

Research Paper

Investigating the Stability of Seed Yield in Promising Barley Lines Using Parametric and Non-parametric Methods in Cold Dryland Climate Regions of the Country

Farhad Ahakpaz¹, Ali Akbar Asadi² , Abdolvahab Abdulahi³, Elyas Neyestani⁴, Fereshteh seif⁵, Mohamad Sharif Khaledian⁶, Saber Seif Amiri⁷, Behrooz Mohammadi⁸ and Teymor Dolatpanah⁹

1- Assistant Professor, Department of Cereal Research, Rainfed Agricultural Research Institute, Maragheh, Iran

2- Assistant Professor, Department of Crop and Horticultural Science Research, Zanjan Agricultural and Natural Resources Research and Education Center, AREEO, Zanjan, Iran, (Corresponding author: asadipm@gmail.com)

3- Assistant Professor, Department of Cereal Research, Rainfed Agricultural Research Institute, Sararoud, Iran

4- Assistant Professor, Department of Crop and Horticultural Science Research, North Khorasan Agricultural and Natural Resources Research and Education Center, AREEO, Bojnurd, Iran

5- Expert, Department of Crop and Horticultural Science Research, Hamedan Agricultural and Natural Resources Research and Education Center, AREEO, Hamedan, Iran

6- Expert, Department of Crop and Horticultural Science Research, Kordestan Agricultural and Natural Resources Research and Education Center, AREEO, Sanandaj, Iran

7- Instructor, Department of Crop and Horticultural Science Research, Ardabil Agricultural and Natural Resources Research and Education Center, AREEO, Ardabil, Iran

8- Expert, Department of Crop and Horticultural Science Research, Zanjan Agricultural and Natural Resources Research and Education Center, AREEO, Zanjan, Iran

9- Expert, Department of Cereal Research, Rainfed Agricultural Research Institute, Maragheh, Iran

Received: 15 September, 2024

Revised: 10 November, 2024

Accepted: 2 February, 2025

Extended Abstract

Background: Considering the diversity in climatic conditions, agricultural management, the extent of barley cultivation areas in Iran, and observing the different reactions of different cultivars to environmental conditions, it is of particular importance to introduce high-yielding cultivars with wide adaptability to different conditions. Due to the genotype \times environment interaction effect, it is difficult to identify cultivars that have good stability and acceptable yield in various environmental conditions. Therefore, cultivars should be studied in a wide range of environmental changes in different locations and years so that the information obtained from the estimation of compatibility and yield stability of genotypes is a more reliable criterion for recommending cultivars and their efficiency. The methods for determining the genotype \times environment interaction effect are divided into two groups: single variable (parametric and non-parametric) and multivariable. Each of these methods shows different aspects of the stability of genotypes, and one method alone cannot investigate the yield of a genotype in different environments from different aspects of stability. This research aimed to select promising barley genotypes with high yield and suitable stability in dry conditions in the cold climate of Iran using parametric and non-parametric univariate stability analysis methods.

Methods: In this study, 25 advanced and promising lines of barley, along with Ansar, Abider, and Sararoud1 (check cultivars), were studied in dry conditions in a completely randomized block design with four replications in research stations of Maragheh, Kurdistan (Qamlo), Zanjan (Qidar), Ardabil, Kermanshah (Sararoud), Shirvan, and Hamedan for three crop seasons from 2016 to 2019. The stability of the genotypes was explored using parametric and non-parametric univariate methods. Parametric and non-parametric univariate methods were integrated using the selection ideal index genotype (SIIG) method. Finally, the correlation of the parameters with yield and the SIIG was also calculated in this research.

Results: Separate analysis of variance in each of the environments showed that the genotype effect was significant in 12 out of 19 environments, which indicated the fluctuation of the yield of each genotype from one environment to another. Combined variance analysis showed that the interaction effects of year \times location and genotype \times year \times location were significant at 1%, the year effect at 5%, and the location and genotype effects were significant at 10% probability levels. The main effect of the environment and the genotype \times environment interaction effect had the largest share in the total sum of squares observed in the experiments, with 69.98% and 10.83%,



respectively. Eberhart and Russel's analysis identified genotypes G1, G4, G5, G8, G9, G10, and G26 as the most stable genotypes due to having the lowest deviation from regression and a regression coefficient close to one. Considering the yield, G9 and G10 genotypes were introduced as stable genotypes with high yields. According to Finley and Wilkinson's linear regression coefficient, genotypes G4, G6, G9, G11, G12, G15, G17, G20, G27, and G28 had a regression coefficient close to one, which shows that these genotypes have general adaptability to environments. Based on Wruck's equivalence index and Shukla's stability variance, genotypes G8, G19, G10, G20, G9, G4, G26, and G1 were identified as stable genotypes. Based on the coefficient of environmental variation, genotypes G10, G1, G8, G23, G13, G2, and G5 had the lowest coefficient of variation. Based on the Plasted and Peterson method, genotypes G10, G20, G19, and G9 were selected as stable genotypes with high yields. In the Plaisted method, genotypes G10, G20, G19, and G9 with the least contribution in creating interaction and having the desired yields were introduced as stable and high-yielding genotypes. Based on Lin and Bains, genotypes G15, G6, G21, G19, G20, G7, and G9 had the least amount of this statistic and were introduced as the most stable genotypes. Based on Kang's total rank method, G20, G19, G10, G9, and G22 genotypes with the lowest total rank were selected as stable genotypes. Based on the parameters of Nassar and Huhn, genotypes G8, G9, G10, G1, G20, G19, and G21, and based on the parameters of Thenarasu, genotypes G8, G9, G10, G1, G19, and G22 with the lowest rank were selected as stable genotypes. Finally, based on the SIIG, genotypes G10, G9, G19, G22, and G20 had the closest value to one and produced higher yields than the overall average; therefore, they were selected as the most stable genotypes.

Conclusion: Based on the SIIG, genotypes G10, G9, G19, G22, and G20 had the closest value to one and produced yields above the average; therefore, they were selected as the most stable genotypes. Moreover, the use of the SIIG is recommended due to its high correlation with all the indices used to summarize the results of parametric and non-parametric stability indices.

Keywords: Compatibility, Dryland conditions, Eberhart and Russel, Ideal selection index

How to Cite This Article: Ahakpaz, F., Asadi, A. A., Abdulahi, A., Neyestani, E., seif, F., Khaledian, M., Seif Amiri, S., Mohammadi, B., & Dolatpanah, T. (2025). Investigating the Stability of Seed Yield in Promising Barley Lines Using Parametric and Non-parametric Methods in Cold Dryland Climate Regions of the Country. *J Crop Breed*, 17(2), 152-169. DOI: 10.61882/jcb.2024.1567

مقاله پژوهشی

بررسی پایداری عملکرد دانه لاین‌های امیدبخش جو با استفاده از روش‌های پارامتری و ناپارامتری در مناطق دیم اقلیم سرد کشور

فرهاد آهک‌پژ، علی اکبر اسدی^۱، عبدالوهاب عبدالهی^۲، الیاس نیستانی^۳، فرشته سیف^۵، محمد شریف خالدیان^۶، صابر سیف امیری^۷، بهروز محمدی^۸ و تیمور دولت پناه^۹

- ۱- استادیار، بخش تحقیقات علوم زراعی و باغی، مرکز تحقیقات آموزش کشاورزی و منابع طبیعی استان زنجان، سازمان تحقیقات، آموزش و ترویج کشاورزی، زنجان، ایران
- ۲- استادیار، بخش تحقیقات علوم زراعی و باغی، مرکز تحقیقات آموزش کشاورزی و منابع طبیعی استان زنجان، سازمان تحقیقات، آموزش و ترویج کشاورزی، زنجان، ایران
(نویسنده مسؤول: asadipm@gmail.com)
- ۳- استادیار، بخش تحقیقات علوم زراعی و باغی، مرکز تحقیقات آموزش کشاورزی و منابع طبیعی استان ساراود، ساراود، ایران
- ۴- استادیار، بخش تحقیقات علوم زراعی و باغی، مرکز تحقیقات آموزش کشاورزی و منابع طبیعی استان خراسان شمالی، سازمان تحقیقات، آموزش و ترویج کشاورزی، بجنورد، ایران
- ۵- کارشناس، بخش تحقیقات علوم زراعی و باغی، مرکز تحقیقات آموزش کشاورزی و منابع طبیعی استان همدان، سازمان تحقیقات، آموزش و ترویج کشاورزی، همدان، ایران
- ۶- کارشناس، بخش تحقیقات علوم زراعی و باغی، مرکز تحقیقات آموزش کشاورزی و منابع طبیعی استان کردستان، سازمان تحقیقات، آموزش و ترویج کشاورزی، سنندج، ایران
- ۷- مری، بخش تحقیقات علوم زراعی و باغی، مرکز تحقیقات آموزش کشاورزی و منابع طبیعی استان اردبیل، سازمان تحقیقات، آموزش و ترویج کشاورزی، اردبیل، ایران
- ۸- کارشناس، بخش تحقیقات علوم زراعی و باغی، مرکز تحقیقات آموزش کشاورزی و منابع طبیعی استان زنجان، سازمان تحقیقات، آموزش و ترویج کشاورزی، زنجان، ایران
- ۹- کارشناس، بخش تحقیقات علوم زراعی و باغی، مرکز تحقیقات آموزش کشاورزی دیم کشور، مراغه، ایران

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۱۱/۱۴

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۰۶/۲۵

صفحه: ۱۵۲ تا ۱۵۹

چکیده مopsis

مقدمه و هدف: با توجه به تنوع موجود در شرایط اقلیمی، مدیریت زراعی و وسعت مناطق کشت جو در کشور و مشاهده عکس‌العمل‌های متفاوت ارقام مختلف به شرایط محیطی، معرفی ارقام پرمحمولی که سازگاری وسیع با شرایط متفاوت داشته باشد، دارای اهمیت خاصی است. به دلیل وجود اثر متقابل ژنتیک × محیط، شناسایی ارقامی که در شرایط متنوع و مختلف محیطی دارای پایداری مطلوب و عملکرد قابل قبول باشند مشکل است. در این شرایط، بررسی ارقام باید در دامنه وسیعی از تغییرات محیطی در مکان‌ها و سال‌های متفاوت انجام گیرد تا اطلاعات حاصل از برآورد سازگاری و پایداری عملکرد ژنتیک‌ها، معیار مطمئن‌تری جهت توصیه ارقام و کارایی آن‌ها باشد. روش‌های تعیین اثر متقابل ژنتیک × محیط به دو گروه تک‌متغیره (پارامتری و ناپارامتری) و چندمتغیره تقسیم می‌شوند. هر یک از این روش‌ها جنبه‌های مختلفی از پایداری ژنتیک‌ها را نشان می‌دهند و یک روش به تهایی نمی‌تواند عملکرد یک ژنتیک را در محیط‌های مختلف از جنبه‌های مختلف پایداری بررسی کند. هدف از این تحقیق، انتخاب ژنتیک‌های امیدبخش جو با عملکرد بالا و پایداری مناسب در شرایط دیم در اقلیم سرد کشور با استفاده از روش‌های تجزیه پایداری تک متغیره پارامتری و ناپارامتری بود.

مواد و روش‌ها: ۲۵ لاین پیشرفت و امیدبخش جو به همراه ارقام شاهد انصار، آبدیل و ساراود ۱ در شرایط دیم و در قالب طرح بلوك‌های کامل تصادفی با چهار تکرار در ایستگاه‌های تحقیقاتی دیم مناطق سردسیر و سرد معتدل مراغه، کردستان (قاملو)، زنجان (قیدار)، اردبیل، کرمانشاه (سراورود)، شیروان و همدان به مدت سه سال زراعی از سال ۱۳۹۶ تا ۱۳۹۹ مورد بررسی قرار گرفتند. برای بررسی پایداری ژنتیک‌ها، از روش‌های تک‌متغیره پارامتری و ناپارامتری استفاده شد. همچنین، به منظور ادغام روش‌های تک‌متغیره پارامتری و ناپارامتری از روش شاخص انتخاب ژنتیک مطلوب SIIG استفاده شد. در نهایت، همبستگی پارامترها با عملکرد و شاخص انتخاب ژنتیک مطلوب نیز محسوسه شد.

