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 جمشیدی‌مقدم[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

جمشیدی‌مقدم، 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: ۶۳ - ۴۵.**

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 بای پلات.

نویسنده مسئول: m_jmoghaddam@yahoo.com تلفن: ۰۸۳۱۲۳۳۳۴۱۰

Archive of SID
www.SID.ir

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 بهارهٔ این گیاه روغنی در مناطق مختلف کشور را به اثبات رسانیده است. در بین دانه های روغنی، گلرنگ سازگاری بیشتری در دیمزارهای مناطق معتدل سرد و سرد کشور داشته و می‌تواند در تناوب با گندم قرارگیرد (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 پیشرفت گزینش 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

Archive of SID

www.SID.ir

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). باکسوانوس 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. مقدم 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 (Thennarasu, 1995)، واریانس پایداری (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. عبدالهی 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 (Thennarasu, 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 Labuschange, 2003) نیز معیارهای پایداری پارامتری و ناپارامتری را در بزرک 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

Archive of SID

www.SID.ir

سال به این نتیجه رسیدند که در اکثر مناطق و سال‌های مورد بررسی تفاوت معنی‌داری بین لاین‌ها وجود دارد و با استفاده از روش رگرسیونی 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 پاییزه 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 غیرکراس اور) 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 به سزایی 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؛ 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 ویژگی های نمودار بای‌پلات (Gabriel, 1971) و روش چندمتغیره تجزیه به مؤلفه‌های اصلی، روش نوین GGE بای‌پلات 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 می کند. 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.*, 2000؛ Yan *et al.*,2007).

هدف از این آزمایش آزمون معنی‌داری اثر

www.SID.ir

متقابل ژنوتیپ × 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 (Ys_i) و بای‌پلات ژنوتیپ + اثرمتقابل ژنوتیپ × 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 علف کش سیستمیک هالوکسی فوپ پی متیل ۱۰/۸ ٪ ای سی (گالانت سوپر) بر علیه باریک برگ‌های گرامینه موجود در مزرعه گلرنگ استفاده شد. این سم علف‌کشی است که پس از رویش علف‌های هرز یک ساله (مرحله ۲-۴ برگی) 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 عملکرددانه (X_{ijk}) برای کلیه ژنوتیپ‌ها ($i=1,2,...,l$) ، محیط‌ها ($k=1,2,...,n$) و تکرارها ($j=1,2,...,m$) رتبه‌بندی انجام شد. با استفاده از ارزش رتبه‌بندی شده (R_{ijk}) این اثرها به شرح زیر محاسبه شد:

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

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

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

Archive of SID

www.SID.ir

در این روابط $N = lmn$ است.

روش هیلدیبراند (Hildebrand, 1980)

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

روش دی کـــــــــرون/وان دیـــــــــر 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:

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

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:

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

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 کراس‌اور) محاسبه شد:

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

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 (Thennarasu, 1995) و شاخص برتری فاکس

Archive of SID

www.SID.ir

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

معیارهای ناپارامتری هان (Hühn, 1990) بر اساس روابط زیر محاسبه شدند:

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

$$S_i^{(2)} = \sum_{j=1}^{m-1}\left(r_{ij}^{*} - \bar{r}_{i.}^{*}\right)^2 \Big/ (m-1)$$

$$S_i^{(3)} = \frac{\sum_{j=1}^{m}\left|r_{ij} - \bar{r}_{i.}\right|}{\bar{r}_{i.}}$$

$$S_i^{(6)} = \frac{\sum_{j=1}^{m-1}\left(r_{ij} - \bar{r}_{i.}\right)^2}{\bar{r}_{i.}}$$

$S_i^{(1)}$ 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:

$$Z_i^{(c)} = \frac{\left[s_i^{(c)} - E\left(s_i^{(c)}\right)\right]}{v\left(s_i^{(c)}\right)}$$

در این روابط $E(Si^{(c)})$ 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 (Thennarasu, 1995) بر اساس روابط زیر محاسبه شدند:

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

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

$$NP_i^{(3)} = \frac{\sqrt{\sum_{j=1}^{m}\left(r_{ij}^{*} - \bar{r}_{i.}^{*}\right)^2 \Big/ m}}{\bar{r}_{i.}}$$

