

مجله به‌نژادی نهال و بذر
جلد ۱-۲۹، شماره ۱، ۱۳۹۲

ارزیابی پایداری عملکرد دانه ژنوتیپ‌های گلرنگ بهاره با استفاده از معیارهای ناپارامتری و روش GGE بای‌پلات در شرایط دیم

Evaluation of Seed Yield Adaptability of Spring Safflower Genotypes Using Nonparametric Parameters and GGE Biplot Method in Rain-fed Conditions

مهدی جمشیدی^۱ مقدم^۱ و سید سعید پورداد^۲

۱ و ۲- به ترتیب مربی و دانشیار، معاونت مؤسسه تحقیقات کشاورزی دیم، سرارود، کرمانشاه

تاریخ دریافت: ۱۳۹۰/۹/۲۱ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۱/۳/۲۵

چکیده

جمشیدی مقدم، م. و پورداد، س. س. ۱۳۹۲. ارزیابی پایداری عملکرد دانه ژنوتیپ‌های گلرنگ بهاره با استفاده از معیارهای ناپارامتری و روش GGE بای‌پلات در شرایط دیم. مجله به‌نژادی نهال و بذر ۱-۲۹: ۴۵-۶۳.

به منظور بررسی اثر متقابل ژنوتیپ × محیط و مطالعه سازگاری و پایداری عملکرد دانه ژنوتیپ‌های گلرنگ بهاره، هفده ژنوتیپ در نه ایستگاه تحقیقاتی به مدت چهار سال (۱۳۸۲ تا ۱۳۸۵) در قالب طرح بلوک‌های کامل تصادفی با سه تکرار در شرایط دیم مورد ارزیابی قرار گرفتند. بر اساس نتایج تجزیه واریانس مرکب، اثر ژنوتیپ، محیط و اثر متقابل آن‌ها در سطح احتمال ۱٪ معنی‌دار بود. از روش‌های ناپارامتری برای آزمون اثر ژنوتیپ، محیط و اثر متقابل استفاده شد. اثر اصلی و متقابل با روش هیلدبراند (آزمون اثر متقابل بدون تغییر رتبه‌بندی ژنوتیپ‌ها) و روش دی کرون و وان دیر لان (آزمون اثر متقابل با تغییر در رتبه‌بندی ژنوتیپ‌ها) در سطح احتمال ۱٪ معنی‌دار شد. بر اساس معیارهای ناپارامتری هان و تنارازو، ژنوتیپ شماره ۱۱ (Gila) و شاخص برتری فاکس و همکاران، ژنوتیپ شماره ۱۵ (رقم سینا) پایدارتر از سایر ژنوتیپ‌ها بودند. با توجه به نتایج آماره عملکرد - پایداری (Y_{si}) ژنوتیپ‌های شماره ۲ (S-541)، ۱۵ و ۴ (Syria) جزو ژنوتیپ‌های گزینش شده بودند. همچنین بر اساس بای‌پلات GGE برای کلیه محیط‌ها، ژنوتیپ‌های شماره ۱ (Cyprobregon)، ۴ و ۱۵ برتری نشان دادند. این دو روش ژنوتیپ شماره ۱۵ (رقم سینا) را به عنوان ژنوتیپ برتر شناسایی کردند.

واژه‌های کلیدی: گلرنگ، اثر متقابل ژنوتیپ × محیط، معیار ناپارامتری، آماره عملکرد - پایداری، GGE بای‌پلات.

مقدمه

گلرنگ زراعی (*Carthamus tintorius* L.) دارای مصارف صنعتی، دارویی و غذایی است ولی عمدتاً بذر آن برای تهیه روغن‌های خوراکی استفاده می‌شود. این گیاه بومی ایران بوده و کشت آن در ایران سابقه طولانی دارد. قبل از معرفی این گیاه به عنوان یک دانه روغنی، گلرنگ برای استفاده از گلچه‌های آن کشت می‌شد. برنامه‌های مهم اولیه برای توسعه کشت گیاه گلرنگ به عنوان یک محصول تجاری با افزایش محتوای روغن دانه و شناسایی ژن‌های مقاومت به چندبیماری مهم گلرنگ آغاز شد (Knowles, 1989). این جنس حدود ۲۵ گونه مهم دارد و بنا به ارزیابی‌های جدید بر اساس رابطه نزدیک موجود میان گونه‌های وحشی، موطن احتمالی گلرنگ اهلی منطقه‌ای محصور میان مدیترانه شرقی و خلیج فارس است (Weiss, 1983). بر اساس طبقه‌بندی اشری (Ashri, 1973) نیز ایران یکی از مراکز تنوع این گیاه است. نتایج آزمایش‌های مختلف امکان کشت دیم پاییزه، انتظاری و بهاره این گیاه روغنی در مناطق مختلف کشور را به اثبات رسانیده است. در بین دانه‌های روغنی، گلرنگ سازگاری بیشتری در دیمزارهای مناطق معتدل سرد و سرد کشور داشته و می‌تواند در تناوب با گندم قرار گیرد (Omidi et al., 2010)؛ (Hatamzadeh, 2007).

اثر متقابل ژنوتیپ × محیط یکی از مسائل پیچیده برنامه‌های به‌نژادی برای تهیه ژنوتیپ‌های

پرمحصول و سازگار به شمار می‌رود و وجود آن باعث کاهش همبستگی بین ارزش‌های فنوتیپی و ژنوتیپی و کندی پیشرفت‌گزینش می‌شود (Comestock and Moll, 1963). از طرف دیگر وراثت‌پذیری عملکرد دانه در شرایط دیم کاهش می‌یابد زیرا بخش قابل توجهی از تغییرات عملکرد در شرایط تنش خشکی ناشی از محیط است، بنابراین به‌نژادگران از ارزیابی ژنوتیپ‌ها در چندین مکان و سال استفاده می‌کنند تا بتوانند نتایج نسبتاً دقیقی را به دست آورند (Blum, 1988). روش‌های ناپارامتری متعددی برای تعیین پایداری ارقام پیشنهاد شده است که در آن‌ها ارقام در هر محیط رتبه‌بندی می‌شوند و ژنوتیپی پایدار محسوب می‌شود که کمترین اختلاف رتبه را در محیط‌های مختلف داشته باشد (Thennarasu, 1995)؛ (Hühn, 1990).

هان (Hühn, 1990) اظهار داشت که این معیارهای ناپارامتری نیاز به فرض‌های نرمال بودن و مستقل بودن داده‌ها یا یکنواختی واریانس خطاها ندارند و در مقایسه با معیارهای پارامتری به خطا یا داده‌های پرت حساسیت کمتری دارند و از طرف دیگر اضافه یا حذف کردن یک یا تعدادی کمی از ژنوتیپ‌ها بر شاخص پایداری اثری ندارد ضمن آن که تجزیه، تحلیل و تفسیر معیارهای ناپارامتری بسیار ساده‌تر از معیارهای پارامتری است. کانگ (Kang, 1988, 1991, 1993) سه روش و

(Shukla, 1972) و روش انحراف از رگرسیون (Eberhart and Russell, 1966) که از مفهوم پایداری ایستا بهره می‌برند استفاده و منجر به انتخاب ژنوتیپ‌هایی با عملکردهای پایین شدند. در مقابل مفهوم پویا برای معیار مجموع رتبه (Kang, 1998)، معیار برتری ناپارامتری (Fox et al., 1990)، ضریب رگرسیون (Eberhart and Russell, 1966) و شاخص برتری (Lin and Binns, 1988) برای گزینش همزمان برای عملکرد و پایداری مشاهده شد. عبدالمهدی و همکاران (Abdulahi et al., 2007) نیز برای بررسی پایداری تعدادی از ژنوتیپ‌های گلرنگ پاییزه از آماره‌های متعدد ناپارامتری از قبیل آماره‌های هان (Hühn, 1990)، آماره‌های تنارازو (Thenarasu, 1995)، معیار مجموع رتبه (Kang, 1998) و معیار برتری ناپارامتری (Fox et al., 1990) استفاده کردند. در این مطالعه مشخص شد که معیار مجموع رتبه با میانگین عملکرد ژنوتیپ‌ها رابطه مثبت و معنی‌دار دارد. آدوگنا و لبوسشنگ (Adugna and Labuschang, 2003) نیز معیارهای پایداری پارامتری و ناپارامتری را در بزرگ مورد مطالعه قرار داده و دریافتند که واریانس پایداری و واریانس رتبه ژنوتیپ‌ها دارای همبستگی رتبه‌ای معنی‌دار با یکدیگر هستند.

