"نشریه علوم زراعی ایران"
جلد بیست و سوم، شماره ۱، بهار ۱۴۰۰

مقاله پژوهشی

DOR: 20.1001.1.15625540.1400.23.1.5.9

ارزیابی سازگاری ژنوتیپ‌های کلزا (*Brassica napus* L.) با استفاده از روش‌های آماری ناپارامتری

Assessment of the adaptation of oilseed rape (*Brassica napus* L.) genotypes using non-parametric statistical methods

زهرا ویسی زاده[۱]، راحله خادمیان[۲] و بهرام علیزاده[۳]

چکیده

ویسی زاده، ز.، ر. خادمیان و ب. علیزاده. ۱۴۰۰. ارزیابی سازگاری ژنوتیپ‌های کلزا (*Brassica napus* L.) با استفاده از روش‌های آماری ناپارامتری. **نشریه علوم زراعی ایران. ۲۳ (۱): ۸۰-۶۷.**

برهمکنش ژنوتیپ در محیط همواره یکی از چالش‌های اساسی در مطالعات به‌نژادی گیاهی بوده است. در تحقیق حاضر برهمکنش ژنوتیپ در محیط مربوط به ۱۳ ژنوتیپ زمستانه کلزا در منطقه سرد و معتدل سرد کشور در اصفهان، همدان، کرج،کرمانشاه، خوی و زرقان در قالب طرح بلوک‌های کامل تصادفی با سه تکرار در دو سال زراعی (۱۳۹۶- ۱۳۹٤) کشت و با استفاده از روش‌های آماری ناپارامتری مورد ارزیابی قرار گرفتند. برای تایید اثر اصلی ژنوتیپ و محیط و همچنین برهمکنش ژنوتیپ در محیط از چهار روش هیلدبراند، بریدنکامپ، کوبینگر و دی‌کرون/وان‌درلان استفاده شد. پس از آن، جهت ارزیابی سازگاری ارقام از روش‌های نصار و هان و تنارازو وهمچنین شاخص برتری فاکس و مجموع رتبه‌های کنگ استفاده شد. تعیین معنی‌داری اثر اصلی و برهمکنش آنها نشان داد که همه این آثار، بجز برهمکنش در روش کوبینگر، معنی‌دار بود. با استفاده از پلات حاصل از روش اول نصار و هان و تنارارزو مشخص شد که ژنوتیپ BAL921 با عملکرد دانه ٤۰۷۸/٦ کیلوگرم در هکتار، نسبت به سایر ارقام و ژنوتیپ‌های آزمایشی برتری داشت. مناسب‌ترین ژنوتیپ‌ها از نظر میزان و پایداری عملکرد که با روش فاکس و مجموع رتبه‌ها تعیین شدند، ارقام نفیس و نیما، به‌ترتیب دارای عملکرد دانه ٤۳۳٦ و ۳۹۰۲/٤ کیلوگرم در هکتار بودند. با در نظر گرفتن این موضوع که در شناسایی ژنوتیپ (های) برتر، روشی قابل اعتمادتر است که در آن عملکرد بالا را توام با پایداری عملکرد در نظر گرفته شود، در این تحقیق روش مجموع رتبه و شاخص برتری فاکس به دلیل دارا بودن این ویژگی نسبت به سایر روش‌های ناپارامتری مورد استفاده کارآمدتر بوده و ژنوتیپ‌های کلزای انتخابی بعنوان مناسب‌ترین ژنوتیپ‌ها شناخته شدند.

واژه‌های کلیدی: برهمکنش ژنوتیپ در محیط، پایداری عملکرد، سازگاری،کلزا و عملکرد دانه

تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۰۴/۱۶ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۱۰/ ۱۷ این مقاله مستخرج پایان نامه کارشناسی ارشد نگارنده اول می‌باشد.

۱- دانش آموخته کارشناسی ارشد دانشکده کشاورزی و منابع طبیعی دانشگاه بین المللی امام خمینی (ره)، قزوین، ایران
۲- استادیار دانشکده کشاورزی و منابع طبیعی، دانشگاه بین المللی امام خمینی (ره)، قزوین، ایران (مکاتبه کننده) (پست الکترونیک: r.khademian@eng.ikiu.ac.ir)
۳- دانشیار بخش تحقیقات دانه‌های روغنی، موسسه تحقیقات اصلاح و تهیه نهال و بذر، سازمان تحقیقات، آموزش و ترویج کشاورزی، کرج، ایران

[Downloaded from agrobreedjournal.ir on 2026-11-23]
[DOR: 20.1001.1.15625540.1400.23.1.5.9]

مقدمه

کلزا (*Brassica napus* L.) به تیره براسیکاسه (*Brassicacea*) تعلق دارد. در جنس براسیکا انواع گیاهان کلم، کلم غده‌ای و خردل سیاه نیز وجود دارند. تنوع گونه‌ها در تیره براسیکاسه به این علت است که در بین این گیاهان گرده‌افشانی خارجی امکان‌پذیر است. کلزا اغلب در گونه‌های گیاهی به دو صورت پاییزه و بهاره کشت می‌شود و یک گیاه آمفی‌دیپلوئید طبیعی و روزبلند است. کلزا ذاتا خودگشن است، ولی در صورت وجود حشرات، میزان دگرگشنی آن به ۳۰-۲۰ درصد می‌رسد که از این مقدار دگرگشنی می‌توان برای تولید ارقام دورگ با هتروزیس قابل ملاحظه استفاده کرد (Weiss, 1983). سطح زیر کشت کلزا در جهان حدود ۳۸ میلیون هکتار است (Anonymous, 2018) که سهم ایران در سال زراعی ۹۸- ۱۳۹۷ برابر با ۲۴۱ هزار و ۱۵۰ هکتار بوده است.

برهمکنش ژنوتیپ در محیط (تغییر در ترتیب ژنوتیپ‌ها در محیط‌های مختلف)که سبب ناپایداری عملکرد ژنوتیپ‌ها در محیط‌های مختلف می‌شود، پدیده پیچیده‌ای است که تحت تأثیر شرایط محیطی نظیر عوامل آگرواکولوژیکی، آب و هوا و وضعیت زراعی و همچنین عوامل ژنتیکی قرار گرفته و این عوامل تعیین کننده رشد و نمو گیاه هستند (Annicchiarico, 2002). پایداری عملکرد از گزینش برای بهبود عملکرد دشوارتر است، زیرا سنجش پایداری در برنامه‌های اصلاحی نیازمند ارزیابی در سال‌ها و مناطق زیادی است (Tester and Langridge, 2010).