یافته‌ها: تجزیه واریانس جداگانه در هر کدام از محیط‌ها نشان داد که اثر ژنتیک در ۱۲ محیط مطالعه شده معنی‌دار بود که نشان‌دهنده نوسان عملکرد هر ژنتیک از محیط به دیگر بود. تجزیه واریانس مرکب نشان داد که برهمکنش سال × مکان و ژنتیک × سال × مکان در سطح احتمال ۱ درصد و اثر سال در سطح احتمال ۵ درصد و اثر ژنتیک در سطح ۱۰ درصد معنی‌دار بود. اثر اصلی محیط و برهمکنش ژنتیک به ترتیب با ۱۰/۸۳ و ۶۹/۹۸ درصد بیشترین سهم را در مجموع معربات کل واریانس مشاهده شده در آزمایشات داشتند. تجزیه ابرهارت و راسل ژنتیک‌های G5، G4، G1، G10 و G26 را به دلیل برخورداری از کمترین قدران اخراجی از رگرسیون و ضریب رگرسیون نزدیک به یک، به عنوان پایدارترین ژنتیک‌ها شناسایی نمود؛ در نهایت با در نظر گرفتن مقادیر محیطی به دلیل ژنتیک G9 و G10. به عنوان ژنتیک‌های پایدار با عملکرد بالا معرفی شدند. بر اساس ضریب رگرسیون خطی فینیک و ویلکنیسون ژنتیک‌های G20، G27، G17، G11، G6، G4 و G28 دارای ضریب رگرسیون نزدیک به یک بودند که نشان می‌دهد این ژنتیک‌ها دارای سازگاری عمومی به محیط‌ها هستند. بر اساس شاخص‌های اکوالانس ریک و واریانس پایداری شوکلا، ژنتیک‌های G10، G19، G8 و G20 دارای کمترین مقادیر این آماره بودند و دارای مقدار ضریب تعییرات ژنتیکی ژنتیک‌های G1، G10، G23، G8، G1، G26، G4، G9، G2 و G1 به عنوان پایدار شناسایی شدند. بر اساس ضریب تعییرات محیطی ژنتیک‌های G10، G19، G20 و G9 به عنوان ژنتیک‌های پایدار با عملکرد بالا انتخاب شدند. در روش پلاستیک، ژنتیک‌های G10، G19، G20 و G9 با کمترین سهم در ایجاد اثر متقابل و دارا بودن عملکرد مطلوب به عنوان ژنتیک‌های پایدار و پر محصول معرفی شدند. بر اساس روش لین و بینز، ژنتیک‌های G15، G6، G21، G19، G19 و G7 و G20 دارای کمترین مقادیر این آماره بودند و به عنوان پایدارترین ژنتیک‌ها معرفی شدند. بر اساس روش مجموع رتبه کانک، ژنتیک‌های G20، G19، G2 و G22 با کمترین مجموع رتبه به عنوان ژنتیک‌های پایدار انتخاب شدند. بر اساس پارامترهای ناصار و هیون، ژنتیک‌های G8، G9، G10، G1، G20، G19 و G21 با کمترین میزان رتبه به عنوان ژنتیک‌های G19، G10، G1 و G22 با کمترین میزان رتبه به عنوان ژنتیک‌های پایدار انتخاب شدند. در نهایت بر اساس شاخص انتخاب ژنتیک کل داشتند؛ بنابراین، به عنوان پایدارترین ژنتیک‌ها انتخاب شدند.

نتیجه‌گیری: بر اساس شاخص انتخاب ژنتیک ایده‌آل (شاخص SIIG)، ژنتیک‌های G10، G19، G22 و G20 دارای نزدیکترین مقادیر به عدد یک بودند و نیز عملکردی بالاتر از میانگین داشتند؛ بنابراین، به عنوان پایدارترین ژنتیک‌ها انتخاب شدند. همچنین، استفاده از شاخص SIIG با توجه به همبستگی بالا با تمامی شاخص‌های مورد استفاده، جهت جمع‌بندی نتایج حاصل از شاخص‌های پایداری پارامتری و ناپارامتری توصیه می‌شود.

واژه‌های کلیدی: ابرهارت و راسل، سازگاری، شاخص گریش ایده‌آل، شرایط دیم

مقدمه

در اغلب محیط‌های متفاوت رشد دارای عملکرد مناسبی باشد ولی در محیط‌های دیگر چندان مطلوب نباشد، رابطه بین واریته و محیط رشد مناسب را سازگاری خصوصی (Specific adaptation) گویند. اگر واریته‌ای در اغلب محیط‌ها دارای عملکرد مناسبی باشد ولی لزوماً در هیچ‌کدام از محیط‌ها دارای عملکرد بسیار مناسبی نباشد، در این صورت رابطه بین واریته و محیط را سازگاری عمومی (General adaptation) گویند. در اصلاح نباتات، هدف نباید به سازگاری خصوصی و یا عمومی محدود شود بلکه باید سعی شود حد واسطه بین این دو نوع سازگاری به وجود آید (Eberhart & Russel, 1966).

روش‌های مختلفی برای بررسی پایداری پیشنهاد شده‌اند. استفاده از برهمنکش ژنتیک و محیط برای هر ژنتیک به عنوان پارامتر پایداری توسط ریک (Wricks, 1962) پیشنهاد شد. این پارامتر پایداری با نام اکووالانس ریک (Wi)، مستقیماً به برهمنکش ژنتیک و محیط مربوط می‌شود و جهت تعیین سهم هر ژنتیک در مجموع مرباعات برهمنکش ژنتیک × محیط محاسبه می‌گردد. شوکلا (Shukla, 1972) برآورد واریانس ژنتیک ام در محیط‌های مختلف را بر اساس باقیمانده حاصل از طبقه‌بندی دوطرفه ژنتیک و محیط پیشنهاد نمود. وی این پارامتر را واریانس پایداری شوکلا (5²) نام‌گذاری کرد. نتایج این روش شباهت زیادی به روش اکووالانس ریک دارند.

ابرهارت و راسل (Eberhart & Russel, 1966) میانگین عملکرد، ضریب رگرسیون فنیلی و ویلکینسون (Finlay & Wilkinson, 1963) (a) و میانگین مرباعات انحراف از خط رگرسیون (Sd²) را برای تشخیص ارقام پایدار به کار برden.

به نظر آن‌ها، ژنتیکی پایدار بود که اولاً میانگین مرباعات انحراف از خط رگرسیون آن کوچک بوده، ثانیاً ضریب خط رگرسیونی آن معادل یک باشد. با توجه به این که انحراف از خط رگرسیون مربوط به بخش غیر قابل پیش‌بینی تنوع مربوط به هر ژنتیک است و ضریب رگرسیون نیز پاسخ ویژه ژنتیک‌ها به اثرات محیطی را نشان می‌دهد، بنابراین، بهترتیب به عنوان پارامترهای پایداری و پاسخ در نظر گرفته می‌شوند. بنابر اعتقاد لین و بینز (Lin & Binns, 1988)، مکان عاملی است که قابل کنترل است و نیازی نیست که یک واریته برای چندین منطقه توصیه شود. بنابراین، آن را به عنوان یک عامل ثابت در نظر گرفتند و عامل سال را به دلیل غیرقابل کنترل و پیش‌بینی بودن، عامل تصادفی شمردند. آنها اظهار داشتند واریته‌ای پایدار است که در طول سال‌های مورد آزمایش نوسان کمتری داشته باشد و به همین خاطر میانگین واریانس بین سال‌های درون مکان‌ها را به عنوان پارامتر پایداری پیشنهاد دادند. برای محاسبه مقدار این پارامتر که به روش محاسبه واریانس درون مکانی (MSY/L) نیز معروف است، واریانس عملکرد بین سال‌های درون هر مکان برای هر ژنتیک محاسبه می‌شود و پس از محاسبه این واریانس‌ها در کلیه مناطق برای هر ژنتیک، میانگین آن‌ها به عنوان واریانس درون مکانی محاسبه می‌گردد. هر واریته‌ای که واریانس درون مکانی کمتری داشته باشد، پایدارتر خواهد بود. فرانسیس و کانتبرگ (Francis & Kannenberg, 1978) جهت رفع مشکل همیستگی بین شاخص‌های پایداری و عملکرد کم، شاخص ضریب تنوع محیطی را به عنوان معیار

اهمیت و ضرورت تهیه ارقام جدید دیم که پرمحصول و مقاوم به تنش‌های محیطی و غیر محیطی باشند، با توجه به باصره بودن جو با توقعات آبی و خاکی نسبتاً کم در اراضی دیم، بهروشنی مشخص می‌شود. با در نظر گرفتن وسعت و تنوع شرایط اقلیمی و زراعی مناطق مورد کشت جو در کشور و این که ارقام مختلف عکس العمل‌های متفاوتی را در شرایط محیطی مختلف از خود نشان می‌دهند، معرفی ارقام پرمحصولی که سازگاری وسیع با شرایط زراعی متفاوت داشته باشند، دارای اهمیت خاصی است. ارقامی که پایداری عملکرد داشته باشند، کمتر تحت تاثیر تنش‌های محیطی قرار می‌گیرند و در سال‌هایی که شرایط اقلیمی نامساعد هستند، عملکرد قابل قبول خواهد داشت. تعیین ارقام مناسب با هر محیط زمانی که برهمنکش ژنتیک × محیط وجود دارد، مشکل است زیرا عملکرد قابل پیش‌بینی نیست و نمی‌توان تنها براساس میانگین‌های ژنتیک × محیط تایج را تفسیر نمود (Ebdon & Gauch, 2002). برای رفع این مشکل باید یک رقم خاص برای یک منطقه خاص معرفی گردد. ولی از آنجایی که تهیه رقم اصلاح‌شده، سازگار و با عملکرد بالا برای هر محیط به لحاظ اقتصادی مقرر نیست، لذا باید واریته‌های را تهیه کرد که در بیشتر از یک منطقه و یا برای چند ناحیه قابل توصیه باشند. یعنی ارقامی را که در کلیه مناطق عملکرد مشابه و یا حداقل در اغلب مناطق عملکرد مناسبی دارند، انتخاب و توصیه کرد (Sadeghzadeh Ahari *et al.*, 2005).

در اراضی دیم، به دلیل نایابی شرایط محیطی، ارقام معرفی شده علاوه بر عملکرد بالا باید دارای ثبات عملکرد نیز باشند. به تغییری که در عملکرد نسبی ژنتیک‌ها در محیط‌های مختلف پیدید می‌آید، برهمنکش ژنتیک × محیط گفته می‌شود که دلیل عدمه آن تفاوت سازگاری ژنتیک‌ها در محیط‌های مختلف است (Peterson *et al.*, 1997; Cleveland, 2001). این اثر شامل کلیه فعل و انفعالات بین ژنتیک‌ها و اثرات محیطی است و ممکن است باعث کاهش همبستگی بین ارزش‌های ژنتیکی (ارزش اصلاحی) و فنوتیکی شود و کارایی گزینش را کاهش دهد (Brandle & Mcverity, 1994; Ebdon & Gauch, 2002) از تغییرات محیطی در مکان‌ها و سال‌های متفاوت انجام گیرد تا اطلاعات حاصل از برآورد سازگاری و ثبات عملکرد ژنتیک‌ها معيار مطمئن‌تری در توصیه ارقام و توسعه کشت آن‌ها را ارائه و کارایی گزینش و معرفی را افزایش دهد. در چنین آزمایشات چندمحیطی، برهمنکش ژنتیک × محیط اجتناب‌ناپذیر است (Ceccarelli *et al.*, 2006). روش تجزیه واریانس مركب معمول‌ترین روش برای شناسایی وجود برهمنکش ژنتیک × محیط در آزمایشات چندمحیطی است. ژنتیک‌هایی که این اثر در آن‌ها معنی دار است، از ثبات عملکرد دانه کمتری برخوردار هستند. از آنجایی که عملکرد ارقام از محیطی به محیط دیگر در حال تغییر است، انتخاب یک رقم برای چند محیط به منظور افزایش عملکرد در واحد سطح به نظر صحیح نیست و در اغلب موارد می‌توان با محاسبه سازگاری خصوصی، لاین را برای منطقه مورد نظر معرفی کرد (Bhutta, 2007). اگر واریته‌ای

مقایسات عملکرد مقدماتی را با استفاده از آماره‌های تک متغیره و تجزیه کلاستر مورد بررسی قرار دادند و چهار ژنوتیپ پایدار با عملکرد بالا را معرفی نمودند. حاتمی ملکی و همکاران (Hatami Maleki *et al.*, 2020) در بررسی ۱۶ لاین اصلاحی پیشرفته جو به همراه دو رقم شاهد در پنج منطقه از آماره‌های پارامتری، مانند مجموع مرباعات GE، ضریب شبیه خط رگرسیون، واریانس باقیمانده رگرسیون خطی معمول و تعدیل شده، ضریب تغییرات و رگرسیون دینامیکی، استفاده کردند و لاین‌های برتر با عملکرد بالا و پایدار را با استفاده از این روش‌ها معرفی نمودند.

هدف از این پژوهش، مطالعه پایداری عملکرد ارقام و لاین‌های پیشرفته جو در مناطق سردسیر و معتدل سرد دیم و در نهایت شناسایی و معرفی لاین‌های برتر با پتانسیل عملکرد دانه بالا و با پایداری عملکرد در محیط‌های مختلف به‌منظور معرفی به عنوان رقم و رفع نیاز بذری این مناطق است.

مواد و روش‌ها

در این بررسی، ۲۵ رقم و لاین پیشرفته و امیدبخش جو (انتخابی از آزمایشات مقایسه عملکرد مشترک پیشرفته) به همراه ارقام شاهد انصار، آبیدر و سرارود ۱ (جدول ۱) در شرایط دیم و در قالب طرح بلوک‌های کامل تصادفی با چهار تکرار در ایستگاه‌های تحقیقاتی دیم مناطق سردسیر و سرد معتدل مراغه، کردستان (قاملو)، زنجان (قیدار)، اردبیل، کرمانشاه (سرارود)، شیروان و همدان به مدت سه سال زراعی از سال ۹۷-۱۳۹۶ تا ۹۹-۱۳۹۸ مورد بررسی قرار گرفتند (جدول ۲). مشخصات مناطق اجرای آزمایش در جدول ۳ و اطلاعات هواشناسی این مناطق در جدول ۴ نشان داده شده‌اند. عملیات آماده‌سازی زمین در ایستگاه‌های مورد بررسی تا حد امکان یکسان انجام شد به صورتی که برای آماده‌سازی زمین آزمایش در هر ایستگاه، در پاییز سال قبل به عمق ۲۰-۲۵ سانتی‌متر شخم زده شد و در بهار قبل از گل‌دهی علف‌های هرز از پنجه‌غازی و در پاییز قبل از کشت از دیسک استفاده گردید. نیاز به عناصر کودی بر اساس آزمون خاک در هر ایستگاه تأمین شد. کرت‌های آزمایشی شامل شش خط به طول ۶ متر با فاصله خطوط ۲۰ سانتی‌متر بودند. میزان بذر مصرفی برای کشت براساس ۴۰۰ دانه در مترمربع با توجه به وزن هزار دانه ژنوتیپ‌ها تعیین شد. جهت کنترل علف‌های هرز پهن‌برگ از سومون علف‌کش استفاده گردید. بقیه عملیات‌های زراعی در ایستگاه‌های مختلف تا حدود زیادی یکسان بود.

