

بررسی پایداری عملکرد دانه ژنوتیپ های عدس دیم با روش های پارامتری و ناپارامتری

Evaluation of grain yield stability of rainfed lentil genotypes by parametric and non-parametric methods

رحمت الله کریمی زاده^۱، پیام پزشکی پور^۲، امیر میرزائی^۳، پیمان شریفی^{۴*}

۱. استادیار پژوهش، موسسه تحقیقات کشاورزی دیم کشور، مرکز تحقیقات و آموزش کشاورزی و منابع طبیعی کهگیلویه و بویراحمد، سازمان تحقیقات، آموزش و ترویج کشاورزی، گچساران، ایران.
۲. استادیار پژوهش، مرکز تحقیقات و آموزش کشاورزی و منابع طبیعی لرستان، سازمان تحقیقات، آموزش و ترویج کشاورزی، خرم آباد، ایران.
۳. استادیار پژوهش، مرکز تحقیقات و آموزش کشاورزی و منابع طبیعی ایلام، سازمان تحقیقات، آموزش و ترویج کشاورزی، ایلام، ایران.
۴. دانشیار، گروه زراعت و اصلاح نباتات، واحد رشت، دانشگاه آزاد اسلامی، رشت، ایران. (نگارنده مسئول)

تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۰۵/۳۰ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۱۰/۰۴ - شناسانه برنمود رقمی: 10.22092/aj.2022.351573.1500

چکیده

کریمی زاده، ر، پزشکی پور، پ، میرزائی، ا، شریفی، پ. بررسی پایداری عملکرد دانه ژنوتیپ های عدس دیم با روش های پارامتری و ناپارامتری

نشریه پژوهش های کاربردی زراعی دوره ۳۴- شماره ۳- پاییز ۱۳۲۰ تا ۱۴۰۰ صفحه: ۱۵۵-۱۴۰

این پژوهش برای دستیابی به ژنوتیپ های عدس با عملکرد بالا، پایدار و سازگار با اقلیم نیمه گرمسیری دیم کشور از بین ۱۶ ژنوتیپ عدس انتخابی از آزمایش های پیشرفته مقایسه عملکرد و دو رقم کیمیا و گچساران به مدت سه سال زراعی (۱۳۹۵-۱۳۹۲) در مناطق گچساران، خرم آباد و ایلام در قالب طرح بلوک های کامل تصادفی در سه تکرار اجرا گردید. تجزیه واریانس مرکب نشان داد که اثرات محیطی (مکان، سال و مکان در سال) و برهمکنش های ژنوتیپ×مکان و ژنوتیپ×سال×مکان معنی دار بودند. مجموع مربعات اثر اصلی ژنوتیپ، مجموع اثرات محیطی (مکان، سال و مکان در سال) و مجموع برهمکنش های ژنوتیپ در محیط به ترتیب ۱/۴۶، ۶۵/۸ و ۱۵/۱ درصد از مجموع مربعات کل بود. در روش های تک متغیره پارامتری و ناپارامتری، ژنوتیپ های ۲، ۵، ۸، ۱۱، ۱۲، ۱۳، ۱۵ و ۱۶ با کمترین سهم در برهمکنش ژنوتیپ در محیط، به عنوان پایدارترین ژنوتیپ ها انتخاب شدند. لاین های شماره ۵ و ۱۲ به ترتیب سازگاری خصوصی به مکان های خرم آباد و گچساران داشتند و بنابراین، بهترین رقم برای آن مناطق خواهند بود. تجزیه مؤلفه های اصلی برای ارزیابی رابطه بین عملکرد دانه و شاخص های پایداری نشان داد که عملکرد دانه، بالاترین همبستگی را با MID (یک سوم بالای ژنوتیپ ها)، TOP (یک سوم متوسط ژنوتیپ ها) و PI (شاخص مطلوبیت) داشت. بنابراین، این سه شاخص می توانند به عنوان بهترین شاخص برای شناسایی ژنوتیپ های برتر از نظر عملکرد دانه و پایداری به کار گرفته شوند. ژنوتیپ های ۱۶ و ۱۱ پایدارترین ژنوتیپ ها از نظر این سه شاخص بودند و همچنین عملکرد دانه بالایی نیز داشتند و می توانند نامزد معرفی ارقام جدید باشند.

واژه های کلیدی: برهمکنش ژنوتیپ در محیط، پایداری عملکرد، تنوع سازگاری، همگنی واریانس.

آدرس پست الکترونیکی نگارنده مسئول: sharifi@iaurasht.ac.ir

مقدمه

حبوبات با داشتن ۱۶ تا ۲۴ درصد پروتئین نقش مهمی در تأمین نیازهای غذایی انسان دارند. عدس (*Lens culinaris Medik*) یکی از این دسته گیاهان، در بسیاری از مناطق جهان به صورت سنتی کشت می شود و علاوه بر اهمیت آن به عنوان یک منبع غذایی مهم برای تغذیه انسان و دام، می تواند در مدیریت حاصلخیزی خاک نیز کمک نماید (Bagheri *et al.*, 1997). عمده ترین هدف به نژادی عدس افزایش پتانسیل عملکرد در واحد سطح در کنار صفاتی همچون مقاومت به تنش های زیستی و غیرزیستی است که ارقام دارای چنین مقاومتی می توانند به دامنه گسترده ای از محیط ها واکنش نشان دهند و پتانسیل عملکرد خود را نگه دارند (Karimizadeh *et al.*, 2014). با آنکه امکان تولید رقمی با سازگاری گسترده جغرافیایی محدود است، تلاش ها برای دستیابی به چنین رقمی که بتواند پاسخ مناسب به شرایط مختلف داشته باشد و بتواند در محیط های مختلف عملکرد پذیرفتنی تولید کند، ادامه دارد (Sabaghpour *et al.*, 2004).

واکنش ژنوتیپ های مختلف در محیط های متفاوت و در نتیجه ارزیابی برهمکنش ژنوتیپ در محیط برای پژوهشگران ژنتیک و به نژادی گیاهی از اهمیت ویژه ای برخوردار است و به به نژادگران گیاهی کمک می کند تا ژنوتیپ ها را با دقت بیشتری ارزیابی کرده و بهترین آنها را گزینش کنند (Finlay & Wilkinson, 1963). از آنجا که تجزیه مرکب داده ها فقط اطلاعات اندکی درباره معنی دار بودن اثرهای اصلی

ژنوتیپ و محیط و برهمکنش ژنوتیپ در محیط فراهم می آورند، روش های گوناگونی برای شناسایی میزان سازگاری و پایداری ژنوتیپ ها پیشنهاد شده است که می توان از واریانس پایداری شوکلا (Shukla, 1972)، ضریب رگرسیون فینلی و ویلکینسون (Finlay & Wilkinson, 1963)، ضریب رگرسیون پرکینز و جینکز (Perkins & Jinks, 1968)، انحراف از خط رگرسیون ابرهارت و راسل (Eberhart & Russel, 1966)، میانگین مربعات درون مکانی لین و بینز (Lin & Binns, 1988)، تجزیه کلاستر لین و باتلر (Lin & Butler, 1990) و روش های ناپارامتری نصار و هان (Nassar & Huhn, 1987)، هان و نصار (Huhn & Nassar, 1989) و روش های چندمتغیره اثرات اصلی افزایشی و اثرات متقابل ضرب پذیر (Gauch & AMMI) (Zobel, 1997) و GGE بای پلات (Yan *et al.*, 2000) نام برد.

برای ارزیابی پایداری ژنوتیپ های عدس پژوهش هایی انجام پذیرفته است. در پژوهشی، با ارزیابی ۱۰ لاین پیشرفته عدس دیم با روش های پایداری ناپارامتری، نشان داده شد که می توان با توجه به کاربرد آسان روش های نصار و هان (Huhn, 1979)، از آنها برای تعیین پایداری ژنوتیپ ها استفاده کرد (Karimizadeh *et al.*, 2008). همچنین در پژوهشی دیگر، با ارزیابی پایداری و سازگاری لاین های پیشرفته عدس در مناطق دیم نیمه گرمسیری، برخی از لاین ها، شایسته آزادسازی به عنوان رقم معرفی شدند (Karimizadeh *et al.*, 2014). در تحقیقی دیگر، با ارزیابی پایداری ۱۱ ژنوتیپ عدس

دیگر، برای ارزیابی پایداری ۱۴ ژنوتیپ عدس از روش های رگرسیون، انحراف از رگرسیون، واریانس محیطی (S^2)، ضریب تغییرات و اکووالانس ریک استفاده شد و ژنوتیپ های پایدار شناسایی شدند (Bicer & Şakar, 2006). برای ارزیابی روابط بین شاخص ها می توان از روش های چندمتغیره همچون تجزیه مؤلفه های اصلی بر روی ماتریس همبستگی بهره گرفت (Kang & Pham, 1991).

