بررسی پایداری عملکرد ارقام پاییزه کلزا با استفاده از روش‌های پارامتری تک متغیره و روش الگوی پراکنش ژنوتیپی

شیوا عزیزی‌نیا[۱*] و سیدمحمدمهدی مرتضویان[۲]

(تاریخ دریافت:۱۳۹۱/۷/۹ ؛ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۲/۸/۱۳)

چکیده

به‌منظور بررسی پایداری عملکرد ارقام کلزا در شرایط مختلف محیطی، ۱۸ رقم کلزای تیپ زمستانه دو صفردر قالب طرح بلوک‌های کامل تصادفی با چهار تکرار و در هشت مکان از اقلیم سرد و معتدل سرد کشور در طی دو سال زراعی مطالعه شدند. تجزیه واریانس ساده و مرکب تفاوت معنی‌داری بین ژنوتیپ‌ها نشان داد. هم‌چنین طبق نتایج تجزیه مرکب، در اثرات متقابل ژنوتیپ × مکان و نیز مکان × سال نیز تفاوت معنی‌داری مشاهده شد و در مجموع چهار مؤلفه اصلی در تغییرات اثرات متقابل ژنوتیپ × محیط با بیشترین تأثیر (در مجموع ۷۵ درصد) دخالت داشتند. نتایج کلی بررسی عملکرد ارقام در مناطق و سال‌های مختلف نشان داد ارقام ابونیت، ای.آر.سی-۵ و الیت به‌ترتیب با ۳۴۳۶، ۳۳۳۸ و ۳۲۴۴ کیلوگرم در هکتار بیشترین و ارقام اپرا، اکاپی و لیکورد به‌ترتیب با ۲۶۹۸، ۲۸۱۶ و ۲۸۲۳ کیلوگرم در هکتار کمترین عملکرد را تولید کردند. هم‌چنین براساس بررسی‌های مربوط به پایداری ارقام و نیز گراف مربوط به بای پلات مؤلفه اصلی اول و صفت عملکرد، ارقام جرونیمو، مودنا و ساندی با کمترین مقدار مؤلفه اصلی (نزدیک صفر) پایدارترین پاسخ به محیط‌های مختلف را داشتند و نیز ابونیت به‌عنوان رقم ناپایدار و مخصوص نواحی خاص تشخیص داده شد.

واژه‌های کلیدی: اثرمتقابل، تجزیه پایداری، عملکرد دانه، کلزای زمستانه، نمودار بای پلات

۱. استادیار گروه باغبانی، پردیس ابوریحان، دانشگاه تهران

۲. استادیار گروه زراعت و اصلاح نباتات، پردیس ابوریحان، دانشگاه تهران

*: مسئول مکاتبات، پست الکترونیکی: sazizinia@ut.ac.ir

[Downloaded from jcpp.iut.ac.ir on 2026-11-25]

[DOR: 20.1001.1.22518517.1394.5.15.6.5]

[DOI: 10.18869/acadpub.jcpp.5.15.57]

مقدمه

روند افزایش مصرف سرانه روغن نباتی و نیز افزایش تقاضا برای آن و به دنبال آن بالا رفتن میزان واردات، از جمله عواملی است که اهمیت توسعه کشت دانه‌های روغنی و گسترش برنامه‌های علمی و تحقیقاتی را در این زمینه بیش از پیش روشن می‌سازد. کلزا به‌عنوان گیاهی با عملکرد بالا و سازگار با شرایط آب و هوایی کشور با هدف نیل به خودکفایی در تولید روغن خوراکی از سوی وزارت جهاد کشاورزی انتخاب شده است. این گیاه از مهم‌ترین منابع تأمین روغن بوده و طبق گزارش فائو دومین منبع روغن گیاهی بعد از سویا به‌شمار می‌آید (۳). حدود ۵۰ درصد وزن بذر کلزا را روغن تشکیل می‌دهد. با توجه به محدودیت توسعه سطح زیر کاشت در مناطق گرم جنوب و شمال کشور، نیاز به افزایش سطح زیر کشت این محصول در مناطق سرد و معتدل سرد وجود دارد. بنا به گزارش دفتر پنبه و دانه‌های روغنی وزارت جهاد کشاورزی، سطح زیر کاشت این محصول در کشور در سال زراعی ۹۰ حدود ۹۳۰۰۰ هکتار بوده و از این سطح کاشت ۱۹۰ هزار تن محصول تولید گردیده است. متوسط تولید در هکتار در کشور حدود ۲ تن بوده است که با توجه به برنامه طرح توسعه کشت دانه‌های روغنی با هدف رسیدن به خودکفایی در تولید محصولات روغنی نیاز به افزایش میانگین تولید در واحد سطح و افزایش سطح زیر کشت محصول دارد (۱ و ۲).

افزایش تولید جهانی کلزا بیشتر به‌دلیل انجام کارهای اصلاحی صورت گرفته در کانادا در سال‌های ۱۹۶۰ تا ۱۹۸۰ و معرفی کانولا یا کلزای با اسید اروسیک پایین می‌باشد(۱۹). یکی از مهم‌ترین اهداف اصلاح نباتات دستیابی به ارقامی است که دارای عملکرد بالا بوده و سازگار با شرایط آب و هوایی مختلف باشند. بوزا (۵) عقیده دارد اصلاح عملکرد گیاه کلزا علاوه بر این که آسان نیست به شرایط محیطی و مسائل زراعی بستگی دارد. ماهلر و آلد (۲۰) در بررسی‌های خود اثر متقابل معنی‌داری بین محیط و ارقام کلزا به‌دست آوردند، آنها اظهار داشتند که برای عملکرد دانه و روغن بالا به ارقامی نیاز است که سازگاری خوبی با شرایط محیط مورد آزمایش داشته باشند و سازگاری را به‌صورت ثبات عملکرد در محیط‌های مختلف تعریف کردند.

مطالعات مربوط به سنجش سازگاری واریته‌ها با روش‌های تجزیه واریانس معمولی آغاز شد و محققین روش‌های پارامتری و غیر پارامتری متعددی را جهت تشخیص سازگاری ارقام ابداع و ارائه نمودند (۶، ۸، ۱۰، ۱۱ ، ۲۱ و ۲۴). به‌نژادگران همواره با اثرات متقابل ژنوتیپ × محیط در بررسی ارقام در محیط‌های مختلف مواجه می‌شوند. اثرمتقابل ژنوتیپ × محیط به این مفهوم است که ژنوتیپ مطلوب در یک محیط ممکن است بهترین ژنوتیپ در محیط‌های دیگر نباشد. بسته به بزرگی اثرات متقابل یا پاسخ‌های متفاوت ارقام به محیط‌ها، رتبه ارقام در این محیط‌ها می‌تواند تغییر کند و این مسأله منجر به کاهش پیشرفت انتخاب می‌گردد (۶).

