دانشگاه علوم کشاورزی و منابع طبیعی ساری
پژوهشنامه اصلاح گیاهان زراعی

ارزیابی پایداری عملکرد دانه لاین‌های امیدبخش کلزا (*Brassica napus* L.) زمستانه با استفاده از تجزیه به مختصات اصلی

سید سجاد سهرابی[۱]، حمید دهقانی[۲] و بهرام علیزاده[۳]

۱- دانش‌آموخته کارشناسی ارشد، دانشگاه تربیت مدرس
۲- دانشیار، دانشگاه تربیت مدرس، (نویسنده مسوول: dehghanr@modares.ac.ir)
۳- استادیار، مؤسسه تحقیقات اصلاح و تهیه نهال و بذر، سازمان تحقیقات، آموزش و ترویج کشاورزی، کرج، ایران
تاریخ دریافت:۹۴/۲/۲۲ تاریخ پذیرش:۹۴/۸/۴

چکیده

درک ساختار و ماهیت اثر متقابل ژنوتیپ × محیط در برنامه‌های اصلاحی از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. به‌منظور مطالعه اثر متقابل ژنوتیپ × محیط و شناسایی ژنوتیپ‌های پایدار، ۱۲ لاین امیدبخش زمستانه کلزا به همراه رقم اکاپی (شاهد)، در شش منطقه سرد (بجنورد، همدان و اراک) و معتدل سرد (کرج، کرمانشاه و اصفهان) کشور در قالب طرح بلوک‌های کامل تصادفی با سه تکرار و به مدت دو سال زراعی ۹۰-۱۳۸۹ و ۹۱-۱۳۹۰ مورد بررسی قرار گرفت. تجزیه واریانس مرکب با فرض تصادفی بودن محیط‌ها و ثابت بودن ژنوتیپ‌ها انجام شد. نتایج تجزیه مرکب نشان داد که اثر متقابل سال × مکان × ژنوتیپ در سطح احتمال ۵ درصد معنی‌دار بود. تجزیه و تحلیل اثر متقابل ژنوتیپ × محیط با استفاده از روش چندمتغیره تجزیه به مختصات اصلی انجام شد. با توجه به میانگین عملکرد دانه لاین‌ها در محیط‌های آزمایشی مختلف، محیط‌های آزمایشی به دو گروه کم‌تر از میانگین کل شامل، سه محیط و بیشتر از میانگین کل شامل، پنج محیط گروه‌بندی شدند. با توجه به نمودار حاصل از روش درخت با حداقل شاخه و داده‌های حاصل از ماتریس فواصل مرکزی، لاین شماره ۵ (L63) و رقم اکاپی (Okapi) به‌عنوان بهترین لاین و رقم برای محیط‌های نامطلوب شناسایی شدند. همچنین لاین‌های شماره ۳ (L201) و ۸ (L119) به‌عنوان مناسب‌ترین لاین‌ها برای شرایط محیطی مطلوب شناسایی شدند.

واژه‌های کلیدی: اثر متقابل ژنوتیپ × محیط، تجزیه مرکب، کلزا، ماتریس فواصل مرکزی، نمودار گرافیکی

مقدمه

کلزا (*Brassica napus* L.) یکی از مهم‌ترین دانه‌های روغنی جهان به‌شمار می‌آید که حدود ۱۲ درصد از میزان کل تولید جهانی دانه‌های روغنی را به خود اختصاص داده (۶) و بعد از سویا مهم‌ترین منبع تولید روغن خوراکی جهان به‌حساب می‌آید (۲۲) این گیاه با ویژگی‌های خاص زراعی از جمله دامنه گسترده سازگاری به انواع شرایط آب و هوایی و دارا بودن دو تیپ پاییزه و بهاره می‌تواند در برنامه تناوبی زراعی در مناطق مختلف کشت شود (۱۱).

رشد جمعیت، افزایش مصرف سرانه روغن نباتی و همچنین عدم‌کفایت تولید داخلی باعث شده که حدود ۹۰ درصد از روغن مصرفی کشور از طریق واردات تأمین گردد (۱۲). بنابراین برنامه‌ریزی هدفمند جهت توسعه کشت و افزایش تولید دانه‌های روغنی از طریق دستیابی به ارقامی که دارای عملکرد بالا و سازگار با شرایط آب و هوایی کشور باشند، اصلی ضروری به‌شمار می‌رود.

اثر متقابل ژنوتیپ × محیط یکی از مهم‌ترین چالش‌ها در مطالعه و سنجش میزان پایداری عملکرد ارقام در شرایط مختلف محیطی در برنامه‌های اصلاحی است (۱۷،۲). وجود اثرات متقابل ژنوتیپ × محیط سبب بروز تفاوت‌های قابل‌ملاحظه بین واکنش ژنوتیپ‌ها در محیط‌های مختلف است که این مسئله باعث کاهش ارتباط بین تظاهر فنوتیپی و ارزش‌های ژنوتیپی می‌گردد. عدم انطباق ارزش‌های فنوتیپی و ژنوتیپی سبب شده که اصلاح‌گر در آزمایش‌های سازگاری فنوتیپی انتخابی ناقص انجام دهد و قادر نباشد عملکرد را دقیقاً ارزیابی کرده و بهترین ژنوتیپ پایدار را شناسایی کند (۲۹). تاکنون روش‌های متعددی برای تحلیل اثر متقابل ژنوتیپ × محیط و برآورد ارقام پایدار، پیشنهاد شده است (۱۳) که هرکدام از آن‌ها تحت شرایط خاصی قابل استفاده می‌باشند، اما روشی که بتواند اثر متقابل ژنوتیپ × محیط را به‌طور کامل برآورد نماید و از طرف دیگر مورد توافق همه محققان باشد تا کنون ارائه نشده است (۱).

