نشریه علوم گیاهان زراعی ایران
دوره ۴۴، شماره ۴، زمستان ۱۳۹۲ (ص۵۴۸-۵۳۹)

بررسی روش‌های مختلف پایداری ناپارامتری در عملکرد دانه در ارقام و هیبریدهای بهارهٔ کلزا

سیدسعید پورداد[1*]، مهدی جمشیدی مقدم[2]، ابوالفضل فرجی[3] و هوشنگ نارکی[4]
۱و۲، دانشیار و استادیار، مؤسسهٔ تحقیقات کشاورزی دیم
۳، استادیار مرکز تحقیقات کشاورزی و منابع طبیعی گلستان
۴، کارشناس ایستگاه تحقیقات کشاورزی دیم گچساران
(تاریخ دریافت:۹۰/۹/۱۶ - تاریخ تصویب: ۹۲/۹/۱۳)

چکیده

اثر متقابل ژنوتیپ و محیط، از مهم‌ترین مباحث در اصلاح گیاهان زراعی است و معیارهای متعدد آماری برای برآورد آن معرفی شده است. در این بررسی، نه رقم و هیبرید بهارهٔ کلزا در پنج منطقهٔ دیم گرمسیر سرپل ذهاب، گنبد، گچساران، پلدختر و مسجد سلیمان طی دو سال زراعی ۸۲-۱۳۸۱ و ۸۳-۱۳۸۲ ارزیابی شدند. آزمایش‌ها در قالب طرح بلوک‌های کامل تصادفی با ۳ تکرار و به‌صورت پاییزه در شرایط دیم صورت گرفت. نتایج نشان داد که براساس چهار آمارهٔ ناپارامتری $S_i^{(1)}$, $S_i^{(2)}$, $S_i^{(3)}$ و $S_i^{(6)}$ ، سه رقم Regent، Goliath و Global با عملکرد کمتر از میانگین کل گزینش شدند. استفاده از سه معیار $NP_i^{(2)}$,$NP_i^{(3)}$ و$NP_i^{(4)}$ نیز به گزینش دو رقم Goliath وRegent منجر شد که عملکردی کمتر از میانگین کل داشتند. همچنین آمارهٔ$NP_i^{(1)}$ دو رقم Kristina و Goliath را به‌عنوان پایدارترین ارقام شناسایی کرد که اولی، عملکرد دانهٔ بالاتر و دومی، پایین‌تر از میانگین کل داشت. هشت آمارهٔ یادشده همگی دارای همبستگی منفی معنادار یا عدم همبستگی با عملکرد دانه بودند. دو معیار ناپارامتری R_i وL_i هیبرید Hyola401 و رقم Quinta با عملکرد بیشتر از میانگین و ارقام Global و Goliath با عملکرد کمتر از میانگین کل را به‌عنوان ژنوتیپ‌های پایدار معرفی کردند. محاسبهٔ معیار ناپارامتری مجموع رتبهٔ (Rank-sum) نشان داد که گزینش ژنوتیپ‌های پایدار براساس این معیار به انتخاب ارقام کلزا با عملکرد دانهٔ بیشتر از میانگین کل منجر شد. در بین معیارهای ناپارامتری استفاده‌شده در این بررسی، معیار مجموع رتبه، بهترین شاخص شناسایی شد. براساس این شاخص سه رقم Quinta، Shiralee و Option500 به‌عنوان ژنوتیپ‌هایی با عملکرد دانهٔ پایدار شناسایی شدند.

واژه‌های کلیدی: پایداری عملکرد، کلزا، ناپارامتری.

مقدمه

بررسی پایداری عملکرد از اهمیت خاصی برخوردار است و از پرهزینه‌ترین مراحل اصلاح گیاهان زراعی به‌شمار می‌آید.Becker (1981) دو نوع پایداری ژنوتیپی را بیان کرده است. پایداری در مفهوم پایا (استاتیک) به ژنوتیپی اشاره دارد که فاقد هرگونه انحراف از میانگین صفت مورد انتظار خواهد بود. این بدان معنا است که واریانس آن در میان محیط‌ها صفر است که به آن پایداری

* نویسنده مسئول: سید سعید پورداد تلفن: ۰۸۳۱۲۳۳۳۴۱۰ E-mail: sspourdad@yahoo.com

زیستی (بیولوژیک) نیز اطلاق می‌شود. این جنبه از پایداری در کشاورزی مطلوب نیست. در پایداری پویا (دینامیک) یک پاسخ پیش‌بینی‌پذیر به عوامل محیطی وجود دارد. بنابر مفهوم پایداری پویا، ژنوتیپ پایدار فاقد هرگونه انحراف نسبت به این پاسخ به محیط‌ها است که این نوع پایداری را پایداری زراعی نیز می‌نامند.

روش‌های متعدد پایداری که در اصلاح نباتات متداولند، جزء روش‌های آماری پارامتری هستند و نتایج این روش‌ها زمانی معتبر است که فرضیه‌های نرمال بودن توزیع، مستقل بودن و یکنواختی واریانس اشتباهات وجود داشته باشد. در مقابل، روش‌های ناپارامتری زیادی برای تعیین ژنوتیپ‌های پایدار پیشنهاد شده است که اغلب بر مبنای رتبه‌بندی عملکرد ارقام در محیط‌های مختلف استوار است. در روش رتبه‌بندی، ژنوتیپی پایدار محسوب می‌شود که رتبهٔ آن در محیط‌های مختلف تغییر نکرده یا کمترین تغییرات را داشته باشد(Kang, 1988; Hühn & Leon,1995; Thennarasu, 1995). Hühn (1990) سه معیار پایداری فنوتیپی ناپارامتری $S_i^{(1)}$ (میانگین قدر مطلق اختلاف رتبه‌ها)، $S_i^{(2)}$ (واریانس رتبه‌ها) و $S_i^{(3)}$ (مجموع قدر مطلق انحرافات) را که بر مبنای رتبهٔ عملکرد ژنوتیپ‌ها در محیط‌های مختلف است، معرفی کرد و مقادیر کم این معیارها را بیانگر پایداری بیشتر دانست. پیشنهاد شد که به‌منظور حذف اثر ژنوتیپی، عملکرد هر ژنوتیپ براساس میانگین عملکرد در محیط‌های مختلف تصحیح شده و سپس رتبهٔ هر ژنوتیپ براساس عملکرد تصحیح‌شده محاسبه شود. ازاین‌رو چهار معیار $NP_i^{(1)}$, $NP_i^{(2)}$, $NP_i^{(3)}$ و $NP_i^{(4)}$ براساس رتبهٔ حاصل از عملکرد تصحیح‌شدهٔ ژنوتیپ‌ها معرفی شد (Thennarasu, 1995). در این چهار معیار نیز مقادیر کمتر، بیانگر پایداری عملکرد بیشتر هستند. Kang (1988) معیار ناپارامتری مجموع رتبهٔ (Rank-sum) را برای گزینش ارقام پرمحصول با پایداری عملکرد معرفی کرد. در این روش، از رتبهٔ عملکرد و رتبهٔ واریانس پایداری شوکلا (Shukla, 1972) استفاده می‌شود، به‌طوری‌که به ژنوتیپی که بیشترین عملکرد را دارد، رتبهٔ یک، و به ژنوتیپی که کمترین واریانس پایداری شوکلا را داشته باشد نیز رتبهٔ یک داده می‌شود. این دو رتبه با هم جمع می‌شود و رتبهٔ حاصل به‌عنوان معیار مجموع رتبه برای تعیین ژنوتیپ‌های پایدار به‌کار می‌رود. مقادیر کم این معیار، بیانگر پایداری عملکرد بیشتر است. همچنین Piepho & Lotito (1992) دو شاخص ناپارامتری پایداری R_i و L_i را معرفی کردند و ابراز داشتند که این دو شاخص از نظر آماری رابطه‌ای قوی با اکووالانس ریک (W_i) (Wricke, 1962) دارند و درنتیجه، روش‌های استاندارد مقایسه‌های چندگانه برای این شاخص‌ها ممکن است عملی باشد. همانند آماره‌های ناپارامتری یادشده، در این دو شاخص نیز مقادیر کم این شاخص‌ها بیانگر پایداری بیشتر است.