روش‌های مختلفی جهت بهره‌برداری از مفاهیم اثرات متقابل ژنوتیپ × محیط و تجزیه اثرات آنها به اثرات ساده‌تر با هدف تسهیل انتخاب ارقام برتر پیشنهاد شده است. تجزیه واریانس یکی از این روش‌ها می‌باشد (۶). این روش بعدها توسط محققان دیگر تغییراتی یافته است (۸ و ۱۱). فنیلی و ویلکینسون (۱۱) از آماره ضریب رگرسیون تحت عنوان واکنش سازش برای ارزیابی پایداری ارقام استفاده نمودند و ابرهارت و راسل (۸) از دو آماره ضریب رگرسیون و انحرافات از خط رگسیون بهره بردند.

با وجود اینکه تجزیه مرکب داده ها می‌تواند اثرات متقابل را مشخص و اثرات اصلی را متمایز کند اما این روش برای تفسیر اثرات متقابل ژنوتیپ × محیط کارآیی کافی ندارد و برای این کار از دیگر مدل های آماری مانند امی(AMMI) از طریق تجزیه اثر متقابل به اثرات اصلی جمع‌پذیر و اثر متقابل ضرب‌پذیر استفاده می‌شود. اعتقاد بر این است که روش امی، روش مؤثری در تعیین الگوی اثر متقابل ژنوتیپ × محیط است. در این روش بخش جمع پذیر ابتدا با تجزیه واریانس از اثر متقابل جدا می‌شود. سپس از تجزیه به مؤلفه‌های

[Downloaded from jcpp.iut.ac.ir on 2026-11-25]
[DOR: 20.1001.1.22518517.1394.5.15.6.5]
[DOI: 10.18869/acadpub.jcpp.5.15.57]

اصلی(Principle Component Analysis)که بخش ضرب‌پذیر مدل است، برای بررسی اثر متقابل استفاده می‌شود. استفاده از نمودار بای پلات و داده‌های مربوط به عملکرد ژنوتیپ‌ها در مکان‌های مختلف منجر به گروه‌بندی ژنوتیپ‌های یکسان از نظر پاسخ به محیط‌های مختلف در یک گروه می‌شود (۲۸). مفهومی که توسط فالکونر (۱۰) بیش از نیم قرن قبل پیشنهاد شد در بحث‌های تکاملی و بررسی اثرمتقابل ژنوتیپ × محیط به‌طور وسیعی استفاده می‌شود.

این روش مبتنی بر تجزیه مجموع مربعات مربوط به یک ژنوتیپ خاص به دو بخش نامتجانسی واریانس است. این نامتجانسی به‌دلیل اثرمتقابل ژنوتیپ و مکان و انحراف از همبستگی کامل تظاهر صفت در ژنوتیپ از یک مکان به مکان دیگر می‌باشد. مول وهمکاران (۲۱) عقیده دارند بخش اول (Heterogenity of Variance(HV)) مجموع مربعات که به‌دلیل پاسخ متمای‌ز یا حساسیت متفاوت ارقام به محیط‌های مختلف حاصل می‌شود منجر به اندازه‌گیری تغییرات مربوط به واریانس ژنتیکی در بین محیط‌ها می‌گردد.

بخش دوم (Incomplete Correlation(CI)) که یک ضریب پایداری است به‌دلیل تفاوت در همبستگی بین جفت ژنوتیپ‌ها یا انحراف از کورولاسیون مثبت نسبت به تغییر رتبه ژنوتیپ ها در محیط‌ها حاصل می گردد و ارتباط بین تظاهر صفت در محیط های مختلف را اندازه‌گیری می کند. به‌عبارت دیگر این بخش امکان پیش‌بینی عملکرد یک ژنوتیپ در یک مکان از طریق تظاهر صفت در مکان دیگر را نشان فراهم می‌کند (۲۴).

$$SS(GE)_i = \sum_{i'=1}^{g} SS(HV)_{ii'} + \sum_{i'=1}^{g} SS(IC)_{ii'}$$

تفکیک اثرمتقابل ژنوتیپ × محیط به مجموع مربعات همبستگی ناقص معیار مناسبی را جهت تشخیص پایداری فراهم می‌کند، زیرا در تشکیل این پارامتر، همبستگی محیطی بین ژنوتیپ‌ها و واریانس محیطی نقش دارد. مقایسه مور و همکاران (۲۴) نشان داد با فرض اثر ثابت برای ژنوتیپ‌ها و اثر تصادفی مکان‌ها به دو سوال اصلی پاسخ داده می‌شود ۱) تعیین پایدارترین ژنوتیپ و ۲) انتخاب ژنوتیپی که میانگین عملکرد مناسبی در بین محیط‌های مختلف داشته باشد. این پارامتر بیان‌کننده هر دو مفهوم اول و دوم پایداری لین و بینز (۱۸) می‌باشد که پایداری را به‌صورت ژنوتیپی که پاسخ به محیط‌های مختلف آن تقریباً برابر با میانگین پاسخ تمام ژنوتیپ‌های آزمایش باشد، یعنی مجموع مربعات اثر متقابل کمتری داشته باشد تعریف می‌کنند. براساس این تعریف مجموع مربعات همبستگی ناقص می‌تواند آماره مناسبی از ضریب پایداری باشد، زیرا اطلاعاتی از رابطه محیطی بین ژنوتیپ‌های مختلف و نیز واریانس محیطی به‌دست می‌دهد لذا سنجش پایداری براساس واریانس همبستگی ناقص نسبت به واریانس اثر متقابل ژنوتیپ × محیط بسیار قابل اعتمادتر است. روش‌هایی که ذکر شدند معمولاً در بررسی داده‌های مربوط به آزمایشات چند ناحیه‌ای کاربرد دارد. مطالعات مختلفی در زمینه کاربرد این روش‌ها در بررسی‌های مربوط به داده‌های چند مکانی انجام شده است (۱۶، ۱۷ و ۲۳).

در سال‌های اخیر ارقام اصلاح شده خارجی کلزا به‌منظور بررسی مقدماتی و نیز تعیین سازگاری در مناطق مختلف کشور مورد آزمایش قرارگرفته‌اند و تحقیقات مختلفی جهت شناسایی ارقام با عملکرد بالا و سازگار به شرایط محیطی در کشور انجام شده است که نتیجه آن معرفی ارقام اصلاح شده در سال‌های گذشته برای مناطق شمالی و غرب کشور بوده است. جاویدفر (۱۳) تعداد هفت رقم کلزای دریافت شده از کشور یوگسلاوی مشتمل بر پنج لاین و دو رقم هیبرید را مورد بررسی قرار داد. ارقام اس.ال.ام-۰۴۶، پی. اف. ۷۰۴۵/۹۱ و ال-۱ به‌ترتیب با ۴/۳، ۳/۶ و ۳/۵ تن درهکتار بیشترین عملکرد را تولید کردند.