هدف از پژوهش حاضر، ارزیابی پایداری ژنوتیپ های عدس با روش های پارامتری و ناپارامتری و شناسایی پایدارترین ژنوتیپ (ها) است.

مواد و روش ها

در این پژوهش ۱۶ ژنوتیپ پیشرفته عدس به همراه ارقام شاهد کیمیا و گچساران که از آزمایش های پیشرفته مقایسه عملکرد سال زراعی ۹۲-۱۳۹۱ گزینش شده بودند، در قالب طرح بلوک های کامل تصادفی در سه تکرار در سه منطقه گچساران، ایلام و خرم آباد به مدت ۳ سال زراعی (۱۳۹۵-۱۳۹۲) در کرت هایی به طول پنج و عرض ۱/۲۵ متر بر روی پنج خط با فاصله ۲۵ سانتی متر و تراکم ۲۰۰ دانه در مترمربع کشت شدند. ویژگی های جغرافیایی و میزان بارندگی سالانه مناطق اجرای آزمایش در طول فصل زراعی به ترتیب در جدول های ۲ و ۳ نشان داده شده است. برای تهیه زمین، هر سال زمینی که در سال پیش از آن آیش بود، با گاوآهن شخم زده شد و خاک آن با دیسک و روتواتور نرم گردید. کود شیمیایی بر مبنای ۱۰۰ کیلوگرم فسفات آمونیوم و ۳۵ کیلوگرم اوره، به هنگام

در ۲۰ محیط با روش های مختلف پایداری، روش های واریانس پایداری شوکلا و میانگین رتبه، روش های مناسبی برای گزینش ارقام پایدار با عملکرد بالا شناسانده شدند و با این روش ها ژنوتیپ های پایداری از عدس معرفی شدند (Sabaghnia *et al.*, 2006). همچنین در پژوهشی دیگر، برای ارزیابی پایداری ۱۰ ژنوتیپ عدس در ۱۵ محیط، از روش های پارامتری مبتنی بر تجزیه رگرسیون و تجزیه واریانس بهره گرفته شد و ژنوتیپ های پایدار شناسانده شدند (Sabaghnia *et al.*, 2008). در تحقیقی دیگر، ۱۰ ژنوتیپ عدس در پنج منطقه و دو سال زراعی با روش های پارامتری (ضریب رگرسیون ابرهات و راسل، میانگین مربعات درون مکانی لین و بینز، اکووالانس ریک و ضریب تبیین پینتوس) و ناپارامتری (نصار و هان) ارزیابی شدند و در نهایت یک ژنوتیپ (ILL 6199) به عنوان ژنوتیپ پایدار معرفی شد (Karimizadeh & Mohammadi, 2011). همچنین از روش های پارامتری واریانس محیطی رومر، ضریب تغییرات ژنوتیپی فرانسیس و کانبرگ، اکووالانس ریک، واریانس پایداری شوکلا، ضریب رگرسیون فینلی و ویلکینسون، معیار ناپارامتری میانگین رتبه و انحراف معیار رتبه، برای ارزیابی هفت ژنوتیپ عدس استفاده شده است (Azizi Chakherchaman *et al.*, 2008). در پژوهشی دیگر، پایداری ۲۰ ژنوتیپ عدس با روش های ضریب رگرسیون، انحراف از رگرسیون، ضریب تنوع و اکووالانس ریک ارزیابی شد و ژنوتیپ های پایدار معرفی گردید (Biçer *et al.*, 2018). همچنین در تحقیقی

جدول ۱- شماره و نام ژنوتیپ‌های بررسی شده

Table 1. Code and name of the studied genotypes

شماره NO.	نام/شجره Name/Pedigree	منشأ Origin
1	GACH LOC 2010-01	IRAN
2	FLIP2007-16L ILL 2126 X ILL 4659	ICARDA
3	FLIP2010-8L ILL 2126 X ILL 6199	ICARDA
4	FLIP2011-1L ILL 6443 X ILL 1005	ICARDA
5	FLIP2011-5L ILL 6434 X ILL 6972	ICARDA
6	FLIP2011-6L ILL 6434 X ILL 6972	ICARDA
7	FLIP1996-15L(Ibla 1) ILL 6209xILL5671	IRAN
8	ILL 4605 x ADDA 2006-03-0GA-0GA-0GA-11	IRAN
9	ILL 6434 x ILL 8008 2006-03-0G-0GA-0GA-11	IRAN
10	ILL 4605 x ADDA 2006-06-0G-0GA-0GA-11	IRAN
11	ILL 4605 x ILL 6002 2006-02-0G-0GA-0GA-11	IRAN
12	ILL 7547 x ILL 6211 2006-02-0G-0GA-0GA-11	IRAN
13	ILL 7547 x ILL 6002 2006-03-0G-0GA-0GA-11	IRAN
14	ILL 6211 x ILL 6002 2006-07-0G-0GA-0GA-11	IRAN
15	FLIP 2005-32L	ICARDA
16	FLIP 2005-53L	ICARDA
17	KIMIA	IRAN
18	GACHSARAN	IRAN

سپس با آزمون بارتلت همگنی واریانس خطاهای آزمایشی در محیط‌های مختلف ارزیابی شد و پس از اطمینان از همگنی واریانس خطاهای آزمایشی، تجزیه واریانس مرکب داده‌ها انجام شد. پس از آن، پایداری عملکرد دانه با استفاده

آماده‌سازی زمین، بطور یکنواخت با خاک مخلوط گردید. پس از برداشت، عملکرد دانه هر کرت وزن شد. پس از اندازه‌گیری عملکرد دانه، تجزیه واریانس جداگانه در هر کدام از محیط‌ها انجام شد و

جدول ۲- ویژگی‌های جغرافیایی مناطق اجرای آزمایش

Table 2. Geographical features of trial areas

مکان Location	ارتفاع از سطح دریا (متر) Height above sea level (m)	عرض جغرافیایی Longitude	طول جغرافیایی Latitude	متوسط میزان بارندگی (میلی‌متر) Average precipitation (mm)
گچساران Gachsaran	710	50°,50' E	30°,17' N	450
ایلام Ilam	975	46°,36' E	33°,47' N	350
خرم‌آباد Khoramabad	1147	48°,18' E	33°,29' N	445

جدول ۳- میزان بارندگی سالانه مناطق اجرای آزمایش در طول فصل زراعی در سال های ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۵

Table 3. Annual precipitation of trial areas during the cropping season in 2013-2016

مکان Location	سال زراعی Cropping Season		
	۱۳۹۲-۹۳ 2013-2014	۱۳۹۳-۹۴ 2014-2015	۱۳۹۴-۹۵ 2015-2016
گچساران Gachsaran	503.7	420.6	390.1
ایلام Ilam	396.1	325.8	737.8
خرم آباد Khoramabad	363.6	294.1	743.4

$$S_i^{(3)} = \frac{\sum_{j=1}^n (r_{ij} - \bar{r}_i)^2}{\bar{r}_i}$$

ماهیت پایداری آماری $S_i^{(6)}$ ، نیز همانند $S_i^{(3)}$ است، ولی چگونگی محاسبه آن متفاوت است و با رابطه زیر برآورد می شود (Huhn & Leon, ۱۹۹۵):

$$S_i^{(6)} = \frac{\sum_{j=1}^n |r_{ij} - \bar{r}_i|}{\bar{r}_i}$$

معیار ناپارامتر دیگر، معیار برتری است که در آن رتبه بندی بر پایه عملکرد ژنوتیپ ها در هر مکان انجام می شود و بر پایه درصد قرارگیری ژنوتیپ ها در رتبه های بالا، متوسط و پایین، معیارهای Top، Mid و Low توصیف می شوند (Fox et al., 1990). هر چه میزان آماره Top یک ژنوتیپ بیشتر باشد، آن ژنوتیپ پایدارتر است.

