

بررسی پایداری ژنوتیپ های نخود با استفاده از آماره های ناپارامتری

• آنینتا یاقوتی پور

کارشناس ارشد اصلاح نباتات دانشکده کشاورزی دانشگاه رازی

• عزت اله فرشاد فر

استاد دانشکده کشاورزی دانشگاه رازی

تاریخ دریافت: آذر ماه ۱۳۸۵ تاریخ پذیرش: دی ماه ۱۳۸۶

Email: anita_Yaghotipoor @ Yahoo.Com

چکیده

به منظور تعیین پایداری فنوتیپی و سهم اجزای عملکرد در پایداری فنوتیپی عملکرد دانه، ۲۱ ژنوتیپ نخود در قالب طرح بلوک های کامل تصادفی با سه تکرار در شرایط آبی و دیم در دانشکده کشاورزی دانشگاه رازی کرمانشاه به مدت ۴ سال، با فاصله ردیف های ۵۰ سانتی متر، فاصله بوته در ردیف ۱۰ سانتی متر و عمق بذر حدود ۵ سانتی متر مورد ارزیابی قرار گرفتند. تجزیه واریانس مرکب به روش ناپارامتری تفاوت بسیار معنی داری بین ژنوتیپ ها و اثر متقابل ژنوتیپ × محیط نشان داد که بیانگر وجود تنوع ژنتیکی و امکان انتخاب ژنوتیپ های پایدار بود. در داده های اصلی فرض صفر مبنی بر تساوی پایداری ژنوتیپ ها در سطح احتمال ۵ درصد رد شد $(\sum z_i^{(1)} = 68/61$ و $\sum z_i^{(2)} = 881/5$). این شاخص ها بیانگر آن هستند که ژنوتیپ ها دارای سازگاری متفاوت برای شرایط آبی و دیم هستند. سازگارترین و پایدارترین ژنوتیپ آن است که $S_i^{(1)}$ و $S_i^{(2)}$ در آن حداقل باشد. نظر به اینکه $S_i^{(1)} = S_i^{(2)} = 0$ به معنی حداکثر پایداری است، لذا رقم C ۹۲ - ۹ Filip (شماره ۸) دارای حداکثر پایداری برای شرایط آبی و دیم می باشد و پس از آن به ترتیب ژنوتیپ های شماره ۱۰، ۱۲، ۱۴، ۱۷ و ۱۹ قرار گرفته اند. در این بررسی پایداری عملکرد دانه در نخود با تعداد غلاف در بوته و وزن دانه همبستگی بالایی داشت. ارزیابی همزمان عملکرد دانه و پایداری عملکرد با پارامتر مجموع رتبه کنگ نیز نشان داد که ژنوتیپ C ۹۲-۹ Filip مطلوبترین رقم از نظر عملکرد و پایداری می باشد.

تجزیه مؤلفه های پایداری فنوتیپی با استفاده از شاخص Ci نشان داد که وزن دانه و تعداد دانه در بوته بیشترین مقدار و تعداد بوته در واحد سطح و تعداد غلاف در بوته کمترین مقدار را دارند، این مساله بیانگر این است که ناپایداری عملکرد عمدتاً ناشی از وزن دانه و تعداد دانه در بوته می باشد در حالی که تاثیر تعداد بوته در واحد سطح و تعداد غلاف در بوته کمتر است. از آن جایی که تعداد بوته در واحد سطح دارای مقدار Ci منفی بوده و به میزان زیادی توسط صفات دیگر جبران می شود (کوواریانس منفی) می توان نتیجه گرفت که این صفت بیشترین سهم را در پایداری فنوتیپی عملکرد دانه داشته است. به طور کلی می توان نتیجه گرفت که برای اصلاح پایداری فنوتیپی در نخود بایستی انتخاب بر اساس تعداد بوته در واحد سطح و پس از آن تعداد غلاف در بوته صورت گیرد.

کلمات کلیدی: نخود، روشهای ناپارامتری، پایداری فنوتیپی، تجزیه مؤلفه های پایدار فنوتیپی

Pajouhesh & Sazandegi No 80 pp: 159 - 169

Non- Parametric Estimation of Phenotypic Stability in Chickpea (*Cicer arietinum* L.)

By: A. Yaghotipoor, Former M.Sc Student Faculty of Agriculture, Razi University of Kermanshah, and E. Farshadfar, Professor of Agriculture, Razi University of Kermanshah.

In order to determine phenotypic stability and contribution of yield components in the phenotypic stability of grain yield 21 genotypes of chickpea (*Cicer arietinum* L.) were evaluated in a randomized complete block design with three replications under rainfed and irrigated conditions in college of Agriculture, Razi University of Kermanshah, Iran, across 4 years. Distance between rows, distance between shrub in row and sowing depth were 50, 10 and 5 cm respectively. Non-parametric combined analysis of variance showed high significant differences for genotypes and genotype-environment interaction indicating the presence of genetic variation and possibility of selection for stable genotypes. In the non-adjusted data, null hypothesis was rejected (in the 5% probability) that indicate different compatibility of genotypes in rainfed and irrigated conditions). The genotype number 8 (Filip92- 9c) with minimum and was considered as the most stable genotype in irrigated and rainfed conditions and genotypes 10, 12, 14, 17 and 19 were less stable respectively. Grain yield stability showed the high correlation with number of pod per shrub and grain weight. Simultaneous evaluation of yield stability and grain yield in one parameter also revealed that genotype Fillip92- 9c was the most desirable variety for both yield and yield stability. Component analysis of phenotypic stability using Ci- value defined maximum grain weight and number of grain per shrub and minimum number of shrub per unit area and number of pod per shrub. Thus yield instability is almost originated from grain weight and number of grain per shrub. Also component analysis of phenotypic stability using Ci- value displayed that number of shrub per unit area has the most contribution on the grain yield phenotypic stability. Totally, we can conclude that improvement of phenotypic stability should be performed on the basis of selection for number of shrub per unit area and then for number of pod per shrub.

Key words: Chickpea; Non-parametric methods; Phenotypic stability; Component analysis

مقدمه

نخود دومین حبوبات دانه ای است که بعد از لوبیا بیشترین سطح کشت را در دنیا بخود اختصاص داده است (۲۴، ۲۵). این گیاه معمولاً در آب و هوای مدیترانه ای، شرق نزدیک، مرکز و جنوب آسیا، شرق آفریقا، آمریکای شمالی و جنوبی و اخیراً در استرالیا کشت می شود. نخود ایرانی در ۳۳ کشور جهان کشت می شود و ۶۵۰ هزار هکتار از سطح زیر کشت اراضی ایران را بخود اختصاص می دهد (۱، ۳). پر واضح است که فنوتیپ نخود همانند سایر گیاهان زراعی تحت تأثیر ژن ها و محیط است و اثر متقابل ژنوتیپ و محیط همبستگی بین ارزش های فنوتیپی و ژنوتیپی را کاهش می دهد. به دلیل وجود اثر متقابل ژنوتیپ × محیط باید برای تعیین ظرفیت ژنتیکی ارقام، ژنوتیپ ها را در محیط های متعدد مورد ارزیابی قرار گیرد (۹، ۲۳).

