ژنتیک نوین
دوره ششم، شماره ۱، بهار ۱۳۹۰
صفحه ۸۶-۷۵

تعیین اثر متقابل ژنوتیپ × محیط با استفاده از روش‌های پارامتری و ناپارامتری پایداری فنوتیپی در ژنوتیپ‌های عدس

رحمت‌الله کریمی‌زاده*[۱]، محتشم محمدی[۲]

۱و۲- 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، گنبد و ایلام) بمدت ۲ سال (۱۳۸۲-۱۳۸۱) مورد ارزیابی پایداری عملکرد قرار گرفتند. بر اساس نتایج تجزیه پایداری با استفاده از روش‌های پارامتری ضریب رگرسیون ابرهارت و راسل، میانگین مربعات درون‌مکانی لین و بینز، اکووالانس ریک و ضریب تبیین پینتوس به‌ترتیب ژنوتیپ‌های (۹ و ٦)، (۹ و ۵)، (۸ و ۹) و (۹ و ۸) را به عنوان پایدارترین ژنوتیپ‌ها معرفی کردندشناسایی شدند. بر اساس نتایج تجزیه روش‌های ناپارامتری آماره‌های NP1، NP2، NP3، Si(1) و Si(2) تنارازو و نصار و هان به‌ترتیب ژنوتیپ‌های (۹ و ۸)، (۹، ۸ و ۱)، (۹ و ۸)، (۲ و ۱) و (۲ و ۱) را به عنوان پایدارترین ژنوتیپ‌ها معرفی کردشناسایی شدند. در نهایت با توجه به همبستگی بین روش‌های پارامتری و ناپارامتری ژنوتیپ شماره ۹(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 مربعات لین و بینز و معیارهای ناپارامتری تنارازو و نصار و هان نسبت به سایر پارامترهای مورد مطالعه در اولویت هستند.

واژه‌های کلیدی

پارامتری،
پایداری،
عدس،
ناپارامتری و سازگاری

[Downloaded from mail.mg.genetics.ir on 2026-11-20]

[DOR: 20.1001.1.20084439.1390.6.1.9.7]

مقدمه

پدیدهٔ اثر متقابل ژنوتیپ × محیط برای دانشمندان علوم ژنتیک، اصلاح‌نباتات و اصلاح‌دام دارای اهمیت ویژه‌ای است (۲). آگاهی از اثرمتقابل ژنوتیپ محیط به اصلاح‌گران نبات کمک می‌کند تا در ارزیابی ژنوتیپ‌ها، با دقت بیشتری عمل کرده و بهترین ژنوتیپ‌ها را انتخاب کنند (٦ و ۱۷). پایداری فنوتیپی برای اولین بار در سال ۱۹۱۷ توسط رومر با مقدار واریانس یک ژنوتیپ در محیط‌های مختلف اندازه‌گیری شد (٤). ییتز و کوکران (۳۲) از روش رگرسیون برای بررسی پایداری ۱۰ رقم جو در آزمایشات ناحیه‌ای استفاده کردند ولی روش پیشنهادی آنها چندان مورد توجه نبود تا اینکه مجدداً این روش توسط فینلی و ویلکینسون در سال ۱۹٦۳ 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 اکووالانس ریک که یکی از پرکاربردترین روش‌های تعیین پایداری می‌باشد در سال ۱۹٦۲ توسط ریک ارایه شد (۳۱). فینلی و ویلکینسون در سال ۱۹٦۳ با استفاده از ضریب 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 ۱۹٦٦ آمارهٔ انحراف از رگرسیون را برای تعیین پایداری فنوتیپی پیشنهاد و ارائه کردند. در سال ۱۹٦۸ پرکینز و جینکر (۲۱) روش رگرسیون دیگری را برای پایداری پیشنهاد کردند. واریانس پایداری شوکلا نیز مشابه اکوولانس ریک است که در سال ۱۹۷۲ توسط شوکلا (۲۷) ارایه گردید. ضریب تغییرات محیطی نیز در سال ۱۹۷۸ توسط فرانسیس و کاننبرگ 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 (۱٦).

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 دارا باشد (۱۰، ۱۱، ۱۵ و ۲٤). 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 مستقل‌بودن داده‌ها یا یکنواختی واریانس خطاها ندارند و در مقایسه با معیارهای پارامتری به خطا یا 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 لئون (۱۲) معتقدند پیشرفت سریع روش‌های ناپارامتری در سال‌های اخیر، سبب افزایش استفاده از آنها در طرح‌های پژوهشی مهم شده است. هانومن و پراب‌هاکاران (۱۰)، تنارازو (۲۹) و هان و لئون (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 اندازهٔ 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 ژنوتیپ برحسب عملکرد تصحیح شدهٔ خود رتبه‌بندی گردد، در این حالت رتبه‌های به‌دست آمده فقط براساس اثر متقابل ژنوتیپ × محیط و نیز خطای آزمایشی خواهند بود. چهار پارامتر پایداری $NP_{(2)}$، $NP_{(3)}$، $NP_{(4)}$ و $NP_{(5)}$ توسط تنارازو (۲۹) ارایه شد.