بررسی‌ها درزمینهٔ مقایسهٔ روش‌های مختلف پایداری عملکرد در کلزا محدود بوده (Hühn,1987; Brandle & Mc Vatty,1988; Shafii *et al*.,1992; Wani,1992; Ali *et al*., 2003; Abou El-Nasr *et al*., 2006; Pourdad & Ghaffari, 2009) و از آن محدودتر، مقایسهٔ روش‌های ناپارامتری درمورد کلزا بوده است. بررسی آثار متقابل ژنوتیپ × محیط بر عملکرد ۱۷ ژنوتیپ گلرنگ در ۳۳ محیط مختلف با استفاده از ۱۵ روش پایداری پارامتری و ناپارامتری نشان داد که رقم سینا دارای بیشترین عملکرد و پایداری عملکرد بود (Jamshid Moghadam & Pourdad, 2009).

با استفاده از روش‌های پایداری ناپارامتری عملکرد دانهٔ ۲۰ ژنوتیپ گندم در ۱۸ محیط بررسی شد و نتایج نشان داد که روش مجموع رتبه با میانگین عملکرد زیاد، ارتباط دارد و با استفاده از این روش، ژنوتیپ‌های پایدار با عملکرد قوی معرفی شدند (Mohammadi et al., 2007).

Sabaghnia *et al*. (2006) در بررسی پایداری عملکرد ژنوتیپ‌های نخود از طریق روش‌های ناپارامتری، ژنوتیپ FLIP92-12L را پایدار و FLIP92-6L را ناپایدار معرفی کردند. در بررسی پایداری عملکرد گیاه کتان نیز مشخص شد که آماره‌های غیرپارامتری $S_i^{(1)}$ و $S_i^{(2)}$، ژنوتیپ R12-N10D را پایدار معرفی کردند. سه آمارهٔ واریانس پایداری، $S_i^{(1)}$ و $S_i^{(2)}$ برای تعیین نسبی پایداری ژنوتیپ‌ها، بهترین روش‌ها شناسایی شدند (Adugna & Labuschagne, 2003). هدف از این تحقیق، بررسی روش‌های مختلف ناپارامتری در پایداری عملکرد دانهٔ کلزای بهاره و تعیین روابط بین این معیارها

و درنهایت، تعیین رقم یا ارقام کلزا با عملکرد دانهٔ پایدار برای مناطق دیم گرمسیر کشور است.

مواد و روش‌ها

در این تحقیق، نه رقم و هیبرید بهارهٔ کلزا که از آزمایش‌های مقدماتی سال‌های قبل گزینش شده بودند، در پنج منطقهٔ دیم گرمسیر کشور مقایسه شدند. به‌طوری‌که این ارقام و هیبریدها در مناطق سرپل ذهاب، گنبد، گچساران و پلدختر طی دو سال زراعی ۸۲-۱۳۸۱ و ۸۳-۱۳۸۲ و مسجد سلیمان طی سال زراعی ۸۳- ۱۳۸۲ (درمجموع نه محیط) کشت شدند. نام و مبدأ ژنوتیپ‌ها و برخی مشخصات اقلیمی مناطق اجرای آزمایش در جدول ۱ آورده شده است. آزمایش در قالب طرح بلوک‌های کامل تصادفی با ۳ تکرار و به‌صورت پاییزه در شرایط دیم اجرا شد. تجزیهٔ واریانس مرکب داده‌ها براساس ۹ محیط یادشده برای عملکرد دانه صورت گرفت. هر کرت آزمایشی شامل پنج ردیف شش متری با فاصلهٔ ۳۰ سانتی‌متر بود. مقدار کود مصرفی براساس فرمول N50 P_2O_5 50 در هکتار اعمال شد. در طول فصل رشد صفات مختلف زراعی ثبت شده و پس از برداشت نیز عملکرد دانهٔ کرت‌ها محاسبه شد. به‌منظور گزینش ارقام یا هیبریدهای برتر با پایداری عملکرد دانهٔ زیاد از روش‌های مختلف آماری ناپارامتری استفاده شد.

شاخص‌های پایداری ناپارامتری $S_i^{(1)}$ ، $S_i^{(2)}$ ، $S_i^{(3)}$ و $S_i^{(6)}$ براساس رتبهٔ عملکرد هر ژنوتیپ در محیط‌های مختلف به‌روش‌های زیر محاسبه شد (Hühn & Nassar, 1989; Hühn, 1979):

$$S_i^{(2)} = \frac{\sum_{j=1}^{m}(r_{ij} - \bar{r}_{i.})^2}{m-1}$$

$$S_i^{(1)} = 2\sum_{j=1}^{m-1}\sum_{(j'=j+1)}^{m}\left|r_{ij} - r_{ij'}\right| \Big/ \left[m(m-1)\right]$$

$$S_i^{(6)} = \frac{\sum_{j=1}^{m}\left|r_{ij} - \bar{r}_{i.}\right|}{\bar{r}_{i.}}$$

$$S_i^{(3)} = \frac{\sum_{j=1}^{m}(r_{ij} - \bar{r}_{i.})^2}{\bar{r}_{i.}}$$

اگر جدول دوطرفه‌ای شامل l ژنوتیپ و m محیط تشکیل دهیم، آنگاه r_{ij} برابر است با رتبهٔ ژنوتیپ iام در محیط jام و میانگین رتبه برابر خواهد بود با $\bar{r}_{i.} = \sum_j \frac{r_{ij}}{m}$. آزمون دو معیار ناپارامتری $S_i^{(1)}$ و $S_i^{(2)}$ به‌شرح زیر محاسبه شد (Nassar & Hühn,1987; Hühn & Nassar,1989):

$$m = 1,2$$

$$Z_i^{(m)} = \frac{\left[S_i^{(m)} - E\left(S_i^{(m)}\right)\right]^2}{Var\left(S_i^{(m)}\right)}$$