معیار مجموع رتبه کنگ یک معیار ناپارامتری دیگر است که برای محاسبه آن، رتبه ژنوتیپ ها از نظر میانگین عملکرد و واریانس پایداری شوکلا را با هم جمع می کنند و به آن مجموع رتبه می گویند (Kang, 1988). مقدار پایین این

از روش های پارامتری پایداری شامل واریانس محیطی رومر (Roemer, ۱۹۱۷)، ضریب تغییرات محیطی فرانسیس و کاننبرگ (Francis & Kannenberg, 1978)، شاخص پایداری اکووالانس ریک (Wricke, ۱۹۶۲)، واریانس پایداری شوکلا (Shukla, ۱۹۷۲)، آماره پلاستد (Plaisted, ۱۹۶۰)، آماره پلاستد و پترسون (Plaisted & Peterson, ۱۹۵۹) و شاخص برتری (PI) لین و بینز (Lin & Binns, ۱۹۸۸) و همچنین با برخی از روش های ناپارامتری برآورد شد که در زیر روابط آنها نشان داده شده اند.

از شاخص های ناپارامتری، معیار واریانس رتبه $S_i^{(2)}$ ، با فرمول زیر انحراف استاندارد را برای رتبه های یک ژنوتیپ در محیط های آزمایش برآورد می کند (Nassar & Huhn, 1987):

$$S_i^{(2)} = \sum_{j=1}^n (r_{ij} - \bar{r}_i)^2 / (n-1)$$

معیار رتبه $S_i^{(3)}$ که دارای ماهیت نسبت است و علاوه بر پایداری، عملکرد ژنوتیپ ها را نیز می رساند. به عبارت دیگر، انتخاب بر پایه این پارامتر موجب انتخاب ارقام پایدار با عملکرد بالا می شود (Nassar & Huhn, 1987):

تجزیه‌های بیشتر در آن پی برد. میانگین عملکرد محیط‌ها نشان داد که محیط‌های گچساران در سه سال آزمایش و خرم‌آباد و ایلام سال سوم، دارای میانگین عملکرد بالاتر از میانگین کل بود. بیشترین عملکرد در خرم‌آباد سال سوم و در پی آن گچساران سال دوم بدست آمد. از دلایل افزایش عملکرد دانه در سال دوم گچساران، بارندگی نسبتاً خوب فصل بهار است که موجب خنک شدن هوا در اواخر فصل رشد و در نتیجه طولانی‌تر شدن دوره پرشدن دانه و وزن صد دانه بالاتر شد. عملکرد بالا در سال سوم خرم‌آباد می‌تواند ناشی از افزایش بارندگی در مقایسه با میانگین بلندمدت، پراکنش بارندگی مناسب بارندگی فصلی و همچنین تعداد کمتر روزهای یخبندان در طول دروه آزمایش باشد. کمترین عملکرد در سال اول ایلام دیده شد، که می‌تواند ناشی از کاهش شدید میزان کل بارندگی و همچنین توزیع بسیار نامناسب بارندگی فصلی باشد، به طوری که در زمان کاشت و همچنین در مرحله گلدهی عدس، بارندگی بسیار ناچیز بود و بر روی عملکرد تمام ژنوتیپ‌ها تأثیر کاهنده زیادی گذاشت.

پیش از انجام تجزیه مرکب، آزمون بار تلت برای ارزیابی یکنواختی واریانس خطاهای آزمایشی انجام گردید و نتایج گویای یکنواختی واریانس خطاهای آزمایشی بود ($\chi^2=9.5$, P-value=0.33) و بنابراین داده‌های هیچ محیطی حذف نشد و تجزیه مرکب برای همه محیط‌ها انجام شد. نتایج تجزیه واریانس مرکب داده‌ها نشان داد که اثرات محیطی (مکان، سال و مکان در سال) و برهمکنش‌های ژنوتیپ \times مکان و ژنوتیپ

آماره بیانگر پایداری خوب و شایستگی بیشتر ژنوتیپ‌ها است.

تمام تجزیه‌ها با استفاده از بسته Agricola (Mendiburu, 2019) در نرم‌افزار R انجام شدند.

نتایج و بحث

تجزیه واریانس

تجزیه واریانس ساده ژنوتیپ‌ها در هر کدام از محیط‌ها (ترکیب سال در مکان) نشان داد که اثر ژنوتیپ در پنج محیط از نه محیط (گچساران سال اول، گچساران سال دوم، گچساران سال سوم، خرم‌آباد سال دوم، ایلام سال اول و ایلام سال سوم) معنی‌دار بود. معنی‌دار بودن اثر ژنوتیپ، نشان‌دهنده تفاوت ژنوتیپ‌ها از نظر عملکرد دانه در این محیط‌ها است. در محیط اول (گچساران سال اول)، ژنوتیپ ۱؛ محیط دوم (گچساران سال دوم)، ژنوتیپ ۱۶؛ محیط سوم (گچساران سال سوم)، ژنوتیپ ۱۲؛ محیط چهارم (خرم‌آباد سال اول)، ژنوتیپ ۱۳؛ محیط‌های پنجم و ششم (خرم‌آباد سال‌های دوم و سوم)، ژنوتیپ ۵؛ محیط‌های هفتم و نهم (ایلام سال‌های اول و سوم)، ژنوتیپ ۱۵ و در محیط هشتم (ایلام سال دوم)، ژنوتیپ ۷ بالاترین عملکرد دانه را داشت (جدول ۴). همچنین از این جدول چنین بر می‌آید، که در هر سه سال انجام آزمایش، لاین ۵ در خرم‌آباد و لاین ۱۲ در گچساران عملکرد بالایی داشتند، بنابراین، لاین‌های شماره ۵ و ۱۲ به ترتیب سازگاری خصوصی به مکان‌های خرم‌آباد و گچساران دارند و بهترین رقم برای آن مناطق خواهند بود. از روی این جدول مقایسه میانگین‌ها می‌توان به تنوع بین ژنوتیپ‌ها و در نتیجه امکان انجام

جدول ۴- میانگین عملکرد ژنوتیپ های عدس در هر یک از محیط های آزمایشی

Table 4. Mean yield of lentil genotypes in each of the experimental environments

ژنوتیپ Genotype	گچساران سال			خرم آباد سال اول			خرم آباد سال دوم			خرم آباد سال سوم			ایلام سال		
	اول 1 th year	دوم 2 th year	سوم 3 th year	خرم آباد سال اول 1 th year	خرم آباد سال دوم 2 th year	خرم آباد سال سوم 3 th year	ایلام سال 1 th year	ایلام سال دوم 2 th year	ایلام سال سوم 3 th year	ایلام سال اول 1 th year	ایلام سال دوم 2 th year	ایلام سال سوم 3 th year	ایلام سال اول 1 th year	ایلام سال دوم 2 th year	ایلام سال سوم 3 th year
G1	2273.33	1993.00	1617.67	791.67	1083.33	2483.33	861.67	832.00	1910.00	861.67	832.00	1910.00	861.67	832.00	1910.00
G2	1777.67	2137.67	1747.00	1275.00	1050.00	2733.33	1093.33	1169.33	1325.33	1093.33	1169.33	1325.33	1093.33	1169.33	1325.33
G3	1754.33	1904.67	1506.67	1166.67	1058.33	2241.67	1213.33	947.00	1731.33	1213.33	947.00	1731.33	1213.33	947.00	1731.33
G4	1642.33	2092.33	1680.00	1125.00	1375.00	2450.00	773.33	900.00	1375.33	773.33	900.00	1375.33	773.33	900.00	1375.33
G5	1689.00	1658.33	1692.67	1508.33	1925.00	3216.67	826.67	949.33	1116.67	826.67	949.33	1116.67	826.67	949.33	1116.67
G6	1716.33	2159.67	1705.00	1158.33	1491.67	2058.33	660.00	1062.67	1409.33	660.00	1062.67	1409.33	660.00	1062.67	1409.33
G7	1643.33	2043.67	1375.00	1316.67	1433.33	2475.00	920.00	1245.33	1345.33	920.00	1245.33	1345.33	920.00	1245.33	1345.33
G8	2176.67	1796.67	1795.00	1316.67	1841.67	2808.33	743.33	822.67	1780.67	743.33	822.67	1780.67	743.33	822.67	1780.67
G9	2013.50	1982.00	1655.67	1128.00	1123.00	2858.33	670.00	1015.25	1434.00	670.00	1015.25	1434.00	670.00	1015.25	1434.00
G10	1810.67	1954.00	1257.67	1216.67	1000.00	2683.33	720.00	937.00	1796.67	720.00	937.00	1796.67	720.00	937.00	1796.67
G11	1958.33	1972.67	1924.67	1383.33	1498.33	2966.67	800.00	792.67	1309.33	800.00	792.67	1309.33	800.00	792.67	1309.33
G12	2140.67	2085.33	1995.33	1350.00	1283.33	2358.33	686.67	950.33	1780.67	686.67	950.33	1780.67	686.67	950.33	1780.67
G13	1481.00	2057.00	1784.33	1608.33	1075.00	2441.67	953.33	1132.67	926.67	953.33	1132.67	926.67	953.33	1132.67	926.67
G14	1651.00	2403.33	1863.67	1353.33	1108.33	2766.67	720.00	1002.67	1164.67	720.00	1002.67	1164.67	720.00	1002.67	1164.67
G15	1891.67	2041.00	1636.00	1148.67	1033.33	2425.00	1313.33	1113.67	2626.00	1313.33	1113.67	2626.00	1313.33	1113.67	2626.00
G16	1979.00	2536.00	1298.33	1341.67	1075.00	3075.00	1260.00	1061.00	1895.33	1260.00	1061.00	1895.33	1260.00	1061.00	1895.33
G17	1909.00	2064.33	1687.33	908.33	708.33	1833.33	1200.00	666.00	2119.33	1200.00	666.00	2119.33	1200.00	666.00	2119.33
G18	1871.33	1983.67	1601.00	1125.00	818.33	2600.00	796.67	1046.33	1998.00	796.67	1046.33	1998.00	796.67	1046.33	1998.00
mean	1854.40	2048.07	1656.83	1234.54	1221.19	2581.94	900.65	980.33	1613.59	900.65	980.33	1613.59	900.65	980.33	1613.59
LSD 5%	282	206.7	372	576	469	773	201	296	631	201	296	631	201	296	631