روش‌های ناپارامتری نظیر رتبه‌بندی، نسبت به روش‌های پارامتری مزایایی دارند (Huehn, 1990). این روش‌ها باعث کاهش انحراف حاصل از داده‌های پرت گردیده و به پیش فرض‌های موجود در توزیع داده‌ها نیازی ندارند. روش‌های ناپارامتری متعددی به منظور تعیین پایداری ارقام پیشنهاد شده است که در اکثر آن‌ها ارقام در محیط‌های مختلف رتبه‌بندی شده و ژنوتیپی پایدار محسوب می‌شود که در کلیه محیط‌ها رتبه مشابهی داشته باشد. معیارهای ناپارامتری دارای محاسنی در مقایسه با روش‌های پارامتری هستند. این روش‌ها بی‌نیاز از فرضیات نرمال بودن و مستقل بودن داده‌ها یا یکنواختی واریانس خطاهای آزمایشی هستند، حساسیت کمتری در مقایسه با روش‌های پارامتری نسبت به خطا یا داده‌های پرت دارند، اضافه یا حذف نمودن یک یا تعداد کمی از ژنوتیپ‌ها بر شاخص پایداری بی‌تاثیر است و تفسیر معیارهای ناپارامتری آسان‌تر از معیارهای پارامتری است (Nassar and Huhn, 1987).

امیری اوغان و همکاران (Amiri Oghan *et al.*, 2019) از روش گرافیکی GGEبای پلات برای ارزیابی پایداری عملکرد دانه در ۱۷ لاین امیدبخش کلزای بهاره همراه با شاهد RGS003 استفاده کرده و اعلام نمودند که یکی از لاین‌های امیدبخش براساس مختصات محیط متوسط، جزء پرمحصول‌ترین و پایدارترین ژنوتیپ‌ها بوده و همچنین بر مبنای بای‌پلات مقایسه کلیه ژنوتیپ‌ها با ژنوتیپ مطلوب نیز در همه محیط‌ها، دارای بالاترین عملکرد و پایدارترین ژنوتیپ بوده است. پورداد و همکاران (Pourdad *et al.*, 2014) از هشت آماره ناپارامتری برای مطالعه پایداری عملکرد دانه در نه رقم و هیبرید کلزای بهاره استفاده کرده و گزارش نمودند که این هشت آماره دارای همبستگی منفی معنی‌دار یا عدم همبستگی با عملکرد دانه بوده و معیار مجموع رتبه بهترین شاخص شناسایی ژنوتیپ پایدار بود که براساس آن، سه ژنوتیپ پایدار از نظر عملکرد دانه را معرفی نمودند.

مهم‌ترین موضوعی که تحت تاثیر برهمکنش ژنوتیپ در محیط قرار می‌گیرد، مساله سازگاری با شرایط محیطی است. از نظر زیست شناسی تکاملی، سازش یک فرآیند سازگاری سطحی گیاه با محیط خاص و سازش‌پذیری توانایی بروز انطباق مناسب با طیف وسیعی از محیط‌ها است (Tigerstedt, 1994). در

[Downloaded from agrobreedjournal.ir on 2026-11-23]

[DOR: 20.1001.1.15625540.1400.23.1.5.9]

اصلاح برای سازش عمومی (سازش‌پذیری)، هدف بدست آوردن رقمی است که در کلیه محیط‌ها عملکرد خوبی داشته باشد (Magari and Kang, 1997). اساس زیستی برهمکنش ژنوتیپ در محیط کاملاً مشخص نیست، زیرا پیچیدگی ژنتیکی موجودات و تعدد عوامل محیطی مانع شناخت دقیق این پدیده می‌باشند. بنابراین، اثر مذکور اغلب به صورت غیرقابل کنترل تظاهر می‌کند (Romagosa and Fox, 1993). در صورت وجود برهمکنش معنی‌دار ژنوتیپ در محیط، برای گزینش و اصلاح ژنوتیپ‌های برتر، وجود همبستگی معنی‌دار بین ارزش‌های فنوتیپی و ژنوتیپی ضروری است، زیرا برهمکنش ژنوتیپ در محیط باعث کاهش همبستگی ارزش‌های فنوتیپی و ژنوتیپی شده و تحلیل دقیق نتایج را مشکل می‌سازد (Kang and Martin, 1987).

هدف از این تحقیق، شناسایی ژنوتیپ‌های مطلوب کلزا از نظر پایداری و عملکرد بالا و سازگار با اقلیم ایران با استفاده از روش‌های مختلف ناپارامتری بوده است.

مواد و روش‌ها

این تحقیق برای ارزیابی سازگاری نه لاین زمستانه کلزا که حاصل دورگ‌گیری بوده و در آزمایش مقدماتی عملکرد در سال زراعی ۹۳-۱۳۹۲در مناطق سرد ومعتدل کشور برتری آنها مشاهده شد، انجام گرفت. در این آزمایش نه لاین زمستانه کلزا به همراه ارقام شاهد اکاپی، احمدی، نیما و نفیس در مناطق اصفهان، همدان، کرج، کرمانشاه، خوی و زرقان (جدول ۱) در قالب طرح بلوک‌های کامل تصادفی با سه تکرار و به مدت دو سال زراعی (۱۳۹۶- ۱۳۹۴) کشت شدند. مشخصات فنی و زراعی محیط‌های آزمایشی مطابق روش معمول و رایج منطقه بوده و ژنوتیپ‌های کلزا به عنوان عامل ثابت در نظر گرفته شدند. هر کرت شامل چهار ردیف کاشت پنج متری به فواصل ۳۰ سانتی‌متر در نظر گرفته شد.

گام مهم در شناسایی برهمکنش بین ژنوتیپ‌ها و مکان‌های آزمایش، استفاده از روش‌های آماری مناسب برای شناسایی این اثر است. در کنار روش‌های پارامتری، بررسی برهمکنش مانند تجزیه مرکب، روش‌های ناپارامتری نیز پیشنهاد شده‌اند. در این میان، سه روش هیلدبراند (Hildebrand, 1980)، بریدنکامپ (Bredenkamp ,1974) وکوبینگر (Kubinger, 1986) انحراف از خاصیت جمع‌پذیری در مدل خطی بدون در نظر گرفتن تغییر در رتبه را مقایسه می‌کنند و در روش دی‌کرون/واندرلان De Kroon and van der Laan, (1981) انحراف از مدل خطی و تغییر در رتبه مد نظر قرار می‌گیرد.