این رابطه دارای توزیع χ^2 است و تحت فرض صفر $E\left(S_i^{(m)}\right)$ و $Var\left(S_i^{(m)}\right)$ از روابط زیر محاسبه می‌شود.

$$Var\{S_i^{(1)}\} = \frac{(K^2-1)[(K^2-4)(N+3)+30]}{45K^2N(N-1)}$$

$$E(S_i^{(1)}) = \frac{K^2-1}{3K}$$

$$Var\{S_i^{(2)}\} = \frac{K^2-1}{36N}\left[\frac{K^2-4}{5} + \frac{K^2-1}{2(N-1)}\right]$$

$$E(S_i^{(2)}) = \frac{K^2-1}{12}$$

که $i = 1,2,.....,K$ و $j = 1,2,.....,N$ است.

با استفاده از آماره‌های ناپارامتری تناراسو (Thennarasu, 1995) ابتدا به‌منظور حذف اثر ژنوتیپی عملکرد از پایداری، عملکرد ژنوتیپ‌ها به‌کمک رابطهٔ $X_{ij}^* = X_{ij} - \bar{X}_{i.} + \bar{X}_{..}$ تصحیح شد و براساس عملکرد تصحیح‌شده (X_{ij}^*) رتبهٔ ژنوتیپ‌ها تعیین شد. سپس چهار معیار پایداری ناپارامتری $NP_i^{(2)}$, $NP_i^{(3)}$ و $NP_i^{(1)}$, $NP_i^{(4)}$ از طریق فرمول‌های زیر محاسبه شد:

$$NP_i^{(2)} = \frac{1}{m}\left(\sum_{j=1}^{m}\left|r_{ij}^* - M_{di}^*\right| / M_{di}\right)$$

$$NP_i^{(1)} = \frac{1}{m}\sum_{j=1}^{m}\left|r_{ij}^* - M_{di}^*\right|$$

$$NP_i^{(4)} = \frac{2}{m(m-1)}[\sum_{j=1}^{m-1}\sum_{(j'=j+1)}^{m}\left|r_{ij}^{*} - r_{ij'}^{*}\right| / \bar{r}_{i.}]$$

$$NP_i^{(3)} = \frac{\sqrt{\sum_{j=1}^{m}\left(r_{ij}^{*} - \bar{r}_{i.}^{*}\right)^2 / m}}{\bar{r}_{i.}}$$

در این شاخص‌ها M_{di} و $\bar{r}_{ij}$ به‌ترتیب میانه و میانگین رتبهٔ عملکردهای تصحیح‌نشده و M^{*}_{di} و $\bar{r}^{*}_{ij}$ میانه و میانگین رتبهٔ عملکردهای تصحیح‌شده است. دو شاخص ناپارامتری پایداری R_i و L_i Piepho & Lotito, 1992) با استفاده از رابطه‌های زیر محاسبه شد:

$$R_i = \sum_{j=1}^{n} r_{ij}^{*} \qquad L_i = \frac{1}{N}\sum_{j=1}^{n}\left|v_{ij}\right|$$

در این فرمول‌ها N تعداد محیط‌ها، $v_{ij} = X_{ij} - \bar{X}_{i.} - \bar{X}_{.j} + \bar{X}_{..}$ و r^{*}_{ij} رتبهٔ ژنوتیپ iام در محیط jام برای عملکردهای تصحیح‌شده است.

برای محاسبهٔ شاخص ناپارامتری مجموع رتبه (Kang, 1988)، ابتدا به ژنوتیپ با بیشترین عملکرد رتبهٔ یک داده شد و به‌ترتیب، عملکرد رتبهٔ همهٔ ژنوتیپ‌ها مشخص شد و سپس با محاسبهٔ واریانس پایداری شوکلا (Shukla, 1972)، به ژنوتیپی که کمترین واریانس پایداری شوکلا را داشت، رتبهٔ یک داده شد و رتبهٔ ژنوتیپ‌های دیگر نیز مشخص شد. این دو رتبه با هم جمع شد و رتبهٔ حاصل به‌عنوان شاخص مجموع رتبه به‌کار رفت.

به‌علت آنکه نرم‌افزار خاصی برای اجرای روش‌های مختلف پایداری به‌روش ناپارامتری وجود ندارد، همهٔ معیارهای پایداری از طریق نرم‌افزار Excel و با استفاده از فرمول‌های مربوط محاسبه شد. تجزیهٔ واریانس مرکب داده‌ها نیز با استفاده از نرم‌افزار MSTAT-C صورت گرفت، اما آزمون F براساس امید ریاضی منابع تغییر اجرا شد.

جدول ۱. اسامی و مبدأ ژنوتیپ‌های کلزای بهاره و برخی خصوصیات اقلیمی مکان‌های اجرای آزمایش

ژنوتیپ	مبدأ	تیپ	مکان	ارتفاع از سطح دریا (متر)	بارندگی (میلی‌متر)	میانگین درجهٔ حرارت (سانتی‌گراد)	
						حداقل	حداکثر
Quinta	آلمان	آزاد گرده‌افشان	سرپل ذهاب	۵۹۰	۳۹۰	-۶/۸	۴۷
Hyola 308	استرالیا	هیبرید	پلدختر	۷۱۳	۳۷۳	-۱	۴۸
Option500	استرالیا	آزاد گرده‌افشان	گچساران	۷۱۰	۴۶۰	-۲	۴۶
Hyola 401	استرالیا	هیبرید	گنبد کاووس	۳۷	۴۲۸	-۲	۳۸
Global	کانادا	آزاد گرده‌افشان	مسجد سلیمان	۳۲۱	۴۸۱	-۴/۴	۵۱
Kristina	کانادا	آزاد گرده‌افشان					
Regent	کانادا	آزاد گرده‌افشان					
Goliath	دانمارک	آزاد گرده‌افشان					
Shiralee	استرالیا	آزاد گرده‌افشان					