لو (۱۸) در آزمایشی تعداد ۵ واریته ذرت را در ۳ مکان به‌مدت ۲ سال (٦ محیط) ارزیابی کرد و براساس نتایج به‌دست آمده مقادیر پارامترهای $S_i^{(1)}$ و $S_i^{(2)}$ نصار و هان (۲۰) را به‌ترتیب ۱/۲ و ۱/۰٦ برای واریته شمارهٔ ۱ برآورد نمود و آن را به عنوان پایدارترین ژنوتیپ معرفی نمود. در تحقیق دیگری که توسط کایا و تانر (۱٤) بر روی ۹ ژنوتیپ گندم نان در ۱۱ محیط در سال زراعی ۲۰۰۳-۲۰۰۲ در ترکیه و با ٤ تکرار انجام شد، سایر پارامترهای نصار و هان (۲۰) محاسبه و براساس تجزیه داده‌ها

[Downloaded from mail.mg.genetics.ir on 2026-11-20]

[DOR: 20.1001.1.20084439.1390.6.1.9.7]

ژنوتیپ‌های شمارهٔ ٤ و ٨ با مقادیر $S_i^{(1)}$ به ترتیب برابر با ٢/٦٩ و ٣/٠١٨ و همچنین مقادیر $S_i^{(2)}$ به ترتیب برابر با ٤/٤٥٤ و ٦/٤٧٢ با میانگین عملکرد ٣٨٢١ و ٣٨٨٢ پایدارترین ژنوتیپ‌های مورد مطالعه گزارش گردیدند. در تحقیقی، تروبرگ و هان (٣٠) از داده‌های مربوط به عملکرد ٥ گیاه چاودار، سویا، لوبیا، چغندرقند و چغندر زراعی طی سال‌های ١٩٨٥ تا ١٩٨٩ مؤسسات ثبت بذر آلمان استفاده کردند. در این تحقیق از روش‌های ناپارامتری هیلدبراند (١١)، کوبینگر (١٥) و روش تجزیه واریانس ساده برای تجزیهٔ 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 ١٩٨٦، ١٩٨٧ و ١٩٨٩ معنی‌دار است. برای آزمون درستی روش‌های مختلف از ضریب همبستگی اسپیرمن استفاده شد. نتایج نشان داد که بین معیارهای هیلدبراند (١١) و کوبینگر (١٥) همبستگی بالا و بسیار معنی‌داری وجود دارد (** ٠/٩٣= r)، همچنین همبستگی بین معیارهای هیلدبراند (١١) و کوبینگر (١٥) با روش تجزیه واریانس بسیار بالا بود که نشان‌دهنده اعتبار این دو روش است.

اسنلر و همکاران (٢٨) تکرارپذیری آماره‌های پایداری را مورد بررسی قرار دادند چون معتقدند یک آماره پایداری زمانی می‌تواند معیاری مناسب برای گزینش ارقام برتر باشد که تکرارپذیر باشد.

فلورس و همکاران (٩) کل روش‌های تجزیه پایداری را به سه گروه پارامتری، ناپارامتری و چندمتغیره تقسیم‌بندی کردند. آنها ٢٢ روش تعیین پایداری شامل، ٦ روش یک متغیره پارامتری، ٩ روش یک متغیره ناپارامتری و ٧ روش چندمتغیره را در دو مجموعهٔ آزمایشات انجام شده در گیاهان نخود و باقلا 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 صباغ‌نیا و همکاران (٢٥) با استفاده از روش‌های ناپارامتری تنارازو (٢٩)، نصار و هان (٢٠)، هیلدبراند (١١) و کوبینگر (١٥) پایدارترین ژنوتیپ‌های عدس دیم را در مناطق معتدل و نیمه‌گرمسیری ایران تعیین کردند. محمدی و همکاران (١٩) هم با استفاده از ١٦ روش ناپارامتری اثر متقابل ژنوتیپ × محیط را در ٢٠ ژنوتیپ گندم بررسی کردند. نتایج تحقیق محمدی و همکاران (١٩) نشان داد که در بیشتر روش‌های به‌کار گرفته شده ژنوتیپ‌های شماره ١٨، ١٧، ١ و ١٠ به‌عنوان 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.

صباغ‌نیا و همکاران (٢٦) در تحقیقی پایداری ١٠ ژنوتیپ عدس دیم را طی سه سال و در پنج منطقه با استفاده از روش‌های پارمتری مبتنی بر تجزیه رگرسیون و تجزیه واریانس ارزیابی کردند. نتایج گروه‌بندی روش‌ها پنج گروه متفاوت را نشان داد که در این گروه‌بندی روش‌های پلاستد و پترسون، واریانس پایداری شوکلا، لین و بینز و اکووالانس ریک در گروه اول، روش‌های ابرهارت و راسل، ضریب تغییرات فرانسیس و کاننبرگ و واریانس محیطی رومر در گروه دوم، ضریب رگرسیون فینلی- ویلکینسون، پرکینز و جینکز، و فریمن و پرکینز در گروه سوم، ضریب تنیین به تنهایی در گروه چهارم و سایر روش‌ها در گروه پنج قرار گرفتند. دهقانی و همکاران (٥) در پژوهشی دیگر با استفاده از روش‌های چندمتغیره تجزیه به مؤلفه‌های اصلی و بای‌پلات سازگاری و پایداری ١١ ژنوتیپ عدس را در ٧ منطقه از ایران به مدت ٣ سال ارزیابی کردند. نتایج نشان داد که ژنوتیپ شماره ٥(ILL 7946) پایدارترین و سازگارترین ژنوتیپ در محیط‌های ایده‌آل بود و ژنوتیپ‌های شماره ۴، ٧، ٩ و ١٠ 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 ١٠ لاین عدس که از آزمایشات پیشرفته مقایسه عملکرد گزینش شده بودند به همراه رقم گچساران (رقم محلی به‌عنوان شاهد) در قالب

[Downloaded from mail.mg.genetics.ir on 2026-11-20]
[DOR: 20.1001.1.20084439.1390.6.1.9.7]

یک طرح بلوک‌های کامل تصادفی در ٤ تکرار و در ٥ منطقه (کرمانشاه، شیروان، گنبد، ایلام و گچساران) به‌مدت دو سال (۱۳۸۲ و ۱۳۸۱) در کرت‌هایی به طول ٤ و عرض یک متر بر روی ٤ خط با فاصله ۲۵ سانتیمتر و با تراکم ۲۰۰ دانه در مترمربع اجرا گردید. برخی خصوصیات جغرافیایی و اکولوژیکی مناطق اجرای طرح در جدول شماره ۱ مورد مقایسه قرار گرفته‌اند. عملیات تهیه زمین شامل شخم، دیسک، تسطیح و فارور طبق معمول انجام شد.