معیارهای متعددی از ترکیب پایداری و رتبه عملکرد برای تعیین ژنوتیپ برتر توسط نصار و هان (Nassar and Huhn, 1987) پیشنهاد شده‌اند که در این تحقیق از آماره‌های $S_i^{(1)}$ ، $S_i^{(2)}$ ، $S_i^{(3)}$ و $S_i^{(6)}$ جهت

جدول ۱ – مشخصات و اطلاعات اقلیمی مکان‌های اجرای آزمایش

Table 1. Specifications and climatic information of locations of experiment

مکان Location		طول جغرافیایی Longitude	عرض جغرافیایی Latitude	ارتفاع از سطح دریا Elevation (m)	میانگین دمای سالیانه Average annual temperature (°C)	میانگین بارش سالیانه Average annual rainfall (mm)
Zarghan	زرقان	52°43′	29°46′	1600	18.0	150
Hamedan	همدان	48°52′	34°80′	1741	11.0	323
Esfahan	اصفهان	51°65′	32°00′	1570	2.00	113
Khoy	خوی	44°57′	38°33′	1130	10.0	253
Karaj	کرج	50°57′	35°48′	1300	17.0	244
Kermanshah	کرمانشاه	47°26′	34°8′	1346	21.5	488

[Downloaded from agrobreedjournal.ir on 2026-11-23]

[DOR: 20.1001.1.15625540.1400.23.1.5.9]

جدول ۲- ژنوتیپ‌های کلزا و مکان‌های اجرای آزمایش و نمایه‌های آنها

Table 2. Oilseed rape genotypes, locations and the codes of them

ژنوتیپ‌های کلزا Oilseed rape genotypes	نمایه Code	مکان Location	نمایه Code
Ahmadi	G1	9394_Esfahan	E1
BAL921	G2	9394_Hamadan	E2
BAL9211	G3	9394_Karaj	E3
BAL923	G4	9394_Kermanshah	E4
BAL924	G5	9394_Khoy	E5
BAL926	G6	9394_Zarghan	E6
BAL928	G7	9495_Esfahan	E7
HW921	G8	9495_Hamadan	E8
HW922	G9	9495_Karaj	E9
HW923	G10	9495_Kermanshah	E10
Nafis	G11	9495_Khoy	E11
Nima	G12	9495_Zarghan	E12
Okapi	G13		

ارزیابی ژنوتیپ‌ها استفاده شده است. تنارازو (Thennarasu, 1995)، چهار معیار $NP_i^{(1)}$، $NP_i^{(2)}$، $NP_i^{(3)}$ و $NP_i^{(4)}$ را بر اساس رتبه حاصل از عملکرد تصحیح شده ژنوتیپ‌ها معرفی کرد. در این روش، به منظور حذف اثر ژنوتیپی، عملکرد هر ژنوتیپ بر اساس میانگین عملکرد در محیط‌های مختلف تصحیح شده و سپس، رتبه هر ژنوتیپ بر اساس عملکرد تصحیح شده محاسبه می‌شود. در این چهار معیار نیز مقادیر کمتر، نشان دهنده پایداری بیشتر عملکرد هستند (Thennarasu, 1995). برای ارزیابی پایداری عملکرد دانه ژنوتیپ‌های کلزا از شاخص برتری فاکس استفاده شده 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 می‌شود و سپس درصدی از کل محیط‌ها که ژنوتیپ‌های موجود در آنها از ژنوتیپ‌های برتر بوده، محاسبه می‌شود (Fox *et al.*, 1990). بعلاوه از روش مجموع رتبه نیز برای ارزیابی پایداری ژنوتیپ‌ها استفاده شد (Kang, 1988). برای تخمین آماره‌های پایداری از ماکروی نوشته شده در نرم افزار SAS استفاده شد (Akbarpour *et al.*, 2016).

نتایج و بحث

نتایج تجزیه واریانس نشان داد که بین ژنوتیپ‌ها، مکان‌ها و برهمکنش ژنوتیپ در مکان تفاوت معنی‌داری در سطح احتمال یک درصد وجود داشت. برای بررسی ناپارامتری اثرات اصلی و برهمکنش از چهار روش بریدنکامپ (Bredenkamp, 1974)، هیلدبراند (Hildebrand, 1980)، کوبینگر (Kubinger, 1986) و دی‌کرون/ون‌درلان (De Kroon and van der Laan, 1981) استفاده شد. در کلیه روش‌های یاد شده اثرات اصلی ژنوتیپی و محیطی معنی‌دار شده و تنها با استفاده از روش کوبینگر برهمکنش آنها معنی‌دار نبود. معنی‌دار بودن برهمکنش با استفاده از روش دی‌کرون/ون‌درلان نشان دهنده اثر ژنوتیپ در محیط متقاطع در این تحقیق است (جدول ۳).

[Downloaded from agrobreedjournal.ir on 2026-11-23]

[DOR: 20.1001.1.15625540.1400.23.1.5.9]

جدول۳- تجزیه واریانس مرکب و مقایسه روش‌های ناپارامتری برای ارزیابی برهمکنش ژنوتیپ‌های کلزا در محیط

Table 3. Combined analysis of variance and comparison of non-parametric methods for evaluation the interaction of oilseed rape genotypes and environment

S.O.V	منابع تغییر	درجه آزادی d.f	تجزیه واریانس مرکب Combined analysis	روش‌های ناپارامتری Nonparametric methods ‡ (Bredenkamp,1974)	(Hildebrand,1980)	(Kubinger, 1986)	(De Kroon/Van derLaan, 1981)
Genotype	ژنوتیپ	12	22783638**	21.49*	103.75**	69.95**	36.09**
Environment	محیط	11	523461011**	380.82**	290.76**	328.17**	243.49**
G×E	ژنوتیپ×محیط	132	114302640**	2969.32**	466.30**	150.14^{ns}	223.26**

ns, * and **: Not significant and significant at 5% and 1% probability levels, respectively ns و* و **: به ترتیب غیرمعنی‌دار و معنی‌دار در سطوح احتمال پنج یک درصد

‡فرض صفر برای روش‌های ناپارامتری بریدنکامپ، هیلدبراند و کوبینگر عدم وجود برهمکنش غیرکراس‌اور (بدون تغییر در رتبه) و برای آزمون دی‌کرون و وان‌درلان عدم وجود برهمکنش کراس‌اور (تغییر در رتبه) است

‡ The null hypothesis for Berdenkamp and Hildebrand is lack of non-crossover GEI and for de Kroon/van der Laan is lack of crossover GEI