امیدی و همکاران (Omidi et al., 2010) با بررسی پایداری عملکرد دانه و روغن در لاین‌های بهاره گلرنگ در چهار منطقه و دو

مطابق با آن سه معیار ناپارامتری برای گزینش همزمان برای عملکرد و پایداری ارائه کرد. وی در سال ۱۹۸۸ معیار مجموع رتبه، در سال ۱۹۹۱ معیار مجموع رتبه تغییر یافته و بالاخره در سال ۱۹۹۳ آماره عملکرد - پایداری (Y_{si}) را با قابلیت تعیین مقادیر اشتباه نوع اول و دوم برای جزء عملکرد و جزء پایداری پیشنهاد داد که در واقع این روش‌ها ترکیبی از معیار پایداری پارامتری شوکلا (Shukla, 1972) و میانگین رتبه عملکرد هر ژنوتیپ در محیط‌های مختلف بودند. آماره عملکرد - پایداری (Y_{si}) برای اولین بار در ارزیابی ارقام ذرت استفاده شد (Kang, 1993؛ Magari and Kang, 1993). باکسونوس و همکاران (Baxevanos et al., 2008) تکرارپذیر بودن بالایی از این آماره در آزمایش‌های چند محیطی ارقام پنبه را گزارش کردند. کاربرد این آماره در گزینش ارقام مناسب برای گیاهان سویا (Roa et al., 2002)، برنج (Gravois and Bernhardt, 2000)، لوبیا (Mekbib, 2002) و سیب‌زمینی (Cotes et al., 2002) نیز گزارش شده است. مقصدم و پورداد (Moghaddam and Pourdad, 2009) چندین معیار پایداری پارامتری و ناپارامتری را در ژنوتیپ‌های گلرنگ مورد مطالعه قرار دادند. در این تحقیق اکثر آماره‌های پایداری از قبیل آماره‌های هان (Hühn, 1990)، تنارازو (Thenarasu, 1995)، واریانس پایداری

؛de Kroon and van der Laan, 1981
Hildebrand, 1980؛ Kubinger, 1986
هان و لئون (Hühn and Leon, 1995) روش‌های
ناپارامتری را مورد مقایسه قرار دادند و این
روش‌ها را بر حسب دو جنبه از اثر متقابل (تغییر
در مقدار یا رتبه) گروه‌بندی کردند.

در آزمایش‌های چند محیطی (MET) که
یک جدول دوطرف بزرگ از اثر متقابل
ژنوتیپ در محیط وجود دارد استفاده از
گراف‌هایی که به طور همزمان پراکنش
ژنوتیپ‌ها و محیط‌ها را نشان می‌دهند
(بای پلات) از اهمیت زیادی برخوردار است.
با استفاده از ویژگی‌های نمودار
بای پلات (Gabriel, 1971) و روش چندمتغیره
تجزیه به مؤلفه‌های اصلی، روش نوین GGE
بای پلات معرفی شد (Yan, 2001)؛
(Yan et al., 2000).

این روش بر خلاف مرسوم‌ترین روش چند
متغیره تجزیه پایداری که تنها اثر متقابل ژنوتیپ
× محیط را مدنظر قرار می‌دهد، از اثر اصلی
ژنوتیپ نیز استفاده می‌کند. با توجه به این که در
آزمایش‌های ناحیه ای عملکرد، محیط بیشترین
منبع ایجاد تغییرات بوده و از طرفی غیر قابل
کنترل است، از این رو در روش GGE بای
پلات از منابع تغییرات ژنوتیپ و اثر متقابل
ژنوتیپ × محیط استفاده می‌شود تا بتوان نتایج
قابل اعتمادی را به دست آورد
(Yan et al., 2007)؛ (Yan et al., 2000).

هدف از این آزمایش آزمون معنی‌داری اثر

سال به این نتیجه رسیدند که در اکثر مناطق و
سال‌های مورد بررسی تفاوت معنی‌داری بین
لاین‌ها وجود دارد و با استفاده از روش
رگرسیون و ضریب تغییرات محیطی لاین‌های
I.L.111 و اصفهان ۱۴ با سازگاری عمومی بالا
در تمام محیط‌ها به عنوان ژنوتیپ‌های مطلوب
شناسایی شدند.

حاتم‌زاده (Hatamzadeh, 2007) در
بررسی عملکرد دانه لاین‌ها و ارقام گلرنگ
پایزه به روش ابره‌ارت و راسل (۱۹۹۶)
نتیجه‌گیری کرد که اثر متقابل ژنوتیپ در سال
معنی‌دار بوده و لاین‌های ۳۳۸ و PI-258417 با
شیب خط کمتر از یک و متوسط عملکرد بیشتر
از متوسط کل و همچنین واریانس انحراف از
خط رگرسیون کم‌تر سازگارترین ژنوتیپ‌ها
بودند.

تغییر در رتبه ارقام در پاسخ به شرایط
محیطی (اثر متقابل کراس‌اور) و تغییر در مقدار
پاسخ به شرایط محیطی بدون تغییر در رتبه (اثر
متقابل غیر کراس‌اور) دو جزء مهم اثر متقابل
ژنوتیپ × محیط محسوب می‌شوند که پی بردن
به نوع هر کدام از آن‌ها در مجموع مربعات اثر
متقابل می‌تواند سهم به‌سزایی در طرح‌ریزی
استراتژی به‌نژادی داشته باشد. اثر متقابل
کراس‌اور پیچیده‌ترین تیپ اثر متقابل در
گزینش بهترین ژنوتیپ‌ها در یک برنامه
به‌نژادی است. چندین روش ناپارامتری برای
تعیین سطح معنی‌داری اثر متقابل ژنوتیپ ×
محیط ارائه شده است (Bredenkamp, 1974)؛

گرامینه موجود در مزرعه گلرنگ استفاده شد. این سم علف‌کشی است که پس از رویش علف‌های هرز یک ساله (مرحله ۲-۴ برگ‌گی) و چندساله (ارتفاع ۱۰-۳۰ سانتی‌متر) به کار می‌رود.

پس از تعیین عملکرد دانه ژنوتیپ‌ها در محیط‌های مختلف محاسبات آماری شامل تجزیه واریانس مرکب برای کلیه محیط‌های مورد بررسی و با استفاده از روش‌های ناپارامتری آزمون اثر ژنوتیپ، محیط و اثر متقابل انجام شد (نتایج سه محیط موجود نبود بنابراین تجزیه برای ۳۳ محیط انجام شد).

آزمون اثر اصلی به روش ناپارامتری

برای آزمون معنی‌داری از سه روش ناپارامتری به شرح ذیل استفاده شد:

روش بریدینکامپ (Bredenkamp, 1974)

در این روش ارزش‌های عملکرد دانه (X_{ijk}) برای کلیه ژنوتیپ‌ها ($i=1,2,\dots,l$)، محیط‌ها ($k=1,2,\dots,n$) و تکرارها ($j=1,2,\dots,m$) رتبه‌بندی انجام شد. با استفاده از ارزش رتبه‌بندی شده (R_{ijk}) این اثرها به شرح زیر محاسبه شد:

$$\chi_{(G)}^2 = \frac{12l}{N^2(N+1)} \sum_{i=1}^l R_{i..}^2 - 3(N+1)$$

$$\chi_{(E)}^2 = \frac{12m}{N^2(N+1)} \sum_{j=1}^m R_{.j.}^2 - 3(N+1)$$

$$\chi_{GE}^2 = \frac{12lm}{N^2(N+1)} \sum_{i=1}^l \sum_{j=1}^m \left(R_{ij.}^2 - \frac{1}{m^2} R_{i..}^2 - \frac{1}{l^2} R_{.j.}^2 \right) + 3(N+1)$$

متقابل ژنوتیپ \times محیط به روش ناپارامتری، تعیین ژنوتیپ‌های پایدار گلرنگ بر اساس معیارهای ناپارامتری و گزینش ژنوتیپ‌های پایدار با عملکرد بالا برای کلیه محیط‌ها با استفاده از آماره عملکرد - پایداری (Y_{Si}) و بای‌پلات ژنوتیپ + اثر متقابل ژنوتیپ \times محیط (GGE) بود.