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

$$NP_{(1)} = \frac{1}{S-1}\sum\left(r_{ij} - \bar{r}_{i.}\right)^2 \quad (۱)$$

از آنجا که پایداری باید مستقل از اثر ژنوتیپی به‌دست آید و رتبهٔ یک ژنوتیپ در یک محیط خاص نباید براساس ارزش فنوتیپی آن باشد، به منظور حذف اثر ژنوتیپی عملکرد، برای هر رقم ابتدا مقدار عملکرد طبق فرمول $(x^*_{ij} = x_{ij} - \bar{x}_{i.})$ تصحیح شد و سپس هر ژنوتیپ را بر حسب عملکرد تصحیح‌شده خود (x^*_{ij}) رتبه‌بندی گردید. علایم x_{ij}، $\bar{x}_{i.}$ و $\bar{x}_{.j}$ به ترتیب نشان‌دهنده عملکرد ژنوتیپ iام در محیط jام، میانگین عملکرد ژنوتیپ iام در کلیه محیط‌ها و میانگین عملکرد محیط jام برای کلیه ژنوتیپ‌ها می‌باشد. در این حالت معیار رتبه‌های به‌دست آمده فقط براساس اثر متقابل ژنوتیپ × محیط و نیز خطای آزمایشی بودند. چهار معیار دیگر براساس روابط ارایه شده توسط تنارازو (۲۹) به شرح ذیل محاسبه گردید.

$$NP_{i(2)} = \frac{1}{S}\sum_{J=1}^{S}\left|r_{ij} - M_{di}\right| \quad (۲)$$

$$NP_{i(3)} = \frac{1}{S}\left[\sum_{J=1}^{S}\left|r_{ij} - M_{di}\right| / M^*_{di}\right] \quad (۳)$$

$$NP_{i(4)} = \frac{\sqrt{\sum\left(r_{ij} - \bar{r}_{i.}\right)^2 / S}}{\bar{r}^*_{i.}} \quad (٤)$$

$$NP_{i(5)} = \frac{2}{S(S-1)}\left[\sum_{j=1}^{s-1}\sum_{[j'=j+1]}^{s}\left|r_{ij} - r_{ij'}\right| / \bar{r}^*_{i.}\right] \quad (٥)$$

در پنج معیار فوق‌الذکر r_{ij} رتبهٔ ژنوتیپ i ام در محیط j ام، M_{di} و M_{di}^* به‌ترتیب میانه رتبه‌های تصحیح‌نشده و تصحیح‌شده، S تعداد محیط و $\bar{r}_{i.}$ و $\bar{r}^*_{i.}$ به‌ترتیب میانگین رتبه‌های تصحیح‌نشده و تصحیح‌شده می‌باشد.

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

$$S_i^{(1)} = 2\sum_{j}^{N-1}\sum_{j'=j+1}^{N}\left|r_{ij} - r_{ij'}\right| / [N(N-1)] \quad (٦)$$

$$S_i^{(2)} = \sum_{j=1}^{N}(r_{ij} - \bar{r}_{i.})^2 / (N-1) \quad (۷)$$

در اینجا $\bar{r}_{i.}$ میانگین رتبه ژنوتیپ i در همه محیط‌هاست. $S_i^{(1)}$ میانگین اختلاف رتبه ژنوتیپ i را بر روی تمام محیط‌ها اندازه می‌گیرد و $S_i^{(2)}$ واریانس عمومی رتبه‌هاست.

$$\sum_{i=1}^{k} Z_i^{(m)} = \sum_{i=1}^{k}[S_i^{(m)} - E(S_i^{(m)})]^2 / (S_i^{(m)}) \quad (۸)$$

رابطه فوق تقریبی از آمارهٔ χ^2 هستند که درجه آزادی آن برابر با تعداد ژنوتیپ‌ها می‌باشد و تحت فرض صفر برابری پایداری همهٔ ژنوتیپ‌ها، $E(S_i^{(m)})$ و $Var(S_i^{(m)})$ از فرمول‌های زیر محاسبه شدند (۱۸).

$$E(S_i^{(1)}) = \frac{k^2 - 1}{3k} \quad (۹)$$

$$Var(S_i^{(1)}) = \frac{(k^2-1)[(k^2-4)(N+3)+30}{45k^2N(N-I)} \quad (۱۰)$$

$$E(S_i^{(k)}) = \frac{K^2 - 1}{12} \quad (۱۱)$$

$$Var(S_i^{(2)}) = \frac{(k^2-1)[2(k^2-4)(N-1)+5(k^2-1)]}{360N(N-1)} \quad (۱۲)$$

در روش‌های ارایه شده توسط نصار و هان (۲۰) عملکرد تصحیح‌شده از رابطه $X^*_{ij} = X_{ij} - \overline{X}_{.j} + \overline{X}_{..}$ به‌دست آمده است.