کارایی نسبتاً مناسب و سهولت استفاده از روش‌های تک‌متغیره پارامتری و ناپارامتری دو عامل مطلوب در استفاده زیاد از این روش‌ها بود اما این روش‌ها به‌دلیل ماهیت پیچیده و چندبعدی اثر متقابل ژنوتیپ × محیط از تفسیر همه‌جانبه این اثر عاجز بودند، لذا برای رفع این مشکل امروزه روش‌های چندمتغیره بیشتر مورد استفاده قرار می‌گیرند (۱۸،۱۶،۳،۲۷). روش آثار اصلی جمع‌پذیر و اثر متقابل ضرب‌پذیر (AMMI)[1] از جمله روش‌های چندمتغیره‌ای می‌باشد که اثرات جمع‌پذیر ژنوتیپ، محیط و اثرات ضرب‌پذیر ژنوتیپ × محیط را توجیه نموده و تفسیر خوبی از اثر متقابل ژنوتیپ × محیط ارائه می‌نماید (۵). روش جی‌جی‌ای‌بای‌پلات[2] یکی از پرکاربردترین روش‌های چندمتغیره در بررسی اثر متقابل ژنوتیپ × محیط می‌باشد (۲۳،۱۹)، که با استفاده از نمودارهای گرافیکی حاصل از آن می‌توان هر دو عامل عملکرد و پایداری را هم‌زمان مورد بررسی قرار داد (۲۸). روش تجزیه به مختصات اصلی (PCOA)[3] از جمله روش‌های چندمتغیره‌ای است که توسط محققان در تجزیه پایداری مورد استفاده قرار گرفته است (۲۶،۱۴،۹).

1- Additive Main Effects and Multiplicative Interaction 2- GGE Biplot 3- Principal Coordinate Analysis

[Downloaded from jcb.sanru.ac.ir on 2026-10-31]

استفاده از تجزیه به مختصات اصلی برای بررسی پایداری، ابتدا توسط وستکات (۲۶) پیشنهاد شد، یک سال بعد این روش توسط کروسا (۴) توسعه داده شد. روش تجزیه به مختصات اصلی یک روش چندمتغیره است که روابط داده‌های اصلی را در ابعاد مختلف به‌صورت هندسی به تصویر می‌کشد (۱۴،۹). ترسیم فاصله بین نقاط در یک نمودار با ابعاد کم‌تر نشان‌دهنده فاصله کم‌تر بین داده‌های اصلی و یا همبستگی بیشتر بین داده‌های اصلی است (۲۶). شباهت بین اجزا یا عدم شباهت آن‌ها با استفاده از فاصله بین نقاط در نمودار نشان داده می‌شود. تجزیه به مختصات اصلی در واقع حالت تعمیم‌یافته تجزیه به مؤلفه‌های اصلی است که در آن از معیار شباهت بین افراد استفاده می‌شود. به‌منظور کنترل اثر متقابل ژنوتیپ × محیط و حذف اثرات محیطی، فاصله اقلیدسی هر محیط محاسبه می‌شود، سپس روش تجزیه به مختصات اصلی استفاده شده است (۲۶). فلورس و همکاران (۸) با استفاده از تجزیه به مختصات اصلی، پایداری ۱۱ ژنوتیپ ماش (*Vicia faba* L.) را در ۱۷ منطقه در جنوب اسپانیا مورد مطالعه قرار دادند و توانستند با مقایسه مدل AMMI و تجزیه به مختصات اصلی ارقام مطلوبی را معرفی نمایند. کروسا (۴) با استفاده از روش تجزیه به مختصات پایداری ۲۷ ژنوتیپ از ژنوتیپ‌های ذرت را در ۳۷ مکان مورد بررسی قرار داد و نتایج مطلوبی را با استفاده از این روش به‌دست آورد. شیخ ممو (۲۴) با استفاده از روش تجزیه به مختصات اصلی ۲۰ ژنوتیپ جو را در هشت مکان طی دو سال مورد مطالعه قرار داد و ارقام مطلوب برای مناطق مختلف را معرفی نمود. محب‌الدینی و همکاران (۱۵) در مطالعه‌ای که به‌منظور بررسی پایداری ۱۸ رقم عدس در ۱۲ محیط مختلف صورت گرفت، ارقامی را که بیشتر در رأس نمودارهای حاصله قرار گرفتند را به‌عنوان ژنوتیپ‌های پایدار معرفی نمودند و چنین اظهار داشتند که استفاده از تجزیه به مختصات اصلی در تعیین ارقام با پایداری مناسب برای محیط‌های مساعد و نامساعد مفید می‌باشد.

هدف از این مطالعه تعیین و معرفی بهترین لاین‌های امیدبخش کلزا زمستانه از نظر پایداری عملکرد برای شرایط اقلیمی مناطق سرد و معتدل‌سرد کشور با استفاده از روش تجزیه به مختصات اصلی می‌باشد.

مواد و روش‌ها

در این مطالعه به‌منظور بررسی سازگاری عملکرد لاین‌های کلزا در شرایط محیطی سرد و معتدل سرد کشور، ۱۲ لاین امیدبخش زمستانه کلزا به همراه رقم اکاپی (شاهد)، در قالب طرح بلوک‌های کامل تصادفی با سه تکرار در ایستگاه‌های تحقیقاتی شهرهای کرج، اصفهان، همدان، کرمانشاه، اراک و بجنورد طی دو سال زراعی ۹۰-۱۳۸۹ و ۹۱-۱۳۹۰ کشت و مورد مقایسه قرار گرفتند. مشخصات ارقام و مکان‌های آزمایش به‌ترتیب در جداول ۱ و ۲ درج شده است. نظر به اینکه آزمایش‌ها در ۲ سال و ۶ مکان انجام شدند، جمعاً تعداد محیط‌ها ۱۲ عدد بود. مشخصات فنی و زراعی اجرای طرح در کلیه مناطق یکسان بود. ژنوتیپ‌ها به‌عنوان فاکتور ثابت و سال‌ها و مناطق به‌عنوان فاکتور تصادفی در نظر گرفته شدند. هر کرت شامل چهار ردیف پنج متری به فواصل سی سانتی‌متر از یکدیگر در نظر گرفته شدند. کشت به‌صورت جوی و پشته و آبیاری به‌صورت نشتی انجام شد. عملکرد دانه هر لاین در تمام آزمایش‌ها اندازه‌گیری شد و پس از جمع‌آوری اطلاعات دو ساله ایستگاه‌ها ابتدا تجزیه واریانس ساده برای عملکرد دانه برای هر مکان در هر سال انجام گرفت، تجزیه مرکب داده‌ها پس از آزمون یکنواختی واریانس خطاها با استفاده از آزمون بارتلت، صورت پذیرفت. سپس تجزیه پایداری ژنوتیپ‌ها با استفاده از روش تجزیه به مختصات اصلی مورد ارزیابی قرار گرفت.