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

در این فرمول‌ها: r_{ij} رتبه ژنوتیپ iام در محیط jام، $\bar{r}_{i.}$ میانگین رتبه در سراسر محیط‌ها، r_{ij}^{*} رتبه از ارزش‌های عملکرد تصحیح شده $[(X_{ij}^{*} = X_{ij} - (\bar{X}_{i.} - \bar{X}_{..})]$، $\bar{r}_{i.}^{*}$ و M_{di}^{*} میانگین و میانه از رتبه‌های تصحیح‌شده، l 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 (Ys_i) 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

Archive of SID

www.SID.ir

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 + اثرمتقابل ژنوتیپ × محیط در گزینش همزمان برای عملکرد و پایداری، برای تعیین فاصله ژنوتیپ‌ها از ژنوتیپ ایده‌ال (GGEDi) در مجموع چهارسال 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 هیلدبراند (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 تروبرگ 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 هیلدبراند (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

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ۱- مشخصات جغرافیایی محیط‌های اجرای آزمایش و عملکرد گلرنگ در آن‌ها

Table 1. Agroclimatic characteristics of testing environments and safflower yield

مکان ها Locations		مختصات جغرافیایی Geographical coordinate	ارتفاع Altitude (m)	بارندگی Rainfall (mm)	درجه حرارت Temperature (°C)		سال‌های مورد بررسی Testing years	عملکرد Yield ($kgha^{-1}$)
					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

Archive of SID

www.SID.ir

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 No.	رقم/ لاین Line / Cultivar	منشأ Origin		خار Spine		رنگ گل 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 اثرمتقابل 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)

				روش‌های ناپارامتری ‡Nonparametric methods		
					X^2	
S.O.V.	منابع تغییرات	درجه آزادی df.	تجزیه واریانس Anova F	بریدینکامپ (Bredenkamp, 1974)	هیلدبراند Hildebrand, 1980)	دی کرون 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 ** : به‌ترتیب غیرمعنی‌دار 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 غیرکراس اور (بدون تغییر در رتبه) و برای آزمون دی کرون و وان دیر لان (de Kroon/van der Laan, 1981) عدم وجود اثر متقابل کراس‌اور (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.

Archive of SID

www.SID.ir

زراعی (Ebadi Segherloo *et al.*, 2008) نیز مورد استفاده قرارگرفته‌اند.

آماره‌های ناپارامتری پایداری مورد مطالعه برای گزینش ژنوتیپ‌های پایدار گلرنگ بر اساس معیارهای پیشنهادی هان (Hühn, 1990)، تنارازو (Thennarasu, 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 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 ارزش های Z_i به طور مجزا برای دو ژنوتیپ شماره ۴ و ۱۱ در مقایسه با ارزش χ^2 جدول با ۱ درجه آزادی در هردو معیار در سطح احتمال ۵ ٪ معنی‌دار شد. بنابراین

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 (Thennarasu, 1995)				شاخص برتری فاکس و همکاران (Fox *et al.*, 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								
	آماره‌های آزمون										
	$E(S_i^{(1)}) = 5.682$		$E(S_i^{(2)}) = 24.117$		$\chi^2_{Sum} = 27.59$						
	$Var(S_i^{(1)}) = 0.176$		$Var(S_i^{(2)}) = 13.61$		χ^2 Z1 , Z2 =3.84						

* : Significant at 5% probability level.

* : معنی‌دار در سطح احتمال ۵ درصد.

Archive of SID

www.SID.ir

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 Labuschange, 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 $NP_i^{(1)}$ 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 $NP_i^{(2)}$، ژنوتیپ‌های ۱۱، ۶، ۱۰ و ۳ بالاترین سازگاری را داشتند. ژنوتیپ‌های شماره ۱۱، ۳، ۶ و ۱۰ با اختصاص کمترین مقدار آماره‌های $NP_i^{(3)}$ و $NP_i^{(4)}$ به عنوان ژنوتیپ‌هایی با سازگاری عمومی شناخته شدند.

در این بررسی ناسازگارترین ژنوتیپ بر اساس $NP_i^{(2)}$، $NP_i^{(3)}$ و $NP_i^{(4)}$ 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 Labuschange, 2003) گزارش شده است.