پایداری معرفی کردند که حاصل قسمت جذر واریانس محیطی هر لاین (Si²) بر میانگین عملکرد همان لاین در کلیه مکان‌ها است. پایین بودن مقدار CV% محیطی نشان دهنده نوسانات کمتر عملکرد آن رقم است. باید دانست که رتبه ژنوتیپ در نهایتاً پایداری آن رقم است. باید دانست که رتبه ژنوتیپ در یک محیط خاص نباید بر اساس ارزش فنوتیپی آن باشد چراکه پایداری باید مستقل از اثر ژنوتیپی به‌دست آید (Thennarasu, 1995). تثارازو (Thennarasu, 1995) بیان داشت که به‌منظور حذف اثر ژنوتیپی عملکرد، عملکرد هر رقم ابتدا تصحیح شود و سپس هر ژنوتیپ بر حسب عملکرد تصحیح شده خود رتبه‌بندی شود. در این حالت، رتبه‌های به‌دست آمده فقط بر اساس برهمنکنش ژنوتیپ × محیط و نیز خطای آزمایشی خواهند بود. بر این اساس، چهار پارامتر پایداری توسط وی ارائه شد. به اعتقاد هیون و لون (Huhn & Leon, 1995) پیشرفت سریع روش‌های نایارامتری در سال‌های اخیر سبب افزایش استفاده از آن‌ها در طرح‌های آزمایشی مهم شده است به‌طوری که روش‌های نایارامتری بیشتر برای داده‌های دوطرفه که شامل ردیف و ستون باشند استفاده می‌شوند که ردیف‌ها، ارقام و ستون‌ها، محیط‌ها را تشکیل می‌دهند. همچنین در این روش‌ها بهتر است که ارقام در هر محیط با تعداد تکرار ثابت آزمون شوند. استفاده از روش‌های نایارامتری به‌ویژه وقتی که روش‌های پارامتری به خاطر برهمنکنش غیر خطی ژنوتیپ × محیط قابل توضیح و تفسیر نباشد لازم است (Kubinger, 1986).

استفاده از آماره‌های تک متغیره پارامتری و نایارامتری در شناسایی ژنوتیپ‌های پایدار جو توسط محققین متعددی گزارش شده است (Ramzi *et al.*, 2019; Taherian *et al.*, 2020; Barati *et al.*, 2019; Khalili & Pour-Aboghadareh, 2016; Karimizadeh *et al.*, 2013 Vaezi & Ahmadi, 2010) با بررسی پایداری ۱۸ ژنوتیپ جو با استفاده از مدل‌های رگرسیونی فیلی و ویلکیسون و ابرهارت-راسل ژنوتیپ‌های معان، گچساران و اینده را به عنوان ژنوتیپ پایدار معرفی کردند. همچنین در مطالعه آن‌ها، روش ابرهارت و راسل با در نظر گرفتن چند آماره جهت انتخاب بهترین ژنوتیپ و نیز روش لین و بینز به‌دلیل و راثت‌پذیر بودن به عنوان روش‌های کارآمدتر برای تجزیه پایداری معرفی شدند. بدؤی و همکاران (Badooci Delfard *et al.*, 2016) به‌منظور بررسی پایداری ارقام جو زمستانه از پارامترهای پایداری شوکله، اکووالانس ریک و آماره لین و بینز استفاده کردند. بهرامی و همکاران (Bahrami *et al.*, 2008) و سازگاری ۲۰ ژنوتیپ جو را در شش منطقه طی دو سال مورد ارزیابی قرار دادند و از تمام پارامترهای پایداری در شناسایی ارقام پایدار استفاده کردند. نتایج نشان دادند که ضریب رگرسیون ابزار مناسبی برای گزینش واریته‌های پایدار با عملکرد بالا بود و مفیدترین شاخص پایداری بود که می‌توانست برای گزینش ژنوتیپ‌های جو سازگار با دامنه وسیعی از محیط‌ها یا سازگار برای نواحی خاص مورد استفاده قرار گیرد. انصاری ملکی و همکاران (Ansari Maleki *et al.*, 2007) به‌منظور انتخاب و معرفی ارقام سازگار و پرمحصول جو برای مناطق سردسیر کشور، ۲۴ ژنوتیپ جو دیم انتخاب شده از آزمایشات

جدول ۱- شجره‌های ارقام و لاین‌های امیدبخش جو در محیط‌های مورد مطالعه

Table 1. Pedigrees of promising varieties and lines of barley in the studied environments

منşa ژنتیکی	شجره ژنتیکی	کد
Genotype origin	Genotype pedigree	Code
DARI	Ansar	Gen1
DARI	Abider	Gen2
DARI	Sararood-1	Gen3
DARI	B-c-74-2/Abidar 114-0MH-0MH-0MH-0MH-1MH	Gen4
DARI	VA92-44-275//Tokak/Demir-2 IRB-008-242-0MH-0MH-0MH-0MH-4MH	Gen5
DARI	BAŞGUL -	Gen6
DARI	EFES30 -	Gen7
DARI	GkOmega/CWB117-5-9-5//Sararood	Gen8
DARI	Roho/Masurka/ICB-103020/3/Kc/MullersHeydla/Sls/4/Sararood/5/GaraArpa/6/1142/Gumhuriyet//Radical IRB-008-54-0MH-0MH-0MH-2MH	Gen9
DARI	Obruk-86/3/Alpha/Sul/Nacta/4/Sadik-05/5/Icb-100059 IRB-008-238-0MH-0MH-0MH-0MH-2MH	Gen10
DARI	Reihan-03//Tokak/Demir-2 IRB-008-252-0MH-0MH-0MH-5MH	Gen11
DARI	MB-90-3(Beecher/1-BC-80411/1-BC-80593)	Gen12
DARI	Beecher-Sel//Gloria"S"/Copal"S"/Deir Alla 106//Hem/Bc/3/Rihane"S"	Gen13
DARI	Unknown	Gen14
DARI	GkOmega/4/Arr/Esp//Alger/Ceres362-1-1/3/ICB-100175 ChiCm/An57//Albert/3/ICB-102379/4/GkOmega	Gen15
DARI	AYDANHANIM	Gen16
DARI	ZEYNELAGA	Gen17
DARI	G.B.71530	Gen18
DARI	G.B.71530	Gen19
DARI	G.B.71538	Gen20
DARI	G.B.71557	Gen21
DARI	G.B.72566	Gen22
DARI	G.B.72581	Gen23
DARI	G.B.72650	Gen24
DARI	G.B.72655	Gen25
DARI	G.B.72665	Gen26
DARI	G.B.72680	Gen27
		Gen28

DARI: Dryland Agricultural Research Institute

جدول ۲- محیط‌های مورد مطالعه در آزمایش یکنواخت سراسری

Table 2. Studied environments in the nationwide uniform test

کد	محیط	کد	محیط	کد	محیط	کد	محیط
Code	Environment	Code	Environment	Code	Environment	Code	Environment
Mara1	Maragheh-1th year	Shir2	Shirvan-2th year	Sara1	Sararood-1th year	Hame3	Hamedan -3th year
Mara2	Maragheh-2th year	Shir3	Shirvan-3th year	Sara2	Sararood -2th year	Arde1	Ardebil-1th year
Qam1	Qamlu-1th year	Zan1	Zanjan-1th year	Sara3	Sararood -1th year	Arde2	Ardebil -2th year
Qam2	Qamlu-2th year	Zan2	Zanjan-2th year	Hame1	Hamedan-1th year	Arde3	Ardebil -3th year
Qam3	Qamlu-3th year	Zan3	Zanjan-3th year	Hame2	Hamedan -2th year		

جدول ۳- مشخصات جغرافیایی و نوع خاک ایستگاه‌های تحقیقات کشاورزی مورد بررسی

Table 3. Geographical characteristics and soil type of the investigated agricultural research stations

Station	Longitude (degrees east)	Latitude (degrees north)	Height above sea level (meters)	Soil texture
Maragheh	46°, 15'	37°, 15'	1720	Clay-Loam
Qamlu	47°, 00'	35°, 20'	1500	Clay-Loam
Zanjan	48°, 49'	36°, 58'	1875	Loam-Silt
Ardabil	48°, 17'	38°, 15'	1342	Clay-Loam
Sararod	57°, 55'	37°, 23'	1351	Silt-Clay-Loam
Hamedan	48°, 32'	34°, 53'	1733	Sand-Loam
Shirvan	58°, 07'	37°, 19'	1086	Clay-Loam

جدول ۴- مقایسه میانگین بارندگی و دمای سالانه ایستگاه‌های تحقیقات کشاورزی در سه سال مورد بررسی در این تحقیق

Table 4. Comparison of the average annual rainfall and temperature of the agricultural research stations investigated in the three years of this research

Cropping Years	Variables	Ardebil	Maragheh	Sararod	Shirvan	Zanjan	Qamlu	Hamedan
2017-2018	Rain	226.4	326.8	518.8	252.7	426.3	396.3	389.2
	Temperature	8.06	5.2	11.7	9.3	7.5	6.9	8.4
2018-2019	Rain	274.2	494.6	782.5	337.8	430	444.5	506.8
	Temperature	8.1	5.6	11.1	9.8	7.6	7.4	8.4
2019-2020	Rain	255.4	423.3	521.2	141.3	390	339.5	307.9
	Temperature	8.3	5.1	11	9.1	7.4	7.1	8.2
Long-term	Rain	251.9	356.1	413.9	247.1	349.2	339.4	285.3
	Temperature	7.5	5.3	11.4	10	7.5	6.5	8.5

عملکرد ژنتیکی \bar{X}_i در محیط \bar{z}_i میانگین ژنتیکی \bar{X} میانگین ژنتیکی \bar{z} در تمام محیط‌ها؛ \bar{X} میانگین همه ژنتیکی‌ها در محیط \bar{z} و \bar{X} میانگین همه ژنتیکی‌ها در تمام محیط‌ها هستند. همچنین، E تعداد محیط، G تعداد ژنتیکی در آزمایش، و MsGE واریانس برهمکنش ژنتیکی \times محیط هستند. در مدل فینلی و ویلکسون، M میانگین کل آزمایش، Pi اثر اصلی ژنتیکی نام، β_i ضریب رگرسیون خطی برای ژنتیکی نام، V_i اثر اصلی محیط، δ_{ij} اثر متقابل ژنتیکی در محیط و ϵ_{ijk} اثر خطای هستند. در این مدل، معیار پایداری را با b_i نشان می‌دهند که رگرسیون خطی عملکرد ژنتیکی \bar{z} در محیط زروعی عملکرد همه ژنتیکی‌ها در محیط زام است. در شاخص پلاستیت، p تعداد ژنتیکی، q تعداد

پس از تعیین عملکرد دانه هر ژنتیکی، تجزیه واریانس ساده در هر سال و هر مکان انجام گردید. با استفاده از آزمون F max Hartley و اثبات یکنواختی واریانس خطای، تجزیه واریانس مرکب به منظور بررسی اثرات اصلی ژنتیکی \times محیط و همچنین برهمکنش ژنتیکی \times محیط انجام پذیرفت. آزمون F متابع تغییر بر اساس امید ریاضی و با فرض تصادفی بودن سال‌ها و مکان‌ها و ثابت بودن ژنتیکی‌ها انجام گردید.

با توجه به معنی دار بودن برهمکنش ژنتیکی \times محیط، برای تعیین سازگاری و پایداری ژنتیکی‌ها از روش‌های مختلف (جدول ۵) استفاده شد. در معادلات ۱ تا ۹، X_{ij} میانگین

برای آزمون یکنواختی واریانس خطاهای آزمایشی و تجزیه مرکب داده‌ها از نرم‌افزار SAS، برای برآورد پارامترهای پارامتری و ناپارامتری پایداری از برنامه اینترنی آنلاین Pour-Aboughadareh *et al.*, (STABILITYSOFT 2019) و بسته تجزیه آزمایش‌های چندمحیطی با نام Metan (Multi environment trail analysis) استفاده شد (Olivoto, 2019).

محیط و SSGE مجموع مربعات اثر متقابل ژنتیک × محیط هستند. در روش‌های ناپارامتری، در معادلات ۱۰ تا ۱۷ r_{ij} رتبه تصحیح‌نشده و تصمیغ‌شده ژنتیک نام در محیط زام، \bar{r}_i و $\bar{r}_{..}$ به ترتیب میانگین رتبه تصحیح‌نشده و تصمیغ‌شده ژنتیک پام M_{ai}^* و M_{di} میانه رتبه تصحیح‌نشده و تصمیغ‌شده ژنتیک نام و N تعداد محیط هستند.