مواد و روش‌ها

در این تحقیق هفده ژنوتیپ گلرنگ در نه ایستگاه تحقیقاتی برای چهار سال (از سال ۱۳۸۲ تا ۱۳۸۵) به صورت کشت بهاره در قالب طرح بلوک‌های کامل تصادفی با سه تکرار در شرایط دیم برای هر محیط مورد ارزیابی قرار گرفتند. بذر هر ژنوتیپ در کرت‌هایی به مساحت شش مترمربع شامل پنج خط چهارمتری با فواصل ردیف ۳۰ سانتی‌متری کاشته شد. کود مصرفی از منابع فسفات آمونیوم و اوره تامین شد. فسفات آمونیوم در زمان تهیه زمین و اوره قبل از کاشت و در بهار به صورت سرک مصرف شد. در طول دوره رشد گیاه علاوه بر وجین مرتب علف‌های هرز، از علف‌کش سیستمیک هالوکسی‌فوپ‌پی‌متیل ۱۰/۸٪ ای‌سی (گالانت سوپر) بر علیه باریک‌برگ‌های

در این روابط $N = lmn$ است.

روش دی کروون/وان دی لان

(de Kroon/van der Laan, 1981)

در این روش ارزش‌های عملکرددانه (X_{ijk}) برای هر محیط به طور جداگانه رتبه‌بندی شد و آزمون معنی‌داری اثر اصلی ژنوتیپ از طریق فرمول ذیل محاسبه شد:

$$\chi^2_{(G)} = \frac{12}{lmn^2(ln+1)} \sum_{i=1}^l R_{i..}^2 - 3m(ln+1)$$

برای آزمون معنی‌داری اثر اصلی محیط ارزش‌های عملکرددانه (X_{ijk}) برای هر ژنوتیپ به طور جداگانه رتبه‌بندی شد و آزمون معنی‌داری اثر اصلی محاسبه شد:

$$\chi^2_{(E)} = \frac{12}{lmn^2(mn+1)} \sum_{j=1}^m R_{.j.}^2 - 3l(mn+1)$$

برای آزمون اثر متقابل ژنوتیپ × محیط، همانند آزمون اثر اصلی ژنوتیپ، ارزش‌های عملکرددانه (X_{ijk}) برای هر محیط به طور جداگانه رتبه‌بندی شد. سپس این آزمون با فرض عدم تغییر رتبه ژنوتیپ‌ها در سرتاسر محیط (اثر متقابل کراس اور) محاسبه شد:

$$\chi^2_{GE} = \frac{12}{ln^2(ln+1)} \left(\sum_{i=1}^l \sum_{j=1}^m R_{ij.}^2 - \frac{l}{m} \sum_{i=1}^l R_{i..}^2 \right)$$

روابط فوق تقریبی از آماره χ^2 هستند.

آماره‌های ناپارامتریک

در این بررسی آماره‌های ناپارامتری پایداری مورد مطالعه برای گزینش ژنوتیپ‌های پایدار گل‌رنگ بر اساس معیارهای پیشنهادی هان (Hühn, 1990)، تنارازو (Thenarasu, 1995) و شاخص برتری فاکس

روش هیلدبراند (Hildebrand, 1980)

برای آزمون اثر ژنوتیپ ارزش X_{ijk} ابتدا به ارزش X_{ijk}^* به صورت ذیل تبدیل شد:

$$(X_{ijk}^* = X_{ijk} - \bar{X}_{ij.} + \bar{X}_{i..})$$

سپس با استفاده از این ارزش رتبه‌بندی انجام و آزمون معنی‌داری اثر اصلی ژنوتیپ به شرح ذیل محاسبه شد:

$$\chi^2_{(G)} = \frac{12}{l(N+1)} \sum_{i=1}^l (\bar{R}_{i..} - \bar{R}_{...})^2$$

برای آزمون اثر محیط ارزش X_{ijk} ابتدا به ارزش X_{ijk}^* به صورت ذیل تبدیل شد:

$$(X_{ijk}^* = X_{ijk} - \bar{X}_{ij.} + \bar{X}_{.j.})$$

سپس با استفاده از این ارزش رتبه‌بندی انجام و آزمون معنی‌داری اثر اصلی محیط به شرح ذیل محاسبه شد:

$$\chi^2_{(E)} = \frac{12}{m(N+1)} \sum_{j=1}^m (\bar{R}_{.j.} - \bar{R}_{...})^2$$

در این روش ارزش X_{ijk} ابتدا به ارزش X_{ijk}^* به صورت ذیل تبدیل شد:

$$(X_{ijk}^* = X_{ijk} - \bar{X}_{i..} - \bar{X}_{.j.} + 2\bar{X}_{...})$$

سپس با استفاده از این ارزش رتبه‌بندی انجام و آزمون معنی‌داری اثر متقابل به شرح ذیل محاسبه شد:

$$\chi^2_{(GE)} = \frac{12}{lm(N+1)} \sum_{i=1}^l \sum_{j=1}^m (\bar{R}_{ij.} - \bar{R}_{i..} - \bar{R}_{.j.} + \bar{R}_{...})^2$$

$$NP_i^{(2)} = \frac{1}{m} \left(\frac{\sum_{j=1}^m |r_{ij}^* - M_{di}^*|}{M_{di}} \right)$$

$$NP_i^{(3)} = \frac{\sqrt{\sum_{j=1}^m (r_{ij}^* - \bar{r}_i)^2 / m}}{\bar{r}_i}$$

$$NP_i^{(4)} = \frac{2}{m(m-1)} \left(\sum_{j=1}^{m-1} \sum_{(j'=j+1)}^m |r_{ij}^* - r_{ij'}^*| / \bar{r}_i \right)$$

در این فرمول‌ها: r_{ij} رتبه ژنوتیپ i ام در محیط j ام، \bar{r}_i میانگین رتبه در سراسر محیط‌ها، r_{ij}^* رتبه از ارزش‌های عملکرد تصحیح شده $(X_{ij}^* = X_{ij} - (\bar{X}_i - \bar{X}_{..}))$ و \bar{r}_i^* میانگین و میانه از رتبه‌های تصحیح شده، M_{di}^* و m به ترتیب تعداد ژنوتیپ و محیط هستند.

برای بررسی پایداری عملکرد دانه ژنوتیپ‌های گلرنگ از شاخص برتری (TOP) فاکس و همکاران (Fox et al., 1990) استفاده شد که در آن درصد قرارگیری ژنوتیپ‌های مورد مطالعه در بین پنج ژنوتیپ برتر از نظر عملکرد محاسبه می‌شود. به عبارت دیگر ابتدا عملکرد ژنوتیپ‌ها در هر محیط به طور جداگانه رتبه‌بندی شده و سپس درصدی از کل محیط‌ها که ژنوتیپ‌های مورد مطالعه جزو ژنوتیپ‌های برتر بوده محاسبه می‌شود.

در مرحله بعد جهت گزینش همزمان عملکرد و پایداری از آماره عملکرد - پایداری (Ysi) پیشنهاد شده توسط کانگ (Kang, 1993) و بای پلات اثر ژنوتیپ + اثر ژنوتیپ × محیط (GGE) پیشنهادی یان و همکاران (Yan et al., 2000) برای گزینش ژنوتیپ‌های برتر در مجموع ۳۳ محیط استفاده

و همکاران (Fox et al., 1990) انجام شد:

معیارهای ناپارامتری هان (Hühn, 1990) بر

اساس روابط زیر محاسبه شدند:

$$S_i^{(1)} = 2 \sum_{j=1}^{m-1} \sum_{(j'=j+1)}^m |r_{ij}^* - r_{ij'}^*| / [m(m-1)]$$

$$S_i^{(2)} = \sum_{j=1}^{m-1} (r_{ij}^* - \bar{r}_i)^2 / (m-1)$$

$$S_i^{(3)} = \frac{\sum_{j=1}^m |r_{ij} - \bar{r}_i|}{\bar{r}_i}$$

$$S_i^{(6)} = \frac{\sum_{j=1}^{m-1} (r_{ij} - \bar{r}_i)^2}{\bar{r}_i}$$

$S_i^{(1)}$ میانگین اختلاف رتبه ژنوتیپ i را روی تمام محیط‌ها اندازه می‌گیرد و $S_i^{(2)}$ واریانس عمومی رتبه‌است. همچنین آزمون معنی‌داری از دو آماره $S_i^{(1)}$ و $S_i^{(2)}$ توسط نصار و هان (Nassar and Hühn, 1987) پیشنهاد شد:

$$Z_i^{(c)} = \frac{[S_i^{(c)} - E(S_i^{(c)})]}{\sqrt{v(S_i^{(c)})}}$$

در این روابط $E(S_i^{(c)})$ میانگین از $S_i^{(c)}$ ، $v(S_i^{(c)})$ واریانس از $S_i^{(c)}$ و $c = 1, 2$. روابط فوق نیز تقریبی از آماره χ^2 هستند که درجه آزادی آن برابر با تعداد ژنوتیپ‌ها است.

