

پایداری عملکرد دانه ژنوتیپ های عدس در مناطق دیم غرب کشور از طریق تجزیه AMMI

همایون کانونی*^۱، علیرضا طالعی^۲، محمدرضا بی همتا^۳، محمدرضا شهاب^۴،

مسعود کامل^۵ و حسین مصطفایی^۶

۱، عضو هیات علمی موسسه تحقیقات کشاورزی و منابع طبیعی کردستان ۲، ۳، استادان پردیس کشاورزی
و منابع طبیعی دانشگاه تهران، ۴، عضو هیات علمی موسسه تحقیقات کشاورزی دیم کشور، ۵، عضو هیات علمی مرکز
تحقیقات کشاورزی و منابع طبیعی زنجان، ۶، عضو هیات علمی مرکز تحقیقات کشاورزی و منابع طبیعی اردبیل.
(تاریخ دریافت: ۸۴/۵/۱۶ - تاریخ تصویب: ۸۵/۷/۱۹)

چکیده

اصلاح کنندگان نباتات زراعی در آزمایش های بررسی واریته ها در نواحی مختلف، همواره با اثر متقابل ژنوتیپ × محیط مواجه می شوند. این بررسی به منظور تعیین پایداری عملکرد دانه ۱۰ ژنوتیپ عدس دانه درشت با استفاده از طرح بلوک های تصادفی با چهار تکرار طی سه سال (۸۲-۱۳۸۰) در چهار ایستگاه کردستان، مراغه، زنجان و اردبیل اجرا شد. پس از تست یکنواختی واریانس خطاها، تجزیه واریانس مرکب انجام شد. اثرات رقم، سال، مکان، اثر متقابل سال × مکان، اثر متقابل رقم × مکان و اثر متقابل سه جانبه رقم × سال × مکان معنی دار بودند. تجزیه اثرات اصلی افزایشی و اثرات متقابل غیر افزایشی یا ضرب پذیر (AMMI) نشان داد که عملکرد دانه ژنوتیپ های آزمایشی به طور عمده ای تحت تأثیر بخش محیطی اثر متقابل ژنوتیپ × محیط قرار دارد. بر اساس نتایج این تجزیه مؤلفه های اصلی اول، دوم و سوم معنی دار بودند ($P \leq 0.01$) و به ترتیب ۵۲/۱۹، ۲۰/۲۶ و ۱۰/۹۹ درصد از کل اثر متقابل ژنوتیپ × محیط را به خود اختصاص دادند. بای پلات حاصل از نمره ژنوتیپی و محیطی دو مؤلفه اول AMMI نشان داد که در شرایط ایستگاه های محل اجرای آزمایش، ژنوتیپ های واجد مقادیر پائین مؤلفه اصلی اول (IPC1) و بالای مطلق مؤلفه اصلی دوم (IPC2) از عملکرد بالایی برخوردار بودند و به عنوان ژنوتیپ های پایدار مشخص گردیدند.

واژه های کلیدی: عدس (*Lens culinaris Medik.*)، پایداری، عملکرد، تجزیه AMMI، بای پلات

مقدمه

درالگوی تغذیه ای انسان جایگاه ویژه ای دارد (۱۵). همچنین کاه و بقایای عدس در تغذیه دام ارزشمند است. سطح زیر کشت عدس در ایران ۲۴۴ هزار هکتار و تولید آن ۱۶۶ هزار تن بوده و پس از نخود رتبه دوم را در کشور دارا می باشد (۵). از عمده ترین عوامل پایین بودن عملکرد دانه عدس در واحد سطح می توان به کشت ارقام بومی با پتانسیل عملکرد پائین، دامنه سازگاری کم و عدم ثبات عملکرد اشاره نمود (۵ و ۱۵). لذا مقایسه ارقام از نظر صفات مرتبط با عملکرد دانه و تعیین ارقام پر محصول و سازگار به

عدس (*Lens culinaris Medik.*) یک لگوم خوراکی خودگشن دیپلوئید ($2n=2x=14$) است. این گیاه عمدتاً در شبه قاره هند، منطقه مدیترانه و آمریکای شمالی کشت و زرع می گردد. در شرایط دیم این گیاه به دلیل توانایی تثبیت نیتروژن در تناوب با غلات قرار می گیرد. عدس زراعی همانند سایر حبوبات سرمدوست در رژیم غذایی مردم کشورهای در حال توسعه اهمیت بسزایی دارد. دانه این گیاه حاوی ۲۶ درصد پروتئین بوده و به عنوان مکمل غذایی

ژنوتیپ ها را براساس تشابه عملکرد آنها در طول محیط های مختلف گروه بندی نماید(۶، ۱۷ و ۱۹).