نتایج و بحث

تجزیهٔ واریانس مرکب عملکرد دانه در ارقام هیبریدهای تحت بررسی در محیط‌های مختلف نشان داد که تأثیرات محیط، ژنوتیپ و اثر متقابل ژنوتیپ × محیط در سطح احتمال یک درصد معنادار بود (جدول ۲). دسته‌بندی واریانس‌های منابع تغییر مشخص کرد که ۷۹/۲ درصد از مجموع مربعات تیمار ($SS_G + SS_E + SS_{GE}$) مربوط به اثر محیط(SS_E)، ۹/۳ درصد مربوط به اثر ژنوتیپ (SS_G) و ۱۱/۵ درصد متعلق به اثر متقابل ژنوتیپ × محیط (SS_{GE}) بوده است. اختصاص بخش اعظم واریانس تیمار به اثر محیط، ممکن است ناشی از اختلاف مکان‌ها و نیز اختلاف سال‌های مختلف اجرای آزمایش از نظر مقدار بارندگی و دما (جدول۱) بوده باشد. از طرف دیگر چون ارقام و هیبریدهای تحت بررسی، جزء ژنوتیپ‌های پیشرفته بوده‌اند که طی چند سال از درون تعداد زیادی از ارقام و هیبریدها گزینش شده‌اند، اختصاص قسمت کمی از واریانس به اثر ژنوتیپ ممکن است ناشی از نزدیک بودن پتانسیل ژنتیکی این ژنوتیپ‌ها به یکدیگر باشد. این نتایج با نتایج به‌دست‌آمده در سویا (Gauch & Zobel, 1988)، پنبه (Baxevanos, *et al*., 2008; Kerby *et al*., 1996; 2001) و گلرنگ (Pourdad & Mohammadi, 2008; Mohammadi *et al*., 2008) مطابقت دارد. بررسی پایداری ژنوتیپ‌ها نشان داد که سه معیار $S_i^{(1)}$ ، $S_i^{(2)}$ و$S_i^{(3)}$ از نظر شناسایی ارقام با بیشترین

پایداری عملکرد دانه نتایج مشابهی داشتند. براساس این معیارها دو رقم Regent و Goliath به‌عنوان ژنوتیپ‌های پایدار معرفی شدند. اما این دو رقم دارای عملکردی اندک و کمتر از میانگین کل عملکرد ارقام (۱۱۸۱ کیلوگرم در هکتار) بودند. براساس معیار $S_i^{(6)}$ نیز دو رقم Regent و Global پایدارترین ارقام شناسایی شدند، اما این دو نیز دارای عملکرد دانهٔ اندک و کمتر از میانگین کل بودند (جدول‌های ۳ و ۴). با دقت در نتایج به‌دست‌آمده از این چهار آماره مشخص شد که معیار $S_i^{(1)}$ توانسته است هیبرید Hyola308 با عملکرد زیاد (بیشترین عملکرد بعد از Hyola401) را ژنوتیپ پایدار شناسایی کند. اجرای آزمون مربع کای برای دو معیار $S_i^{(1)}$ و $S_i^{(2)}$ نشان داد که مجموع مقادیر $Z_i^{(1)}$ و $Z_i^{(2)}$ بیش از مقدار مربع کای جدول بوده (جدول۳) که بیانگر اثر متقابل ژنوتیپ×محیط است.

جدول ۲. جدول تجزیهٔ واریانس عملکرد دانهٔ نه ژنوتیپ کلزای بهاره در نه محیط تحت بررسی

منبع تغییرات	درجهٔ آزادی	میانگین مربعات	واریانس توجیه شده (درصد)
تیمار	۸۰	۲۵۹۹۹۶/۲**	۹۶/۶
محیط	۸	۲۰۶۰۶۸۶۹/ ۰**	۷۹/۲
ژنوتیپ	۸	۲۴۱۵۶۵۷/۷**	۹/۳
ژنوتیپ * محیط	۶۴	۳۷۲۱۳۶/۹**	۱۱/۵
کل	۲۴۲	۸۸۹۴۰۸/۲	--
درصد ضریب تغییرات (C.V.)		۱۶/۷	

** معنادار در سطح احتمال یک درصد

جدول ۳. میانگین عملکرد دانه و برآورد معیارهای پایداری و آزمون آماره‌های ناپارامتری برای نه ژنوتیپ کلزای بهاره در نه محیط تحت بررسی

معیارهای پایداری	ژنوتیپ								
	Quinta	Hyola 308	Option500	Hyola 401	Global	Kristina	Regent	Goliath	Shiralee
میانگین عملکرد	۱۲۴۸/۷۴	۱۳۷۴/۹۲	۱۳۵۳/۲۴	۱۶۰۷/۳۶	۶۹۶/۴۰	۱۲۷۷/۶۵	۷۳۳/۰۵	۱۰۷۶/۵۶	۱۲۶۰/۷۰
RS	۵/۶۷	۱۱/۰۰	۷/۱۱	۱۱/۶۷	۱۵/۷۸	۸/۸۹	۱۴/۵۶	۸/۴۴	۶/۸۹
Ri	۵۳/۰۰	۴۶/۰۰	۵۴/۰۰	۲۳/۰۰	۲۸/۰۰	۵۴/۰۰	۴۰/۰۰	۵۸/۰۰	۴۹/۰۰
Li	۱۵۰/۶۶	۲۸۷/۱۰	۱۸۹/۷۱	۳۹۶/۷۶	۳۷۹/۶۲	۱۷۷/۷۱	۲۸۷/۱۹	۱۶۲/۰۳	۱۷۲/۳۸
$S_i^{(1)}$	۰/۳۳	۰/۲۶	۰/۵۳	۰/۵۳	۰/۳۱	۰/۴۶	۰/۰۹	۰/۲۰	۰/۵۱
$Z_i^{(1)}$	۲۳/۸۲**	۲۵/۱۵ **	۲۰/۳۴ **	۲۰/۳۴ **	۲۴/۱۵ **	۲۱/۵۷ **	۲۸/۲۹ **	۲۶/۱۸ **	۲۰/۶۴ **
$S_i^{(2)}$	۲/۰۲	۳/۹۶	۵/۵۶	۶/۴۷	۲/۴۹	۳/۱۶	۰/۴۶	۱/۴۶	۴/۸۰
$Z_i^{(2)}$	۴/۳۰*	۱/۴۵	۰/۲۴	۰/۰۱	۳/۴۷	۲/۴۴	۷/۶۷ **	۵/۴۰*	۰/۶۹
$S_i^{(3)}$	۴/۲۷	۱۰/۳۸	۱۷/۴۹	۲۵/۴۳	۳/۱۵	۸/۲۹	۰/۵۴	۲/۵۸	۹/۶۰
$S_i^{(6)}$	۲/۵۰	۴/۱۴	۶/۹۷	۸/۱۴	۱/۴۷	۴/۱۴	۰/۷۶	۱/۸۴	۳/۶۰
$NP_i^{(1)}$	۱/۶۴	۲/۰۰	۱/۹۱	۳/۲۷	۳/۱۸	۱/۲۷	۰/۴۶	۱/۴۶	۲/۰۰
$NP_i^{(2)}$	۰/۳۳	۰/۶۷	۰/۶۴	۳/۲۷	۰/۴۰	۰/۴۲	۰/۳۱	۰/۲۴	۰/۴۹
$NP_i^{(3)}$	۰/۴۱	۰/۶۲	۰/۷۰	۱/۴۱	۰/۴۴	۰/۴۵	۰/۳۳	۰/۳۱	۰/۴۹
$NP_i^{(4)}$	۰/۰۹	۰/۱۱	۰/۱۸	۰/۲۴	۰/۰۹	۰/۱۱	۰/۰۶	۰/۰۵	۰/۱۱
$E(S_i^{(1)})$= ۲/۹۶	$Var(S_i^{(1)})$= ۰/۲۸۲	$6/63\chi^2_{(0.01)}$ Z_1, Z_2=	$\Sigma Z_i^{(1)}$ =۲۱۰/۴۸	میانگین کل = ۱۱۸۱ کیلوگرم در هکتار				
$E(S_i^{(2)})$= ۶/۶۷	$Var(S_i^{(2)})$= ۵/۰۳۷	$3/84\chi^2_{(0.05)}$ Z_1, Z_2=	$\Sigma Z_i^{(2)}$= ۲۵/۶۷	$\chi^2_{(0.05)sum}$ =۱۶/۹۲				