بسیاری از مواقع، پژوهشگر دنبال بدست آوردن مقدار کمی اثر متقابل ژنوتیپ × محیط نیست، بلکه دنبال آن است که آن اثر متقابل را بدست آورد که سبب رتبه بندی متفاوت ژنوتیپ ها در محیط های متفاوت می شود. این مفهوم از اثر متقابل ژنوتیپ × محیط دارای ارتباط نزدیک با مفهوم انتخاب در اصلاح نبات است. اثر متقابل مطلوب اصلاح گر از نوع افزایشی است ولی چون در اکثر موارد نوع غیر افزایشی یا ضرب پذیر آن دیده می شود به ناچار در مورد آن بحث می شود، یعنی معمولاً اصلاح کننده می خواهد درجه رتبه ژنوتیپ ها در محیط های مختلف و

تغییر درجه رتبه ها را بدست آورد. لذا برای توصیف کمی این روابط از اطلاعات مربوط به رتبه ها استفاده می شود (۱۵، ۱۸، ۳). به منظور بررسی کمی کردن اثر متقابل ژنوتیپ و محیط می توان از روش های پارامتری و ناپارامتری استفاده کرد. اولین آماره پایداری (واریانس محیطی) توسط Roemer در سال ۱۹۱۷ بیان شده است (۲۲). هنگام استفاده از تکنیک های پارامتری اندازه گیری پایداری فرض بر آن است که صفت کمی دارای توزیع نرمال است که ممکن است بعضی از صفات توزیعشان نرمال نباشد. به علاوه روش های پارامتری نسبتاً به اشتباهات اندازه گیری حساس هستند و حذف یا اضافه شدن یک یا چند مشاهده سبب تغییر بزرگی در اندازه پایداری پارامتری می شود. به همین دلیل روش های ناپارامتری برآورد پایداری مورد توجه قرار گرفته اند. Huhn و Nasser در سال ۱۹۸۷ سه آماره پایداری $S_1^{(1)}$ ، $S_1^{(2)}$ و $S_1^{(3)}$ را برای برآورد اثرات متقابل ژنوتیپ و محیط و پایداری فنوتیپی به کار برده اند (۱۶). $S_1^{(1)}$ ، میانگین تفاوت رتبه مطلق ژنوتیپ \bar{I} در N محیط، $S_1^{(2)}$ ، واریانس مشترک رتبه ها و $S_1^{(3)}$ ، مجموع انحراف مطلق ها (رتبه ژنوتیپ \bar{I} در محیط J) از حداکثر پایداری می باشد. ژنوتیپ هایی که $S_1^{(1)}$ و $S_1^{(2)}$ آنها کمتر است دارای سازگاری و پایداری بالاتری می باشند. پارامتر $S_1^{(3)}$ عملکرد و پایداری عملکرد را به صورت همزمان بررسی می نماید. $S_1^{(1)}$ و $S_1^{(2)}$ در ارتباط با مفهوم آماری یا بعضی از مزایای روش های ناپارامتری نسبت به پارامتری را می توان به شرح زیر بیان کرد: کاهش یا اجتناب آریبی حاصل از داده های پرت، عدم نیاز به

(۱۸):

$$S_i^{(1)} = \frac{\sum_{j < j'} |r_j - r_{j'}|}{N(N-1)/2} = \frac{2 \sum_{j=1}^{N-1} \sum_{j'=j+1}^N |r_j - r_{j'}|}{N(N-1)}$$

$i=1,2,\dots,K$ (K=تعداد ژنوتیپ ها)
 $J=1,2,\dots,N$ (N=تعداد محیط ها)

که در آن $S_i^{(1)}$ میانگین تفاوت رتبه مطلق ژنوتیپ i در N محیط و r_{ij} رتبه ژنوتیپ i در محیط j می باشد.

$$S_i^{(2)} = \frac{\sum_{i=1}^N (r_j - \bar{r}_{i0})^2}{N-1} \quad \text{و} \quad \bar{r}_{i0} = \frac{r_j}{N}$$

\bar{r}_{i0} (میانگین رتبه) امید ریاضی هر r_{ij} با فرض حداکثر پایداری و $S_i^{(2)}$ واریانس مشترک رتبه ها می باشد.

$$S_i^{(3)} = \sum_{j=1}^N \frac{|r_j - \bar{r}_{i0}|}{\bar{r}_{i0}}$$

$S_i^{(3)}$ مجموع انحراف مطلق r_j ها از حداکثر پایداری (\bar{r}_{i0}) می باشد. آزمون معنی داری پایداری هر ژنوتیپ و مقایسه پایداری بین ژنوتیپ با فرمول زیر صورت گرفت:

$$Z_i^{(m)} = [S_i^{(m)} - E(S_i^{(m)})]^2 / V(S_i^{(m)}), \quad m=1,2$$

که در آن $Z_i^{(m)}$ دارای توزیع تقریبی مربع کای با درجه آزادی یک می باشد. به همین صورت آماره $S^{(m)}$ دارای توزیع تقریبی مربع کای با k درجه آزادی می باشد. (سه آماره ذکر شده در مقاله ۱۴ و Z_1 و Z_2 در مقاله ۱۶ هستند.)

$$S^{(m)} = \sum_{i=1}^k Z_i^{(m)}, \quad m=1,2$$

۲- تجزیه پایداری فنوتیپی اجزای عملکرد

به منظور تعیین سهم اجزای عملکرد در پایداری فنوتیپی عملکرد دانه از شاخص C_i به شرح زیر استفاده شد (۲۱):

$$Y = X_1 X_2 X_3 \dots X_n$$

که در آن Y عملکرد دانه و $X_1, X_2, X_3, \dots, X_n$ اجزاء عملکرد می باشند.
 $\log(Y) = \log(X_1) + \log(X_2) + \dots + \log(X_n)$

که در آن $\log(Y)$ لگاریتم طبیعی Y را نشان می دهد.

$$C_i = \text{cov}(\log(Y), \log(X_i))$$

که در آن C_i (ضریب تغییرات) کمیتی است که سهم پایداری فنوتیپی اجزای عملکرد در عملکرد دانه را نشان می دهد.

۳- ضریب همبستگی رتبه

از ضریب همبستگی رتبه که توسط اسپیرمن پیشنهاد گردیده است، برای

فرض توزیع نرمال، یکنواختی واریانس و جمع پذیری (خطی بودن) اثرات. همچنین تفسیر آماره هایی که بر مبنای رتبه و ترتیب رتبه ها است ساده می باشد (۵، ۲، ۱۳، ۱۵، ۱۶، ۱۸، ۲۱، ۲۳).