جدول ۵- شاخص‌های تجزیه پایداری مورد استفاده در بررسی پایداری ارقام جو

Table 5. The stability analysis indices used in the study of the stability of barley cultivars

آماره	فرمول	معادله
واریانس محیطی	$S_{X_i}^2 = \frac{\sum(X_{ij} - \bar{X}_{..})^2}{(E - 1)}$	۱
اکوالانس ریک	$W_i^2 = \sum_{j=1}^n (X_{ij} - \bar{X}_i - \bar{X}_{..} + \bar{X}_i)^2$	۲
واریانس پایداری شوکلا	$\delta_i^2 = \frac{G}{(E - 2)(G - 2)} W_i - \frac{MsGE}{G - 2}$	۳
ضریب رگرسیون خطی	$b_i = 1 + \frac{\sum(X_{ij} - \bar{X}_i - \bar{X}_j + \bar{X}_{..})(X_{..} - \bar{X}_{..})}{\sum_i(\bar{X}_i + X_{..})}$	۴
واریانس انحراف از رگرسیون	$S_{di}^2 = \frac{1}{E - 2} \left[\sum_i (X_{ij} - \bar{X}_i - \bar{X}_j + \bar{X}_{..}) - (b_i - 1)^2 \cdot \sum_i (\bar{X}_j - \bar{X}_{..})^2 \right]$	۵
ضریب فینلی و ویلکنسون	$Y_{ijk} = M + P_i + (1 + \beta_i)V_i + \delta_{ij} + \varepsilon_{ijk}$	۶
ضریب تغییرات محیطی	$CV_i = \frac{\sqrt{S_i^2}}{V_i}$	۷
شاخص پلاستد و پترسون	$SSGE = \sum \sum_q [(X_{ij} - \bar{X}_{..}) - (X_i - \bar{X}_{..}) - (X_j - \bar{X}_{..})]^2$	۸
شاخص پلاست	$\theta_i = \frac{p}{2(p-1)(q-1)} \sum_{i=1}^n (X_{ij} - \bar{X}_i - \bar{X}_j + \bar{X}_{..})^2 + \frac{SSGE}{2(p-2)(q-2)}$	۹
پارامترهای ناصر و هیون	$S_i^{(1)} = 2 \sum_{i=1}^{n-1} \frac{\sum_{j=j+1}^n r_{ij} - \bar{r}_{ij} }{[N(N-1)]}$ $S_i^{(2)} = \sum_{i=1}^n \frac{(r_{ij} - \bar{r}_i)^2}{(N-1)}$ $S_i^{(3)} = \sum_{i=1}^n \frac{(r_{ij} - \bar{r}_i)^2}{\bar{r}_i}$ $S_i^{(6)} = \sum_{i=1}^n \frac{ r_{ij} - \bar{r}_i ^2}{\bar{r}_i}$ $NP_i^{(1)} = \frac{1}{N} r_{ij}^* - M_{di}^* $ $NP_i^{(2)} = \frac{1}{N} \left[\sum_{i=1}^n r_{ij}^* - M_{di}^* / M_{di} \right]$ $NP_i^{(3)} = \frac{\sqrt{\sum(r_{ij} - \bar{r}_i)^2 / N}}{\bar{r}_i}$ $NP_i^{(4)} = \frac{2}{N(N-1)} \left[\sum_{j=1}^{n-1} \sum_{i=j+1}^n r_{ij} - \bar{r}_i / \bar{r}_{ij} \right]$	۱۰ ۱۱ ۱۲ ۱۳ ۱۴ ۱۵ ۱۶ ۱۷
پارامترهای تنرازو		

تیماری را استنباط کرد. اثر ژنتیک در ۱۲ محیط از ۱۹ محیط مورد مطالعه معنی دار بود. این معنی دار بودن نشان‌دهنده نوسان عملکرد هر ژنتیک از محیطی به محیط دیگر و نیز نشان‌دهنده پاسخ متفاوت ژنتیک‌ها در محیط‌های متفاوت بود. این وضعیت در شکل ۱ نیز نشان داده شده است. با توجه به این شکل مشاهده می‌شود که بیشترین میانگین عملکرد ژنتیک‌ها در محیط مراغه سال اول و کمترین میانگین در محیط‌های قاملو سال دوم و زنجان سال دوم و سوم بودند؛ بنابراین، جهت بررسی برهمکنش ژنتیک × محیط تجزیه واریانس مرکب انجام گرفت.

نتایج و بحث تجزیه واریانس

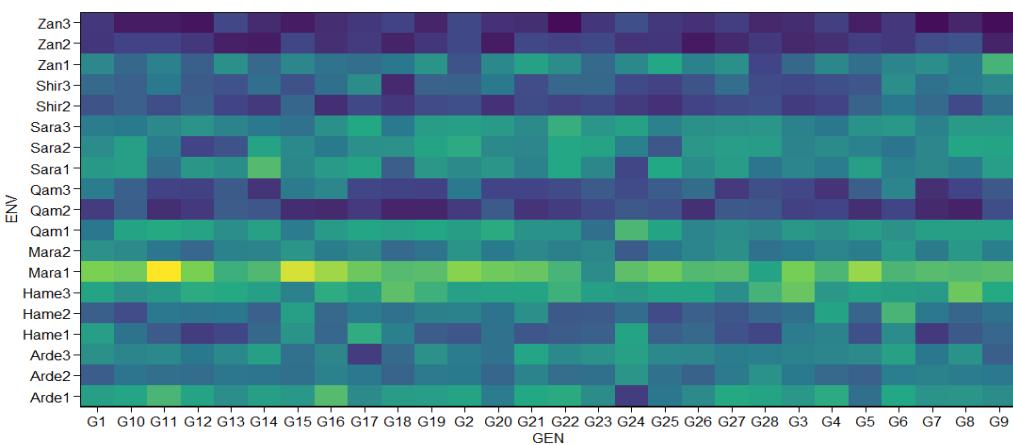
تجزیه واریانس جداگانه در هر کدام از محیط‌ها (جدول ۶) نشان داد که اثر ژنتیک در ۱۲ محیط از ۱۹ محیط مطالعه شده معنی دار بود (البته داده‌های مکان‌های شیروان سال اول و مراغه سال سوم به دلیل مخدوش بودن از آزمایش حذف شدند؛ بنابراین، ژنتیک‌ها در محیط‌های آزمایشی دارای توزع کافی بودند و برای ارزیابی برهمکنش ژنتیک × محیط نیاز به تجزیه پایداری بود. یکنواختی واریانس خطاهای آزمایشی توسعه آزمون F max Hartly با استفاده از واریانس خطاهای آزمایشی محاسبه شده برای عملکرد در سه سال و در ایستگاه‌های مورد مطالعه آزمون شد. با توجه به غیر معنی دار بودن آماره

جدول ۶- واریانس خطای آزمایشی در مکان‌های مورد بررسی در سه سال زراعی و آزمون Fmax Hartley برای ارزیابی یکنواختی واریانس‌ها
Table 6. The variance of experimental errors in different separate locations in three cropping seasons and the Fmax Hartley test to evaluate the uniformity of variances

Cropng Season	S.O.V.	Df	میانگین مربعات (Mean of Squares)						
			اردبیل Ardabil	مراغه Maragheh	سرارود Sararod	زنجان Zanjan	همدان Hamedan	قاملو Qamlu	شیروان Shirvan
2017-2018	Block	3	0.2986	5.9677**	0.287	0.6604**	0.5352**	1.4809**	
	Genotype	27	0.5612**	0.3465**	0.2981*	0.3872**	0.7548**	0.1755	
	Error	181	0.1206	0.1725	0.1706	0.1478	0.1796	0.1801	
	CV%		9.4	9.94	12.17	13	14.73	10.65	
2018-2019	Block	3	1.0099**	6.4241**	0.3812*	0.9174**	0.2381	1.844**	0.1414
	Genotype	27	0.2734*	0.1368	0.9687**	0.1054	1.4064**	0.2152*	0.184
	Error	181	0.1761	0.1129	0.1377	0.1043	0.2006	0.1380	0.130
	CV%		13.27	13.53	11.41	19.55	15.58	18.22	16.62
2019-2020	Block	3	0.3297*		0.419*	0.0477	0.7839	1.356**	0.3123
	Genotype	27	0.4382**		0.2623**	0.0781	0.2471	0.0801	0.236
	Error	181	0.1222		0.1119	0.1404	0.1760	0.17	0.1459
	CV%		10.67		9.85	25.09	11.21	16.62	15.23

 $F_{\text{max Hartley}} = 1.92 \text{ ns}$

** and *: significant at the probability levels of 1 and 5%, respectively.



شکل ۱- نمودار گرمایی پراکنش ژنتیپ‌ها بر مبنای عملکرد دانه در محیط‌های مورد بررسی

Figure 1. The heat diagram for the distribution of genotypes based on seed yields in the investigated environments

ژنتیپ‌های مورد بررسی دارای پایداری خوبی هستند. احیایی و همکاران (Ehyaei *et al.*, 2022) و کانونی و همکاران (Kanouni *et al.*, 2007) نیز در مطالعات خود به این نتیجه رسیدند که محیط بیشترین مقدار از مجموع مربعات را به خود اختصاص داد که نشان‌دهنده متعدد بودن محیط‌های آزمایش است. تفاوت بین محیط‌های مورد بررسی می‌تواند به دلیل تفاوت‌های اقلیمی، خاک و مدیریت زراعی طی سال‌ها و مکان‌های انجام آزمایش در طی دوره رشدی گیاه باشد. با توجه به معنی دار بودن اثر اصلی ژنتیپ، سهم اندک ژنتیپ در مجموع مربعات کل (نژدیک ۱ درصد) را می‌توان به انتخاب مؤثر این ژنتیپ‌ها در آزمایشات مقدماتی در برنامه‌های اصلاحی انجام شده نسبت داد (Golkari *et al.*, 2021).

ژنتیپ‌های G6, G15, G21, G7 و G22 بهترین ژنتیپ بیشترین و ژنتیپ‌های G12, G25, G28, G23 و G27 کمترین مقدار عملکرد دانه را در بین ژنتیپ‌های مورد بررسی دارا بودند (جدول ۹). در ارتباط با معنی دار شدن برهمکنش دوگانه و سه‌گانه علاوه بر تفاوت ژنتیکی بین ژنتیپ‌ها، تفاوت واکنش آن‌ها به عوامل جغرافیایی و اقلیمی هم مؤثر بود؛ بنابراین، صرفًا بر اساس مقایسه میانگین ژنتیپ‌ها نمی‌توان ژنتیپ با عملکرد بیشتر را به عنوان ژنتیپ مطلوب پایدار تعیین کرد، بلکه باید تجزیه پایداری انجام شود تا ژنتیپ‌های سازگار با

تجزیه واریانس مرکب بر روی داده‌های حاصل از هفت مکان در ۳ سال انجام شد. اثرات متقابل سال × مکان و ژنتیپ × سال × مکان در سطح احتمال ۱ درصد، اثر سال در سطح احتمال ۵ درصد و اثر مکان و اثر ژنتیپ در سطح احتمال ۱۰ درصد معنی‌دار بودند. این امر دلیل بر وجود اختلاف شرایط محیطی در مناطق و سال‌های مورد آزمایش بود (جدول ۷). معنی دار شدن برهمکنش سال × مکان تاثیر زیاد این اثر را در معنی دار شدن برهمکنش سه‌گانه نشان می‌دهد. معنی دار شدن اثر سه‌گانه ژنتیپ × مکان × سال (ژنتیپ × محیط) نشان‌دهنده این است که ژنتیپ‌ها در محیط‌های متفاوت پاسخ‌های متفاوتی نشان دادند و به عبارت دیگر، اختلاف بین ژنتیپ‌ها از محیطی به محیط دیگر متفاوت بود و پایداری عملکرد دانه می‌تواند مورد ارزیابی قرار گیرد. واکنش ژنتیپ‌های مختلف به طور عمومی به دلیل پاسخ متفاوت ژن‌ها و یا قدرت تظاهر متفاوت آن‌ها در محیط‌های مختلف است (Jafari & Farshadfar, 2018)، اثر اصلی محیط (مجموع اثرات اصلی و متقابل) و برهمکنش ژنتیپ × محیط (مجموع اثرات دوگانه و سه‌گانه) به ترتیب با $10/83$ و $69/98$ درصد بیشترین سهم را در مجموع مربوطات کل واریانس مشاهده شده در آزمایشات داشتند (جدول ۷). در کل، وقتی اثر محیط زیاد و برهمکنش ژنتیپ × محیط کم باشد می‌توان این‌گونه استبانت کرد که

شرايط منطقه که ضمن داشتن عملکرد دانه بالا، نوسانات عملکرد آنها نيز در سال‌های مختلف کمتر باشند، شناسایي شوند.

جدول ۷- نتایج تجزیه واریانس مرکب عملکرد لاین‌های امیدبخش جو در اقلیم سرد کشور
Table 7. The composite variance analysis results for the yields of promising barley lines in the studied stations during 3 years in the cold climate of the country

درصد مجموع مربعات	میانگین مربعات	مجموع مربعات	درجه آزادی	منابع تغییر	
22.50	185.01**	370.03	2	سال	Year
28.38	77.77*	466.61	6	مکان	Location
19.10	31.41***	314.1	10	سال × مکان	Year × location
4.28	1.23	70.3	57	بلوک (سال × مکان)	Block (year × location)
0.93	0.57*	15.32	27	ژنوتیپ	Genotype
1.21	0.37	19.87	54	ژنوتیپ × سال	Year × Genotype
3.42	0.35	56.28	162	ژنوتیپ × مکان	Location × Genotype
6.20	0.38***	101.93	270	ژنوتیپ × سال × مکان	Year × location × genotype
13.98	0.149	229.79	588	خطا	Error
		1644.24	2127	کل	Total
13.2%				ضریب تغییرات٪	CV%

***,** and *: significant at the probability levels of 1, 5, and 10%, respectively

***,** and *: به ترتیب معنی‌دار در سطوح احتمال ۱ و ۵ درصد

G26، G21 و G20 از رگرسیون غیر معنی‌دار داشتند، به این معنی که ضمن وجود اختلاف خطی معنی‌دار و قابل توجه بین عملکرد این ژنوتیپ‌ها روی شاخص محیطی، نوسانات عملکرد آنها در اطراف خط رگرسیون معنی‌دار نبودند. از بین این ژنوتیپ‌ها، ژنوتیپ‌های G1، G4، G8، G9، G5، G6 و G26 با برخورداری از کمترین مقدار انحراف از رگرسیون و ضریب رگرسیون نزدیک به یک، به عنوان پایدارترین ژنوتیپ‌ها شناسایی شدند. از نظر عملکرد نیز از بین ژنوتیپ‌های منتخب، ژنوتیپ‌های G26، G8 و G1 از عملکرد کمتری از میانگین کل داشتند؛ بنا بر این، در انتهای ژنوتیپ‌های G9 و G10 به عنوان ژنوتیپ‌های پایدار با عملکرد بالا با استفاده از این روش معرفی شدند. واعظی و احمدی (Vaezi & Ahmadi, 2010) (با بررسی ۱۸ ژنوتیپ جو در چهار مکان و سه سال با استفاده از پارامترهای پایداری مختلف از بین ده پارامتر اندازه‌گیری شده، کفايت مدل رگرسیونی ایرهارت و راسل را در شناسایی ژنوتیپ‌های پایدار گزارش کردند. آبایی و بجرنستاد (Abay & Bjornstad, 2009) پایداری عملکرد ۱۰ رقم جو را در ۲۱ محیط با استفاده از روش GGE-Biplot و نشان دادند که نتایج به دست آمده از روش رگرسیون ایرهارت و راسل مطابقت بالایی با روش چندمتغیره GGE-Biplot داشتند.