در آزمایشی که توسط امیری اوغان و همکاران (۴) بر روی تعداد ۱۸ رقم کلزای تیپ بهاره به‌منظور بررسی سازگاری و مقایسه عملکرد ارقام در مناطق گرم شمال انجام شد رقم هیبرید هایولا-۴۰۱ در این مناطق بیشترین عملکرد را داشت. در بررسی دیگری تعداد ۲۴ رقم کلزای وارداتی از نظر پایداری در مناطق سرد و معتدل سرد مورد ارزیابی قرار گرفت و ارقام اس.ال.ام-۰۴۶، پاراد و موهیکان به‌ترتیب با ۳/۴، ۳/۳ و ۳/۲ تن

[Downloaded from jcpp.iut.ac.ir on 2026-11-25]
[DOR: 20.1001.1.22518517.1394.5.15.6.5]
[DOI: 10.18869/acadpub.jcpp.5.15.57]

در هکتار بیشتری‌ن عملکردها را به خود اختصاص دادند (۱۴).

عدم وجود ارقام جدید با سازگاری بالا و متحمل به کشت‌های دیر، همواره یکی از موانع توسعه کشت این گیاه در مناطق مختلف به‌ویژه در مناطق سرد کشور بوده است. یافتن ژنوتیپ‌های سازگار با شرایط آب و هوایی کشور و نیز شناسایی خصوصیات زراعی آنها یکی از اهداف مهم در برنامه‌های اصلاحی است. گسترش سریع سطح کشت کلزا در کشور و تأکید مسئولان وزارت جهاد کشاورزی در مورد معرفی رقم‌های اصلاح شده جدید اهمیت این تحقیق را مشخص می‌کند. در ضمن با مطالعه پاسخ ارقام درمحیط‌های مختلف، راهکارهای تولید ژنوتیپ‌های نوترکیب با دقت بیشتری قابل ارائه می‌باشد. این آزمایش با هدف شناسایی سازگارترین و پر محصول‌ترین ارقام در شرایط مناطق سرد و معتدل سرد به‌منظور استفاده از آنها در برنامه توسعه کشت کلزا در کشور و نیز استفاده در برنامه‌های به‌نژادی هم‌چنین تفسیر اثر متقابل ژنوتیپ × محیط مربوط به ۱۸ رقم کلزا در محیط‌های مختلف انجام گردید.

مواد و روش ها

۱۸ رقم کلزای تیپ زمستانه دو صفر شامل ۱۳ رقم برتر وارداتی و پنج رقم از ارقام رایج مناطق کلزا کاری سرد و معتدل سرد کشور شامل اکاپی، زرفام، لیکورد، طلایه و اس.ال.ام-۰۴۶ به‌عنوان شاهد جهت مطالعه و بررسی سازگاری با شرایط محیطی سرد و معتدل سرد از لحاظ عملکرد مورد بررسی قرار گرفتند. این ارقام در قالب طرح بلوک‌های کامل تصادفی با چهار تکرار و در هشت مکان شامل کرج، اسلام آباد، همدان، بروجرد، اراک، اصفهان، میاندوآب و خرم آباد که براساس میانگین برودت سالیانه و طول دوره کشت، هم‌چنین نوع ارقام مورد کشت کلزاکاران منطقه انتخاب شده بودند و در دو سال زراعی کشت شدند. هر پلات شامل چهار ردیف پنج متری به فواصل سی سانتی‌متر از یکدیگر بود. کشت براساس دستورالعمل کشت کلزا در تاریخ‌های توصیه شده مناطق سرد و معتدل سرد انجام گردید. پس از آماده‌سازی زمین بر اساس نتایج آزمایشات تجزیه خاک، اقدام به کودپاشی (بر مبنای دستورالعمل تولید کلزا در اقلیم‌های مختلف کشور) و پخش یکنواخت علف کش ترفلان در سطح مزرعه شد. هنگام شروع ساقه رفتن بوته‌ها و نیز هنگام ظهور اولین غنچه‌های گل، کود ازته باقیمانده به‌نسبت مساوی به مزرعه آزمایشی داده شد. طی دوران رشد در صورت مشاهده شته از آفت‌های سیستمیک نظیر دیماکارون، متاسیستوکس و اکاتین استفاده شد. یادداشت برداری صفت عملکرد براساس عملکرد دانه دو ردیف وسط و تبدیل آن به عملکرد دانه در هکتار (کیلوگرم در هکتار) صورت گرفت و جهت بررسی سازگاری ارقام مورد استفاده گردید.

تجزیه واریانس ساده و نیز تجزیه واریانس مرکب برای بررسی اثرات متقابل دو گانه و سه گانه برای صفت عملکرد دانه انجام شد. تجزیه پایداری و بررسی اثرات متقابل (محیط × ژنوتیپ) با روش امی انجام شد. از بررسی ضریب رگرسیون و روش امی برای تعیین ژنوتیپ‌های سازگار و شناسایی ارقام مناسب جهت کشت وسیع در مناطق سرد و معتدل سرد استفاده شد. تجزیه ها با SAS (Ver. 9.1)، SPSS و GENESTAT انجام گردید.

نتایج و بحث

تجزیه واریانس ساده و مرکب

تجزیه واریانس ساده عملکرد هر رقم در مکان‌ها و سال‌های مختلف نشان دهنده تفاوت بین ارقام بود (جدول ۱). داده‌ها از نظر نرمال بودن اشتباه آزمایشی و یکنواختی واریانس درون تیماری برای داده‌های هر مکان بررسی شدند. پس از انجام آزمون بارتلت جهت بررسی همگنی واریانس خطای آزمایش در تجزیه‌های جداگانه، تجزیه مرکب داده‌ها انجام گرفت. با توجه به سرمازدگی کشت‌های مربوط به سال اول اراک و نیز سال دوم اصفهان، مجموعاً ۱۴ محیط بررسی شدند. نتایج آزمون نشان دهنده یکنواختی واریانس‌ها بوده و امکان تجزیه مرکب داده‌های مناطق و سال‌های مختلف وجود داشت. تجزیه

[Downloaded from jcpp.iut.ac.ir on 2026-11-25]
[DOR: 20.1001.1.22518517.1394.5.15.6.5]
[DOI: 10.18869/acadpub.jcpp.5.15.57]

جدول ۱. نتایج تجزیه واریانس ساده ارقام کلزای پاییزه در مناطق و سال‌های مختلف

منابع تغییر	درجه آزادی	میانگین مربعات											
		کرج		اسلام آباد		همدان		بروجرد		اراک	اصفهان	میاندوآب		خرم آباد	
		۱	۲	۱	۲	۱	۲	۱	۲	۲	۱	۱	۲	۱	۲
بلوک	۳	۱۰/۰۳	۱۰/۳۳	۰/۴۲	۳/۲۲	۱/۹۲	۹/۷۸**	۳۴/۲۵**	۲/۴۷	۸/۹۷	۲/۴۳	۰/۴۴	۰/۴۵	۲۴/۷۲**	۴/۴۷
تیمار	۱۷	۱۱/۷۴	۸/۹۱	۱/۲۲	۵/۳۰	۴۶/۱۰**	۳/۲۸**	۳۷/۷۶**	۱۰/۰۵	۵/۶۱**	۲/۳۴*	۰/۱۵	۰/۱۷	۱۱/۶۹*	۲۰/۰۶**
خطا	۵۱	۵/۹۱	۶/۵۹	۰/۹۲	۴/۱۹	۲/۸۲	۱/۰۲	۳/۱۷	۵/۷۹	۲/۲۳	۱/۰۵	۰/۱۲	۰/۱۵	۶/۳۱	۱۱/۰
CV٪		۲۳/۲۰	۳۰/۹۰	۲۱/۶۱	۱۶/۲۳	۱۳/۳۲	۸/۲۵	۱۴/۷۹	۱۸/۳۴	۱۲/۷۰	۱۲/۰۷	۳۲/۱۲	۱۷/۶۰	۲۱/۷۰	۳۱/۷۷