برای استفاده از روش تجزیه به مختصات اصلی ابتدا دو نوع سیکل کم‌تر از میانگین کل (L)[1] و بیشتر از میانگین کل (H)[2] در نظر گرفته شد. در سیکل L محیط‌هایی که عملکرد آن‌ها کم‌تر از میانگین کل بود به‌ترتیب وارد سیکل شدند، سپس ماتریس تشابه ژنوتیپ‌ها با استفاده از رابطه (۱) محاسبه گردید. در سیکل H، محیط‌های که عملکرد آن‌ها بیشتر از میانگین کل بود به‌ترتیب وارد سیکل شدند. هر دو چرخه به‌همین ترتیب تا سیکل n برای همه محیط‌های کم‌تر و بیشتر از میانگین کل (L_n و H_n) پیش رفت (n برابر با تعداد محیط‌هایی بود که میانگین عملکرد آن‌ها کم‌تر یا بیشتر از میانگین کل بود) (۲۶). در هر سیکل از محاسبات، با استفاده از ماتریس تشابه، یک نمودار دو بعدی ایجاد می‌شود که مختصات اول و دوم هر ژنوتیپ را بر روی صفحه مختصات نمایش می‌دهد (۲۵). میزان شباهت ژنتیکی بین ژنوتیپ x و y ($S_i(x,y)$) در محیط iام با استفاده از رابطه ۱ محاسبه شد.

$$S_i(x,y) = \frac{(H_i - (x_i + y_i) / 2)}{(H_i - L_i)} \qquad (۱)$$

که در این رابطه H و L به‌ترتیب بالاترین و پایین‌ترین مقدار میانگین عملکرد ژنوتیپی در محیط iام، x_i میانگین ژنوتیپ x در محیط iام و y_i میانگین ژنوتیپ y در محیط iام می‌باشد. زمانی که تعداد محیط‌ها بیشتر از یک باشد، شباهت بین x و y در هر سیکل از میانگین $S_i(x,y)$ در محیط‌های مرتبط با همان سیکل محاسبه می‌شود.

در روش تجزیه به مختصات اصلی فقط از مختصات اصلی اول و دوم استفاده می‌شود و این منجر به از دست دادن بخشی از اطلاعات، به‌دلیل عدم استفاده از سایر محورهای مختصات، می‌شود که برای برطرف کردن این مشکل می‌توان از روش درخت با حداقل شاخه[3] استفاده کرد (۳۰). در این حالت ژنوتیپ‌های با حداکثر میزان شباهت موجود در ماتریس شباهت در مرکز نمودار قرار دارند و همه شاخه‌های رسم شده به مرکز نمودار ختم می‌شوند. جهت تشخیص بهتر اینکه کدام ژنوتیپ در بعد سوم صفحه مختصات قرار گرفته است می‌توان از فواصل مرکزی[4] به‌دست آمده از تجزیه استفاده کرد (۷) در این حالت ژنوتیپ‌های مطلوب و پایدار، آن‌هایی هستند که طی سیکل‌های مختلف تجزیه به مختصات اصلی دورتر از

1- Low cycle 2- High cycle 3- Minimum spanning tree 4- Centric distances

[Downloaded from jcb.sanru.ac.ir on 2026-10-31]

مرکز نمودار قرار بگیرند. از نرم‌افزار SAS ver 9.1 (۲۱) برای تجزیه داده‌ها و ترسیم نمودارها استفاده شد.

نتایج و بحث

پس از آزمون نرمال بودن اشتباهات آزمایشی، تجزیه واریانس ساده عملکرد دانه، برای هر مکان در هر سال انجام گرفت (نتایج ارایه نشده است). به‌وسیله آزمون بارتلت یکنواختی خطاهای آزمایشی بررسی شد. با توجه به معنی‌دار بودن آزمون یکنواختی واریانس خطاها، هر دو سال آزمایش ایستگاه‌های اراک و بجنورد به‌علت داشتن واریانس خطای ناهمگن (بسیار بالا)، که عامل غیریکنواختی واریانس خطاهای آزمایشی بودند، حذف شدند. سپس تجزیه واریانس مرکب برای عملکرد دانه بر مبنای چهار مکان و دو سال با فرض ثابت بودن اثر ژنوتیپ و تصادفی بودن اثر سال و مکان انجام گرفت. نتایج حاصل از تجزیه واریانس مرکب برای عملکرد دانه نشان داد که اثرات مکان و سال × مکان در سطح احتمال یک درصد و اثر متقابل ژنوتیپ × سال × مکان در سطح احتمال پنج درصد معنی‌دار بود. معنی‌دار بودن اثر متقابل ژنوتیپ × سال × مکان بیانگر اختلاف متوسط عملکرد لاین‌ها از سالی به سال دیگر و از مکانی به مکان دیگر بود. لذا شرایط لازم برای بررسی پایداری عملکرد لاین‌ها یعنی معنی‌دار بودن اثر متقابل ژنوتیپ × محیط برقرار بود (جدول ۳)، براین اساس برای معرفی لاین(های) پایدار از روش تجزیه به مختصات اصلی استفاده شد.

