

## تعیین اثر متقابل ژنوتیپ × محیط با استفاده از روش‌های پارامتری و

### ناپارامتری پایداری فنوتیپی در ژنوتیپ‌های عدس

رحمت‌الله کریمی‌زاده<sup>\*</sup>، محتشم محمدی<sup>۲</sup>

۱- استادیاران موسسه تحقیقات دیم کشور، مرکز تحقیقات کشاورزی و منابع طبیعی  
کهکیلویه و بویراحمد، گچساران

\* نویسنده مسئول مکاتبات، پست الکترونیکی: karimizadeh\_ra@yahoo.com

(تاریخ دریافت: ۸۸/۷/۱ - تاریخ پذیرش: ۹۰/۳/۱)

#### چکیده

برای کاهش اثر متقابل ژنوتیپ × محیط و انجام گزینش دقیق‌تر، عملکرد و پایداری ژنوتیپ‌ها را باید بطور همزمان مدنظر قرار داد. در این تحقیق از روش‌های پارامتری و ناپارامتری برای تعیین ژنوتیپ پایدار استفاده شد و سپس همبستگی بین این روش‌ها مورد بحث قرار گرفت. تعداد ۱۰ ژنوتیپ عدس در ۵ منطقه از ایران (گچساران، کرمانشاه، شیروان، گند و ایلام) بمدت ۲ سال (۱۳۸۱-۱۳۸۲) مورد ارزیابی پایداری عملکرد قرار گرفتند. بر اساس نتایج تعزیه پایداری با استفاده از روش‌های پارامتری ضریب رگرسیون ابرهارت و راسل، میانگین مرباعات درون‌مکانی لین و بینز، اکووالانس ریک و ضریب تبیین پیتوس به ترتیب ژنوتیپ‌های (۶ و ۹)، (۵ و ۸) و (۹ و ۸) را به عنوان پایدارترین ژنوتیپ‌ها معروفی کردند. بر اساس نتایج تعزیه روش‌های ناپارامتری آماره‌های NP1، NP2، NP3، Si(1)، Si(2) تnarazo و نصار و هان به ترتیب ژنوتیپ‌های (۹ و ۸)، (۸ و ۱)، (۹ و ۸)، (۲ و ۱) و (۲ و ۱) را به عنوان پایدارترین ژنوتیپ‌ها معروفی کردند. در نهایت با توجه به همبستگی بین روش‌های پارامتری و ناپارامتری ژنوتیپ شماره (ILL 6199) به عنوان پایدارترین ژنوتیپ انتخاب شد. نتایج این تحقیق نشان داد اگر هدف، تعیین سازگاری عمومی باشد معیارهای پارامتری واریانس شوکلا، و میانگین مرباعات لین و بینز و معیارهای ناپارامتری تnarazo و نصار و هان نسبت به سایر پارامترهای مورد مطالعه در اولویت هستند.

#### واژه‌های کلیدی

پارامتری،  
پایداری،  
عدس،  
ناپارامتری و سازگاری

## مقدمه

دارا باشد (۱۰، ۱۱ و ۲۴). نصار و هان (۲۰) دو معیار  $S_i^{(1)}$  و  $S_i^{(2)}$  را برای تعیین پایداری فنوتیپی معرفی کردند. نصار و هان اظهار داشتند، معیارهای ناپارامتری نیاز به فرض‌های نرمال بودن و مستقل بودن داده‌ها یا یکنواختی واریانس خطاها ندارند و در مقایسه با معیارهای پارامتری به خطای داده‌های پرت حساسیت کمتری دارند و از طرف دیگر اضافه یا حذف نمودن یک یا تعداد کمی از ژنوتیپ‌ها بر شاخص پایداری اثری ندارد ضمن آنکه تجزیه، تحلیل و تفسیر معیارهای ناپارامتری بسیار ساده‌تر از معیارهای پارامتری است. آنها این ویژگی‌ها را به عنوان مزایای معیارهای ناپارامتری نسبت به معیارهای پارامتری در نظر گرفتند (۲۰) هرچند که روش‌های پارامتری هم مزیت‌هایی نسبت به روش‌های ناپارامتری دارند.

هان و لثون (۱۲) معتقدند پیشرفت سریع روش‌های ناپارامتری در سال‌های اخیر، سبب افزایش استفاده از آنها در طرح‌های پژوهشی مهم شده است. هانومن و پرابهکاران (۱۰)، تنارازو (۲۹) و هان و لثون (۱۲) اظهار داشتند اگر اندازه نمونه بسیار کوچک باشد استفاده از روش‌های ناپارامتری صحیح نیست مگر اینکه ماهیت نمونه‌ها کاملاً شناخته شده باشد. ولی اگر اندازه نمونه‌ها به قدر کافی بزرگ باشد، کارایی معیارهای ناپارامتری و پارامتری برابر می‌شود. بنابراین تنارازو (۲۹) پیشنهاد کرد به منظور حذف اثر ژنوتیپی عملکرد، عملکرد هر رقم باید تصحیح شود و سپس هر روشی که بر حسب عملکرد تصحیح شده خود رتبه‌بندی گردد، در این حالت رتبه‌های بدست آمده فقط براساس اثر متقابل ژنوتیپ × محیط و نیز خطای آزمایشی خواهد بود. چهار پارامتر پایداری  $NP_{(2)}$ ،  $NP_{(3)}$  و  $NP_{(4)}$  و  $NP_{(5)}$  توسط تنارازو (۲۹) ارایه شد.

لو (۱۸) در آزمایشی تعداد ۵ واریته ذرت را در ۳ مکان به مدت ۲ سال (۶ محیط) ارزیابی کرد و براساس نتایج بدست آمده مقادیر پارامترهای  $S_i^{(1)}$  و  $S_i^{(2)}$  نصار و هان (۲۰) را به ترتیب  $1/2$  و  $1/06$  برای واریته شماره ۱ برآورد نمود و آن را به عنوان پایدارترین ژنوتیپ معرفی نمود. در تحقیق دیگری که توسط کایا و تانر (۱۴) بر روی ۹ ژنوتیپ گندم نان در ۱۱ محیط در سال زراعی ۲۰۰۲-۲۰۰۳ در ترکیه و با ۴ تکرار انجام شد، سایر پارامترهای نصار و هان (۲۰) محاسبه و براساس تجزیه داده‌ها

پدیده اثر متقابل ژنوتیپ × محیط برای دانشمندان علوم رئوتیک، اصلاح‌نباتات و اصلاح دام دارای اهمیت ویژه‌ای است (۲). آگاهی از اثر متقابل ژنوتیپ محیط به اصلاح‌گران نبات کمک می‌کند تا در ارزیابی ژنوتیپ‌ها، با دقت بیشتری عمل کرده و بهترین ژنوتیپ‌ها را انتخاب کند (۶ و ۱۷). پایداری فنوتیپی برای اولین بار در سال ۱۹۱۷ توسط رومر با مقدار واریانس یک ژنوتیپ در محیط‌های مختلف اندازه‌گیری شد (۴). بیتر و کوکران (۳۲) از روش رگرسیون برای بررسی پایداری از چندان مورد ناحیه‌ای استفاده کردند ولی روش پیشنهادی آنها چندان مورد توجه نبود تا اینکه مجدداً این روش توسط فینلی و ویلکینسون در سال ۱۹۶۳ مورد استفاده قرار گرفت (۸). استفاده از واریانس اثر متقابل ژنوتیپ و محیط جهت تعیین پایداری ارقام در سال ۱۹۵۹ توسط پلستید و پترسون (۲۳) پیشنهاد گردید. شاخص پایداری اکولالنس ریک که یکی از پرکاربردترین روش‌های تعیین پایداری می‌باشد در سال ۱۹۶۲ توسط ریک ارایه شد (۳۱). فینلی و ویلکینسون در سال ۱۹۶۳ با استفاده از ضربیت خط رگرسیون، پایداری ارقام جو را در استرالیا را تعیین و اعلام کردند که روش رگرسیون می‌تواند در امر ارزیابی پایداری و سازگاری ژنوتیپ‌ها در آزمایشات ناحیه‌ای عملکرد بکار رود (۸). ابرهارت و راسل در سال ۱۹۶۶ آماره انحراف از رگرسیون را برای تعیین پایداری فنوتیپی پیشنهاد و ارائه کردند. در سال ۱۹۶۸ پرکینز و جینکر (۲۱) روش رگرسیون دیگری را برای پایداری پیشنهاد کردند. واریانس پایداری شوکلا نیز مشابه اکولالنس ریک است که در سال ۱۹۷۲ توسط شوکلا (۲۷) ارایه گردید. ضربیت تغییرات محیطی نیز در سال ۱۹۷۸ توسط فرانسیس و کانبریگ ارایه گردید (۷). لین و همکاران (۱۷) روش‌های پارامتری پایداری را به سه تیپ مختلف تقسیم‌بندی کردند و در نهایت روش میانگین مربعات درون مکانی را در سال ۱۹۸۸ ارایه کردند (۱۶).