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

[Downloaded from mail.mg.genetics.ir on 2026-11-20]

[DOR: 20.1001.1.20084439.1390.6.1.9.7]

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 (٦) 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 ۹، ۷، ٦ و ٤ 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 ٤ 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 شماره ۹ و ٦ 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 معرفی 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 (١٦) 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، ٤، ٦ و ۷ با داشتن شیب 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 ٤، ٦ 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 به‌ترتیب رتبه‌های بعدی را از نظر پایین بودن مقدار MSy/l دارا هستند بنابراین واریته شماره ۹ به علت داشتن MS درون مکانی کوچک و میانگین بالاتر از میانگین کل می تواند 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 معرفی شد. ژنوتیپ شماره ۸ هم با دارابودن اکووالانس ۲۱۹/٦ 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 به‌دست‌آمده از روش‌های فینلی- ویلکینسون (۸) و پلاستد و پترسون (۲۳) در جدول شماره ۳ درج شده است. در روش ضریب رگرسیون فینلی-ویلکینسون (۸) ژنوتیپ‌های شماره ۹ و ٦ و در روش پرکینز و جینکس (۲۱) ژنوتیپ‌های شماره ۹ و ۸ به عنوان

[Downloaded from mail.mg.genetics.ir on 2026-11-20]
[DOR: 20.1001.1.20084439.1390.6.1.9.7]

پایدارترین ژنوتیپ‌ها انتخاب شدند بدین معنی که سهم کمتری در اثر متقابل ژنوتیپ × محیط داشتند. ضریب تبیین روابط رگرسیونی می‌تواند برای بررسی پایداری بکار رود. استفاده از ضریب تبیین برای تعیین ژنوتیپ‌های پایدار در آزمایشات ناحیه‌ای عملکرد توسط پینتوس پیشنهاد گردید (۲۲). مزیت عمده این روش این است که فاقد واحد اندازه‌گیری است و واحد اندازه‌گیری در آن تاثیری ندارد. براساس این روش ژنوتیپ پایدار دارای حداکثر میزان ضریب تبیین می‌باشند. بالاترین ضریب تبیین ژنوتیپ‌های این تحقیق به میزان ۹۸/٤٪ به ژنوتیپ‌های ۹ و ۸ اختصاص داشت بنابراین این دو ژنوتیپ به عنوان پایدارترین ژنوتیپ‌ها در این روش انتخاب شدند.

جدول ۱- برخی خصوصیات جغرافیایی و اکولوژیکی مناطق اجرای طرحآزمایش

مشخصات جغرافیایی	محل اجرای پروژه				
	گچساران	کرمانشاه	شیروان	گنبد	ایلام
طول جغرافیایی	۵۰°۵۰´N	۳۴°۲۰´N	۳۷°۱۹´N	۳۷°۱۶´N	۳۳°۴۷´N
عرض جغرافیایی	۳۰° ۱۷´E	۴۷° ۱۹´E	۵۸° ۰۷´E	۵۵° ۱۲´E	۴۶°۳۶É
ارتفاع از سطح دریا (متر)	۷۱۰	۱۹۲۳	۱۱۳۱	۴۵	۹۷۵
متوسط میزان بارندگی (میلی‌متر)	۴۵۰	۴۶۵	۲۶۷	۴۳۰	۳۵۰
میزان مواد آلی خاک (درصد)	۱	۱/۱	۱ >	۱/۳	۱ >
تعداد روزهای یخبندان در سال (روز)	۱۵	۲۲	۲۴	۱۷	۱۷
متوسط حداکثر درجه حرارت‌مطلق (سانتی‌گراد)	۴۵	۳۲	۳۱	۴۵	۳۹

جدول ۲- تجزیه واریانس مرکب برای عملکرد دانه ژنوتیپ‌های عدس

منابع تغییرات	درجه آزادی	مجموع مربعات	میانگین مربعات	F
سال	۱	۱٤۳۱٦۱۲	۱٤۳۱٦۱۲	۲۷/۹۵**
مکان	٤	۱٤٦۱۱۱۲۳۳	۳٦٥۲۷۸۰۸	۷۱۳/۲۳**
سال × مکان	٤	۱۱٥۹۸۲۰٥	۲۸۹۹٥٥۱	٥٦/٦۱**
خطای ۱	۳۰	۳٦۱۹٦٤۹	۱۲۰٦٥٤	
ژنوتیپ	۹	۳۳۲٦۳۳۹	۳٦۹٥۹۳	۷/۲۱**
ژنوتیپ × سال	۹	٤۲۳۱٦۰	٤۷۰۱۷	۰/۹۱ ns
ژنوتیپ × مکان	۳٦	۱۰۸٦۱۸۷۹	۳۰۱۷۱۸	٥/۸۹**
ژنوتیپ × سال × مکان	۳٦	٤۰٦۸۸۰۰	۱۱۳۰۲۲	۲/۲۰**
خطای ۲	۲۷۰	۱۳۸۲۷۷۷۲	٥۱۲۱۳	
کل	۳۹۹	۱۹٥۲٦۸٦٥۳		

[Downloaded from mail.mg.genetics.ir on 2026-11-20]

[DOR: 20.1001.1.20084439.1390.6.1.9.7]