جدول ۱- مشخصات لاین‌های کلزا مورد استفاده در آزمایش

Table 1. Characteristics of rapeseed lines used in experiment

نام لاین	کد لاین	والدین	عملکرد (کیلوگرم در هکتار)
L73	G1	GA096 × Zarfam	۳۴۵۶
R20	G2	Modena × GAo96	۳۵۰۸
L201	G3	Sunday × Geronimo	۳۵۱۸
L101	G4	Modena × Okapi	۳۱۷۳
L63	G5	Sunday × Geronimo	۳۶۸۲
L190	G6	Okapi × GA096	۳۲۶۶
L137	G7	Orient × Modena	۳۵۴۷
L119	G8	Okapi × SW0756	۳۵۴۶
L118	G9	Okapi × SW0755	۳۶۱۵
L5	G10	Geronimo × Sunday	۳۲۵۷
L155	G11	Sunday × Modena	۳۵۰۸
L193	G12	Okapi × Modena	۳۴۴۸
Okapi	G13	Okapi (Check)	۳۴۸۹

جدول ۲- مشخصات جغرافیایی مناطق آزمایش

Table 2. Geographical characteristics of the experimental locations

مناطق	طول جغرافیایی	عرض جغرافیایی	ارتفاع از سطح دریا (متر)	میانگین دما (سانتی‌گراد)				کد محیط		عملکرد (کیلوگرم در هکتار)	
				۱۳۹۰		۱۳۹۱					
				بیشینه	کمینه	بیشینه	کمینه	۱۳۹۰	۱۳۹۱	۱۳۹۰	۱۳۹۱
اصفهان	۵۱ ° ۲۶ ′ شرقی	۳۶ ° ۳۲ ′ شمالی	۱۶۱۲	۲۹/۲۶	۴/۵۰	۲۸/۴۰	۴/۶۱	E_1	E_7	۲۵۲۹	۳۴۸۴
اراک	۴۶ ° ۴۹ ′ شرقی	۳۴ ° ۰۶ ′ شمالی	۱۷۰۸	۲۷/۰۸	۰/۹۵	۲۶/۹۸	۲/۰۱	E_2	E_8	-	-
بجنورد	۵۸ ° ۰۸ ′ شرقی	۳۷ ° ۱۹ ′ شمالی	۹۵۰	۲۷/۶۵	۰/۵۳	۲۶/۷۳	-۰/۶۳	E_3	E_9	-	-
کرج	۵۷ ° ۵۰ ′ شرقی	۳۵ ° ۴۸ ′ شمالی	۱۳۰۰	۲۷/۴۵	۲/۶۵	۲۶/۸۶	۳/۸۳	E_4	E_{10}	۲۲۲۰	۲۷۷۱
کرمانشاه	۴۷ ° ۲۶ ′ شرقی	۳۴ ° ۰۸ ′ شمالی	۱۳۴۶	۲۹/۴۷	۰/۹۲	۲۸/۹۰	۱/۳۶	E_5	E_{11}	۳۹۳۶	۴۰۱۵
همدان	۴۸ ° ۳۴ ′ شرقی	۳۶ ° ۴۶ ′ شمالی	۱۸۲۰	۲۵/۶۵	-۳/۲۸	۲۵/۳۰	-۱/۵۹	E_6	E_{12}	۴۳۶۴	۴۳۸۴

جدول ۳- تجزیه واریانس مرکب عملکرد دانه لاین‌های کلزا مورد مطالعه در ۴ منطقه و ۲ سال

Table 3. Combined analysis of variance for seed yield of the studied rapeseed lines in 4 locations and 2 years

منابع تغییرات	درجه آزادی	میانگین مربعات
سال	۱	۱۳۳۰۸۰۹۹/۳^{ns}
مکان	۳	۵۸۷۵۴۹۱۹/۸*
سال × مکان	۳	۳۵۸۳۹۲۴/۱**
تکرار / سال × مکان	۱۶	۶۶۳۸۷۰/۱
ژنوتیپ	۱۲	۵۷۹۰۳۷/۵^{ns}
ژنوتیپ × سال	۱۲	۵۹۳۰۸۰/۷^{ns}
ژنوتیپ × مکان	۳۶	۳۷۹۰۳۹/۵^{ns}
ژنوتیپ × سال × مکان	۳۶	۴۴۵۰۱۹/۷*
خطای مرکب	۱۹۲	۲۹۲۱۰۴/۹
ضریب تغییرات (٪)		۱۵/۵۸ ٪

ns، * و **: به‌ترتیب غیرمعنی‌دار و معنی‌دار در سطح احتمال پنج درصد و یک درصد

مقادیر فاصله از مرکز ثقل برای هر ژنوتیپ در سیکل‌های L و H در جدول ۴ درج شده است. با استفاده از تجزیه به مختصات و با استفاده از نمودارهای ترسیم شده در نمودار سیکل L_1 لاین‌های شمـــاره ۵، ۱۳ و ۱ (شکل ۱-الف)، در