همچنین آماره‌های ناپارامتری تنارازو (Thenarazu, 1995) بر اساس روابط زیر محاسبه شدند:

$$NP_i^{(1)} = \frac{1}{m} \sum_{j=1}^m |r_{ij}^* - M_{di}^*|$$

شد. بخشی در بای‌پلات وجود دارد که ژنوتیپ‌های تحت بررسی را با یک ژنوتیپ ایده‌ال مقایسه می‌کند. این بای‌پلات موقعیت یک ژنوتیپ ایده‌ال را نشان می‌دهد. یک ژنوتیپ ایده‌ال دارای بالاترین متوسط ارزش از همه ژنوتیپ‌ها (معیار PC1 بزرگ) و نیز به طور کامل سازگار (معیار PC2 نزدیک صفر) است (بدون اثر متقابل G×E). از این ژنوتیپ ایده‌ال به عنوان یک ژنوتیپ رفرانس برای مقایسه فاصله ژنوتیپ‌ها با آن (GGEDi) استفاده شد. بنابراین از قابلیت نرم‌افزار بای‌پلات ژنوتیپ + اثر متقابل ژنوتیپ × محیط در گزینش همزمان برای عملکرد و پایداری، برای تعیین فاصله ژنوتیپ‌ها از ژنوتیپ ایده‌ال (GGEDi) در مجموع چهار سال استفاده شد علاوه بر این، رتبه‌بندی ژنوتیپ‌ها برای بای‌پلات‌های مزبور نیز ذکر شد. برای انجام تجزیه‌های آماری از نرم‌افزارهای SPSS 16 و Genstat 12 و بسته نرم‌افزاری GGE biplot استفاده شد.

نتایج و بحث

جدول ۱ مشخصات جغرافیایی محیط‌های مورد آزمایش و جدول ۲ مشخصات ژنوتیپ‌های گلرنگ را نشان می‌دهد.

تجزیه واریانس مرکب داده‌ها برای ۳۳ محیط (ترکیب سال و مکان) انجام شد (جدول ۳). اثر ژنوتیپ و محیط در تجزیه مرکب در سطح احتمال ۱٪ معنی‌دار شد که نشان‌دهنده اختلاف بین ژنوتیپ‌های گلرنگ و

محیط‌های اجرای آزمایش بود. اثر متقابل ژنوتیپ × محیط نیز در سطح احتمال ۱٪ شد که نشان‌دهنده روند تغییرات متفاوت عملکرد ژنوتیپ‌ها در محیط‌های مختلف بود. از سه روش ناپارامتری نیز برای آزمون اثر ژنوتیپ، محیط و اثر متقابل استفاده شد (جدول ۳). نتایج حاصل از روش‌های ناپارامتری متفاوت بود. اثر اصلی و متقابل با روش‌های هیلدبرانند (Hildebrand, 1980) و دی کرون و وان دیر لان (de Kroon and van der Laan, 1981) در سطح احتمال ۱٪ معنی‌دار شد. ولی در روش بریدینکامپ (Bredenkamp, 1974) به علت ارزش پایین χ^2 ، اثر ژنوتیپ و متقابل غیرمعنی‌دار شد. هان و لئون (Hühn and Léon, 1995) نیز در بررسی این روش‌ها در چند محصول زراعی ارزش χ^2 غیرمعنی‌داری را برای این روش مشاهده کردند. نتایج مشابهی از این روش‌های ناپارامتری توسط ترورگ و هان (Truberg and Hühn, 2000) در چندین گیاه زراعی شامل کلزا، لوبیا، چغندر قند و چغندر علوفه‌ای گزارش شده است. در بین دو روش ناپارامتری هیلدبرانند (Hildebrand, 1980) و کوبینگر (Kubinger, 1986) همبستگی بالا و معنی‌داری وجود داشت. این روش‌های ناپارامتری در گلرنگ پاییزه (Abdulahi *et al.*, 2007) و همچنین در گیاهان دیگری نظیر گندم دوروم (Mohammadi *et al.*, 2007)، عدس (Sabaghnia *et al.*, 2006) و نخود

جدول ۱- مشخصات جغرافیایی محیط‌های اجرای آزمایش و عملکرد گلرنگ در آن‌ها
 Table 1. Agroclimatic characteristics of testing environments and safflower yield

مکان‌ها Locations	مختصات جغرافیایی Geographical coordinate	ارتفاع Altitude (m)	بارندگی Rainfall (mm)	درجه حرارت Temperature (°C)		سال‌های مورد بررسی Testing years	عملکرد Yield (kg ha ⁻¹)
				حداقل Min.	حداکثر Max.		
Sararood	سرارود 34° 19'N, 47° 07'E	1351	488.75	3.88	18.10	2003-06	607.25
Kurdistan	کردستان 35° 23'N, 47° 14'E	1850	381.00	0.32	14.63	2003, 2005, 2006	345.33
Ilam	ایلام 33° 41'N, 46° 35'E	975	531.25	8.95	16.58	2003-06	947.50
Khoramabad	خرم‌آباد 48° 18'N, 29° 33'E	1171	445.33	9.40	20.73	2003, 2005, 2006	632.67
Maragheh	مراغه 26° 52'N, 45° 30'E	1400	376.25	1.20	10.48	2003-06	952.75
Zanjan	زنجان 48° 49'N, 36° 09'E	1875	397.75	1.67	13.70	2003-06	790.25
Ardebil	اردبیل 48° 20'N, 38° 15'E	1350	264.25	1.57	12.93	2003-06	402.50
Shirvan	شیروان 37° 14'N, 58° 07'E	1131	247.75	3.28	15.98	2003-06	342.00
Gachsaran	گچساران 50° 50'N, 30° 17'E	710	566.00	11.53	27.30	2004, 2005, 2006	1276.67

جدول ۲- نام، منشأ و برخی خصوصیات ژنوتیپ‌های گلرنگ مورد مطالعه

Table 2. Names origin and characteristics of safflower genotypes used in this study

شماره	رقم/لاین	منشأ	خار	رنگ گل
No.	Line / Cultivar	Origin	Spine	Flower colour
1	Cyprobregon	Cyprus	قبرس Spiny	خاردار Orange نارنجی
2	S-541	USA	آمریکا Spiny	خاردار Yellow زرد
3	CW-74	USA	آمریکا Spiny	خاردار Orange نارنجی
4	Syrian	Syria	سوریه Spineless	بی‌خار Red قرمز
5	Dincer	Turkey	ترکیه Spiny	خاردار Yellow زرد
6	Kino-76	Mexico	مکزیک Spiny	خاردار Orange نارنجی
7	CW-4440	USA	آمریکا Spiny	خاردار Yellow زرد
8	Lesaf	Canada	کانادا Spiny	خاردار Yellow زرد
9	Hartman	USA	آمریکا Spiny	خاردار Yellow زرد
10	Esfahan	Iran	ایران Spineless	بی‌خار Red قرمز
11	Gila	USA	آمریکا Spiny	خاردار Orange نارنجی
12	PI-198290	India	هند Spiny	خاردار Yellow زرد
13	PI-250536	USA	آمریکا Spiny	خاردار Orange نارنجی
14	PI-250537	Egypt	مصر Spiny	خاردار Orange نارنجی
15	Sina	Iran	ایران Spiny	خاردار Yellow زرد
16	PI-537636	USA	آمریکا Spiny	خاردار Orange نارنجی
17	PI-537636-S	USA	آمریکا Spiny	خاردار Orange نارنجی