جدول ۳- آماره‌های پایداری پارامتری برای ژنوتیپ‌های عدس

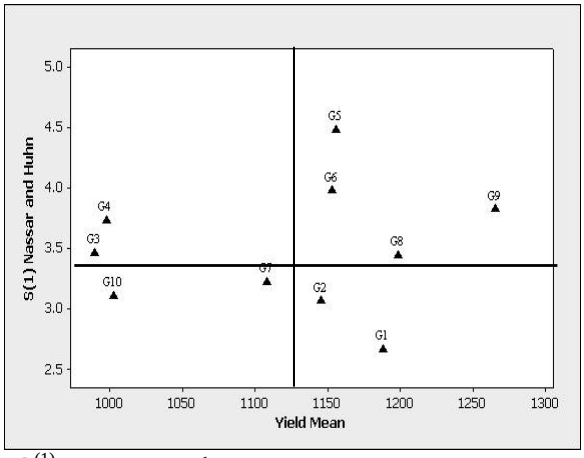
ردیف	نام ژنوتیپ	منشأ	عملکرد	$MS_{Y/L}$	S_{di}^2	W^2	σ^2	bi	θ_i	YS_i	R^2
۱	FLIP 97-1L	ایکاردا	۱۱۸۷/۸	۴۱۸	۰/۷۸۴	۳۱۷/۱	۳۸/۳۳	۰/۹۴	۰/٦۹٥	٥	۹۱/۸
۲	FLIP 82-1L	ایکاردا	۱۱٤٥/۳	۴۹٥	۰/۷۲۳	٥٥٥/۸	۷۱/٤۹	۱/۱۹	۰/۷۹٦	۸	۹۲/۹
۳	FLIP 92-15L	ایکاردا	۹۸۹/۳	۲۹٥	۰/٥۹۸	۲۹٥/۰	۳٥/۲۷	۰/۹۸	۰/٥۸٥	۳	۹۲/٦
٤	FLIP 96-9L	ایکاردا	۹۹۷/۲	٥۲۰	۰/٦۸۲	۲٤٤/٥	۲۸/۲٦	۱/۰۲	۰/٤۹۷	-۲	۹۴/۳
٥	FLIP 92-12L	ایکاردا	۱۱٥٥/۷	۳۷٥	۰/۸۲٥	۱۰۷۰	۱٤۳/۰۱	۰/۷٦	۰/٦۰۹	۱	۷۲/۳
٦	FLIP 96-4L	ایکاردا	۱۱٥۳/۰٥	٥۱٦	۰/۷۰۳	۳٤۲/٦	٤۱/۸۹	۱/۰۴	۰/٥۲۸	۱	۹۲/٦
۷	ILL 7946	ایکاردا	۱۱۰۷/۸	۳۰۲	۰/٦۴۲	۲۳۳/۰	۲٦/٦٦	۰/۹۳	۰/٦۸۲	٦	۹۳/۹
۸	ILL 6037	ایکاردا	۱۱۹۸/٥	٦۱۰	۰/٦۹٥	۲۱۹/٦	۲٤/۸۰	۱/۱۸	۰/٤٦٦	۱۲	۹۸/۴
۹	ILL6199	ایکاردا	۱۲٦٥/٤	۲۹۸	۰/٦۱۲	۱۰۱/۰	۸/۳۳	۱/۰۱	۰/٤۳۲	۰	۹۸/۴
۱۰	Gachsaran	ایران	۱۰۰۲/٥	۲۸۳	۰/٥۹۲	۳۱٤/۳	۳۷/۹٥	۰/۸۸	۰/٦۲۹	-۱	۹۲/۰

ب) روش‌های ناپارامتری

نتیجه ارزیابی ژنوتیپ‌های پایدار با استفاده از روش‌های ناپارامتری، مقادیر میانگین رتبه، انحراف معیار رتبه۲، پارامترهای پیشنهاد شده توسط تنارازو (۲۹) و پارامترهای نصار و هان (۲۰) در جداول شماره ۳ و ٤ درج شده‌اند. رتبهٔ هر ژنوتیپ برای عملکرد دانه در مجموع آزمایش‌ها محاسبه و میانگین و انحراف معیار رتبه مربوط به هر ژنوتیپ در جدول شماره ٤ آمده است.

ژنوتیپ شماره ۹ در بین ژنوتیپ‌های مورد مطالعه در این آزمایش با اختصاص کمترین میانگین رتبه و کمترین انحراف معیار رتبه (به‌ترتیب ۳/۱ و ۱/۷۳) و به همراه ژنوتیپ‌های شماره ۸ و ۱ به عنوان پایدارترین ژنوتیپ‌ها انتخاب شدند. ژنوتیپ‌های شماره ۲، ٥ و ٦ دارای پایداری متوسطی بودند و سایر ژنوتیپ‌ها (۳، ٤، 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 همهٔ ژنوتیپ‌ها محاسبه شد و نتایج در جدول ٤ 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 ۹، ۸، ۳ و ۱ با اختصاص کمترین مقدار آماره $NP_{(2)}$ و ژنوتیپ‌های 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 به‌ترتیب 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 ٤). دو آماره ناپارامتری نصار و هان (۲۰) ($S_i^{(2)}$, $S_i^{(1)}$)، برای هر ژنوتیپ در ده محیط محاسبه شدند (جدول ٥). بین این دو آماره همبستگی قوی و مثبتی وجود داشت (جدول ٦). براساس تحقیق هان و لئون (۱۲) نیز همبستگی بالایی بین $S_i^{(1)}$ و $S_i^{(2)}$ حتی وقتی‌که از عملکرد تصحیح‌نشده برای رتبه‌دهی استفاده شود، وجود دارد.

[Downloaded from mail.mg.genetics.ir on 2026-11-20]
[DOR: 20.1001.1.20084439.1390.6.1.9.7]



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

جدول ٤- معیارهای ناپارامتری میانگین رتبه، انحراف معیار رتبه و آماره‌های تنارازو

ژنوتیپ	میانگین رتبه	انحراف‌معیار رتبه	میانگین عملکرد	هان ⟵		تنارازو ⟵		
				$NP_{(1)}$	$NP_{(2)}$	$NP_{(3)}$	$NP_{(4)}$	$NP_{(5)}$
۱	٤/٥	۲/٤۲	۱۱۸۷/۸	٥/۸۳	۱/۹۰	۰/٤۷٥	۰/۳۹٥	۰/۱۱۱
۲	٥/٥	۲/۹۱	۱۱٤٥/۳	۸/٤۷	۲/٤٥	۰/٤۰۸	۰/٥۱۱	۰/۱٦٥
۳	۷/۷	۲/٥۰	۹۸۹/۳	٦/۲۳	۱/۷۰	۰/۲۱۳	۰/۳۹٥	۰/۱۹٦
٤	۷/۳	۲/٥٤	۹۹۷/۲	٦/٤٦	۲/۱۰	۰/۲٦۳	۰/٤۳۰	۰/۱۱۱
٥	٤/٦	۳/۸٦	۱۱٥٥/۷	۱٤/۹۳	۳/۲۰	۰/۹۱٤	۰/٦٤۳	۰/۱۹۱
٦	٥/۱	۳/۱۰	۱۱٥۳/۰٥	۹/٥۸	۲/٦٥	۰/٤۸۲	۰/٥۷٦	۰/۱٦٦
۷	٥/٥	۲/٤۲	۱۱۰۷/۸	٥/۸۳	۱/۹۰	۰/۳۸۰	۰/٤۱۷	۰/۱۲٥
۸	٤/٥	۲/۰۷	۱۱۹۸/٥	٤/۲۸	۱/۷۰	۰/۳۷۸	۰/٤۱۷	۰/۱۳۲
۹	۳/۱	۱/۷۳	۱۲٦٥/٤	۲/۹۹	۱/۱۰	۰/۳٦۷	۰/۳۲۸	۰/۰۷۱
۱۰	۷/۳	۲/۱٦	۱۰۰۲/٥	٤/٦۸	۱/۹۰	۰/۲۷۱	۰/۳۳۱	۰/۱۲٥