ns ، * و ** به ترتیب غیر معنی‌دار بودن و معنی‌دار بودن در سطح ۵ و ۱ درصد

جدول۲ . نتایج تجزیه مرکب ارقام

منابع تغییر	درجه آزادی	میانگین مربعات
مکان	۷	۱۶۷/۴۰**
سال	۱	۱۵/۹۲**
مکان × سال	۵	۵۱/۰۵**
خطای اول	۴۱	۰/۸۵
ژنوتیپ	۱۷	۱/۹۲**
ژنوتیپ × مکان	۱۱۹	۰/۵۶*
ژنوتیپ × سال	۱۷	۰/۳۹^{ns}
ژنوتیپ × مکان × سال	۸۳	۰/۵۱^{ns}
خطای دوم	۶۹۱	۰/۳۸
کل	۹۸۱	

ns ، * و ** به ترتیب غیرمعنی‌دار بودن و معنی‌دار بودن در سطح ۵ و ۱ درصد

مرکب داده‌ها با فرض تصادفی بودن اثرات سال و مکان انجام گردید.

نتایج تجزیه واریانس مرکب مشاهدات نشان داد با وجود این‌که اثرات متقابل سال × مکان × رقم و نیز سال × رقم معنی‌دار نبود اما اثرمتقابل رقم × مکان و نیز مکان × سال به‌ترتیب در سطوح احتمال ۱ و ۵ درصد و نیز اثر ساده ژنوتیپ‌ها در سطح احتمال ۵ درصد معنی‌دار بودند (جدول ۲). معنی‌دار بودن اثر متقابل رقم × مکان حاکی از آن است که پاسخ ارقام به مکان‌های مختلف در متوسط سال‌ها متفاوت بوده است و لذا می‌توان به‌دنبال ارقام سازگار با مکان‌های خاص بود. این اثر که حاصل تغییر رتبه ژنوتیپ‌ها در مکان‌های مختلف است نشان دهنده نوسان عملکرد ارقام از مکانی به مکان دیگر است.

با وجود معنی‌دار بودن اثر ساده ژنوتیپ‌ها در تجزیه مرکب داده‌ها، در بررسی جداگانه هرکدام از سال‌ها تفاوتی بین ژنوتیپ‌های مختلف مشاهده نشد که این مسأله نشان‌دهنده تأثیر زمان (سال) در واکنش‌پذیری ارقام و به‌عبارتی تفاوت در پایداری ارقام مختلف می‌باشد (نتایج نمایش داده نشده‌اند).

سهم اثر مکان در مجموع مربعات کل حدود ۶۲٪ و بیش از نیمی از واریانس کل بود. مقدار بالای مجموع مربعات مربوط به اثرات مکانی نشان می‌دهد که مکان‌ها خیلی متنوع بودند و تفاوت‌های زیادی در میانگین عملکرد مربوط به مکان‌ها دیده می‌شد که بخش اصلی تنوع در عملکرد را توجیه می‌کرد. در تجزیه جداگانه انجام شده برای هر سال نیز سهم جزء مکان از مجموع مربعات کل در سال اول و دوم به‌ترتیب ۸۰٪ و ۷۱/۵٪

[Downloaded from jcpp.iut.ac.ir on 2026-11-25]
[DOR: 20.1001.1.22518517.1394.5.15.6.5]
[DOI: 10.18869/acadpub.jcpp.5.15.57]

بود که نشان دهنده اهمیت بالای آن در تجزیه‌ها می‌باشد. چنان‌چه سهم زیادی از تغیرات عملکرد ناشی از اثر مکان باشد می‌توان با روش‌های رگرسیون ناحیه‌ای(Site Regressions (SREG)) اقدام به تجزیه داده‌های چندمکانی نمود (۲۷). سهم اثرمتقابل ژنوتیپ × مکان و نیز اثرساده ژنوتیپ به‌ترتیب ۵/۷٪ و ۲/۸٪ از مجموع مربعات مکان، ژنوتیپ و ژنوتیپ × مکان بود. مجموع مربعات ژنوتیپ × مکان دو برابر سهم ژنوتیپ‌ها بود که این مورد نیز نشان‌دهنده تفاوت مهم در بین پاسخ ژنوتیپ‌ها در محیط‌های متفاوت می‌باشد. بزرگی اثر مکان حاکی از تنوع بالای محیط‌ها و دلیل ایجاد تفاوت در عملکرد دانه ژنوتیپ‌ها است که این موضوع سختی کار به‌نژادگران در انتخاب ژنوتیپ‌های جدید را نشان می‌دهد. بنابراین مطالعه سازگاری و پاسخ ژنوتیپ‌ها و پایداری آنها در آزمایش‌های مربوط به مکان‌های مختلف اهمیت زیادی در برنامه‌های به‌نژادی آزاد سازی رقم دارد. هم‌چنین پایداری عملکرد مهم‌ترین هدف اقتصادی- اجتماعی برای به حداقل رساندن کاهش عملکرد ارقام خصوصاً در محیط‌های بحرانی است.

مقایسه میانگین ارقام

براساس نتایج مقایسه میانگین عملکرد ارقام در مکان‌های مختلف بروجرد با میانگین ۴/۰۹ تن در هکتار در دو سال بیشترین عملکرد را داشت. همدان در سال اول با ۴/۲۲ تن و میاندوآب با تولید ۰/۳۴۲ تن در هکتار در سال اول به‌ترتیب بیشترین و کمترین عملکردها را داشتند. از طرف دیگر بررسی و مقایسه میانگین عملکرد ارقام در دو سال نشان می‌دهد دامنه عملکردها بین ۳/۰۶ و ۲/۰۷ تن در هکتار، به‌ترتیب مربوط به ارقام ابونیت و طلایه، متغیر بود. ۱۱ ژنوتیپ میانگین بالای متوسط عملکرد داشتند. مقایسه متوسط عملکرد ارقام در دو سال و مکان‌های مختلف با روش چند دامنه‌ای دانکن (جدول ۳)، فارغ از درنظر گرفتن اثرات متقابل، نشان دهنده برتری رقم ابونیت با تولید ۳/۴ تن در هکتار در تمام سال‌ها و مکان‌های آزمایش بود. رقم شاهد زرفام با تولید متوسط ۳/۱ تن در هکتار نیز در بین ارقام برتر قرار داشت. رقم شاهد اپرا با تولید ۲/۷ تن در هکتار به‌صورت معنی‌داری کمترین میانگین عملکرد را به خود اختصاص داده بود.

