

## بررسی پایداری عملکرد ارقام لوبیا به روش‌های مختلف یک‌متغیره و چندمتغیره

محمد ربیعی<sup>۱\*</sup> و محمود خدامباشی<sup>۲</sup>

(تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۸/۱۹؛ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۱۲/۴)

### چکیده

در این پژوهش پایداری ۱۰ ژنوتیپ لوبیا در دو محیط تنش و نرمال، سه تاریخ کاشت (۱۵ اردیبهشت، ۳۰ اردیبهشت و ۱۵ خرداد) و دو سال زراعی (۱۳۹۳ و ۱۳۹۵) در مزرعه تحقیقاتی دانشگاه شهرکرد بررسی شد. تجزیه پایداری با استفاده از برخی روش‌های یک‌متغیره و روش چندمتغیره امی (AMMI) انجام پذیرفت. نتایج تجزیه واریانس روی عملکرد دانه بیانگر معنی‌دار بودن اثر متقابل ژنوتیپ و محیط و لزوم انجام تجزیه‌های آماری تکمیلی برای بررسی پایداری ارقام بود. مقایسه روش‌های یک‌متغیره و چندمتغیره پایداری نشان داد که روش امی به دلیل بررسی همزمان گرافیکی ارقام و محیط‌ها از طریق نمودارهای بای‌پلات، مؤثرتر و کاربردی‌تر از روش‌های یک‌متغیره است. ژنوتیپ چیتی کاردینال با توجه به دارا بودن حداقل مقدار مؤلفه اول و دوم تجزیه امی و نیز مقدار حداقل پارامترهای پایداری EV<sup>۴</sup> و SIPC<sup>۴</sup> و همچنین متوسط عملکرد بالاتر از بقیه ارقام، به‌عنوان ژنوتیپ دارای پایداری عمومی معرفی می‌شود. رقم قرمز اختر با دارا بودن عملکرد بالا، دور از محور IPC<sup>۱</sup> اما نزدیک محور IPC<sup>۲</sup> قرار گرفت به همین دلیل به‌عنوان ژنوتیپ با پایداری خصوصی معرفی می‌شود. بر اساس نتایج حاصل از بای‌پلات، از نظر شرایط محیطی نیز سال تأثیر مستقیم و مؤثری بر ایجاد اثرات متقابل نداشته است. در تاریخ کاشت دوم، ژنوتیپ‌ها شرایط پایداری را نشان دادند ولی در شرایط تنش رطوبتی، پاسخ‌های متفاوتی مشاهده شد. به‌طور کلی می‌توان کشت ژنوتیپ چیتی کاردینال را در تاریخ کاشت دوم (۳۰ اردیبهشت) و در شرایط رطوبتی مناسب توصیه کرد.

واژه‌های کلیدی: امی، بای‌پلات، تاریخ کاشت، تنش رطوبتی، پایداری

۱ و ۲. به‌ترتیب استادیار و استاد، گروه زراعت و اصلاح نباتات، دانشکده کشاورزی، دانشگاه شهرکرد

\*: مسئول مکاتبات: پست الکترونیکی: mrabiei@yandex.ru

## مقدمه

لوبیا (*Phaseolus vulgaris* L.) مهم‌ترین گیاه از خانواده حبوبات است که به‌عنوان یک گیاه مدل در مطالعات این خانواده استفاده می‌شود (۱۹). این گیاه علاوه بر دارا بودن کالری زیاد، منبع مهمی از پروتئین و مواد ریزمغذی است که در کشورهای در حال توسعه مورد توجه زیادی است (۴). کشت لوبیا در سالیان اخیر با کاهش روبه‌رو شده است به طوری که میزان مساحت زیر کشت در ایران در سال ۱۳۹۳ برابر با ۱۱۶ هزار هکتار بوده و در سال ۱۳۹۵ به ۸۷ هزار هکتار رسیده است. این میزان کمتر از یک درصد کل مساحت مورد کشت محصولات کشاورزی است (۶). به‌طور کلی کشت و کار این محصول در دنیا نیز رو به کاهش است که بخشی از آن به خاطر مشکلات برداشت، عدم ثبات قیمت و جایگزینی آن با محصولات دیگر است که با توجه به ارزش غذایی این محصول راه‌کارهای جدی و مؤثری را برای حفظ این گیاه در برنامه غذایی جوامع طلب می‌کند (۱۴).

لوبیا در مطالعات بسیاری به‌عنوان گیاه مدل برای بررسی سازگاری حبوبات به شرایط محیطی استفاده شده است (۴). بیب و همکاران (۳) با بررسی گونه‌های مختلف لوبیا در تنش خشکی بیان کردند که تنوع بسیار زیادی از نظر مقاومت به خشکی در لوبیا مشاهده می‌شود و روش‌های ارزیابی دقیق برای بررسی فنوتیپی مقاومت به خشکی باید استفاده شود. درون و همکاران (۵) نیز بیان کردند که تنوع ژنتیکی زیادی برای این گیاه حتی در خارج از خاستگاه آن گزارش شده است که می‌تواند منبع مهمی برای استفاده در برنامه‌های اصلاحی باشد. یکی از مواردی که باعث می‌شود اثر متقابل ژنوتیپ و محیط معنی‌دار نباشد، طبق نظر کانگ و همکاران (۱۲) نبود تنوع ژنتیکی کافی است که در نهایت منجر به بروز فرسایش ژنتیکی گیاهان در مقابله با تنش‌های زیستی و غیرزیستی می‌شود. بررسی ژنوتیپ‌ها در شرایط محیطی مختلف، اطلاعات مفیدی را در ارتباط با میزان تنوع ژنتیکی و پایداری آنها در اختیار قرار می‌دهد. روش‌های مختلفی برای بررسی اثرات متقابل ژنوتیپ و

محیط وجود دارد که شامل روش‌های یک‌متغیره و چندمتغیره است. برای درک جنبه‌های مختلف اثر متقابل ژنوتیپ × محیط استفاده از روش‌های آماری چندمتغیره ضروری است. روش‌های چندمتغیره برخلاف روش‌های یک‌متغیره که سعی دارند واکنش ژنوتیپ‌ها به محیط‌ها را از طریق محاسبه یک شاخص پایداری نشان دهند، پاسخ را به‌صورت چندجانبه بررسی می‌کند (۷). روش‌های اولیه شامل تجزیه واریانس عملکرد و آنالیز رگرسیون فقط اثرات افزایشی را مشخص می‌کند و استفاده از روش‌های مبتنی بر تجزیه مؤلفه‌های اصلی نیز فقط بیانگر اثرات ضرب‌پذیر است. در مقابل استفاده از روش‌های چندمتغیره مثل روش AMMI به‌طور همزمان اثرات افزایشی و ضرب‌پذیر را آشکار می‌سازد (۲۱).

شریفی و همکاران (۲۴) در بررسی پایداری ارقام برنج بیان کردند که بخش اعظمی از تنوع موجود در این ارقام ناشی از اثرات متقابل ژنوتیپ و محیط است و استفاده از روش امی را به‌عنوان یک روش مطمئن در بررسی پایداری ژنوتیپ‌ها توصیه کردند. صفوی و بهرامی‌نژاد (۲۲) نیز از مدل AMMI و نیز شاخص ارزش پایداری AMMI برای بررسی پایداری ژنوتیپ‌های یولاف استفاده کردند. روش امی یکی از پرکاربردترین روش‌ها برای تجزیه پایداری است که در مطالعات اخیر از این روش استفاده بسیاری شده است (۱۳، ۱۵، ۱۶، ۱۸، ۲۰ و ۲۳).