جدول ٥- معیارهای ناپارامتری نصار و هان برای ژنوتیپ‌های عدس

ژنوتیپ	میانگین‌عملکرد	میانگین رتبه	$S_i^{(1)}$	$Z_i^{(1)}$	$S_i^{(2)}$	$Z_i^{(2)}$
۱	۱۱۸۷/۸	٥/۸	۲/٦۷	۱/۲۷	٥/۲۹	۱/۲۹
۲	۱۱٤٥/۳	٥/٤	۳/۰٦	۰/۱۷	٦/۷۱	۰/۳٥
۳	۹۸۹/۳	٦/۰	۳/٤۷	۰/۰۸	۸/٦۷	۰/۰۳
٤	۹۹۷/۲	٥/٦	۳/۷۳	۰/٥۹	۹/٦۰	۰/۲۷
٥	۱۱٥٥/۷	٥/۷	٤/٤۷	٤/۳۱	۱٤/٦۷	٦/۰۸
٦	۱۱٥۳/۰٥	٥/۱	۳/۹۸	۱/٤٥	۱۱/٤۳	۱/٤۹
۷	۱۱۰۷/۸	٥/٥	۳/۲۲	۰/۰۲	۷/۳۹	۰/۱۱
۸	۱۱۹۸/٥	٤/۷	۳/٤٤	۰/۰٦	۸/٤٦	۰/۰۰٦
۹	۱۲٦٥/٤	٥/۰	۳/۸۲	۰/۸٦	۱۰/۲۲	۰/٥۷
۱۰	۱۰۰۲/٥	٦/۲	۳/۱۱	۰/۱۱	۷/۰٦	۰/۲۱
			$\sum Z_i^{(1)} = ۸/۹٥۸$		$\sum Z_i^{(2)} = ۱۰/٤۰۲$	

آماره‌های مورد آزمون

$\bar{x} = ۱۱۲۰/۲$	$\chi^2_{z_1.z_2} = ۷/۸۸$	$E(S_2) = ۸/۲٥$	$E(S_1) = ۳/۳$
	$\chi^2_{sum(z_1.z_2)} = ۱۸/۳۱$	$(S_1^{(2)})$ Var = ٦/۷۹	$(S_1^{(1)})$ Var = ۰/۳۱٥

[Downloaded from mail.mg.genetics.ir on 2026-11-20]

[DOR: 20.1001.1.20084439.1390.6.1.9.7]

جدول ٦- ضرایب همبستگی اسپیرمن برای آماره‌های پارامتری و ناپارامتری پایداری محاسبه شده در ژنوتیپ‌های عدس

آماره	$MS_{Y/L}$	W^2	bi	R^2	σ^2	S_{di}^2	YS_i	$S_i^{(1)}$	$S_i^{(2)}$	$NP_{(1)}$	$NP_{(2)}$	$NP_{(3)}$	$NP_{(4)}$	$NP_{(5)}$
W^2	-۰/۱۲۵													
bi	۰/٦٥٨*	-۰/۷٤۷**												
R^2	۰/۱۷۷	-۰/۹٤٥**	۰/۷۱۰*											
σ^2	۰/۰۱٦	۰/۸۳٦**	-۰/٤٥۸	-۰/۹٤٥**										
S_{di}^2	۰/٤٥۱	۰/٥۹٥	-۰/۱٦۱	-۰/٦۳۹*	۰/۷۱۰*									
YS_i	۰/۰۹۰	-۰/٥٦۷	۰/٥۲۳	۰/٦۷۲*	۰/٦۲۹*	-۰/٥۲٥								
$S_i^{(1)}$	۰/۰٦۱	۰/٦۱۲*	-۰/۳۰۲	-۰/٥۰۸	۰/٤٥۸	۰/۱۹۷	۰/۰۹۰							
$S_i^{(2)}$	۰/۰٥۳	۰/۷۰۷*	-۰/۳۷۱	-۰/٦۰۹	۰/٥٥۷	۰/۳۰۰	-۰/۰۲۱	۰/۹۹۰**						
$NP_{(1)}$	۰/۱۲۹	۰/۸۱۱**	-۰/٤۰۹	-۰/۸۹٥**	۰/۹۲۷**	۰/۷۱۱*	-۰/٥۹٤	۰/٥۸۱	۰/٦٦۱*					
$NP_{(2)}$	۰/۲۸۰	۰/۷۰٤*	-۰/۲۹۸	-۰/۷۹۸**	۰/۸٦۰**	۰/۷۰٦*	-۰/٦٦۷*	۰/٤۳٦	۰/٥۱۳	۰/۹٥۱**				
$NP_{(3)}$	۰/۰۷۷	۰/۸۳٤**	-۰/٤۷٤	-۰/۸٤٤**	۰/۸٥۰**	۰/۸۱۹**	-۰/٤٥۷	۰/٥۳٦	۰/٦٤۰*	۰/۸۲٥**	۰/۷۲۹*			
$NP_{(4)}$	۰/۳۸۰	۰/٦٥۲*	-۰/۱٤۰	-۰/۷۱۳*	۰/۸۰٤**	۰/۷۲٦*	-۰/٤۲٤	۰/٥۸۸	۰/٦٥۱*	۰/۹٤۳**	۰/۹۳۰**	۰/۷۷۸**		
$NP_{(5)}$	-۰/۰۲۰	۰/٥۰٤	-۰/۱۳۰	-۰/٥۸۱	۰/٦٥۲*	۰/۲۳۱	-۰/۳٥٤	۰/٤۰۸	۰/٤٥٦	۰/۷۰٥*	۰/٦۱۱	۰/۳۸۳	۰/٦٦٥*	