[Downloaded from agrobreedjournal.ir on 2026-11-23]

[DOR: 20.1001.1.15625540.1400.23.1.5.9]

جمشیدی مقدم و پورداد (Jamshidimoghaddam and Pourdad , 2013) اثر معنی‌داری را برای ژنوتیپ، محیط و برهمکنش ژنوتیپ در محیط با دو روش دی‌کرون و واندرلان و هیلدبراند در گلرنگ گزارش کردند، اما اثر ژنوتیپ و برهمکنش ژنوتیپ در محیط با روش هیلدبراند معنی‌دار نبود. استفاده از این روش‌های ناپارامتری در نخود (Segherloo *et al.*, 2008،Ebadi)، گندم دوروم (Mohammadi *et al.*, 2007) و گلرنگ (Abdulahi *et al.*, 2007) نیز گزارش شده است. آماره‌های متنوعی برای شناسایی سازگاری مواد ژنتیکی با محیط ارائه شده است که در این میان، روش‌های ناپارامتری به دلیل ویژگی‌های مطلوبشان از جایگاه خاصی برخوردارند (Farshadfrar, 2015).

پس از تایید معنی‌دار بودن اثرات اصلی و برهمکنش در حالت ناپارامتری، با استفاده از جدول دوطرفه، رتبه عملکرد هریک از ژنوتیپ‌ها در هریک از مکان‌های مورد بررسی مشخص گردید (جدول ۴). کمترین میانگین رتبه تصحیح نشده را رقم نفیس با میانگین رتبه ۴/۰۸ داشته و بیشترین مقدار میانگین رتبه تصحیح نشده عملکرد مربوط به رقم احمدی با میانگین رتبه عملکرد ۹/۰۴ بود.

جدول ۴- رتبه‌های عملکرد دانه ژنوتیپ‌های کلزا

Table 4. Seed yield rankings for oilseed rape genotypes

ژنوتیپ‌های کلزا Oilseed rape genotypes	E1	E2	E3	E4	E5	E6	E7	E8	E9	E10	E11	E12	میانگین Mean
Ahmadi	5	12	4.5	12	6	12	11	13	12	13	6	2	9.04
BAL921	4	4	6	1	3	1	7	5	3	5	4	12	4.58
BAL9211	11	6	10	4	2	9	8	9	2	12	3	3	6.58
BAL923	12	8	13	10	1	6	10	6	10	8	9	4	8.08
BAL924	13	13	11	13	8	5	1	11	4	3	7	13	8.50
BAL926	10	7	2	2	7	3	6	7	13	4	11	8	6.67
BAL928	9	11	12	8	9	10	4	8	1	6	5	11	7.83
HW921	6	1	1	7	10	2	5	2	9	11	8	7	5.75
HW922	7	5	9	5	12	13	13	4	7	2	13	10	8.33
HW923	3	10	8	9	4	8	12	10	11	10	1	1	7.25
Nafis	1	2	7	3	5	7	9	1	6	1	2	5	4.08
Nima	2	3	4.5	6	13	4	2	3	8	9	12	9	6.29
Okapi	8	9	3	11	11	11	3	12	5	7	10	6	8.00

E1 تا E12 در جدول ۲ معرفی شده‌اند — E1 to E12 have been introduced in table 2

آماره‌های ناپارامتری برای ژنوتیپ‌های کلزا در آزمایش حاضر در جدول پنج ارائه شده است. با استفاده از آماره اول نصار و هان، $S_i^{(1)}$، مشخص شد که ژنوتیپ BAL921 کمترین مقدار این آماره را داشت و مقدار عملکرد آن ۴۰۷۸/۶ کیلوگرم در هکتار بود. پس از آن ژنوتیپ‌های BAL928 و BAL923 به ترتیب با عملکرد ۳۶۳۲/۲ و ۳۸۲۶/۲ کیلوگرم در هکتار قرار داشتند. رقم نفیس با بیشترین مقدار عملکرد (۴۳۳۶ کیلوگرم در هکتار)، جایگاه مطلوبی از از نظر این آماره نداشت. با استفاده از آماره دوم نصار و هان، $S_i^{(2)}$، این نتایج تایید شد. با توجه به آماره‌های $S_i^{(3)}$ و $S_i^{(6)}$ رقم اکاپی پایدارترین رقم در میان ژنوتیپ‌های مورد بررسی شناخته شد، اما مقدار عملکرد این رقم ۳۷۵۶ کیلوگرم در هکتار برآورد شد که با توجه به عملکرد سایر ژنوتیپ‌ها، نسبتاً پایین است. در آزمایشی که روی ژنوتیپ‌های عدس طی دو سال و در پنج مکان

[Downloaded from agrobreedjournal.ir on 2026-11-23]

[DOR: 20.1001.1.15625540.1400.23.1.5.9]

با استفاده از معیارهای ناپارامتری برآورد پایداری انجام شد، نشان داده شد که آماره $Si^{(1)}$ به دلیل آنکه امید ریاضی بزرگ‌تر و واریانسی کوچک‌تر از آماره $Si^{(2)}$ داشت، بنابراین دقت آن در شناسایی ژنوتیپ پایدار دقیق‌تر است (Karimizadeh *et al.*, 2009). از طرف دیگر به دلیل سادگی محاسبات، $Si^{(1)}$ نسبت به $Si^{(2)}$، استفاده از آن ارجحیت دارد (Kaya and Taner, 2003).

با استفاده از آماره‌های اول و دوم تنارازو (Thennarasu, 1995) نیز مشخص شد که ژنوتیپ BAL928 دارای بیشترین پایداری در میان ژنوتیپ‌های کلزای آزمایشی بود. با توجه به دو آماره‌ی یاد شده، رقم نفیس اگرچه دارای عملکرد بالا بود، اما جایگاه مطلوبی از نظر پایداری نداشت.

در روش فاکس و همکاران (Fox *et al.*, 1990) ژنوتیپی که در اکثر میحط‌ها دارای رتبه بالا یا میزان TOP بالا باشد، پایدارترین و ژنوتیپی که مقدار آماره LOW فاکس بالایی را داشته باشد، ناپایدارترین ژنوتیپ خواهد بود. بالاترین مقدار آماره TOP در پژوهش حاضر، مربوط به رقم پُر محصول نفیس بود و بالاترین مقدار آماره LOW در بین ژنوتیپ‌های کلزا به ژنوتیپ کم‌محصول BAL928 اختصاص یافت.