SD 5%: حداقل اختلاف معنی دار در سطح احتمال ۵ درصد

LSD 5%: Least significant differences at 5% probability level

× سال × مکان، در سطح احتمال ۱٪ معنی دار بودند (جدول ۵).

معنی دار بودن برهمکنش ژنوتیپ در محیط نشان دهنده این است که عملکرد ژنوتیپ ها از محیطی به محیط دیگر تفاوت دارد و بنابراین

گزیش ژنوتیپ ها فقط بر پایه عملکرد مناسب نیست و نیاز به معرفی ژنوتیپ (ها)ی پایدار به تمام محیط های آزمایشی و در صورت نبود چنین ژنوتیپی، معرفی ژنوتیپ (ها)ی سازگار به هر کدام از محیط های مورد مطالعه است. همچون نتایج این پژوهش، گزارش هایی

جدول ۵- تجزیه واریانس مرکب عملکرد دانه ژنوتیپ‌های عدس در سه منطقه به مدت سه سال

Table 5. Combined analysis of variance on seed yield for lentil genotypes in three trial areas during three years

منابع تغییرات S.O.V.	درجه آزادی Df	مجموع مربعات SS	میانگین مربعات MS	F محاسبه شده Calculated F
مکان Location	2	41202853.61	20601426.80	51.49**
سال Year	2	36564768.08	18282384.04	27.49**
سال × مکان Location × Year	4	49992886.35	12498221.59	42.7**
بلوک (سال × مکان) Block (Location × Year)	18	5266120.67	292562.26	-
ژنوتیپ Genotype	17	2839648.71	167038.16	0.74ns
ژنوتیپ × مکان Genotype × Location	34	12620710.61	371197.37	1.95**
ژنوتیپ × سال Genotype × Year	34	3717709.48	109344.40	0.58 ^{ns}
ژنوتیپ × سال × مکان Genotype × Year × Location	68	12920817.42	190012.02	2.00**
خطا Error	306	29084257.3	95046.6	-
کل Total	485	194209772.3	-	-

* و **: به ترتیب معنی‌دار در سطح احتمال ۵ و ۱ درصد؛ ns: غیر معنی‌دار

* and **: Significant at 5% and 1% probability level, respectively; ns: non-significant

دیگری نیز مبنی بر اثر معنی‌دار محیط، ژنوتیپ و برهمکنش ژنوتیپ در محیط در عدس ارائه شده‌اند (Biçer & Şakar, 2006; Karimizadeh *et al.*, 2008; Sabaghnia *et al.*, 2008; Biçer *et al.*, 2018). بنابراین با توجه به معنی‌دار بودن برهمکنش ژنوتیپ در محیط، نیاز به ارزیابی پایداری ژنوتیپ‌های مورد مطالعه با روش‌های تجزیه پایداری است که نتایج آن در پی می‌آید.

تجزیه پایداری پارامتری تک‌متغیره

بررسی میانگین عملکرد دانه ژنوتیپ‌ها نشان داد که از ۱۸ ژنوتیپ مطالعه شده، هفت ژنوتیپ دارای عملکردی بالاتر از میانگین عملکرد ژنوتیپ‌ها در تمام محیط‌ها (۱۵۶۶/۳۹ کیلوگرم در هکتار) بودند، به طوری که بیشترین عملکرد دانه در ژنوتیپ‌های ۱۵ و ۱۶ و در پی آن ژنوتیپ‌های ۸، ۱۲، ۱۱، ۵ و ۲ دیده شد (جدول ۶).

ژنوتیپ‌های ۳، ۷، ۶ و ۱۳ با کمترین مقادیر واریانس محیطی (S_i^2) و میانگین عملکردی

مجموع مربعات اثر اصلی ژنوتیپ، مجموع اثرات محیطی (مکان، سال و مکان در سال) و مجموع برهمکنش‌های ژنوتیپ در محیط به ترتیب ۱/۴۶، ۶۵/۸ و ۱۵/۱ درصد از مجموع مربعات کل را به خود اختصاص دادند که نشان می‌دهد، منشأ تغییرات مشاهده شده بیشتر ناشی از اثر محیط و برهمکنش ژنوتیپ در محیط است و نقش ژنوتیپ چندان قابل توجه نیست. در تطابق با تحقیق حاضر، در پژوهشی دیگر، سهم محیط، ژنوتیپ و برهمکنش ژنوتیپ در محیط در مجموع مربعات کل به ترتیب ۸۹، ۲ و ۸/۶ درصد بود (Karimizadeh

می داند که در طول سال های مورد آزمایش نوسان کمتری داشته باشد، بر این اساس ژنوتیپ های ۱۶، ۸، ۱۵، ۱۲ و ۱۱ پایدارترین ژنوتیپ ها بودند، که میانگین عملکرد دانه ای آنها از رقم شاهد گچساران بیشتر بود (جدول ۶). همانند پژوهش حاضر، از روش های پارامتری مختلفی برای تجزیه پایداری ژنوتیپ های عدس استفاده شد و واریانس پایداری شوکلا روش مناسبی تشخیص داده شد (Sabaghnia et al., 2006). همچنین پژوهشگران دیگری نیز برای ارزیابی پایداری ژنوتیپ های عدس، از روش های پارامتری مبتنی بر تجزیه رگرسیون و تجزیه واریانس استفاده کردند و ژنوتیپ های پایدار را شناسایی کردند (Biçer & Şakar, 2006; Sabaghnia et al., 2008; Azizi Chakherchaman et al., 2008).