تجزیه پایداری

یکی از رایج‌ترین روش‌های تجزیه پایداری روش رگرسیونی است. تجزیه واریانس مرکب دانه ژنوتیپ‌ها بر اساس روش ابرهارت و راسل (Eberahrt & Russel, 1966) (انجام و مشاهده شد که منابع تغییر ژنوتیپ و محیط معنی‌دار بودند (جدول ۸). با توجه به نتایج، واریانس محیط (خطی) و واریانس ژنوتیپ × محیط (خطی) در سطح احتمال ۱ درصد معنی‌دار شدند. معنی‌دار شدن محیط (خطی) نشان‌دهنده رابطه خطی معنی‌دار بین عملکرد در محیط‌های اجرای آزمایش با شاخص محیطی است، یعنی تغییرات عملکرد در محیط‌ها از روند خطی برخوردار است. واریانس ژنوتیپ × محیط (خطی) نیز معنی‌دار شد که نشان می‌دهد بین ضرایب اختلاف معنی‌دار وجود دارد. واریانس انحراف از خط رگرسیون نیز معنی‌دار شد که نشان می‌دهد در برخی از ژنوتیپ‌ها انحرافات از خط رگرسیونی معنی‌دار هستند. ژنوتیپ‌های G2، G3، G6، G7، G11، G12، G13، G14، G15، G17، G24، G25، G27، G28، G18، G19، G4، G5، G9، G10، G11، G12، G13، G14، G15، G17، G24، G25، G27، G28 دارای انحراف از رگرسیون خطی معنی‌داری در سطح ۱ و ۵ درصد بودند که نشان می‌دهد عملکرد این ژنوتیپ‌ها روی شاخص محیطی دارای نوسان است و این پراکندگی‌ها در اطراف خط رگرسیون بین آنها معنی‌دار بود؛ در نتیجه، این ژنوتیپ‌ها از پایداری عملکرد مناسبی برخوردار نیستند. در مقابل، ژنوتیپ‌های G1، G4، G8، G9، G5، G6، G7، G11، G12، G13، G14، G15، G17، G24، G25، G27، G28

جدول ۸- تجزیه واریانس پایداری عملکرد دانه ژنتیک‌های جو به روش ابرهارت و راسل

Table 8. Variance analysis of grain yield stability of barley genotypes by the Eberhart and Russell method		df	Mean of Squares
Genotype	SOV		
Genotype+(Genotype×Environment)	محیط+(محیط×ژنتیک)	504	2.6**
Environment (Linear)	محیط (خطی)	1	1153**
Genotype × Environment (Linear)	ژنتیک × محیط (خطی)	27	0.307**
Pooled deviation	انحرافات از خط رگرسیونی	476	0.318**
Total	کل	531	
G1		18	0.164
G2		18	0.271*
G3		18	0.502**
G4		18	0.158
G5		18	0.233
G6		18	0.446**
G7		18	0.271*
G8		18	0.0679
G9		18	0.125
G10		18	0.0803
G11		18	0.25*
G12		18	0.638**
G13		18	0.269*
G14		18	0.254*
G15		18	0.344**
G16		18	0.159
G17		18	0.581**
G18		18	0.299**
G19		18	0.0814
G20		18	0.126
G21		18	0.210
G22		18	0.169
G23		18	0.352**
G24		18	1.07**
G25		18	0.798**
G26		18	0.144
G27		18	0.411**
G28		18	0.425**
Pooled error	خطای متوسط	1539	0.146

** و *: معنی دار در سطوح احتمال ۱ و ۵ درصد به ترتیب

**and *: significant at the probability levels of 1 and 5%, respectively

(et al., 2014; Najafi Mirak et al., 2018a and 2018b فینلی و ویلکینسون، 1963) اظهار داشتند که ضریب رگرسیون هر ژنتیک وابسته به ژنتیک‌های موجود در آزمایش است، بنابراین، ضریب رگرسیون به عنوان قادر به شناسایی ژنتیک‌های پایدار نیست و نمی‌تواند به عنوان یک معیار پایداری عمومی در نظر گرفته شود. دشتکی و همکاران (Dashtaki et al., 2004) در بررسی پایداری ژنتیک گندم در سه سال و هفت منطقه با استفاده از تجزیه رگرسیون بیان داشتند که به علت معنی دار نبود واریانس انحرافات از خط رگرسیون و قواریگری اکثر ژنتیک‌ها در حول خط رگرسیون، استفاده از این دو پارامتر برای گزینش ژنتیک‌های پایدار مفید نیست.

بر اساس شاخص‌های اکوالانس ریک و واریانس پایداری شوکلا، ژنتیک‌های G8، G19، G20، G4، G9، G10، G19، G26 و G1 در محیط‌های موردن بررسی دارای اکوالانس و واریانس کمتری بودند و به عنوان ژنتیک‌های پایدار شناسایی شدند. در این ژنتیک‌ها، مجموع مرباعات برهمکنش با محیط کم بود و می‌توان این ژنتیک‌ها را دارای سازگاری عمومی مطلوبی دانست و برای بیشتر مناطق توصیه کرد. این دو روش بیشتر تأکید بر برهمکنش ژنتیک × محیط دارند و به همین دلیل منجر به انتخاب ارقام پایدار و برمحمصوی می‌شوند. یکسان بودن نتایج حاصل از این دو روش به دلیل این است که واریانس پایداری شوکلا ترکیبی خطی از اکوالانس است، بنا بر این، این دو شاخص از نظر رتبه‌بندی ژنتیک‌ها دارای ارزش یکسان

براساس ضریب رگرسیون خطی فینلی و ویلکینسون، ژنتیک‌های G4، G6، G9، G11، G12، G15، G17، G20، G27 و G28 دارای ضرایب رگرسیون نزدیک به یک بودند که نشان می‌دهد این ژنتیک‌ها دارای سازگاری عمومی به محیط‌ها هستند (جدول ۹). مزیت استفاده از ضریب رگرسیون به عنوان پارامتر تیپ یک آن است که مستقل از واحد اندازه‌گیری است (Soughi et al., 2009). هر چقدر عملکرد ژنتیک‌پالای باشد و ضریب رگرسیون آن نیز از یک بیشتر باشد در این حالت این ژنتیک مناسب مناطق و محیط‌های مطلوب است (Sial et al., 2000) و همچنین هر چقدر ضریب رگرسیون کمتر از یک باشد (البته معنی دار) و دارای عملکرد بالای نیز باشد مناسب مناطق نامطلوب است (Ahmadi et al., 2016). بهطور کلی، ژنتیک‌هایی که بهطور معنی داری دارای شبکه کمتر از یک هستند حساسیت کمتری نسبت به تغییرات محیطی دارند، بنابراین، دارای سازگاری خصوصی به محیط‌هایی هستند که از عملکرد پایین برخوردارند. بر این اساس، ژنتیک‌های G7، G14، G16، G21، G19، G22 و G27 با دارای بودن بیشترین ضرایب رگرسیون و میانگین‌های عملکرد بالاتر نسبت به میانگین عملکرد کل (۲/۹۲۶) مناسب مناطق و محیط‌های مطلوب هستند. واریانس انحراف از خط رگرسیون S_{di}^2 سهم هر ژنتیک را در برهمکنش ژنتیک × محیط نشان می‌دهد. بر این اساس، اگر ژنتیکی دارای انحراف از خط رگرسیون صفر یا حداقل باشد، آن رقم پایدار است (Soughi et al., 2009). پژوهشگران دیگری نیز از روش‌های مبتنی بر تجزیه رگرسیون برای شناسایی ژنتیک‌های پایدار بهره‌گرفته‌اند (Karimizadeh et al., 2021; Mohammadi

است که در طول سال‌های مورد آزمایش نوسان کمتری داشته باشد و بهمین خاطر میانگین واریانس بین سال‌های درون مکان‌ها را به عنوان پارامتر پایداری پیشنهاد دادند. بهنظر آن‌ها، واریتهای که واریانس درون مکانی کمتری داشته باشد پایدارتر خواهد بود؛ بنابراین، مقادیر کمتر این آماره نشان‌دهنده پایداری پیشتر است؛ بر این اساس، ژنتیپ‌های G15، G6، G21، G19، G7 و G9 به ترتیب دارای کمترین مقادیر این آماره بودند و به عنوان پایدارترین ژنتیپ‌ها معرفی شدند.

ژنتیپ‌های G25، G12، G24، G28، G27 و G23 نیز پایدارترین ژنتیپ‌های G2 و G19 بودند.

آماره‌های ناپارامتری پایداری مورد مطالعه برای انتخاب ژنتیپ‌های پایدار جو بر اساس معیارهای پیشنهادی هیون (Nasar & Huhn, 1987) و ناصر و هیون (Huehn, 1990) تزارازو (Thenarasu, 1995) و مجموع رتبه کانگ (Kang, 1988) در جدول ۹ ارائه شده‌اند. بر اساس روش مجموع رتبه کانگ، ژنتیپ‌های دارای کمترین مجموع رتبه به عنوان ژنتیپ‌های مطلوب شناسایی می‌شوند. بر این اساس، ژنتیپ‌های G20، G10، G9 و G22 به ترتیب با کمترین مجموع رتبه به عنوان ژنتیپ‌های پایدار شناخته شدند. روستایی و همکاران (Roustaie et al., 2003) با استفاده از روش مجموع رتبه کانگ پایدارترین رقم گندم را در بررسی خود معرفی کردند و نشان دادند که این روش در شرایط دیم بهتر از سایر روش‌ها در گرینش ارقام پایدار و پر محصول بهنژادگران را کمک می‌کند. صباغ‌نیا و همکاران (Sabaghnia et al., 2006) به منظور بررسی اثر متقابل ژنتیپ در محیط و پایداری عملکرد ۱۱ ژنتیپ عدس در ۲۰ محیط مختلف از روش‌های ناپارامتری استفاده و روش مجموع مرباعات کانگ را به عنوان بهترین روش ناپارامتری در تعیین ژنتیپ‌های برخوردار از عملکرد بالا و پایدار معرفی کردند. هیون (Huehn, 1990) و ناصر و هیون (Nasar & Huhn, 1987) چهار آمار (G19، G20، G26، G4) از میانگین‌های عملکرد بالاتری را پارامتریک را پیشنهاد کردند؛^(۱) S_i^(۱) یا میانگین اختلاف رتبه مطلق یک ژنتیپ در تمام محیط‌های آزمایش شده،^(۲) S_i^(۲) یا واریانس بین رتبه‌های کلی محیط‌های آزمایش شده،^(۳) S_i^(۳) یا مجموع انحرافات مطلق برای هر ژنتیپ نسبت به میانگین رتبه‌ها و^(۶) S_i^(۶) یا مجموع مجذورات رتبه برای هر ژنتیپ نسبت به میانگین رتبه‌ها. برای محاسبه این آماره‌ها، داده‌های میانگین عملکرد باید به رتبه‌هایی برای هر ژنتیپ و محیط تبدیل شوند و اگر رتبه‌های آن‌ها در بین محیط‌ها مشابه باشند، ژنتیپ‌ها پایدار در نظر گرفته می‌شوند. کمترین مقدار برای هریک از این آماره‌ها نشان‌دهنده پایداری بالا برای یک ژنتیپ خاص است. بر این اساس، ژنتیپ‌های G8، G9، G10، G1، G19، G20 و G21 دارای کمترین میزان رتبه در بین ژنتیپ‌های مورد مطالعه بودند؛ بنابراین، به عنوان ژنتیپ‌های پایدار در نظر گرفته شده‌اند. این پارامترها بر اساس رتبه میانگین‌های تعدیل شده ژنتیپ‌ها در هر محیط محاسبه می‌شوند. مقادیر پایین این آماره‌ها نیز نشان‌دهنده ثبات بالای ژنتیپ‌ها هستند؛