آماره رتبه کانگ (RS) نیز یکی از معیارهایی است که پایداری لاین‌ها با آن سنجیده می‌شود (Kang, 1988). در این آماره از میانگین رتبه عملکرد و رتبه پایداری پارامتر شوکلا استفاده می‌شود. ژنوتیپی که کمترین میزان این آماره را داشته باشد، دارای برترین رتبه عملکرد و پایداری خواهد بود. در میان ژنوتیپ‌های کلزای مورد بررسی در این پژوهش، ژنوتیپ HW921 کمترین مقدار RS را داشت، بنابراین از منظر این آماره پایدارترین ژنوتیپ با عملکردی مطلوب محسوب می‌شود.

در اکثر روش‌های ناپارامتری ژنوتیپ‌ها در هر محیط رتبه بندی شده و ژنوتیپی که در همه محیط‌ها رتبه مشابهی داشته و یا اختلاف رتبه کمی در محیط‌های مختلف داشته باشد، بعنوان پایدارترین ژنوتیپ شناخته می‌شود (Rao and Prabhakaran, 2000). براساس نظر نصار و هان روش‌های ناپارامتری به دلیل اینکه نیاز به فرض‌های نرمال و مستقل بودن داده‌ها و یا یکنواختی واریانس خطا ندارند، در مقایسه با روش‌های پارامتری نسبت به داده‌های پرت حساسیت کمتری داشته و از طرف دیگر، اضافه یا کم شدن چند ژنوتیپ بر شاخص پایداری اثری ندارد. ضمن آنکه، تجزیه و تحلیل و تفسیر آنها نیز ساده‌تر است (Nassar and Huhn, 1987). کریمی زاده و محمدی (Karimizadeh and Mohammadi, 2011) در آزمایشی برهمکنش ژنوتیپ در محیط روی ۱۰ ژنوتیپ عدس را در پنج مکان ارزیابی و از روش‌های پارامتری و ناپارامتری استفاده کردند. آنها اعلام نمودند که برای تعیین سازگاری عمومی از میان معیارهای ناپارامتری، آماره‌های تنارازو و نصار و هان در مقایسه با سایر آماره‌ها برتر هستند. در ارزیابی مربوط به کارآیی روش‌های مختلف پایداری ناپارامتری در نه رقم و هیبرید کلزا نیز بر اساس چهار آماره ناپارامتری $S_i^{(1)}$، $S_i^{(2)}$، $S_i^{(3)}$ و $S_i^{(4)}$، سه رقم با عملکرد کمتر از میانگین کل گزینش شدند. استفاده از آماره Np نیز منجر به شناسایی ارقام با عملکرد کمتر از میانگین شد. دو آماره ناپارامتری R_i و L_i یک هیبرید و یک رقم کلزا با عملکرد بیشتر از میانگین کل و دو رقم کلزا با عملکرد کمتر از میانگین بعنوان ژنوتیپ‌های پایدار شناخته شدند. این آزمایش نشان داد که معیار مجموع رتبه بهترین شاخص شناسایی ژنوتیپ‌های برتر بود (Pourdad *et al.*, 2014).

بطور کلی معیارهای پایداری اول و دوم نصار و هان و تنارازو به جنبه‌های زیستی پایداری تاکید داشته و قادر به شناسایی ژنوتیپ‌های پایدار با عملکرد بالا نیستند. برای فائق آمدن بر این مشکل و شناسایی ژنوتیپ‌های با عملکرد بالا و پایدار می‌توان از روش

[Downloaded from agrobreedjournal.ir on 2026-11-23]

[DOR: 20.1001.1.15625540.1400.23.1.5.9]

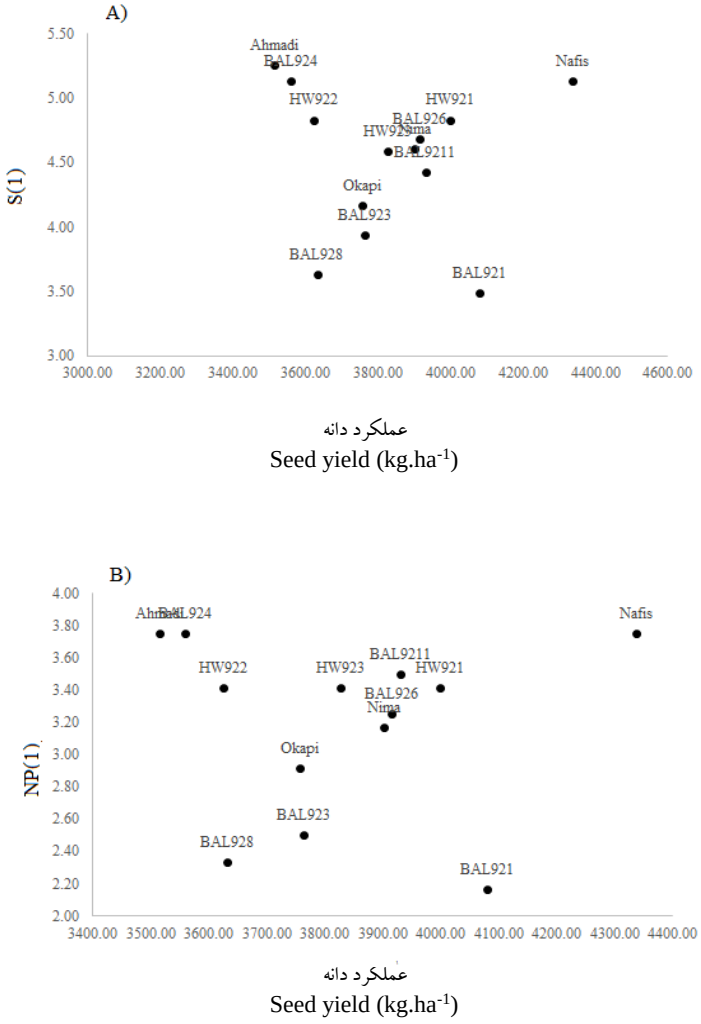
جدول ۵- آماره‌های ناپارامتری پایداری برای ژنوتیپ‌های کلزا