تجزیه پایداری با روش‌های تک متغیره فینلی و ویلکینسون و مور

یکی از رایج‌ترین و ساده‌ترین روش‌های تجزیه پایداری روش تجزیه رگرسیونی است. پایداری ارقام در رابطه با اثرات متقابل بین ژنوتیپ و محیط می‌تواند به‌صورت پاسخ خطی به محیط از طریق عملکرد و انحراف از این پاسخ بررسی شود (۸ و ۱۵). ژنوتیپ‌های انتخابی باید واریانس اثر متقابل کمتر، عملکرد بالاتر و انحراف کمتر از واریانس مورد انتظار داشته باشند (۲۵). تجزیه ضرایب رگرسیون فینلی و ویلکینسون نشان داد با معنی‌دار شدن ضرایب رگرسیون ارقام ابونیت و ای.آر.سی-۵ این ارقام در گروه ناپایدارترین ژنوتیپ‌ها قرار گرفتند که این مسأله بعداً با روش امی نیز تأیید شد. هم‌چنین ابونیت با دارا بودن میانگین عملکرد بالا، دارای سازگاری خصوصی با محیط‌های خاص بود. عدم معنی‌دار شدن ضرایب رگرسیون سایر ارقام حاکی از پایداری نسبی آنها در مکان‌های آزمایش و به‌عبارتی سازگاری عمومی آنها بود. در این میان ارقام ساندی، جرونیمو، مودنا و سیناترا و در بین ارقام شاهد، زرفام و اس.ال.ام-۰۴۶با داشتن ضریب رگرسیون نزدیک ۱ و نیز حداقل انحراف از رگرسیون به‌عنوان ارقام پایدار معرفی می‌شوند (جدول ۳).

بررسی ماهیت اثر متقابل همیشه برای به‌نژادگران مهم بوده است و روش‌های مختلفی برای شناسایی نوع اثر متقابل پیشنهاد شده است (۷، ۲۱ و ۲۶). در تمام این روش‌ها اثرمتقابل به دو بخش نامتجانسی واریانس و انحراف از همبستگی کامل یا همبستگی ناقص رتبه مکان‌ها در بین ژنوتیپ‌های مختلف استوار است.

نتایج تفکیک مجموع مربعات اثر متقابل ژنوتیپ × محیط برای هر رقم به دو بخش مذکور در جدول ۳ داده شده است.

[Downloaded from jcpp.iut.ac.ir on 2026-11-25]
[DOR: 20.1001.1.22518517.1394.5.15.6.5]
[DOI: 10.18869/acadpub.jcpp.5.15.57]

جدول۳. نتایج مقایسه میانگین، بررسی ضرایب رگرسیون و مجموع مربعات تجزیه شده اثر متقابل ژنوتیپ × محیط در ارقام کلزا

نام رقم	میانگین عملکرد+	ضریب رگرسیون	واریانس باقی مانده	SS(HV)	SS(IC)	SS(GE)
Ebonite	۳/۴۴ a	۱/۱۵**	۰/۱۶	۰/۳۸	۳/۳۱	۳/۶۹
Elite	۳/۲۴ abc	۱/۰۷ns	۰/۱۳	۰/۱۱	۲/۵۸	۲/۶۹
Sinatra	۲/۹۲ cdef	۰/۹۹۸ns	۰/۰۶	۰/۰۸	۲/۰۶	۲/۱۵
Sahara	۲/۹۸ cdef	۰/۹۹ns	۰/۲۰	۰/۰۷	۲/۹۵	۳/۰۳
Celsius	۲/۹۶ cdef	۱/۰۲۶ ns	۰/۰۸	۰/۰۷	۲/۲۲	۲/۲۹
Sunday	۳/۰۱ cdef	۱/۰۲ ns	۰/۰۵	۰/۰۷	۱/۹۱	۱/۹۸
Modena	۳/۱۲ abcde	۱/۰۱۶ ns	۰/۰۷	۰/۰۷	۲/۰۹	۲/۱۶
Geronimo	۳/۰۸ bcde	۱/۰۳۲ ns	۰/۰۵	۰/۰۷	۲/۰۱	۲/۰۷
Opera	۲/۷۰ f	۰/۸۹۷ ns	۰/۱۵	۰/۲۶	۲/۸۱	۳/۰۸
ARC-5	۳/۳۴ ab	۱/۱۶**	۰/۱۷	۰/۴۲	۲/۹۷	۳/۳۹
ARC-2	۲/۹۸ cdef	۱/۰۱ ns	۰/۰۶	۰/۰۷	۲/۱۱	۲/۱۸
Milena	۳/۱۷ abcd	۱/۰۷ ns	۰/۱۰	۰/۱۱	۲/۳۷	۲/۴۷
Dexter	۲/۸۸ def	۰/۹۸۸ ns	۰/۰۷	۰/۱۰	۲/۰۹	۲/۱۸
SLM046	۳/۰۶ bcde	۱/۰۰۹ ns	۰/۰۴	۰/۰۸	۱/۹۰	۱/۹۸
Zarfam	۳/۱۷ abcd	۱/۰۶	۰/۰۷	۰/۰۸	۲/۱۵	۲/۲۳
Okapi	۲/۸۲ ef	۰/۹۵	۰/۲۶	۰/۱۰	۳/۴۷	۳/۵۸
Talaye	۲/۸۶ def	۰/۶۸*	۱/۶۱	۰/۰۷	۱۴/۹۲	۱۴/۹۹
Licord	۲/۸۲ ef	۰/۸۹ ns	۰/۱۸	۰/۲۴	۴/۶۱	۴/۸۵
کل				۲/۴۶	۵۸/۵۱	۶۰/۹۷
درصد				۴/۰۳	۹۵/۹۷	۱۰۰

ns ، * و ** به ترتیب غیر معنی‌دار بودن و معنی‌دار بودن در سطح ۵ و ۱ درصد

Heterogenity of Variance(HV)
Incomplete Correlation(CI)
Genotype × Environment

براساس مقادیر مربوط به واریانس اثر متقابل ژنوتیپ × محیط، ارقام طلایه، لیکورد و ابونیت ناپایدارترین و ارقام ساندی، اس.ال.ام-۰۴۶ و جرونیمو به‌عنوان پایدارترین ارقام تعین می‌شوند. هر چند که امکان تعیین جهت تغییرات پاسخ ارقام و نیز تعیین پایدارترین رقم وجود ندارد. هم‌چنین تفکیک مجموع مربعات نشان داد بخش مجموع مربعات همبستگی ناقص($SS(IC)_i$) با تخصیص ۹۵/۹٪ از تغییرات اثر متقابل ژنوتیپ × محیط به خود علت اصلی تغیر عملکرد از یک محیط به محیط دیگر بوده است و فقط ۴/۰۳٪ از تغییرات را بخش مجموع مربعات نامتجانسی واریانس ($SS(HV)_i$) تشکیل می‌دهد. بنابراین قضاوت بر مبنای مجموع مربعات انحراف از همبستگی می‌تواند ابزار مطمئن‌تری برای بررسی پایداری ژنوتیپ‌ها فراهم کند. براین اساس ارقام ساندی، اس.ال.ام.۰۴۶ و جرونیمو با کمترین میزان همبستگی ناقص دارای بیشترین پایداری و رقم طلایه با بیشترین مقدار مجموع مربعات همبستگی ناقص و پس از آن اکاپی، ابونتیت، ای.آر.سی- ۵ و ساهارا ناپایدارترین ارقام هستند. بررسی نتایج مربوط به روش‌های دیگر نیز این نتیجه را تأیید می‌کند. رقم ابونیت

