغييـرات موضـعي در ارزيـابي ١٠٠ لايـن خـالص گلرنـگ بمنظـور انتخـاب ژنوتيپ‌هاي مناسب جهت انجام آزمايـشات پيـشرفته در شرايط ديم مورد بررسي قرار گرفت.

مواد و روش‌ها

صد لاين خالص گلرنـگ زراعـي بـا منـشاء داخلـي (٢١ ژنوتيپ) و خارجي (٧٩ ژنوتيپ) كـه بـا اسـتفاده از ژرم‌پلاسم گلرنگ موجـود در بانـك ژن ملـي ايـران در موسسه تحقيقات كـشاورزي ديـم، خـالص شـده بودنـد (عليـزاده، ١٣٨١) در سـال ١٣٨٢ مـورد آزمـايش قـرار گرفتند. كاشت در بهار در ايستگاه تحقيقات ديم مراغـه (عرض جغرافيـايي ´١٥ °٣٧ شـمالي و طـول جغرافيـايي ´٢٠ °٤٦ شرقي بـا ١٧٢٠ متـر ارتفـاع از سطح درياهـاي آزاد) در قالـب طـرح لاتـيس مربـع بـا دو تكـرار انجـام گرفت. هر كرت آزمايشي شـامل ٦ رديـف ٥ متـري بـا فاصله رديف ٣٠ سانتي متـر بـود و فاصـله بـين بوتـه هـا روي رديـف ١٠ سـانتي‌متـر منظـور شـد. صـفات مـورد ارزيابي شامل تعداد روز تا گلدهي (تعـداد روز از زمـان كاشت تا ٥٠% گلدهي در كرت‌ها)، ارتفاع بوته (ميانگين ارتفاع ٥ بوته تصادفي از هر كرت در زمان رسيدگي) و عملكرد دانـه (عملكـرد دانـه هـر كـرت پـس از حـذف حاشيه‌ها) بودند.

در تجزيه هـاي آمـاري، اثـر تيمـار، ثابـت ولـي اثـر تكرار و بلوك هاي درون تكـرار، تـصادفي فـرض شـد. تجزيـه تغييـرات موضـعي از لحـاظ كليـه خـصوصيات مورد بررسـي در آزمـايش بـا اسـتفاده از دسـتور العمـل (Restricted Maximum Likelihood) REML و نرم افزار Genstat انجام شد. مدل آماري مـورد اسـتفاده بصورت زير بود:

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

كه در آن، m ميانگين كل، t بردار پارامترهاي ثابـت (اثـر ژنوتيـپ‌هـا و رونـد ثابـت)، u بـردار تكرارهـا و بلوك هاي درون تكـرار كـه تـصادفي فـرض شـده‌انـد، بردار x مربوط به تغييرات موضعي درجه سوم[1] در محـل آزمايش و e بردار اشتباهات تصادفي همبـسته مـي‌باشـد. X و Z نيز بترتيب، ماتريس‌هاي مرتبط با t و u مي باشند. بـه‌ايـن ترتيـب كـه ١٨ مـدل مختلـف از انـواع تغييـرات موضعي كه تركيب فاكتوريـل از دو نـوع طـرح بلـوك (كامل و ناقص)، سه حالـت مربـوط بـه رونـد تغييـرات (وجود روند ثابت، وجود روند تـصادفي و عـدم وجـود رونـد) و سـه نـوع رابطـه بـين اشـتباهات آزمايـشي (رابطه خطي در طول رديـف‌هـا، رابطـه خطـي در طـول رديف‌ها و ستون‌ها و عدم وجود رابطه خطي يا استقلال اشتباهات آزمايشي) بودند، مـورد بـرازش قـرار گرفـت. آزمون وجود روند ثابت در آزمايش با استفاده از آمـاره والد (Wald) انجام شد كه از طريـق نـسبت مربـع مقـدار برآورد شده براي رونـد خطـي بـر واريـانس برآوردهـا، محاسبه گرديد و چنانچه روندي وجود نداشته باشد اين نـسبت از توزيـع كـاي اسـكور (χ^2) تبعيـت مـي كنـد (Genstat 5 Committee, 1997). چنانچـه آمـاره والـد معنـي دار نباشـد يعنـي رونـد ثابـت در آزمـايش وجـود نداشــته باشــد، بــا اســتفاده از معيــار آكــائيكي (Akaike, 1974) بهترين مدل براي هر خصوصيت از بين مدل هايي انتخاب مي شود كه روند خطي را شامل نمي شوند. به‌اين صورت كه ابتدا بـا استفاده از دستورالعمل