هستند. روستایی و همکاران (Roustaie et al., 1996) با مقایسه روش‌های مختلف پایداری برای انتخاب ارقام پایدار و پرمحصول جو در شرایط دیم نشان دادند که این دو شاخص جهت انتخاب ارقام پرمحصول بسیار مناسب بودند. زالی و همکاران (Zali et al., 2009) نیز نشان دادند که نتایج حاصل از رتبه‌بندی واریانس پایداری شوکلا و اکووالانس ریک همانند یکدیگر بودند و می‌توان یکی از این دو پارامتر را برای تجزیه پارامتری به کار برد. دلیل این همانندی آن است که واریانس پایداری، یک ترکیب خطی از اکووالانس است و بنابراین، اکووالانس و واریانس پایداری از نظر درجه‌بندی ژنتیپ‌ها ارزش یکسانی دارند. پژوهشگران دیگری نیز با استفاده از شاخص‌های پایداری اکووالانس ریک و واریانس شوکلا، ژنتیپ‌های پایدار را شناسایی کردند (Najafi Mirak et al., 2018a & b; Hajji Mohammad Ali Jahromi et al., 2011). بر اساس ضریب تغییرات محیطی نیز ژنتیپ‌های G5، G2، G13، G8، G1، G10 و G23 دارای کمترین مقادیر ضریب تغییرات بودند. برخی محققین در بررسی‌های خود در شناسایی ژنتیپ‌های پایدار از ضریب تغییرات محیطی و واریانس درون مکانی استفاده کردند و اظهار داشتند که این دو روش بیانگر پایداری بیولوژیک هستند و به دلیل وراثت‌پذیر بودن می‌توانند به عنوان معیارهای مناسب برای انتخاب ارقام پایدار مورد استفاده قرار گیرند (Vaezi & Ahmadi, 2010). در روش پلاستد و پترسون (Plasted & Peterson, 1959)، ژنتیپ‌های G8، G19، G20، G10 و G26 به عنوان ژنتیپ‌های برتر از نظر پایداری انتخاب شدند زیرا از مقادیر پایین θ_1 برخوردار بودند، به این معنی که این ژنتیپ‌ها سهم کمتری در برهمکنش ژنتیپ × محیط داشتند. ولی به دلیل پایین بودن عملکرد ژنتیپ‌های G8 و G26 از میانگین عملکرد کل، فقط ژنتیپ‌های ۱۰، G4 و G19 و G9 که دارای میانگین‌های عملکرد بالاتری بودند، با توجه به این آماره در این بررسی انتخاب شدند. در روش پلاستد (Plaisted, 1960)، ژنتیپ‌هایی که دارای مقادیر بزرگ‌تر برای این آماره هستند از پایداری بیشتری برخوردارند؛ بنابراین، ژنتیپ‌های G8، G19، G20، G10 و G4 به عنوان ژنتیپ‌هایی انتخاب شدند که سهم کمتری در برهمکنش داشتند؛ اما فقط ژنتیپ‌های ۱۰، G20 و G19 که دارای عملکردهای مطلوبی بودند به عنوان ژنتیپ‌های پایدار و پرمحصول معرفی شدند. در شاخص برتری لین و بینز (Lin & Binns, 1988)، علاوه بر بررسی پایداری، عملکرد بالای ژنتیپ‌ها نیز در نظر گرفته می‌شود. در این روش، ژنتیپ‌های پرمحصول پایدار معرفی می‌شوند و به عبارت دیگر، این روش بیشتر بر پایداری دینامیک یا زراعی گرایش دارد (Mohammadi & Amri, 2008). در این روش، مدل خاصی برای تعیین ژنتیپ پایدار معرفی نمی‌شود بلکه هر ژنتیپ نسبت به ژنتیپ برتر هر محیط سنجیده می‌شود. بنابر اعتقد این محققین، مکان عاملی است که قابل کنترل است و نیازی نیست که یک واریته برای چندین منطقه توصیه شود. بنابراین، آن را به عنوان یک عامل ثابت در نظر گرفتند و در مقابل، عامل سال را غیرقابل پیش‌بینی و کنترل گزارش کردند. لذا آن را عامل تصادفی شمردند و اظهار داشتند واریته‌ای پایدار

می‌کند (Zali *et al.*, 2015). به کمک این روش، تمام شاخص‌ها و صفات به صورت یک شاخص درآمدۀ، در نتیجه رتبه‌بندی و تعیین ژنوتیپ‌های برتر بسیار راحت‌تر می‌شود. از جمله مزیت‌های این روش این است که پارامتر یا پارامترهای به کار رفته برای مقایسه می‌توانند دارای واحدهای سنجش متفاوتی بوده، طبیعت منفی و مثبت داشته باشند (Najafi, Mirak *et al.*, 2018a). با توجه به شاخص SIIG اندازه‌گیری شده برمبنای عملکرد و روش‌های تک متغیره پارامتری و ناپارامتری، ژنوتیپ‌های G10, G19, G8, G22, G20, G1 و G4 دارای نزدیکترین مقادیر به عدد یک بودند. از بین این ژنوتیپ‌ها نیز ژنوتیپ‌های G10, G19, G9, G20 و G22 و G1 و G4 دارای نزدیکترین مقادیر به عدد یک بودند. از بین عملکردهایی بالاتر از میانگین کل داشتند؛ بنابراین، به عنوان پایدارترین ژنوتیپ‌ها انتخاب شدند (جدول ۹). ژنوتیپ‌های G25, G24, G6 و G28 دارای کمترین میزان شاخص SIIG بودند و با داشتن عملکرد کمتر از میانگین، به عنوان ژنوتیپ‌های نامطلوب و ناپایدار شناخته شدند.

بر اساس این آماره‌ها نیز ژنوتیپ‌های G1, G10, G8, G9, G19 و G22 دارای کمترین مقادیر رتبه در بین ژنوتیپ‌های مورد مطالعه بودند؛ بنابراین، به عنوان ژنوتیپ‌های پایدار در نظر گرفته شدند. روش‌های ناپارامتری به‌منظور انتخاب ارقام و لاین‌های پایدار از نظر عملکرد در گندم دوروم (Vaezi *et al.*, 2019) (Mohammadi *et al.*, 2007)، جو (Zarei *et al.*, 2012) و گندم نان (Zarei *et al.*, 2012) مورد استفاده قرار گرفته‌اند. در نهایت، با توجه به مجموع رتبه‌های کسب شده توسط ژنوتیپ‌ها با استفاده از روش‌های مختلف مورد بررسی به ترتیب ژنوتیپ‌های G10, G8, G9, G19, G1, G20, G22 و G20 دارای کمترین مجموع رتبه بودند و به عنوان ژنوتیپ‌های پایدار می‌توانند معرفی شوند.

ارزیابی ژنوتیپ‌ها با استفاده از مجموعه‌ای از پارامترهای پایداری، احتمال پیدا کردن ژنوتیپ‌های مطلوب را افزایش می‌دهد. شاخص انتخاب ژنوتیپ مطلوب یا SIIG یکی از روش‌های آماری چندمتغیره است که بر اساس مجموعه‌ای از صفات یا شاخص‌های مختلف، ژنوتیپ‌های مطلوب را شناسایی

جدول ۹- میانگین عملکردهای دانه و پارامترهای پایداری در ژنوتیپ‌های جو با استفاده از روش‌های مختلف

Table 9. Average grain yields and stability parameters in barley genotypes using different methods

SIIG	مجموع رتبه‌ها	bi	R	KR	R	θ_i	روش پالستد و پترسون	مجموع رتبه کانگ	ضریب تغیرات محیطی فرانسیس و کانتبری	ضریب تغیرات محیطی فرانسیس و کانتبری	CVi	R	Lin, Bin	R	$s^2 d_i$	R	σ_i^2	R	W_i^2	Genotype	اکواالس ریک	واریانس پایداری شوکلا	انحراف از رگرسیون	روش لین و بیتن	روش پالستد	روش پالستد	مجموع	ضریب رگرسیون	ضریب رگرسیون	چهارمین ژنوتیپ تزارزو	اماره‌های ناپارامتری تزارزو	اماره‌های ناپارامتری ناصار و هیون	عملکرد
0.857	103	0.932	9	22	8	0.069	8	0.0935	2	25.060	17	0.195	8	0.097	8	0.040	8	0.729	G1														
0.709	243	0.928	14	28	13	0.082	13	0.0925	6	25.596	16	0.194	13	0.164	13	0.068	13	1.203	G2														
0.538	355	0.946	23	43	22	0.108	22	0.0905	11	27.619	20	0.205	22	0.296	22	0.122	22	2.101	G3														
0.809	160	0.995	6	19	6	0.066	6	0.0937	9	26.548	9	0.148	6	0.090	6	0.034	6	0.632	G4														
0.710	251	0.932	17	30	11	0.078	11	0.0928	7	25.717	19	0.205	11	0.142	11	0.059	11	1.039	G5														
0.384	294	0.978	14	28	27	0.172	27	0.0855	18	28.358	2	0.106	27	0.618	27	0.256	27	4.329	G6														
0.781	181	1.102	7	20	16	0.086	16	0.0922	22	28.882	6	0.133	16	0.175	16	0.076	16	1.332	G7														
0.891	65	0.938	8	21	1	0.058	1	0.0943	3	25.171	18	0.196	1	0.048	1	0.019	1	0.377	G8														
0.923	69	1.038	4	13	5	0.064	5	0.0939	10	26.961	7	0.136	5	0.080	5	0.031	5	0.578	G9														
0.927	40	0.942	2	12	2	0.060	2	0.0942	1	24.576	10	0.151	3	0.058	2	0.023	2	0.441	G10														
0.736	237	1.047	16	29	12	0.079	12	0.0928	20	28.523	15	0.187	12	0.150	12	0.061	12	1.074	G11														
0.483	335	1.008	27	53	25	0.125	25	0.0892	28	30.681	27	0.317	25	0.382	25	0.157	25	2.678	G12														
0.713	246	0.916	19	32	14	0.084	14	0.0924	5	25.557	22	0.216	15	0.168	14	0.071	14	1.249	G13														
0.715	254	1.101	12	26	15	0.084	15	0.0923	24	29.456	13	0.176	14	0.166	15	0.072	15	1.266	G14														
0.669	232	1.041	11	23	21	0.104	21	0.0908	12	27.668	1	0.092	21	0.277	21	0.114	21	1.959	G15														
0.788	200	1.143	9	22	10	0.075	10	0.0930	27	30.117	12	0.169	10	0.106	10	0.053	10	0.953	G16														
0.603	250	1.003	17	30	24	0.118	24	0.0897	16	28.157	11	0.153	24	0.351	24	0.143	24	2.457	G17														
0.608	338	1.092	21	33	17	0.087	17	0.0921	26	29.852	14	0.184	17	0.183	17	0.078	17	1.366	G18														
0.876	99	1.149	1	11	4	0.064	4	0.0939	23	29.396	4	0.117	2	0.050	4	0.031	4	0.578	G19														
0.864	104	1.023	2	12	3	0.062	3	0.0940	8	26.506	5	0.12	4	0.069	3	0.026	3	0.491	G20														
0.663	220	1.116	12	26	23	0.112	23	0.0902	25	29.743	3	0.11	23	0.301	23	0.131	23	2.242	G21														
0.865	108	1.097	5	14	9	0.071	9	0.0934	17	28.316	8	0.14	9	0.101	9	0.045	9	0.803	G22														
0.574	324	0.864	22	41	18	0.098	18	0.0912	4	25.177	23	0.258	18	0.225	18	0.102	18	1.761	G23														
0.154	414	0.815	26	50	28	0.191	28	0.0841	13	27.920	26	0.308	28	0.661	28	0.294	28	4.979	G24														
0.319	375	0.881	27	53	26	0.148	26	0.0874	19	28.460	28	0.33	26	0.478	26	0.205	26	3.493	G25														
0.718	236	1.051	19	32	7	0.067	7	0.0936	21	28.790	21	0.207	7	0.093	7	0.037	7	0.676	G26														
0.516	361	0.968	23	43	19	0.101	19	0.0910	15	28.051	24	0.26	19	0.264	19	0.108	19	1.860	G27														
0.454	386	0.957	25	46	20	0.102	20	0.0910	14	27.974	25	0.265	20	0.265	20	0.109	20	1.874	G28														

S(۱): میانگین اختلاف رتبه مطلق برای ژنوتیپ در تمام محیط‌های آزمایش شده، S(۲): مجموع انحرافات مطلق برای هر ژنوتیپ نسبت به میانگین رتبه‌ها و S(۳): مجموع انحرافات مطلق برای هر ژنوتیپ نسبت به میانگین رتبه‌ها، S(۴): NP4 تا NP1 مجموع مجددات رتبه برای هر ژنوتیپ نسبت به میانگین رتبه‌ها، S(۵): آماره‌های پایداری ناپارامتری تزارزو، S(6): مجموع مجددات رتبه برای هر ژنوتیپ نسبت به میانگین رتبه‌ها، S(7): مجموع اندیکاتور از توزیع ناپارامتری تزارزو، S(8): مجموع اندیکاتور از توزیع ناپارامتری شوکلا، S(9): مجموع اندیکاتور از توزیع ناپارامتری لین و بیتن، S(10): مجموع اندیکاتور از توزیع ناپارامتری فرانسیس و کانتبری، S(11): مجموع اندیکاتور از توزیع ناپارامتری فرانسیس و کانتبری، S(12): مجموع اندیکاتور از توزیع ناپارامتری فرانسیس و کانتبری، S(13): مجموع اندیکاتور از توزیع ناپارامتری فرانسیس و کانتبری، S(14): مجموع اندیکاتور از توزیع ناپارامتری فرانسیس و کانتبری، S(15): مجموع اندیکاتور از توزیع ناپارامتری فرانسیس و کانتبری، S(16): مجموع اندیکاتور از توزیع ناپارامتری فرانسیس و کانتبری، S(17): مجموع اندیکاتور از توزیع ناپارامتری فرانسیس و کانتبری، S(18): مجموع اندیکاتور از توزیع ناپارامتری فرانسیس و کانتبری، S(19): مجموع اندیکاتور از توزیع ناپارامتری فرانسیس و کانتبری، S(20): مجموع اندیکاتور از توزیع ناپارامتری فرانسیس و کانتبری، S(21): مجموع اندیکاتور از توزیع ناپارامتری فرانسیس و کانتبری، S(22): مجموع اندیکاتور از توزیع ناپارامتری فرانسیس و کانتبری، S(23): مجموع اندیکاتور از توزیع ناپارامتری فرانسیس و کانتبری، S(24): مجموع اندیکاتور از توزیع ناپارامتری فرانسیس و کانتبری، S(25): مجموع اندیکاتور از توزیع ناپارامتری فرانسیس و کانتبری، S(26): مجموع اندیکاتور از توزیع ناپارامتری فرانسیس و کانتبری، S(27): مجموع اندیکاتور از توزیع ناپارامتری فرانسیس و کانتبری، S(28): مجموع اندیکاتور از توزیع ناپارامتری فرانسیس و کانتبری

S(1): Average absolute rank difference of a genotype across all environments tested, S(2): Variance between overall ranks of the environments tested, S(3): Sum of absolute deviations for each genotype from the mean of the ranks, and S(6): Sum of squares of the rank for each genotype; NP1 to NP4: Tenarazu nonparametric stability statistics

پلاستد بودند. کریمی‌زاده و همکاران (Karimizadeh *et al.*, 2009) در بررسی پایداری ۱۸ ژنتیپ جو گزارش نمودند که آماره‌های واریانس شوکلا و اکووالانس ریک همبستگی مثبت و بسیار معنی‌داری با هم داشتند. محمدی و همکاران (Mohammadi *et al.*, 2007) و کایا و تورکوز (Kaya & Turkoz, 2016) همبستگی بالایی را بین آماره‌های ناپارامتری (Turkoz, 2016) همبستگی بالایی را بین آماره‌های ناپارامتری چهارگانه ناصار و هیون گزارش کردند. در مقابل اکورا و کایا (Akcura & Kaya, 2008) این همبستگی را تنها در بین دو آماره اول گزارش کردند. مطابق با کانگ (Kang, 1994)، که همبستگی رتبه‌های بین آماره‌ها در داخل یک گروه بالا است، در حالی که آماره‌های بین گروه‌های مختلف احتمالاً غیر همبسته هستند. شاخص SIIG محاسبه شده با تمامی آماره‌های محاسبه شده نیز دارای همبستگی منفی معنی دار در سطح یک و پنج درصد بود (به جز روش پلاستد که همبستگی مثبت معنی دار در سطح یک درصد نشان داد؛ همبستگی این شاخص با عملکرد نیز مثبت بود (جدول ۱۰)).

