

Evaluation of seed yield stability of soybean (*Glycine max* L. Merr) genotypes using nonparametric statistics methods

Gholizadeh, A.¹, Masoudi, B.², Majidian, P.³, Payghamzadeh, K.⁴,
Hezarjaribi, E.⁵ and Razmi, N.⁶

ABSTRACT

Gholizadeh, A., Masoudi, B., Majidian, P., Payghamzadeh, K., Hezarjaribi, E., and Razmi, N. 2025. Evaluation of seed yield stability of soybean (*Glycine max* L. Merr) genotypes using nonparametric statistics methods. *Iranian Journal of Crop Sciences*. 26(1): 272-284. (In Persian).

Introduction: Soybean is an important oilseed crop that its oil has nutritional and high economic value. Soybean (*Glycine max* L.) is an annual, self-pollinating, diploid plant and is one of the most important oilseed plants in the world (Smith and Huyser, 1987). Evaluating of promising genotypes of soybean under different environmental conditions is essential for identifying and selecting superior genotypes with high and stable seed yield potential. Genotype $\times$ environment interaction effects are important and challenge in selection and release of new cultivars. Various methods have been introduced to evaluate the interaction effect, each of which examines the nature of the interaction effect from a specific point of view. The nonparametric statistics are suitable method with high efficiency to investigate the interaction effect of genotype $\times$ environment and provides useful information about the studied genotypes (Mehmet *et al.*, 2019). The purpose of this experiment was to investigate genotype $\times$ environment interaction effect using some nonparametric statistics to identify soybean genotypes with high seed yield and yield stability under different environmental conditions.

Material and Methods: Thirteen promising soybean lines along with two cultivars Saba and Amir were evaluated using randomized complete block design with three replications in four experimental field stations including Karaj, Sari, Gorgan and Moghan in 2020–2021 growing seasons. Some nonparametric statistics were used to study yield stability of soybean genotypes. Plots were harvested at maturity and then seed yield was recorded for each genotype.

Results: The results of combined analysis of variance indicated that year, location and genotype effect and genotype $\times$ year, genotype $\times$ location and genotype $\times$ year $\times$ location interaction effects were significant on seed yield. Cluster analysis based on the nonparametric stability statistics showed that there were three main clusters. According to mean rank of nonparametric stability parameters, Hamilton $\times$ Karbin, Hamilton $\times$ TMS and Sari $\times$ Charleston promising lines, and Saba cultivar with the lowest mean rank had seed yield stability. Also, the results indicated that the nonparametric statistics NP_i⁽⁴⁾ and RS were associated with mean seed yield and the dynamic concept of yield stability. Therefore, these methods were suitable for selecting high yielding soybean genotypes with seed yield stability. Sari $\times$ Charleston, Hamilton $\times$ Karbin and Hamilton $\times$ TMS promising lines with wide adaptation were selected as superior lines, for being released as new commercial cultivars. The results of cluster analysis showed that Gorgan and Sari locations located in the same group, which indicated these locations had high predictability and repeatability.

Conclusion: The results of this study, Sari $\times$ Charleston, Hamilton $\times$ Karbin and Hamilton $\times$ TMS promising lines were identified superior lines with high seed yield and yield stability. Therefore, these lines can be considered for further studies and as candidates for release as new commercial soybean cultivars.

Keywords: Genotype $\times$ environment interaction, Rank sum, Seed yield, Soybean and Superior lines

Received: June, 2024

Accepted: September 2024

1. Assistant Prof., Field and Horticultural Crops Science Research Department, Golestan Agricultural and Natural Resources Research and Education Center, Agricultural Research, Education and Extension Organization (AREEO), Gorgan, Iran (Corresponding author, ✉ a.gholizadeh@areeo.ac.ir)

2. Assistant Prof., Oil Crops Research Department, Seed and Plant Improvement Institute, Agricultural Research, Education and Extension Organization (AREEO), Karaj, Iran

3. Assistant Prof., Field and Horticultural Crops Science Research Department, Mazandaran Agricultural and Natural Resources Research and Education Center, Agricultural Research, Education and Extension Organization (AREEO), Sari, Iran

4. Assistant Prof., Field and Horticultural Crops Science Research Department, Golestan Agricultural and Natural Resources Research and Education Center, Agricultural Research, Education and Extension Organization (AREEO), Gorgan, Iran

5. Assistant Prof., Field and Horticultural Crops Science Research Department, Golestan Agricultural and Natural Resources Research and Education Center, Agricultural Research, Education and Extension Organization (AREEO), Gorgan, Iran

6. Assistant Prof., Field and Horticultural Crops Science Research Department, Ardabil Agricultural and Natural Resources Research and Education Center, Agricultural Research, Education and Extension Organization (AREEO), Moghan, Iran

مقدمه

افزایش تولید دانه‌های روغنی و تامین نیاز کشور به روغن خوراکی و کاهش واردات، گسترش برنامه‌های تحقیقاتی سویا برای تولید ارقام پرمحصول و سازگار با اقلیم‌های مختلف کشور را ضروری می‌سازند. سویا به عنوان یکی از مهم‌ترین گیاهان دانه روغنی و پروتئینی، به طور متوسط حاوی ۲۰ درصد روغن و ۴۰ درصد پروتئین است (Smith and Huyser, 1987). منشا اولیه زراعت سویا چین است. طی نیمه اول قرن بیستم، چین بزرگترین تولید کننده و صادرکننده سویا در سطح جهان بوده است. اگرچه زراعت سویا به بالغ بر ۵۰۰۰ سال قبل برمی‌گردد، ولی توسعه قابل توجه سطح زیر کشت سویا از حدود ۲۰۰ سال قبل آغاز شده است. در دهه ۱۹۵۰، تولید سویا در ایالات متحده آمریکا به سرعت توسعه پیدا کرد و این کشور در حال حاضر بزرگترین تولید کننده سویا در سطح جهان است. در دهه ۱۹۷۰ میلادی تولید سویا در برزیل توسعه یافت و این کشور در حال حاضر دومین تولید کننده سویا در سطح جهان است. با گسترش زراعت زراعت در آرژانتین، که این کشور در حال حاضر سومین کشور تولید کننده سویای جهان می‌باشد (FAOSTAT, 2020). این کشورها علاوه بر اینکه بزرگترین تولید کنندگان سویا در سطح جهان هستند، بزرگترین صادر کنندگان سویا نیز می‌باشند. بر اساس آمارنامه کشاورزی سال ۱۴۰۱، سطح زیر کشت سویا در ایران ۲۴۱۸۹ هکتار گزارش شده است که استان‌های گلستان، اردبیل و مازندران به ترتیب با ۱۱۴۲۴، ۸۲۴۹ و ۴۴۴۲ هکتار، بیشترین سطح زیر کشت سویا را داشتند. در گلستان بیشترین سطح کشت مربوط به شهرستان علی آباد است. ایران از نظر تامین روغن خوراکی بیش از ۹۰ درصد وابسته به واردات می‌باشد که برای کاهش وابستگی، تحقیق درباره افزایش میزان تولید دانه‌های روغنی ضرورت دارد (Alizadeh et al., 2019). یکی از راهکارهای افزایش تولید در برنامه‌ریزی آینده توسعه

زراعت و تولید سویا، افزایش عملکرد در واحد سطح است. بنابراین، به‌نژادگران سویا باید به دنبال اصلاح و تولید ژنوتیپ‌های پرمحصول و پایدار باشند.