با توجه به شاخص برتری (TOP) فاکس و همکاران (Fox *et al.*, 1990) که درآن 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

Archive of SID

www.SID.ir

عملکـرد نیـز در سـطح بـالایی قـرار داشـتند (Ebadi Segherloo *et al.*, 2008؛ Mohammadi *et al.*, 2007؛ Sabaghnia *et al.*, 2006)، در این بررسی نیز همبـستگی آمـاره بیـشینه (TOP) بـا عملکـرد دانه گلرنگ مثبت و معنی‌دار (r = ۰/۹۰) بـود. اگرچـه مطالعـه دیگـری در گلرنـگ پـاییزه (Abdulahi *et al.*, 2007) رتبه‌بندی ژنوتیپ‌هـا بـر اسـاس آمـاره بیـشینه بـا میـانگین عملکـرد هماهنگی نداشت.

مراحـل و نتـایج محاسـبه آمـاره عملکـرد – پایداری برای کلیه محیط‌ها در طـی چهـار سـال (۳۳ محـیط) در جـدول ۵ ذکـر شـده اسـت. بـر اساس نتایج از واریانس پایداری (σ_i^2) بـرای ۳۳ محیط ژنوتیپ‌های شماره ۵ ، ۱۰ ، ۱۷ (رتبه دوم عملکرد) در سطح احتمال ۱٪ ، ژنوتیـپ شـماره ۱۵ (رتبـه اول عملکـرد) در سـطح احتمـال۵ ٪ و ژنوتیپ شماره ۱ در سطح احتمال ۱۰٪ معنـی‌دار و ناپایدار شـدند. در آمـاره عملکـرد – پایـداری ژنوتیـپ‌هـایی کـه Y_{si} بـالاتر از میـانگین دارنـد انتخاب می‌شوند. بر همـین اسـاس ژنوتیـپ‌هـای شـــماره ۲ ، ۱۵ ، ۴ ، ۱۳ ، ۷ ، ۱۴ ، ۱ و ۱۷ بـــا ارزش Y_{si} بـــالاتر از میـــانگین شـــاخص Y_{si} ($\overline{Y}_{si}$=۷/۱۸)به عنوان ژنوتیـپ‌هـای برتـر شـناخته شدند.

در این بررسی همچنـین بـر اسـاس دو مؤلفـه اول حاصل از تجزیـه اثـر ژنوتیـپ + اثـر متقابـل ژنوتیـپ × محـیط (روش GGE) بـای پـلات مربوط به کلیه محیط‌ها در تمـام سـال‌هـا جهـت بررسـی ارتبـاط بـین ژنوتیـپ‌هـا ترسـیم شـد (شکل ۱). این بای‌پلات بـرای گـزینش همزمـان برای عملکرد و پایداری از طریـق تعیـین فاصـله ژنوتیـپ‌هـا از ژنوتیـپ ایـده‌ال (GGEDi) در مجموع چهارسـال ترسـیم شـد. عـلاوه بـر ایـن ، رتبه‌بندی ژنوتیپ‌ها برای بای پلات مزبور نیز در جدول ۵ آورده شده است. این ژنوتیـپ ایـده‌ال فرضـــی بـــر اســـاس پایـــدارترین ژنوتیـــپ و پرمحصول‌ترین ژنوتیپ تعریف مـی شـود و هـر ژنوتیپی که نزدیک‌ترین فاصله را به این ژنوتیپ فرضی داشته باشد به عنـوان یـک ژنوتیـپ برتـر محسوب می‌شود (Yan and Kang, 2003). بـا توجه به جدول ۵ برای کلیه محـیط‌هـا در چهـار سال (۳۳محیط)، پـنج ژنوتیـپ برتـر بـه ترتیـب ژنوتیپ های شماره ۱۵ ، ۱ ، ۴ ، ۷ و ۵ بودند که تنهـا ژنوتیـپ شـماره ۵ بـر اسـاس شـاخص Y_{si} گزینش نشد (ارزش Y_{si} کمتر از ۷/۱۸= $\overline{Y}_{si}$). در مجمـوع نیـز نتـایج همبـستگی رتبـه بـین ایـن دو شاخص در سطح احتمال ۱٪ معنی‌دار شد. یان و کانـگ (Yan and Kang, 2003) و فـان و همکـاران (Fan *et al.*, 2007) نیـز ضـریب همبستگی رتبه بالایی بین رتبـه‌بنـدی ژنوتیـپ‌هـا براســـاس دو شـــاخص مزبـــور در ذرت گـزارش کردنـد. از روش GGE بـای‌پـلات، بـــرای تعیـــین پایـــداری محـــصولات دیگـــر مثـــل ســـویا (Zhang *et al.*, 2005)، کلـــزا (Javidfar *et al.*, 2011)، جـــو (Dehghani *et al.*, 2006)، عـــدس (Sabaghnia *et al.*, 2008) و نخـود فرنگـی