RS =آمارهٔ مجموع رتبه (Kang 1988)، Ri و Li = آماره‌های پیفو و لوتیتو (Piepho & Lotito 1992) ، $S_i^{(1)}$ ، $S_i^{(2)}$ ، $S_i^{(3)}$و$S_i^{(6)}$ = آماره‌های ناپارامتری هان(۱۹۷۹) و نصار و هان (۱۹۸۷)،

$Z_i^{(1)}$ و $Z_i^{(2)}$ = به‌ترتیب مقادیر آزمون دو آمارهٔ $S_i^{(1)}$ و$S_i^{(2)}$ که دارای توزیع χ^2 هستند، $NP_i^{(1)}$ ،$NP_i^{(2)}$ ،$NP_i^{(3)}$ و$NP_i^{(4)}$ = آماره‌های ناپارامتری تناراسو (۱۹۹۵)

به‌عبارت دیگر، معیارهای پایداری مذکور در ژنوتیپ‌های کلزا در محیط‌های تحت بررسی اختلاف معنادار داشتند. محاسبهٔ مقادیر $Z_i^{(1)}$ و$Z_i^{(2)}$ برای ژنوتیپ‌های تحت بررسی به‌طور مجزا نیز نشان داد که

مقادیر معیار پایداری $S_i^{(1)}$ برای همهٔ ژنوتیپ‌ها معنادار بود، درحالی‌که برای معیار پایداری $S_i^{(2)}$ تنها سه ژنوتیپ Quinta، Regent وGoliath دارای $Z_i^{(2)}$ معنادار بودند (جدول۳). باتوجه به اینکه واریانس $S_i^{(1)}$ بسیار کوچک‌تر از واریانس $S_i^{(2)}$ بود، می‌توان گفت حساسیت آمارهٔ $S_i^{(1)}$ در انتخاب ژنوتیپ‌های پایدار بیشتر از آمارهٔ $S_i^{(2)}$ است. Karimizadeh *et al.*, (2009) با بررسی پایداری عملکرد ژنوتیپ‌های عدس در پنج منطقه و طی دو سال از طریق آماره‌های ناپارامتری اعلام کردند که امید ریاضی آمارهٔ $S_i^{(1)}$ بزرگ‌تر از آمارهٔ $S_i^{(2)}$ و واریانس آن کوچک‌تر از آمارهٔ $S_i^{(2)}$است و نتیجه گرفتند که دقت آمارهٔ $S_i^{(1)}$ برای انتخاب ژنوتیپ پایدار بیشتر از آمارهٔ $S_i^{(2)}$ است. Hühn & Léon (1995) و Kaya & Taner (2003) نیز سادگی محاسبهٔ آمارهٔ $S_i^{(1)}$ و تفسیر واضح و آشکار آن (میانگین رتبهٔ اختلاف بین محیط‌ها) را دلایل برتری نسبی آمارهٔ $S_i^{(1)}$ بر آمارهٔ $S_i^{(2)}$ عنوان کردند. هر چهار آمارهٔ ناپارامتری یادشده، هیبرید Hyola401 و رقم Option500 را ناپایدارترین ژنوتیپ‌ها شناسایی کردند. بین چهار آمارهٔ ناپارامتری $S_i^{(1)}$ ، $S_i^{(2)}$ ، $S_i^{(3)}$ و $S_i^{(6)}$ میانگین عملکرد دانه همبستگی منفی و معناداری مشاهده شد (جدول ۵). نتایج نشان داد که گزینش ژنوتیپ‌های دارای عملکرد پایدار براساس مقادیر اندک چهار آمارهٔ ناپارامتری یادشده ممکن بوده است، اما این ژنوتیپ‌ها عملکرد کمی خواهند داشت. بنابراین چهار آمارهٔ ناپارامتری مذکور معیارهای مناسبی برای گزینش ژنوتیپ‌های پر محصول و پایدار در ارقام کلزای بهارهٔ تحت بررسی نبوده و در بین آنها آمارهٔ$S_i^{(1)}$ بر دیگر آماره‌ها برتری دارد. Abdollahi et al., (2007) با بررسی پایداری عملکرد دانه در گلرنگ نشان دادند که معیارهای $S_i^{(1)}$, $S_i^{(2)}$ و$S_i^{(3)}$ بیانگر مفهوم استاتیک پایداری بودند و با میانگین عملکرد دانه همبستگی نداشتند. همچنین بررسی‌ها در گندم دوروم (Mohamadi & Amri, 2008) و نخود (Ebadi Segherloo *et al.*, 2008) نشان داد که آماره‌های $S_i^{(3)}$ و $S_i^{(6)}$ دارای همبستگی منفی با عملکرد بودند و آماره‌های $S_i^{(1)}$ و$S_i^{(2)}$ با عملکرد همبستگی معناداری نداشتند. برآورد معیارهای ناپارامتری $NP_i^{(1)}$, $NP_i^{(2)}$, $NP_i^{(3)}$ و$NP_i^{(4)}$ نشان داد که آمارهٔ $NP_i^{(1)}$ دو رقم Kristina و Goliath را به‌عنوان پایدارترین ارقام شناسایی کرد که اولی دارای عملکرد دانهٔ بیشتر و دومی کمتر از میانگین کل ژنوتیپ‌ها (۱۱۸۱ کیلوگرم در هکتار) بود (جدول ۳). این معیار ناپارامتری هیبرید Hyola401 و رقم Global را ناپایدارترین ژنوتیپ‌ها شناسایی کرد. این در حالی است که هیبرید Hyola401 بیشترین و رقم Global کمترین عملکرد دانه را داشتند و رتبهٔ عملکرد آنها به‌ترتیب ۱و ۹ بود (جدول‌های ۳ و۴). سه آمارهٔ دیگر ($NP_i^{(2)}$,$NP_i^{(3)}$ و$NP_i^{(4)}$) دو رقم Goliath وRegent را ژنوتیپ‌های پایدار معرفی کردند که دارای عملکردهای اندک بوده و کمتر از میانگین کل ژنوتیپ‌ها بودند. این سه آماره نیز همانند $NP_i^{(1)}$ هیبرید Hyola401 را ناپایدارترین ژنوتیپ معرفی کردند. همبستگی قوی و منفی بین عملکرد دانه با سه آمارهٔ $NP_i^{(2)}$ $NP_i^{(3)}$ و $NP_i^{(4)}$ وجود داشت، اما همبستگی معناداری بین عملکرد دانه با $NP_i^{(1)}$ مشاهده نشد (جدول۵). نتایج نشان داد که استفاده از این چهار آماره نیز اغلب به گزینش ژنوتیپ‌های پایدار با عملکرد اندک منجر شد و در بین آنها آمارهٔ$NP_i^{(1)}$ برتری نسبی داشت. Movahedi et al., (2009) به‌منظور بررسی پایداری عملکرد ۱۷ اکوتیپ یونجه در۱۰ منطقه از روش‌های ناپارامتری مجموع رتبهٔ کنگ، انحراف معیار رتبه، شاخص فاکس و همکاران، معیارهای تنارازو و معیارهای هان استفاده کردند. در مجموع براساس عملکرد علوفهٔ خشک، روش‌های انحراف معیار رتبه، $S_i^{(1)}$، $S_i^{(2)}$، $NP_i^{(1)}$ و $NP_i^{(2)}$را روش‌های مناسب معرفی کردند. Pourdad & Ghaffari(2009) با استفاده از ۲۰ آمارهٔ پارامتری و ناپارامتری، پایداری عملکرد دانهٔ ارقام کلزا را در ۹ محیط ارزیابی کردند و نتیجه گرفتند که در هشت معیار ناپارامتری هان و تنارازو اغلب به گزینش ارقام پایدار اما با عملکرد کم منجر می‌شوند و در بین آنها تنها آمارهٔ $NP_i^{(1)}$ دارای همبستگی منفی با عملکرد دانه نبود. محاسبهٔ معیار ناپارامتری مجموع رتبه (Kang, 1988) برای ژنوتیپ‌های تحت بررسی نشان داد که ارقام Quinta، Shiralee و Option500 دارای پایداری عملکرد مناسب بوده و همگی عملکردی بالاتر از میانگین کل داشتند. با استفاده از این معیار رقم Global با کمترین عملکرد دانه ناپایدارترین ژنوتیپ شناسایی شد