یکی از مهم‌ترین موضوعاتی که در آزادسازی ژنوتیپ‌های جدید زراعی مورد توجه است، پایداری عملکرد و اثر محیط بر آنها است. پایداری عملکرد به حداقل خسارت ناشی از تغییرات آب و هوایی و به توانایی ژنوتیپ‌های گیاهی در بروز ظرفیت عملکرد در دامنه گسترده‌ای از محیط‌ها اطلاق می‌شود (Fooladvand et al., 2013). با کشت ژنوتیپ‌های گیاهی در چند مکان و چند سال، پایداری عملکرد آنها ارزیابی شده و ژنوتیپ‌هایی که دارای برهمکنش کمتری با محیط هستند، انتخاب می‌شوند. وجود برهمکنش ژنوتیپ و محیط باعث پیچیده شدن ارزیابی ژنوتیپ‌ها و کاهش کارآیی روش‌های به‌نژادی شده و سودمندی توسعه زراعت ژنوتیپ‌های اصلاح شده را کاهش می‌دهد (Alizadeh et al., 2020)، بنابراین ارزیابی برهمکنش ژنوتیپ و محیط در برنامه‌های به‌نژادی بسیار ضروری به نظر می‌رسد.

برای ارزیابی برهمکنش ژنوتیپ و محیط و شناسایی ژنوتیپ‌های پایدار روش‌های مختلفی وجود دارد که شامل روش‌های پارامتری تک متغیره، چند متغیره، ناپارامتری و روش گرافیکی هستند. روش‌های آماری ناپارامتری شامل آماره‌های $S_i^{(1)}$, $S_i^{(2)}$, $S_i^{(3)}$, $S_i^{(6)}$ (Hühn, 1990; Nassar and Hühn, 1987) تنارازو $NP_1^{(1)}$, $NP_1^{(2)}$, $NP_1^{(3)}$, $NP_1^{(4)}$ (Thennarasu, 1995) و آماره پایداری مجموع رتبه (Rank-Sum; RS) (Kang, 1988) به دلیل عدم نیاز به نرمال بودن داده‌ها یا یکنواختی واریانس خطاهای آزمایشی و همچنین حساس نبودن به خطا و داده‌های پرت، اطلاعات مفیدی را در مورد تغییرپذیری فنوتیپی و برهمکنش ژنوتیپ و محیط در اختیار متخصصان به‌نژادی قرار می‌دهند (Karimizadeh et al., 2008; Movahhedi et al., 2010; Pourdad et al., 2014; Moghaddaszadeh et al.,

مواد و روش‌ها

در این پژوهش ۱۳ لاین جدید سویا همراه با دو رقم صبا و امیر در چهار ایستگاه تحقیقات کشاورزی و منابع طبیعی کرج، ساری، گرگان و مغان در قالب طرح بلوک‌های کامل تصادفی با سه تکرار به مدت دو سال (۱۴۰۰ و ۱۳۹۹) ارزیابی شدند. اسامی والدین و کد ژنوتیپ‌های سویا در جدول ۱ و اطلاعات اقلیمی محل‌های اجرای آزمایش در جدول ۲ ارائه شده است. عملیات فنی و زراعی هشت آزمایش در کلیه محل‌ها یکسان بود و ژنوتیپ‌های سویا به عنوان عامل ثابت در نظر گرفته شدند. عملیات تهیه زمین شامل شخم، دیسک و مال‌زنی بود و بر اساس نتایج آزمون خاک اقدام به کوددهی شد. کشت به صورت جوی و پشته و هر کرت آزمایشی شامل چهار ردیف پنج متری با فاصله بین ردیف‌های ۵۰ سانتیمتر بود. پس از سبز شدن گیاهچه‌ها، برای کنترل علف‌های هرز پهن‌برگ و نازک‌برگ به ترتیب از علف‌کش‌های بازآگران (۲/۵-۲ لیتر در هکتار) و سلکت سوپر (یک لیتر در هکتار) استفاده شد. برای کنترل آفات از حشره‌کش‌های کونفیدور، دیمتوات و آدمیرال در

(2018). روش‌های ناپارامتری نسبت به سایر روش‌ها مزایای دیگری دارند که از آن جمله می‌توان به تجزیه و تحلیل و تفسیر آسان نتایج و همچنین عدم حساسیت به حذف یا اضافه نمودن تعداد کمی از ژنوتیپ‌ها بر این معیارها اشاره کرد. از روش‌های ناپارامتری در ارزیابی ژنوتیپ‌های عدس (Sabaghnia *et al.*, 2006)، نخود (Ebadi *et al.*, 2008)، یونجه (Movahhedi *et al.*, 2010)، کلزا (Pourdad *et al.*, 2014; Mortazavian and Azizinia, 2014; Alizadeh *et al.*, 2021)، جو (Vaezi *et al.*, 2017)، سیب زمینی (Moghaddaszadeh *et al.*, 2018)، گندم دوروم (Karimizadeh *et al.*, 2019)، سویا (Mehmet *et al.*, 2019)، گندم نان (Abyar *et al.*, 2021)، کنجد (Zeinalzadeh-Tabrizi *et al.*, 2021)، گل‌رنک (Afzal *et al.*, 2021) و آفتابگردان (Ghaffari *et al.*, 2022) برای مطالعه برهمکنش ژنوتیپ و محیط و شناسایی ژنوتیپ‌های پایدار استفاده شده است. هدف از اجرای این تحقیق، بررسی پایداری عملکرد دانه ژنوتیپ‌های سویا با استفاده از روش‌های ناپارامتری بوده است.