هدف از پژوهش فعلی ارزیابی پایداری فنوتیپی ژنوتیپ های نخود در شرایط دیم و آبی و تعیین سهم اجزای عملکرد در پایداری فنوتیپی با استفاده از روش های ناپارامتری می باشد.

مواد و روش ها

مواد آزمایشی و نحوه اجرای آزمایشات

به منظور ارزیابی پایداری فنوتیپی ۱۹ لاین اصلاحی و دو رقم نخود ایرانی (جم) و بیونچ (بومی کرمانشاه)، یک طرح بلوک های کامل تصادفی با سه تکرار در دو شرایط آبی و دیم با سه تکرار برای مدت ۴ سال (۸۰-۷۶) در دانشکده کشاورزی دانشگاه رازی پیاده شد. هر ژنوتیپ در سه ردیف کشت گردید و بر روی هر ردیف ۱۲ عدد بذر استفاده گردید. طول هر ردیف ۱/۵ متر و عرض آن ۰/۵ متر و فاصله بین ردیف ها ۵۰ سانتی متر در نظر گرفته شد. مساحت کل کرت و مساحت برداشت شده برای محاسبه عملکرد کل دانه هر دو ۲/۲۵ مترمربع بود اما برای صفات دیگر از یک متر مربع نمونه برداری صورت گرفت.

عملیات تهیه زمین در پاییز هر سال و با عمق شخم ۲۵ سانتی متر آغاز شد. آماده سازی زمین با یک شخم بهاره، دیسک و مقداری پودر سون به میزان یک لیتر در هکتار با غلظت ۸۵٪ انجام گردید.

ارتفاع محل آزمایش از سطح دریا ۱۳۵۱/۶ متر بوده که در ۴۶ درجه و ۲۰ دقیقه طول شرقی و ۳۴ درجه و ۲۰ دقیقه عرض شمالی قرار گرفته است. حداکثر دما ۴۴+ و حداقل آن ۲۷- درجه سانتی گراد و متوسط بارندگی ۴۷۸ میلی متر می باشد. با توجه به آمار هواشناسی بیشترین تغییرات بارندگی در اسفندماه و کمترین آن در فروردین ماه بوده است.

در اوایل به دلیل وضع نامساعد جوی چندین نوبت آبیاری اولیه توسط بارندگی تأمین شد و پس از آن ۲ نوبت آبیاری نشستی صورت گرفت. در شرایط دیم آبیاری صورت نگرفت و فقط برای شروع جوانه زنی آبیاری صورت گرفت. در سال ۸۰ دو سایت دیم وجود داشت که در یکی از آنها آبیاری قبل از دانه بستن و در دیگری بعد از دانه بستن صورت نگرفت. اما در سالهای قبل دو سایت آبی و دیم داشتیم بنابراین برای صفت عملکرد ۷ محیط مختلف وجود دارد. برای سایر صفات داده های دو سال اول در دسترس نبود و ما آنها را در ۵ محیط بررسی کردیم.

در طی مراحل داشت، مرتباً وجین دستی علف های هرز انجام شد، پس از مرحله غلاف دهی و شکل گیری آن، مبارزه با مگس مینوز توسط سم متاسیستوکس انجام شد. عملیات برداشت زمانی آغاز شد که ۹۰ درصد بوته های مزرعه وارد مرحله رسیدگی شدند. پس از حذف اثرات حاشیه ای از هر سه ردیف تعداد بوته در واحد سطح، تعداد نیام در بوته، تعداد دانه در بوته، وزن هزار دانه و عملکرد دانه اندازه گیری شد.

تجزیه آماری

۱- شاخص های پایداری ناپارامتری

شاخص های پایداری ناپارامتری به شرح زیر محاسبه شدند (۱۴، ۱۵،

۳- شاخص های ناپارامتری پایداری فنوتیپی

آماره های $S_1^{(1)}, S_1^{(2)}, Z_1^{(1)}, Z_1^{(2)}$ برای ۲۱ ژنوتیپ در هفت محیط متفاوت محاسبه شد (جدول ۵).

در داده های اصلی فرض صفر مبنی بر تساوی پایداری ژنوتیپی در سطح احتمال ۵ درصد رد شد $(\chi^2_{0.05, 21} = 37.7)$ و $(\sum Z_1^{(2)} = 881/5)$ این شاخص ها بیانگر آن هستند که ژنوتیپ ها دارای سازگاری متفاوت برای شرایط آبی و دیم هستند. برای آزمون پایداری یک ژنوتیپ معین، با توجه به اینکه $\chi^2_{0.05, 1} = 3/84$ است و از همه (1) $Z_1^{(2)}$ و $Z_1^{(1)}$ مربوط به ۲۱ ژنوتیپ کوچک تر است پس تمام ژنوتیپ ها معنی دار هستند.

سازگارترین و پایدارترین ژنوتیپ آن است که $S_1^{(1)}$ و $S_1^{(2)}$ در آن حداقل باشد. نظر به اینکه $Z_1^{(2)} = Z_1^{(1)} = 0$ به معنی حداکثر پایداری است، لذا رقم ۹۲-۹۷C (شماره ۸) دارای حداکثر پایداری برای شرایط آبی و دیم می باشد و پس از آن به ترتیب ژنوتیپ های شماره ۱۰، ۱۲، ۱۴، ۱۷ و ۱۹ قرار گرفته اند. لازم به یادآوری است که پایداری نخود دارای همبستگی بالایی با مکان است (۷) و پایداری عملکرد دانه در نخود نیز دارای همبستگی با تعداد نیام در بوته و وزن دانه می باشد (۳).

مشابه این بررسی توسط محمدی بر روی ۱۵ ژنوتیپ گندم دوروم انجام شد. که نتایج نشان داد چون مقادیر $\sum Z_1^{(1)} = 18/8$ و $\sum Z_1^{(2)} = 15/8$ کمتر از کای اسکور $(23/68)$ بود، فرض صفر مورد قبول قرار گرفت یعنی ژنوتیپ ها از نظر پایداری با هم برابرند. و همچنین بر اساس $S_1^{(1)}$ و $S_1^{(2)}$ ژنوتیپی که رتبه های آن در محیط های مختلف تغییرپذیری کمتری داشت را به عنوان ژنوتیپ پایدار معرفی نمود (۲۰).

یکی از دو آماره پایداری $S_1^{(1)}$ و $S_1^{(2)}$ برای اندازه گیری ژنوتیپ های پایدار در برنامه اصلاحی مورد نیاز است. که در این رابطه صباغ نیا و همکارانش همبستگی مثبت و معنی داری را در بین این پارامترها در *Lentil (Lens culinaris, Medic)* پیدا کردند (۲۶).