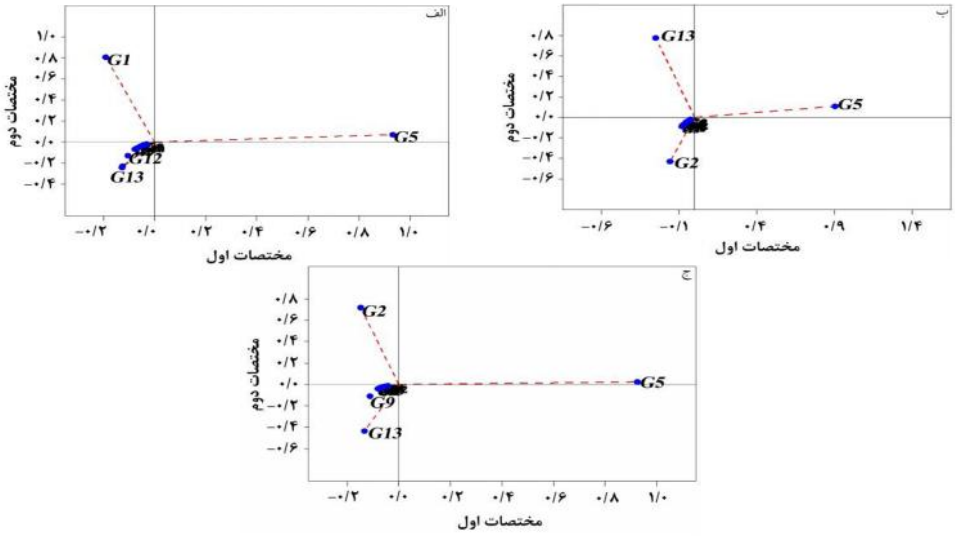
[Downloaded from jcb.sanru.ac.ir on 2026-10-31]

نمودار سیکل L_2 لاین‌های شماره ۵، ۱۳ و ۲ (شکل ۱-ب) و در نمودار سیکل L_3 لاین‌های شماره ۵، ۱۳ و ۲ (شکل ۱-ج) در رأس نمودار مختصات قرار گرفتند. لاین‌هایی که در رأس نمودار قرار گرفتند دارای میزان عملکرد بالاتری در هر سیکل بودند که با استفاده از تفسیر سیکل L، لاین‌های شماره ۵ و ۱۳ سه بار در رأس نمودار تجزیه به مختصات قرار گرفتند، و دارای بیشترین عملکرد و پایداری بودند. این لاین‌ها قابل توصیه برای محیط‌های با عملکرد پایین بودند. با استفاده از سیکل H_1 لاین‌های شماره ۳، ۸ و ۷ (شکل ۲-الف)، در نمودار سیکل H_2 لاین‌های شماره ۳، ۸ و ۷ (شکل ۲-ب)، در نمودار سیکل H_3 لاین‌های شماره ۳، ۸ و ۹ (شکل ۲-ج)، در نمودار سیکل H_4 لاین‌های شماره ۳، ۸ و ۹ (شکل ۲-د) و در نمودار سیکل H_5 لاین‌های شماره ۳، ۸ و ۷ (شکل ۲-ه) بیشترین میزان عملکرد و پایداری را به خود اختصاص دادند. در مجموع با استفاده از سیکل H لاین‌های شماره ۳ و ۸ بیشترین میزان پایداری و عملکرد را دارا بودند، زیرا در تمامی سیکل‌های H در رأس نمودارهای تجزیه به مختصات و دور از مرکز مختصات قرار گرفتند.

جدول ۴- مقادیر فاصله از مرکز ثقل برای سه سیکل با میانگین کم‌تر از میانگین کل (L) و پنج سیکل با میانگین بالاتر از میانگین کل (H)

Table 4. Centroid distances values for the 3 low cycles (L) and 5 high cycles (H)

کد لاین	فاصله از مرکز ثقل کم‌تر از میانگین کل (L)			فاصله از مرکز ثقل میانگین بالاتر از میانگین کل (H)				
	L_1	L_2	L_3	H_1	H_2	H_3	H_4	H_5
G1	۰/۸۳۱	۰/۰۷۳	۰/۰۸۶	۰/۱۰۴	۰/۱۴۷	۰/۰۶۲	۰/۰۵۵	۰/۰۴۷
G2	۰/۱۰۲	۰/۴۵۷	۰/۷۳۳	۰/۰۸۲	۰/۰۴۳	۰/۰۳۶	۰/۰۲۷	۰/۰۳۰
G3	۰/۰۳۸	۰/۰۳۲	۰/۰۴۳	۰/۱۰۴	۰/۰۵۴	۰/۰۶۴	۰/۰۶۴	۰/۰۷۰
G4	۰/۰۴۹	۰/۰۳۵	۰/۰۴۸	۰/۱۸۱	۰/۱۵۸	۰/۰۹۸	۰/۰۷۲	۰/۱۰۰
G5	۰/۹۳۵	۰/۹۱۱	۰/۹۲۵	۰/۰۶۹	۰/۱۱۱	۰/۰۷۸	۰/۰۴۶	۰/۰۵۱
G6	۰/۰۳۵	۰/۰۳۸	۰/۰۵۱	۰/۰۶۱	۰/۰۶۹	۰/۱۰۶	۰/۰۵۰	۰/۰۵۷
G7	۰/۰۶۷	۰/۰۴۲	۰/۰۵۶	۰/۹۳۶	۰/۹۰۴	۰/۸۲۷	۰/۴۷۵	۰/۸۳۸
G8	۰/۰۳۶	۰/۰۵۶	۰/۰۶۵	۰/۱۶۰	۰/۰۶۷	۰/۰۷۵	۰/۰۳۲	۰/۰۳۳
G9	۰/۰۸۹	۰/۱۱۸	۰/۱۵۵	۰/۰۵۶	۰/۰۵۷	۰/۰۸۵	۰/۰۴۱	۰/۰۸۲
G10	۰/۰۶۱	۰/۱۰۰	۰/۰۷۸	۰/۰۸۵	۰/۰۸۳	۰/۰۶۸	۰/۰۴۲	۰/۰۴۱
G11	۰/۲۶۱	۰/۱۰۷	۰/۰۸۹	۰/۱۱۹	۰/۲۱۱	۰/۱۴۸	۰/۱۴۳	۰/۴۲۲
G12	۰/۱۶۵	۰/۰۷۸	۰/۰۵۷	۰/۸۸۲	۰/۸۹۵	۰/۹۰۰	۰/۸۴۵	۰/۷۶۰
G13	۰/۲۷۳	۰/۸۱۶	۰/۴۵۳	۰/۱۷۳	۰/۱۸۶	۰/۳۲۵	۰/۷۸۲	۰/۱۲۴