Table 5. Stability nonparametric statistics for oilseed rape genotypes

ژنوتیپ‌های کلزا	عملکرد دانه	رتبه عملکرد	آماره‌های پایداری نصار و هان (Nassar and Huhn, 1987)						آماره‌های پایداری تنارازو (Thennarasu, 1995)				مجموع رتبه (Kang, 1988)	شاخص فاکس (FOX, 1990)		
Oilseed rape genotypes	Seed yield ($kg.ha^{-1}$)	Yield ranks	$S_i^{(1)}$	$Z_i^{(1)}$	$S_i^{(2)}$	$Z_i^{(2)}$	$S_i^{(3)}$	$S_i^{(6)}$	$NP_i^{(1)}$	$NP_i^{(2)}$	$NP_i^{(3)}$	$NP_i^{(4)}$	RS	Low	Mid	Top
Ahmadi	3514.4	7.25	5.26	2.15ns	20.39	2.58ns	19.38	4.80	3.75	0.33	0.48	0.58	23	58.33	33.33	8.33
BAL921	4078.6	6.50	3.48	1.61ns	9.73	1.15ns	20.71	5.27	2.17	0.54	0.65	0.76	6	8.33	58.33	33.33
BAL9211	3930.7	6.83	4.42	0.03ns	15.06	0.07ns	22.62	5.92	3.50	0.50	0.56	0.67	7	50.00	16.67	33.33
BAL923	3763.1	7.17	3.94	0.32ns	12.15	0.21ns	15.70	3.84	2.50	0.29	0.41	0.49	10	66.67	25.00	8.33
BAL924	3559.2	7.42	5.14	1.63ns	18.63	1.35ns	25.29	5.41	3.75	0.39	0.49	0.60	24	58.33	25.00	16.67
BAL926	3914.2	6.75	4.68	0.33ns	15.48	0.13ns	20.50	4.90	3.25	0.46	0.56	0.70	14	33.33	41.67	25.00
BAL928	3632.2	6.83	3.64	1.07ns	9.79	1.12ns	15.02	3.91	2.33	0.27	0.38	0.46	17	66.67	25.00	8.33
HW921	3998.6	7.25	4.83	0.65ns	16.39	0.36ns	24.04	6.17	3.42	0.53	0.67	0.84	4	33.33	33.33	33.33
HW922	3624.5	6.58	4.83	0.65ns	16.45	0.37ns	20.00	4.80	3.42	0.43	0.47	0.58	16	50.00	41.67	8.33
HW923	3826.2	7.08	4.59	0.19ns	15.72	0.18ns	23.48	5.52	3.42	0.40	0.52	0.63	18	66.67	8.33	25.00
Nafis	4336.0	7.58	5.14	1.63ns	18.99	1.57ns	20.80	7.10	3.75	0.94	1.02	1.26	14	8.33	41.67	50.00
Nima	3902.4	6.33	4.61	0.21ns	15.70	0.18ns	25.78	6.21	3.17	0.60	0.60	0.73	14	41.67	25.00	33.33
Okapi	3756.0	7.42	4.17	0.04ns	12.08	0.23ns	14.00	4.00	2.92	0.34	0.42	0.52	15	58.33	25.00	16.67
	Grand Mean	E(S1)	E(S2)	VAR(S1)	VAR(S2)	Chi-Square Statistic for Z1,Z2	Chi-Square Statistic for Sum of Z1,Z2	Prob								
	3833.59	4.3	14	0.41	15.803	8.35	22.36	0.05								

[Downloaded from agrobreedjournal.ir on 2026-11-23]

[DOR: 20.1001.1.15625540.1400.23.1.5.9]



شکل ۱- پراکنش ژنوتیپ‌های کلزا بر اساس عملکرد دانه ژنوتیپ‌های کلزا و آماره اول نصار و هان (الف) و آماره اول تنارازو (ب)

Fig. 1. Distribution of oilseed rape genotypes according to the seed yield of oilseed rape genotypes and S (1) (A) and NP (1) (B)

پلات کردن این آماره‌ها در مقابل عملکرد استفاده نمود (شکل ۱). با توجه به پلات‌های مذکور، ژنوتیپ BAL921 نسبت به سایر ژنوتیپ‌ها از موقعیت بهتری در دو پلات برخوردار بود و با توجه به دو آماره اول نصارو هان و تنارازو نیز شرایط مطلوبی داشت، زیرا دارای عملکرد قابل قبولی بوده و در عین حال از منظر آماره‌های مذکور نیز پایداری بالایی داشت. مصطفوی و همکاران (Mostafavi *et al.*, 2010) در آزمایشی روی ده رقم کلزا در چهار مکان با استفاده از روش بای‌پلات بهترین رقم برای هر مکان را شناسایی کرده و سه محیط بزرگ را تشخیص دادند. آنها اعلام کردند که ارقام لیکورد و SLM046 به ترتیب بیشترین و کمترین واکنش را نسبت به مکان‌های مورد مطالعه داشتند. نمایش گرافیکی برهمکنش ژنوتیپ در محیط با روش پلات کردن، به به نژادگر کمک می‌کند تا پایداری ژنوتیپ‌ها را در ترکیب با پایداری عملکرد آنها در محیط‌های مختلف به سهولت بررسی کرده و در عین حال، در این روش امکان ارزیابی روابط بین

[Downloaded from agrobreedjournal.ir on 2026-11-23]

[DOR: 20.1001.1.15625540.1400.23.1.5.9]

جدول ۶- همبستگی رتبه بین آماره‌های ناپارامتری پایداری در ارزیابی ژنوتیپ‌های کلزا

Table 6. Correlation between non-parametric stability statistics for oilseed rape genotypes

	Seed yield	$S_i^{(1)}$	$S_i^{(2)}$	$S_i^{(3)}$	$S_i^{(6)}$	$NP_i^{(1)}$	$NP_i^{(2)}$	$NP_i^{(3)}$	$NP_i^{(4)}$	RS	Fox
Seed yield	1.000	-0.223	-0.231	0.352	0.615*	-0.139	0.791**	0.802**	0.802**	-0.807**	0.884**
SI1	-0.223	1.000	0.970**	0.358	0.408	0.880**	0.190	0.295	0.295	0.385	0.044
SI2	-0.231	0.970**	1.000	0.385	0.423	0.894**	0.170	0.264	0.264	0.420	0.026
SI3	0.352	0.358	0.385	1.000	0.852**	0.411	0.648*	0.687**	0.687**	-0.133	0.643*
SI6	0.615*	0.408	0.423	0.852**	1.000	0.494	0.846**	0.879**	0.879**	-0.271	0.879**
NP1	-0.139	0.880**	0.894**	0.411	0.494	1.000	0.178	0.278	0.278	0.363	0.152
NP2	0.791**	0.190	0.170	0.648*	0.846**	0.178	1.000	0.929**	0.929**	-0.552	0.907**
NP3	0.802**	0.295	0.264	0.687**	0.879**	0.278	0.929**	1.000	1.000**	-0.519	0.918**
NP4	0.802**	0.295	0.264	0.687**	0.879**	0.278	0.929**	1.000**	1.000	-0.519	0.918**
RS	-0.807**	0.385	0.420	-0.133	-0.271	0.363	-0.552	-0.519	-0.519	1.000	-0.584*
Fox	0.884**	0.044	0.026	0.643*	0.879**	0.152	0.907**	0.918**	0.918**	-0.584*	1.000

و* و **: به ترتیب غیرمعنی‌دار و معنی‌دار در سطوح احتمال پنج و یک درصدns

ns, * and **: Not significant and significant at 5% and 1% probability levels, respectively

[Downloaded from agrobreedjournal.ir on 2026-11-23]

[DOR: 20.1001.1.15625540.1400.23.1.5.9]

محیط‌های آزمایشی و تعیین محیط هدف میسر می‌گردد (Sattari *et al.*, 2019).