بررسی پایداری ژنوتیپ‌ها در شرایط تنش و نرمال به‌منظور تفکیک ژنوتیپ‌های پایدار در مطالعات مختلفی استفاده شده است. محمدی و همکاران (۱۷) با استفاده از روش‌های یک‌متغیره و چندمتغیره میزان پایداری ژنوتیپ‌های گلرنگ را ارزیابی کرده و سه ژنوتیپ پایدار را با استفاده از روش AMMI معرفی کردند. آنها با اعمال تنش کم‌آبی، به بررسی واکنش ژنوتیپ‌ها به شرایط اعمال‌شده پرداختند. عزیزی و همکاران (۲) با بررسی ۹۷ لاین گندم در شرایط تنش شوری و نرمال با ترسیم نمودار بای‌پلات ارقام مقاوم را از حساس جدا کردند. شیرینی و بهرام‌پور (۲۵) نیز بیان داشتند که ارزیابی ژنوتیپ‌ها در

تهیه زمین معادل ۱۵۰ کیلوگرم در هکتار کود فسفات آمونیوم، ۱۰۰ کیلوگرم در هکتار کود اوره و ۵۰ کیلوگرم در هکتار کود نیترات پتاسیم به زمین اضافه شد. مقدار ۱۰۰ کیلوگرم در هکتار کود اوره نیز به صورت سرک به هر واحد آزمایشی اضافه شد. آبیاری برای سه تاریخ کاشت مختلف تا زمان وارد شدن به مرحله زایشی به طور مشابه انجام شد و از آن به بعد تیمارها برای شرایط تنش (آبیاری بعد از تخلیه ۷۵ درصد رطوبت قابل استفاده خاک) و بدون تنش (آبیاری بعد از تخلیه ۵۰ درصد رطوبت قابل استفاده خاک) اعمال شد. هر واحد آزمایشی (کرت) شامل پنج ردیف به طول سه متر با فاصله ردیف ۵۰ سانتی‌متر بود که از سه ردیف وسط برای نمونه برداری استفاده شد. فاصله کاشت روی ردیف‌ها ۱۰ سانتی‌متر در نظر گرفته شد. پس از رسیدگی ۵۰ درصد بوته‌ها، اعمال تنش در تیمارهای مربوطه به صورت قطع آبیاری انجام شد و پس از رسیدگی کامل بذور، برداشت صورت گرفت. بذور برداشت شده از سه ردیف وسط برای برآورد مقدار عملکرد هر رقم (برحسب کیلوگرم در هکتار) استفاده شد. به منظور بررسی یکنواختی واریانس خطاهای آزمایشی در کلیه محیط‌ها از آزمون بارتلت استفاده شد. تجزیه واریانس مرکب در ۱۲ محیط روی عملکرد ارقام صورت گرفت و سپس با استفاده از مدل امی چگونگی تعامل ژنوتیپ‌ها با محیط‌های آزمایشی تحلیل و بررسی شد. مقادیر بردارهای ویژه ژنوتیپ و محیط بر اساس مدل AMMI۴ به دست آمد. در نهایت با ترسیم نمودارهای دوبعدی بای‌پلات ۱-IPC۱ و ۲-IPC۱ و نیز ۱-Mean-IPC۱ برای تفسیر بهتر نتایج آثار متقابل ژنوتیپ در محیط و انتخاب ژنوتیپ‌های با سازگاری خاص انجام شد. در ترسیم بای‌پلات دوبعدی برای اولین مؤلفه اصلی، محور افقی به میانگین اثر اصلی (عملکرد) ژنوتیپ‌ها در محیط‌های مختلف و محور عمودی به مقادیر ویژه اولین مؤلفه اصلی تعامل ژنوتیپ‌ها با محیط‌های آزمایشی اختصاص یافت. در این پژوهش برای محاسبات آماری از نرم‌افزار IRRISTAT استفاده شد.

شرایط مختلف تنش آبی، می‌تواند در مشخص کردن ژنوتیپ‌های پایدار و با پتانسیل عملکرد بالا مفید باشد. آنها در بررسی هفت هیبرید ذرت نشان دادند که با توجه به معنی دار شدن اثرات متقابل ژنوتیپ و محیط در جدول تجزیه واریانس، استفاده از روش‌های تجزیه پایداری در شناسایی هیبریدهای پایدار ضروری است. تحلیل نتایج حاصل با استفاده از روش بای‌پلات، هیبریدهای پایدار و با عملکرد بالا را شناسایی کرد. هدف از انجام این پژوهش بررسی میزان اثر متقابل ژنوتیپ و محیط ۱۰ رقم لوبیا در سه تاریخ کاشت، دو محیط نرمال و تنش و دو سال مختلف است. ارقام پایدار شناسایی شده در این پژوهش می‌توانند در مطالعات بعدی استفاده شوند یا مورد کشت و کار قرار گیرند.

## مواد و روش‌ها

این آزمایش طی سال مختلف (۹۳ و ۹۵) در سه تاریخ کاشت (۱۵ اردیبهشت، ۳۰ اردیبهشت و ۱۵ خرداد) و در دو محیط تنش (کم آبیاری) و نرمال در مزرعه تحقیقاتی دانشگاه شهرکرد با عرض جغرافیایی ۳۲ درجه و ۲۰ دقیقه شمالی و طول جغرافیایی ۵۰ درجه و ۵۱ دقیقه شرقی انجام شد. آزمایش به صورت کرت‌های دو بار خرد شده در قالب طرح بلوک‌های کامل تصادفی شده با سه تکرار اجرا شد. به این ترتیب که تاریخ کاشت به عنوان عامل اصلی، آبیاری به عنوان عامل فرعی و رقم به عنوان عامل فرعی فرعی در ۱۰ سطح در نظر گرفته شد.

ارقام مورد بررسی شامل ۱۰ ژنوتیپ لوبیا که در مناطق مختلف ایران مورد کشت و کار قرار می‌گیرند بودند. این ارقام شامل قرمز گلی، قرمز صیاد، قرمز اختر، سفید دانشکده، سفید Jules، سفید دهقان، سفید ۷۴ Emerson، چیتی ۷۵ Cran، چیتی کاردینال و چیتی Mich MP هستند. اسامی ارقام به همراه کد مربوطه و نیز محیط‌های کشت مختلف اعمال شده، در جدول ۱ ارائه شده‌اند. عملیات تهیه زمین شامل شخم و دیسک‌زنی، قبل از کاشت صورت گرفت. در هنگام

جدول ۱. ژنوتیپ‌ها و محیط‌های به کار رفته در این آزمایش و کدهای مربوط که در جدول‌ها و شکل‌ها استفاده شده‌اند

نام ژنوتیپ	کد	محیط	کد
قرمز گلی	C۱	تاریخ کاشت اول- محیط بدون تنش- سال اول	fn۱
قرمز صیاد	C۲	تاریخ کاشت اول- محیط تنش- سال اول	fs۱
قرمز اختر	C۳	تاریخ کاشت دوم- محیط بدون تنش- سال اول	sn۱
سفید دانشکده	C۴	تاریخ کاشت دوم- محیط تنش- سال اول	ss۱
سفید Jules	C۵	تاریخ کاشت سوم- محیط بدون تنش- سال اول	tn۱
سفید دهقان	C۶	تاریخ کاشت سوم- محیط تنش- سال اول	ts۱
سفید Emerson	C۷	تاریخ کاشت اول- محیط بدون تنش- سال دوم	fn۲
چیتی Cran۷۵	C۸	تاریخ کاشت اول- محیط تنش- سال دوم	fs۲
چیتی کاردینال	C۹	تاریخ کاشت دوم- محیط بدون تنش- سال دوم	sn۲
چیتی Mich MP	C۱۰	تاریخ کاشت دوم- محیط تنش- سال دوم	ss۲
		تاریخ کاشت سوم- محیط بدون تنش- سال دوم	tn۲
		تاریخ کاشت سوم- محیط تنش- سال دوم	ts۲