تجزیه ناپارامتری پایداری عملکرد دانه

سه آماره پایداری ناپارامتری بیان شده به وسیله نصار و هان (Nassar & Huhn, 1987) و هان (Huhn, 1979) برای هر ژنوتیپ محاسبه شدند (جدول ۷). نتایج بدست آمده از این آماره های ناپارامتری نشان داد که ژنوتیپ های ۴، ۲، ۳، ۱۰ و ۹ دارای کمترین مقادیر $S_i^{(2)}$ بودند و پایدارترین ژنوتیپ ها در این روش بودند. در این روش، ژنوتیپ های دارای مقادیر $S_i^{(1)}$ کمتر از میانگین $(E = 29(S2/6))$ در گروه ارقام پایدار و ژنوتیپ های دارای مقادیر بیشتر امید ریاضی $S_i^{(2)}$ ، در گروه ژنوتیپ های ناپایدار قرار می گیرند (Nassar & Huhn, 1987). درباره $S_i^{(3)}$ نیز برای ارزیابی پایداری ژنوتیپ ها از چنین رویه ای بهره گرفته می شود و ژنوتیپ های دارای مقادیر کمتر از میانگین $S_i^{(3)}$ (۲۴/۲) در

در حد شاهد گچساران به عنوان پایدارترین ژنوتیپ ها برگزیده شدند. از نظر ضریب تغییرات محیطی (CV_i)، ژنوتیپ های ۳، ۷، ۶ و ۱۵ با کمترین مقادیر و میانگین عملکردی برابر یا بالاتر از رقم شاهد گچساران، پایدارترین ژنوتیپ ها بودند. در روش پلاستد و پترسون (Plaisted & Peterson, ۱۹۵۹)، ژنوتیپ های ۴، ۹، ۲، ۱۰ و ۳ به علت داشتن کمترین مقادیر θ_i ، سهم کمتری در برهمکنش ژنوتیپ در محیط داشتند و پایدارترین ژنوتیپ ها در این روش بودند. در روش پلاستد (Plaisted, ۱۹۶۰)، ژنوتیپ های ۴، ۹، ۲، ۱۰ و ۳ به علت بزرگ بودن واریانس برهمکنش باقیمانده $\theta_{(i)}$ ، سهم کمتری در برهمکنش ژنوتیپ در محیط داشتند و به عنوان پایدارترین ژنوتیپ ها در این روش انتخاب شدند. در روش های اکووالانس ریک (W_i^2) (Wricke, ۱۹۶۲) و واریانس شوکلا (σ_i^2) (Shukla, ۱۹۷۲)، ژنوتیپ های ۴، ۹، ۲، ۱۰، ۳ و ۱۲ به عنوان ژنوتیپ های پایدار معرفی شدند که نشان دهنده کمتر بودن مقادیر اکووالانس و واریانس برهمکنش در این ژنوتیپ ها است (جدول ۶). در پژوهشی دیگر نیز، با ارزیابی ژنوتیپ های عدس با روش اکووالانس، یک ژنوتیپ به عنوان ژنوتیپ پایدار شناسایی شد (Karimizadeh & Mohammadi, 2011). از روش های ضریب رگرسیون، انحراف از رگرسیون، ضریب تنوع و اکووالانس ریک نیز برای ارزیابی پایداری ژنوتیپ های عدس استفاده شده است (Biçer et al., 2018).

شاخص برتری (PI) که توسط لین و بینز (Lin & Binns, ۱۹۸۸) معرفی شد، وارسته ای را پایدار

جدول ۶- آماره‌های پارامتری پایداری عملکرد دانه ذرتیپ‌های عدس در سه سال
Table 6. Parametric stability statistics for seed yield of lentil genotypes during 3 years

ژنوتیپ Genotype	میانگین Seed yield (kg ha ⁻¹)	شاخص مقاومت Desirability index PI	پترسون Plaited and Peterson's statistic $\theta_{(i)}$	آماره پلاستد و آماره پلاستد Plaited's statistic θ_i	واریانس پایداری شوکلا Shukla stability variance σ_i^2	اکو و لانس ریگ Wricke ecovariance W_i^2	ضریب تغییرات مجمعی Coefficient of variation CV _i	واریانس محیطی Environmental Variance S_i^2
G1	1538	179843.33	71936.92	69866.52	67796.12	513975.48	43.01	438001.28
G2	1590	184582.22	74343.18	50616.43	26889.68	223085.22	35.52	319005.69
G3	1503	205682.78	73913.05	54057.51	34201.98	275083.79	29.07	190860.25
G4	1490	210790.33	75132.15	44304.68	13477.20	127707.61	36.48	295633.94
G5	1620	211890.94	64745.22	127400.10	190054.97	1383371.1	43.63	499951.25
G6	1491	233867.61	72531.54	65109.56	57687.58	442092.50	32.30	232103.69
G7	1533	205337.94	73575.45	56758.26	39941.07	315895.08	30.38	217032.75
G8	1676	115066.50	71178.15	75936.68	80695.21	605702.32	38.47	415848.36
G9	1554	183065.56	74600.92	48554.56	22508.20	191928.02	42.07	427301.03
G10	1486	195708.50	74195.47	51798.09	29400.70	240941.38	41.90	387859.50
G11	1623	162147.28	72486.15	65472.66	58459.16	447579.33	41.73	458713.94
G12	1626	146131.11	73615.06	56441.41	39267.76	311107.13	35.76	338054.53
G13	1496	291838.67	69705.62	87716.90	105728.2	783714.58	35.32	279121.03
G14	1559	216749.00	72037.70	69060.29	66082.87	501792.38	43.53	460902.25
G15	1692	120561.11	66779.62	111124.94	155470.27	1137436.2	34.85	347824.25
G16	1725	108705.06	70863.36	78454.98	86046.59	643756.58	40.91	497784.28
G17	1455	274541.56	65690.60	119837.05	173983.49	1269085.65	40.36	344920.61
G18	1538	175622.89	73393.59	58213.17	43032.74	337880.33	40.69	391666.44

PI (Hernandez *et al.*, 1993); $\theta_{(i)}$ (Plaited and Peterson, 1959); θ_i (Plaited, 1960); σ_i^2 (Shukla, 1972); W_i^2 (Wricke, 1962); CV_i (Francis and Kannenberg, 1978); S_i^2 (Roemer, 1917)

گروه ژنوتیپ‌های پایدار و ژنوتیپ‌های دارای مقادیر بالاتر از آن در گروه ژنوتیپ‌های ناپایدار جای می‌گیرند. بر پایه این شاخص ژنوتیپ‌های ۱، ۲، ۳، ۴، ۶، ۷، ۹، ۱۰ و ۱۸ پایدار بودند و سایر ژنوتیپ‌ها ناپایدار بودند. بر پایه آماره $S_i^{(6)}$ ، ژنوتیپ‌های ۳، ۴، ۱۰، ۹، ۱، ۷، ۲ و ۶ با مقادیر پایین‌تر از میانگین $S_i^{(6)}$ (۴/۱۱)، پایدارترین ژنوتیپ‌ها بودند و ژنوتیپ‌های دیگر ناپایدار بودند (جدول ۷). پژوهشگران دیگری نیز از روش‌های ناپارامتری پایداری در لاین‌های

پیشرفته عدس دیم استفاده کردند و روش‌های نصار و هان (Nassar & Huhn, 1987) را با توجه به کاربرد آسان آن‌ها، به‌عنوان روش‌های مناسبی برای تعیین پایداری ژنوتیپ‌ها معرفی کردند (Karimizadeh & Mohammadi ۲۰۱۱); Sabaghnia *et al.*, 2006; Karimizadeh *et al.*, 2008.

شاخص ناپارامتری فوکس و همکاران (Fox *et al.*, 1990)، دارای ۳ پارامتر MID، TOP و LOW است. این شاخص، ژنوتیپ‌ها را

جدول ۷- آمارهای پایداری ناپایداری عملکرد دانه ژنوتیپ‌های عدس

ژنوتیپ Genotype	میانگین عملکرد دانه Seed yield (kg ha ⁻¹)	یک سوم پایین ژنوتیپ‌ها LOW third of genotypes LOW	یک سوم متوسط ژنوتیپ‌ها MID third of genotypes MID	یک سوم بالای ژنوتیپ‌ها TOP third of genotypes TOP	مجموع رتبه R-Sum	پارامتر ششم هان و لئون Huhn and Leon sixth parameter $S_i^{(6)}$	پارامتر سوم نصار و هان Nassar and Huehn third parameter $S_i^{(3)}$	پارامتر دوم نصار و هان Nassar and Huehn second parameter $S_i^{(2)}$
G1	1538	33	44	22	22	3.4725	22.044	27.750
G2	1590	22	33	44	10	4.0000	18.500	15.944
G3	1503	44	44	11	18	2.1308	11.177	16.444
G4	1490	33	44	22	17	2.3478	11.130	9.750
G5	1620	33	33	33	24	5.3333	39.111	50.500
G6	1491	33	33	33	24	4.0439	23.428	24.777
G7	1533	33	44	22	19	3.7894	21.263	29.500
G8	1676	33	22	44	16	5.1891	32.479	35.027
G9	1554	22	44	33	11	3.1294	14.000	18.777
G10	1486	56	33	11	21	2.4615	10.389	15.444
G11	1623	33	11	56	15	6.0000	36.250	32.194
G12	1626	22	33	44	10	4.5734	27.972	35.000
G13	1496	33	22	44	29	5.0419	33.365	39.694
G14	1559	33	22	44	19	4.5605	26.777	37.750
G15	1692	33	33	33	18	4.7692	27.692	33.777
G16	1725	11	22	67	15	5.5135	34.702	33.611
G17	1455	44	33	22	35	4.7800	31.400	56.527
G18	1538	44	44	11	19	2.7638	13.587	19.694