روش‌های ناپارامتری زیادی برای تعیین پایداری ارقام پیشنهاد شده است که در اکثر آنها ارقام در هر محیط رتبه‌بندی می‌شوند و ژنوتیپی پایدار محسوب می‌شود که در همه محیط‌ها رتبه مشابه داشته باشد و یا کمترین اختلاف رتبه را در محیط‌های مختلف

اثر متقابل ژنوتیپ × محیط را در ۲۰ ژنوتیپ گندم بررسی کردند. نتایج تحقیق محمدی و همکاران (۱۹) نشان داد که در بیشتر روش‌های به کار گرفته شده ژنوتیپ‌های شماره ۱۸، ۱۷، ۱، ۱۰ و به عنوان پایدارترین ژنوتیپ‌ها انتخاب شدند، نتایج همبستگی بین آماره‌ها نیز نشان داد که آماره‌های  $NP_{(1)}$ ,  $NP_{(2)}$ ,  $S_i^1$  و  $S_i^2$  بیشترین همبستگی را با هم داشتند و در بای‌پلات رسم شده در یک گروه قرار گرفتند.

صباخ‌نیا و همکاران (۲۶) در تحقیقی پایداری ۱۰ ژنوتیپ عدس دیم را طی سه سال و در پنج منطقه با استفاده از روش‌های پارامتری مبتنی بر تجزیه رگرسیون و تجزیه واریانس ارزیابی کردند. نتایج گروه‌بندی روش‌ها پنج گروه متفاوت را نشان داد که در این گروه‌بندی روش‌های پلاستند و پتروسون، واریانس پایداری شوکلا، لین و بینز و اکولالنس ریک در گروه اول، روش‌های ابرهارت و راسل، ضریب تغییرات فرانسیس و کانبرگ و واریانس محیطی رومر در گروه دوم، ضریب رگرسیون فینلی-ویلکینسون، پرکینز و جینکر، و فریمن و پرکینز در گروه سوم، ضریب تنبیین به تنهایی در گروه چهارم و سایر روش‌ها در گروه پنج قرار گرفتند. دهقانی و همکاران (۵) در پژوهشی دیگر با استفاده از روش‌های چندمتغیره تجزیه به مؤلفه‌های اصلی و بای‌پلات سازگاری و پایداری ۱۱ ژنوتیپ عدس را در ۷ منطقه از ایران به مدت ۳ سال ارزیابی کردند. نتایج نشان داد که ژنوتیپ شماره ۵ ۷۹۴۶ (ILL ۷۹۴۶) پایدارترین و سازگارترین ژنوتیپ در محیط‌های ایده‌آل بود و ژنوتیپ‌های شماره ۴، ۷، ۹ و ۱۰ برای کشت گسترده در مناطق دیم ایران توصیه شدند.

در این تحقیق پس از تعیین و انتخاب پایدارترین ژنوتیپ عدس با استفاده از روش‌های پارامتری و ناپارامتری، نتایج روش‌ها مقایسه و بهترین روش‌ها توصیه شدند.

## مواد و روش‌ها

به منظور دستیابی به ارقام پرمحصول و سازگار با شرایط آب و هوایی مناطق دیم معتدل و نیمه‌گرمسیری کشور تعداد ۱۰ لاین عدس که از آزمایشات پیشرفت‌هه مقایسه عملکرد گرینش شده بودند به همراه رقم گچساران (رقم محلی به عنوان شاهد) در قالب

ژنوتیپ‌های شماره ۴ و ۸ با مقادیر  $S_i^1$  به ترتیب برابر با ۲/۶۹ و ۳/۰۱۸ و همچنین مقادیر  $S_i^2$  به ترتیب برابر با ۴/۴۵۴ و ۶/۴۷۲ با میانگین عملکرد ۳۸۲۱ و ۳۸۸۲ پایدارترین ژنوتیپ‌های مورد مطالعه گزارش گردیدند. در تحقیقی، تروبرگ و هان (۳۰) از داده‌های مربوط به عملکرد ۵ گیاه چاودار، سویا، لوبیا، چغندرقند و چغندر زراعی طی سال‌های ۱۹۸۵ تا ۱۹۸۹ ثبت بذر آلمان استفاده کردند. در این تحقیق از روش‌های ناپارامتری هیلدبراند (۱۱)، کوبینگر (۱۵) و روش تجزیه واریانس ساده برای تجزیه داده‌ها استفاده شد. نتایج سایر روش‌های ناپارامتری با همدیگر و روش تجزیه واریانس مقایسه شد. مقادیر اثرات متقابل برای گیاهان مختلف نشان داد که میزان اثر متقابل برای چغندرقند در سال‌های ۱۹۸۶، ۱۹۸۷ و ۱۹۸۹ معنی دار است. برای آزمون درستی روش‌های مختلف از ضریب همبستگی اسپیرمن استفاده شد. نتایج نشان داد که بین معیارهای هیلدبراند (۱۱) و کوبینگر (۱۵) همبستگی بالا و بسیار معنی داری وجود دارد (\*\* = ۰/۹۳)، همچنین همبستگی بین معیارهای هیلدبراند (۱۱) و کوبینگر (۱۵) با روش تجزیه واریانس بسیار بالا بود که نشان‌دهنده اعتبار این دو روش است.

استلنر و همکاران (۲۸) تکرارپذیری آماره‌های پایداری را مورد بررسی قرار دادند چون معتقدند یک آماره پایداری زمانی می‌تواند معیاری مناسب برای گرینش ارقام برتر باشد که تکرارپذیر باشد. فلورس و همکاران (۹) کل روش‌های تجزیه پایداری را به سه گروه پارامتری، ناپارامتری و چندمتغیره تقسیم‌بندی کردند. آنها ۲۲ روش تعیین پایداری شامل، ۶ روش یک متغیره پارامتری، ۹ روش یک متغیره ناپارامتری و ۷ روش چندمتغیره را در دو مجموعه آزمایشات انجام شده در گیاهان نخود و باقلاء مورد بررسی قرار دادند. در نهایت با استفاده از تجزیه به مؤلفه‌های اصلی و پلات کردن مؤلفه‌های اصلی اول و دوم روش‌های مختلف را گروه‌بندی کردند. در تحقیقی صباخ‌نیا و همکاران (۲۵) با استفاده از روش‌های ناپارامتری تثارازو (۲۹)، نصار و هان (۲۰)، هیلدبراند (۱۱) و کوبینگر (۱۵) پایدارترین ژنوتیپ‌های عدس دیم را در مناطق معتدل و نیمه‌گرمسیری ایران تعیین کردند. محمدی و همکاران (۱۹) هم با استفاده از ۱۶ روش ناپارامتری

$$(5) \quad NP_{i(5)} = \frac{2}{S(S-1)} \left[ \sum_{j=1}^{s-1} \sum_{j'=j+1}^s |r_{ij} - r_{ij'}| / \bar{r}_{i.}^* \right]$$

در پنج معیار فوق الذکر  $r_{ij}$  رتبه ژنتیک  $i$  ام در محیط  $j$  ام و  $M_{di}^*$  به ترتیب میانه رتبه های تصحیح نشده و تصحیح شده،  $S$  تعداد محیط و  $\bar{r}_{i.}$  و  $\bar{r}_{i.}^*$  به ترتیب میانگین رتبه های تصحیح نشده و تصحیح شده می باشد.