## نتایج و بحث

ابتدا برای آزمون همگنی واریانس خطای آزمایشی محیط‌های مختلف انجام تجزیه مرکب و بررسی پایداری از آزمون بارتلت استفاده شد. مقدار کای اسکور محاسبه شده در این آزمون برابر با  $10/7$  بود که از مقدار کای اسکور جدول با درجه آزادی ۱۱ و در سطح معنی دار یک درصد ( $24/7$ ) کوچک تر بود. به همین دلیل فرض یکنواختی واریانس خطای آزمایش‌ها تأیید شد. نتایج تجزیه مرکب آزمایش‌ها در جدول ۲ ارائه شده است که بیانگر معنی دار بودن اثر متقابل ژنوتیپ و محیط است. به این دلیل بررسی پاسخ ژنوتیپ‌ها در شرایط محیط‌های مختلف لازم است و تجزیه پایداری می‌تواند کمک شایانی در شناسایی ارقام پایدار داشته باشد. همان‌طور که در این جدول مشاهده می‌شود، میزان تعامل ژنوتیپ و محیط به چهار جزء AMMI و یک جزء نویز (باقیمانده) تفکیک شده است. اگر بیشترین میزان مجموع مربعات در یک آنالیز AMMI مربوط به نویز باشد در این صورت انجام آنالیز امی و بررسی نتایج آن درست نیست (۱۱). با توجه به اینکه چهار مؤلفه اول در تجزیه امی در مجموع ۹۸ درصد از مجموع مربعات اثر متقابل ژنوتیپ  $\times$  محیط را تبیین

کردند و اثرات این چهار مؤلفه در آزمون F معنی دار بود، مدل AMMI۴ برای این تجزیه انتخاب شد.

بردارهای ویژه مدل AMMI۴ برای ژنوتیپ‌ها (ب) در جدول ۳ و برای محیط‌ها (ا) در جدول ۴ آورده شده است. همچنین مقادیر منفرد و مقادیر مؤلفه‌های اصلی ژنوتیپ‌ها و محیط‌ها در جداول ۵ و ۶ ارائه شده است. این مؤلفه‌ها از حاصل ضرب جذر مقدار منفرد در بردارهای ویژه محیطی و ژنوتیپی به دست می‌آیند و در شناسایی ژنوتیپ‌های پایدار استفاده می‌شوند.

نمودار پراکنش ژنوتیپ‌ها و محیط‌ها بر مبنای اولین مؤلفه اصلی و میانگین عملکرد، ژنوتیپ‌ها را به چهار دسته تقسیم‌بندی کرد (شکل ۱). محور افقی این نمودار نشان‌دهنده  $IPC1=0$  است که ناحیه فقدان اثر متقابل را نشان می‌دهد. ژنوتیپ‌ها و محیط‌های واقع روی این خط دارای واکنش مشابهی از نظر اثر متقابل هستند. ژنوتیپ‌ها و محیط‌هایی که اثر متقابل بالایی را نشان می‌دهند، دارای مقادیر بزرگ برای اولین مؤلفه هستند؛ درحالی که ژنوتیپ‌ها و محیط‌های دارای مقادیر نزدیک به صفر برای اولین مؤلفه اصلی دارای اثر متقابل پایین هستند. ژنوتیپ‌ها و محیط‌هایی که علامت مشابهی را برای

جدول ۲. نتایج تجزیه واریانس عملکرد دانه ۱۰ ژنوتیپ لوبیا در ۱۲ محیط بر مبنای روش امی

F	میانگین مربعات	درجه آزادی	منبع تغییرات
۲/۳*	۲۶۲/۴*	۱۱	محیط
	۱۱۰/۶	۲۴	بلوک درون محیط
۴/۲**	۹۵/۱**	۹	ژنوتیپ
۱/۸**	۴۰/۸**	۹۹	ژنوتیپ × محیط
۲/۶۳**	۵۹/۳**	۱۹	AMMI I
۲/۶۰**	۵۷/۸**	۱۷	AMMI II
۲/۴۲**	۵۳/۹**	۱۵	AMMI III
۲/۶۲**	۵۸/۳**	۱۳	AMMI IV
۰/۴۷**	۱۰/۵ <sup>ns</sup>	۳۵	نویز
	۲۲/۲	۲۱۶	خطا
		۲۲/۲	ضریب تغییرات

ns. \* و \*\* به ترتیب بیانگر معنی دار نبودن و معنی دار بودن در سطح معنی دار پنج درصد و یک درصد است.

جدول ۳. بردارهای ویژه ژنوتیپی اثر متقابل ژنوتیپ × محیط برای مدل AMMI ۴

ژنوتیپ	ζ <sub>۱</sub>	ζ <sub>۲</sub>	ζ <sub>۳</sub>	ζ <sub>۴</sub>
C <sub>۱</sub>	-۰/۰۳	۰/۱۱	۰/۲۲	۰/۰۴
C <sub>۲</sub>	-۰/۰۳	-۰/۰۴	۰/۱۴	۰-۰/۲۱
C <sub>۳</sub>	۰/۰۷	-۰/۰۲	۰/۰۳	-۰/۱۵
C <sub>۴</sub>	۰/۱۰	-۰/۱۴	-۰/۰۸	۰/۰۴
C <sub>۵</sub>	۰/۰۲	-۰/۰۴	-۰/۰۴	-۰/۰۶
C <sub>۶</sub>	-۰/۰۲	۰/۰۴	۰/۰۸	-۰/۲۶
C <sub>۷</sub>	-۰/۰۲	-۰/۰۴	۰/۱۴	۰/۰۴
C <sub>۸</sub>	۰/۰۳	۰/۲۱	-۰/۰۷	۰/۳۹
C <sub>۹</sub>	-۰/۰۲	۰/۰۴	۰/۰۳	۰/۰۷
C <sub>۱۰</sub>	۰/۰۲	۰/۰۲	-۰/۰۶	۰/۳۰

جدول ۴. بردارهای ویژه محیطی اثر متقابل ژنوتیپ × محیط برای مدل AMMI ۴

محیط	η <sub>۱</sub>	η <sub>۲</sub>	η <sub>۳</sub>	η <sub>۴</sub>
fn <sub>۱</sub>	-۰/۱۸	۰-۰/۰۳	-۰/۰۷	-۰/۰۴
fs <sub>۱</sub>	-۰/۰۳	-۰/۰۸	۰/۰۵	-۰/۲۷
sn <sub>۱</sub>	۰/۰۹	-۰/۰۹	۰/۰۷	-۰/۲۸
ss <sub>۱</sub>	-۰/۰۷	۰/۰۸	-۰/۱۰	-۰/۱۵
tn <sub>۱</sub>	-۰/۱۵	-۰/۰۳	۰/۰۳	-۰/۰۶
ts <sub>۱</sub>	-۰/۱۷	-۰/۰۳	-۰/۱۶	۰/۰۸
fn <sub>۲</sub>	-۰/۲۶	۰/۰۰۵	۰/۱۸	-۰/۱۴
fs <sub>۲</sub>	۰/۵۸	۰/۲۶	-۰/۰۴	۰/۲۱
sn <sub>۲</sub>	-۰/۲۲	۰/۱۱	۰/۳۲	۰/۴۱
ss <sub>۲</sub>	۰/۱۴	۰/۰۹	-۰/۰۷	۰/۰۸
tn <sub>۲</sub>	۰/۲۶	۰/۰۰۵	-۰/۰۱	-۰/۴۶
ts <sub>۲</sub>	۰/۲۷	-۰/۰۰۴	-۰/۰۴	۰/۲۶