آماره های $S_1^{(1)}$ و $S_1^{(2)}$ براساس رتبه بندی ژنوتیپ ها در محیط های مختلف بدست می آیند، ژنوتیپی که رتبه های آن کمتر تغییر کند به عنوان ژنوتیپ پایدار معرفی می شود (۴).

۴- تجزیه مؤلفه های پایداری فنوتیپی

تجزیه مؤلفه های پایداری فنوتیپی یک روش ساده برای تعیین سهم اجزای عملکرد در پایداری عملکرد دانه می باشد (۲۱، ۳۰). آماره اثر توام تغییرات اجزای عملکرد i ام (δi) و رابطه جبرانی آن با سایر اجزای $(j \delta i)$ را نشان می دهد.

بنابراین، مؤلفه ای که تغییرپذیری بالایی دارد (واریانس زیاد)، ولی به خوبی توسط مؤلفه های دیگر جبران می شود (واریانس منفی) دارای اثر کوچکی بر روی تغییرپذیری عملکرد است. به طور خلاصه می توان گفت که سهم جزء i ام در واریانس عملکرد را نشان می دهد.

نتایج حاصل از تجزیه مؤلفه های پایداری عملکرد (جدول ۶) نشان داد که در بیشتر ژنوتیپ ها وزن دانه و پس از آن تعداد دانه در بوته مقدار بیشتری را نشان می دهند که نشان دهنده آن است که ناپایداری بیشتر توسط این دو جزء است.

مقدار C_i برای تعداد بوته در واحد سطح و تعداد نیام در بوته پایین بود.

سنجش میزان همبستگی مشاهدات رتبه بندی شده استفاده می گردد. در این آزمایش مشاهدات و داده های آماری به صورت رتبه جمع آوری می گردند و یا پس از جمع آوری به رتبه تبدیل می شوند. مراحل مختلف آزمون ضریب همبستگی رتبه به شرح زیر می باشد: ۱- مشاهدات هر متغیر مرتب و رتبه بندی می شوند. ۲- تفاوت بین رتبه های هر جفت از مشاهدات محاسبه و با d_i نشان داده می شود. ۳- شاخص r_s به شرح زیر محاسبه می گردد:

$$r_s = 1 - \frac{6 \sum d_i^2}{(n-1)n(n+1)}$$

r_s عبارت است از ضریب همبستگی رتبه اسپیرمن و n برابر با تعداد جفت مشاهدات می باشد. r_s طبق فرمول زیر به t تبدیل شده و با t جدول و درجه آزادی $n-2$ مقایسه می گردد. اگر مقدار t محاسبه شده بزرگتر یا مساوی t جدول باشد فرض صفر رد می شود (۲).

$$t = \frac{r_s}{\sqrt{1-r_s^2}} \sqrt{n-2}$$

تجزیه واریانس مرکب به روش ناپارامتری و مقایسه میانگین ها به روش دانکن با نرم افزارهای SPSS، MSTATC و IRRISTAT انجام شد. نرم افزار مورد استفاده برای محاسبه آماره های S_1, S_2, S_3 و آماره های Z_1 و Z_2 ، *Biometrical Genetic in Plant Breeding* تهیه شده توسط دکتر عزت اله فرشادفر) می باشد (۲).

نتایج و بحث

۱- تجزیه واریانس مرکب به روش ناپارامتری

نتایج حاصل از تجزیه واریانس مرکب با استفاده از آماره χ^2 برای عملکرد در ۷ محیط مختلف (جدول ۲) و نیز برای اجزای عملکرد در ۵ محیط (جدول ۳)، نشان دهنده تفاوت بسیار معنی داری بین محیط ها، ژنوتیپ ها و نیز اثر متقابل ژنوتیپ \times محیط می باشد که بیانگر وجود تنوع ژنتیکی و امکان انتخاب برای ژنوتیپ های پایدار می باشد. نظر به اینکه اثر متقابل ژنوتیپ \times محیط معنی دار شده است لذا می توان محاسبات را ادامه داد و پایداری فنوتیپی ارقام را بدست آورد (۸، ۹).

۲-مقایسه میانگین ها

وضعیت میانگین (جدول ۴) عملکرد دانه و اجزای عملکرد در محیط های مختلف آبی و دیم در دامنه ۵۵/۵۹ گرم برای ژنوتیپ شماره ۲ تا ۱۰/۳ گرم برای ژنوتیپ شماره ۱۲ قرار گرفت. همین وضعیت برای ژنوتیپ شماره ۲ از نظر تعداد بوته در واحد سطح، تعداد کپسول در بوته و تعداد دانه در بوته مشاهده شد.

اما حداکثر NSPA متعلق به ژنوتیپ ۱۴، حداکثر NCIS متعلق به ژنوتیپ ۲۰، NSPS به ژنوتیپ ۱۵ و TSW متعلق به ژنوتیپ ۱۲ بود. روی هم رفته ژنوتیپ شماره ۱۲ از نظر عملکرد و اجزای عملکرد برجسته تر از بقیه بود و تفاوت معنی داری نیز با رقم بومی بیونج نداشت، اما وضعیت آن بهتر بود.

فنوتیپی استفاده کرد. پارامترهای پایداری که بر اساس رتبه هستند کاربرد و تفسیرشان آسانتر است و نسبت به پارامترهای پایداری دیگر به اشتباهات آزمایشی حساس نیستند. البته باید در نظر داشت که بررسی ارتباط بین این روش ها و مقایسه قابلیت های مدل های مختلف پایداری امری ضروری می باشد که باید به آنها پرداخته شود.