مفهوم بای پلات برای اولین بار در سال ۱۹۷۱ توسط گابریل مطرح شد(۸ و ۹). هدف از نمودار بای پلات نشان دادن اهمیت و سهم هر متغیر در هر مؤلفه اصلی یا برعکس، و نیز نشان دادن قابلیت تجزیه به مؤلفه های اصلی و متمایز کردن افراد و گروه ها از یکدیگر است. هر جدول دو طرفه یا ماتریس X که دارای n ردیف و m ستون است می تواند به صورت ضرب دو ماتریس A و B هر کدام n ردیف و m ستون در نظر گرفته شود. بنابراین، ماتریس X همواره می تواند به دو ماتریس جزیی خود تفکیک گردد. هر ردیف در ماتریس A دارای دو مقدار است که می تواند بصورت نقطه ای در یک فضای دو بعدی نشان داده شود. همچنین هر ستون ماتریس B دو مقدار دارد و می توان آن را به صورت نقطه ای در نمودار دو بعدی مشخص کرد. زمانی که هر دو n ردیف A و m ستون B در یک پلات نشان داده شوند یک بای پلات به دست می آید(۸ و ۱۲).

عملکرد یک ژنوتیپ در یک محیط، مخلوطی از اثر اصلی ژنوتیپ (G)، اثر اصلی محیط (E) و اثر متقابل ژنوتیپ \times محیط (GE) است. در یک آزمایش ناحیه ای نرمال، محیط حدود ۸۰ درصد و ژنوتیپ و اثر متقابل آنها هر کدام حدود ۱۰ درصد از تنوع کل را شامل می شوند(۱۰ و ۱۹).

اگر برای تولید یک مدل ضرب پذیر، تجزیه به مؤلفه های اصلی بر روی باقیمانده (اثر متقابل) حاصل از ANOVA جمع پذیر داده های عملکرد انجام شود، یک مدل AMMI حاصل می گردد. مدل ریاضی بای پلات یا AMMI عبارت است از(۱۳ و ۱۸):

$$Y_{ij} = \mu + \alpha_i + \beta_j + \sum_{n=1}^N \lambda_n Y_{in} \delta_{jn} + \theta_{ij} + e_{ijk}$$

به طوریکه Y_{ij} عملکرد i امین ژنوتیپ در j امین محیط، μ میانگین کل، α_i ($i = 1, \dots, S$) انحراف میانگین ژنوتیپ (میانگین ژنوتیپ منهای میانگین کل)، β_j ($j = 1, \dots, t$) انحراف میانگین محیط، λ_n مقدار منفرد برای n محور تجزیه به مؤلفه اصلی، Y_{in} و δ_{jn} اسکورها های PCA یا بردارهای منفرد به ترتیب برای ژنوتیپ و محیط در محور n ام PCA، N تعداد محورهای PCA در مدل، θ_{ij} ماتریس

شرایط مختلف اقلیمی از جمله روش های مناسب برای بهبود عملکرد عدس است.