جدول ۵. مقادیر منفرد و مقادیر مؤلفه‌های اصلی اثرات متقابل در مدل AMMI۴ برای ژنوتیپ‌ها

ژنوتیپ	مؤلفه‌های اصلی اثرات متقابل			
	IPC <sub>۴</sub>	IPC <sub>۳</sub>	IPC <sub>۲</sub>	IPC <sub>۱</sub>
C۱	۰/۱۲	۰/۸۹	۰/۴۶	-۰/۱۶
C۲	-۰/۵۳	۰/۵۸	-۰/۱۹	-۰/۱۷
C۳	-۰/۳۷	۰/۱۲	-۰/۱۰	۰/۳۸
C۴	۰/۱۲	-۰/۳۲	-۰/۶۱	۰/۵۴
C۵	-۰/۱۶	-۰/۱۸	-۰/۱۹	۰/۱۳
C۶	-۰/۶۶	۰/۳۳	۰/۱۹	-۰/۱۲
C۷	۰/۱۰	۰/۵۸	-۰/۱۶	-۰/۱۲
C۸	۰/۹۹	-۰/۲۷	۰/۸۷	۰/۱۸
C۹	۰/۱۸	۰/۱۲	۰/۱۹	-۰/۱۴
C۱۰	۰/۷۷	-۰/۲۵	۰/۱۰	۰/۱۵
مقدار منفرد	۶/۴۳	۱۵/۸۰	۱۷/۳۰	۲۷/۱۸

جدول ۶. مقادیر منفرد و مقادیر مؤلفه‌های اصلی اثرات متقابل در مدل AMMI۴ برای محیط‌ها

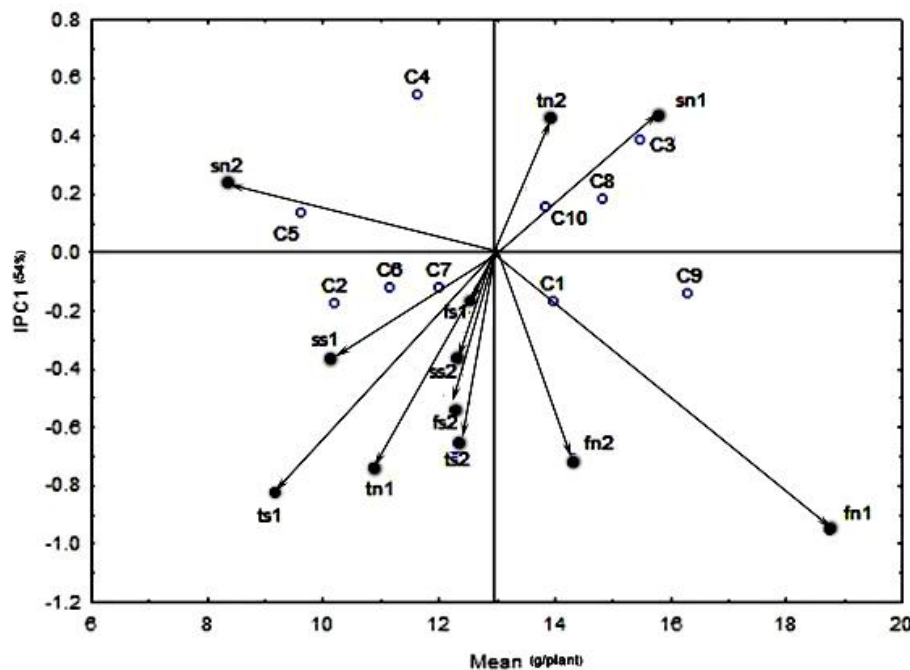
محیط	مؤلفه‌های اصلی اثرات متقابل			
	IPC <sub>۴</sub>	IPC <sub>۳</sub>	IPC <sub>۲</sub>	IPC <sub>۱</sub>
fn۱	-۰/۱۰	-۰/۲۸	-۰/۱۴	-۰/۹۵
fs۱	-۰/۶۸	۰/۲۳	-۰/۳۳	-۰/۱۶
sn۱	-۰/۷۱	۰/۳۱	-۰/۳۸	۰/۴۶
ss۱	-۰/۳۸	-۰/۴۰	۰/۳۶	-۰/۳۶
tn۱	-۰/۱۷	۰/۱۲	-۰/۱۳	-۰/۷۸
ts۱	۰/۲۱	-۰/۶۴	-۰/۱۳	-۰/۸۹
fn۲	-۰/۲۷	۰/۵۴	۰/۱۲	-۰/۷۲
fs۲	-۰/۵۶	-۰/۳۶	-۰/۲۳	-۰/۵۶
sn۲	-۰/۲۶	-۰/۳۷	-۰/۲۵	۰/۲۳
ss۲	۰/۵۴	-۰/۱۲	-۰/۲۴	-۰/۳۶
tn۲	-۰/۳۶	۰/۳۶	۰/۲۶	۰/۴۵
ts۲	۰/۲۳	-۰/۲۸	-۰/۲۷	-۰/۶۵
مقدار منفرد	۶/۴۳	۱۵/۸۰	۱۷/۳۰	۲۷/۱۸

محیط‌های تنش در یک سمت محور IPC قرار گرفته‌اند که نشان‌دهنده این است که واکنش اثر متقابل مشابه و مثبتی را ایجاد کرده‌اند. در تمامی این محیط‌ها این اثر متقابل با کاهش میزان عملکرد همراه بوده است.

ژنوتیپ‌های C۱ (قرمز گلی)، C۸ (چیتی (Cran۷۵)، C۹ (چیتی کاردینال) و C۱۰ (چیتی Mich MP) با توجه به اینکه نزدیک محور IPC قرار گرفته و متوسط عملکرد بالاتر از حد میانگین دارند، ژنوتیپ‌های دارای سازگاری عمومی هستند.

مقادیر IPC۱ دارند، آثار متقابل مثبت را ایجاد می‌کنند، در حالی که ترکیب مقادیر IPC۱ با علامت‌های مختلف، اثر متقابل منفی را به وجود می‌آورد.

تمامی محیط‌های تنش، متوسط عملکردی کمتر از میانگین کل نشان دادند و باعث بروز کمترین اثرات متقابل نیز شده‌اند. تاریخ کاشت اول در سال اول بیشترین عملکرد و بیشترین اثر متقابل را نشان داد. در مقابل محیط‌های تنش بیشتر به خط IPC نزدیکند، در نتیجه اثر متقابل کمتری را منجر شده‌اند. تمام



شکل ۱. پراکنش ژنوتیپ‌ها و محیط‌ها بر اساس میانگین عملکرد و مقادیر مربوط به مؤلفه اول تجزیه AMMI