دو معیار ناپارامتری پایداری دیگر که توسط نصار و هان (۲۰) معرفی شده است نیز مورد محاسبه قرار گرفتند:

$$(6) \quad S_i^{(1)} = 2 \sum_{j=1}^{N-1} \sum_{j'=j+1}^N |r_{ij} - r_{ij'}| / [N(N-1)]$$

$$(7) \quad S_i^{(2)} = \sum_{j=1}^N (r_{ij} - \bar{r}_{i.})^2 / (N-1)$$

در اینجا  $\bar{r}_{i.}$  میانگین رتبه ژنتیک  $i$  در همه محیط هاست.  $S_i^{(1)}$  میانگین اختلاف رتبه ژنتیک  $i$  را بر روی تمام محیط ها اندازه می گیرد و  $S_i^{(2)}$  واریانس عمومی رتبه هاست.

$$(8) \quad \sum_{i=1}^k Z_i^{(m)} = \sum_{i=1}^k [S_i^{(m)} - E(S_i^{(m)})]^2 / (S_i^{(m)})$$

رابطه فوق تقریبی از آماره  $\chi^2$  هستند که درجه آزادی آن برابر با تعداد ژنتیک ها می باشد و تحت فرض صفر برابری پایداری همه ژنتیک ها،  $(E(S_i^{(m)})$  و  $Var(S_i^{(m)})$  از فرمول های زیر محاسبه شدند (۱۸).

$$(9) \quad E(S_i^{(1)}) = \frac{k^2 - 1}{3k}$$

$$(10) \quad Var(S_i^{(1)}) = \frac{(k^2 - 1)[(k^2 - 4)(N + 3) + 30]}{45k^2 N(N - 1)}$$

$$(11) \quad E(S_i^{(k)}) = \frac{K^2 - 1}{12}$$

$$(12) \quad Var(S_i^{(2)}) = \frac{(k^2 - 1)[2(k^2 - 4)(N - 1) + 5(k^2 - 1)]}{360N(N - 1)}$$

در روش های ارایه شده توسط نصار و هان (۲۰) عملکرد تصحیح شده از رابطه  $X_{ij}^* = X_{ij} - \bar{X}_{..} + \bar{X}_{ij}$  به دست آمده است.

در این تحقیق در روش های تنارازو (۲۹) به ژنتیک دارای بیشترین عملکرد دانه رتبه ۱ و به ژنتیک دارای کمترین عملکرد دانه رتبه ۱۰ و در روش های نصار و هان (۲۰) به ژنتیک دارای بیشترین عملکرد دانه رتبه ۱۰ و به ژنتیک دارای کمترین عملکرد

یک طرح بلوک های کامل تصادفی در ۴ تکرار و در ۵ منطقه (کرمانشاه، شیروان، گنبد، ایلام و گچساران) به مدت دو سال (۱۳۸۱ و ۱۳۸۲) در کرت هایی به طول ۴ و عرض یک متر بر روی ۴ خط با فاصله ۲۵ سانتیمتر و با تراکم ۲۰۰ دانه در متر مربع اجرا گردید. برخی خصوصیات جغرافیایی و اکولوژیکی مناطق اجرای طرح در جدول شماره ۱ مورد مقایسه قرار گرفته اند. عملیات تهیه زمین شامل شخم، دیسک، تسطیح و فارور طبق معمول انجام شد.

با توجه به کاربرد زیاد روش های پارامتری در تعیین پایداری محصولات مختلف از ذکر فرمول های مربوط به این روش ها صرف نظر و فقط به توضیح روش های ناپارامتری که اخیراً کاربرد بیشتری دارند اکتفا شد. معیار ناپارامتری  $NP_{(1)}$  بر اساس فرمول ارایه شده توسط هان و لئون (۱۲) برای تعیین ژنتیک های پایدار به شرح زیر محاسبه گردید.

$$(1) \quad NP_{(1)} = \frac{1}{S-1} \sum (r_{ij} - \bar{r}_{i.})^2$$

از آنجا که پایداری باید مستقل از اثر ژنتیکی به دست آید و رتبه یک ژنتیک در یک محیط خاص نباید بر اساس ارزش فنوتیپی آن باشد، به منظور حذف اثر ژنتیکی عملکرد، برای هر رقم ابتدا مقدار عملکرد طبق فرمول  $(x_{ij}^* = X_{ij} - \bar{X}_{i.})$  تصحیح شد و سپس هر ژنتیک را بر حسب عملکرد تصحیح شده خود  $(x_{ij}^*)$  رتبه بندی گردید. علاوه بر  $x_{ij}$ ،  $\bar{X}_{..}$  و  $\bar{X}_{ij}$  به ترتیب نشان دهنده عملکرد ژنتیک  $i$  ام در محیط  $j$  ام، میانگین عملکرد ژنتیک  $i$  ام در کلیه محیط ها و میانگین عملکرد محیط  $j$  ام برای کلیه ژنتیک ها می باشد. در این حالت معیار رتبه های به دست آمده فقط بر اساس اثر متقابل ژنتیک × محیط و نیز خطای آزمایشی بودند. چهار معیار دیگر بر اساس روابط ارایه شده توسط تنارازو (۲۹) به شرح ذیل محاسبه گردید.

$$(2) \quad NP_{i(2)} = \frac{1}{S} \sum_{j=1}^S |r_{ij} - M_{di}|$$

$$(3) \quad NP_{i(3)} = \frac{1}{S} \left[ \sum_{j=1}^S |r_{ij} - M_{di}| / M_{di}^* \right]$$

$$(4) \quad NP_{i(4)} = \frac{\sqrt{\sum (r_{ij} - \bar{r}_{i.})^2 / S}}{\bar{r}_{i.}}$$

شماره ۹ و ۶ با دارا بودن میانگین بالاتر از میانگین کل و ضریب رگرسیونی برابر با یک و همچنین میانگین مربعات انحراف از رگرسیون پایین به عنوان پایدارترین ژنوتیپ در این روش معروفی می‌شود و ژنوتیپ شماره ۱ با میانگین عملکرد بیشتر از میانگین کل و ضریب رگرسیونی متوسط و همچنین میانگین انحرافات از خط رگرسیون متوسط دارای سازگاری عمومی متوسطی در همه محیط‌ها می‌باشد. با استفاده از روش لین و بینز (۱۶) ژنوتیپ‌های شماره ۲ و ۵ دارای ضرایب رگرسیون معنی‌دار بزرگتر از یک و سایر ژنوتیپ‌ها دارای ضرایب رگرسیونی هستند که هیچکدام با یک اختلاف معنی‌دار نداشتند که نشان‌دهنده قابلیت کشت گسترده آن‌ها است. نتایج به‌دست آمده نشان داد که ژنوتیپ‌های شماره ۹، ۴، ۶ و ۷ با داشتن شبیه رگرسیون نزدیک به یک دارای سازگاری متوسط می‌باشند لذا می‌توان آنها را در محیط وسیعی کشت کرد. با توجه به اینکه واریانس درون مکانی ژنوتیپ‌های ۴، ۶ و ۷ دارای کمترین مقدار می‌باشند به عنوان پایدارترین ژنوتیپ‌ها می‌توانند محسوب شوند ولی دارای عملکرد پایین‌تر از میانگین کل می‌باشند. ژنوتیپ‌های ۳ و ۵ به ترتیب رتبه‌های بعدی را از نظر پایین بودن مقدار MSy/1 دارا هستند بنابراین واریته شماره ۹ به علت داشتن MS درون مکانی کوچک و میانگین بالاتر از میانگین کل می‌تواند به عنوان واریته پایدار از نظر این پارامتر در نظر گرفته شود و اولویت دوم پایداری در این روش ژنوتیپ شماره ۵ است. در روش اکووالانس ریک (۳۱) ژنوتیپ شماره ۹ با دارا بودن کمترین مقدار اکووالانس به میزان ۱۰۱ به عنوان پایدارترین رقم معروفی شد. ژنوتیپ شماره ۸ هم با دارابودن اکووالانس ۲۱۹/۶ در اولویت دوم پایدارترین ژنوتیپ‌ها قرار گرفت. در روش واریانس شوکلا (۲۷) نتایج مشابه روش اکووالانس ریک بود. در این روش هم ژنوتیپ شماره ۹ به عنوان پایدارترین ژنوتیپ شناخته شد که نشان دهنده کمتر بودن مقدار واریانس اثر متقابل این ژنوتیپ است. نتایج به‌دست آمده از روش‌های فینلی-ویلکینسون (۸) و پلاستد و پترسون (۲۲) در جدول شماره ۳ درج شده است. در روش ضریب رگرسیون فینلی-ویلکینسون (۸) ژنوتیپ‌های شماره ۹ و ۶ و در روش پرکیتز و جینکس (۲۱) ژنوتیپ‌های شماره ۹ و ۸ به عنوان