منابع مورد استفاده

- ۱- امام جمعه، ع. ع. ۱۳۷۷. تعیین فاصله ژنتیکی توسط RAPD-PCR، ارزیابی شاخص های مقاومت به خشکی و تحلیل سازگاری در نخود ایرانی. پایان نامه کارشناسی ارشد. دانشگاه رازی، کرمانشاه.
- ۲- فرشادفر، ع. ۱۳۷۶. کاربرد ژنتیک کمی در اصلاح نباتات. انتشارات طاق بستان. دانشگاه رازی. کرمانشاه.
- ۳- یاقوتی پور، آ. ۲۰۰۲. تجزیه پایداری فنوتیپی ژنوتیپ های نخود با روش ناپارامتری. پایان نامه کارشناسی ارشد. دانشگاه رازی، کرمانشاه.
4. Becker, H.C. and J. Leon, 1988, Stability analysis in plant breeding. *Plant Breed.* 101:1-23.
5. Chahal, G. S. and S. S. Gosal, 2002, Principles and procedures of plant breeding. Alpha Science International Ltd. P. 149.
6. Chandra, S., M.S. Sohoo and K. P. Singh, 1974, Genotype-environment interaction for yield in ram. *Journal of Research. Punjab Agricultural University.*, 8:165-168.
7. Dani, R.G. and B.R. Murty, 1982, Genetic analysis of biology of adaptation in Chickpea. *Indian Journal of Genetics and Plant Breeding.*, 42:183-195.
8. Farshadfar, E. and J. Sutka, 2003, Locating QTLs controlling adaptation in wheat using AMMI Model. *Cereal Research Communications.*, 31, Nos. 3-4: 249-254.
9. Farshadfar, E., M. Farshadfar and J. Sutka, 1999, Genetic Analysis of phenotypic stability parameter in wheat. *Acta Agronomica Hungarica.* 47:27-32.
10. Flores, F., M.T. Moreno and J.I. Cubero, 1998, A comparison of univariate and multivariate methods to analyze environments. *Field Crops Res.* 56:271-286.
11. Fraser, J. E., 1983, Application of yield component analysis to crop research. *Field crops Abstracts.*, 36: 787-797.
12. Huehn, M., 1979, Beitrage zur erfassung der phanotypischen stabilitat. I. rschlag einiger auf Ranginformationen beruhenden stabilitatsparameter. *EDP in Medicine and Biology* 10:112-117.
13. Huehn, M., 1990a, Non- parametric estimation and testing of genotype-environment interaction by ranks. pp. 69-93. In: M. S. Kang (ed.). *Genotype- By- environment interaction and plant breeding.* Louisiana State University Agricultural Center. U.S.A.
14. Huehn, M., 1990b, Nonparametric measure of phenotypic stability. Part 1: Theory. *Euphytica.*, 47: 189-194.
15. Huehn, M., 1990, Nonparametric measures of phenotypic

نظر به اینکه مقدار C_i برای تعداد بوته در واحد سطح منفی بود این مطلب دلالت دارد بر آنکه تعداد بوته در واحد سطح به تعداد زیادی توسط اجزای دیگر جبران می شود (کوواریانس منفی) و لذا اثر کمی بر روی ناپایداری عملکرد دانه دارد.

بطور کلی نتایج حاصل از تجزیه مؤلفه های پایداری فنوتیپی نشان داد که انتخاب برای اصلاح پایداری فنوتیپی می بایستی از طریق انتخاب برای تعداد بوته در واحد سطح و پس از آن تعداد نیام در بوته باشد (۱۱، ۲۱، ۳۰،

۵- انتخاب همزمان عملکرد و پایداری عملکرد

ادغام همزمان عملکرد دانه و پایداری عملکرد در یک پارامتر از اهمیت ویژه ای برخوردار است، پارامتر

$$S_i^{(3)} = \sum_{j=1}^m |r_{ij} - \bar{r}_{i0}| / \bar{r}_{i0} = \sum_{j=1}^m |1 - r_{ij} / \bar{r}_{i0}|$$

توسط Huhn مطرح شد (۱۲) و توسط Huhn و Leon به کار رفت (۹، ۱۰، ۱۹). این پارامتر به صورت همزمان عملکرد و پایداری عملکرد را ارزیابی می کند زیرا صورت کسر (تغییرات رتبه r_{ij} پایداری را اندازه می گیرد و مخرج کسر (میانگین رتبه های r_{ij}) منعکس کننده میزان عملکرد است.

روش دیگری که بر مبنای رتبه ها عملکرد و پایداری ترکیب می کند توسط شاستروشوچه و کنگ پیشنهاد شد (۱۸، ۲۸). در این روش نیز میانگین عملکرد (بیشترین عملکرد = کمترین رتبه یعنی یک) و واریانس پایداری (۲۹) یا اکووالانس (۲۸) (کمترین واریانس یا اکووالانس) = کمترین رتبه یا یک) و سپس هر دو رتبه جمع می شوند (۱۸) یا ضرب می شوند (۲۸). کمترین جمع رتبه ها یا ضرب رتبه ها دارای بیشترین مطلوبیت است. با توجه به انتخاب همزمان عملکرد و پایداری با روش های یاد شده (جدول ۷) بهترین ژنوتیپ از نظر پایداری و عملکرد ژنوتیپ شماره ۸ می باشد.

۶- ضریب همبستگی رتبه

ضریب همبستگی رتبه بین آماره های پایداری و عملکرد محاسبه گردید (جدول ۸). نتایج نشان داد همبستگی رتبه بین $S_i^{(1)}$ و $S_i^{(2)}$ و همچنین $S_i^{(2)}$ و عملکرد بسیار معنی دار و مثبت می باشد. اما بین $S_i^{(1)}$ و $S_i^{(2)}$ همبستگی منفی بوده که در سطح ۵٪ معنی دار شده است.

فلور و همکارانش همبستگی های رتبه بالایی را در بین $S_i^{(1)}$ و $S_i^{(2)}$ در لوبیا و نخود، اسکاپیم همبستگی مثبت و معنی داری بین $S_i^{(1)}$ و $S_i^{(2)}$ در ذرت و نیز محمدی همبستگی رتبه بالایی بین آنها در گندم را گزارش دادند (۱۰، ۲۰، ۲۷). پس نتیجه می گیریم که می توان یکی از آماره های $S_i^{(1)}$ و $S_i^{(2)}$ را برای انتخاب ژنوتیپ های پایدار در برنامه های اصلاحی به کار برد. همبستگی رتبه این آماره ها با عملکرد معنی دار نشده و $S_i^{(2)}$ دارای همبستگی منفی با عملکرد می باشد. بنابراین می توان از آنها برای گزینش ژنوتیپ هایی با عملکرد مناسب و پایداری بالا استفاده نمود.

روش های زیادی برای اندازه گیری پایداری در گیاهان وجود دارد که از آن جمله می توان به روش های ناپارامتری اشاره کرد که در این مقاله نیز به آن پرداخته شده است. از روش های ناپارامتری می توان به طور وسیعی در اصلاح گیاهان برای برآورد اثرات متقابل ژنوتیپ × محیط و پایداری