جدول ۳- نتایجی از روش‌های آماری مختلف برای آزمون معنی‌داری اثر ژنوتیپ، محیط و اثر متقابل

ژنوتیپ × محیط برای عملکرد دانه ۱۷ ژنوتیپ گلرنگ در ۳۳ محیط دیم (۴ سال و ۹ مکان)

Table 3. Results of the different statistical test procedures of seed yield of 17 safflower genotypes grown in 33 rainfed environments (4 years and nine locations)

S.O.V.	منابع تغییرات	درجه آزادی df.	تجزیه واریانس Anova F	روش‌های ناپارامتری *Nonparametric methods		
				بریدینکامپ (Bredenkamp, 1974)	هیلدبراند (Hildebrand, 1980)	دی کروون و وان دیرلان (de Kroon/van der Laan, 1981)
Genotypes (G)	ژنوتیپ‌ها	16	10.79**	13.74 ^{ns}	206.88**	80.13**
Environments (E)	محیط‌ها	32	535.73**	1453.41**	1573.27**	1199.24**
G × E	محیط × ژنوتیپ	512	3.41**	117.72 ^{ns}	798.50**	781.06**

ns و **: به ترتیب غیر معنی‌دار و معنی‌دار در سطح احتمال ۱ درصد.

ns and **: Not-significant and significant at 1% probability level, respectively.

‡ فرض صفر برای روش‌های ناپارامتری بریدینکامپ (Bredenkamp, 1974) و هیلدبراند (Hildebrand, 1980) عدم وجود اثر متقابل غیر کراس اور (بدون تغییر در رتبه) و برای آزمون دی کروون و وان دیرلان (de Kroon/van der Laan, 1981) عدم وجود اثر متقابل کراس اور (تغییر در رتبه) است.

‡ The null hypothesis for Berdenkamp and Hildebrand is no non-crossover GEI and for de Kroon/van der Laan is no crossover GEI.

مقادیر $Z_i^{(1)}$ و $Z_i^{(2)}$ بر اساس داده‌های تصحیح شده محاسبه شد، سپس این مقادیر برای آزمون χ^2 روی تمام ژنوتیپ‌ها جمع زده شدند که نتایج در جدول ۴ ذکر شده است. ارزش مجموع Z ها برای کلیه ژنوتیپ‌ها در هر دو آماره $Z_i^{(1)}$ و $Z_i^{(2)}$ کمتر از ارزش χ^2 جدول با ۱۷ درجه آزادی بود. آزمون معنی‌داری برای دو معیار ناپارامتری $S_i^{(1)}$ و $S_i^{(2)}$ غیرمعنی‌دار شد هرچند که ارزش‌های Z_i به طور مجزا برای دو ژنوتیپ شماره ۴ و ۱۱ در مقایسه با ارزش χ^2 جدول با ۱ درجه آزادی در هر دو معیار در سطح احتمال ۵٪ معنی‌دار شدند. بنابراین

زراعی (Ebadi Segherloo *et al.*, 2008)

نیز مورد استفاده قرار گرفته‌اند.

آماره‌های ناپارامتری پایداری مورد مطالعه برای گزینش ژنوتیپ‌های پایدار گلرنگ بر اساس معیارهای پیشنهادی هان (Hühn, 1990)، تنارازو (Thenarasu, 1995) و شاخص برتری فاکس و همکاران (Fox *et al.*, 1990) به ترتیب در جدول ۴ ارائه شده است. نصار و هان (Nassar and Hühn, 1987) برای آزمون پایداری بین ژنوتیپ‌ها مقادیر $Z_i^{(1)}$ و $Z_i^{(2)}$ را به صورت انفرادی برای هر ژنوتیپ پیشنهاد دادند. در این تحقیق نیز برای هر ژنوتیپ گلرنگ

جدول ۴- آماره‌های سازگاری ناپارامتری برای عملکرد دانه ۱۷ ژنوتیپ گلرنگ در ۳۳ محیط دیم (۴ سال و ۹ مکان)

Table 4. Nonparametric stability measures for seed yield of 17 safflower genotypes grown in 33 rainfed environments (4 years and nine locations)

شماره No.	آماره‌های هان (Huhn, 1990)						آماره‌های تنارازو (Thenarasu, 1995)				شاخص برتری فاکس و همکاران (Fox <i>et al.</i> , 1990)
	$S_i^{(1)}$	$Z_i^{(1)}$	$S_i^{(2)}$	$Z_i^{(2)}$	$S_i^{(3)}$	$S_i^{(6)}$	$NP_i^{(1)}$	$NP_i^{(2)}$	$NP_i^{(3)}$	$NP_i^{(4)}$	TOP (%)
1	5.86	0.19	25	0.11	96	16.47	4.21	0.53	0.61	0.72	33
2	5.34	0.67	21	0.75	97	17.50	3.88	0.65	0.65	0.77	46
3	5.60	0.04	24	0.01	52	10.85	3.97	0.36	0.42	0.48	9
4	6.51	3.86*	32	4.58*	110	18.91	5.09	0.73	0.65	0.76	42
5	6.09	0.93	27	0.77	94	16.55	4.52	0.45	0.57	0.67	36
6	5.37	0.56	22	0.41	49	9.59	3.79	0.34	0.43	0.49	12
7	6.25	1.80	29	1.66	105	18.46	4.61	0.51	0.65	0.77	39
8	5.41	0.43	22	0.48	65	12.73	3.97	0.40	0.47	0.55	24
9	5.59	0.05	23	0.04	54	11.01	3.94	0.39	0.44	0.52	12
10	5.63	0.02	23	0.05*	69	12.27	4.06	0.34	0.43	0.51	18
11	4.69	5.58*	16	4.70*	58	12.01	3.33	0.33	0.41	0.48	15
12	5.76	0.03	24	0.01	88	15.39	4.33	0.43	0.52	0.61	27
13	5.38	0.52	21	0.64	82	15.82	3.94	0.37	0.59	0.69	36
14	5.54	0.12	23	0.19	92	16.53	3.85	0.55	0.62	0.73	33
15	6.13	1.15	29	1.58	100	19.50	4.45	0.89	0.93	1.08	55
16	5.69	0.001	24	0.00	83	14.68	4.06	0.49	0.50	0.58	27
17	5.77	0.05	25	0.02	99	17.04	4.15	0.52	0.59	0.69	33
	$\Sigma Z_i^{(1)}=16.00$		$\Sigma Z_i^{(2)}=16.00$								
	E ($S_i^{(1)}$) = 5.682		E ($S_i^{(2)}$) = 24.117		$\chi^2_{Sum} = 27.59$						
	Var ($S_i^{(1)}$) = 0.176		Var ($S_i^{(2)}$) = 13.61		$\chi^2_{Z1, Z2} = 3.84$						

* : Significant at 5% probability level.

*: معنی‌دار در سطح احتمال ۵ درصد.

در این بررسی ناسازگارترین ژنوتیپ بر اساس $NP_1^{(2)}$ ، $NP_1^{(3)}$ و $NP_1^{(4)}$ ژنوتیپ شماره ۱۵ بود هرچند این ژنوتیپ بالاترین میانگین عملکرد دانه را در بین کلیه ژنوتیپ‌ها دارا بود. در نهایت نتایج نشان داد که آماره‌های ناپارامتری هان (Hühn, 1990) و تنارازو (Thennarasu, 1995) جزو مفهوم ایستایی پایداری هستند و ژنوتیپ‌های پایدار بر اساس این روش‌ها از عملکرد بالایی برخوردار نبودند. نتایج مشابهی در گلرنگ پاییزه (Abdulahi *et al.*, 2007)، ذرت (Lu, 1995)، گندم نان (Kaya and Taner, 2003)، گندم دوروم (Mohammadi *et al.*, 2007)، عدس (Sabaghnia *et al.*, 2006) و بزرک (Adugna and Labuschagne, 2003) گزارش شده است.