(جدول‌های ۳و۴). این آمارهٔ ناپارامتری همبستگی معناداری با عملکرد دانه نداشت (جدول ۵). همبستگی این آماره با عملکرد در گندم دوروم غیرمعنادار (Mohamadi & Amri, 2008)، اما در گلرنگ (Jamshid Moghadam & Pourdad, 2009) و نخود (Ebadi Segherloo *et al.*,2008) مثبت و معنادار گزارش شد. گزینش ژنوتیپ‌های پایدار براساس معیار مجموع رتبه به انتخاب ارقام کلزای بهاره با عملکرد دانهٔ متوسط و بیشتر از میانگین کل منجر شد. Jamshid Moghadam & Pourdad (2009) با ارزیابی ۱۷ ژنوتیپ گلرنگ در ۳۳ محیط از طریق روش‌های مختلف پارامتری و ناپارامتری گزارش کردند که مجموع رتبهٔ کنگ و شاخص برتری فاکس و همکاران دو آمارهٔ ناپارامتری بودند که به گزینش ژنوتیپ‌های پایدار با عملکرد بالا انجامیدند و شاخص‌های پایداری پویا شناسایی شدند. Mohamadi *et al.*, (2009) با بررسی آماره‌های ناپارامتری در محصولات گندم نان و دوروم، جو و گلرنگ اعلام کردند که آمارهٔ مجموع رتبه می‌تواند در گزینش ارقام پایدار با عملکرد مناسب استفاده شود و اطلاعات مفیدی در اختیار اصلاحگران قرار دهد.

استفاده از شاخص‌های ناپارامتری R_i وL_i Piepho & Lotito, 1992) به گزینش ژنوتیپ‌های متفاوت منجر شد، به‌طوری‌که براساس شاخص R_i هیبرید Hyola401 و رقم Global کمترین مقادیر این آماره را داشتند و پایدارترین ژنوتیپ‌ها شناسایی شدند. هیبرید Hyola401 بیشترین عملکرد دانه، و رقم Global کمترین عملکرد دانه را داشت (جدول‌های۳ و ۴). این موضوع نشان می‌دهد که این آماره ارتباطی با عملکرد ندارد و غیرمعنادار بودن همبستگی عملکرد دانه با این آماره نیز این موضوع را تأیید کرد (جدول۵). برآورد مقادیر شاخص ناپارامتری L_i مشخص کرد که دو رقم Quinta و Goliath پایدارترین ژنوتیپ‌ها بودند که اولی، عملکرد دانهٔ بیشتر و دومی کمتر از میانگین کل ژنوتیپ‌ها (۱۱۸۱ کیلوگرم در هکتار) داشت (جدول ۳). همبستگی بین این آماره و عملکرد دانه نیز معنادار نبود (جدول۵). نتایج حاصل از این دو آماره نشان داد که گزینش ژنوتیپ‌های پایداری از طریق دو شاخص مخاطره‌آمیز است و ممکن است به انتخاب ژنوتیپ‌های کم‌پتانسیل یا ناپایدار منجر شود.

جدول ۴. مقادیر رتبهٔ عملکرد دانه و معیارهای پایداری برای نه ژنوتیپ کلزای بهاره در نه محیط تحت بررسی

معیارهای پایداری	ژنوتیپ								
	Quinta	Hyola 308	Option500	Hyola 401	Global	Kristina	Regent	Goliath	Shiralee
میانگین عملکرد	۶	۲	۳	۱	۹	۴	۸	۷	۵
RS	۱	۶	۳	۷	۹	۵	۸	۴	۲
Ri	۶	۴	۷	۱	۲	۷	۳	۸	۵
Li	۱	۶	۵	۹	۸	۴	۷	۲	۳
$\mathbf{S_i^{(1)}}$	۵	۳	۸	۸	۴	۶	۱	۲	۷
$\mathbf{S_i^{(2)}}$	۳	۶	۸	۹	۴	۵	۱	۲	۷
$\mathbf{S_i^{(3)}}$	۴	۷	۸	۹	۳	۵	۱	۲	۶
$\mathbf{S_i^{(6)}}$	۴	۶	۸	۹	۲	۶	۱	۳	۵
$\mathbf{NP_i^{(1)}}$	۳	۵	۴	۹	۸	۱	۷	۲	۵
$\mathbf{NP_i^{(2)}}$	۳	۸	۷	۹	۴	۶	۲	۱	۵
$\mathbf{NP_i^{(3)}}$	۳	۷	۸	۹	۴	۵	۲	۱	۶
$\mathbf{NP_i^{(4)}}$	۳	۵	۸	۹	۳	۷	۲	۱	۶