LOW, MID and TOP (Fox *et al.*, 1990); R-Sum (Kang, 1988); $S_i^{(2)}$, $S_i^{(3)}$, $S_i^{(6)}$ (Nassar & Huhn, 1987); $S_i^{(3)}$ (Huhn & Leon, 1995)

بر اساس پایداری و میزان عملکرد در سه گروه با رتبه‌بندی بالا، متوسط و پایین قرار می‌دهد. هرچه مقدار پارامتر TOP یک ژنوتیپ بیشتر باشد، میزان پایداری و شایستگی آن نیز بیشتر خواهد بود. بر این اساس، ژنوتیپ‌های ۱۶ و ۱۱ به ترتیب با میزان ۶۷ و ۵۶ درصد TOP، به عنوان شایسته‌ترین ژنوتیپ‌ها بودند. ژنوتیپ‌های ۲، ۸، ۱۲، ۱۳ و ۱۴ نیز با دارا بودن ۴۴ درصد TOP، در رده بعدی ژنوتیپ‌های پایدار جای گرفتند (جدول ۷). نامطلوب‌ترین و در واقع

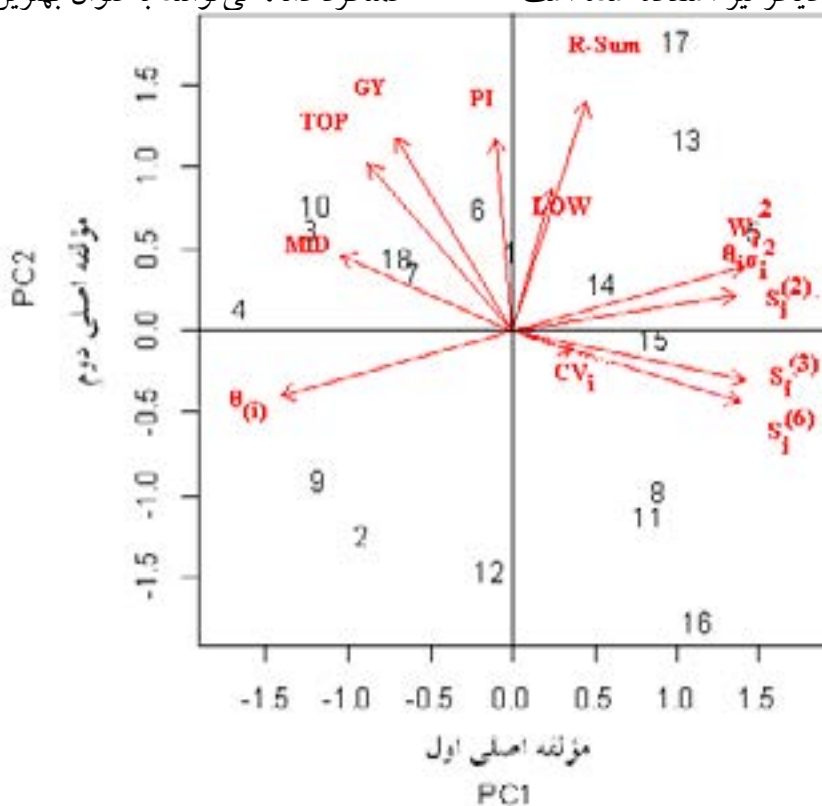
ناپایدارترین ژنوتیپ در این روش با اختصاص میزان پایین شاخص (11 TOP درصد)، ژنوتیپ ۱۰ بود که دارای متوسط عملکرد پایینی نیز بود. هر اندازه میزان شاخص‌های LOW و MID در ژنوتیپی بیشتر باشد، آن ژنوتیپ پایدارتر خواهد بود. کمترین میزان شاخص LOW در ژنوتیپ‌های ۱۶ (۱۱ درصد)، ۹ و ۲ (۲۲ درصد) و شاخص MID در ژنوتیپ‌های ۱۱ (۱۱ درصد)، ۸، ۱۳، ۱۴ و ۱۶ (۲۲ درصد) دیده شد. در مجموع، ژنوتیپی که بیشترین میزان شاخص

(Sabaghnia et al., 2006).

روابط بین پارامترهای مختلف پایداری

برای ارزیابی روابط بین شاخص‌ها می‌توان از روش‌های چندمتغیره همچون تجزیه مؤلفه‌های اصلی بر روی ماتریس همبستگی بهره گرفت (Kang & Pham, 1991). بنابراین، تجزیه مؤلفه‌های اصلی برای ارزیابی ارتباط بین شاخص‌ها انجام پذیرفت و نتایج نشان داد که دو مؤلفه اصلی نخست به ترتیب ۵۲ و ۲۴ درصد از تغییرات را توجیه می‌کرد و نمودار بای‌پلات بر پایه این دو شاخص کشیده شد. عملکرد دانه به همراه MID، TOP و شاخص مطلوبیت (PI) در یک چارک از این بای‌پلات قرار داشتند. از آنجا که شاخص‌های قرار گرفته در نزدیک عملکرد دانه، می‌توانند به‌عنوان بهترین شاخص

TOP و کمترین میزان شاخص‌های LOW و MID را داشته باشد، پایدارتر از ژنوتیپ‌های دیگر است. بر این اساس، ژنوتیپ‌های ۱۶ و ۱۱ پایدارترین ژنوتیپ‌ها بودند. مجموع رتبه بدست آمده از میانگین عملکرد ژنوتیپ‌ها و رتبه ژنوتیپ‌ها در روش واریانس پایداری شوکلا، آماره‌ای به نام مجموع رتبه‌ی کنگ (R-Sum) را پدید می‌آورد (Kang, 1988)، که بر پایه آن، ژنوتیپ‌های ۱۲، ۲، ۹، ۱۶، ۱۱، ۸، ۴ و ۳ پایدارترین ژنوتیپ‌ها بودند، در حالی که ژنوتیپ‌های با بیشترین مجموع رتبه (۱۷، ۱۳، ۵ و ۶)، ناپایدارترین ژنوتیپ‌ها بودند (جدول ۷). همچون پژوهش حاضر، از روش میانگین رتبه برای شناسایی ژنوتیپ‌های پایدار عدس در پژوهشی دیگر نیز استفاده شده است



شکل ۱) بای‌پلات شاخص‌ها و پراکنش ژنوتیپ‌ها بر مبنای مؤلفه‌های اصلی اول و دوم

Figure 1. Biplot of the indices and distribution of the genotypes based on the first and second principal components 7- 605.

برای شناسایی ژنوتیپ‌های برتر از نظر عملکرد دانه و پایداری به کار گرفته شوند، این سه شاخص، شاخص‌های مناسبی برای شناسایی ژنوتیپ‌های پایدار تشخیص داده شدند و بر پایه آنها، ژنوتیپ‌های ۱۶ و ۱۱ پایدارتر از ژنوتیپ‌های دیگر بودند و بنابراین، می‌توان با اطمینان بیشتری به این انتخاب نگرست. از آنجا که ژنوتیپ با بهترین عملکرد و پایدارتر رتبه ۱ (کمترین عدد) را گرفته است، جایگاه این ژنوتیپ‌های برتر در نقطه مقابل شاخص‌ها قرار گرفته‌اند، بنابراین، این بای‌پلات هم پایداری و عملکرد بالاتر ژنوتیپ‌های ۸، ۱۱ و ۱۶ را نشان می‌دهد. همچنین این شاخص‌ها با توجه به همبستگی بالا با عملکرد دانه، مفهوم پویای پایداری را نشان می‌دهند (Kang & Pham, 1991).