دانه رتبه ۱ اختصاص داده شد. نام ژنوتیپ‌های عدس بکار رفته در این تحقیق در جدول شماره ۳ درج شده است.

## نتایج و بحث

الف) روش‌های پارامتری نتایج حاصل از تجزیه واریانس ساده برای هر یک از آزمایش‌ها (ترکیبی از سال و مکان) بصورت جداگانه نشان داد که اختلاف بین ژنوتیپ‌ها در اکثر آزمایش‌ها معنی‌دار است که نشان از تنوع بین ژنوتیپ‌های مورد استفاده بود. آزمون بارتلت برای تست یکنواختی واریانس خطاهای آزمایشی آزمایش‌ها انجام شد و مقدار کای‌اسکور برای تجزیه واریانس مرکب در ۱۰ محیط ۱۶/۴۲ به‌دست آمد که معنی‌دار نشد که این امر نشان‌دهنده یکنواختی واریانس خطاهای آزمایشی در محیط‌های مورد تحقیق (سال‌ها و مکان‌ها) است. اثر ژنوتیپ در تجزیه واریانس مرکب در سطح احتمال یک درصد معنی‌دار شد که نشان‌دهنده اختلاف بین ژنوتیپ‌های عدس مورد آزمایش است (جدول ۲). اثر متقابل ژنوتیپ × مکان هم در سطح احتمال یک درصد معنی‌دار شد که نشان‌دهنده عدم واکنش یکسان ژنوتیپ‌های عدس در مکان‌های مختلف بود اما اثر متقابل ژنوتیپ × سال معنی‌دار نشد که نشان‌دهنده عدم وجود اختلاف بین عملکرد ژنوتیپ‌های عدس در دو سال اجرای آزمایش بود. در روش ابرهارت و راسل (۶) آزمون معنی‌دار بودن ضرایب رگرسیون با استفاده از آزمون t نشان داد که ضرایب رگرسیونی ژنوتیپ‌های ۲ و ۵ اختلاف معنی‌دار با یک دارند و لذا سازگاری بالایی به محیط‌های مطلوب دارند. در این روش ژنوتیپ پایدار ژنوتیپی است که ضریب رگرسیونی برابر با یک، میانگین مربعات انحراف از رگرسیون حداقل و میانگین عملکرد بالا داشته باشد. با توجه به نتایج به‌دست آمده (جدول ۳) ژنوتیپ‌های ۶، ۷، ۹ و ۴ دارای کمترین مقادیر میانگین مربعات انحراف از رگرسیون هستند بنابراین دارای سازگاری خوبی در محیط‌های مناسب هستند. با توجه به اینکه میانگین عملکرد ژنوتیپ‌های شماره ۴ و ۷ از میانگین کل کمتر است و همچنین دارای ضریب رگرسیونی بالاتر از یک می‌باشد لذا برای محیط‌های مطلوب مثل گچساران و کرمانشاه پیشنهاد می‌شوند. ژنوتیپ‌های

اندازه گیری در آن تاثیری ندارد. براساس این روش ژنوتیپ پایدار دارای حداکثر میزان ضریب تبیین می باشد. بالاترین ضریب تبیین ژنوتیپ های این تحقیق به میزان ۹۸/۴٪ به ژنوتیپ های ۹ و ۸ اختصاص داشت بنابراین این دو ژنوتیپ به عنوان پایدارترین ژنوتیپ ها در این روش انتخاب شدند.

پایدارترین ژنوتیپ ها انتخاب شدند بدین معنی که سهم کمتری در اثر متقابل ژنوتیپ × محیط داشتند. ضریب تبیین روابط رگرسیونی می تواند برای بررسی پایداری بکار رود. استفاده از ضریب تبیین برای تعیین ژنوتیپ های پایدار در آزمایشات ناحیه ای عملکرد توسط پیتوس پیشنهاد گردید (۲۲). مزیت عمدۀ این روش این است که قادر واحد اندازه گیری است و واحد

جدول ۱- برخی خصوصیات جغرافیایی و اکولوژیکی مناطق اجرای طرح آزمایش

محل اجرای پروژه						مشخصات جغرافیایی
ایلام	گندم	شیروان	کرمانشاه	گچساران		طول جغرافیایی
۳۳°۴۷'N	۳۷°۱۶'N	۳۷°۱۹'N	۳۴°۲۰'N	۵۰°۵۰'N		عرض جغرافیایی
۴۶°۳۶'E	۵۵° ۱۲'E	۵۸° ۰۷'E	۴۷° ۱۹'E	۳۰° ۱۷'E		
۹۷۵	۴۵	۱۱۳۱	۱۹۲۳	۷۱۰		ارتفاع از سطح دریا (متر)
۳۵۰	۴۳۰	۲۶۷	۴۶۵	۴۵۰		متوسط میزان بارندگی (میلی متر)
۱ >	۱/۳	۱ >	۱/۱	۱		میزان مواد آلی خاک (درصد)
۱۷	۱۷	۲۴	۲۲	۱۵		تعداد روزهای یخ‌بندان در سال (روز)
۳۹	۴۵	۲۱	۳۲	۴۵		متوسط حداکثر درجه حرارت مطلق (ساندی گراد)

جدول ۲- تجزیه واریانس مرکب برای عملکرد دانه ژنوتیپ های عدس

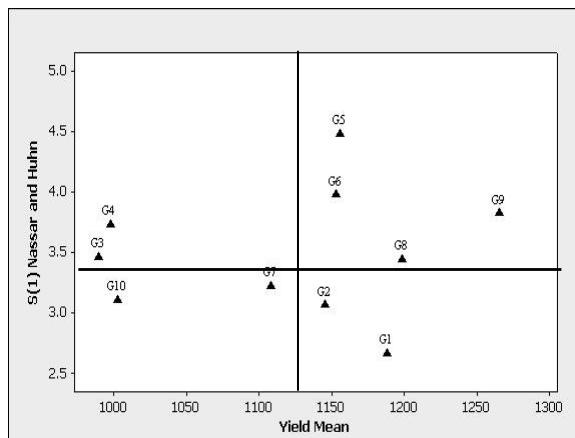
F	میانگین مربعات	مجموع مربعات	درجه آزادی	منابع تغییرات
۲۷/۹۵ **	۱۴۳۱۶۱۲	۱۴۳۱۶۱۲	۱	سال
۷۱۲/۲۳ **	۳۶۵۲۷۸۰۸	۱۴۶۱۱۱۲۳۳	۴	مکان
۵۶/۶۱ **	۲۸۹۹۰۰۱	۱۱۵۹۸۲۰۵	۴	سال × مکان
	۱۲۰۶۵۴	۳۶۱۹۶۴۹	۳۰	خطای ۱
۷/۲۱ **	۳۶۹۵۹۳	۳۳۲۶۳۳۹	۹	ژنوتیپ
۰/۹۱ ns	۴۷۰۱۷	۴۲۳۱۶۰	۹	ژنوتیپ × سال
۵/۸۹ **	۳۰۱۷۱۸	۱۰۸۶۱۸۷۹	۳۶	ژنوتیپ × مکان
۲/۲۰ **	۱۱۳۰۲۲	۴۰۶۸۸۰۰	۳۶	ژنوتیپ × سال × مکان
	۵۱۲۱۳	۱۳۸۲۷۷۷۲	۲۷۰	خطای ۲
		۱۹۵۲۶۸۶۵۳	۳۹۹	کل