جدول ۱- اسامی ژنوتیپ‌های سویای مورد استفاده در آزمایش

Table 1. Name and parents of soybean genotypes used in the experiment

شماره Number	کد Code	والد مادری Maternal	والد پدری Paternal
1	SOY-98-1	Hamilton	Karbin
2	SOY-98-2	Hamilton	Karbin
3	SOY-98-6	Valenta	Karbin
4	SOY-98-7	Valenta	Karbin
5	SOY-98-11	Hamilton	TMS
6	SOY-98-15	Hamilton	Sari
7	SOY-98-16	Hamilton	Gorgan3
8	SOY-98-17	Telar	Williams
9	SOY-98-18	Sari	Charleston
10	SOY-98-19	Sari	Charleston
11	SOY-98-20	Sari	Charleston
12	SOY-98-22	Williams	Clary
13	SOY-98-23	Sahar	Sari
14	Saba		
15	Amir		

جدول ۲- اطلاعات هواشناسی و ویژگی‌های خاک ایستگاه‌های محل اجرای آزمایش

Table 2. Meteorological information and soil properties at the experiment sites

مکان Location	طول جغرافیایی Longitude (E)	عرض جغرافیایی Latitude (N)	ارتفاع از سطح دریا Altitude (m)	میانگین بارندگی سالانه Average of annual rainfall (mm)	بافت خاک Soil texture
مغان Moghan	53°, 10'	36°, 41'	60	250	Clay loam
گرگان Gorgan	54°, 25'	36°, 54'	5	460	Sandy clay loam
ساری Sari	53°, 10'	36°, 41'	29	650	Sandy loam
کرج Karaj	50°, 54'	35°, 56'	1312	300	Sandy loam

و رتبه سایر ژنوتیپ‌ها نیز تعیین شد و سپس به ژنوتیپ دارای بیشترین عملکرد رتبه یک داده شد و به ترتیب رتبه کلیه ژنوتیپ‌ها بر اساس عملکرد دانه مشخص شدند. این دو رتبه باهم جمع شده و رتبه حاصل به عنوان معیار مجموع رتبه مورد استفاده قرار گرفت.

در ادامه ضرایب همبستگی رتبه‌ای اسپیرمن برای بررسی روابط بین روش‌های ناپارامتری و میانگین عملکرد دانه محاسبه شدند. به منظور گروه‌بندی ژنوتیپ‌ها از لحاظ رتبه آماره‌های پایداری ناپارامتری از تجزیه خوشه‌ای به روش حداقل واریانس درون گروهی وارد و معیار مربع فاصله اقلیدسی استفاده شد. برای انجام محاسبات از نرم‌افزارهای SAS ver 9.1 (SAS Institute Inc, 2011)، Minitab ver 14 (MINITAB, 2005) و SPSS ver 19 (SPSS, 2010) استفاده شد.

نتایج و بحث

نتایج تجزیه مرکب داده‌ها برای عملکرد دانه نشان داد که اثر ژنوتیپ در سطح احتمال یک درصد معنی‌دار بود. این موضوع نشان دهنده وجود تفاوت ژنتیکی در عملکرد دانه ژنوتیپ‌های سویا است. اثر سال در سطح احتمال یک درصد معنی‌دار بود که نشان دهنده تفاوت در میانگین عملکرد ژنوتیپ‌ها از

مراحل مختلف رشد گیاه استفاده شد. آبیاری بر اساس نیاز آبی گیاه به صورت نشستی انجام شد. پس از رسیدگی محصول، برای اندازه‌گیری عملکرد دانه، ابتدا نیم متر از ابتدا و انتهای هر ردیف کاشت به عنوان اثر حاشیه حذف شد. پس از آن کلیه بوته‌های کرت برداشت و خرمکوبی شده و محصول دانه با ترازوی دقیق توزین و به عنوان عملکرد دانه ثبت شد.

آزمون نرمال بودن باقیمانده داده‌ها با استفاده از آزمون کولموگروف-اسمیرنوف با نرم‌افزار (2010) SPSS ver 20 ارزیابی شد. پس از آن از آزمون بارتلت به منظور بررسی یکنواختی واریانس محیط‌ها استفاده شد و در ادامه تجزیه واریانس مرکب با فرض ثابت بودن اثر ژنوتیپ و تصادفی بودن اثر سال و مکان و آزمون F با توجه به امید ریاضی میانگین مربعات منابع تغییر انجام شد. با توجه به معنی‌دار شدن برهمکنش سه گانه ژنوتیپ و سال و مکان، تجزیه پایداری با استفاده از روش‌های ناپارامتری انجام شد. روش‌های ناپارامتری استفاده شده شامل آماره‌های هان $S_1^{(1)}$, $S_1^{(2)}$, $S_1^{(3)}$, $S_1^{(6)}$ (Hühn, 1990; Nassar and Hühn, 1987)، آماره‌های تنارازو $NP_1^{(1)}$, $NP_1^{(2)}$, $NP_1^{(3)}$, $NP_1^{(4)}$ (Thennarasu, 1995) و آماره پایداری مجموع رتبه (Kang, 1988) بودند (جدول ۳). برای محاسبه آماره پایداری مجموع رتبه، ابتدا با محاسبه واریانس پایداری شوکلا (Shukla, 1972)، به ژنوتیپی که کمترین واریانس پایداری شوکلا را داشت، رتبه یک داده شد

جدول ۳- رابطه‌های مورد استفاده مربوط به آماره‌های ناپارامتری

Table 3. Equations of nonparametric stability statistics

رابطه Formula	منابع References
$S_i^{(1)} = 2 \sum_{j=1}^{n-1} \frac{\sum_{j'=j+1}^n r_{ij} - r_{ij'} }{[N(N-1)]}$ $S_i^{(2)} = \frac{\sum_{j=1}^n (r_{ij} - \bar{r}_i)^2}{(N-1)}$ $S_i^{(3)} = \frac{\sum_{j=1}^n (r_{ij} - \bar{r}_i)^2}{\bar{r}_i}$ $S_i^{(6)} = \sum_{j=1}^n \frac{ r_{ij} - \bar{r}_i }{\bar{r}_i}$	(Hühn, 1990; Nassar and Hühn, 1987)
$NP_i^{(1)} = \frac{1}{N} \sum_{j=1}^n r_{ij}^* - M_{di}^* $ $NP_i^{(2)} = \frac{1}{N} \left[\sum_{j=1}^n r_{ij}^* - M_{di}^* / M_{di} \right]$ $NP_i^{(3)} = \frac{\sqrt{\sum_{j=1}^n (r_{ij} - \bar{r}_i)^2 / N}}{\bar{r}_i}$ $NP_i^{(4)} = \frac{2}{N(N-1)} \left[\sum_{j=1}^{n-1} \sum_{j'=j+1}^n r_{ij}^* - r_{ij'}^* / \bar{r}_{ij} \right]$	(Thennarasu, 1995)

r_{ij} و r_{ij}^* : به ترتیب رتبه تصحیح نشده و تصحیح شده ژنوتیپ i ام در محیط j ام، $\bar{r}_i$ و $\bar{r}_i^*$: به ترتیب میانگین رتبه تصحیح نشده و تصحیح شده ژنوتیپ i ام، M_{di} و M_{di}^* : به ترتیب میانه رتبه تصحیح نشده و تصحیح شده ژنوتیپ i ام و N : تعداد محیط‌ها

r_{ij} , $\bar{r}_i$, r_{ij}^* , $\bar{r}_i^*$, M_{di}^* , M_{di} and N are the rank of the i th genotype in the j th environment, mean rank for the i th genotype across all environments, rank of the i th genotype in the j th environment according to adjusted data, mean rank for adjusted data, median ranks for adjusted data, median ranks for the original data (unadjusted) and number of environments, respectively