شکل [۱]- بای‌پلات مختصات اصلی اول در مقابل مختصات اصلی دوم با استفاده از روش درخت با حداقل شاخه برای سه سیکل با میانگین کم‌تر از میانگین کل (L). الف: سیکل L1 برای محیط E4؛ ب: سیکل L2 برای محیط‌های E4 و E1 و ج: سیکل L3 برای محیط‌های E4، E1 و E10

E4، E1 و E10: به‌ترتیب کرج ۱۳۹۰، اصفهان ۱۳۹۰ و کرج ۱۳۹۱

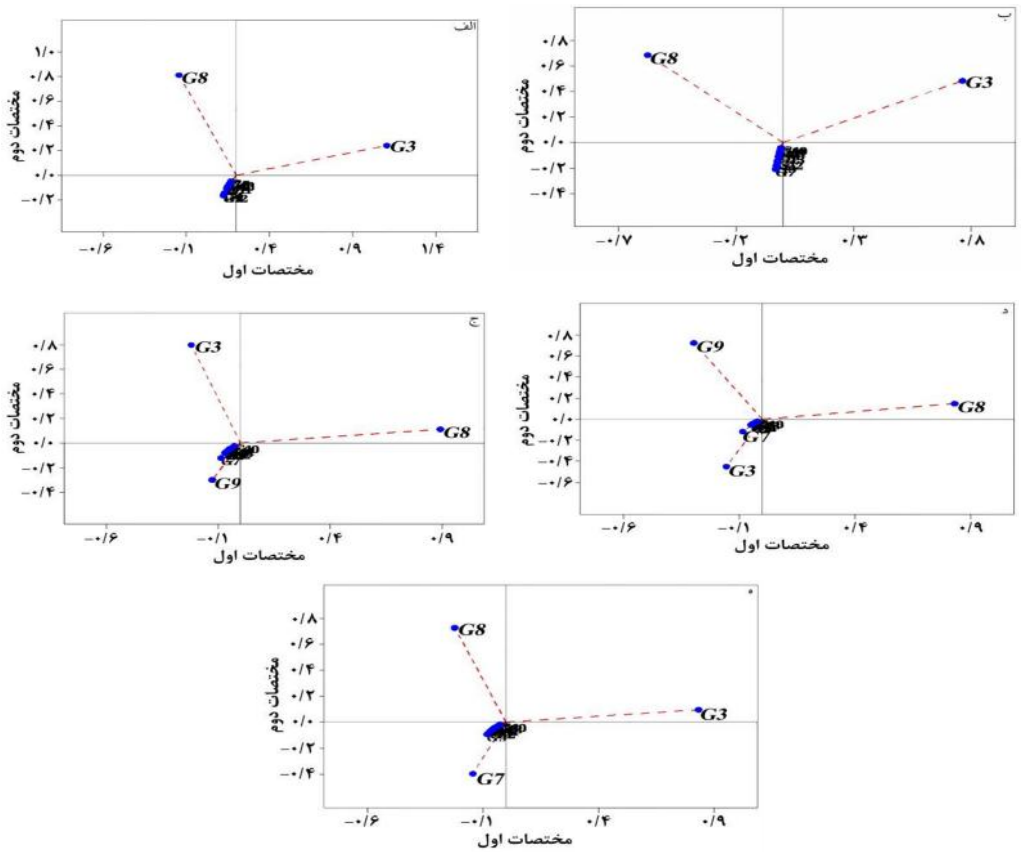
Figure 1. Biplot of the first two principal coordinate analysis axes by using minimum spanning tree method for the 3 low cycles (L). a: L1 cycle for the E4 environment; b: L2 cycle for the E4 and E1 environments and c: L3 cycle for the E4, E1 and E10 environments

E4, E1 and E10: Karaj 2011, Isfahan 2011 and Karaj 2012, respectively

همچنین لاین ۷ در جایگاه دوم پایداری قرار داشت. در روش تجزیه به مختصات اصلی با در نظر گرفتن ابعاد مختلف داده‌های حاصل از آزمایش‌های چندمحیطه و ترسیم گرافیکی ساختار داده‌ها، درک بهتری از موقعیت داده‌های عملکردی هر ژنوتیپ نسبت به سایر ژنوتیپ‌ها حاصل می‌گردد. در روش رگرسیون خطی و سایر روش‌های پارامتری تک‌متغیره تجزیه پایداری تنها با یک یا دو پارامتر اثر پیچیده و ضرب‌پذیر ژنوتیپ × محیط تفسیر می‌گردد که با برطرف شدن این نقص

[Downloaded from jcb.sanru.ac.ir on 2026-10-31]

در روش تجزیه به مختصات اصلی نتایج قابل‌اعتمادتری حاصل می‌گردد (۴). مشخص نمودن محیط‌های مشابه و حذف این محیط‌ها طبق نظر محقق در تکرار بعدی آزمون پایداری از دیگر مزیت‌های استفاده این روش می‌باشد که کاهش هزینه‌های اجرایی و بهره‌وری بالا از امکانات محدود را به‌همراه خواهد داشت. مزیت دیگر این روش انتخاب گیاهان برتر بر مبنای مفهوم پایداری دینامیک است به این معنا که در این روش در هر سیکل L و سیکل H پاسخ هر ژنوتیپ به محیط در موازات پاسخ دیگر ژنوتیپ‌ها به‌همان محیط صورت می‌گیرد که این استراتژی می‌تواند منجر به تعیین ارقام مطلوب برای هر کدام از وضعیت‌های محیطی (مساعد و نامساعد) گردد (۲۰).