جدول ۳- آماره‌های پایداری پارامتری برای ژنوتیپ‌های عدس

R <sup>2</sup>	YS <sub>i</sub>	$\theta_i$	bi	$\sigma^2$	W <sup>2</sup>	S <sup>2</sup> <sub>di</sub>	MS <sub>Y/L</sub>	عملکرد	منشأ	نام ژنوتیپ	ردیف
۹۱/۸	۵	۰/۶۹۵	۰/۹۴	۳۸/۳۳	۳۱۷/۱	۰/۷۸۴	۴۱۸	۱۱۸۷/۸	ایکاردا	FLIP 97-1L	۱
۹۲/۹	۸	۰/۷۹۶	۱/۱۹	۷۱/۴۹	۵۵۵/۸	۰/۷۲۳	۴۹۵	۱۱۴۵/۳	ایکاردا	FLIP 82-1L	۲
۹۲/۶	۳	۰/۵۸۵	۰/۹۸	۳۵/۲۷	۲۹۵/۰	۰/۵۹۸	۲۹۵	۹۸۹/۳	ایکاردا	FLIP 92-15L	۳
۹۴/۳	-۲	۰/۴۹۷	۱/۰۲	۲۸/۲۶	۲۴۴/۵	۰/۶۸۲	۵۲۰	۹۹۷/۲	ایکاردا	FLIP 96-9L	۴
۷۲/۳	۱	۰/۶۰۹	۰/۷۶	۱۴۳/۰۱	۱۰۷۰	۰/۸۲۵	۳۷۵	۱۱۵۵/۷	ایکاردا	FLIP 92-12L	۵
۹۲/۶	۱	۰/۵۲۸	۱/۰۴	۴۱/۸۹	۳۴۲/۶	۰/۷۰۳	۵۱۶	۱۱۵۳/۰۵	ایکاردا	FLIP 96-4L	۶
۹۳/۹	۶	۰/۶۸۲	۰/۹۳	۲۶/۶۶	۲۳۳/۰	۰/۶۴۲	۳۰۲	۱۱۰۷/۸	ایکاردا	ILL 7946	۷
۹۸/۴	۱۲	۰/۴۶۶	۱/۱۸	۲۴/۸۰	۲۱۹/۶	۰/۶۹۵	۶۱۰	۱۱۹۸/۵	ایکاردا	ILL 6037	۸
۹۸/۴	۰	۰/۴۳۲	۱/۰۱	۸/۳۳	۱۰۱/۰	۰/۶۱۲	۲۹۸	۱۲۶۵/۴	ایکاردا	ILL6199	۹
۹۲/۰	-۱	۰/۶۲۹	۰/۸۸	۳۷/۹۵	۳۱۴/۳	۰/۵۹۲	۲۸۳	۱۰۰۲/۵	ایران	Gachsaran	۱۰

در جدول ۴ درج شده است. معیار  $NP_{(1)}$  هان، ژنوتیپ شماره ۹ را به عنوان پایدارترین ژنوتیپ معرفی نمود و ژنوتیپ‌های ۸ و ۱ را در رتبه‌های بعدی پایداری قرار داد. ژنوتیپ‌های شماره ۸، ۹، ۱۰ و ۱ با اختصاص کمترین مقدار آماره  $NP_{(2)}$  و ژنوتیپ‌های ۳ و ۱ با اختصاص کمترین مقدار آماره  $NP_{(3)}$  به شماره ۱۰، ۹، ۸ و ۷ با اختصاص کمترین مقدار آماره  $NP_{(3)}$  به عنوان ژنوتیپ‌های با سازگاری عمومی معرفی شدند ولی به علت پایین بودن میانگین عملکرد ژنوتیپ‌های شماره ۳، ۷ و ۱۰ نسبت به میانگین کل، این دو روش ژنوتیپ‌های شماره ۹، ۸ و ۱ را به عنوان ژنوتیپ‌های پایدار معرفی نمودند. آماره‌های  $NP_{(4)}$  و  $NP_{(5)}$  هم به ترتیب ژنوتیپ‌های شماره ۱ و ۹ را به عنوان ژنوتیپ‌های پایدار معرفی کردند. رتبه‌های ژنوتیپی در محیط‌های مختلف نشان داد که ژنوتیپ شماره ۹ مجموعاً دارای بهترین رتبه بود و ژنوتیپ شماره ۳ رتبه‌های کمتری در محیط‌های مذکور داشت (جدول ۴). دو آماره ناپارامتری نصار و هان (۲۰) ( $S_i^{(1)}, S_i^{(2)}$ )، برای هر ژنوتیپ در ده محیط محاسبه شدند (جدول ۵). بین این دو آماره همبستگی قوی و مثبتی وجود داشت (جدول ۶). براساس تحقیق هان و لئون (۱۲) نیز همبستگی بالایی بین  $S_i^{(1)}$  و  $S_i^{(2)}$  حتی وقتی که از عملکرد تصحیح نشده برای رتبه‌دهی استفاده شود، وجود دارد.

ب) روش‌های ناپارامتری نتیجه ارزیابی ژنوتیپ‌های پایدار با استفاده از روش‌های ناپارامتری، مقادیر میانگین رتبه، انحراف معیار رتبه، پارامترهای پیشنهاد شده توسط تنارازو (۲۹) و پارامترهای نصار و هان (۲۰) در جداول شماره ۳ و ۴ درج شده‌اند. رتبه هر ژنوتیپ برای عملکرد دانه در مجموع آزمایش‌ها محاسبه و میانگین و انحراف معیار رتبه مربوط به هر ژنوتیپ در جدول شماره ۴ آمده است. ژنوتیپ شماره ۹ در بین ژنوتیپ‌های مورد مطالعه در این آزمایش با اختصاص کمترین میانگین رتبه و کمترین انحراف معیار رتبه (به ترتیب ۳/۱ و ۱/۷۳) و به همراه ژنوتیپ‌های شماره ۸ و ۱ به عنوان پایدارترین ژنوتیپ‌ها انتخاب شدند. ژنوتیپ‌های شماره ۲، ۵ و ۶ دارای پایداری متوسطی بودند و سایر ژنوتیپ‌ها (۳، ۴، ۷ و ۱۰) به عنوان ژنوتیپ‌های ناپایدار انتخاب شدند. هانومن و پرابه‌اکاران (۱۰) معتقدند که ارقام در روش‌های میانگین رتبه و انحراف‌معیار رتبه قابل گروه‌بندی برای سازگاری عمومی و خصوصی نمی‌باشند که این موضوع به عنوان عیب اصلی این روش‌ها به شمار می‌رود. معیار پیشنهادی هان و چهار معیار پیشنهادی تنارازو (۲۹) که عبارتند از  $NP_{(1)}, NP_{(2)}, NP_{(3)}, NP_{(4)}$  و  $NP_{(5)}$  بطور جداگانه برای همه ژنوتیپ‌ها محاسبه شد و نتایج