شدن برهمکنش سه جانبه را روشن می‌سازد. علاوه بر این، معنی دار شدن برهمکنش سه جانبه نشان دهنده وجود اثرات بین ژنوتیپ‌ها و مکان‌های مورد آزمایش بود. به عبارت دیگر عملکرد دانه ژنوتیپ‌های سویا در واکنش به سال‌ها و مکان‌های مختلف دارای نوسان بوده است و بنابراین ضرورت ارزیابی پایداری عملکرد دانه آنها را نشان می‌دهد.

در یک برنامه اصلاحی هنگامی که برهمکنش ژنوتیپ و محیط (سال‌ها و مکان‌های مختلف) از نوع غیرمقاطع (Non-crossover) باشد، می‌توان از آن چشم پوشی کرده و تنها بر پایه عملکرد دانه تصمیم گرفت، اما اگر برهمکنش از نوع مقاطع (Crossover interaction) باشد، باید اثر ژنوتیپ و

سالی به سال دیگر است. اثر مکان نیز در سطح احتمال یک درصد معنی دار بود. این موضوع نشان می‌دهد که واکنش ارقام در مکان‌های مختلف متفاوت بوده است، به طوری که عواملی مانند ارتفاع از سطح دریا، دمای هوا، میزان بارندگی و نوع خاک باعث تفاوت در مکان‌ها بوده‌اند. برهمکنش دو جانبه ژنوتیپ و سال برای عملکرد دانه در سطح احتمال یک درصد معنی دار بود که این موضوع نشان دهنده عکس‌العمل متفاوت ارقام سویا از سالی به سال دیگر است. برهمکنش دو جانبه سال و مکان و برهمکنش سه جانبه ژنوتیپ و مکان و سال در سطح احتمال یک معنی دار بودند. این موضوع اهمیت برهمکنش دوجانبه سال و مکان را بر عملکرد دانه ژنوتیپ‌های سویا و همچنین بر معنی دار

برهمکنش ژنوتیپ و محیط را به طور همزمان در نظر گرفت و نباید فقط اثر ژنوتیپ در نظر گرفته شود (Yan and Kang, 2003; Esmaeilzadeh Moghaddam *et al.*, 2018). روش‌های ناپارامتری (Hildebrand, Kubinger و Laan-Kroon قابلیت بالایی در تشخیص برهمکنش غیرمقاطع از متقاطع دارند. روش‌های Hildebrand و Kubinger برای تشخیص وجود برهمکنش غیرمقاطع و روش Laan-Kroon برای تشخیص برهمکنش متقاطع کاربرد دارند (Hühn and Léon, 1995). با توجه به معنی‌دار شدن کلیه آزمون‌های تجزیه برهمکنش ژنوتیپ و محیط می‌توان نتیجه گرفت که هر دو نوع برهمکنش (مقاطع و غیرمقاطع) وجود داشته و ارزیابی پایداری عملکرد دانه ژنوتیپ‌های سویا ضروری است. در آزمایش بابایی و همکاران (Babaei *et al.*, 2021) نیز وجود هر دو نوع برهمکنش در ژنوتیپ‌های سویا گزارش شده است. در بسیاری از تحقیقات در گیاهان مختلف به منظور تشخیص برهمکنش غیرمقاطع از متقاطع از آزمون‌های ناپارامتری (Laan-Kroon و Kubinger, Hildebrand) استفاده شده است (Sabaghnia *et al.*, 2006; Ebadi *et al.*, 2008; Akbarpour *et al.*, 2016; Alizadeh *et al.*, 2020; Abyar *et al.*, 2021).

نتایج مقایسه میانگین عملکرد دانه ژنوتیپ‌های سویا و نه آماره ناپارامتری نشان داد که میانگین عملکرد دانه ژنوتیپ‌های مورد بررسی بین ۲۵۹۰ تا ۳۳۴۹ با میانگین کل ۲۹۰۶ کیلوگرم در هکتار بود و ژنوتیپ‌های ۱۲ و ۲ به ترتیب کمترین و بیشترین عملکرد دانه را داشتند (جدول ۴). میانگین عملکرد دانه ژنوتیپ‌های ۵، ۶، ۸، ۱۰ و ۱۴ نیز از میانگین عملکرد کل آزمایش بیشتر بود. بر اساس آماره‌های ناپارامتری مورد بررسی در این تحقیق، ژنوتیپ‌های با کمترین مقادیر به عنوان ژنوتیپ‌های پایدار در نظر گرفته می‌شوند. بر اساس آماره‌های $S_i^{(1)}$ و $S_i^{(2)}$ ژنوتیپ‌های ۲، ۱۰ و ۱۲ با کمترین مقادیر به عنوان پایدارترین و ژنوتیپ‌های ۴، ۶

و ۸ با بیشترین مقادیر آماره‌های مذکور، به عنوان ناپایدارترین ژنوتیپ‌ها شناخته شدند. بر اساس آماره‌های $S_i^{(3)}$ و $S_i^{(6)}$ ژنوتیپ‌های ۲، ۱۰ و ۱۴ به عنوان پایدارترین ژنوتیپ‌ها شناخته شدند (جدول ۴). بر اساس آماره $NP_i^{(1)}$ ژنوتیپ‌های ۱۰، ۱۲ و ۱۳ به عنوان ژنوتیپ‌های پایدار شناخته شدند، در حالیکه بر اساس آماره $NP_i^{(2)}$ ، ژنوتیپ‌های ۲، ۱۰ و ۱۴ به عنوان پایدارترین ژنوتیپ‌ها شناخته شدند. بررسی پایداری ژنوتیپ‌های سویا نشان داد که دو آماره $NP_i^{(3)}$ و $NP_i^{(4)}$ از نظر شناسایی ژنوتیپ‌های پایدار نتایج نسبتاً مشابهی داشتند. بر اساس این دو آماره، ژنوتیپ‌های ۲، ۵ و ۱۰ به عنوان ژنوتیپ‌های پایدار شناخته شدند (جدول ۴).