نتیجه‌گیری

در این پژوهش، پس از ارزیابی‌های اولیه همچون تجزیه واریانس ژنوتیپ‌ها در هر کدام از محیط‌ها، آزمون بارتلت و تجزیه مرکب داده‌ها، پایداری ژنوتیپ‌ها با چندین روش بررسی شد. ژنوتیپ‌های ۱۵، ۱۶، ۸، ۱۲، ۱۱، ۵ و ۲ دارای عملکردی بالاتر از متوسط عملکرد ژنوتیپ‌ها در تمام محیط‌ها بودند. بر پایه واریانس محیطی، ژنوتیپ‌های ۳، ۷، ۶ و ۱۳ و بر اساس ضریب تغییرات محیطی، ژنوتیپ‌های ۳، ۷، ۶ و ۱۵ پایدار شناسایی شدند. دو روش پلاستد و پلاستد و پترسون ژنوتیپ‌های ۴، ۹، ۲، ۱۰ و ۳ را به عنوان ژنوتیپ‌های پایدار شناساندند. روش‌های اکووالانس ریک و واریانس شوکلا نیز ژنوتیپ‌های ۴، ۹، ۲، ۱۰، ۳ و ۱۲ را به عنوان

ژنوتیپ‌های پایدار معرفی کردند. شاخص برتری لین و بینز ژنوتیپ‌های ۱۶، ۸، ۱۵، ۱۲ و ۱۱ را پایدارترین ژنوتیپ‌ها شناسایی کردند. ژنوتیپ‌های ۴، ۲، ۳، ۱۰ و ۹ بر اساس شاخص ناپارامتری $D_i^{(2)}$ پایدارترین ژنوتیپ‌ها بودند. بر پایه شاخص $D_i^{(3)}$ ، ژنوتیپ‌های ۱، ۲، ۳، ۴، ۶، ۷، ۹، ۱۰ و ۱۸ و بر پایه آماره $D_i^{(6)}$ ، ژنوتیپ‌های ۴، ۳، ۹، ۱۰، ۱، ۷، ۲ و ۶ پایدار بودند. بر اساس شاخص ناپارامتری فوکس و همکاران ژنوتیپ‌های ۱۶، ۱۱، ۲، ۸، ۱۲، ۱۳ و ۱۴ ژنوتیپ‌های پایدار بودند. بر پایه مجموع رتبه‌ی کنگ نیز ژنوتیپ‌های ۱۲، ۲، ۹، ۱۶، ۱۱، ۸، ۴ و ۳ پایدارتر بودند. با وجود آنکه ژنوتیپ‌های ۳، ۴، ۶ و ۱۰ در بسیاری از روش‌ها پایدار بودند، اما با توجه به عملکرد پایین‌تر آنها نسبت به میانگین عملکرد کل و دو شاهد نمی‌توانند به عنوان ژنوتیپ‌های مطلوب برگزیده شوند. در مجموع، ژنوتیپ‌های ۲، ۵، ۸، ۱۱، ۱۲، ۱۳، ۱۵ و ۱۶ دارای میانگین عملکرد بالاتر یا برابر با عملکرد دانه‌ی شاهد گچساران و همچنین پایدار بودند. تجزیه مؤلفه‌های اصلی نشان داد که عملکرد دانه بالاترین همبستگی را با MID، TOP و شاخص مطلوبیت (PI) داشت و بنابراین، این سه شاخص می‌توانند به عنوان بهترین شاخص برای شناسایی ژنوتیپ‌های برتر از نظر عملکرد دانه و پایداری به کار گرفته شوند. ژنوتیپ‌های ۱۶ و ۱۱ پایدارترین ژنوتیپ‌ها از نظر این شاخص‌ها بودند و همچنین عملکرد دانه بالایی نیز داشتند و می‌توانند نامزد معرفی ارقام جدید باشند.

References

- Azizi Chakherchaman, S.H., Mostafaei, H., Hassanpanah, D., Yarnia, M., and Zeinalzadeh Tabrizi, H. 2008. Evaluation of grain yield stability of lentil cultivars under Ardabil rainfed conditions. *Journal of Agricultural Sciences*, 2(6): 1-10 (In Persian with English Summary).
- Bagheri, A., Goldani, M., and HassanZadeh, M. 1997. Agronomy and breeding lentils, translated Universal Jihad Publication of Mashhad, p. 248. (In Persian).
- Biçer, B.T., Kizilgeci, F., Albayrak, O., Akinci, C., and Yildirim, M. 2018. Stability Parameters in Lentil Genotypes. *El-Cezerî Journal of Science and Engineering*, 5(2): 287-291.
- Biçer, T., and Şarkar, D. 2006. Stability Parameters in Lentil. *Journal of Central European Agriculture*, 7(3): 439-444.
- Eberhart, S. A., and Russel, W. A. ۱۹۶۶. Stability parameters for comparing varieties, *Crop Science*, ۶: ۴۰-۳۶.
- Finlay, K.W., and Wilkinson, G. M. ۱۹۶۳. The analysis of adaptaion in the plant breeding programs. *Australian Journal of Agricultural Research*, ۱۴: ۷۴۵-۷۴۲.
- Fox, P.N., Skovmand, B., Thompson, B.K., and Braun, H.J. 1990. Yield and adaptation of hexaploid spring triticale. *Euphytica*, 47(1): 57-64.
- Francis, T.R., and Kannenberg, L.W. 1978. Yield stability studies in short-season maize. 1. A descriptive method for grouping genotypes. *Canadian Journal of Plant Science*, 58: 1029-1034.
- Gauch, H.G., and Zobel, R.W. 1997. Identifying mega-environments and targeting genotypes. *Crop Science*, 37(1): 311-326. doi:10.2135/cropsci1997.0011183X003700020002x.
- Huhn, M. ۱۹۷۹. Beitrage zur Erfassung der phanotypischen stabilitat. I. Vorschlag einiger auf Ranginformationnen beruhenden stabilitat sparameter. *EDV in Medizin und Biologie*, ۱۰: ۱۱۷-۱۱۲. (in German with English Summary).
- Huhn, M., and Leon, J. ۱۹۹۵. Nonparametric analysis of cultivar performance trials: experimental results and comparison of different procedures based on ranks. *Agronomy Journal*, -۸۷: ۶۲۷-۶۳۲.
- Huhn, M., and Nassar, R. ۱۹۸۹. On tests of significance for nonparametric measures of phenotypic stability. *Biometrics*, ۴۵: ۱۰۰۰-۹۹۷.
- Kang, M. S. 1988. A rank-sum method for selecting high yielding stable corn genotypes. *Cereal Research Communications*, 16: 113-115.

- Kang, M.S., and Pham, H.N. 1991. Simultaneous selection for high yielding and stable crop genotypes. *Agronomy Journal*, 83: 161-165.
- Karimizadeh, R., and Mohammadi, M. 2010. AMMI adjustment for rainfed lentil yield trials in IRAN. *Bulgarian Journal of Agricultural Science*, 16 (1): 66-73.
- Karimizadeh, R., and Mohammadi, M. 2011. Determining genotype \times environment interaction by parametric and nonparametric methods of phenotypic stability in lentil genotypes. *Modern Genetics Journal*, 6 (1): 75-86 (In Persian with English Summary).
- Karimizadeh, R., Safikhani, M., Mohammadi, M., Seyyedi, F., Mahmoodi, A., and Rostami, B. 2008. Determining rank and stability of lentil in rainfed condition by nonparametric statistics. *Journal of Science and Technology in Agriculture and Natural Resources*, 43 (1): 93-103 (In Persian with English Summary).
- Karimizadeh, R., Faraidi, Y., Mahmoudi, A.A., Mohammadi, M., and Sadeghzadeh Ahri, D. 2014. Evaluation of genotype \times environment interaction by AMMI method in lentil lines. The 5th Iranian Pulse Crops Conference, Karaj, Iran, 26 February (In Persian with English Summary).
- Lin, C.S., and Butler, G. 1990. Cluster analysis for analyzing two way classification data. *Agronomy Journal*, 82: 344-348.
- Lin, C.S., and Binns, M. R. 1988. A method of analysing cultivar \times location \times year experiments a new stability parameter. *Theoretical and Applied Genetics*, 76: 425-430.
- Mendiburu, F. 2019. Agricola tutorial. <http://tarwi.lamolina.edu.pe/~fmendiburu>.
- Nassar, R., and Huhn, M. 1987. Studies on estimation of phenotypic stability: Test of significance for non- parametric measures of phenotypic stability. *Biometrics*, 43: 45-53.
- Perkins, J.N., and Jinks, J.C. 1968. Environmental and genotype \times environmental components of variability. IV. Non-linear intraction for multiple inbred lines. *Heredity*, 23: 525-535.
- Plaisted, R.L. 1960. A shorter method for evaluating the ability of selections to yield consistently over locations. *American Potato Journal*, 37: 166-172.
- Plaisted, R.L., and Peterson, L.C. 1959. A technique for evaluating the ability of selections to yield consistently in different locations or seasons. *American Potato Journal*, 36: 381-385.
- Roemer, T. 1917. Sin die ertragsreichen sorten ertragssicherer. *DLG-Mitteilungen* 32: 87-89.
- Sabaghnia, N., Dehghani, H., and Sabaghpour, S. H. 2006. Nonparametric methods for interpreting genotype \times environment interaction of lentil genotypes. *Crop Science*, 46(3): 1100-1106.