آزمایشات ناحیه ای (METs)^۱ به عنوان بخش پایانی برنامه اصلاح ارقام زراعی نقش مهمی در تعیین و گزینش رقم یا ارقام برتر در مکان ها و سال های مختلف، قبل از آزادسازی و معرفی یک رقم دارد(۳ و ۲۱). ارقام کشت شده در محیط ها و سال ها، واکنش های متفاوتی در برابر تغییرات محیطی از خود بروز داده و همین پاسخ متفاوت ارقام از یک محیط به محیط دیگر اثر متقابل ژنوتیپ \times محیط خوانده می شود(۱ و ۴). بسته به اندازه اثرات متقابل یا پاسخ متمایز ژنوتیپ های آزمایشی، رتبه بندی واریته ها می تواند تا حد زیادی در محیط های مختلف متفاوت باشد. تجزیه واریانس مرکب می تواند مقادیر اثرات اصلی و اثرات متقابل را مشخص و تشریح نماید. ولی، این تجزیه در خصوص اثر متقابل ژنوتیپ \times محیط (GEI)^۲ اطلاعاتی به دست نمی دهد(۷). سایر مدل های آماری تشریح کننده GEI مانند مدل اثرات اصلی جمع پذیر و اثر متقابل ضرب پذیر (AMMI)^۳ برای شرح و درک GEI مفید هستند.

مدل AMMI تجزیه ای است که هر دو جزء جمع پذیر و ضرب پذیر ساختار داده های دو طرفه را با همدیگر تلفیق می کند. تجزیه پلات دوگانه یا بای پلات AMMI به عنوان ابزاری مؤثر برای تعیین گرافیکی الگوهای GEI در نظر گرفته می شود. در AMMI، بخش جمع پذیر بوسیله تجزیه واریانس (ANOVA) از اثر متقابل مجزا می گردد. سپس تجزیه به مؤلفه های اصلی (PCA)^۴ که یک مدل ضرب پذیر را فراهم می کند، برای تجزیه اثر برهمکنش از مدل جمع پذیر ANOVA به کار می رود. نمایش بای پلات از نمره های PCA^۵ امکان مشاهده و تفسیر اجزای GEI را فراهم می کند. تلفیق نمودار بای پلات و آماره های پایداری ژنوتیپی این توانایی را به محقق می دهد که

1. Multi Environmental Trials
2. Genotype \times Environment Interaction
3. Additive Main Effects and Multiplicative Interactions
4. Principal Components Analysis
5. Scores

محیطی دیم مناطق غرب کشور، مشاهده تغییرات عملکرد دانه ژنوتیپ های عدس در محیط های آزمایشی براساس روش بای پلات و تفسیر اثر متقابل ژنوتیپ \times محیط حاصل به وسیله تجزیه AMMI عملکرد دانه ۱۰ ژنوتیپ عدس در ۱۲ محیط (سه سال و چهار منطقه) بود.

مواد و روش ها

این تحقیق به منظور بررسی و انتخاب ارقام پر محصول و سازگار به شرایط آب و هوایی مختلف در ۱۲ محیط شامل چهار منطقه سردسیر کشور (کردستان، مراغه، زنجان و اردبیل) بمدت سه سال به اجرا در آمد. مشخصات محیط های آزمایشی و وضعیت آب و هوایی آنها در جدول ۱ نشان داده شده است. این بررسی شامل ۹ ژنوتیپ منتخب از آزمایش های بین المللی ایکاردا و آزمایشات مقدماتی و یک رقم در دست معرفی موسوم به شاهد گچساران (ILL 6212) بود (جدول ۲).

عملیات تهیه زمین شامل شخم، دیسک و تسطیح به طور معمول انجام و قبل از کاشت ۵۰ کیلو گرم فسفر خالص (P_2O_5) و همزمان با کشت ۳۰ کیلو گرم ازت خالص (N) در هکتار محاسبه و با خاک محل اجرای آزمایش مخلوط گردید. عملیات کاشت در کلیه مناطق در اولین فرصت بهاره در قالب طرح بلوکهای کامل تصادفی با چهار تکرار انجام شد. هر واحد آزمایش شامل ۴ ردیف به طول ۴ متر به فواصل ۲۵ سانتیمتر از یکدیگر بود. فاصله بوته ها روی ردیف ۲ سانتیمتر (تعداد ۲۰۰ دانه در متر مربع) و لذا مساحت هر کرت ۴ متر مربع بود. برای جلوگیری از بروز بیماریهای خاکزی، ضد عفونی بذر توسط قارچکش بنلیت به نسبت ۲ در هزار، قبل از کاشت صورت گرفت. در طول دوران رشد و نمو، وجین علفهای هرز توسط دست و مبارزه با آفات احتمالی با سموم موثر انجام شد و یادداشت برداری های لازم از صفات مورد نظر به عمل آمد. پس از رسیدگی کامل، با حذف ۲۵ سانتیمتر از ابتدا و انتهای خطوط و دوردیف کناری، محصول دانه در هر کرت به طور جداگانه از مساحت ۱/۷۵ مترمربع برداشت و ضمن توزین، عملکرد دانه هر واحد آزمایشی تعیین و ثبت گردید. کلیه عملیات کاشت، داشت و برداشت و توزین در همه مناطق و در سال های مختلف به صورت یکنواخت انجام شد.