نتیجه‌گیری

یکی از راهکارهای شناسایی کاربرد و قدرت آماره‌های پایداری، ارزیابی همبستگی بین آماره‌ها، خصوصا همبستگی بین آماره‌ها با مقدار عملکرد است. در این صورت می‌توان تعیین کرد که کدام یک از آماره‌ها قدرت بیشتری در شناسایی ارقام پرمحصول و پایدار دارند. در میان آماره‌های ناپارامتری بررسی شده در این تحقیق، آماره FOX(TOP) بیشترین همبستگی را با عملکرد دانه داشت. از طرف دیگر، این آماره با اکثر آماره‌های شناسایی پایداری نیز همبستگی نسبتاً خوبی داشت (جدول ۶).

به طور کلی معیارهای پایداری تنارازو و نصار و هان بیشتر به جنبه زیستی پایداری تاکید داشته و قادر به شناسایی ژنوتیپ‌های پایدار با عملکرد بالا نیستند. هر یک از روش‌های یاد شده دارای مزایا و معایبی بوده و هر کدام از جنبه خاصی ژنوتیپ برتر را معرفی می‌کنند، بنابراین روشی از کارآیی بیشتر برای شناسایی ژنوتیپ برتر برخوردار بوده و قابل استناد است که در آن بطور توام پایداری ژنوتیپ همراه با پایداری عملکرد آن مورد توجه قرار گیرد. در این بین، روش‌های مجموع رتبه و شاخص برتری فاکس به دلیل اینکه بطور همزمان پایداری و عملکرد بالا را در شناسایی یک ژنوتیپ مطلوب مورد توجه قرار می‌گیرند، می‌توانند کاربرد بیشتری داشته باشند. در این آزمایش مشخص شد که کلزای رقم پرمحصول نفیس علاوه بر عملکرد بالا و مطلوب از نظر پایداری نیز از جایگاه مناسبی نسبت به سایر ژنوتیپ‌ها برخوردار بوده و پس از آن رقم نیما و ژنوتیپ HW921 قرار گرفتند. بر اساس نتایج این آزمایش استفاده از روش‌های ناپارامتری راهکار مناسبی برای ارزیابی برهمکنش ژنوتیپ در محیط، خصوصاً زمانی که فرض‌های بررسی‌های پارامتری برقرار نیستند، محسوب می‌شوند.

سپاسگزاری

از موسسه تحقیقات اصلاح و تهیه نهال وبذر کشور جهت در اختیار قرار دادن امکانات اجرایی و مالی این تحقیق تشکر و قدردانی می‌شود.

منابع مورد استفاده

References

Abdulahi, A., R. Mohammadi and S. S. Pourdad. 2007. Evaluation of safflower (*Carthamus* spp.) genotypes in multi-environment trials by nonparametric methods. Asian J. Plant Sci. 6: 827-832.

Akbarpour, O. A., H. Dehghani, B. Sorkhi-Lalelo and M. Singh Kang. 2016. A SAS macro for computing statistical tests for two-way table and stability indices of nonparametric method from genotype by environment interaction. Acta Sci. Agric. Mari. 38(1): 35-50.

Amiri Oghan H., H. Zeinalzadeh-Tabrizi, H. R. Fanaei, N. K. Kazerani, G. Ghodrati, A. Danaie and M. B. Valipuor. 2019. Investigation of stability of seed yield in promising lines of spring oilseed rape in southern warm regions of Iran. J. Crop Breed. 11 (31): 42-54. (In Persian with English abstract).

Annicchiarico, P. 2002. Genotype × environment interactions: challenges and opportunities for plant breeding and cultivar recommendations. FAO Plant Production and Protection Paper No. 174, FAO, Rome, Italy.

Anonymous. 2018. FAO Statistical Year Book, World Food and Agriculture Food and Agriculture Organization

[Downloaded from agrobreedjournal.ir on 2026-11-23]

[DOR: 20.1001.1.15625540.1400.23.1.5.9]

of the United Nations. Rome, Italy.

Bredenkamp, J. 1974. Nonparametrische prüfung von wechselwirkungen. Psychologische Beiträge, 16: 398-416.

De Kroon, J. P. M. and P. van der Laan. 1981. Distribution-free test procedures in two-way layouts: a concept of crossover-interaction. Statatistica Neerlandica, 35: 189-213.

Ebadi Segherloo, A., S. Sabaghpour, H. Dehghani and M. Kamrani. 2008. Non-parametric measures of phenotypic stability in chickpea genotypes (*Cicer arietinum* L.). Euphytica, 162: 221-229.

Farshadfar, E. 2015. Genotype and Environment Interaction in Plant Breeding. Islamic Azad university of Kermanshah. Islamic Azad university of Kermanshah press (In Persian).

Farshadfar, E. 2015. Genotype and Environment Interaction in Plant Breeding. Islamic Azad university of Kermanshah.Islamic Azad university of Kermanshah press (In Persian).

Fox, P. N., B. Skovmand, B. K. Thompson, H. J. Braun and R. Cormier. 1990. Yield and adaptation of hexaploid spring triticale. Euphytica, 47: 57- 64.

Hildebrand, H. 1980. A symptotisch verteilungs freie Rangtests in linearen Modellen. Medizinische Informatik und Statistik. 17: 344-349.

Huehn, M. 1990. Nonparametric measures of phenotypic stability. Part 1: Theory. Euphytica, 47: 189-194.

Jamshidimoghaddam, M. and S. S. Pourdad. 2013. Evaluation of seed yield adaptability of spring safflower genotypes using nonparametric parameters and GGE biplot method in rain-fed conditions. Seed Plant Improv. J. 19 (1): 45-63. (In Persian with English abstract).