وجود همبستگی‌های معنی‌دار بین پارامترهای مختلف پایداری در بررسی‌های متعددی اثبات شده است (Zeinalzadeh-Tabrizi *et al.*, 2021; Vaezi *et al.*, 2014; Changizi *et al.*, 2014). به طوری که برخی از پارامترها از روند مشابهی را برای بررسی پایداری ارقام استفاده می‌کنند و می‌توانند به جای همدیگر مورد استفاده قرار گیرند. تجزیه همبستگی بین آماره‌های مختلف نشان داد که از آماره‌های پارامتری پایداری و ضربی رگرسیون دارای همبستگی مثبت و آماره‌لین و بینز دارای همبستگی منفی و از بین آماره‌های ناپارامتری، آماره‌های سوم و چهارم ناصار و هیون دوم، سوم و چهارم تنارازو با عملکرد همبستگی منفی معنی دار داشتند (جدول ۱۰)؛ بنابراین، ژنتیپ‌های پایدار شناسایی شده با این آماره‌ها از اعتبار بیشتری می‌توانند برخوردار باشند. تمامی آماره‌های ناپارامتری محاسبه شده دارای همبستگی مثبت معنی دار با آماره‌های اکووالانس ریک، واریانس شوکلا، ضربی انحراف از رگرسیون، ضربی پلاستد و پترسون، ضربی رتبه کانگ و شاخص مجموع رتبه‌ها و همبستگی منفی با آماره

جدول ۱۰- همبستگی بین آماره‌های پایداری تک-متغیره با عملکرد و شاخص انتخاب ژنتیپ ایده‌آل
Table 10- Correlations between univariate stability statistics with yields and the ideal genotype selection index

	Yield	S ⁽¹⁾	S ⁽²⁾	S ⁽³⁾	S ⁽⁶⁾	NP ⁽¹⁾	NP ⁽²⁾	NP ⁽³⁾	NP ⁽⁴⁾	W _i ²	σ_i^2	s ² d _i	Lin, Bin	CVi	$\theta_{(i)}$	θ_i	KR	bi	Sum
S ⁽¹⁾	-0.22	1																	
S ⁽²⁾	-0.24	0.99**	1																
S ⁽³⁾	-0.58**	0.88**	0.9**	1															
S ⁽⁶⁾	-0.66**	0.78**	0.79**	0.97**	1														
NP ⁽¹⁾	-0.23	0.92**	0.93**	0.86**	0.79**	1													
NP ⁽²⁾	-0.68**	0.62**	0.67**	0.88**	0.89**	0.67**	1												
NP ⁽³⁾	-0.72**	0.72**	0.74**	0.94**	0.96**	0.77**	0.92**	1											
NP ⁽⁴⁾	-0.73**	0.75**	0.77**	0.96**	0.99**	0.75**	0.89**	0.98**	1										
W _i ²	-0.04	0.63**	0.64**	0.51**	0.41*	0.65**	0.41*	0.45*	0.41*	1									
σ_i^2	-0.04	0.63**	0.64**	0.51**	0.41*	0.65**	0.41*	0.45*	0.41*	1**	1								
s ² d _i	-0.03	0.62**	0.63**	0.51**	0.41*	0.65**	0.41*	0.45*	0.41*	1**	0.99**	1							
Lin	-0.9**	0.42*	0.45*	0.68**	0.68**	0.42*	0.75**	0.77**	0.75**	0.41*	0.41*	0.4*	1						
CVi	0.1	0.22	0.22	0.2	0.15	0.19	0.23	0.18	0.31	0.31	0.3	0.01	1						
$\theta_{(i)}$	0.04	-0.63**	-0.64**	-0.52**	-0.41*	-0.66**	-0.41*	-0.46*	-0.41*	-1**	-1**	-1**	-0.41*	-0.31	1				
θ_i	-0.04	0.63**	0.64**	0.52**	0.41*	0.66**	0.41*	0.46*	0.41*	1**	1**	1**	0.41*	0.31	-1**	1			
KR	-0.7**	0.67**	0.68**	0.820**	0.81**	0.69**	0.81**	0.88**	0.85**	0.68**	0.68**	0.69**	0.87**	0.23	-0.68**	0.68**	1		
bi	0.51**	-0.32	-0.34	-0.410*	-0.41*	-0.36	-0.36	-0.4*	-0.41*	-0.41*	-0.41*	-0.42*	-0.63**	0.65**	0.41*	-0.41*	-0.54**	1	
Sum	-46*	0.88**	0.88**	0.910**	0.86**	0.87**	0.79**	0.89**	0.87**	0.73**	0.73**	0.73**	0.66**	0.36	-0.73**	0.73**	0.92**	-0.37	1
SIIG	0.33	-0.78**	-0.8**	-0.78**	-0.71**	-0.8**	-0.7**	-0.75**	-0.71**	-0.93**	-0.93**	-0.93**	-0.64**	-0.31	0.93**	-0.93**	-0.88**	0.49**	-0.92**

** و *: به ترتیب معنی دار در سطوح احتمال ۱ و ۵ درصد

**and *: significant at the probability levels of 1 and 5%, respectively.

(۱): میانگین اختلاف رتبه مطلق یک ژنتیپ در تمام محیط‌های آزمایش شده، (۲): واریانس بین رتبه‌های کلی محیط‌های آزمایش شده، (۳): مجموع انحرافات مطلق برای هر ژنتیپ نسبت به میانگین رتبه‌ها و (۴): مجموع مجذورات رتبه برای هر ژنتیپ نسبت به میانگین رتبه‌ها؛ NP1 تا NP4: آماره‌های پایداری ناپارامتری تنارازو

S(1): Average absolute rank difference of a genotype across all environments tested, S(2): Variance between overall ranks of the environments tested, S(3): Sum of absolute deviations for each genotype from the mean of the ranks, and S(6): Sum of squares of the rank for each genotype from the mean of the ranks; NP1 to NP4: Nonparametric stability statistics

صرف استفاده از چند روش در انتخاب ژنوتیپ‌های پایدار و انتخاب بر اساس آنها چندان منطقی به نظر نمی‌رسد و بهتر است که از یک شاخص کلی که در بر گیرنده تمامی اطلاعات حاصل از روش‌های مختلف باشد استفاده گردد.

تشکر و قدردانی

این مقاله از پژوهه تحقیقاتی موسسه کشاورزی دیم کشور با شماره مصوب ۹۶۱۶۲۵-۱۳۳-۱۵-۱۵-۰ استخراج شده است. به این وسیله از مساعدت همکاران ایستگاه‌های تحقیقاتی مراغه، کردستان (قاملو)، زنجان (قیدار)، اردبیل، کرمانشاه (سرارود)، شیروان و همدان تشکر و قدردانی می‌گردد.

References

- Abay, F., & Bjørnstad, A. (2009). Specific adaptation of barley varieties in different locations in Ethiopia. *Euphytica*, 167, 181-195. DOI: 10.1007/s10681-008-9858-3
- Ahmadi, J., Vaezi, B., & Pour-Aboughadareh, A. R. (2016). Evaluation of forage yield stability of advanced lines of Grass pea (*Lathyrus sativa L.*) by parametric and non-parametric methods. *Journal of Crop Breeding*, 8(17), 149-159. DOI: 10.18869/acadpub.jcb.8.17.159. [In Persian]
- Akcura, M., & Kaya, Y. (2008). Nonparametric stability methods for interpreting G × E interaction of bread wheat genotypes (*Triticum aestivum L.*). *Genetic and Molecular Biology*, 31(4), 906-913. DOI: 10.1590/S1415-47572008000500018
- Ansari Maleki, Y., Rajabi, R., Azimzadeh, S. M., Hessami, A., Soleimani, K., & Abedi Asl, G. R. (2007). Study of the compatibility and stability of grain yield of barley genotypes in cold, dry-season regions of the country. *Seedlings and Seeds*, 23(3), 387-402. DOI: 10.22092/spij.2017.110737
- Badooei Delfard, R., Mostafavi, K. H., & Mohammadi, A. (2016). Genotype-environment interaction and yield stability of winter barley varieties (*Hordeum vulgare L.*). *Journal of Crop Breeding*, 20, 99-106. [In Persian]
- Bahrami, Sh., Bihamta, M. R., & Salari, M. (2008). Yield stability analysis in hulless barley. *Asian Journal of Plant Science*, 7(6), 589-593. DOI: 10.3923/ajps.2008.589.593
- Barati, A., Tabatabaee, S. A., Mahlooji, M. & Saberi, M. H. (2019). Evaluation of grain yield and its stability in barley promising lines in saline areas. *Agricultural Science and Sustainable Production*, 29(1), 1-13. [In Persian]
- Bhutta, W. M. (2007). The effect of cultivar on the variation spring wheat grain quality under drought condition. *Cereal Research Communication*, 35, 1609-1619. DOI: 10.1556/CRC.35.2007.4.8
- Brandle, J. E., & Mcverty, P. B. E. (1994). Genotype × environment interaction and stability of seed yield of oil rapeseed corn-in Manitoba. *Canadian Journal of Plant Science*, 21, 233-240. DOI: 10.4141/cjps88-049
- Ceccarelli, S., Grando, S., & Booth, R. H. (2006). International breeding programme and resource-poor farmers: Crop improvement in difficult environments. Available online at www.Icarda.cgi.org
- Changizi, M., Choukan, R., Heravan, E. M., Bihamta, M. R., & Darvish, F. (2014). Evaluation of genotype × environment interaction and stability of corn hybrids and relationship among univariate parametric methods. *Canadian Journal of Plant Science*, 94, 1255-1267. DOI: 10.4141/cjps2013-386
- Cleveland, D. A. (2001). Is plant breeding science objective truth or social construction? The case of yield stability. *Agriculture and Human Values*, 18, 251-270. DOI: 10.1023/A:1011923222493
- Dashtaki, M., YazdanSepas, A., Najafi Mirak, T., Ghanadha, M. R., Joukar, R., Islampour, M. R., Moayed, A. A., Nazeri, M., Abedi Oskooie, M. S., Aminzadeh, G., Soltani, R., Ashouri, S., & Kouchaki, A. R. (2004). Stability of grain yield and harvest index in winter and facultative bread wheat (*Triticum aestivum L.*) Genotypes. *Seed and Plant Improvement Journal*, 20(3), 263-280. DOI: 10.22092/spij.2017.110583 [In Persian]
- Eberhart, S. A., & Russel, W. A. (1966). Stability parameters for comparing varieties. *Crop Science*, 6, 36-40. DOI: 10.2135/cropsci1966.0011183X000600010011x
- Ebdon, J. S., & Gauch, H. G. (2002). Additive main effect and multiplicative interaction analysis of national Turfgrass performance trials: I. Interpretation of genotype-environment interaction. *Crop Science*, 42, 489-496. DOI: 10.2135/cropsci2002.4890
- Ehyaei, M., Mostafavi, K., Bakhtiar, F., & Mohammadi, A. (2022). Yield stability of bread wheat genotypes using AMMI and GGE biplot analysis. *Cereal Research*, 12(2), 147-165 DOI:10.22124/cr.2023.23333.1746 [In Persian]
- Finlay, K. W., & Wilkinson, G. N. (1963). The analysis of adaptation in plant breeding program. *Australian Journal of Agricultural Research*, 14, 752-754, DOI: 10.1071/AR9630742

نتیجه‌گیری کلی
برمبناً روشهای تکمتغیره پارامتری و ناپارامتری مورد بررسی در این تحقیق، ژنوتیپ‌های متعددی توسط هر روش به عنوان ژنوتیپ پایدار معرفی شدند که این وضعیت کار انتخاب را مشکل می‌کرد. در این حالت براساس شاخص انتخاب ژنوتیپ ایده‌آل (شاخص SIIG)، ژنوتیپ‌های G22, G19, G9، G10 و G20 دارای نزدیکترین مقادیر به عدد یک بودند و نیز عملکردهای بالاتر از میانگین داشتند؛ بنابراین، به عنوان پایدارترین ژنوتیپ‌ها انتخاب شدند. همچنین، با توجه به همبستگی شاخص SIIG محاسبه شده با تمامی آمارهای پارامتری و ناپارامتری محاسبه شده در سطوح یک و پنج درصد،