شکل ۱- نمودار پراکنش میانگین عملکرد و  $S_i^{(1)}$ 

جدول ۴- معیارهای ناپارامتری میانگین رتبه، انحراف معیار رتبه و آماره های تنارازو

تنارازو		هان			میانگین عملکرد	انحراف معیار رتبه	میانگین رتبه	ژنوتیپ
$NP_{(5)}$	$NP_{(4)}$	$NP_{(3)}$	$NP_{(2)}$	$NP_{(1)}$				
۰/۱۱۱	۰/۳۹۰	۰/۴۷۵	۱/۹۰	۵/۸۳	۱۱۸۷/۸	۲/۴۲	۴/۵	۱
۰/۱۶۵	۰/۵۱۱	۰/۴۰۸	۲/۴۵	۸/۴۷	۱۱۴۵/۳	۲/۹۱	۵/۵	۲
۰/۱۹۶	۰/۳۹۵	۰/۲۱۳	۱/۷۰	۷/۲۳	۹۸۹/۳	۲/۵۰	۷/۷	۳
۰/۱۱۱	۰/۴۳۰	۰/۲۶۳	۲/۱۰	۷/۴۶	۹۹۷/۲	۲/۰۴	۷/۳	۴
۰/۱۹۱	۰/۶۴۳	۰/۹۱۴	۳/۲۰	۱۴/۹۳	۱۱۵۵/۷	۳/۸۶	۴/۶	۵
۰/۱۶۶	۰/۵۷۶	۰/۴۸۲	۲/۶۵	۹/۵۸	۱۱۵۳/۰۵	۳/۱۰	۵/۱	۶
۰/۱۲۵	۰/۴۱۷	۰/۳۸۰	۱/۹۰	۵/۸۳	۱۱۰۷/۸	۲/۴۲	۵/۵	۷
۰/۱۳۲	۰/۴۱۷	۰/۳۷۸	۱/۷۰	۴/۲۸	۱۱۹۸/۵	۲/۰۷	۴/۵	۸
۰/۰۷۱	۰/۳۲۸	۰/۳۶۷	۱/۱۰	۲/۹۹	۱۲۶۵/۴	۱/۷۳	۳/۱	۹
۰/۱۲۵	۰/۳۳۱	۰/۲۷۱	۱/۹۰	۴/۶۸	۱۰۰۲/۵	۲/۱۶	۷/۳	۱۰

جدول ۵- معیارهای ناپارامتری نصار و هان برای ژنوتیپ های عدس

$Z_i^{(2)}$	$S_i^{(2)}$	$Z_i^{(1)}$	$S_i^{(1)}$	میانگین عملکرد	میانگین عملکرد	ژنوتیپ
۱/۲۹	۵/۲۹	۱/۲۷	۲/۶۷	۵/۸	۱۱۸۷/۸	۱
۰/۳۵	۷/۷۱	۰/۱۷	۳/۰۶	۵/۴	۱۱۴۵/۳	۲
۰/۰۳	۸/۶۷	۰/۰۸	۳/۴۷	۷/۰	۹۸۹/۳	۳
۰/۲۷	۹/۶۰	۰/۰۹	۳/۷۳	۵/۶	۹۹۷/۲	۴
۷/۰۸	۱۴/۶۷	۴/۳۱	۴/۴۷	۵/۷	۱۱۵۵/۷	۵
۱/۴۹	۱۱/۴۳	۱/۴۵	۳/۹۸	۵/۱	۱۱۵۳/۰۵	۶
۰/۱۱	۷/۳۹	۰/۰۲	۳/۲۲	۵/۵	۱۱۰۷/۸	۷
۰/۰۰۶	۸/۴۶	۰/۰۶	۳/۴۴	۴/۷	۱۱۹۸/۵	۸
۰/۰۷	۱۰/۲۲	۰/۸۶	۳/۸۲	۵/۰	۱۲۶۵/۴	۹
۰/۲۱	۷/۰۶	۰/۱۱	۳/۱۱	۷/۲	۱۰۰۲/۵	۱۰
$\sum Z_i^{(2)} = ۱۰/۴۰۲$		$\sum Z_i^{(1)} = ۸/۹۵۸$				

آماره های مورد آزمون

$$\begin{aligned} E(S_1) &= ۳/۳ & E(S_2) &= ۸/۲۵ & \chi^2_{z_1, z_2} &= ۷/۸۸ & \bar{x} &= ۱۱۲۰/۲ \\ (S_1^{(1)}) \text{ Var} &= ۰/۳۱۵ & (S_1^{(2)}) \text{ Var} &= ۷/۷۹ & \chi^2_{\text{sum}(z_1, z_2)} &= ۱۸/۳۱ \end{aligned}$$

جدول ۶- ضرایب همبستگی اسپرمن برای آماره های پارامتری و ناپارامتری محاسبه شده در ژنوتیپ های عدس

$NP_{(4)}$	$NP_{(3)}$	$NP_{(2)}$	$NP_{(1)}$	$S_i^{(2)}$	$S_i^{(1)}$	YS <sub>i</sub>	$S_{di}^2$	$\sigma^2$	R <sup>2</sup>	bi	W <sup>2</sup>	MS <sub>Y/L</sub>	آماره
											-۰/۱۲۵		W <sup>2</sup>
									-۰/۷۴۷°°	۰/۶۵۸°			bi
									۰/۷۱۰°	-۰/۹۴۵°°	۰/۱۷۷		R <sup>2</sup>
									-۰/۹۴۵°°	-۰/۴۵۸	۰/۸۳۶°°	۰/۰۱۶	$\sigma^2$
									۰/۷۱۰°	-۰/۶۳۹°	-۰/۱۶۱	۰/۰۵۰	$S_{di}^2$
									-۰/۰۵۲۵	۰/۶۲۹°	۰/۰۵۲۳	-۰/۰۵۷۷	YS <sub>i</sub>
									۰/۰۹۰	۰/۱۹۷	۰/۴۵۸	-۰/۰۵۰۸	-۰/۰۳۰۲
									-۰/۹۹۰°°	-۰/۰۲۱	۰/۰۳۰۰	۰/۰۵۷	-۰/۰۳۷۱
									۰/۷۶۱°	۰/۵۸۱	-۰/۰۵۹۴	۰/۷۱۱°	-۰/۰۹۵°°
									-۰/۹۵۱°°	۰/۰۵۱۳	۰/۰۴۳۶	-۰/۰۶۷°	۰/۰۷۰۶°
									-۰/۷۲۹°	۰/۰۸۲۵°°	۰/۰۶۴۰°	۰/۰۵۳۶	-۰/۰۴۵۷
									-۰/۷۷۸°°	۰/۰۹۳۰°°	۰/۰۹۴۳°°	۰/۰۶۵۱°	۰/۰۵۸۸
									-۰/۶۶۵°	۰/۰۳۸۳	۰/۰۶۱۱	۰/۰۷۰۵°	۰/۰۴۵۶
									-۰/۰۴۰۸	-۰/۰۳۵۴	۰/۰۴۰۸	-۰/۰۴۵۶	-۰/۰۳۱
									-۰/۰۳۱	۰/۰۶۵۲°	-۰/۰۵۸۱	-۰/۰۱۳۰	۰/۰۵۰۴
									-۰/۰۲۰				NP <sub>(5)</sub>

کرمانشاه توصیه می شوند. در ناحیه سوم ژنوتیپ های با عملکرد کمتر از میانگین کل و مقادیر بالای  $S_i^{(1)}$  و  $S_i^{(2)}$  قرار می گیرند، در این آزمایش ژنوتیپ های شماره ۳ و ۴ در این ناحیه قرار گرفتند. این ژنوتیپ ها با وجود دارا بودن عملکرد متوسط و نزدیک به میانگین کل به دلیل سازگاری عمومی ضعیف در گروه ارقام پایدار قرار نمی گیرند. در ناحیه چهارم، ژنوتیپ های با عملکرد کمتر از میانگین کل و مقادیر پایین  $S_i^{(1)}$  و  $S_i^{(2)}$  قرار می گیرند، ژنوتیپ های شماره ۷ و ۱۰ این آزمایش در این ناحیه قرار می گیرند. این ژنوتیپ ها هر چند دارای سازگاری عمومی متوسطی نسبت به محیط های مختلف هستند ولی بدلیل عملکرد پایین تر از میانگین، به عنوان ژنوتیپ های پایدار شناخته نشدند. با توجه به میانگین و واریانس آماره های نصار و هان (۲۰) در جدول ۵ می توان گفت که ژنوتیپ های با مقادیر  $S_i^{(1)}$  کمتر از