- Sabaghnia, N., Dehghani, H., and Sabaghpour, S. H. 2008. Graphic analysis of genotype by environment interaction for lentil yield in Iran. *Agronomy Journal*, 100: 760-764.
- Sabaghpour, S.H., Safikhni, M., Sarker, A., Ghaffri, A., and Ketata, H. 2004. Present status and future prospects of lentil cultivation in Iran. Inproceeding of 5th European Coferance on Grain Legums, 7 to 11 June 2004, Dijon, France.
- Shukla, G.H. ۱۹۷۲. Some statistical aspects of partitioning genotype- environment components of variability. *Heredity*. ۲۹: ۲۴۵-۲۳۷.
- Wricke, G. ۱۹۶۲. Uber eine methode zur refassung der okologischen streubretite in feldversuchen. *Flazenzuecht*, ۴۷: ۹۶-۹۲.
- Yan, W., Hunt, L.A., Sheny, Q., and Szlavnic, Z. 2000. Cultivar evaluation and mega-environment investigation based on the GGE biplot. *Crop Science*, 40: 597- 605.

Evaluation of grain yield stability of rainfed lentil genotypes by parametric and non-parametric methods

Rahmatollah Karimizadeh¹, Payam Pezeshkpour², Amir Mirzaii³, Peyman Sharifi^{4*}

1. Assistant Professor, Dryland Agricultural Research Institute, Kohgiluyeh and Boyer-Ahmad Agricultural and Natural Resources Research and Education Center, Agricultural Research, Education and Extension Organization (AREEO), Gachsaran, Iran.
2. Assistant Professor, Lorestan Agricultural and Natural Resources Research and Education Center, Agricultural Research, Education and Extension Organization (AREEO), Khorram Abad, Iran.
3. Assistant Professor, Ilam Agricultural and Natural Resources Research and Education Center, Agricultural Research, Education and Extension Organization (AREEO), Ilam, Iran.
4. Associate Professor, Department of Agronomy and Plant Breeding, Rasht Branch, Islamic Azad University, Rasht, Iran. (Corresponding author)

Received: August 2020 Accepted: December 2021- DOI: 10.22092/aj.2022.351573.1500

Extended Abstract

Karimizadeh, Rahmatollah, Pezeshkpour, P., Mirzaii, A., Sharifi, A., Evaluation of grain yield stability of rainfed lentil genotypes by parametric and non-parametric methods
Applied Research in Field Crops Vol 34, No. 3, 2021 19-21: 140-155(in Persian)

Introduction

Lentil as a legume crop is one of the most important food crops in developing countries (Karimizadeh & Mohammadi, 2010). In most cases, the interaction between environment and genotype occurs, complicating selection for improved yield among genotypes (Sabaghpour *et al.*, 2004). A cultivar or genotype is considered to be more adaptive or stable if it has a high mean yield but a low degree of fluctuation in yielding ability when grown in diverse environments (Finlay & Wilkinson, 1963). The response of different genotypes in different environments and thus the evaluation of genotype interaction in the environment are of particular importance to researchers in plant genetics and breeding, which can help plant breeders to evaluate genotypes more accurately and select the best one. The purpose of this study was to identify and introduce superior genotypes in terms of yield and yield stability among the lines obtained from preliminary yield test.

Materials & Methods

Sixteen advanced lentil genotypes along with the control genotypes i.e. Kimia
Email address of the corresponding author: sharifi@iaurasht.ac.ir

and Gachsaran selected from the advanced yield trial of the 2012-13 cropping year were used as planting material in Gachsaran, Khorramabad and Ilam areas for three years (2013-2016) in a randomized complete block design with three replications. Analysis of variance was performed separately in each environment and then Bartlett test was used to evaluate the homogeneity of experimental errors. Then the combined analysis of variance was performed on seed yield. Stability analysis was performed using environmental variance (S^2_i), coefficient of variation (CV_i), Shukla's variance (s^2_i), Wruck equivalence (W_i), Plaisted statistic (θ_i), Plaisted and Peterson statistic ($\theta_{(i)}$) and superiority index (Pi) and nonparametric methods, $S_i^{(1)}$, $S_i^{(2)}$, $S_i^{(6)}$, TOP and mean of rank.

Results & Discussion

Simple analysis of variance showed genetic differences among the genotypes. The combined analysis of variance was performed after Bartlett test, which confirmed variance homogeneity of experimental errors ($\chi^2 = 9.5$; $P = 0.33$). The combined analysis of variance indicated the significant effects of genotype, year, location and interactions of year \times location, genotype \times location and genotype \times year \times location. The mean seed yield of genotypes showed that out of 18 studied genotypes, seven genotypes produced higher yields than the average yield of genotypes in the all environments ($1566.39 \text{ kg}\cdot\text{ha}^{-1}$), so that the highest seed yield was seen in the genotypes 15 and 16, followed by genotypes 8, 12, 11, 5 and 2. Based on environmental variance (S^2_i), the genotypes 3, 7, 6 and 13 and based on the coefficient of environmental variation (CV_i), the genotypes 3, 7, 6 and 15 were identified as stable genotypes. Plaisted and Plaisted and Peterson methods identified the genotypes 4, 9, 2, 10 and 3 as stable genotypes. Wruck equivalence and Shukla variance also introduced the genotypes 4, 9, 2, 10, 3 and 12 as stable genotypes. The Lin and Binns superiority index identified the genotypes 16, 8, 15, 12 and 11 as the most stable genotypes. The genotypes 4, 2, 3, 10 and 9 were the most stable genotypes based on $S_i^{(2)}$ nonparametric index. Based on the $S_i^{(3)}$ index, the genotypes 1, 2, 3, 4, 6, 7, 9, 10 and 18 and based on $S_i^{(6)}$ statistics, the genotypes 3, 4, 10, 9, 1, 7, 2 and 6 were stable genotypes. Based on Fox nonparametric index, the genotypes 16, 11, 2, 8, 12, 13 and 14 were stable genotypes. The genotypes 12,

2, 9, 16, 11, 8, 4 and 3 were more stable based on the total Kong rank. The principal component analysis to evaluate the relationship between seed yield and stability indices found that seed yield had the highest correlation with MID, TOP and PI. Therefore, these three indices can be used as the best indices to identify superior genotypes in terms of seed yield and stability.

Conclusion

In general, the genotypes 2, 5, 8, 11, 12, 13, 15 and 16 gave higher average yield or equal to Gachsaran control seed yield and were also stable. The genotype 16 and 11 were the most stable genotypes based on MID, TOP and PI and also had the highest seed yield and could be candidates to be released as new cultivars.

Keywords: Adaptation, Diversity, Genotype by environment interaction, Homogeneity of variance, Yield stability

References

- Finlay, K.W., and Wilkinson, G. M. ۱۹۶۳. The analysis of adaptaion in the plant breeding programs. *Australian Journal of Agricultural Research*, ۱۴: -۷۴۲ ۷۴۵.
- Karimizadeh, R., and Mohammadi., M. 2010. AMMI adjustment for rainfed lentil yield trials in IRAN. *Bulgarian Journal of Agricultural Science*, 16 (1): 66-73.
- Sabaghpour, S.H., Safikhni, M., Sarker, A., Ghaffri, A., and Ketata, H. 2004. Present status and future prospects of lentil cultivation in Iran. Inpruceeding of 5th European Coferance on Grain Legums, 7 to 11 June 2004, Dijon, France.