1- Cubic splines

REML مقداري بنام انحراف (Deviance) برآورد شده، سپس معيار آكائيكي (AIC) كه تابعي از لگاريتم درست‌نمايي است بر مبناي انحراف (AICD) از معادله زير بدست مي‌آيد:

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

$$AICD = Deviance + 2q$$

كه در آن، K يك مقدار ثابت وابسته به متغيرهاي ثابت بوده و q تعداد پارامترهاي واريانس-كوواريانس مي‌باشد. در اين صورت مدلي كه كمترين مقدار AICD را داشته باشد بهترين مدل خواهد بود (Sarker *et al*., 2001). برتري هر يك از مدل‌هاي انتخاب شده نسبت به طرح بلوك هاي كامل تصادفي از تقسيم متوسط واريانس زوج ژنوتيپ‌ها در مدل طرح بلوك هاي كامل تصادفي بر متوسط واريانس زوج ژنوتيپ‌ها تحت مدل انتخاب شده، بدست آمد. بر اساس بهترين مدل برازش يافته براي هر صفت، مقادير تصحيح شده مربوط به ۱۰۰ ژنوتيپ مختلف كه بعنوان بهترين برآوردهاي ناريب خطي بودند به روش سينگ (Singh, 2002) محاسبه شد. با استفاده از دستور العمل REML در نرم‌افزار Genstat، ميزان وراثت پذيري صفات در يك طرح لاتيس را برآورد مي شود (Singh, 2002). در نهايت با استفاده از مقادير تصحيح شده تيمارها، ۲۵% از بهترين لاين‌ها مورد انتخاب قرار گرفت.

نتايج و بحث

پارامترهاي مربوط به ۱۸ مدل مختلف از تغييرات موضعي براي خصوصيات مختلف در جدول ۱ ارائه شده است. با توجه به معني‌دار نبودن روند ثابت براي هر سه خصوصيت مورد بررسي، انتخاب از بين ٦ مدل نخست (جدول ۱) كه شامل روند خطي نبودند، انجام شد و ملاحظه شد كه مدل لاتيس مربع همراه با اشتباهات همبسته در طول رديف‌ها براي عملكرد دانه و مدل لاتيس در مورد ارتفاع بوته از كمترين مقدار شاخص آكائيكي (بترتيب،۱۱٦۰/٤٦ و ٤۳۹/۳۷) برخوردار بوده و در مورد تعداد روز تا گلدهي، مدل بلوك هاي كامل تصادفي همراه با اشتباهات همبسته در طول رديف‌ها داراي كمترين مقدار آكائيكي (۱۳۲/٤۲) بود. از اينرو بعنوان بهترين مدل ها براي كنترل تغييرات در خصوصيات مورد بررسي انتخاب شدند. وجود انواع تغييرات در آزمايشات مقايسه ارقام عدس و نخود (Sarker *et al*., 2001) و گندم (Grondona *et al*., 1996; Gilmour *et al*., 1997) گزارش شده است، با اين حال، مدل‌هاي متنوع از تغييرات موضعي در اين آزمايش ديده نشد. نظر به اينكه در اين آزمايش فقط يك طرح آزمايشي در يك مكان و در يك سال روي سه خصوصيت گياهي استفاده شد و هر چند كه مدل يكساني براي هر سه خصوصيت بدست نيامد، در واقع فرصت بروز تغييرات مختلف از نظر مكاني و زماني در اين آزمايش فراهم نشده است و ممكن است با افزايش تعداد آزمايشات در مكان‌ها و سال‌هاي مختلف، نتايج با انواع تغييرات موضعي همراه باشد. مقايسه مدل‌هاي انتخاب شده با طرح بلوك هاي كامل تصادفي نشان داد كه استفاده از بهترين مدل در مورد عملكرد دانه، ارتفاع بوته و تعداد روز تا گلدهي از حدود ۱۰۱ تا ۲۰۹ درصد برتري نسبي برخوردار مي‌باشد(جدول ۲).