آماره پایداری مجموع رتبه (RS) معیار دیگری جهت تعیین پایداری ژنوتیپ‌ها است که توسط کانگ (Kang, 1988) ارائه شده است. بر این اساس ژنوتیپ‌های با کمترین مقدار این آماره به عنوان پایدارترین ژنوتیپ‌ها شناخته می‌شوند. بر اساس این معیار، ژنوتیپ‌های ۵، ۱۰، ۱۴ و ۲ به ترتیب با کمترین مقادیر به عنوان پایدارترین و ژنوتیپ‌های ۱۲، ۴، ۷ و ۳ به ترتیب با بیشترین مقدار این آماره به عنوان ناپایدارترین ژنوتیپ‌ها شناخته شدند. به طور کلی، بر اساس میانگین رتبه (ASR) کلیه آماره‌های ناپارامتری مورد مطالعه، ژنوتیپ‌های ۱۰، ۲، ۱۴ و ۵ به ترتیب با داشتن کمترین میانگین رتبه، پایدارترین و ژنوتیپ‌های ۸، ۷، ۱ و ۴ به ترتیب با داشتن بیشترین میانگین رتبه، ناپایدارترین ژنوتیپ‌ها شناخته شدند (جدول ۴).

به منظور تایید نتایج شاخص میانگین رتبه (ASR) در گروه‌بندی ژنوتیپ‌ها، تجزیه خوشه‌ای بر اساس آماره‌های پایداری ناپارامتری انجام گرفت. نتایج گروه‌بندی ژنوتیپ‌ها در شکل ۱ نمایش داده شده است. ژنوتیپ‌های گروه اول (Cluster I) شامل ژنوتیپ‌های ۱، ۴، ۶، ۷ و ۸ بودند که دارای میانگین رتبه بالا و میانگین عملکرد دانه کمتر (۲۸۹۱ کیلوگرم در هکتار) نسبت به میانگین عملکرد کل ژنوتیپ‌ها

جدول ۴- آماره‌های ناپارامتری پایداری عملکرد دانه ژنوتیپ‌های سویا و رتبه آن‌ها (داخل پرانتز)

Table 4. Nonparametric statistics of seed yield stability of soybean genotypes along with their ranks (in the parentheses)

ژنوتیپ‌های سویا Soybean genotypes	میانگین عملکرد دانه Mean seed yield (kg.ha ⁻¹)	$S_i^{(1)}$	$S_i^{(2)}$	$S_i^{(3)}$	$S_i^{(6)}$	$NP_i^{(1)}$	$NP_i^{(2)}$	$NP_i^{(3)}$	$NP_i^{(4)}$	RS	ARS
1	2765(14)	5.79(11)	24.57(11)	22.93(11)	4.80(13)	4.88(14)	0.64(12)	0.67(12)	0.77(12)	27(15)	12.5
2	3349(1)	3.57(3)	9.71(3)	5.91(2)	1.91(1)	4.00(11)	0.24(1)	0.39(3)	0.31(1)	10(4)	3.0
3	2774(13)	5.18(10)	18.70(10)	18.37(10)	3.54(10)	3.38(7)	0.50(11)	0.59(9)	0.73(10)	21(11)	10.1
4	2879(8)	6.68(14)	31.13(14)	26.01(13)	4.33(11)	4.13(12)	0.46(8)	0.61(11)	0.80(13)	22(12)	11.6
5	3143(2)	4.71(8)	17.07(9)	11.12(6)	2.33(4)	3.38(7)	0.37(4)	0.35(2)	0.44(3)	7(1)	4.6
6	2993(4)	6.39(13)	28.55(13)	23.87(12)	4.42(12)	4.75(13)	0.49(10)	0.60(10)	0.76(11)	15(7)	10.5
7	2822(10)	5.82(12)	26.27(12)	27.75(14)	5.47(14)	3.88(10)	1.03(14)	0.69(13)	0.88(14)	22(12)	12.5
8	2995(3)	7.39(15)	42.27(15)	40.12(15)	6.20(15)	5.00(15)	1.19(15)	0.85(15)	1.00(15)	18(10)	13.3
9	2901(7)	4.18(6)	11.98(6)	11.00(5)	3.02(5)	3.38(7)	0.41(7)	0.48(7)	0.55(5)	14(6)	6.0
10	2960(6)	3.18(1)	7.27(1)	5.73(1)	1.92(2)	2.25(1)	0.29(3)	0.33(1)	0.36(2)	7(1)	1.9
11	2841(9)	4.14(5)	11.71(4)	10.93(4)	3.20(7)	3.00(4)	0.40(6)	0.47(5)	0.55(6)	13(5)	5.5
12	2590(15)	3.46(2)	8.41(2)	12.08(7)	3.54(9)	2.75(3)	0.88(13)	0.74(14)	0.71(9)	25(14)	8.8
13	2787(12)	4.50(7)	14.21(7)	14.74(9)	3.26(8)	2.38(2)	0.46(9)	0.47(6)	0.67(8)	15(7)	7.5
14	2981(5)	3.93(4)	12.21(6)	9.77(3)	2.11(3)	3.13(5)	0.28(2)	0.45(4)	0.45(4)	7(1)	3.7
15	2817(11)	4.82(9)	15.84(8)	14.08(8)	3.17(6)	3.25(6)	0.39(5)	0.50(8)	0.61(7)	17(9)	7.7

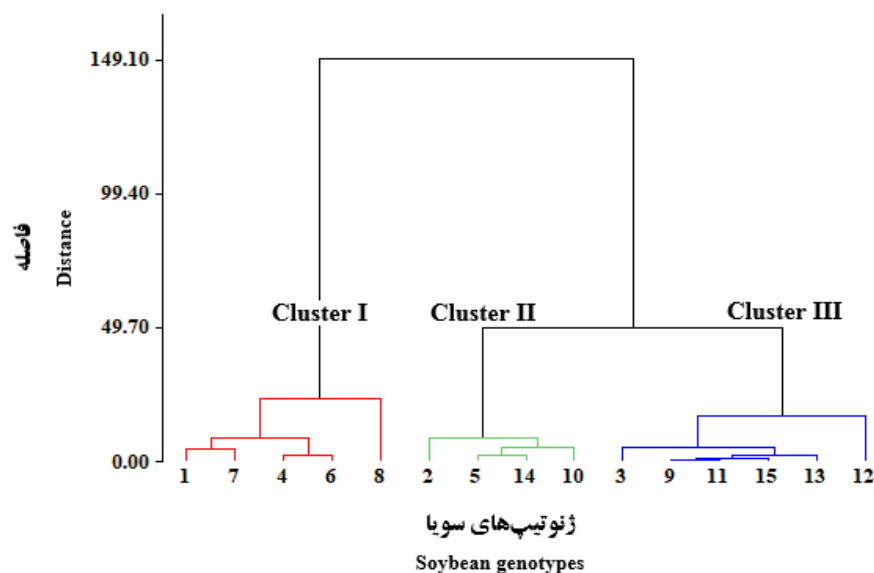
$S_i^{(1)}$, $S_i^{(2)}$, $S_i^{(3)}$, $S_i^{(6)}$: آماره‌های هان (Hühn's, 1990) و نصار و هان (Nassar and Hühn's, 1987)، $NP_i^{(1)}$ ، $NP_i^{(2)}$ ، $NP_i^{(3)}$ و $NP_i^{(4)}$: آماره‌های تنارازو (Thennarasu's, 1995)، RS: آماره