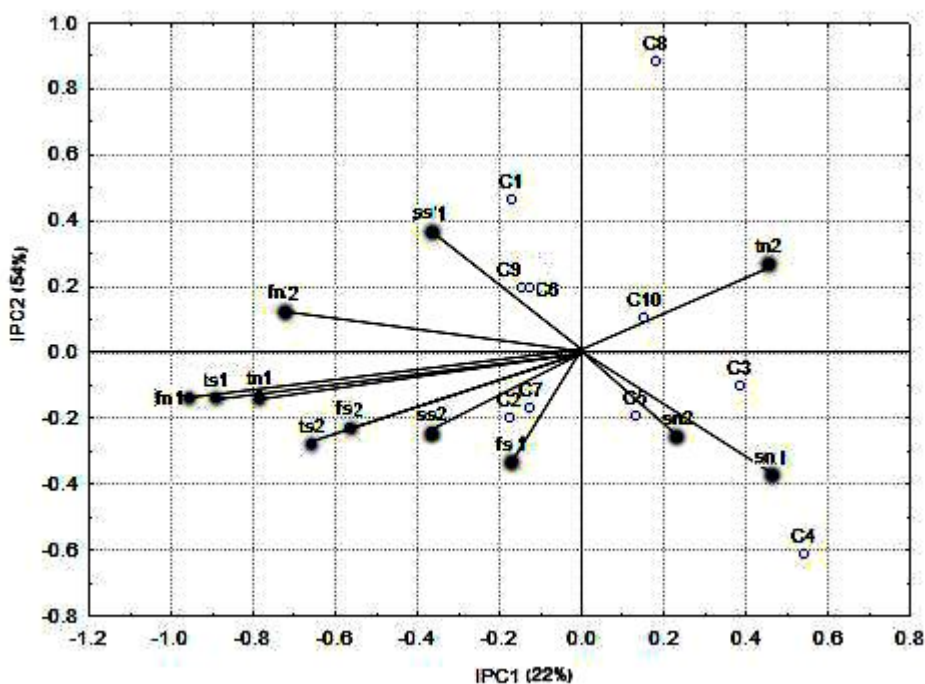
بردار محیطی مشخص‌کننده همبستگی هم‌جهت و بالای دو محیط است. زاویه راست بین دو بردار محیطی بیانگر عدم وجود همبستگی و زاویه باز بین دو بردار محیطی بیانگر همبستگی منفی دو محیط از لحاظ ایجاد اثر متقابل است.

نتایج حاصل از بای‌پلات در شکل ۲ هم نشان‌دهنده این است که به جز ژنوتیپ‌های C۱ (قرمز گلی)، C۴ (سفید دانشکده) و C۸ (چیتی Cran۷۵) بقیه ژنوتیپ‌ها شرایط مشابهی را از نظر مؤلفه‌های اول و دوم تعامل نشان می‌دهند. با این وجود با توجه به اینکه ژنوتیپ چیتی کاردینال در این نمودار نزدیک به مرکز قرار گرفته و با توجه به اینکه در نمودار قبل از نظر میزان متوسط عملکرد در تمامی محیط‌ها دارای مقدار بیشتری بود، این ژنوتیپ را می‌توان به‌عنوان ژنوتیپ پایدار با عملکرد مناسب معرفی کرد. برای تأیید ژنوتیپ پایدار، پارامترهای پایداری امی شامل SIP۴ و EV۴ محاسبه و در جدول ۷ ارائه شده‌اند. پایداری ژنوتیپ C۹ با دارا بودن مقدار حداقل در هر دو پارامتر، تأیید شد. ژنوتیپ‌هایی که از لحاظ عملکرد مقدار کمتری داشته باشند اما دارای مقادیر مثبت برای اولین مؤلفه اصلی اثر متقابل باشند، برای کاشت در مناطق و

ژنوتیپ C۹ (چیتی کاردینال) با بیشترین متوسط عملکرد و نیز نزدیک خط IPC۱، پایدارترین ژنوتیپ و ژنوتیپ C۴ (سفید دانشکده) با دارا بودن شرایط متضاد همراه با C۹ ناپایدارترین ژنوتیپ‌ها هستند. ژنوتیپ C۳ (قرمز اختر) هرچند دارای میانگین عملکرد بالا است اما با فاصله گرفتن از محور IPC۱ به‌عنوان رقم با سازگاری خصوصی معرفی می‌شود.

برای توجیه بهتر نتایج حاصل از تجزیه امی، از نمودارهای بای‌پلات استفاده می‌شود. بای‌پلات نوعی نمودار نقطه‌ای است که رابطه بین عامل‌ها و اثر متقابل بین آنها را به‌طور گرافیکی نشان می‌دهد. برای درک اثر متقابل ژنوتیپ و محیط دو نوع بای‌پلات شامل AMMI Biplot و GGE Biplot به‌فوق استفاده می‌شود و نتایج مفیدی را نشان داده‌اند (۲۱).

ترسیم بای‌پلات اطلاعات جامعی در خصوص اثرات همزمان دو متغیر محیطی و ژنوتیپی در اختیار قرار می‌دهد. به این منظور دسته‌بندی ارقام و محیط‌ها بر اساس اطلاعات بیان شده توسط مؤلفه‌های اصلی اول و دوم اثر متقابل، به‌طور همزمان انجام شد. در این خصوص توجه به زاویه بین بردارهای محیطی در تفسیر مشابهت‌های محیطی ضروری است. زاویه بسته بین دو



شکل ۲. نمودار بای پلات حاصل از ترسیم دو مؤلفه اول تجزیه AMMI

جدول ۷. آماره های پایداری مدل ۴ AMMI برای ژنوتیپ های لوبیا

ژنوتیپ	SIP <sub>r</sub>	EV <sub>r</sub>
C1	۱/۶۴	۰/۰۱۷
C2	۱/۴۸	۰/۰۱۷
C3	۰/۹۹	۰/۰۰۷
C4	۱/۶۱	۰/۰۱۱
C5	۰/۶۷	۰/۰۰۲
C6	۱/۳۲	۰/۰۲۰
C7	۰/۹۷	۰/۰۰۶
C8	۲/۳۳	۰/۰۵۲
C9	۰/۶۵	۰/۰۰۲
C10	۱/۲۹	۰/۰۲۵

تاریخ‌های کاشت اول تقریباً مجاور هم قرار گرفته‌اند و در نیمه چپ مؤلفه اول هستند. این تاریخ تأثیر زیادی بر ایجاد اثرات متقابل داشته است. تاریخ‌های کاشت دوم در بیشتر محورها اغلب به مرکز نمودار نزدیک هستند و نشان‌دهنده پایداری بودن ژنوتیپ‌ها در این تاریخ کاشت بوده است. با

نواحی ضعیف مناسب هستند؛ به عبارتی با این مناطق اثر متقابل مثبت دارند (۱۰). فاصله بین ژنوتیپ‌ها و محیط‌ها بیانگر ارتباط بین آنهاست. هانگو و همکاران (۱۱) با ترسیم نمودار بای پلات بیان کردند که ژنوتیپ‌های نزدیک به محیط‌های خاص، شرایط سازش پذیری بیشتری به آن محیط‌ها دارند.



روش امی به‌عنوان یک رقم ناپایدار معرفی شد، در ضریب تغییرات فرانسیس کاننبرگ دارای مقدار بسیار نزدیک به رقم پایدار است و در بقیه شاخص‌ها هم به‌جز در شاخص واریانس پلستید به‌عنوان رقم ناپایدار شناسایی نشده است.