RS =آمارهٔ مجموع رتبه (Kang ;1988)، Ri و Li = آماره‌های پیفو و لوتیتو (Piepho & Lotito; 1992) ، $S_i^{(1)}$, $S_i^{(2)}$, $S_i^{(3)}$ و$S_i^{(6)}$ = آماره‌های ناپارامتری هان (۱۹۷۹) و نصار و هان (۱۹۸۷)،

$NP_i^{(1)}$, $NP_i^{(2)}$, $NP_i^{(3)}$ و $NP_i^{(4)}$ = آماره‌های ناپارامتری تناراسو (۱۹۹۵)

جدول ۵. همبستگی رتبه بین معیارهای پایداری و میانگین عملکرد دانه برای نه ژنوتیپ کلزای بهاره در نه محیط تحت بررسی

معیارهای پایداری	میانگین عملکرد	RS	Ri	Li	$S_i^{(1)}$	$S_i^{(2)}$	$S_i^{(3)}$	$S_i^{(6)}$	$NP_i^{(1)}$	$NP_i^{(2)}$	$NP_i^{(3)}$
RS	۰/۲۰ ns										
Ri	۰/۰۴ ns	-۰/۶۷*									
Li	-۰/۱۷ ns	۰/۸۷**	-۰/۸۱**								
$S_i^{(1)}$	-۰/۶۴*	-۰/۳۵ ns	-۰/۰۳ ns	۰/۰۸ ns							
$S_i^{(2)}$	-۰/۸۲**	-۰/۱۳ ns	-۰/۲۱ ns	۰/۳۲ ns	۰/۸۸**						
$S_i^{(3)}$	-۰/۹۲**	-۰/۲۰ ns	-۰/۱۶ ns	۰/۲۵ ns	۰/۸۳**	۰/۹۷**					
$S_i^{(6)}$	-۰/۹۵**	-۰/۲۴ ns	۰/۰۳ ns	۰/۱۵ ns	۰/۸۱**	۰/۹۰**	۰/۹۵**				
$NP_i^{(1)}$	-۰/۰۳ ns	۰/۶۴*	-۰/۹۴**	۰/۸۳**	۰/۰۸ ns	۰/۲۸ ns	۰/۱۹ ns	-۰/۰۲ ns			
$NP_i^{(2)}$	-۰/۸۸**	۰/۱۰ ns	-۰/۳۴ ns	۰/۴۸ ns	۰/۶۹*	۰/۹۰**	۰/۹۳**	۰/۸۹**	۰/۳۱ ns		
$NP_i^{(3)}$	-۰/۸۵**	۰/۰۰۱ ns	-۰/۳۳ ns	۰/۴۵ ns	۰/۸۰**	۰/۹۷**	۰/۹۷**	۰/۸۹**	۰/۳۶ ns	۰/۹۷**	
$NP_i^{(4)}$	-۰/۸۱**	-۰/۱۰ ns	-۰/۱۸ ns ۰/۹۳**	۰/۳۳ ns	۰/۹۱**	۰/۹۳**	۰/۹۱**	۰/۹۱**	۰/۱۷ ns	۰/۹۰**	

** و* وns به‌ترتیب معنادار در سطح احتمال یک و پنج درصد و غیر معنادار

RS =آمارهٔ مجموع رتبه (Kang; 1988)، Ri و Li = آماره‌های پیفو و لوتیتو (Piepho & Lotito; 1992) ، $S_i^{(1)}$, $S_i^{(2)}$, $S_i^{(3)}$و$S_i^{(6)}$ = آماره‌های ناپارامتری هان (۱۹۷۹) و نصار و هان (۱۹۸۷)،

$NP_i^{(1)}$, $NP_i^{(2)}$, $NP_i^{(3)}$و$NP_i^{(4)}$ = آماره‌های ناپارامتری تناراسو (۱۹۹۵)

نتیجه‌گیری کلی

در مجموع می‌توان نتیجه گرفت که استفاده از شاخص‌های ناپارامتری هان و ناصار Hühn & Nassar, (1989) و تناراسو (Thennarasu, 1995) در ژنوتیپ‌های بهارهٔ کلزا، اغلب بیانگر جنبهٔ استاتیک یا بیولوژیک پایداری است و از بین این هشت شاخص تنها دو شاخص $S_i^{(1)}$ و $NP_i^{(1)}$ برتری دارند. کاربرد دو معیار پایفو و لوتیتو (Piepho & Lotito, 1992) R_i وL_i نیز به گزینش ژنوتیپ‌های کم‌پتانسیل یا ناپایدار کلزا منجر شد. اما استفاده از معیار ناپارامتری مجموع رتبهٔ کانگ (Kang, 1988) به گزینش ژنوتیپ‌هایی با عملکرد بیشتر از میانگین کل منجر شد و به‌نظر می‌رسد که برای گزینش ژنوتیپ‌هایی با عملکرد پایدار در کلزا با تیپ رشد بهاره، این روش بهتر از دیگر شاخص‌ها بوده است.

در این بررسی براساس شاخص مجموع رتبهٔ کانگ (Kang, 1988) سه رقم Quinta، Shiralee و Option500 به‌عنوان ژنوتیپ‌هایی با عملکرد دانه پایدار شناسایی شدند. در نهایت به‌نظر می‌رسد در شرایط معمول روش‌های پایداری ناپارامتری، راهکاری موازی با روش‌های پارامتری هستند، ولی در صورت برقرار نبودن مفروضات آمار پارامتری، تنها راهکار بررسی اثر متقابل ژنوتیپ × محیط و تعیین ژنوتیپ‌های پایدار محسوب می‌شوند.

سپاسگزاری

نگارندگان از مؤسسهٔ تحقیقات کشاورزی دیم و همکاران سازمان‌های جهاد کشاورزی لرستان (آقای مهندس سعید احمدیان) و خوزستان که در اجرای آزمایش‌ها ما را یاری دادند تشکر می‌کنند. از آقای فرهاد قلعه تکنیسین بخش نیز به‌دلیل تلاش‌های مستمر، تشکر و قدردانی می‌شود.

REFERENCES

1. Abdollahi, A.V., Mohamadi R. & Pourdad S. S. (2007). Evaluation of safflower (*Carthamus spp.*) Genotypes in multi-environment trials by nonparametric methods. *Asian Journal of Plant Sciences*, 6, 827-832.