[Downloaded from jcpp.iut.ac.ir on 2026-11-25]
[DOR: 20.1001.1.22518517.1394.5.15.6.5]
[DOI: 10.18869/acadpub.jcpp.5.15.57]

جدول ۴. نتایج تجزیه اثرات متقابل ژنوتیپ و محیط به مؤلفه‌های اصلی

منابع تغییر	درجه آزادی	میانگین مربعات	درصد تجمعی
تکرار	۳	۰/۲۶ ns	
ژنوتیپ	۱۷	۱/۹۸**	
محیط	۱۳	۱۰۸/۹۲**	
ژنوتیپ × محیط	۲۱۹	۰/۵۳ **	
مدل	۲۵۲	۶/۳۲ **	
IPCA1	۲۹	۳/۰۲**	۲۸/۸۷
IPCA2	۲۷	۲/۱۷**	۴۸/۲۰
IPCA3	۲۵	۱/۶۸**	۶۲/۰۶
IPCA4	۲۳	۱/۷۶**	۷۵/۴۶
IPCA5	۲۱	۱/۲۹*	۸۳/۹۷
باقی‌مانده	۹۱	۳/۰۸	۱۶/۰۳
خطا	۷۲۹	۰/۴۰	

ns ،* و ** به ترتیب غیر معنی‌دار بودن و معنی‌دار بودن در سطح ۵ و ۱ درصد

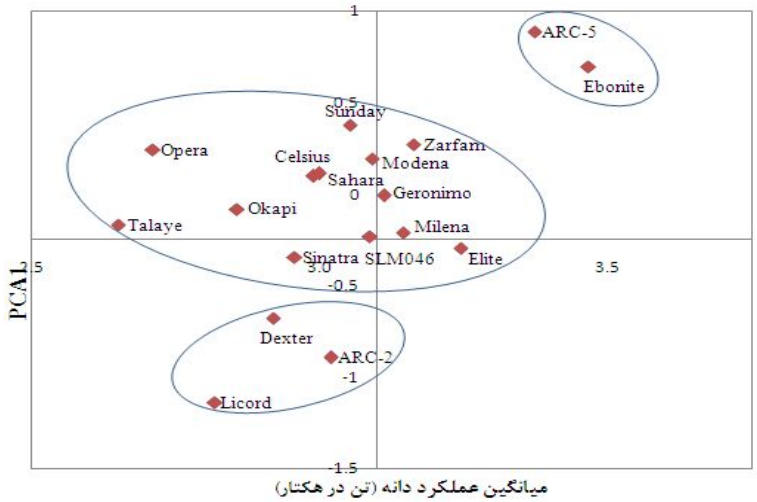
بهترین سازگاری را محیط‌های خوب نشان داد اما بالاترین مقدار حساسیت نیز به این رقم اختصاص داشت و بنابراین به‌عنوان رقم ناپایدار معرفی گردید. هرچند که این رقم با داشتن متوسط عملکرد بالا در تمام محیط‌ها رقم مناسبی به‌نظر می‌آید اما همیشه بالاترین عملکرد میانگین، داشتن عملکرد پایدار را تضمین نمی‌کند. مرتضویان و همکاران (۲۲) در تفکیک آثار متقابل ژنوتیپ × محیط به کمک روش مور در هیبریدهای ذرت نشان دادند که ۹۷/۷٪ از مجموع مربعات اثر متقابل ژنوتیپ × محیط را بخش همبستگی ناقص تشکیل می‌دهد. براساس نتایج این محققین با توجه به اهمیت ماهیت اثرات متقابل ژنوتیپ × محیط و توانایی معیار مور در تفکیک مجموع مربعات اثر متقابل به اجزاء آن و فراهم آوردن امکان ارزیابی ژنوتیپ‌ها برمبنای واکنش‌های تقاطعی یا کراس اور، این روش معیار مناسبی جهت ارزیابی پایداری از میان روش‌های پایداری تک متغیره می‌باشد.

نتایج تجزیه پایداری با روش چند متغیره امی و الگوی پراکنش ژنوتیپی

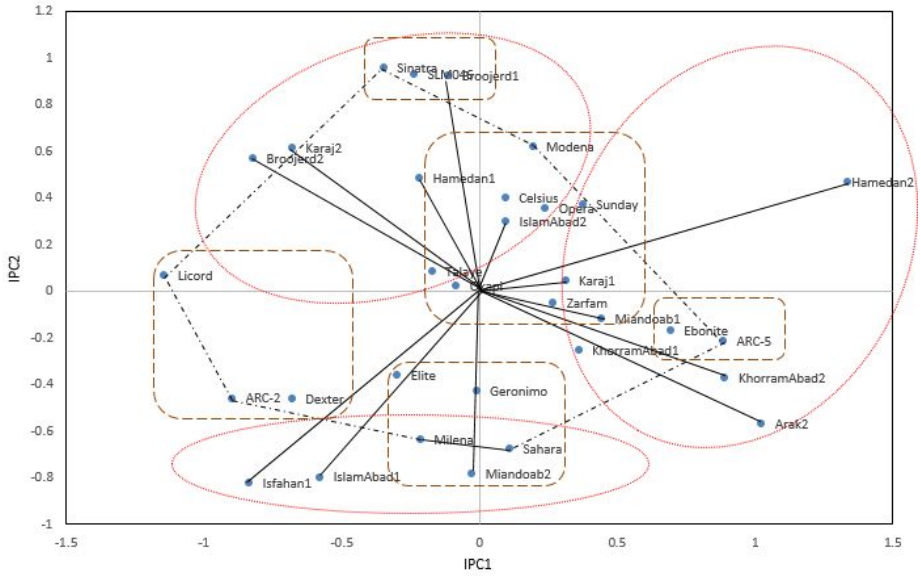
به‌منظور بررسی دقیق‌تر، تفکیک اثر متقابل ژنوتیپ × محیط با استفاده از روش امی صورت گرفت. پس از محاسبه مقادیر اثر متقابل و ماتریس انحراف حاصل از اثرات جمع‌پذیر، تجزیه به عامل‌ها با روش مؤلفه های اصلی یک بار بر روی ماتریس ژنوتیپ‌ها و بار دیگر روی ماتریس محیط‌ها انجام شد. نتایج تجزیه واریانس عملکرد دانه بر مبنای روش امی در جدول ۴ آورده شده است. منابع ژنوتیپ، محیط و اثر متقابل ژنوتیپ × محیط بسیار معنی‌دار بودند و چهار مؤلفه اول از ترکیب ۴ مؤلفه اصلی اثرمتقابل در سطح احتمال ۱٪ و مؤلفه پنجم در سطح احتمال ۵٪ با استفاده از تقریب آماره F گالوب (۱۲) معنی‌دار گردیدند. محاسبه نویز و سیگنال مدل نشان داد که مدل امی با اولین عبارت ضرب‌پذیر برای اعتبارسنجی تغییرات عملکرد وارد شده در اثر متقابل ژنوتیپ × محیط کفایت می‌نماید.