با توجه به شاخص برتری (TOP) فاکس و همکاران (Fox *et al.*, 1990) که در آن درصد قرارگیری ژنوتیپ‌های مورد مطالعه در بین پنج ژنوتیپ برتر از نظر عملکرد محاسبه می‌شود، ژنوتیپ شماره ۱۵ با ۵۵ درصد از کلیه محیط‌ها بالاترین سازگاری را داشت. ژنوتیپ‌های سازگار بعدی به ترتیب ژنوتیپ‌های شماره ۲ (۴۶ درصد از محیط‌ها) و ۴ (۴۲ درصد از محیط‌ها) بودند. ناسازگارترین ژنوتیپ‌ها به ترتیب شماره‌های ۳، ۶ و ۹ بودند. همچون اکثر مطالعات مختلف که ژنوتیپ‌های پایدار بر اساس آماره بیشینه (TOP) از نظر میانگین

اختلاف معنی‌داری در سازگاری این دو ژنوتیپ وجود داشت در حالی که ژنوتیپ شماره ۱۱ با کمترین تغییر رتبه سازگارترین ژنوتیپ بود، ژنوتیپ شماره ۴ به طور معنی‌داری ناسازگارترین ژنوتیپ شناخته شد. عدم اختلاف معنی‌دار در بین کلیه ژنوتیپ‌ها برای دو آماره فوق مشابه نتایج به دست آمده روی ذرت (Lu, 1995)، گندم نان (Kaya and Taner, 2003) و عدس (Karimizadeh *et al.*, 2008) بود. با این وجود اختلاف معنی‌دار در بین برخی از ژنوتیپ‌ها موافق نتایج حاصله در بزرک (Adugna and Labuschagne, 2003) و گندم دوروم (Mohammadi *et al.*, 2007) بود. بر اساس دو معیار $S_i^{(3)}$ و $S_i^{(6)}$ ژنوتیپ‌های شماره ۶، ۳، ۹ و ۱۱ با میانگین عملکرد پایین پایدارترین ژنوتیپ‌ها بودند و ژنوتیپ‌های شماره ۴، ۷ و ۱۵ حساس‌ترین ژنوتیپ‌ها با توجه به دو معیار فوق بودند. معیار $NP_1^{(1)}$ ژنوتیپ شماره ۱۱ را به عنوان پایدارترین ژنوتیپ معرفی کرد و ژنوتیپ‌های شماره ۶، ۱۴ و ۲ را در رتبه بعدی پایداری قرار گرفتند. ناسازگارترین ژنوتیپ با رتبه چهارمی از عملکرد مربوط به ژنوتیپ شماره ۴ بود. بر اساس معیار $NP_1^{(2)}$ ، ژنوتیپ‌های ۱۱، ۶، ۱۰ و ۳ بالاترین سازگاری را داشتند. ژنوتیپ‌های شماره ۱۱، ۳، ۶ و ۱۰ با اختصاص کمترین مقدار آماره‌های $NP_1^{(3)}$ و $NP_1^{(4)}$ به عنوان ژنوتیپ‌هایی با سازگاری عمومی شناخته شدند.

بررسی ارتباط بین ژنوتیپ‌ها ترسیم شد (شکل ۱). این بای‌پلات برای گزینش همزمان برای عملکرد و پایداری از طریق تعیین فاصله ژنوتیپ‌ها از ژنوتیپ ایده‌ال (GGEDi) در مجموع چهارسال ترسیم شد. علاوه بر این، رتبه‌بندی ژنوتیپ‌ها برای بای‌پلات مزبور نیز در جدول ۵ آورده شده است. این ژنوتیپ ایده‌ال فرضی بر اساس پایدارترین ژنوتیپ و پرمحصول‌ترین ژنوتیپ تعریف می‌شود و هر ژنوتیپی که نزدیک‌ترین فاصله را به این ژنوتیپ فرضی داشته باشد به عنوان یک ژنوتیپ برتر محسوب می‌شود (Yan and Kang, 2003). با توجه به جدول ۵ برای کلیه محیط‌ها در چهار سال (۳۳ محیط)، پنج ژنوتیپ برتر به ترتیب ژنوتیپ‌های شماره ۱۵، ۱، ۴، ۷ و ۵ بودند که تنها ژنوتیپ شماره ۵ بر اساس شاخص Y_{si} گزینش نشد (ارزش Y_{si} کمتر از $\bar{Y}_{si}=7/18$). در مجموع نیز نتایج همبستگی رتبه بین این دو شاخص در سطح احتمال ۱٪ معنی‌دار شد. یان و کانگ (Yan and Kang, 2003) و فان و همکاران (Fan et al., 2007) نیز ضریب همبستگی رتبه بالایی بین رتبه‌بندی ژنوتیپ‌ها بر اساس دو شاخص مزبور در ذرت گزارش کردند. از روش GGE بای‌پلات، برای تعیین پایداری محصولات دیگر مثل سویا (Zhang et al., 2005)، کلزا (Javidfar et al., 2011)، عدس (Dehghani et al., 2006) و نخود فرنگی (Sabaghnia et al., 2008)

عملکرد نیز در سطح بالایی قرار داشتند (Ebadi Segherloo et al., 2008)؛ (Mohammadi et al., 2007)؛ (Sabaghnia et al., 2006)، در این بررسی نیز همبستگی آماره بیشینه (TOP) با عملکرد دانه گلرنگ مثبت و معنی‌دار ($r = 0/90$) بود. اگرچه مطالعه دیگری در گلرنگ پاییزه (Abdulahi et al., 2007) رتبه‌بندی ژنوتیپ‌ها بر اساس آماره بیشینه با میانگین عملکرد هماهنگی نداشت.

مراحل و نتایج محاسبه آماره عملکرد - پایداری برای کلیه محیط‌ها در طی چهار سال (۳۳ محیط) در جدول ۵ ذکر شده است. بر اساس نتایج از واریانس پایداری (σ_i^2) برای ۳۳ محیط ژنوتیپ‌های شماره ۵، ۱۰، ۱۷ (رتبه دوم عملکرد) در سطح احتمال ۱٪، ژنوتیپ شماره ۱۵ (رتبه اول عملکرد) در سطح احتمال ۵٪ و ژنوتیپ شماره ۱ در سطح احتمال ۱۰٪ معنی‌دار و ناپایدار شدند. در آماره عملکرد - پایداری ژنوتیپ‌هایی که Y_{si} بالاتر از میانگین دارند انتخاب می‌شوند. بر همین اساس ژنوتیپ‌های شماره ۲، ۱۵، ۴، ۱۳، ۷، ۱۴، ۱ و ۱۷ با ارزش Y_{si} بالاتر از میانگین شاخص Y_{si} ($\bar{Y}_{si}=7/18$) به عنوان ژنوتیپ‌های برتر شناخته شدند.

در این بررسی همچنین بر اساس دو مؤلفه اول حاصل از تجزیه اثر ژنوتیپ + اثر متقابل ژنوتیپ × محیط (روش GGE) بای‌پلات مربوط به کلیه محیط‌ها در تمام سال‌ها جهت

جدول ۵- گزینش توأم برای عملکرد دانه و پایداری ۱۷ ژنوتیپ گلرنگ در ۳۳ محیط دیم (۴ سال و ۹ مکان)

Table 5. Simultaneous selection for seed yield and adaptability for 17 safflower genotypes grown in 33 rainfed environments (4 years and nine locations)

شماره ژنوتیپ	میانگین عملکرد	رتبه عملکرد	ضریب اصلاحی رتبه‌بندی عملکرد	رتبه اصلاح شده	واریانس پایداری /۱۰۰۰	رتبه واریانس پایداری	رتبه‌بندی پایداری	شاخص سازگاری- عملکرد	رتبه‌بندی ژنوتیپ‌ها برای بای‌پلات اثر ژنوتیپ + اثر متقابل
Genotype no.	Mean (kg ^{ha} ⁻¹)	Yield rank (Y)	Adjustment to (Y) ‡	Adjusted rank	Stability variance (Sh-σ _i ² /1000)	σ _i ² rank	Stability rating §	Yield-stability index (Y _{Si})	GGEDi rank
1	712.27	10	+1	11	19.27 [†]	5	-2	9×	2
2	724.84	15	+1	16	14.33	9	0	16×	10
3	629.06	1	-2	-1	15.26	8	0	-1	16
4	722.13	14	+1	15	15.57	6	0	15×	3
5	701.35	9	+1	10	31.10 ^{**}	1	-8	2	8
6	647.59	4	-2	2	8.80	15	0	2	15
7	717.71	12	+1	13	9.34	14	0	13×	4
8	689.19	8	-1	7	8.59	16	0	7	5
9	636.24	2	-2	0	13.67	11	0	0	17
10	645.07	3	-2	1	27.41 ^{**}	2	-8	-7	14
11	680.19	7	-1	6	14.32	10	0	6	12
12	666.32	5	-1	4	15.41	7	0	4	13
13	718.78	13	+1	14	5.72	17	0	14×	7
14	717.31	11	+1	12	9.88	13	0	12×	11
15	771.57	17	+3	20	21.82 [*]	4	-4	16×	1
16	677.89	6	-1	5	12.74	12	0	5	6
17	725.25	16	+1	17	24.57 ^{**}	3	-8	9×	9
LSD _{0.05}	32.84								
Mean	693.10							7.18	
r v. GGEDi	0.72 ^{**}							0.73 ^{**}	

†، *، **: به ترتیب معنی‌دار در سطوح احتمال ۱۰، ۵ و ۱ درصد.