2. Abou El-Nasr, T.H.S., Ibrahim M. M. and Aboud K.A. (2006). Stability parameters in yield of White Mustard (*Brassica Alba* L.) in different environments. *World Journal of Agricltural Science*, 2 (1), 47-55.
3. Adugna, W. & Labuschagne, M. T.. (2003). Parametric and nonparametric measures of phenotypic stability in linseed (*Linum usitatissimum* L.). *Euphytica*, 129, 211-218.
4. Ali, N., Javidfar, F. & Mirza, M.Y. (2003). Selection of stable rapeseed (*Brassica napus* L.) genotypes through regression analysis. *Pak. J. Bot*, 35(2), 175-180.
5. Baxevanos, D., Goulas, C., Tzortzios, S. & Mavromatis, A. (2008). Interrelationship among and Repeatability of seven stability indices estimated from commercial cotton (*Gossypium hirstum* L.) variety evaluation trials in three Mediterranean countries. *Euphytica*, 161, 371-382.
6. Becker, H. C. (1981). Correlation among some statistical measures of phenotypic stability. *Euphytica*, 30 , 835-884.
7. Brandle, J.E. & McVatty, P.B.E. (1988). Genotype x environment interaction and stability analysis of seed yield of oilseed rape grown in Manitoba. *Can. J. Plant Sci*, 68, 381-388.
8. Ebadi Segherloo, A., Sabaghpour, S.H., Dehghani, H. & Kamrani, M. (2008). Non-parametric measures of phenotypic stability in chickpea genotypes (*Cicer arietinum* L.). *Euphytica*, 162, 221-229.
9. Gauch, H.G. and Zobel, R.W. (1988). Predictive and postdictive success of statistical analyses of yield trials. *Theor. Appl. Genet*, (TAG) , 76, 1-10.
10. Hühn, M. (1979). Beiträge zur Erfassung der phänotypischen Stabilität. I. Vorschlag einiger auf Rang informationen beruhender Stabilitäts parameter. *EDV in Medizin und Biologie*, 10, 112-117.
11. Hühn, M. (1987). Stability analysis of winter-rape (*Brassica napus* L.) by using plant density and mean yield per plant. *J. of Agronomy and Plant Science*, 159(2) p.73.
12. Hühn, M.(1990). Nonparametric measures of phenotypic stability. Part 1:Theory. *Euphytica*, 47:189-194.
13. Hühn, M. & Léon, J. (1995). Nonparametric analysis of cultivar performance trials : Expermental results and comparison of different procedures based on ranks. *Agron. J.* 87, 627-632.
14. Hühn, M. and Nassar, R. (1989). On tests of significance for non-parametric measures of phenotypic stability. *Biometrics*, 45, 997-1000.
15. Jamshid Moghadam, M. & Pourdad, S.S. (2009). Comparison of parametric and non-parametric methods for analyzing genotype × environment interactions in safflower (*Carthamus tinctorius* L.). *Journal of Agricultural Science*, 147:601-612.
16. Kang, M.S. (1988). A rank-sum method for selecting high-yielding, stable corn genotypes. *Cereal Res. Commun*, 16, 113-115.
17. Karimizadeh, R., Safikhani Nasimi, M., Mohamadi, M., Seyyedi, F., Mahmodi, A. & Rostami, B. (2009). Determination of rank and stability of lentil genotypes in rainfed condition by use of nonparametric statistics. *Agriculture and Natural Resources Sci. & Tech*, 43, 93-102.(In Farsi).
18. Kaya, Y. & Taner, S. (2003). Estimating genotypic ranks by nonparametric stability analysis in bread wheat (*Triticum aestivum* L.). *Journal of Central European Agriculture*, 4(1), 47-53.
19. Kerby, T., Zelinski, L., Burgess, J., Bates, M. & Presley, J. (1996). Genetic and environmental contributions to earliness. In: Proceedings. *Belt wide Cotton Conf. National Cotton Council*, pp. 592-594.
20. Kerby, T., Burgess, J., Lege, K. & Albers, D. (2001). partitioning variety environment contribution to variation in yield, plant growth and fiber quality. In: Proceedings. *Belt wide Cotton Conf. National Cotton Council*, pp. 528-532.
21. Mohamadi, R. & Amri, A. (2008). Comparison of parametric and non-parametric methods for selection stable and adapted durum wheat genotypes in variable environments. *Euphytica*, 159, 419-432
22. Mohamadi, R., Pourdad, S.S. & Amri, A. (2008). Grain yield stability of spring safflower (*Charthamus tinctorius* L.). *Australian Journal of Agricultural Research*, 59, 546-553.
23. Mohammadi, R., Abdulahi, A., Haghparast,R., Aghaee, M. & Rostaee, M. (2007). Nonparametric methods for evaluating of winter wheat genotypes in multi-environment trials. *World Journal of Agricultural Science*, 3(2), 237-242.
24. Mohamadi, R., Aghaee, M., Haghparast, R., Pourdad, S.S., Rostaii, M., Ansari, Y., Abdolahi, A. & Amri, A. (2009). Association among non-parametric measures of phenotypic stability in four annual crops. *Middle Eastern and Russian J.of Plant Sci. and Biotec*, 3 (Special Issue 1), 20-24.
25. Movahedi, Z., Dehghani, H. & Mofidiyam, M.A. 2009. Study on yield stability of cold region's alfalfa ecotypes through nonparametric measures. *Journal of Iranian Crop Plant Science*, 40(4), 103-111. (In Farsi).
26. Nassar, R. & Hühn, M. (1987). Studies on estimation of phenotypic stability. *Biometrics*, 43, 45-53.

27. Piepho, H.P. and Lotito, S. (1992). Rank correlation among parametric and nonparametric measures of phenotypic stability. *Euphytica*, 64, 221-225.
28. Pourdad, S.S. & Mohamadi, R. (2008). Use of Stability Parameters for comparing Safflower Genotypes in Multi-Environment Trials. *Asian Journal of Plant Sciences*, 7(1), 100-104.
29. Pourdad, S.S, & Ghaffari, A.A. (2009). Comparison of Parametric and Non-Parametric Yield Stability Measures and their Relationship in Spring Rapeseed (*Brassica napus* L.) in Warm Dry-Lands of Iran. *Middle Eastern and Russian J. Plant Sci. and Biotec*, 3(Special Issue 1), 35-40.
30. Sabaghnia, N., Dehghani, H. & Sabaghpour, S. H. (2006). Nonparametric methods for interpreting Genotype×Environment interaction of Lentil genotypes. *Crop Sci*, 46, 1100-1106.
31. Shafii, B., Mahler, K.A., Price, W.J. & Auld, D.L. (1992). Genotype-environment interaction effects on winter rapeseed yield and oil content. *Crop Sci*, 32, 922-927.
32. Shukla, G.K. (1972). Some statistical aspects of partitioning genotype-environmental components of variability. *Heredity*, 29, 237-245.
33. Thennarasu, K. (1995). *On certain non-parametric procedures for studying genotype-environment intractions and yield stability*. Ph. D. dissertation, P. J. School IARI, New Dehli.
34. Wani, S.A. (1992). Genotype x environment interaction for yield and its components in Indian mustard. *Adv. Plant Sci*, 5, 421-425.
35. Wricke, G. (1962). Über eine Methode Zur Erfassung der ökologischen Streubreite in Feldversuchen, *Z Pflanzenzuecht*, 47, 92-96.