کانگ (Kang's, 1988)، میانگین مجموع رتبه‌ها

$S_i^{(i)}$, $S_i^{(2)}$, $S_i^{(3)}$, $S_i^{(6)}$: Hühn's (1990) and Nassar and Hühn's (1987) nonparametric statistics, $NP_i^{(i)}$, $NP_i^{(2)}$, $NP_i^{(3)}$, $NP_i^{(4)}$: Thennarasu's nonparametric (1995) statistics, RS: Kang's (1988) statistic, ASR: Average of Rank-Sum

به عنوان ژنوتیپ‌های پایدار و پرمحصول شناخته شدند. لازم به ذکر است که ژنوتیپ‌های یاد شده نسبت به ارقام شاهد (صبا و امیر) نیز برتر بودند. در گروه سوم (Cluster III) ژنوتیپ‌های ۳، ۹، ۱۱، ۱۲، ۱۳ و ۱۵ قرار داشتند که دارای مقادیر متوسط میانگین رتبه و میانگین عملکرد دانه (۲۷۸۵ کیلوگرم در هکتار) کمتری نسبت به میانگین عملکرد کل ژنوتیپ‌ها (۲۹۰۶ کیلوگرم در هکتار) بودند و به عنوان ژنوتیپ‌های نیمه پایدار شناخته شدند.

(۲۹۰۶ کیلوگرم در هکتار) بودند. بنابراین ژنوتیپ‌های گروه اول به عنوان ژنوتیپ‌های با عملکرد پایین و ناپایدار شناخته شدند. ژنوتیپ‌های گروه دوم (Cluster II) شامل ژنوتیپ‌های ۲، ۵، ۱۰ و ۱۴ بودند که دارای کمترین میانگین رتبه و همچنین میانگین عملکرد (۳۱۰۸ کیلوگرم در هکتار) بالاتری نسبت به میانگین عملکرد کل ژنوتیپ‌ها (۲۹۰۶ کیلوگرم در هکتار) بودند. بنابراین، ژنوتیپ‌های ۲، ۵، ۱۰ و ۱۴ با عملکرد بالاتر از میانگین کل ژنوتیپ‌ها و میانگین رتبه پایین،



شکل ۱- تجزیه خوشه‌ای ژنوتیپ‌های سویا برای پایداری عملکرد دانه بر اساس آماره‌های ناپارامتری

Fig. 1. Cluster analysis of soybean genotypes for seed yield stability based on nonparametric statistics

و با عملکرد بالا در شرایط مختلف محیطی ترجیح می‌دهند. بر طبق این مفهوم پایداری، یک پاسخ پیش‌بینی پذیر به عوامل محیطی وجود دارد. به عبارت دیگر، ژنوتیپ‌های گزینش شده دارای پتانسیل پاسخ به بهبود شرایط محیطی هستند. به منظور درک بهتر از روابط بین آماره‌های پایداری ناپارامتری و ارتباط آن‌ها با پایداری زیستی یا زراعی، ضرایب همبستگی محاسبه شدند (جدول ۵). نتایج نشان داد که عملکرد دانه همبستگی منفی معنی‌داری با آماره‌های $NP_1^{(4)}$ و RS داشت. با توجه به اینکه آماره‌های یاد شده همبستگی معنی‌داری با

پایداری عملکرد به توانایی ژنوتیپ‌های گیاهی در بروز ظرفیت عملکرد در دامنه وسیعی از محیط‌ها اطلاق می‌شود. بر اساس نظر بیکر (Becker, 1981) دو نوع پایداری ژنوتیپی تعریف شده است. پایداری در مفهوم زیستی شامل ژنوتیپ‌هایی است که واریانس آن‌ها در میان محیط‌ها صفر باشد. این بدان معناست که ژنوتیپ‌های پایدار عملکرد غیرقابل تغییری در محیط‌های مختلف دارند. این جنبه از پایداری در کشاورزی مورد نظر نمی‌باشد. در حالیکه، بسیاری از به‌نژادگران مفهوم زراعی (دینامیک) پایداری را جهت گزینش ژنوتیپ‌های پایدار

(Abyar *et al.*, 2021) در کلزا و آبیار و همکاران (2020) در گندم نان نیز در آزمایش‌های خود، همبستگی بین عملکرد دانه و آماره‌های $NP_1^{(4)}$ و RS را معنی‌دار گزارش کردند.

عملکرد دانه داشتند، این آماره‌ها دارای مفهوم زراعی پایداری هستند و معیارهای مناسبی برای گزینش ژنوتیپ‌های پرمحصول و پایدار در ژنوتیپ‌های سویا محسوب می‌شوند. علیزاده و همکاران (Alizadeh *et al.*,)

جدول ۵- ضرایب همبستگی بین عملکرد دانه و آماره‌های پایداری ناپارامتری ژنوتیپ‌های سویا

Table 5. Correlation coefficients between seed yield (SY) and stability nonparametric statistics of

soybean genotypes									
	SY	$S_i^{(1)}$	$S_i^{(2)}$	$S_i^{(3)}$	$S_i^{(6)}$	$NP_1^{(1)}$	$NP_1^{(2)}$	$NP_1^{(3)}$	$NP_1^{(4)}$
$S_i^{(1)}$	-0.06								
$S_i^{(2)}$	0.01	0.98**							
$S_i^{(3)}$	-0.19	0.95**	0.97**						
$S_i^{(6)}$	-0.36	0.86**	0.87**	0.96**					
$NP_1^{(1)}$	0.25	0.80**	0.81**	0.73**	0.68**				
$NP_1^{(2)}$	-0.39	0.56*	0.63**	0.78**	0.86**	0.42			
$NP_1^{(3)}$	-0.49	0.67**	0.70**	0.83**	0.90**	0.58**	0.90**		
$NP_1^{(4)}$	-0.51*	0.83**	0.82**	0.93**	0.96**	0.56*	0.83**	0.92**	
RS	-0.69**	0.48	0.43	0.58**	0.72**	0.39	0.63**	0.81**	0.78**