تفاوت‌های بسیاری بین روش‌های چندمتغیره و یک‌متغیره از دیدگاه میزان پایداری ارقام مورد بررسی وجود دارد. روش‌های یک‌متغیره ممکن است ارقامی را رقم پایدار معرفی کنند که از نظر میزان متوسط عملکرد، مقدار پایینی را داشته باشند. در ضمن این شاخص‌ها توجیهی در مورد اثرات محیطی و ارتباط بین ارقام و محیط‌ها ارائه نمی‌کنند. بنابراین در بررسی پایداری ارقام، رقمی که دارای متوسط عملکرد بالا در شرایط محیطی مختلف است در درجه اول اهمیت قرار دارد که روش‌های یک‌متغیره در شناسایی این ارقام ناکارآمد هستند. فلورس و همکاران (۸) نیز با بررسی ۲۲ شاخص مختلف پارامتری و ناپارامتری بیان کردند که برخی از شاخص‌ها فقط به عملکرد وابسته بوده است و توجیه مناسبی از میزان پایداری ژنوتیپ‌ها را ارائه نمی‌کنند. در مقابل روش‌های چندمتغیره با در نظر گرفتن همزمان اثرات محیطی و ژنوتیپی، اثرات متقابل بین ژنوتیپ و محیط را در یک محیط گرافیکی بهتر نشان می‌دهند. آدوگانا (۱) نیز در بررسی پایداری ارقام سورگوم با استفاده از آماره‌های یک‌متغیره و چندمتغیره با توجه به نتایج متفاوت حاصل از آنها به استفاده از روش‌های چندمتغیره و نتایج قابل قبول آنها تأکید کرد. فورتادو و همکاران (۹) نیز در بررسی جامع بین تعداد زیادی از روش‌های یک‌متغیره و چندمتغیره استفاده از روش امی و ترسیم بای‌پلات‌ها را بهترین روش برای شناسایی ارقام پایدار معرفی کردند.

مقایسه میانگین عملکرد و اجزا عملکرد ۱۰ رقم لوبیا مورد بررسی در این آزمایش در جدول ۹ ارائه شده است. رقم چیتی کاردینال که در روش امی به‌عنوان پایدارترین رقم معرفی شد، دارای بیشترین میزان عملکرد است. بررسی اجزای عملکرد نشان می‌دهد که در رقم چیتی کاردینال علاوه‌بر عملکرد، عملکرد بیولوژیک، شاخص برداشت، وزن صد دانه و تعداد دانه در غلاف هم دارای بیشترین مقدار نسبت به بقیه ارقام بوده

توجه به قرارگیری سال اول و دوم در مجاورت هم در اغلب محیط‌ها، می‌توان گفت تأثیر سال بر ایجاد اثرات متقابل ناچیز بوده است.

از نظر شرایط تنش هم می‌توان به این نکته اشاره کرد که اعمال تنش تأثیر بسیار زیادی را بر روند پایداری ژنوتیپ‌ها ایجاد کرده است. قرار گرفتن sn<sub>1</sub> با ss<sub>1</sub> و tn<sub>2</sub> با ts<sub>2</sub> در راستای یک خط راست بیانگر این موضوع است. در بیشتر محیط‌های دیگر نیز شرایط تنش و غیر تنش با هم زاویه باز ایجاد کرده‌اند. پس شرایط رطوبتی محیط کشت می‌تواند پاسخ متناقضی را از جانب ژنوتیپ‌ها باعث شود و همانطور که پیش‌تر هم اشاره شد در شرایط بدون تنش، ژنوتیپ‌ها اثرات متقابل محیطی بیشتری را نشان داده‌اند. این مسئله با توجه به حساس بودن لوبیا به شرایط کم‌آبی دور از انتظار نیست. این موضوع می‌تواند به دلیل فعال شدن ژن‌های مقاومت در شرایط تنش باشد که هر چند با افت عملکرد همراه است اما بیشتر ژنوتیپ‌های مورد بررسی در این آزمایش مقاومت نسبی را بروز داده و کاهش عملکرد تا حد خاصی روی داده است و بعد از آن نسبت به افت عملکرد مقاومت بیشتر نشان داده‌اند.

تمسگن و همکاران (۲۶) با بررسی پایداری ارقام سویا بیان کردند که استفاده از چند روش و مقایسه نتایج، اطلاعات دقیق‌تری از ارقام پایدار ارائه می‌کند و فقط اکتفا کردن به یک روش صحیح نیست. به همین دلیل در بررسی حاضر از روش‌های آماری یک‌متغیره هم استفاده شد.

به این منظور پارامترهای پایداری اکووالانس ریک، واریانس پایداری شوکلا، پارامترهای پایداری پلستد و پترسون، شاخص پلستد و ضریب تغییرات فرانسیس کاننبرگ که از پرکاربردترین تجزیه‌های یک‌متغیره پایداری هستند، محاسبه و نتایج در جدول ۸ آورده شده‌اند. در تمام این شاخص‌ها مقدار حداقل نشان‌دهنده ژنوتیپ پایدار و مقدار حداکثر نشان‌دهنده ژنوتیپ ناپایدار است. به جز شاخص پلستد، بقیه شاخص‌ها رقم CV را به‌عنوان رقم پایدار معرفی می‌کنند. این رقم هرچند دارای مقدار حداقل در شاخص‌های محاسبه شده است، اما میانگین عملکردی کمتر از بقیه ارقام را داراست. رقم C<sub>4</sub> نیز که در

جدول ۸. نتایج حاصل از پارامترهای پایداری تک‌متغیره در ۱۰ رقم لوبیا

ژنوتیپ	میانگین عملکرد (kg/ha)	ضریب تغییرات فرانسیس کانببرگ	اکووالانس ریک	واریانس پایداری شوکلا	واریانس پلستد و پترسون	واریانس پلستد
C1	۲۷۹۶	۳۶/۴	۱۰۱۶	۲۱۷	۲۵۹	۳۰۱
C2	۲۰۴۳	۳۲/۰	۴۰۶	۶۵/	۱۹۱	۳۱۸
C3	۳۰۹۸	۵۹/۰	۳۸۵۸	۹۲۸	۵۷۵	۲۲۲
C4	۳۳۲۹	۲۳/۱	۳۴۲	۴۸	۱۸۴	۳۲۰
C5	۱۹۲۸	۵۶/۹	۱۳۹۴	۳۱۲	۳۰۱	۲۹۱
C6	۲۲۳۰	۵۰/۴	۱۲۷۵	۲۸۲	۲۸۸	۲۹۴
C7	۲۴۰۰	۲۳/۶	۳۲۵	۴۴	۱۸۲	۳۲۰
C8	۲۹۶۹	۲۷/۸	۸۸۹	۱۸۵	۲۴۵	۳۰۵
C9	۳۲۶۵	۳۱/۴	۱۰۷۲	۲۳۱	۲۶۵	۳۰۰
C10	۲۷۷۲	۵۴/۷	۲۶۱۴	۶۱۶	۴۳۷	۲۵۷