- variation. pp. 163-195. Alpha Science International Ltd.
24. Rubio, J., F. Flores, M.T. Moreno, J.I. Cubero and J. Gill, 2004, Effects of the erect / bushy habit, single / double pod and late / early flowering genes on yield and seed size and their stability in chickpea. *Field Crops Research.*, 90: 2-3, pp. 255-262.
25. Rubio, J., M. T. Moreno, J. I. Cubero and J. Gill, 1998, Effect of the gene for double pod in chickpea on yield, yield components and stability of yield. *Plant Breed.*, 117, pp. 585-587.
26. Sabaghnia N., H. Deghani and S.H. Sabaghpour, 2006, Nonparametric methods for interpreting genotype \times environment interaction of Lentil genotypes. *Crop Sci.*, 46:1100-1106.
27. Scapim, C.A., V.R. Oliveira, A.L. Braccinil, C.D. Cruz, C.A.B. Andrade and M.C.G. Vidigal, 2000, Yield stability in maize (*Zea mays* L.) and correlations among the parameters of the Eberhart and Russel, Lin and Binns and Huehn models. *Genet Mo1. Bio1.*, 23:387-393.
28. Schuster, W. and K. H. Zschoche, 1981, Wiertrag sstabil sind unsere Rapssorten? *DLG-Mitteilungen* 12/1981: 670-671.
29. Shukla, G.K., 1972, Some aspects of partitioning genotype-environmental components of variability. *Heredity*, 28:237-245.
30. Sparnaaij, L. D. and I. Bos, 1993, Component analysis of complex characters in plant breeding. *Euphytica.*, 70: 225-235.
31. Yates, F. and W. G. Cochran, 1938, The analysis of group of experiments. *J. Agric. Sci.*, 28:566-580.
- stability. Part 2: Applications. *Euphytica.*, 47:195-201.
16. Huhn, M. and R. Nassar, 1987, Studies on estimation of phenotypic stability: Tests of significance for non-parametric measure of phenotypic stability. Kansas state University. U.S.A.
17. Huhn, M. and R. Nassar, 1989, On tests of significance for non-parametric measure of phenotypic stability. Institute of crop science and plant Breeding. Christain Albrechts University, Germany.
18. Kang, M. S., 1990, Understanding and utilization of Genotype-by- environment interaction in plant breeding. pp. 52-68. In: M. S. Kang (ed.). *Genotype-By-Environment Interaction*. Louisiana State University Agricultural center. U.S.A.
19. Leon, J., 1986, Methods of simultaneous estimation of yield and yield stability. In *Biometrics in plant breeding*. Proc. 6th meeting EUCARPIA-section. Biometrics in plant Breeding. Birmingham, UK: 299-308.
20. Mohammadi, R., 2007, Interpreting genotype \times environment interaction for durum wheat grain yields using nonparametric methods. *Euphytica*. Springer Netherlands. Status: online first.
21. Piepho, H. P., 1995, A simple procedure for yield component analysis. *Euphytica.*, 84:43-48.
22. Roemer, T., 1917, Correlations among some statistical measures of phenotypic stability. *Euphytica.*, 30:835-840.
23. Roy, D., 2000, Plant breeding. Analysis and exploitation of

جدول ۱. اسامی و منشأ وارینته های مورد بررسی

شماره	نام	منشأ
۱	FLIP ۹۲ - ۱۳۱ C	ICARDA - ICRISAT
۲	FLIP ۹۲ - ۵۱ C	ICARDA - ICRISAT
۳	FLIP ۹۲ - ۴۴ C	ICARDA - ICRISAT
۴	FLIP ۹۲ - ۳۶ C	ICARDA - ICRISAT
۵	FLIP ۹۲ - ۹۹ C	ICARDA - ICRISAT
۶	بیونج	کرمانشاه
۷	FLIP ۹۲ - ۴۷ C	ICARDA - ICRISAT
۸	FLIP ۹۲ - ۹ C	ICARDA - ICRISAT
۹	FLIP ۹۲ - ۶۷ C	ICARDA - ICRISAT
۱۰	FLIP ۹۲ - ۱۰۸C	ICARDA - ICRISAT
۱۱	FLIP ۹۲ - ۶۰ C	ICARDA - ICRISAT
۱۲	FLIP ۹۲ - ۹۵C	ICARDA - ICRISAT
۱۳	FLIP ۹۲ - ۳۳ C	ICARDA - ICRISAT
۱۴	FLIP ۹۲ - ۱۳۷C	ICARDA - ICRISAT
۱۵	FLIP ۹۲ - ۱۰۴C	ICARDA - ICRISAT
۱۶	FLIP ۹۲ - ۱۵۸ C	ICARDA - ICRISAT
۱۷	۳۱-۶۰-۱۲	ایران
۱۸	FLIP ۹۲ - ۱۳۱ C	ICARDA - ICRISAT
۱۹	جم	ایران
۲۰	FLIP ۸۴ - ۴۸	ایران - ICARDA
۲۱	ILC ۴۸۲	ایران - ICARDA

جدول ۲. تجزیه واریانس مرکب برای عملکرد با استفاده از روش های ناپارامتری

عملکرد دانه	درجه آزادی	منبع تغییرات
۱۸۷/۶۲۵ °°	۶	محیط (E)
۲۱/۷۲۵۶ °°	۲۰	ژنوتیپ (G)
۱۱۴/۴۴۹ °°	۱۲۰	ژنوتیپ×محیط

جدول ۳. تجزیه واریانس مرکب برای اجزاء عملکرد با استفاده از روش های ناپارامتری

وزن هزار دانه	تعداد دانه در بوته	تعداد غلاف در بوته	تعداد بوته در واحد سطح	درجه آزادی	منبع تغییرات
۱۴۰/۵ °°	۱۹۴/۶۲ °°	۱۷۰/۷ °°	۱۸۳/۰۷ °°	۴	محیط (E)
۳/۱۴ °°	۳/۵۵ °°	۴/۷۵ °°	۸/۵۶ °°	۲۰	ژنوتیپ (G)
۱۵/۵۸ °°	۳۳/۲۳ °°	۳۳/۹۸ °°	۲۷/۸۲ °°	۸۰	ژنوتیپ×محیط