- Francis, T. R., & Kannenberg, L. W. (1978). Yield stability studies in short-season maize: I - A descriptive method for grouping genotypes. *Canadian Journal of Plant Science*, 58, 1029-1034, DOI: 10.4141/cjps78-157
- Golkari, S., Haghparast, R., Roohi, E., Mobasser, S., Ahmadi, M. M., Soleimani, K., Khalilzadeh, G., Abedi-Asl, G., & Babaei, T. (2016). Multi-environment evaluation of winter bread wheat genotypes under rainfed conditions of Iran-using AMMI model. *Crop Breeding Journal*, 4, 5 and 6 (2; 1 and 2), 17-31. DOI: 10.22092/cbj.2016.107104
- Haji Mohammad Ali Jahromi, M., Khodarahmi, M., Mohammadi, A. R. & Mohammadi, A. (2011). Stability analysis for grain yield of promising durum wheat genotypes in southern warm and dry agro-climatic zone of Iran. *Iranian Journal of Crop Sciences*, 13, 565-579 [In Persian]
- Hatami Maleki, H., Vaezi, B., Mohammadi, R., Mehraban, A., Ahmadi, A., Sabzi, Z. & ... Sabgahnia, N. (2020). Stability analysis and genotype \times environment interaction study for grain yield of some barley genotypes. *Iranian Journal of Genetics and Plant Breeding*, 9(2), 134-143. DOI: 10.30479/ijgp.2022.15164.1291
- Hühn, M., & Léon, J. (1995). Nonparametric analysis of cultivar performance trials: experimental results and comparison of different procedures based on ranks. *Agronomy Journal*, 87, 627-632, DOI: 10.2134/agronj1995.00021962008700040004x
- Huehn, V. M. (1990). Non-parametric measures of phenotypic stability. Part I: Theory. *Euphytica*, 47, 189-194. DOI: 10.1007/BF00024241
- Jafari, T., & Farshadfar, E. (2018). Stability analysis of bread wheat genotypes (*Triticum aestivum L.*) by GGE biplot. *Cereal Research*, 8(2), 199-208. DOI: 10.22124/C.2018.6232.1243 [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. (1994). Applied Quantitative Genetics. Kang Publication, Baton Rouge, LA, USA.
- Kanouni, H., Taleei, A. R., & Khalily, M. (2007). Stability analysis of seed yield and one-hundred seeds weight in Desi type chickpea genotypes. *Seed and Plant Journal*, 23(3), 297-310. <https://doi.org/10.22092/spij.2017.110731> [In Persian]
- Karimizadeh, R., Hosseinpour, T., Sharifi, P., Alt Jafarby, J., Shahbazi Homonlo, K., & Keshavarzi, k. (2021). Evaluation of grain yield stability of durum wheat genotypes using parametric and non-parametric methods. *Plant Genetic Researches*, 8(1), 115-131, DOI: 10.52547/pgr.8.1.8
- Karimizadeh, R., Mohammadi, M., Sabaghnia, N., Mahmoodi, A. A., Roustami, B., Seyyedi F. & Akbari, F. (2013). GGE biplot analysis of yield stability in multi-environment trials of lentil genotypes under rainfed condition. *Notulae Scientia Biologicae*, 5, 256-262. DOI: 10.15835/nsb529067
- Karimizadeh, R., Vaezi, B., Hosein Pour, T., Mehraban, A., & Ghojagh, H. (2009). Study on correlation and repeatability of parametric and multivariate statistics of grain yield stability in rainfed barley. *Journal of Science and Technology of Agriculture and Natural Resources*, 48, 53-62. <http://jcpp.iut.ac.ir/article-1-994-en.html> [In Persian]
- Kaya, Y., & Turkoz, M. (2016). Evaluation of genotype by environment interaction for grain yield in durum wheat using non-parametric stability statistics. *Turkish Journal of Field Crops*, 21(1), 51-59, DOI: 10.17557/tjfc.48198
- Khalili, M., & Pour-Aboghadareh. A. (2016). Parametric and non-parametric measures for evaluating yield stability and adaptability in barley doubled haploid lines. *Journal of Agricultural Science and Technology*, 18(3), 789-803. <http://jast.modares.ac.ir/article-23-9234-en.html>
- Kubinger, K. D. (1986). A note on non-parametric tests for the interaction in two-way layouts. *Biometrical Journal*, 28, 67-72, DOI: 10.1002/bimj.4710280113
- Lin, C. S., & Binns, M. R. (1988). A method of analyzing cultivar \times location \times year experiments: A new stability parameter. *Theoretical and Applied Genetics*, 76, 425-430. DOI: 10.1007/BF00265344
- Mohammadi, R., & Amri, A. (2008). Comparison of parametric and non-parametric methods for selecting stable and adapted durum wheat genotypes in variable environments. *Euphytica*, 159, 419-432. DOI: 10.1007/s10681-007-9600-6
- Mohammadi, R., Armion M., Zadhassan, E., & Eskandari, M. (2014). Analysis of genotype \times environment interaction for grain yield in rainfed durum wheat. *Iranian Journal of Dryland Agriculture*, 1(4), 1-16 DOI: 10.22092/IDAJ.2014.100185 [In Persian]
- Mohammadi, R., Abdulahi, A., Haghparast, R., & Armion, M. (2007). Interpreting genotype \times environment interactions for durum wheat grain yields using nonparametric methods. *Euphytica*, 157, 239-251, DOI: 10.1007/s10681-007-9417-3
- Mohammadi, R., Abdollahi, A., Haghparast, R., Aghaee, M., & Rostaii, M. (2007). Nonparametric methods for evaluating of winter wheat genotypes in multi-environment trials. *World Journal of Agricultural Sciences*, 3(2), 137-242, <https://api.semanticscholar.org/Corpus ID: 18224626>
- Najafi Mirak, T., Dastfal, M., Andarzian, B., Farzadi, H., Bahari, M., & Zali, H. (2018a). Assessment of non-parametric methods in selection of stable genotypes of durum wheat (*Triticum turgidum L.* var. durum). *Iranian Journal of Crop Sciences*, 19(2), 126-138. [In Persian]

- Najafi Mirak, T., Dastfal, M., Andarzian, B., Farzadi, H., Bahari, M., & Zali, H. (2018b). Stability analysis of grain yield of durum wheat promising lines in warm and dry areas using parametric and non-parametric methods. *Journal of Crop Production and Processing*, 8(2), 79-96. [In Persian]
- Nassar, R., & Huehn, M. (1987). Studies on estimation of phenotypic stability: Tests of significance for nonparametric measures of phenotypic stability. *Biometrics*, 43, 45-53.
- Olivoto, T. (2019). Metan: multi environment trials analysis. R package version 1.1.0. <https://github.com/TiagoOlivoto/metan> (accessed 24 June 2019) DOI: 10.1101/2020.01.14.906750
- Peterson, C. J., Moffatt, J. M., & Erickson, J. R. (1997). Yield stability of hybrid vs. pure line hard winter wheats in regional performance trials. *Crop Science*, 37, 116-120, DOI: 10.2135/cropsci1997.0011183X003700010019x
- Plasted, R. L., & Peterson, L. C. (1959). A technique for evaluation the ability of selections to yield consistently in different locations or seasons. *American Potato Journal*, 36, 281-285, <https://api.semanticscholar.org/CorpusID:13436817>
- Plaisted, R. L. (1960). A shorter method for evaluating the ability of selections to yield consistently over locations. *American Potato Journal*, 37, 166-172. DOI: 10.1007/BF02855271
- Pour-Aboughadareh, A., Yousefian, M., Moradkhani, H., Poczai, P., & Siddique, K. H. M. (2019). STABILITYSOFT: A new online program to calculate parametric and non-parametric stability statistics for crop traits. *Applications in Plant Sciences*, 7(1), e1211. DOI: 10.1002/aps3.1211
- Ramzi, E., Asghari, A., Sofalian, O., Mehraban, A., & Ebadi, A. (2020). Evaluation of grain yield stability and genotype- environment interaction of barley promising lines in warm and humid regions of the country. *Journal of Crop Breeding*, 12(36), 57-65. DOI: 10.52547/jcb.12.36.57 [In Persian]
- Roustaie, M., Sadeghzadeh Ahari, D., Hesami, A., Soleymani, K., Pashapour, H., Nader-Mahmoudi, K., Pour Siahbidi, M. M., Ahmadi, M., Hassanpour Hosni, M., & Abedi-Asl, M. (2003). Study of adaptability and stability of grain yield of bread wheat genotypes in cold and moderate-cold dry land areas. *Seed and Plant Improvement Journal*, 19(2), 263-275. DOI: 10.22092/SPIJ.2017.110953 [In Persian]
- Roustaie, M., Mogaddam, M., Mahfouzi, S., & Mohammadi, A. (1996). Comparison of stability analysis of grain yield in wheat and barley cultivars in dry lands. Proceedings of the 4th Iranian Congress of Crop Production and Plant Breeding. Isfahan University of Technology, Isfahan, Iran. 252 pp. [In Persian]
- Sabaghnia, N., Dehghani, H., & Sabaghpoor, S. H. (2006). Nonparametric methods for interpreting genotype \times environment interaction of lentil genotypes. *Crop Science*, 46, 1100-1106, DOI: 10.2135/cropsci2005.06-0122
- Sadeghzadeh Ahari, D., Hosseini, S. K., Hosseinpour, T., Alt Jafar Bay, J., Khalilzadeh, G. H., & Alizadeh Dizaj, K. H. (2005). Study on Adaptability and Stability of Grain Yield in Durum Wheat Lines in Warm and Semi-Warm Dryland Areas, *Seed and Plant Journal*, 21(4), 561-576, DOI: 10.22092/spij.2017.110660
- Sial, M. A., Arain, M. A., & Ahmad, M. (2000). Genotype \times Environment interaction on bread wheat grown over multiple sites and years in Pakistan. *Pakistan Journal of Botany*, 32, 85-91. DOI: 10.1038/s41598-024-53052-w
- Shukla, G. K. (1972). Some statistical aspects of partitioning genotype-environmental components of variability, *Heredity*, 29, 237-245. DOI: 10.1038/hdy.1972.87
- Soughi, H., Vahabzadeh, M., Kalateh-Arabi, M., Jafarby, J. A., Khavarinejad, S., Ghasemi, M., Fallahi, H. & Amini, A. (2009). Study on grain yield stability of some promising bread wheat lines in northern warm and humid climate of Iran. *Seed and Plant Improvement Journal*, 25(1), 211-222 DOI: 10.22092/SPIJ.2017.111023 [In Persian]
- Taherian, M., Bihamta, M. R., Peyghambari, S. A., Alizadeh, H., & Rasoulnia, A. (2019). Stability analysis and selection of salinity tolerant barley genotypes. *Journal of Crop Breeding*, 11(29), 93-103. DOI: 10.29252/jcb.11.29.93.
- 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.
- Vaezi, B., & Ahmadi, J. (2010). Assessment of genotype \times environment interaction and stability of yield in advanced barley lines in rainfed conditions. *Iranian Journal of Agricultural*, 41, 395-402 DOI: 20.1001.1.20084811.1389.41.2.18.9 [In Persian]
- Vaezi, B., Pour-Aboughadareh, A., Mohammadi, R., Mehraban, A., Hossein-Pour, T., Koohkan, E., Ghasemi, S., Moradkhani, H., & Siddique, K. H. (2019). Integrating different stability models to investigate genotype \times environment interactions and identify stable and high-yielding barley genotypes. *Euphytica*, 215, 63. DOI: 10.1007/s10681-019-2386-5
- Wricks, G. (1962). Über eine method zur erfassung der okologischen streubreite in feldversuchen. *Z. Pflanzenzuchtg*, 47, 92-96.
- Yan, W. (2001). GGEBiplot - a Windows application for graphical analysis of multi-environment trial data and other types of two-way data. *Agronomy Journal*, 93, 1111-1118. DOI: 10.2134/agronj2001.9351111x

- Zali, H., Sofalian, O., Hasanloo, T., Asghari A., & Hoseini, S. M. (2015). Appraising of drought tolerance relying on stability analysis indices in canola genotypes simultaneously, using selection index of ideal genotype (SIIG) technique: Introduction of new method. *Biological Forum – An International Journal*, 7(2), 703-711, DOI: 10.29252/jcb.11.29.117
- Zali, H., Sabaghpoor, S.H., Farshadfar, E., Pezeshkpour, P., Safikhani, M., Sarparast, R., & Hashembeygi, A. (2009). Stability analysis of chickpea genotypes using ASV parameter and its comparison with other methods. *Iranian Journal of Field Crop Science*, 40(2): 21-29. DOI: 20.1001.1.20084811.1388.40.2.3.7 [In Persian]
- Zarei, L., Farshadfar, E., Haghparast, R., Rajabi, R., Mohammadi Sarab Badieh, M., & Zali, H. (2012). Comparison of different methods of stability evaluation in bread wheat genotypes under drought stress conditions. *Electronic Journal of Crop Breeding*, 5(3), 81-97 DOI: 20.1001.1.2008739.1391.5.3.5.8 [In Persian]
- Zeinalzadeh-Tabrizi, H., Mansouri, S., & Fallah-Toosi, A. (2021). Evaluation of seed yield stability of promising sesame lines using different parametric and nonparametric methods. *Plant Genetic Researches*, 8(1), 43-160. DOI: 10.52547/pgr.8.1.4