جدول ۹. مقایسه میانگین عملکرد و اجزا عملکرد ۱۰ رقم لوبیا

رقم	عملکرد دانه		شاخص برداشت	وزن صد دانه (گرم)	تعداد غلاف	تعداد دانه در غلاف	طول غلاف (سانتی‌متر)
	عملکرد دانه (کیلوگرم در هکتار)	بیولوژیک					
قرمز گلی (C1)	۲۷۹۶/۹ <sup>abcd</sup>	۶۰۹۴/۴ <sup>ab</sup>	۰/۵۳ <sup>ab</sup>	۳۶/۸ <sup>cd</sup>	۲۵/۶ <sup>ab</sup>	۵/۴ <sup>ab</sup>	۹/۳ <sup>cd</sup>
قرمز صیاد (C2)	۲۰۴۳/۷ <sup>cd</sup>	۴۱۲۸/۹ <sup>cd</sup>	۰/۵۰ <sup>ab</sup>	۳۶/۹ <sup>cd</sup>	۱۷/۶ <sup>c</sup>	۵/۵ <sup>a</sup>	۱۰/۴ <sup>b</sup>
قرمز اختر (C3)	۳۰۹۸/۴ <sup>ab</sup>	۵۷۱۵/۶ <sup>abc</sup>	۰/۵۰ <sup>abc</sup>	۵۱/۲ <sup>ab</sup>	۱۶/۸ <sup>c</sup>	۴/۹ <sup>bcd</sup>	۱۱/۹ <sup>a</sup>
سفید دانشکده (C4)	۳۳۲۹/۴ <sup>cd</sup>	۵۲۸۸/۹ <sup>cde</sup>	۰/۴۷ <sup>bc</sup>	۴۴/۳ <sup>bc</sup>	۲۶/۳ <sup>ab</sup>	۴/۴ <sup>d</sup>	۱۰/۶ <sup>b</sup>
سفید Jules (C5)	۱۹۲۸/۷ <sup>d</sup>	۴۵۴۸/۹ <sup>bcd</sup>	۰/۳۹ <sup>c</sup>	۳۶/۱ <sup>cd</sup>	۲۹/۸ <sup>ab</sup>	۴/۶ <sup>d</sup>	۹/۳ <sup>cd</sup>
سفید دهقان (C6)	۲۲۳۰/۶ <sup>cd</sup>	۴۵۸۰/۰ <sup>bcd</sup>	۰/۵۱ <sup>abc</sup>	۳۲/۲ <sup>d</sup>	۲۱/۵ <sup>bc</sup>	۴/۵ <sup>d</sup>	۸/۵ <sup>d</sup>
سفید Emerson (C7)	۲۴۰۰/۲ <sup>bcd</sup>	۳۹۶۲/۲ <sup>d</sup>	۰/۶۲ <sup>a</sup>	۴۵/۵ <sup>bc</sup>	۲۱/۳ <sup>bc</sup>	۴/۵ <sup>d</sup>	۹/۶ <sup>bc</sup>
چیتی Cran۷۵ (C8)	۲۹۶۹/۶ <sup>abcd</sup>	۷۰۱۱/۱ <sup>a</sup>	۰/۴۷ <sup>bc</sup>	۴۹/۶ <sup>b</sup>	۲۵/۶ <sup>ab</sup>	۵/۰ <sup>abc</sup>	۱۰/۳ <sup>bc</sup>
چیتی کاردینال (C9)	۳۲۶۵/۴ <sup>a</sup>	۵۵۶۶/۷ <sup>abcd</sup>	۰/۵۸ <sup>ab</sup>	۵۱/۵ <sup>ab</sup>	۲۱/۵ <sup>bc</sup>	۵/۱ <sup>ab</sup>	۱۰/۶ <sup>b</sup>
چیتی Mich MP (C10)	۲۷۷۲/۳ <sup>abcd</sup>	۵۵۲۸/۹ <sup>abcd</sup>	۰/۴۶ <sup>bc</sup>	۶۰/۵ <sup>a</sup>	۲۶/۶ <sup>ab</sup>	۴/۶ <sup>cd</sup>	۱۰/۱ <sup>bc</sup>

اعداد دارای حداقل یک حرف مشترک، تفاوت آماری معنی‌دار در سطح احتمال پنج درصد ندارند.

نشان‌دهنده این است که این رقم از نظر این صفات نیز دارای مقادیر متوسط است. در این خصوص صفات مربوط به غلاف شامل تعداد غلاف و طول غلاف در درجه دوم اهمیت قرار

که نشان‌دهنده اهمیت این صفات در افزایش عملکرد و پایداری عملکرد است. رقم سفید دانشکده نیز با عملکرد متوسط، ناپایدارترین رقم معرفی شد که توجه به اجزا عملکرد این رقم

توصیه نمی‌شود. ژنوتیپ C9 (چیتی کاردینال) با بیشترین متوسط عملکرد و با توجه به پارامترهای پایداری امی، به‌عنوان ژنوتیپ پایدار در معرفی می‌شود. از نظر شرایط محیطی مختلف اعمال شده در این پژوهش شامل تنش رطوبتی، سال و تاریخ کشت، اثر تنش رطوبتی بیشتر از بقیه اثرات بود به‌طوری که در شرایط بدون تنش، ژنوتیپ‌ها اثرات متقابل محیطی بیشتری را نشان دادند. بررسی صفات مربوط به اجزا عملکرد در ژنوتیپ‌های مختلف بیانگر تأثیرگذاری بیشتر تعداد بذر در غلاف و وزن دانه بر عملکرد است. بنابراین در به‌نژادی لوبیا به‌منظور تولید ارقام پایدار توجه به این دو صفت دارای اهمیت است.

دارند. به‌نظر می‌رسد برای افزایش میزان پایداری ارقام لوبیا، انجام برنامه‌های به‌نژادی در راستای افزایش تعداد بذر در غلاف و وزن دانه‌ها از اهمیت بیشتری نسبت به بقیه ویژگی‌های مرتبط با عملکرد برخوردار باشد. زالی و همکاران (۲۸) نیز در بررسی انجام شده در نخود نشان دادند که تعداد دانه در غلاف نسبت به بقیه صفات مرتبط با عملکرد سهم بیشتری در ایجاد اثر متقابل ژنوتیپ و محیط دارد.

به‌طور کلی با توجه به تجزیه و تحلیل‌های مختلف انجام شده در این آزمایش می‌توان نتیجه گرفت که روش چندمتغیره امی با توجه به ارائه اطلاعات کاملی از اثرات همزمان محیط‌ها و ژنوتیپ‌ها روش کارآمدی در تفکیک ژنوتیپ‌ها و معرفی ژنوتیپ پایدار در ارقام لوبیا است و استفاده از روش‌های یک‌متغیره

#### منابع مورد استفاده

1. Adugna, A. 2008. Assessment of yield stability in sorghum using univariate and multivariate statistical approaches. *Hereditas* 145(1): 28-37 .
2. Azizi, A. H., S. Sardouie-Nasab, G. Mohammadi-Nejad, B. Nakhoda, M. Mardi, S. M. T. Tabatabaie, A. Amini and E. Majidi-Heravan. 2017. Estimation of genotype by environment interaction and pattern analysis of genotype in varied bread wheat lines under salinity stress condition. *Journal of Crop Breeding* 8(19): 80-92. (In Farsi).
3. Beebe, S. E., I. M. Rao, M. W. Blair and J. A. Acosta-Gallegos. 2013. Phenotyping common beans for adaptation to drought. *Frontiers in Physiology* 4(35): 1-20 .
4. Castro-Guerrero, N. A., M. C. Isidra-Arellano, D. G. Mendoza-Cozatl and O. Valdés-López. 2016. Common bean: A legume model on the rise for unraveling responses and adaptations to iron, zinc, and phosphate deficiencies. *Frontiers in Plant Science* 7: 1-7 .
5. De Ron, A. M., R. Papa, E. Bitocchi, A. M. González, D. G. Debouck, M. A. Brick, D. Fourie, F. Marsolais, J. Beaver, V. Geffroy, P. McClean, M. Santalla, R. Lozano, F. J. Yuste-Lisbona and P. A. Casquero 2015. Common bean. pp. 1-36, In: A. M. De Ron (Eds). Grain legumes. Springer, New York, US.
6. FAO. 2006. FAO statistical databases. Available online at: <http://faostat.fao.org>. Accessed 20 July 2018.
7. Farshadfar, E. 1997. Application of biometrical genetics in plant breeding. Taghbostan Publication, Iran .
8. Flores, F., M. T. Moreno and J. I. Cubero. 1998. A comparison of univariate and multivariate methods to analyze  $g \times e$  interaction. *Field Crops Research* 56(3): 271-286 .
9. Furtado Ferreira, D., C. Garcia Borges Demétrio, B. F. John Manly, A. de Almeida Machado and R. Vencovsky. 2006. Statistical models in agriculture: Biometrical methods for evaluating phenotypic stability in plant breeding. *Cerne Lavras* 12(4): 373-388 .
10. Hanamaratti, N. G., P. M. Salimth., C. H. M. Vijayakumar, R. L. Ravikumar, S. T. Kajjidoni and M. B. Chetti. 2009. Genotype stability of superior near isogenic introgression lines for productivity in upland rice. *Karnataka Journal of Agriculture Science* 22: 736-740 .
11. Hongyu, K., M. García-Peña, D. Araújo Lúcio Borges and D. Santos Dias Carlos Tadeu. 2014. Statistical analysis of yield trials by ammi analysis of genotype  $\times$  environment interaction. *Biometrical Letters* 51(2): 89-102 .
12. Kang, M. S., V. T. Prabhakaran and R. B. Mehra 2004. Genotype-by-environment interaction in crop improvement. pp. 535-572, In: H. K. Jain and M. C. Kharkwal (Eds). Plant breeding: Mendelian to molecular approaches. Springer Netherlands, Dordrecht.
13. Kanouni, H., Y. Farayedi, S. H. Sabaghpour and A. Saeid. 2017. Assessment of genotype  $\times$  environment interaction effect on seed yield of chickpea (*Cicer arietinum* L.) lines under rainfed winter planting conditions. *Iranian Journal of Crop Sciences* 18(1): 63-75. (In Farsi).
14. Kelly, J. D., K. A. Schneider and J. M. Kolkman 1999. Breeding to improve yield. pp. 185-222, In: S. P. Singh