Kang, M. S. and F. A. Martin. 1987. A review of interaction aspects of genotype environmental interactions and practical suggestions for sugarcane breeders. J. Am. Soc. Sugarcane. Technol. 9: 36-38.

Kang, M. S. 1988. A rank-sum method for selecting high yielding stable corn genotypes. Cereal Res. Commun. 16: 113-115.

Karimizadeh, R., M. Safikhani Nasimi, M. Mohamadi, F. Seyyedi, A. Mahmodi and B. Rostami. 2009. Determination of rank and stability of lentil genotypes in rain-fed by use of nonparametric statistics. Agric. Natur. Resour. Sci. Technol. 12: 93-102. (In Persian with English abstract).

Karimizadeh, R. and M. Mohammadi. 2011. Genotype by environment interaction determine by using parametric and non -parametric phenotypic stability methods in lentil genotypes (*Lens culinaris*). Modern Genet. J. 6(1): 75-86. (In Persian with English abstract).

Kaya, Y. and S. Taner. 2003. Estimating genotypic ranks by nonparametric stability analysis in bread wheat (*Triticum aestivum* L.). J. Central Europ. Agric. 4: 47-53.

Kubinger, K. D. 1986. A note on non-parametric tests for the interaction on two-way layouts. Biometrics J. 28: 67-72.

Magari, R. and M. S. Kang. 1997. SAS-STABLE: stability analyses of balances and unbalanced data. Agron. J.

[Downloaded from agrobreedjournal.ir on 2026-11-23]

[DOR: 20.1001.1.15625540.1400.23.1.5.9]

89: 929-932.

Mohammadi, R., A. Abdulahi, R. Haghparast, M. Aghaee and M. Rostaee. 2007. Nonparametric methods for evaluating of winter wheat genotypes in multi-environment trial. World journal of agricultural sciences. 3: 137-142. (In Persian with English abstract).

Mostafavi, K., H. Shojaei, M. Khodarahmi and A. Mohammadi. 2010. The interaction of genotype and environment in canola with using GGE biplot graphical methods, Third International Seminar of Oilseeds and Edible Oils, 22.12. 2010. Tehran, Coordination Center of Science and Industry oilseeds. (In Persian).

Nassar, R. and M. Huhn. 1987. Studies on estimation of phenotypic stability: Tests of significance for non-parametric measures of phenotypic stability. Biometrics, 43: 45-53.

Pourdad, S. S., M. Jamshid Moghaddam. A. Faraji and H. Naraki. 2014. **Study on different non-parametric stability methods on seed yield of spring rapeseed varieties and hybrids. Iran. J. Crop Sci. 44(4): 539-548. (In Persian with English abstract).**

Rao, A. R. and V. T. Prabhakaran. 2000. **On some useful interrelationships among common stability parameters. Indian J. Genet. 60: 25-36.**

Romagosa, I. and P. N. Fox. 1993. Genotype ×environment interaction and adaptation. *In:* Hayward, M. D., N. O. Bosemark, and I. Romagosa (Eds.), Plant Breeding: Principles and Prospects. London, Chapman & Hall.

Sattari, A., M. Solouki, N. Bagheri, B. Fakheri and A. Nabipour. 2019. Analysis of genotype, environment interaction and grain yield stability of rice (*Oryza sativa* L.) genotypes in Mazandaran province. J. Crop Breed. 11(31): 1-10. (In Persian with English abstract).

Tester M. and P. Langridge. 2010. Breeding technologies to increase crop production in a changing world. Science, 327: 818-822.

Thennarasu, K. 1995. On certain non-parametric procedures for studying genotype-environment interactions and yield stability. PhD Thesis. P. J. School, IARI, New Delhi, India.

Tigerstedt, P. M. A. 1994. Adaptation, variation and selection in marginal areas. Euphytica, 77: 171-174.

Weiss, E. A. 1983. Oilseed Crops. Tropical Agriculture Series, Longman Group, New York. USA.

[Downloaded from agrobreedjournal.ir on 2026-11-23]

[DOR: 20.1001.1.15625540.1400.23.1.5.9]

Assessment of the adaptation of oilseed rape (*Brassica napus* L.) genotypes using non-parametric statistical methods

Veisizadeh, Z.[1], R. Khademian[2] and B. Alizadeh[3]

ABSTRACT

Veisizadeh, Z., R. Khademian and B. Alizadeh. 2021. Assessment of the adaptation of oilseed rape (*Brassica napus* L.) genotypes using non-parametric statistical methods. **Iranian Journal of Crop Sciences. 23(1): 67-80. (In Persian).**

One of the most important challenges for plant breeding has always been genotype × environment interaction. In present study, genotype × environment interaction was invesitigated for 13 winter oilseed rape genotypes in six cold and temperate cold locations in Iran using non- parametric statistical methods during 2014-2017 growing seasons. Four methods; Hildebrand, Bredenkamp, Kubinger, and De Kroon/van der Laan to verify the main effect of genotype and environment as well as gennotype ×environment interaction effect. Also, Nassar and Huhn, and Thennarasu as well as Fox's superiority index and summation rank of Kang methods were used for assessment of dadaptability of ghenotypes. Determination of significant main and interaction effect revealed that all effects were significance with the exception of interaction effect in Kubinger method. By using plot from the first method of Nassar and Huhn and Thennarasu, genotype BAL921 with mean seed yield of 4078.6 kg.ha^{-1} was superior to the other genotypes. Fox and sum of ranks of Kang methods identified cv. Nafis and cv. Nima with mean of 4336 and 3902.4 kg.ha^{-1} seed yield as adapted cultivars. Identification of superior genotype(s) is more reliable by method that considers high yield and yield stability of genotype(s). In this study, Fox and sum of ranks of Kang methods was more efficient than other non-parametric statistical methods used due to having the features, therefore the genotypes selected using these methods were identified as the most suitable genotypes.

Key words: Adpatation, Genotype × environment, Oilseed rape, Seed yield and Yield stability.

[Downloaded from agrobreedjournal.ir on 2026-11-23]

[DOR: 20.1001.1.15625540.1400.23.1.5.9]

Received: July, 2020 Accepted: January, 2021

1. MSc graduate, Imam Khomeini International University, Qazvin, Iran
2. Assistant Prof., Imam Khomeini International University, Qazvin, Iran (Corresponding author)
(Email: r.khademian@eng.ikiu.ac.ir)
3. Associate Prof., Seed and plant improvement institute, AREEO, Karaj, Iran