$S_i^{(1)}$, $S_i^{(2)}$, $S_i^{(3)}$, $S_i^{(6)}$: آماره‌های هان (Hühn's, 1990) و نصار و هان (Nassar and Hühn's, 1987)، $NP_1^{(1)}$ ، $NP_1^{(2)}$ ، $NP_1^{(3)}$ و $NP_1^{(4)}$: آماره‌های ترازو (Thennarasu's, 1995)، RS: آماره کانگ (Kang's, 1988)

* و **: به ترتیب معنی‌دار در سطوح احتمال پنج و یک درصد

$S_i^{(i)}$, $S_i^{(2)}$, $S_i^{(3)}$, $S_i^{(6)}$: Hühn's (1990) and Nassar and Hühn's (1987) nonparametric statistics, $NP_1^{(i)}$, $NP_1^{(2)}$, $NP_1^{(3)}$, $NP_1^{(4)}$: Thennarasu's nonparametric (1995) statistics, RS: Kang's (1988) statistic

* and **: Significant at 5% and 1% probability levels, respectively

نتیجه‌گیری

روش‌ها برای گزینش ژنوتیپ‌های پایدار و پرمحصول در سویا مناسب هستند. نتایج این آزمایش نشان داد که لاین‌های $Sari \times Charleston$ ، $Hamilton \times Karbin$ و $Hamilton \times TMS$ با داشتن عملکرد دانه مناسب و پایداری عمومی بالا نسبت به سایر لاین‌ها و ارقام شاهد برتر بودند که برای مطالعات تکمیلی جهت معرفی به عنوان رقم تجاری جدید شناخته شدند.

سپاسگزاری

بدین وسیله از موسسه تحقیقات اصلاح و تهیه نهال و بذر به پاس تامین هزینه‌های اجرای پروژه و نیز از مراکز تحقیقات و آموزش کشاورزی و منابع طبیعی گلستان، ساری و اردبیل برای فراهم نمودن امکانات اجرای پروژه تقدیر و تشکر به عمل می‌آید.

نتایج این تحقیق نشان داد که روش‌های پایداری ناپارامتری ابزارهایی سودمند برای تجزیه پایداری ژنوتیپ‌های سویا بوده و با استفاده از آنها می‌توان اطلاعات مفیدی برای شناسایی ژنوتیپ‌های پایدار و پرمحصول بدست آورد. بر اساس میانگین رتبه کلیه آماره‌های ناپایداری مورد مطالعه و نتایج تجزیه خوشه‌ای، لاین‌های $Sari \times Charleston$ ، $Hamilton \times Karbin$ ، $Hamilton \times TMS$ و رقم صبا با کمترین مقادیر میانگین رتبه به عنوان پایدارترین و لاین‌های $Hamilton \times Karbin$ (ژنوتیپ ۱)، $Valenta \times Karbin$ ، $Hamilton \times Gorgan3$ و $Telar \times Williams$ با بیشترین مقدار میانگین رتبه به عنوان ناپایدارترین ژنوتیپ‌ها شناخته شدند. نتایج نشان داد که آماره‌های $NP_1^{(4)}$ و RS با میانگین عملکرد دانه و مفهوم زراعی (دینامیک) پایداری رابطه داشتند و استفاده از این

References

منابع مورد استفاده

- Abyar, S., Navabpour, S., Karimizadeh, R., Nasrollahnejad Ghomi, A.A., Kiani, Gh., and Gholizadeh, A. 2021. Evaluation of genotype $\times$ environment interaction and grain yield stability of different bread wheat genotypes using non-parametric methods. *Cereal Research*, 11(2), pp.89-104. [In Persian]. doi: 10.22124/CR.2021.20461.1687
- Afzal, O., Hassan, F., Ahmed, M., Shabbir, G., and Ahmed, S. 2021. Determination of stable safflower genotypes in variable environments by parametric and non-parametric methods. *Journal of Agriculture and Food Research*, 6, pp.1-7. <https://doi.org/10.1016/j.jafr.2021.100233>
- Akbarpour, O.A., Dehghani, H., Sorkhi-Lalelo, B., and Kang, M.S. 2016. A SAS macro for computing statistical tests for two-way table and stability indices of nonparametric method from genotype-by-environment interaction. *Acta Scientiarum. Agronomy*, 38(1), pp.35-50. <https://doi.org/10.4025/actasciagron.v38i1.26381>
- Alizadeh, B., Rezaizad, A., Yazdandoost Hamedani, M., Shiresmaeili, G., Nasserghadimi, F., Khademhamzeh, H.R., and Gholizadeh, A. 2021. Analysis of genotype $\times$ environment interaction for seed yield in winter rapeseed cultivars and lines using multivariate method of additive main effects and multiplicative interaction. *Journal of Crop Production and Processing*, 11(1), pp.95-108. [In Persian]. doi: 10.47176/jcpp.11.1.36131
- Alizadeh, B., Rezaizad, A., Yazdandoost Hamedani, M., Shiresmaeili, G., Nasserghadimi, F., Khademhamzeh, H.R., and Gholizadeh, A. 2020. Evaluation of seed yield stability of winter rapeseed (*Brassica napus* L.) genotypes using non-parametric methods. *Journal of Crop Breeding*, 12(35), pp.202-212. [In Persian]. doi: 10.52547/jcb.12.35.202
- Alizadeh, B., Yazdandust Hamedani, M., Rezaei Zad, A., Azizinia, S., Khiyavi, M., Shirani Rad, A.H., Javidfar, F., Pasban Eslam, B., Mostafavi Rad, M., Shariati, F., Rahmanpour Ozan, S., Alem Khumaram, M.H., Majd Nasiri, B., Amiri Oghan, A., and Zareei Siahbidi, A. 2019. Nima, new winter oilseed rape variety for cultivation in the cold and moderately cold regions of Iran. *Research Achievements for Field and Horticulture Crops*, 8, pp.61-76. [In Persian]. doi: 10.22092/RAFHC.2019.114653.1102
- Babaei, H.R., Razmi, N., and Sabzi, H. 2021. Study on grain yield stability of soybean genotypes [*Glycine max* (L.) Merrill] through GGE biplot analysis. *Applied Field Crops Research*, 34(1), pp.39-54. [In Persian]. doi: 10.22092/AJ.2021.128787.1448
- Becker, H. 1981. Correlations among some statistical measures of phenotypic stability. *Euphytica*, 30, pp.835-840. <https://doi.org/10.1007/BF00038812>
- Ebadi, A., Sabaghpour, S.H., Dehghani, H., and Kamrani, M. 2008. Non-parametric measures of phenotypic stability in chickpea genotypes (*Cicer arietinum* L.). *Euphytica*, 162(2), pp.221-229. <https://doi.org/10.1007/s10681-007-9552-x>