شکل ۲- بای‌پلات مختصات اصلی اول در مقابل مختصات اصلی دوم با استفاده از روش درخت با حداقل شاخه برای پنج سیکل با میانگین بیشتر از میانگین کل (H). الف: سیکل H1 برای محیط E12؛ ب: سیکل H2 برای محیط‌های E12 و E6؛ ج: سیکل H3 برای محیط‌های E12، E6 و E11؛ د: سیکل H4 برای محیط‌های E12، E6، E11 و E5 و ه: سیکل H5 برای محیط‌های E12، E6، E11، E5 و E7
E12، E6، E11، E5 و E7: به‌ترتیب همدان ۱۳۹۱، همدان ۱۳۹۰، کرمانشاه ۱۳۹۱، کرمانشاه ۱۳۹۰ و اصفهان ۱۳۹۱

Figure 2. Biplot of the first two principal coordinate analysis axes by using minimum spanning tree method for the 5 high cycles (H). a: H1 cycle for the E12 environment; b: H2 cycle for the E12 and E6 environments; c: H3 cycle for the E12, E6 and E11 environments; d: H4 cycle for the E12, E6, E11 and E5 environments and e: H5 cycle for the E12, E6, E11,E5 and E7 environments
E12, E6, E11,E5 and E7: Hamedan 2011, Kermanshah 2012, Kermanshah 2011 and Isfahan 2012, respectively

مطالعه فلورس و همکاران (۸) نشان داد که روش AMMI و تجزیه به مختصات اصلی نتایج یکسانی در بررسی اثر متقابل ژنوتیپ × محیط داشتند ولی مدینه و همکاران (۱۴) اظهار داشتند که استفاده از تجزیه به مختصات اصلی هنگامی که برخی محیط‌ها تفاوت آشکاری با سایر محیط‌ها دارند نتایج قابل‌اعتمادتری نسبت به سایر روش‌های چندمتغیره از جمله AMMI دارد. محب‌الدینی و همکاران (۱۵) در مطالعه‌ای که به‌منظور بررسی پایداری ۱۸ رقم عدس صورت دادند، چنین اظهار داشتند که روش تجزیه به مختصات اصلی تفسیر بهتری از اثر متقابل ژنوتیپ × محیط نسبت به روش‌های تک‌متغیره ارائه می‌دهد. کارایی نسبی بالای این روش نسبت به سایر روش‌های تجزیه پایداری در مطالعه سایر محققان در گیاهان مختلف به اثبات رسیده است (۱۵،۱۴،۱۰،۸). این مدل نیز مانند اغلب روش‌های تجزیه پایداری در مواقعی که پاسخ ژنوتیپ‌ها به محیط‌ها غیرخطی باشد نتایج ضعیفی به‌همراه خواهد داشت (۱۰،۸).

در مطالعه حاضر با استفاده از تجزیه به مختصات اصلی لاین شماره ۳ (L201) و لاین شماره ۸ (L119) برای مناطق همدان و کرمانشاه معرفی شدند. لاین ۵ نیز به‌عنوان لاین متحمل به شرایط نامساعد برای منطقه کرج معرفی شد. با توجه به قرار گرفتن محیط اصفهان ۱۳۹۰ (E_1) در سیکل L و پیوستن محیط اصفهان ۱۳۹۱ (E_7) به عنوان آخرین عضو سیکل H، لاین ۵ بهترین انتخاب برای این منطقه به‌نظر می‌رسد. به‌طور کلی با توجه به نتایج می‌توان چنین اظهار نمود که روش تجزیه به مختصات اصلی با گزینش همزمان

[Downloaded from jcb.sanru.ac.ir on 2026-10-31]

ارقام از نظر عملکرد بالا و پایداری از قابلیت بالایی جهت تعیین ژنوتیپ‌های پایدار برخوردار است.

تشکر و قدردانی

بدین وسیله از همکاری صمیمانه بخش دانه‌های روغنی موسسه تحقیقات اصلاح و تهیه نهال و بذر کرج و کلیه محققین، کارشناسان مجری و تکنسین‌هایی که در اجرا و ثبت داده‌های اولیه در شهرستان‌های مختلف نقش داشته‌اند، تشکر و قدردانی می‌شود.