با توجه به داده‌ها، تفاوت میانگین مربعات پیش‌بینی شده (Root Mean Square Prediction Differences (RMSPD))

[Downloaded from jcpp.iut.ac.ir on 2026-11-25]
[DOR: 20.1001.1.22518517.1394.5.15.6.5]
[DOI: 10.18869/acadpub.jcpp.5.15.57]



شکل ۱. نمودار دو بعدی حاصل از مقادیر میانگین عملکرد ارقام و مؤلفه اصلی اول



شکل ۲. نمودار دو بعدی حاصل از اولین و دومین مؤلفه اثر متقابل در مدل AMMI برای ۱۸ ژنوتیپ جو در ۱۴ محیط

مدل‌های مختلف امی، قله اکهام (Ockham's Hill) بسیار مسطح است به‌عنوان مثال مقدار تفاوت مدل امی ۱ برابر ۶۸۸/۸۳ بود درحالی‌که این مقدار برای مدل امی ۲ برابر ۷۱۸/۱۷ می‌باشد یعنی تنها چهار درصد تفاوت دارد. بنابراین هرچند براساس نمودار رتبه‌بندی (اسکری گراف) پنج مؤلفه اصلی اثر متقابل بیشترین سهم را در بیان اثر متقابل ژنوتیپ و محیط داشتند، مدل امی ۱ مورد استفاده قرار گرفت.

تجزیه میانگین مربعات براساس روش امی نشان داد چهار مؤلفه اول این مدل به‌ترتیب با توجیه ۲۸/۸۷٪، ۱۹/۳۳٪، ۱۳/۸۷٪ و ۱۳/۳۹٪ از مجموع اثرات متقابل ژنوتیپ × محیط تأثیر معنی‌داری در تغییرات آن داشتند و در کل حدود ۷۵ درصد از مجموع تغییرات را توجیه کرده‌اند (جدول ۴). به‌علاوه هر چهار مؤلفه اول مجموع مربعاتی بزرگتر از ژنوتیپ‌ها داشتند. براساس این روش ژنوتیپ‌هایی که مقادیر مثبت و کمتر مؤلفه‌های اصلی را داشته باشند به‌عنوان ژنوتیپ‌های پایدار معرفی می‌شوند.

[Downloaded from jcpp.iut.ac.ir on 2026-11-25]
[DOR: 20.1001.1.22518517.1394.5.15.6.5]
[DOI: 10.18869/acadpub.jcpp.5.15.57]

با توجه به معنی‌دار بودن اثرات متقابل ژنوتیپ × محیط، بررسی اثرات اصلی با روش امی و نمودار دو بعدی حاصل از عامل اصلی اول و عملکرد ارقام نشان داد ارقام اس.ال.ام-۰۴۶، جرونیمو، سلسیوس و مودنا واجد کمترین میزان اثر متقابل ژنوتیپ × محیط بوده‌اند زیرا براساس مدل امی، ژنوتیپ‌هایی که مؤلفه اصلی نزدیک صفر داشته باشند دخالت کمی در اثر ژنوتیپ × محیط دارند و در بین این ارقام، جرونیمو با داشتن میانگین عملکرد بالاتر از میانگین به‌عنوان پایدارترین رقم شناسایی شد. در این میان رقم زرفام با میانگین عملکرد بالاتر از متوسط و گروه پایداری مشابه می‌تواند در دسته ارقام پایدار معرفی شود هم‌چنین ارقام ابونیت و ای.آر.سی-۵ اثر متقابل مثبت و بزرگ داشتند و با دارا بودن میانگین عملکرد بالا، دارای سازگاری اختصاصی با محیط‌های خاصی بوده‌اند. ارقام دکستر، ای.آر.سی-۲ و لیکورد اثر منفی بر اثر متقابل داشتند (شکل ۱).

نمودار دو بعدی اولین و دومین مؤلفه اثر متقابل جمعاً ۴۸/۲۰ درصد از کل واریانس اثر متقابل را توجیه می‌کند (شکل ۲). هرچند درصد تغییرات توجیه شده توسط دو مؤلفه اول کمتر از ۵۰٪ بوده و نتایج به‌دست آمده به‌تنهایی نمی‌تواند مبنای قضاوت قرار گیرد اما اطلاعات ارائه شده می‌تواند همراه با اطلاعات به‌دست آمده از سایر روش‌های پایداری جهت گزینش ارقام پایدار و پی بردن به الگوی سازگاری نسبی آنها مورد توجه قرار گیرد. با توجه به مقادیر مؤلفه‌های اول و دوم اثر متقابل گروه‌بندی ارقام و محیط‌ها بر روی مقادیر این مؤلفه‌ها انجام شد.

بر این اساس ژنوتیپ‌ها به ۵ گروه دسته‌بندی شدند. شکل چندضلعی حاصل از اتصال خطوط بین ژنوتیپ‌های انتهایی لیکورد، سیناترار، مودنا، ای.آر.سی-۵، ساهارا و ای.آر.سی-۲ نشان‌دهنده پاسخ‌ده‌ترین ژنوتیپ‌ها می‌باشد. این ژنوتیپ‌ها شامل بهترین یا بدترین ژنوتیپ‌ها در همه یا بعضی از محیط‌های آزمایشی هستند (۲۳). در گروه اول ژنوتیپ‌های سیناترا و اس.ال.ام-۰۴۶ با مقادیر IPCA 1 منفی و نزدیک محور مختصات و IPCA 2 مثبت قرار داشتند که جزو پاسخ‌ده‌ترین ژنوتیپ‌ها محسوب می‌شوند. در گروه دوم ژنوتیپ‌های ابونیت و ای.آر.سی-۵ با IPCA 1 مثبت و IPCA 2 منفی قرار گرفتند. ژنوتیپ‌های ای.آر.سی-۲، لیکورد و دکستر در گروه جداگانه سوم قرار گرفتند. قرار گرفتن هم‌زمان ژنوتیپ‌ها با محیط‌ها در یک گروه نشان دهنده واکنش‌پذیر بودن مشابه این ژنوتیپ‌ها در محیط‌های مربوطه است. براین اساس ژنوتیپ‌هایی نظیر ابونیت و ای.آر.سی- ۵ بیشترین پاسخ‌دهی را در خرم‌آباد، کرج۱، میاندوآب۱ و اراک۲ دارند و سیناترا و اس.ال.ام-۰۴۶ بیشترین واکنش را به محیط‌های کرج۲، بروجرد۲، همدان۱ و اسلام‌آباد۲ نشان داده‌اند. ژنوتیپ‌های مودنا، سلسیوس، سان دی، اپرا و اکاپی با کمترین مقادیر دو مؤلفه نخست پایدارترین ژنوتیپ‌ها محسوب می‌گردند.