جدول ۴. مقایسه میانگین عملکرد و اجزای عملکرد

ژنوتیپ ها	نام	تعداد بوته در واحد سطح	تعداد نیام در بوته	تعداد دانه در بوته	وزن هزار دانه	عملکرد دانه
۱	FLIP ۹۲ - ۱۳۱ C	۱۴/۴۷ cd	۲۰/۴۷ bcd	۲۰/۰۴ bcd	۲۷/۳۵ b	۶۶/۲۲ ef
۲	FLIP ۹۲ - ۵۱ C	۱۲/۸ d	۱۹/۳۶ d	۱۸/۶۵ d	۲۹۵ ab	۵۵/۵۹ f
۳	FLIP ۹۲ - ۴۴ C	۱۲/۹۳ d	۱۹/۷۳ cd	۱۹/۰۵ cd	۲۸۹/۷ ab	۵۷/۸۲ f
۴	FLIP ۹۲ - ۳۶ C	۱۴/۸۷ bcd	۲۳/۸۱ abcd	۲۳/۴ abc	۲۷۸/۹ ab	۷۹/۴ bcde
۵	FLIP ۹۲ - ۹۹ C	۱۵/۲ bcd	۲۳/۹۳ abcd	۲۳/۷۱ ab	۲۹۷/۵ ab	۷۴/۲۵ de
۶	بیونج	۱۴/۹۳ bcd	۲۴/۶ ab	۲۴/۶۷ ab	۲۸۰/۶ ab	۸۲/۳ abcde
۷	FLIP ۹۲ - ۴۷ C	۱۵/۶۷ abc	۲۵/۷۲ a	۲۵/۱ a	۲۸۷/۳ ab	۸۶/۰۵ abcd
۸	FLIP ۹۲ - ۹ C	۱۵/۵۳ abc	۲۵/a۹۱	۲۵/۰۹ a	۲۷۷/۳ ab	۹۱/۲۲ abcd
۹	FLIP ۹۲ - ۶۷ C	۱۷/۲ ab	۲۲/۶۹ abcd	۲۱/۷۱ abcd	۲۹۳/۹ ab	۸۹/۸۴ abcd
۱۰	FLIP ۹۲ - ۱۰۸ C	۱۶/۴ abc	۲۴/۵۳ abc	۲۴/۲۸ ab	۲۸۷/۶ ab	۸۷/۵۵ abcd
۱۱	FLIP ۹۲ - ۶۰ C	۱۷/۳۳ ab	۲۳/۶۳ abcd	۲۳/۸۵ ab	۲۹۶/۵ ab	۹۳/۶۵ abc
۱۲	FLIP ۹۲ - ۹۵ C	۱۵/۹۳ abc	۲۳/۷۷ abcd	۲۲/۷۶ abcd	۲۹۹/۹ a	۱۰۰/۳ a
۱۳	FLIP ۹۲ - ۳۳ C	۱۴/۸۷ bcd	۲۶/۳۶ a	۲۵/۰۴ a	۲۷۸/۹ ab	۸۳/۰۸ abcde
۱۴	FLIP ۹۲ - ۱۳۷ C	۱۷/۸ a	۲۵/۵۷ a	۲۵/۱۶ a	۲۹۶/۶ ab	۹۷/۰۱ ab
۱۵	FLIP ۹۲ - ۱۰۴ C	۱۵/۵۳ abc	۲۶/۴۹ a	۲۵/۴۱ a	۲۸۸/۸ ab	۹۰/۱۹ abcd
۱۶	FLIP ۹۲ - ۱۵۸ C	۱۵/۰۷ bcd	۲۴/۸ ab	۲۵/۰۷ a	۲۹۳/۶ ab	۸۵/۸۹ abcd
۱۷	۳۱-۶۰-۱۲	bcd۱۵	۲۴/۶۵ ab	۲۵/۱۶ a	۲۹۰/۵ ab	۹۱/۴۱ abcd
۱۸	FLIP ۹۲ - ۱۲۱ C	۱۳/۹۳ cd	۲۶/۵۲ a	۲۴/۷۱ ab	۲۸۷/۸ ab	۸۱/۷۴ abcde
۱۹	جم	۱۴/۸۷ bcd	۲۲/۹۲ abcd	۲۲/۱۴ abcd	۲۹۴/۷ ab	۷۴/۸۸ cde
۲۰	FLIP ۸۴ - ۴۸	۱۳/۸۷ cd	۲۷/۷۲ a	۲۵/۸۱ a	۲۷۵/۹ ab	۸۳/۰۹ abcde
۲۱	ILC ۴۸۲	۱۳/۹۳ cd	۲۶/۰۲ a	۲۶/۳۵ a	۲۷۷/۸ ab	۸۳/۸۵ abcde

جدول ۵. شاخص های پایداری فنوتیپی ناپارامتری در شرایط دیم و آبی

ژنوتیپ ها	نام	$S_i^{(1)}$	$Z_i^{(1)}$	$S_i^{(2)}$	$Z_i^{(2)}$
۱	FLIP ۹۲ - ۱۳۱ C	۶	۲۶/۵۷*	۹/۰۵	۵۶/۳۳°
۲	FLIP ۹۲ - ۵۱ C	۵/۹	۲۹/۲۴*	۸/۵۷	۵۱/۲۴°
۳	FLIP ۹۲ - ۴۴ C	۹/۰۵	۶۲/۶۷°	۹/۵۲	۶۵/۹°
۴	FLIP ۹۲ - ۳۶ C	۳/۶۲	۱۰/۶۲°	۴/۸۶	۱۶°
۵	FLIP ۹۲ - ۹۹ C	۶/۱۹	۲۶/۹°	۸/۶۷	۵۰/۸۱°
۶	بیونج	۶/۶۷	۳۱/۵۷°	۷/۰۵	۳۴/۳۳°
۷	FLIP ۹۲ - ۴۷ C	۷/۱۴	۴۰/۲۴°	۵/۷۱	۳۰/۵۷°
۸	FLIP ۹۲ - ۹ C	۳/۶۲	۹/۵۷°	۴/۲۹	۱۳/۶۲°
۹	FLIP ۹۲ - ۶۷ C	۶/۶۷	۳۱/۳۳°	۶/۲۹	۲۹/۹۵°
۱۰	FLIP ۹۲ - ۱۰۸ C	۳/۷۱	۱۰/۲۴°	۴/۴۸	۱۱۴/۲۴°
۱۱	FLIP ۹۲ - ۶۰ C	۶/۵۷	۳۰/۳۳°	۸/۲۹	۴۵/۹°
۱۲	FLIP ۹۲ - ۹۵ C	۵/۴۳	۳۱/۹۵°	۷/۰۵	۳۴/۴۸°
۱۳	FLIP ۹۲ - ۳۳ C	۷/۴۳	۳۷/۸۱°	۷/۷۱	۴۰/۵۷°
۱۴	FLIP ۹۲ - ۱۳۷ C	۶/۹۵	۳۳/۲۴°	۷/۹	۴۵/۹°
۱۵	FLIP ۹۲ - ۱۰۴ C	۸/۸۶	۵۲/۲۴°	۹/۶۲	۶۴/۹۵°
۱۶	FLIP ۹۲ - ۱۵۸ C	۶/۹۵	۳۵/۱۴°	۸/۱	۴۳/۵۷°
۱۷	۳۱-۶۰-۱۲	۷/۲۴	۳۶/۲۴°	۸/۳۸	۴۸/۹۵°
۱۸	FLIP ۹۲ - ۱۲۱ C	۵/۳۳	۲۰/۸۱°	۷/۱۴	۳۵/۵۷°
۱۹	جم	۵/۰۵	۱۸/۴۸°	۶/۷۶	۳۵/۲۴°
۲۰	FLIP ۸۴ - ۴۸	۹/۱۴	۵۹/۹۵°	۹/۲۴	۶۱/۸۱°
۲۱	ILC ۴۸۲	۸/۶۷	۵۱°	۹/۴۳	۶۱/۵۷°