نمودار میانگین عملکرد ژنوتیپ‌ها و $S_i^{(1)}$ در شکل ۱ آمده است (توزیع پراکنش ژنوتیپ‌ها مشابه با $S_i^{(2)}$ می‌باشد). با توجه به شکل ۱ چهار ناحیهٔ مجزا می‌توان تشخیص داد، در ناحیه اول ژنوتیپ‌های دارای عملکرد بالاتر از میانگین کل و مقادیر پایین $S_i^{(1)}$ و $S_i^{(2)}$ قرار می‌گیرند (کایا و تانر(١٤))، که در این تحقیق ژنوتیپ‌های شمارهٔ ۱و ۲ در این ناحیه قرار گرفتند که سازگاری عمومی نسبت به محیط‌های مختلف نشان داده و به عنوان پایدارترین ژنوتیپ‌ها انتخاب شدند. در ناحیهٔ دوم ژنوتیپ‌های با عملکرد بالاتر از میانگین کل و مقادیر بالای $S_i^{(1)}$ و $S_i^{(2)}$ قرار می‌گیرند، در این آزمایش ژنوتیپ‌های شمارهٔ ٥، ٦، ۸ و ۹ در این ناحیه قرار گرفتند که نشان‌دهندهٔ حساسیت بالای این ژنوتیپ‌ها به تغییرات محیطی بوده و در نتیجه عملکرد بسیار بالایی در محیط‌های با شرایط مناسب دارند و برای مناطقی مثل گچساران و کرمانشاه توصیه می‌شوند. در ناحیه سوم ژنوتیپ‌های با عملکرد کمتر از میانگین کل و مقادیر بالای $S_i^{(1)}$ و $S_i^{(2)}$ قرار می‌گیرند، در این آزمایش ژنوتیپ‌های شمارهٔ ۳ و ٤ در این ناحیه قرار گرفتند. این ژنوتیپ‌ها با وجود دارا بودن عملکرد متوسط و نزدیک به میانگین کل به‌دلیل سازگاری عمومی ضعیف در گروه ارقام پایدار قرار نمی‌گیرند. در ناحیه چهارم، ژنوتیپ‌های با عملکرد کمتر از میانگین کل و مقادیر پایین $S_i^{(1)}$ و $S_i^{(2)}$ قرار می‌گیرند، ژنوتیپ‌های شمارهٔ ۷ و ۱۰ این آزمایش در این ناحیه قرار می‌گیرند. این ژنوتیپ‌ها هر چند دارای سازگاری عمومی متوسطی نسبت به محیط‌های مختلف هستند ولی بدلیل عملکرد پایین‌تر از میانگین، به عنوان ژنوتیپ‌های پایدار شناخته نشدند.

با توجه به میانگین و واریانس آماره‌های نصار و هان (۲۰) در جدول ٥ می‌توان گفت که ژنوتیپ‌های با مقادیر $S_i^{(1)}$ کمتر از

[Downloaded from mail.mg.genetics.ir on 2026-11-20]
[DOR: 20.1001.1.20084439.1390.6.1.9.7]

میانگین $S_i^{(1)}$ یا ۳/۳ در گروه ارقام پایدار قرار می‌گیرند و مقادیر بیشتر از میانگین در گروه ارقام ناپایدار قرار می‌گیرند، در مورد $S_i^{(2)}$ نیز وضعیت به همین ترتیب است، ژنوتیپ‌های با مقادیر $S_i^{(2)}$ کمتر از ۸/۲۵ در گروه ارقام پایدار و بیشتر از این مقدار در گروه ارقام ناپایدار قرار می‌گیرند. با توجه به مقادیر واریانس و میانگین این دو آماره و محاسبهٔ ضریب تغییرات آنها می‌توان گفت که دقت آمارهٔ $S_i^{(1)}$ در انتخاب ژنوتیپ پایدار بیشتر است. زیرا براساس روابط ۱۲-۹ امید ریاضی $S_i^{(1)}$ بزرگتر از امید ریاضی $S_i^{(2)}$ و واریانس $S_i^{(1)}$ کوچکتر واریانس از $S_i^{(2)}$ می‌باشد، لذا $S_i^{(1)}$ حساس‌تر و دقیق‌تر می‌باشد و احتمال معنی‌دار شدن آن بیشتر می‌باشد.

نصار و هان (۲۰) برای آزمون پایداری بین ژنوتیپ‌ها 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 داده‌های تصحیح‌شده محاسبه شد، سپس این مقادیر برای آزمون کای‌اسکور بر روی تمام ژنوتیپ‌ها جمع زده شدند که نتایج در جدول ۵ درج شده است. مقادیر $Z_i^{(1)}$ و $Z_i^{(2)}$ هیچ‌یک از ژنوتیپ‌ها معنی‌دار نشد که این نتایج مشابه نتایجی بود که لو (۱۸) و کایا و تانر (۱٤) به‌دست آوردند ولی با نتایج آدوگنا و لبوسشنگ (۱) مطابقت نداشت چون آنها نتیجه گرفتند که اختلاف معنی‌داری بین $Z_i^{(1)}$ و $Z_i^{(2)}$ ژنوتیپ‌ها وجود دارد.