باقیمانده ها، و e_{ijk} خطای باقیمانده مرتبط با k امین تکرار ($k = 1, \dots, r$) می باشند.

تجزیه AMMI اطلاعات بیشتری در خصوص اثر متقابل GE در آزمایشات ناحیه ای (MET) در اختیار قرارداده و بای پلات رسم شده یا استفاده از نمره های ژنوتیپی و محیطی دو مؤلفه اول AMMI، تصویر جامع تری از رفتار ژنوتیپها، محیط ها و اثرات متقابل ژنوتیپ \times محیط را برای بریدر فراهم می کند (۷ و ۳). این تجزیه به نحو مطلوبی باقیمانده های غیر ساختاری^۱ را از الگوهای ساختاری اثر متقابل ژنوتیپ \times محیط تفکیک می کند (۴).

در خصوص استفاده از AMMI در تجزیه داده های حاصل از آزمایشات ناحیه ای، زوبل و همکاران (۱۹۸۸) اثر متقابل ژنوتیپ \times محیط را در یک آزمایش ناحیه ای سویا مورد مطالعه قرار دادند و پایداری لاین های سویا را مشخص کردند (۲۱). کایا و همکاران (۲۰۰۲) نشان دادند که اثرات متقابل زودرسی \times تنش سرما و ارتفاع بوته \times تنش خشکی، در گندم مسئول اثرات متقابل GE مشاهده شده در آزمایش آنان بوده است (۱۳). یان و همکاران (۲۰۰۱) مزایای دو تیپ از اثر اصلی ژنوتیپ بعلاوه بای پلات های GEI در تجزیه داده های MET را مقایسه کرده و نشان دادند که تجزیه AMMI و روش تجزیه رگرسیون مکانی^۲ به طور یکسانی در مشخص کردن الگوی ژنوتیپ های برتر در آزمایشات ناحیه ای عمل می کنند (۱۹).

سعید و همکاران (۱۳۸۳) از تجزیه AMMI برای بررسی پایداری لاین های برنج استفاده کرده و با دو مؤلفه اصلی اول که ۸۳/۳۹ درصد از تغییرات کل مربوط به اثر متقابل ژنوتیپ \times محیط را در برداشت، نسبت به رسم بای پلات و اخذ تصمیم در مورد پایداری لاین های برنج اقدام کردند (۲). محققین مختلف از بین پارامترهای مختلف پایداری، تجزیه AMMI را روشی مطمئن برای تجزیه واکنش سازگاری و پایداری ارقام و انتصاب ارقام به محیط ها یا مکان های مختلف گزارش کردند (۴ و ۱۲).

هدف از انجام این مطالعه بررسی سازگاری و پایداری عملکرد ارقام و لاین های عدس دانه درشت در شرایط

1. Non-structural Noises

2. Sites Regression Model (SREG)

جدول ۱- کد، میزان بارندگی (میلی متر) و وضعیت آب و هوایی هر کدام از محیط های آزمایشی

سال	مکان	کد	میزان نزولات (mm)	متوسط حداقل دما (°C)	متوسط حداکثر دما (°C)
۱۳۸۰	سنندج	E1	۲۶۵/۳	۳/۳۹	۱۴/۹۸
	مراغه	E2	۳۰۱/۵	۳/۸۳	۱۳/۵۲
	زنجان	E3	۳۶۰/۳	۴/۴۱	۱۵/۰۸
	اردبیل	E4	۳۲۲/۱	۴/۵۰	۱۴/۸۹
	سنندج	E5	۳۰۷/۳	۴/۳۰	۱۵/۰۵
۱۳۸۱	مراغه	E6	۳۲۰/۶	۳/۵۵	۱۳/۵۸
	زنجان	E7	۳۵۶/۶	۴/۴۴	۱۵/۱۵
	اردبیل	E8	۳۹۵/۲	۳/۳۹	۱۴/۹۵
	سنندج	E9	۲۹۱/۹	۳/۵۱	۱۵/۱۲
	مراغه	E10	۳۵۰/۹	۳/۶۰	۱۴/۰۸
۱۳۸۲	زنجان	E11	۳۴۶/۳	۴/۵۰	۱۴/۹۹
	اردبیل	E12	۴۵۵/۶	۴/۰۲	۱۵/۰۳