توجه به برآورد وراثت پذيري عمومي براي صفات مختلف (جدول ۲) در اين آزمايش نيز نشان مي‌دهد كه پتانسيل ژنتيكي معني‌داري جهت انتخاب از لحاظ هر سه صفت وجود دارد. زيرا برآورد وراثت پذيري عمومي علاوه بر پيش بيني واكنش به گزينش (Nyquist, 1991) جهت شناسايي محيط‌هاي مناسب براي گزينش نيز استفاده مي‌شود به اين ترتيب كه هر قدر وراثت پذيري عمومي يك صفت بخصوص در يك محيط بيشتر باشد نشان از وجود تنوع ژنتيكي بيشتر در آن محيط بوده و شرايط مناسبي براي انتخاب فراهم مي‌نمايد (Blum, 1985).

جدول ۱- پارامترهاي مربوط به ۱۸ مدل تغییرات موضعي در ارزیابي 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 آکائیکي			Wald آماره والد		
	عملکرد دانه Grain Yield	ارتفاع بوته Plant Height	روز تا گلدهي Days to Flowering	عملکرد دانه Grain Yield	ارتفاع بوته Plant Height	روز تا گلدهي Days to Flowering
بلوك كامل Randomized complete blocks design (RCBD)	1206.44	461.95	132.52	-	-	-
بلوك كامل همراه با اشتباهات همبسته در طول ردیفها RCBD with first order auto-correlated errors along rows (RCBD)	1166.12	444.92	132.42	-	-	-
بلوك كامل 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	-	-	-
بلوك كامل همراه با روند خطي ثابت در طول ردیفها Rc with Linear trends (RcL)	1204.60	466.36	138.22	0	0.012	0.093
بلوك كامل همراه با روند خطي 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
بلوك كامل همراه با روند خطي 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 خطي ثابت در طول ردیفها Lt with Linear trends (LtL)	1157.12	443.13	140.22	0	0.02	0.093
لاتیس همراه با روند خطي 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 خطي 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
بلوك كامل 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
بلوك كامل 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
بلوك كامل 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

جدول ۲- مزيت مدل‌هاي انتخاب شده نسبت به طرح بلوك هاي كامل تصادفي بهمراه برآورد وراثت پذيري
Table 2. Relative efficiency of selected models over randomized complete block design

خصوصيت Characteristic	بهترين مدل The best model	برتري نسبي Relative efficiency	وراثت پذيري عمومي Heritability	انحراف استاندارد وراثت پذيري عمومي SE of heritability
عملكرد دانه Grain yield	همراه با اشتباهات همبسته در طول رديفها لاتيس Lattice with first order auto-correlated errors along rows	209.66	0.46	0.091
ارتفاع بوته Plant height	لاتيس Lattice	151.05	0.71	0.054
روز تا گلدهي Days to flowering	طرح بلوك كامل تصادفي همراه با اشتباهات همبسته در طول رديفها Randomised complete blocks design bloks with first order auto-correlated errors along rows	100.32	0.96	0.009