$$S_i^{(2)} = ۱۵۸/۱۱ \quad S_i^{(1)} = ۱۳۶/۱۹$$

جدول ۶. تجزیه مؤلفه های پایداری فنوتیپی

ژنوتیپ ها	نام	C _p =NSPA	C _p =NCIS	C _p =NSPS	C _p =TSW
۱	FLIP ۹۲ - ۱۳۱ C	-۰/۰۲۲۲	۰/۰۰۹۵۴	۰/۰۱۵	-۰/۰۲۶۸۷
۲	FLIP ۹۲ - ۵۱ C	-۰/۰۲۱۶	۰/۰۱۵۱۷	۰/۰۱۳	-۰/۱۳۳۱
۳	FLIP ۹۲ - ۴۴ C	-۰/۰۲۶۴	۰/۰۰۲۶۹	۰/۰۱۱۴	-۰/۱۰۳۹
۴	FLIP ۹۲ - ۳۶ C	-۰/۰۱۰۱	۰/۰۳۲۱۶	۰/۰۲۵۱	۰/۰۲۹۹
۵	FLIP ۹۲ - ۹۹ C	-۰/۰۰۹۹۱	۰/۰۱۱۷	۰/۰۱۷۹	۰/۰۰۵۶۵
۶	بیونج	-۰/۰۰۳۱۳	۰/۰۲۱۵	۰/۰۲۶۳	۰/۰۰۵۰۶
۷	FLIP ۹۲ - ۴۷ C	۰/۰۰۷۴۷	۰/۰۳۶۶	۰/۰۵۲۲	۰/۰۲۳
۸	FLIP ۹۲ - ۹ C	۰/۰۰۵۹۳	۰/۰۰۵۶۳	۰/۰۱۱۳	۰/۰۳۶۳
۹	FLIP ۹۲ - ۶۷ C	-۰/۰۰۱۸۴	۰/۰۰۸۷۴	۰/۰۱۵۲	-۰/۰۳۰۴
۱۰	FLIP ۹۲ - ۱۰۸ C	-۰/۰۰۱۳۹	-۰/۰۱۸۸	-۰/۰۲۲۱	-۰/۰۵۲
۱۱	FLIP ۹۲ - ۶۰ C	۰/۰۰۱۹۴	۰/۰۱۶۹	۰/۰۲۰۱	۰/۰۲۸۶
۱۲	FLIP ۹۲ - ۹۵ C	۰/۰۱۰۸	۰/۰۰۷۰۵	-۰/۰۰۱۹۱	۰/۰۵۴۳
۱۳	FLIP ۹۲ - ۳۳ C	-۰/۰۰۰۷۴	۰/۰۰۲۷۶	۰/۰۰۶۳۲	-۰/۰۲۵۵
۱۴	FLIP ۹۲ - ۱۳۷ C	-۰/۰۰۱۴۶	-۰/۰۰۳۰۶	۰/۰۰۰۵۹۵	-۰/۰۲۶۱
۱۵	FLIP ۹۲ - ۱۰۴ C	۰/۰۱۴۳	۰/۰۲۱۲	۰/۰۲۲۷	۰/۰۰۷۲
۱۶	FLIP ۹۲ - ۱۵۸ C	-۰/۰۱۰۷	۰/۰۰۶۰۵	۰/۰۱۰۲	۰/۰۴۰۸
۱۷	۳۱-۶۰-۱۲	-۰/۰۰۷۶۶	۰/۰۰۵۰۸	۰/۰۰۶۳۲	۰/۰۰۴۵۴
۱۸	FLIP ۹۲ - ۱۳۱ C	-۰/۰۱۲۰	۰/۰۳۶۲	۰/۰۴۱۶	۰/۰۰۰۸۱۵
۱۹	جم	-۰/۰۰۳۴۳	۰/۰۱۷۵	۰/۰۲۱۰	۰/۰۲۹۳
۲۰	FLIP ۸۴ - ۴۸	-۰/۰۰۰۸۰۲	۰/۰۳۹۱	۰/۰۴۵۴	۰/۰۰۷۵۴
۲۱	ILC ۴۸۲	۰/۰۵۱۸	۰/۰۷۱۳	-۰/۰۳۴۶	-۰/۰۰۷۱۵

تعداد بوته در واحد سطح = NSPA = Number of shrub per unit area

تعداد نیام در بوته = NCIS = Number of capsules in shrub

تعداد دانه در بوته = NSPS = Number of seed per shrub

وزن هزار دانه = TSW = Thousand seed weight

جدول ۷. بررسی همزمان عملکرد و پایداری عملکرد در یک پارامتری با روش های کنگ (۱۹۹۰) و شاستر (۱۹۸۱)

رتبه‌بندی ها	نام	$S_i^{(1)}$ Kang	Schuster	$S_i^{(2)}$ Kang	Schuster
۱	FLIP ۹۲ - ۱۳۱ C	۲۷	۱۵۲	۲۵	۱۱۴
۲	FLIP ۹۲ - ۵۱ C	۲۸	۱۴۷	۲۹	۱۶۸
۳	FLIP ۹۲ - ۴۴ C	۴۰	۴۰۰	۴۱	۴۲۰
۴	FLIP ۹۲ - ۳۶ C	۱۷	۳۰	۱۸	۴۵
۵	FLIP ۹۲ - ۹۹ C	۲۷	۱۶۲	۲۵	۱۲۶
۶	بیونینج	۲۵	۱۵۶	۲۴	۱۴۳
۷	FLIP ۹۲ - ۴۷ C	۲۰	۷۵	۲۲	۸۵
۸	FLIP ۹۲ - ۹ C	۴	۳	۴	۳
۹	FLIP ۹۲ - ۶۷ C	۱۸	۷۷	۱۷	۷۰
۱۰	FLIP ۹۲ - ۱۰۸ C	۹	۱۸	۸	۱۲
۱۱	FLIP ۹۲ - ۶۰ C	۱۴	۴۰	۱۳	۳۶
۱۲	FLIP ۹۲ - ۹۵ C	۷	۶	۱۳	۱۲
۱۳	FLIP ۹۲ - ۳۳ C	۲۹	۲۰۴	۲۸	۱۹۲
۱۴	FLIP ۹۲ - ۱۳۷ C	۱۶	۲۸	۱۵	۲۶
۱۵	FLIP ۹۲ - ۱۰۴ C	۲۹	۱۹۰	۲۹	۱۹۰
۱۶	FLIP ۹۲ - ۱۵۸ C	۲۲	۱۱۷	۲۳	۱۲۶
۱۷	۳۱-۶۰-۱۲	۲۴	۱۲۸	۲۳	۱۲۰
۱۸	FLIP ۹۲ - ۱۲۱ C	۱۹	۷۰	۱۹	۷۰
۱۹	جم	۲۱	۶۸	۲۱	۶۸
۲۰	FLIP ۸۴ - ۴۸	۳۷	۳۳۶	۳۶	۳۲۰
۲۱	ILC ۴۸۲	۲۹	۱۹۸	۲۹	۱۹۸

جدول ۸. ضریب همبستگی رتبه بین آماره های پایداری و عملکرد

پارامترها	Y	$S_i^{(1)}$	$S_i^{(2)}$
$S_i^{(1)}$	۰/۱۷ ^{ns}		
$S_i^{(2)}$	-۰/۱۸ ^{ns}	۰/۷۷ ^{oo}	
$S_i^{(3)}$	۰/۵۷ ^{ns}	-۰/۲۵ ^{ns}	-۰/۴۷ ^o