نمودار میانگین عملکرد ژنوتیپ ها و  $S_i^{(1)}$  در شکل ۱ آمده است (توزیع پراکنش ژنوتیپ ها مشابه با  $S_i^{(2)}$  می باشد). با توجه به شکل ۱ چهار ناحیه مجزا می توان تشخیص داد، در ناحیه اول ژنوتیپ های دارای عملکرد بالاتر از میانگین کل و مقادیر پایین  $S_i^{(1)}$  و  $S_i^{(2)}$  قرار می گیرند (کایا و تانر (۱۴)، که در این تحقیق ژنوتیپ های شماره ۱ و ۲ در این ناحیه قرار گرفتند که سازگاری عمومی نسبت به محیط های مختلف نشان داده و به عنوان پایدارترین ژنوتیپ ها انتخاب شدند. در ناحیه دوم ژنوتیپ های با عملکرد بالاتر از میانگین کل و مقادیر بالای  $S_i^{(1)}$  و  $S_i^{(2)}$  قرار می گیرند، در این آزمایش ژنوتیپ های شماره ۵، ۶، ۷ و ۹ در این ناحیه قرار گرفتند که نشان دهنده حساسیت بالای این ژنوتیپ ها به تغییرات محیطی بوده و در نتیجه عملکرد سیار بالای در محیط های با شرایط مناسب دارند و برای مناطقی مثل گچساران و

با  $NP_{(2)}$  نشان داد. آماره  $NP_{(4)}$  با آماره  $S_i^{(1)}$  همبستگی بالا نشان داد ولی با  $S_i^{(1)}$  همبستگی نشان نداد. ضرایب همبستگی اسپیرمن بین آماره های مختلف نشان داد که روش میانگین مربعات سال های درون مکانی لین و بینز (۱۶) با هیچ کدام از آماره های پارامتری و ناپارامتری (به غیر از ضریب رگرسیون فینلی و ویلکینسون) همبستگی معنی دار نشان نداد. آماره  $S_{di}^{(2)}$  ابرهارت و راسل (۶) با آماره های ضریب تبیین پیتوس (۲۱)، واریانس شوکلا (۲۶) و آماره های ناپارامتری  $NP_{(1)}$ ،  $NP_{(2)}$  و  $NP_{(4)}$  در سطح احتمال ۵ درصد و با آماره  $NP_{(3)}$  در سطح احتمال ۱ درصد همبستگی معنی دار نشان داد که این نتایج مشابه با نتایج آدوگنا و لبوسشنگ (۱) بود. آماره های تنارازو (۲۹) با هم دیگر در سطوح احتمال ۵ و یک درصد همبستگی مثبت و بالای نشان دادند به غیر از آماره  $NP_{(5)}$  که با دو آماره  $NP_{(3)}$  و  $NP_{(4)}$  همبستگی معنی داری نشان نداد که از این نظر همسو با نتایج محمدی و همکاران (۱۹) است. آماره  $NP_{(1)}$  با آماره های اکوالانس ریک (۲۹)، ضریب تبیین پیتوس (۲۱) و واریانس شوکلا همبستگی مثبت و بسیار معنی داری در سطح احتمال یک درصد نشان داد، این نتایج با نتایج بدست آمده از تحقیقات محمدی و همکاران (۱۹) و صباغنیا و همکاران (۲۶) مطابقت دارد و این امر حاکی از دقت و صحت این آماره است. آماره های  $S_i^{(1)}$  و  $S_i^{(2)}$  نصار و هان (۲۰) همبستگی مثبت و بسیار بالایی (نژدیک به یک) در سطح احتمال یک درصد با هم داشتند ولی با دیگر آماره ها همبستگی های متفاوتی نشان دادند. آماره  $S_i^{(1)}$  با دیگر آماره های پایداری همبستگی نشان نداد ولی آماره  $S_i^{(2)}$  با آماره های  $NP_{(1)}$ ،  $NP_{(3)}$  و  $NP_{(4)}$  در جدول (۲۹) و اکوالانس ریک (۲۹) در سطح احتمال ۵ درصد همبستگی مثبت و معنی داری نشان داد که این نتایج مغایر با نتایج محمدی و همکاران (۱۹) و با نتایج کایا و تانر (۱۴) و صباغنیا و همکاران (۲۵) مطابقت داشت. در این تحقیق ژنوتیپ شماره ۹ (ILL 6199) در اکثر روش ها به عنوان پایدارترین ژنوتیپ انتخاب شد و می توان آن را برای کاشت در مناطق مختلف توصیه کرد. در تحقیقات صباغنیا و همکاران (۲۰۰۸) این ژنوتیپ در ۳ روش رگرسیونی فینلی - ویلکینسون، پرکینز و جینکنز و ابرهارت و راسل و دو روش

میانگین  $S_i^{(1)}$  یا  $3/3$  در گروه ارقام پایدار قرار می گیرند و مقادیر بیشتر از میانگین در گروه ارقام ناپایدار قرار می گیرند، در مورد  $S_i^{(2)}$  نیز وضعیت به همین ترتیب است، ژنوتیپ های با مقادیر  $S_i^{(2)}$  کمتر از  $8/25$  در گروه ارقام پایدار و بیشتر از این مقدار در گروه ارقام ناپایدار قرار می گیرند. با توجه به مقادیر واریانس و میانگین این دو آماره و محاسبه ضریب تغییرات آنها می توان گفت که دقت آماره  $S_i^{(1)}$  در انتخاب ژنوتیپ پایدار بیشتر است. زیرا براساس روابط ۹-۱۲ امید ریاضی  $S_i^{(1)}$  بزرگتر از امید ریاضی  $S_i^{(2)}$  و واریانس  $S_i^{(1)}$  کوچکتر واریانس از  $S_i^{(2)}$  می باشد، لذا  $S_i^{(1)}$  حساس تر و دقیق تر می باشد و احتمال معنی دار شدن آن بیشتر می باشد.

نصار و هان (۲۰) برای آزمون پایداری بین ژنوتیپ ها مقادیر  $Z_i^{(1)}$  و  $Z_i^{(2)}$  را بصورت انفرادی برای هر ژنوتیپ پیشنهاد دادند، در این تحقیق هم برای هر ژنوتیپ مقادیر  $Z_i^{(1)}$  و  $Z_i^{(2)}$  براساس داده های تصحیح شده محاسبه شد، سپس این مقادیر برای آزمون کای اسکور بر روی تمام ژنوتیپ ها جمع زده شدند که نتایج در جدول ۵ درج شده است. مقادیر  $Z_i^{(1)}$  و  $Z_i^{(2)}$  هیچ یک از ژنوتیپ ها معنی دار نشد که این نتایج مشابه نتایجی بود که لو (۱۸) و کایا و تانر (۱۴) به دست آورده اند ولی با نتایج آدوگنا و لبوسشنگ (۱) مطابقت نداشت چون آنها نتیجه گرفتند که اختلاف معنی داری بین  $Z_i^{(1)}$  و  $Z_i^{(2)}$  ژنوتیپ ها وجود دارد. مقادیر مجموع  $Z$  ها نیز از مقادیر جدول کای اسکور کمتر بودند  $\sum Z_i^{(1)} = ۸/۹۵۸$  و  $\sum Z_i^{(2)} = ۱۰/۴۰۲$ . به منظور تعیین همبستگی بین آماره های مختلف ناپارامتری انتخاب شدند. به منظور بررسی همبستگی بین آماره های پایداری تعداد ۶ آماره ناپارامتری  $S_i^{(1)}$ ،  $S_i^{(2)}$ ،  $NP_{(1)}$ ،  $NP_{(2)}$ ،  $NP_{(3)}$  و  $NP_{(4)}$  و ۷ آماره پارامتری و در مجموع تعداد ۱۳ آماره محاسبه شده در این تحقیق انتخاب شدند (جدول ۶). ضریب همبستگی اسپیرمن نشان داد که بین آماره های نصار و هان (۲۰) همبستگی بسیار بالایی وجود دارد و این با نتایج آدوگنا و لبوسشنگ (۱) و صباغنیا و همکاران (۲۵) هماهنگی دارد، همچنین آماره  $NP_{(1)}$  تنارازو (۲۹) همبستگی متوضعی با آماره  $S_i^{(1)}$  نصار و هان (۲۰) و همبستگی بسیار بالایی