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ۵- گزینش توأم برای عملکرد دانه وپایداری 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 ($kgha^{-1}$)	Yield rank ($Y^{\cdot}$)	Adjustment to ($Y^{\cdot}$) ‡	Adjusted rank	Stability variance ($Sh-\sigma_i^2$ /1000)	σ_i^2 rank	Stability rating §	Yield-stability index (Ysi)	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 ʊ. GGEDi	0.72**							0.73**	

†، * و **: به‌ترتیب 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 ۱ و LSD ۲ بیشتر از میانگین کل ، ۱- برای میانگین عملکردهای ژنوتیپ های < میانگین کل ، ۲- و ۳- برای میانگین عملکردهای ژنوتیپ‌های ≥ LSD ۱ و LSD ۲ 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.

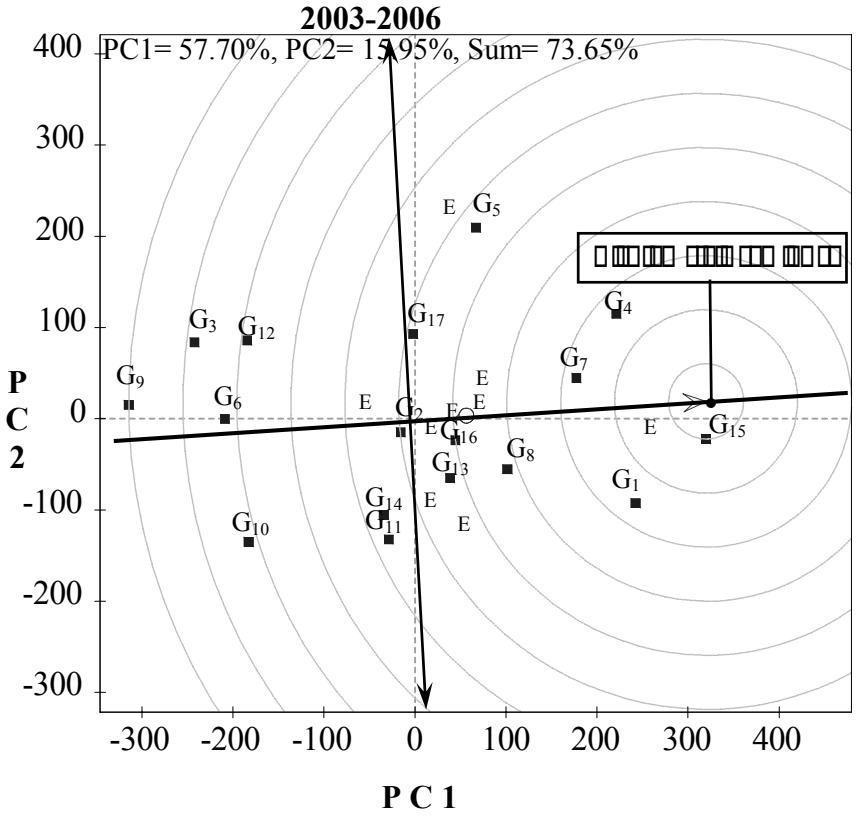
§ Stability rates assigned as -8, -4, and -2 for σ_i^2 significant at P=0.01, 0.05, and 0.1, respectively; and 0 for non-significant σ_i^2.

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

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

Archive of SID

www.SID.ir



شکل ۱- بای‌پلات 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)

(Suriharn *et al.*, 2008) استفاده شده است.

همان‌گونه که گفته شد مقوله پایداری شامل دو بخش پایداری پویا (زراعی) و پایداری ایستا (آماری) 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 بهره می‌برند. در مقابل مفهوم پویا برای معیار آماره بیشینه (Fox *et al.*, 1990)، آماره ناپارامتری عملکرد – سازگاری (Kang, 1993) و بای‌پلات ژنوتیپ + اثرمتقابل 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

www.SID.ir

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

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 Labuschange, 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

Archive of SID

www.SID.ir

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

Archive of SID

www.SID.ir

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 × 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 × 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 × 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 × 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 × environment interaction of lentil genotypes. Crop Science 46: 1100-1106.

Archive of SID

www.SID.ir

Sabaghnia, N., Dehghani, H., and Sabaghpour, S. H. 2008. Graphic analysis of genotype × 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× 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 Szlavnics, 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.

Archive of SID

www.SID.ir