- (Eds). Common Bean Improvement in the Twenty-First Century. Springer Netherlands, Dordrecht.
15. Kooshki, M. H., M. Ghaedrahmati, F. Salehi, H. R. Dorri, S. S. Shobeiri and M. B. K. Benam. 2017. Study of genotype×environment interaction effect on seed yield of red bean (*Phaseolus vulgaris* L.) genotypes using ammi method. *Iranian Journal of Crop Sciences* 19(1): 26-39. (In Farsi).
  16. Malik, W. A., S. Hadasch, J. Forkman and H. P. Piepho. 2018. Nonparametric resampling methods for testing multiplicative terms in ammi and gge models for multienvironment trials. *Crop Science* 58(2): 752-761 .
  17. Mohammadi, M., P. Sharifi and R. Karimizadeh. 2016. Stability analysis of seed yield of safflower genotypes (*Carthamus tinctorius* L.). *Journal of Crop Breeding* 7(16): 104-114. (In Farsi).
  18. Mohammadi, R., M. Armion, E. Zadhasan, M. M. Ahmadi and A. Amri. 2017. The use of ammi model for interpreting genotype × environment interaction in durum wheat. *Experimental Agriculture* 1-14 .
  19. Myers, J. R. and K. K. 2017. Common bean: Economic importance and relevance to biological science research. pp. 1-20, *In*: M. P. D. L. Vega, M. Santalla and F. Marsolais (Eds). The Common Bean Genome. Compendium of Plant Genomes. Springer International Publishing Cham.
  20. Ponnuswamy, R., A. Rathore, A. Vemula, R. R. Das, A. K. Singh, D. Balakrishnan, H. S. Arremsetty, R. B. Vemuri and T. Ram. 2018. Analysis of multi-location data of hybrid rice trials reveals complex genotype by environment interaction. *Cereal Research Communications* 46(1): 146-157 .
  21. Rakshit, S., K. N. Ganapathy, S. S. Gomashe, A. Rathore, R. B. Ghorade, M. V. N. Kumar, K. Ganesmurthy, S. K. Jain, M. Y. Kamtar, J. S. Sachan, S. S. Ambekar, B. R. Ranwa, D. G. Kanawade, M. Balusamy, D. Kadam, A. Sarkar, V. A. Tonapi and J. V. Patil. 2012. Gge biplot analysis to evaluate genotype, environment and their interactions in sorghum multi-location data. *Euphytica* 185(3): 465-479 .
  22. Safavi, M. and S. Bahraminejad. 2017. The evaluation of genotype×environment interactions for grain yield of oat genotypes using ammi model. *Journal of Crop Breeding* 9(22): 125-132. (In Farsi).
  23. Sall, A. T., M. Cisse, H. Gueye, H. Kabbaj, I. Ndoeye, A. Filali-Maltouf, B. Belkadi, M. El-Mourid, R. Ortiz and F. M. Bassi. 2018. Heat tolerance of durum wheat (*Triticum durum*) elite germplasm tested along the senegal river. *Journal of Agricultural Science* 10(2): 217-233 .
  24. Sharifi, P., H. Aminpanah, R. Erfani, A. Mohaddesi and A. Abbasian. 2017. Evaluation of genotype × environment interaction in rice based on ammi model in iran. *Rice Science* 24(3): 173-180 .
  25. Shiri, M. R. and T. Bahrapour. 2015. Genotype×environment interaction analysis using gge biplot in grain maize (*Zea mays* L.) hybrids under different irrigation conditions. *Cereal Research* 5(1): 83-94. . (In Farsi).
  26. Temesgen, T., G. Keneni, T. Sefera and M. Jarso. 2015. Yield stability and relationships among stability parameters in faba bean (*Vicia faba* L.) genotypes. *The Crop Journal* 3(3): 258-268 .
  27. Zali, H., F. A. and S. H. Sabaghpour. 2011. Evaluation of stability of grain yield and contribution of the yield components in cheakpea genotypes under rainfed contribution. *Crop Production in Environmental Stress* 2: 17-30. (In Farsi).

## Assessment of Yield Stability in Common Bean Cultivars Based on Univariate and Multivariate Methods

M. Rabiei<sup>1\*</sup> and M. Khodambashi<sup>2</sup>

(Received: November 10-2018; Accepted: February 23-2019)

### Abstract

Stability and adaptability of ten common bean cultivars were studied in water stressed and normal conditions, three planting dates (including 5 May, 20 May and 5 June), and two years (2014 and 2016) in Shahrekord, Iran. Combined analysis of variance for yield indicated that the effect of genotype by environment interaction was significant; therefore, more accurate statistical analyses were required to evaluate yield stability of each cultivar. Stability analysis was performed using some univariate methods and a multivariate method (AMMI model). Comparison of univariate and multivariate stability parameters showed that AMMI model is more effective and practical than univariate methods. In AMMI model, graphical discrimination of the genotypes and the environments facilitated the identification of stable and high yielding genotypes. In this regard, Chiti cardinal genotype had high yield and wide adaptability to diverse environments. This genotype had the minimum amount of the first and the second interaction principal components scores (IPC1 and IPC2) in the AMMI model as well as the minimum value of AMMI stability parameters including EV4 and SIPC4; hence this genotype is introduced as a genotype having general stability. In contrast, genotype Akhtar had a high yield potential; however, in biplot graph this genotype was located close to IPC1 and away from IPC2, which implies that Akhtar has specific adaptability to some environments. Biplot graph also showed that among the different environments which were involved in this experiment, year had not fundamental effect on various performance of genotypes. In the second planting date, the genotypes performances were more consistent than the first planting date; moreover, the genotypes responses under moisture stressed conditions were different and unpredictable. In conclusion, sowing of Cardinal genotype in second planting date (20 May) under well-irrigated conditions is recommended for the Shahrekord in central west of Iran.

**Keywords:** AMMI, Biplot, Planting date, Moisture stress, Stability

---

1, 2. Assistant Professor and Professor, Respectively, Department of Agronomy and Plant Breeding, Faculty of Agriculture, Shahrekord University, Shahrekord, Iran.

\*: Corresponding Author, Email: mrabiei@yandex.ru