4. Becker, H.B., and J. Leon. 1988. Stability analysis in plant breeding. *Plant Breeding*, 101:1-23.
5. Dehghani, H., S.H. Sabaghpoor., and N. Sabaghnia. 2008. Genotype × environment interaction for grain yield of some lentil genotypes and relationship among univariate stability statistics. *Spanish Journal of Agricultural Research*, 6(3): 385-394.
6. Eberhart, S.A., and W.A. Russell. 1966. Stability parameters for comparing varieties. *Crop Science*, 6:36-40.
7. Francis, T.R., and L.W. Kannenberg. 1978. Yield stability studies in short season maize. *Canadian Journal of Plant Science*, 58:1025-1034.
8. Finlay, K.W., and G.N. Wilkinson. 1963. The analysis of adaptation in a plant breeding program. *Australian Journal of Agricultural Research*, 14:742-754.
9. Flores, F., M.T. Moreno., and J.I. Cubero. 1998. A Comparison of univariate and multivariate methods to analyze G×E interaction. *Field Crop Research*, 56:271-286.
10. Hanuman, L.R., and V.T. Prabhakaran. 2001. A study on the performance of a few nonparametric stability measures using pearl millet data. *Indian Journal of Genetics*, 61:7-11.
11. Hildebrand, H. 1980. Asymptotisch Verteilungsfreie Rangtests in Linearen Modellen. *Med Inform Stak*, 17:344-349.
12. Huhn, M., and J. Leon. 1995. Nonparametric analysis of cultivar performance trials: experimental results and comparison of different procedures based on ranks. *Agronomy Journal*, 87:627-632.
13. Kang, M.S. 1993. Simultaneous selection for yield and stability in crop performance trials: Consequences for grower. *Agronomy Journal*, 85:754-757.
14. Kaya, Y., and S. Taner. 2003. Estimating genotypic ranks by nonparametric stability analysis in bread wheat. *Central Europe Agriculture Journal*, 4:47-53.
15. Kubinger, K.D. 1986. A note on nonparametric tests for the interaction on two-way layouts. *Biometrics Journal*, 28:67-72.
16. Lin, C.S., and M.R. Binns. 1988. A method of analyzing cultivar-location-year experiments: A new stability parameter. *Theoretical and Applied Genetics*, 75:425-430.
17. Lin, C.S., M.R. Binns., and L.P. Lefcovitch. 1986. Stability analysis: Where do we stand? *Crop Science*, 26: 894-900.
18. Lu, H.Y. 1995. PC-SAS program for estimation Huhn nonparametric stability statistics. *Agronomy Journal*, 87:888-891.
19. Mohammadi, R., A. Abdulahi., R. Haghparast., M. Aghaee., and M. Rostae. 2007. Nonparametric methods for evaluating of winter Wheat genotypes in multi-environment trials. *World Journal of Agricultural Sciences*, 3(2):137-242.
20. Nassar, R., and M. Huhn. 1987. Studies on estimation of phenotypic stability: Tests of significance for

اکووالانس ریک و واریانس پایداری شوکلا به عنوان پایدارترین ژنوتیپ انتخاب شد. همچنین این ژنوتیپ در تحقیق دهقانی و همکاران (۵) به عنوان ژنوتیپ مناسب کشت در محیط‌های ایده‌آل برگزیده شد. از خصوصیات زراعی این ژنوتیپ می‌توان به زودرسی، وزن صدادانه متوسط به بالا (بیشتر از ۵ گرم)، ارتفاع مناسب، تعداد غلاف در بوته بالا، مقاومت به بیماری‌های فوزاریمی، رنگ بذر زرد روشن و کیفیت پخت مناسب اشاره کرد. بطور کلی از بین روش‌های ناپارامتری که توضیح داده شد روش میانگین رتبه‌ها با توجه به بالا بودن صحت نتایج و همچنین سادگی محاسبه آن توصیه می‌شود. با توجه به تحقیق لو (۱۸) و کایا و تانر (۱۴)، اگر هدف تعیین سازگاری عمومی یا خصوصی باشد از بین آماره‌های ناپارامتری ذکر شده، آماره‌های  $S_i^{(1)}$  و  $S_i^{(2)}$  نصار و هان (۲۰) در اولویت هستند و بهتر است که از این معیارها برای تعیین ارقام پایدار استفاده شود. در اولویت بعد معیارهای  $NP_{(1)}$  و  $NP_{(5)}$  به علت صحت نتایج توصیه می‌شوند. در پژوهه انتخاب ژنوتیپ پایدار برای محیط‌های مختلف از روش‌های زیادی می‌توان استفاده کرد اما انتخاب بهترین روش سال‌هاست که ذهن اصلاح‌گران را به خود معطوف کرده است (باکسوانوس و همکاران (۳) و محمدی و همکاران (۱۹)). بدین لحاظ تعیین پایداری براساس معیارهای مختلف و با توجه به شرایط داده‌ها و ژنوتیپ‌های مورد مطالعه تعیین می‌گردد.

### سپاسگزاری

بدینوسیله از زحمات بخش حبوبات مؤسسه تحقیقات دیم کشور و همچنین دیگر همکاران ایستگاه‌های تحقیقات شهرستان‌ها که نهایت همکاری را با ما داشتند تشکر و قدردانی می‌شود.

### منابع

1. Adugna, W., and M.T. Labuschagne. 2003. Parametric and nonparametric measures of phenotypic stability in linseed (*Linum usitatissimum L.*). *Euphytica*, 129:211-218.
2. Allard, R.W., and A.D. Bradshaw. 1964. Implication of genotype-environment interactions in applied plant breeding. *Crop Science*, 4:503-508.
3. Baxevanis, D., C. Goulas., S. Tzortzios., and A. Mavromatis. 2008. Interrelationship among and repeatability of seven stability indices estimated from commercial cotton variety evaluation trials in three Mediterranean countries. *Euphytica*, 161(3):371-382.

- nonparametric measures of phenotypic stability. *Biometrics*, 43:45-53.
21. Perkins, J.M., and J.L. Jinks. 1968. Environment and genotype  $\times$  environmental components of variability. *Heredity* 23 :339-3256.
22. Pinthus, J.M. 1973. Estimate of genotype value: a proposed method. *Euphitica*, 22:121-123.
23. Plaisted, R.L, and L.C. Peterson. 1959. A technique for evaluating the ability of selections to yield consistently in different locations or seasons. *Am. Pot. J.* 36:381-385.
24. Rao, A.R., and V.T. Prabhakaran. 2000. On some useful interrelationships among common stability parameters. *Indian Journal of Genetics*, 60:25-36.
25. Sabaghnia, N., H. Dehghani., and S.H. Sabaghpour. 2006. Nonparametric methods for interpreting genotype  $\times$  environment interaction of Lentil genotypes. *Crop Science*, 46:1100-1106.
26. Sabaghnia, N., H. Dehghani., and S.H. Sabaghpour. 2008. Graphic analysis of genotype by environment interaction for lentil yield in Iran. *Agronomy Journal*, 100: 760-764.
27. Shukla, G.K. 1972. Some statistical aspects of partitioning genotype-environmental components of variability. *Heredity*, 29:237-245.
28. Sneller, C.H., L. Cilgore-Norquest., and D. Dombek. 1997. Repeatability of yield stability in soybean. *Crop Science*, 37:383-390.
29. Thennarasu, K. 1995. On certain nonparametric procedures for studying genotype-environment interactions and yield stability. *Indian Journal of Genetics*, 60: 433-43
30. Truberg, B., and M. Huhn. 2000. Contribution to the analysis of genotype by environment interactions: Comparison of different parametric and nonparametric tests for interactions with emphasis on crossover interactions. *Agron. and Crop Science*, 185:267-274.
31. Wricke, G. 1962. Über eine methode zur refassung der okologischen streubrette in feldversuchen. *Flazenzuecht*, 47: 92-96.
32. Yates, F., and W.G. Cochran. 1938. The analysis of groups of experiments. *Journal of Agricultural Science*, 28:556-580.