†، *، **: denote significance at the 10%, 5%, and 1% probability levels, respectively.

‡ تصحیح ژنوتیپ‌ها به صورت +۱ برای میانگین عملکردهای ژنوتیپ‌های < میانگین کل، +۲ و +۳ برای میانگین عملکردهای ژنوتیپ‌های ≤ LSD و ۱ و ۲ LSD بیشتر از میانگین کل، -۱ برای میانگین عملکردهای ژنوتیپ‌های > میانگین کل، -۲ و -۳ برای میانگین عملکردهای ژنوتیپ‌های ≥ LSD و ۱ و ۲ LSD کمتر از میانگین کل.

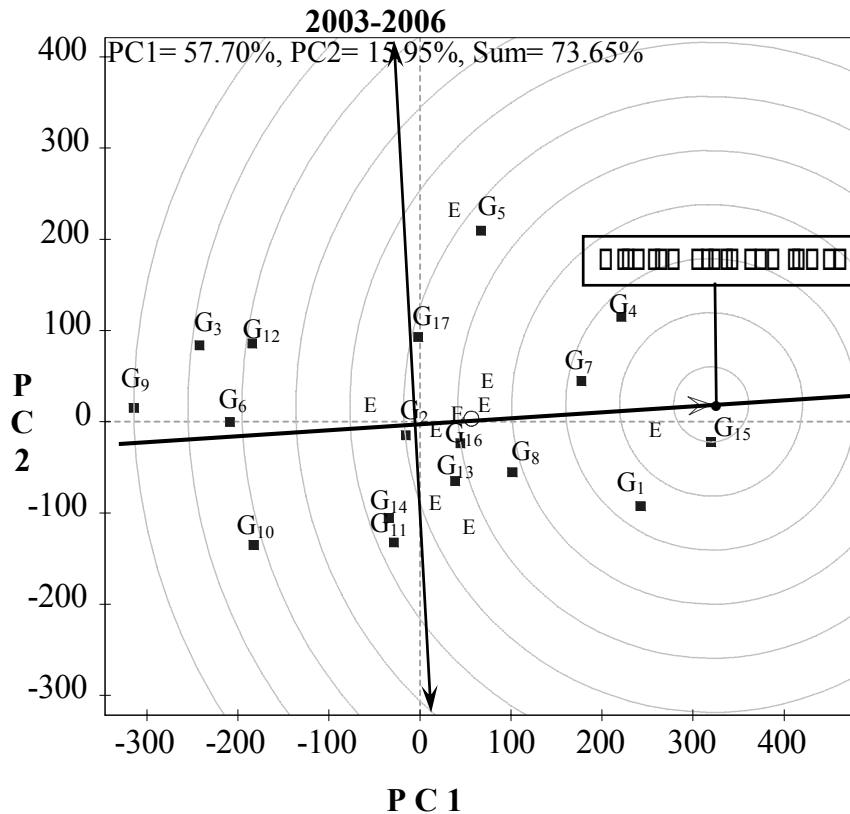
§ Adjustment of +1 for mean seed yield > overall mean seed yield (OMSY); +2 and +3 for mean seed yield ≥ 1 LSD and 2 LSD above OMSY, respectively; -1 for mean seed yield < OMSY; -2 and -3 for mean seed yield ≤ 1 LSD and 2 LSD below OMSY, respectively.

§ برای رتبه‌بندی واریانس پایداری اعداد -۸، -۴، و -۲ به ترتیب به واریانس‌های معنی‌دار در سطوح احتمال ۱، ۵ و ۱۰ درصد و ۰ به واریانس غیرمعنی‌دار داده شد.

§ Stability rates assigned as -8, -4, and -2 for σ_i² significant at P=0.01, 0.05, and 0.1, respectively; and 0 for non-significant σ_i².

× ژنوتیپ‌هایی که بر اساس شاخص Y_{Si} گزینش شدند.

× Genotypes selected on the basis of Y_{Si}.



شکل ۱- بای پلات از اثر ژنوتیپ + اثر متقابل ژنوتیپ × محیط برای گزینش همزمان از ۱۷ ژنوتیپ گلرنگ برای عملکرد و سازگاری در ۳۳ محیط دیم (۴ سال و ۹ مکان)

Fig. 1. Genotype plus genotype × environment biplots (GGE) of mean and stability of 17 safflower genotypes grown in 33 rain-fed environments (4 years and nine locations)

بهره می‌برند. در مقابل مفهوم پویا برای معیار آماره بیشینه (Fox *et al.*, 1990)، آماره ناپارامتری عملکرد - سازگاری (Kang, 1993) و بای پلات ژنوتیپ + اثر متقابل ژنوتیپ × محیط گزینش همزمان برای عملکرد و پایداری (Yan *et al.*, 2000) مشاهده شد. این مفهوم پایداری در جهت گزینش ژنوتیپ‌های پایدار و پرمحصول مورد توجه به‌نژادگران است. در این بررسی ژنوتیپ شماره ۱۵ (رقم سینا) بر اساس معیارهایی با مفهوم پویا به عنوان ژنوتیپ برتر

(Suriharn *et al.*, 2008) استفاده شده است. همان‌گونه که گفته شد مقوله پایداری شامل دو بخش پایداری پویا (زراعی) و پایداری ایستا (آماره) است. اولین بار نیز آماره واریانس محیطی بر اساس مفهوم نوسان کمتر در شرایط محیطی متفاوت و یا پایداری ایستا ارائه شد (Flores *et al.*, 1998). به نظر می‌رسد اکثر آماره‌های ناپارامتری از قبیل آماره‌های هان (Hühn, 1990) و تنارازو (Thennarasu, 1995) از این مفهوم پایداری

شناسایی شد این ژنوتیپ بالاترین میانگین
عملکرد دانه را نیز در بین کلیه ژنوتیپ‌ها دارا
بود.

References

- Abdulahi, A., Mohammadi, R., and Pourdad, S. S. 2007.** Evaluation of safflower (*Carthamus* spp.) genotypes in multi-environment trials by nonparametric methods. Asian Journal of Plant Sciences 6 (5): 827-832.
- Adugna, W., and Labuschagne, M. T. 2003.** Parametric and nonparametric measures of phenotypic stability in linseed (*Linum usitatissimum* L.). Euphytica 129: 211-218.
- Ashri, A. 1973.** Divergence and evolution in the safflower genus, *Carthamus* L. Final Research Report, P.L. 480, U.S.D.A., Project no. AID-CR-18, Grant no. FG-Is-234. 180pp.
- Baxevanos, D., Goulas, C., Tzortzios, S., and Mavromatis, A. 2008.** Interrelationship among and repeatability of seven stability indices estimated from commercial cotton variety evaluation trials in three Mediterranean countries. Euphytica 161(3): 371-382.
- Blum, A. 1988.** Plant Breeding for Stress Environments. CRC Press Inc., Boca Raton, Florida, USA. 223 pp.
- Bredenkamp, J. 1974.** Nonparametrische Prüfung von Wechselwirkungen. Psychologische Beiträge 16: 398-416.
- Cotes, J. M., Nustez, C. E., Martinez, R., and Estrada, N. 2002.** Analyzing genotype by environment interaction in potato using yield- stability index. American Journal of Potato Research 79: 211-218.
- Dehghani, H., Ebadi, A., and Yousefi, A. 2006.** Biplot analysis of genotype by environment interaction for barley yield in Iran. Agronomy Journal 98: 388-393.
- de Kroon, J. P. M., and van der Laan, P. 1981.** Distribution-free test procedures in two-way layouts: a concept of crossover-interaction. Statistica Neerlandica 35: 189-213.
- Ebadi Segherloo, A., Sabaghpour, S. H., Dehghani, H., and Kamrani, M. 2008.** Non-parametric measures of phenotypic stability in chickpea genotypes (*Cicer arietinum* L.). Euphytica 162: 221-229.
- Eberhart, S. A., and Russell, W. A. 1966.** Stability parameters for comparing varieties. Crop Science 6: 36-40.
- Fan, X. M., Kang, M. S., Chen, H., Zhang, Y., Tan, J., and Xu, C. 2007.** Yield