به‌طورکلی براساس مجموعه روش‌های بررسی پایداری عملکرد استفاده شده در این مطالعه، ارقام جرونیمو و مودنا با شاخص‌های پایداری مناسب به‌عنوان ارقامی با پایداری کلی در مناطق مختلف سرد و معتدل سرد معرفی می‌شوند. از طرفی ارقام ابونیت و ای.آر.سی- ۵ که واجد بالاترین عملکردها بودند با توجه به شاخص‌های پایداری برای معرفی در مناطق خاصی مانند همدان و خرم‌آباد معرفی می‌شوند.

منابع مورد استفاده

1. Anonymus. 1383. Aagricultural products outlook. Ministry of Jihad-e-Keshavarzi yearbook.
2. Anonymus. 1389. Aagricultural products outlook. Ministry of Jihad-e-Keshavarzi yearbook.
3. Anonymus. 2012. FAO - Trade and Markets Division.Food Outlook, Oilseeds market summary
4. Amiri Oghan. H., M. H. Alemzadeh-Khoomaram and F. Javidfar. 2004. Stability of seed yield in spring rapeseed (*Brassica napus*) genotypes. *Iranian Journal of Crop Sciences* 6: 203-214 (In Farsi).
5. Buzza, G. C. 1995. Plant Breeding. PP. 153–175. *In*: D. Kimber and D. I. McGregor (Eds.). Brassica Oilseeds, Production and Utilization. CAB International. Wallingford, UK.

[Downloaded from jcpp.iut.ac.ir on 2026-11-25]
[DOR: 20.1001.1.22518517.1394.5.15.6.5]
[DOI: 10.18869/acadpub.jcpp.5.15.57]

6. Comstock, R. E. and R. H. Moll. 1963. Genotype-environment interactions. PP. 164-196 *In*: D. Hanson and H. F. Robinson (Eds.). Statistical genetics and plant breeding. Washington, National Academy of Science. USA
7. Dickerson, G. E. 1962. Implications of genetic environmental interaction in animal breeding. *Animal Production* 4:47–64.
8. Eberhart, E. A. and W.A. Russell. 1966. Stability parametrs for comparing varieties: *Crop Science*. 6: 36 - 40.
9. Emebiri, L. C., V. Matassa and D. B. Moody .2005. GENSTAT Programs for Performing Muir's Alternative Partitioning of Genotype-by-Environment Interaction. *Journal of Heredity* 96 (1): 78-79.
10. Falconer, D. S. 1952. The Problem of Environment and Selection. *The American Naturalist* 86: 293-298.
11. Finlay, K. W. and G. N. Wilkinson, 1963. The analysis of adaptation in a plant breeding programme. *Australian Journal. of Agricultural Research* 14: 742-754.
12. Gollob, H. 1968. A statistical model which combines features of factor analytic and analysis of variance techniques. *Psychometrika* 33: 73-115
13. Javidfar, F. 2000. Study on adaptability and yield comparison of rapeseed varieties in cold and mild cold regions. vailable online at:http://agris.fao.org/agrissearch/search/display . Accessed 2004.(In Farsi).
14. Javidfar, F., M. H. Alemzadeh-Khoomaram, H.Amiri Oghan and S. Azizinia. 2004. Yield stability analysis of winter canola (*Brassica napus* L.) genotypes. *Seed and Plant Improvement Journal* 20: 315- 328 (In Farsi).
15. Kang, M. S. 1990. Understanding and utilization of genotype-by-environment interaction in plant breeding PP: 52-68. *In*: M. S. Kang, (Ed.), Genotype-by-Environment Interaction and Plant Breeding. Louisiana State University, Baton Rouge, Louisiana,.
16. Kaya, Y., C. Palta and S. Taner. 2002. Additive main effects and multiplicative interactions analysis of yield performances in bread wheat genotypes across environments. *Turkish Journal of Agriculture and Forestry* 26: 275-279
17. Khoshnazar, R., M. Ahmadi and M. R. Ghannadha. 2000. Adaptation analysis and yield comparison of rapeseed varieties (*Brassica napus* L.). *Iranian Journal of Agriculture Science* 31:341-352 (In Farsi).
18. Lin, C. S., M. R. Binns and L. P. Lefkovitch .1986. Stability Analysis: Where Do We Stand? *Crop Science* 26:894-900
19. Luc C. 2009. Canola: a Canadian success story.Component of Statistics Canada Catalogue no. 96-325-X. available at: http://www.statcan.gc.ca/pub/96-325-x/2007000/article/10778-eng.pdf
20. Mahler, K. A. and D. L. Auld. 1991. Effect of production environment on yield and quality of winter rapeseed. *In* Proceeding of. 8th International Rapeseed congress, Saskatoon, Canada pp. 978-983.
21. Moll, R. H., C. C. Cokerham, C. W. Stuber and W. P. Williams. 1978. Selection responses, genetic-environmental interactions and heterosis with recurrent selection for yield in maize. *Crop Science* 18: 641-645
22. Mortazavian, M. M., M. R. Bihamta, A. A. Zali, A. R. Taleii and R. Chogan. 2007. Stability analysis of grain yield Maize (Zea mays) Hybrids Using different stability Method. *Iranian Journal of Agriculture Science* 38:237-247(In Farsi).
23. Mortazavian, M. M., M. R. Bihamta, A. A. Zali, A. R. Taleii and R. Chogan. 2009 Adaptability and Stability of Grain Yield Maize (*Zea mays*) Hybrids by Using Genotype Pattern Analysis Method (AMMI). *Iranian Journal of Field Crop Science* 40:147-159 (In Farsi).
24. Muir, W. M., Y. Nyquist and S. Xu. 1992. Alternative partitioning of the genotype by environment interaction. *Theoretical and Applied Genetics* 84:193-200
25. Peterson C. J., J. M. Moffat and J. R. Erickson. 1997. Yield stability of hybrid vs. pure line hard winter wheat in regional performance trials. *Crop Science* 37: 116-120.
26. Robertson, A. 1959. The sampling variance of genetic correlation coefficient. *Biometrics* 15:469–485.
27. Segherloo, A. E., S. Y. Sabaghpour, H. Dehghani and M. Kamrani. 2010. Screening of superior chickpea genotypes for various environments of Iran using genotype plus genotype× environment (GGE) biplot analysis. *Journal of Plant Breeding and Crop Science* 2: 286-292.
28. Thillainathan, M and G. C. J. Fernandez. 2001. SAS applications for Tai's stability analysis and AMMI model in genotype x environmental interaction (GEI) effects. *Journal of Heredity* 92: 367-371

[Downloaded from jcpp.iut.ac.ir on 2026-11-25]
[DOR: 20.1001.1.22518517.1394.5.15.6.5]
[DOI: 10.18869/acadpub.jcpp.5.15.57]