- Esmailzadeh Moghaddam, M., Tahmasebi, S., Lotf Ali Ayeneh, G.A., Akbari Moghadam, H., Mahmoudi, M., Sayyahfar, M., Tabib Ghaffari, S.M., and Zali, H. 2018.** Yield stability evaluation of bread wheat promising lines using multivariate methods. *Cereal Research*, 8(3), pp.333-344. [In Persian]. doi: 10.22124/C.2018.10654.1405
- FAOSTAT. 2020.** Available at: <http://faostat3.fao.org/download/Q/QC/E>
- Fooladvand, M., Shahsavand, H., Mohamadinejad, Gh., and Parvizi Almani, M. 2013.** Genotype by environment interaction and study of sugar yield stability in the sugarcane cultivars in Khuzestan locations by stability criteria. *Cereal Research*, 2(1), pp.31-44. [In Persian]. doi: 10.1001.1.22520163.1391.2.1.3.3
- Ghaffari, M., Gholizadeh, A., Andarkhor, S.A., Zareei Shahbidi, A., Kalantar Ahmadi, S.A., Shariati, F., and Rezaeizad, A. 2022.** Evaluation of seed yield stability of sunflower genotypes using non-parametric statistics. *Journal of Crop Production and Processing*, 12(1), pp.1-13. [In Persian]. doi: 10.47176/jcpp.12.1.36104
- Hühn, M. 1990.** Nonparametric measures of phenotypic stability. Part 1: Theory. *Euphytica*, 47, pp.189-194. <https://doi.org/10.1007/BF00024241>
- Hühn, M., and Léon, J. 1995.** Nonparametric analysis of cultivar performance trials: experimental results and comparison of different procedures based on ranks. *Agronomy Journal*, 87(4), pp.627-632. <https://doi.org/10.2134/agronj1995.00021962008700040004x>
- Kang, M. 1988.** A rank-sum method for selecting high-yielding, stable corn genotypes. *Cereal Research Communication*, 16(1-2), pp.113-115.
- Karimizadeh, R., Asghari, A., Sofalian, O., Shahbazi Homonlo, K., Hossienpour, T., Ghogh, H., and Armion, M. 2019.** Identification of the most stable durum wheat genotypes using nonparametric yield stability statistics. *Journal of Crop Production and Processing*, 9(1), pp.189-203. [In Persian]. doi: 10.29252/jcpp.9.1.189
- Karimizadeh, R., Safikhani Nasimi, M., Mohammadi, M., Seyyedi, F., Mahmoodi, A., and Rostami, B. 2008.** Determining rank and stability of lentil genotypes in rainfed condition by nonparametric statistics. *Journal of Crop Production and Processing*, 12(43), pp.93-102. [In Persian]. doi: 20.1001.1.24763594.1387.12.43.9.2
- Mehmet, S., Mehmet, E., and Meral, E. 2019.** The parametric and non-parametric stability analyses for interpreting genotype by environment interaction of some soybean genotypes. *Turkish Journal of Field Crops*, 24(1) pp.28-38 <https://doi.org/10.17557/tjfc.562637>
- MINITAB, Inc. 2005.** Minitab user's guide, vers. 14. Minitab Inc, Harrisburg, Pennsylvania, USA
- Moghaddaszadeh, M., Asghari Zakaria, R., Hassanpanah, D., and Zare, N. 2018.** Non-parametric stability analysis of tuber yield in potato (*Solanum tuberosum* L.) genotype. *Journal of Crop Breeding*, 10(28), pp.50-63. [In Persian]. doi: 10.29252/jcb.10.28.50

- Mortazavian, M., and Azizinia, S. 2014.** Nonparametric stability analysis in multi-environment trial of canola. *Turkish Journal of Field Crops*, 19(1), pp.108. <https://doi.org/10.17557/tjfc.41390>
- Movahhedi, Z., Dehghani, H., and Mofidian, M. 2010.** A study of yield stability in cold region ecotypes of alfalfa (*Medicago sativa* L.) through non-parametric measures. *Iranian Journal of Field Crop Science*, 40(4), pp.103-111. [In Persian]. doi: 20.1001.1.20084811.1388.40.4.10.8
- Nassar, R., and Hühn, M. 1987.** Studies on estimation of phenotypic stability: Tests of significance for nonparametric measures of phenotypic stability. *Biometrics*, 43(1), pp.45-53. <https://doi.org/10.2307/2531947>
- Pourdard, S., Moghaddam, M., Faraji, A., and Naraki, H. 2014.** Study on different non-parametric stability methods on seed yield of spring rapeseed varieties and hybrids. *Iranian Journal of Field Crop Science*, 44(4), pp.539-548. [In Persian]. doi: 20.1001.1.20084811.1392.44.4.1.7
- Sabaghnia, N., Dehghani, H., and Sabaghpour, S.H. 2006.** Nonparametric methods for interpreting genotype× environment interaction of lentil genotypes. *Crop Science*, 46(3), pp.1100-1106. <https://doi.org/10.2135/cropsci2005.06-0122>
- SAS, Inc. 2011.** Base SAS 9.1 procedures guide. SAS Institute Inc, Cary, NC. USA.
- Shukla, G. 1972.** Some statistical aspects of partitioning genotype environmental components of variability. *Heredity*, 29, pp.237-245. <https://doi.org/10.1038/hdy.1972.87>
- Smith, K.J., and Huyser, W. 1987.** World distribution and significance of soybean. In: Wilcox, J.R. (Ed). Soybeans: Improvement, Production, and Uses. Second Edition. American Society of Agronomy, Madison, WI. USA.
- SPSS, Inc. 2010.** SPSS 20. Users Guide, Chicago, USA.
- Thennarasu, K. 1995.** On certain non-parametric procedures for studying genotype-environment interactions and yield stability. PhD Dissertation, University of New Delhi. India.
- Vaezi, B., Pour-Aboughadareh, A., Mohammadi, R., Armion, M., Mehraban, A., Hossein-Pour, T., and Dorii, M. 2017.** GGE biplot and AMMI analysis of barley yield performance in Iran. *Cereal Research Communications*, 45, pp.500-511. <https://doi.org/10.1556/0806.45.2017.019>
- Zeinalzadeh-Tabrizi, H., Mansouri, S., and Fallah-Toosi, A. 2021.** Evaluation of seed yield stability of promising sesame lines using different parametric and nonparametric methods. *Plant Genetic Researches*, 8(1), pp.43-60. [In Persian]. doi: 10.52547/pgr.8.1.4
- Yan, W., and Kang, M.S. 2003.** GGE Biplot Analysis: A Graphical Tool for Breeders, Geneticists and Agronomists. CRC Press, Boca Raton, FL, USA. <https://doi.org/10.1201/9781420040371>
- Yan, W. and Rajcan, I. 2002.** Biplot analysis of test sites and trait relations of soybean in Ontario. *Crop Science*, 42(1), pp.11-20. <https://doi.org/10.2135/cropsci2002.1100>