- stability of maize hybrid evaluated in multi-environment trials in Yunnan, China. *Agronomy Journal* 99: 220-228.
- Flores, F., Moreno, M. T., and Cubero, J. I. 1998.** A comparison of univariate and multivariate methods to analyze G×E interaction. *Field Crops Research* 56: 271-286.
- Fox, P. N., Skovmand, B., Thompson, B. K., Braun, H. J., and Cormier, R. 1990.** Yield and adaptation of hexaploid spring triticale. *Euphytica* 47: 57-64.
- Gabriel, K. R. 1971.** The biplot graphic display of matrices with application to principal component analysis. *Biometrika* 58: 453-467.
- Gravois, K. A., and Bernhardt, J. L. 2000.** Heritability and genotype × environment interactions for discolored rice kernels. *Crop Science* 40: 314-318.
- Hatamzadeh, H. 2007.** Study of seed yield stability in safflower lines and cultivars in entezari planting under rainfed condition of Kermanshah. *Seed and Plant* 23: 145-159 (In Persian).
- Hildebrand, H. 1980.** Asymptotisch verteilungsfreie Rangtests in linearen Modellen. *Medizinische Informatik und Statistik* 17: 344-349.
- Hühn, M. 1990.** Nonparametric measures of phenotypic stability. Part 1: Theory. *Euphytica* 47: 189-194.
- Hühn, M., and Léon, J. 1995.** Nonparametric analysis of cultivar performance trials: Experimental results and comparison of different procedures based on ranks. *Agronomy Journal* 87: 627-632.
- Javidfar, F., Alizadeh, B., Amirioghan, H., and Sabbagnia, N. 2011.** A study of genotype by environment interaction in oilseed rape genotypes, using GGE Biplot method. *Iranian Journal of Field Crop Science* 41: 771-779 (in Persian).
- Kang, M. S. 1988.** A rank-sum method for selecting high-yielding, stable corn genotypes. *Cereal Research Communications* 16: 113-115.
- Kang, M. S. 1991.** Modified rank-sum method for selecting high-yield, stable crop genotype. *Cereal Research Communications* 19: 361-364.
- Kang, M. S. 1993.** Simultaneous selection for yield and stability in crop performance trials: consequences for growers. *Agronomy Journal* 85: 754-757.
- Karimizadeh, R., Safikhani, M., Mohammadi, M., Seyyedi, F., Mahmoodi, A., and Rostami, B. 2008.** Determining rank and stability of lentil in rainfed condition by nonparametric statistics. *Journal of Science and Technology of Agriculture and Natural Resources* 43(1): 93-103 (in Persian).
- Kaya, Y., and Taner, S. 2003.** Estimating genotypic ranks by nonparametric stability analysis in bread wheat (*Triticum aestivum* L.). *Journal of Central European*

- Agriculture 4 (1): 47-53.
- Knowles, P. F. 1989.** Safflower. pp. 363-374. In: Robbelen, G., Downey, R. K., and Ashri, A. (eds.) Oil Crops of the World. McGraw- Hill Publisher, New York, USA.
- Kubinger, K. D. 1986.** A note on nonparametric tests for the interaction in two-way layouts. Biometrical Journal 28: 67-72.
- Lin, C. S., and Binns, M. R. 1988.** A superiority measure of cultivar performance for cultivar \times location data. Canadian Journal of Plant Science 68: 193-198.
- Lu, H. Y. 1995.** PC-SAS program for estimating Hühn's nonparametric stability statistics. Agronomy Journal 87: 888-891.
- Magari, R., and Kang, M. S. 1993.** Genotype selection via a new yield-stability statistic in maize yield trials. Euphytica 70: 105-111.
- Mekbib, F. 2002.** Simultaneous selection for high yield and stability in common bean (*Phaseolus vulgaris* L.) genotypes. Journal of Agricultural Science, Cambridge 138: 249-253.
- Moghaddam, M. J., and Pourdad, S. S. 2009.** Comparison of parametric and nonparametric methods for analysing genotype \times environment interactions in safflower (*Carthamus tinctorius* L.). Journal of Agricultural Science, Cambridge 147: 601-612.
- Mohammadi, R., Abdulahi, A., Haghparast, R., and Armion, M. 2007.** Interpreting genotype \times environment interactions for durum wheat grain yields using nonparametric methods. Euphytica 157: 239-251.
- Nassar, R., and Hühn, M. 1987.** Studies on estimation of phenotypic stability: Tests of significance for nonparametric measures of phenotypic stability. Biometrics 43: 45-53.
- Omidi, A. H., Shahsavari, M. R., Motalebipour, S., and Mohammadi, A. A. 2010.** Estimation of adaptability and stability of new spring safflower lines for seed and oil yields in different environmental conditions. Seed and Plant Improvement Journal 26-1: 351-366 (in Persian).
- Rao, M. S. S., Mullinix, B. G., Ranagappa, M., Cebert, E., Bhagsari, A. S., Sapra, V. T., Joshi, J. M., and Dadson, R. B. 2002.** Genotype \times environment interactions and yield stability of food-grade soybean genotypes. Agronomy Journal 94: 72-80.
- Sabaghnia, N., Dehghani, H., and Sabaghpour, S. H. 2006.** Nonparametric methods for interpreting genotype \times environment interaction of lentil genotypes. Crop Science 46: 1100-1106.

- Sabaghnia, N., Dehghani, H., and Sabaghpour, S. H. 2008.** Graphic analysis of genotype \times environment interaction for lentil (*Lens culinaris* Medik) yield in Iran. *Agronomy Journal* 100: 760-764.
- Shukla, G. K. 1972.** Some statistical aspects of partitioning genotype-environmental components of variability. *Heredity* 29: 237-245.
- Suriharn, B., Patanothai, A., Pannangpetch, K., Jogloy, S., and Hoogenboom, G. 2008.** Yield performance and stability evaluation of peanut breeding lines with the CSM-CROPGRO-peanut model. *Crop Science* 48: 1365-1372.
- Thennarasu, K. 1995.** On certain non-parametric procedures for studying genotype environment interactions and yield stability. Ph.D. Thesis, P. J. School, IARI, New Delhi, India.
- Truberg, B., and Hühn, M. 2000.** Contributions to the analysis of genotype \times environment interactions: Comparison of different parametric and non-parametric tests for interactions with emphasis on crossover interactions. *Journal of Agronomy and Crop Science* 185: 267-274.
- Weiss, E. A. 1983.** Oilseed Crops. Longman Group Ltd. UK.
- Yan, W. 2001.** GGE Biplot-A Windows application for graphical analysis of multi-environment trial data and other types of two-way data. *Agronomy Journal* 93: 1111-1118.
- Yan, W., Hunt, L. A., Sheng, Q., and Szlavnic, Z. 2000.** Cultivar evaluation and mega-environment investigation based on the GGE biplot. *Crop Science* 40: 597-605.
- Yan, W., and Kang, M. S. 2003.** GGE Biplot Analysis: A Graphical Tool for Breeders, Geneticists, and Agronomists. CRC Press, Boca Raton, Florida, USA.
- Yan, W., Kang, M. S., Ma, B., Woods, S., and Cornelius, P. L. 2007.** GGE biplot vs. AMMI analysis of genotype-by-environment data. *Crop Science* 47: 643-655.
- Zhang, M., Kang, M. S., Reese Jr. P. F., and Bhardwaj, H. L. 2005.** Soybean cultivar evaluation via GGE biplot analysis. *Journal of New Seeds* 7 (4): 37-50.