منابع

1. Becker, H. and J. Leon. 1988. Stability analysis in plant breeding. Plant Breeding, 101: 1-23.
2. Cooper, M., R.E. Stucher and B.D. Harch. 1997. Wheat breeding nurseries, target environments, and indirect selection for grain yield. Crop Science, 37: 1168-1176.
3. Cornelius, P.L., S.M. Seyedsadr and J. Crossa. 1992. Using the shifted multiplicative model to search for separability in crop cultivar trials. Theoretical and Applied Genetics, 84: 161-172.
4. Crossa, J. 1988. A comparison of results obtained with twomethods for assessing yield stability. Theoretical and Applied Genetics, 75: 460-467.
5. Ebdon, J. and H.G. Gauch. 2002. Additive main effect and multiplicative interaction analysis of national turfgrass performance trials: Interpretation of genotype × environment interaction. Crop Science, 42: 489-496.
6. FAO. 2013. FAO Statistical Database (FAOSTAT), Retrieved 17 May 2013, Available on the FAO website at URL: http://faostat.fao.org/site/567/Desktop Default.aspx?PageID =567#ancor. Last accessed 03/08/2013.
7. Flores, F., M.T. Moreno and J. Cubero. 1998. A comparison of univariate and multivariate methods to analyze G × E interaction. Field Crops Research, 56: 271-286.
8. Flores, F., M.T. Moreno, A. Martinez and J.I. Cubero. 1996. Genotype × environment interaction in faba bean: Comparison of AMMI and principal coordinate models. Field Crops Research, 47: 117-127.
9. Gower, J.C. 1966. Some distance properties of latent roots and vectors used in multivariate analysis. Biometrika, 53: 325-338.
10. Ibanmez, M.A., M.A. Direnzo, S.S. Samame, M.M. Bonamico and N.C. Poverene. 2001. Genotype × environment interaction of lovegrass forage yield in the semi-arid region of Argentina. Journal of Agricultural Science, 137: 329-336.
11. Kimber, D.S. and D.I. McGregor. 1995. Brassica oilseeds: Production and Utilization. CAB International, Wallingford, UK, 394 pp.
12. Koocheki, A.R., M. Nassiri Mahallati, R. Moradi and H. Mansoori. 2014. Optimizing water, nitrogen and crop density in canola cultivation using response surface methodology and central composite design. Soil Science & Plant Nutrition, 60: 286-298.
13. Lin, C.S., M.R. Binns and L.P. Lefkovitch. 1986. Stability analysis: Where do we stand. Crop Science. 26: 894-960.
14. Medina, J.L., P.P. Moore, J.R. Shanks, F.F. Gil and C.K. Chandler. 1999. Genotype × environment interaction for resistance to spider mites in fragaria. Journal of American Society Horticultural Science, 124: 353-357.
15. Mohebodini, M., R. Karimizadeh, M. Mohammadi and N. Sabaghnia. 2012. Principal coordinates analysis of genotype × environment interaction in grain yield of lentil genotypes. Agriculture and Forestry, 57: 93-107.
16. Moreno-González, J., J. Crossa and P. Cornelius. 2004. Genotype × environment interacion in multi-environment trials using shrinkage factors for ammi models. Euphytica, 137: 119-127.
17. Ndhlela, T., L. Herselman, C. Magorokosho, P. Setimela, C. Mutimaamba and M. Labuschagne. 2014. Genotype × environment Interaction of maize grain yield using AMMI biplots. Crop Science, 54: 1-8.
18. Piepho, H.P. 1998. Empirical best linear unbiased prediction in cultivar trials using factor-analytic variance-covariance structures. Theoretical and Applied Genetics, 97: 195-201.
19. Pourdad, S.S. and M. Jamshidmoghadam. 2013. Study on genotype × environment interaction through GGE biplot for seed yield in spring rapeseed (*Brassica Napus* L.) in rain-fed condition. Journal of Crop Breeding, 5(12): 1-14. (In Persian).
20. Sabaghnia, N., M. Mohammadi and R. Karimizadeh. 2013. Principal coordinate analysis of genotype × environment interaction for grain yield of bread wheat in the semi-arid regions. Genetika, 45: 691-701.
21. SAS Institute. 2004. The SAS System for Windows. Release 9.1. SAS Inst., Cary, NC, USA, 1743 pp.
22. Seymour, M., J.A. Kirkegaard, M.B. Peoples, P.F. White and R.J. French. 2012. Break-crop benefits to wheat in Western Australia-insights from over three decades of research. Crop & Pasture Science, 63: 1-16.
23. Shahryari-Nasab, M., R. Chogan, M. Khodarahmi, A. Masomi and S. Khavari-Khorasani. 2015. Genotype × environment interaction for grain yield of maize hybrids using the GGE biplot. Journal of Crop Breeding, 7: 123-129 (In Persian).
24. Shikhmamou, M. 2008. Study on genotype-environment interaction and phenotypic stability analysis for yield of some barley (*Hordeum vulgare* L.) promising genotypes in cold regions of Iran. M.Sc. Thesis, Department of Plant Breeding and Biotechnology, Faculty of Agriculture, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran. 132 pp (In Persian).
25. Torgerson, W.S. 1958. Theory and Methods of Scating. Wiley, New York, USA, 460 pp.
26. Westcott, B. 1987. A method of assessing the yield stability of crop genotypes. Journal of Agricultural Science, 108: 267-274.
27. Yan, W. 2012. Biplot analysis of incomplete two-way data. Crop Science, 53: 48-57.
28. Yan, W. and M. S. Kang. 2003. GGE Biplot Analysis: A Graphical Tool for Breeders, Geneticists, and Agronomists. CRC Press, Florida, USA, 267 pp.
29. Yan, W., M.S. Kang, B. Ma, S. Woods and P.L. Cornelius. 2007. GGE biplot vs. AMMI analysis of genotype-by-environment data. Crop Science, 47: 643-655.
30. Young, G. and A. S. Householder. 1938. Discussion of a set of points in terms of their mutual distances. Psychometrika, 3: 19-22.

[Downloaded from jcb.sanru.ac.ir on 2026-10-31]

Evaluation of Seed Yield Stability of Promising Winter Rapeseed (*Brassica napus* L.) Lines using Principal Coordinates Analysis

Seyed Sajad Sohrabi[1], Hamid Dehghani[2] and Bahram Alizadeh[3]

1- Graduated M.Sc. Student, Tarbiat Modares University
2- Associate Professor, Tarbiat Modares University
(Corresponding author: dehghanr@modares.ac.ir)
3- Assistant Professor, Seed and Plant Improvement Institute, Agricultural Research, Education and Extension Organization (AREEO), Karaj, Iran
Received: May 12, 2015 Accepted: October 26, 2015

Abstract

Understanding the structure and nature of genotype environment interaction (GEI) is important in plant breeding programs. In order to study GEI effects on the seed yield and identify stable genotypes, 12 winter rapeseed (*Brassica napus* L.) promising lines along with Okapi cultivar (control) were evaluated in six cold (Bojnurd, Hamedan and Arak) and temperate regions (Karaj, Kermanshah and Isfahan) in 2010-2011 and 2011-2012 cropping seasons by using a randomized complete block design with three replications. Combined analysis of variance performed by assuming years and locations as random and genotypes as fixed factors. The results of combined analysis of variance showed that the year × location × genotype was significant at 5% level of probability. The GEI was examined using multivariate analysis technique as principal coordinate analysis (PCOA). According to grand means of test environments and total mean yield, test environments are grouped to low (three environments) and high (five environments) mean yield. Considering plot of minimum spanning tree and values of centroid distances, line G5 (L63) and Okapi cultivar were identified for unfavorable or poor environmental conditions. Also lines G3 (L201) and G8 (L119) were identified for favorable environments.

Keywords: Canola, Centroid distances matrix, Combined analysis, Genotype × environment interaction, Graphic chart

[Downloaded from jcb.sanru.ac.ir on 2026-10-31]