بر اساس مدل‌هاي انتخاب شده، بهترين برآورد ناااريب خطي براي تمام ژنوتيپ‌ها از لحاظ عملكرد دانه، ارتفاع بوته و تعداد روز تا گلدهي در جدول ۳ خلاصه شده است. براي انتخاب ژنوتيپ‌هاي برتر در اين آزمايش از تجزيه واريانس چند متغيره براي صفات مختلف استفاده نشده است با اين حال، نظر به اهميت هر سه خصوصيت مورد مطالعه در شرايط ديم و با توجه به اين كه غالباً همبستگي منفي بين عملكرد دانه و تعداد روز تا گلدهي در شرايط ديم وجود دارد (Alizadeh, 2003; Alizadeh, 2005) ابتدا با توجه به انحراف استاندارد ميانگين‌هاي برآورد شده براي هر خصوصيت، ژنوتيپ‌هاي برتر كه داراي عملكرد دانه و ارتفاع بوته بيشتر و تعداد روز كمتر تا گلدهي بودند انتخاب شده و در نهايت ۲۵ ژنوتيپ جهت بررسي در آزمايشات پيشرفته انتخاب شدند (جدول ۳). با توجه به ميانگين‌هاي تصحيح نشده در جدول ۳ ملاحظه مي‌شود كه تفاوت قابل توجهي در مقادير برآورد شده و مشاهده شده مربوط به تعداد روز تا گلدهي وجود ندارد. اين موضوع با توجه به برتري نسبي مرتبط با اين خصوصيت (جدول ۲) مورد انتظار بود و از اين‌رو استنباط مي شود كه چنانچه برتري نسبي يك مدل ۱۰۰% باشد تصحيح داده‌ها يا همان برآورد ناااريب خطي از ميانگين‌ها ضروري نمي‌باشد. بيشترين تفاوت بين مقادير مشاهده شده و برآورد شده در عملكرد دانه وجود داشت كه با توجه به برتري نسبي مدل انتخاب شده (۲۰۹%) دور از انتظار نبود. با توجه به لاين‌هاي انتخاب شده در جدول ۳، ملاحظه مي‌شود كه اگر بدون تصحيح داده‌ها بر اساس تغييرات موضعي، اقدام به گزينش ۲۵ ژنوتيپ برتر مي‌شد حدود ٤۰% از لاين‌ها (شماره‌هاي ٤٦، ۹۱، ۹۸، ۹۵، ۸٤، ۹۲، ۸۱، ۷۱، ۵۰ و ۷۰) در اولويت انتخاب از لحاظ عملكرد دانه قرار نمي‌گرفتند و اين امر به معني از دست دادن ژنوتيپ‌هاي مطلوب بدليل وجود تغييرات ناخواسته در محل آزمايش مي‌باشد. از آنجائي‌كه معيار انتخاب در اين آزمايش بر اساس تمام اطلاعات موجود در داده‌هاي آزمايشي بوده و نتايج حاصل در هر سه خصوصيت مورد نظر از لحاظ تغييرات موجود در مزرعه آزمايشي تصحيح شدند، اطمينان بيشتري در انتخاب لاين ها نسبت به تجزيه‌هاي رايج بدست آمد. گزارش هاي مشابه بر روي حبوبات و غلات (Grondona *et al*., 1996; Gilmour *et al*., 1997; Sarker *et al*., 2001) نشان مي‌دهد كه وجود تغييرات موضعي در آزمايشات مزرعه‌اي اجتناب ناپذير است و توصيه مي‌شود كه در مقايسه ارقام و فعاليت‌هاي به نژادي، كنترل تغييرات موضعي در آزمايش نيز مورد توجه قرار گيرد.

جـدول ٣- مقـادير اصـلي و بهتـرين بـرآورد نااريـب خطـي از عملكـرد دانـه، ارتفـاع بوتـه و تعـداد روز تـا گلـدهي در جرم پلاسم گلرنگ در شرايط ديم

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

ژنوتيپ Entry	عملكرد دانه(هكتار/كيلوگرم) Grain Yield (kg/ha) تصحيح شده Adj	مشاهده‌شده Obs.	ارتفاع بوته(سانتيمتر) Plant Height (cm) تصحيح شده Adj	مشاهده‌شده Obs	تعداد روز تا گلدهي Days to Flowering تصحيح شده Adj	مشاهده شده Obs	ژنوتيپ Entry	عملكرددانه(هكتار/كيلوگرم) Grain Yield (kg/ha) تصحيح شده Adj	مشاهده شده Obs	ارتفاع بوته(سانتيمتر) Plant Height (cm) تصحيح‌شده Adj	مشاهده‌شده Obs	تعداد روزتاگلدهي Days to Flowering تصحيح 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

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.

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.