مقادیر مجموع Z ها نیز از مقادیر جدول کای اسکور کمتر بودند $\sum Z_i^{(1)} = ۸/۹۵۸$ و $\sum Z_i^{(2)} = ۱۰/٤۰۲$. به منظور تعیین همبستگی بین آماره‌های مختلف ناپارامتری انتخاب شدند. به منظور بررسی همبستگی بین آماره‌های پایداری تعداد ٦ آمارهٔ 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 ٦). ضریب همبستگی اسپیرمن نشان داد که بین آماره‌های 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 آمارهٔ $NP_{(1)}$ تنارازو(۲۹) همبستگی متوسطی با آماره $S_i^{(1)}$ نصار و هان (۲۰) و همبستگی بسیار بالایی با $NP_{(2)}$ نشان داد. آمارهٔ $NP_{(4)}$ با آماره $S_i^{(1)}$ همبستگی بالا نشان داد ولی با $S_i^{(1)}$ همبستگی نشان نداد.

ضرایب همبستگی اسپیرمن بین آماره‌های مختلف نشان داد که روش میانگین مربعات سال‌های درون‌مکانی لین و بینز (۱٦) با هیچکدام از آماره‌های پارامتری و ناپارامتری (به غیر از ضریب رگرسیون فینلی و ویلکینسون) همبستگی معنی‌دار نشان نداد. آماره S_{di}^2 ابرهارت و راسل (٦) با آماره‌های ضریب تبیین پینتوس (۲۱)، واریانس شوکلا (۲٦) و آماره‌های ناپارامتری $NP_{(1)}$، $NP_{(2)}$ و $NP_{(4)}$ در سطح احتمال ۵ درصد و با آماره $NP_{(3)}$ در سطح احتمال ۱ درصد همبستگی معنی‌دار نشان داد که این نتایج مشابه با نتایج آدوگنا و لبوسشنگ (۱) بود. آماره‌های تنارازو (۲۹) با همدیگر در سطوح احتمال ۵ و یک درصد همبستگی مثبت و بالایی نشان دادند به غیر از آماره $NP_{(5)}$ که با دو آماره $NP_{(3)}$ و $NP_{(4)}$ همبستگی معنی‌داری نشان نداد که از این نظر همسو با نتایج محمدی و همکاران (۱۹) است. آماره $NP_{(1)}$ با آماره‌های اکووالانس ریک (۲۹)، ضزیب تبیین پینتوس (۲۱) و واریانس شوکلا همبستگی مثبت و بسیار معنی‌داری 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. آماره‌های $S_i^{(1)}$ و $S_i^{(2)}$ نصار و هان (۲۰) همبستگی مثبت و بسیار بالایی (نزدیک به یک) در سطح احتمال یک درصد با هم داشتند ولی با دیگر آماره‌ها همبستگی‌های متفاوتی نشان دادند. آماره $S_i^{(1)}$ با دیگر آماره‌های پایداری همبستگی نشان نداد ولی آماره $S_i^{(2)}$ با آماره‌های $NP_{(1)}$، $NP_{(3)}$ و $NP_{(4)}$ تنارازو (۲۹) و اکووالانس ریک (۲۹) در سطح احتمال ۵ درصد همبستگی مثبت و معنی‌داری نشان داد که این نتایج مغایر با نتایج محمدی و همکاران (۱۹) و با نتایج کایا و تانر (۱٤) و صباغ‌نیا و همکاران (۲۵) مطابقت داشت. در این تحقیق ژنوتیپ شمارهٔ ۹ (ILL 6199) در اکثر روش‌ها به عنوان پایدارترین ژنوتیپ انتخاب شد و می‌توان 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 جینکز و ابرهارت و راسل و دو روش

[Downloaded from mail.mg.genetics.ir on 2026-11-20]

[DOR: 20.1001.1.20084439.1390.6.1.9.7]

اکووالانس ریک و واریانس پایداری شوکلا به عنوان پایدارترین ژنوتیپ انتخاب شد. همچنین این ژنوتیپ در تحقیق دهقانی و همکاران (۵) به‌عنوان ژنوتیپ مناسب کشت در محیط‌های ایده‌آل برگزیده شد. از خصوصیات زراعی این ژنوتیپ می‌توان به زودرسی، وزن صددانه 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 (۱٤)، 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 پروژهٔ 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 مؤسسهٔ 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 breeing. Crop Science, 4:503-508.

3. Baxevanos, 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.

4. Becker, H.B., and J. Leon. 1988. Stability analysis in plant breeding. Plant Breeding, 101:1-23.

5. Dehghani, H., S.H. Sabaghpour., 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. Asymptotosch Verteilungsfreie Rangtests in Linearen Modellen. Med Inform. Stak, 17:344-349.

12. Huhn, M., and J. Leon. 1995. Nonparametric analysis of cultivar performance trials: exprimental results and comparison of different procedures based on ranks. Agronomy Journal, 87:627-632.

13. Kang, M.S. 1993. Simultaneous selection for yield and stabilityin 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. Rostaee. 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

[Downloaded from mail.mg.genetics.ir on 2026-11-20]
[DOR: 20.1001.1.20084439.1390.6.1.9.7]

nonparametric measures of phenotypic stability. Biometrics, 43:45-53.
21. Perkins, J.M., and J.L. Jinks. 1968. Environment and genotype × 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 × 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. Uber eine methode zur refassung der okologischen streubretite 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.

[Downloaded from mail.mg.genetics.ir on 2026-11-20]

[DOR: 20.1001.1.20084439.1390.6.1.9.7]