سال های دوم و سوم، در بقیه موارد بین لاین های آزمایشی اختلاف معنی دار وجود داشت. آزمون بارتلت برای آزمایش متجانس بودن واریانس های خطا انجام و مقدار χ^2 برابر با ۱۰/۹۱ با ۹ درجه آزادی به دست آمد که معنی دار نبود، به این مفهوم که بین واریانس خطاهای آزمایشی تجزیه های جداگانه اختلاف معنی داری وجود نداشت و لذا تجزیه واریانس مرکب داده ها انجام شد.

پس از انجام تجزیه واریانس ساده در هر سال و هر مکان، آزمون بارتلت برای بررسی یکنواختی واریانس خطاها انجام شد. سپس با فرض ثابت بودن اثر ژنوتیپ ها و تصادفی بودن اثر سال و مکان، تجزیه واریانس مرکب انجام و میانگین اثرات اصلی و اثرات متقابل با آزمون توکی در سطح احتمال ۵ درصد مقایسه شدند.

تجزیه پایداری به روش AMMI شامل جدول تجزیه واریانس مربوطه، آزمون F به روش گولوب (۱۹۶۸)، تعیین مدل مناسب و برآورد میزان باقیمانده، محاسبه مقادیر مؤلفه های اصلی ژنوتیپ × محیط و پارامترهای مربوطه انجام و بای پلات مربوطه رسم شد (۱۱). در این تحقیق به منظور انجام محاسبات فوق از برنامه ها و نرم افزارهای آماری MSTAT-C و S116 استفاده شد. ضمناً از نسخه ۸/۲ برنامه SAS (۲۰۰۱) برای تجزیه AMMI استفاده شد. برای هر ژنوتیپ و هر محیط اسکور های ژنوتیپی و محیطی بوسیله رویه PROC IML و نمودار بای پلات با رویه Gplot نرم افزار SAS به دست آمدند (۱۶).

نتایج و بحث

تجزیه واریانس ساده برای هر کدام از محیط ها به طور جداگانه صورت گرفت (جدول تجزیه واریانس در اینجا ارائه نشده اند). نتایج نشان دادند که غیر از آزمایش محیط E4 (مراغه در سال اول) و آزمایشات E7 و E11 (زنجان در

جدول ۲- کد، شجره و مبداء ژنوتیپ های آزمایشی

کد ژنوتیپ	نام یا شجره	مبداء
۱	ILL 6002	گزینش از ژرم پلاسم عدس ICARDA
۲	ILL 6030	گزینش از ژرم پلاسم عدس ICARDA
۳	ILL 7523	گزینش از ژرم پلاسم عدس ICARDA
۴	ILL 6468	گزینش از ژرم پلاسم عدس ICARDA
۵	ILL 6212*	گزینش از ژرم پلاسم عدس ICARDA
۶	ILL 6206	گزینش از ژرم پلاسم عدس ICARDA
۷	Cabrilainta	آرژانتین
۸	FLIP 82-1L	برنامه اصلاح عدس ICARDA
۹	FLIP 92-12L	برنامه اصلاح عدس ICARDA
۱۰	FLIP 92-15L	برنامه اصلاح عدس ICARDA

• شاهد گچساران

تجزیه مرکب برای عملکرد دانه ارقام و لاین های عدس

جدول ۲- تجزیه واریانس مرکب عملکرد دانه ژنوتیپ های عدس در سال ها و مکان های آزمایشی

منبع تغییر	درجه آزادی	میانگین مربعات
سال	۲	**۵/۷۲۷
مکان	۳	**۲/۳۳۱
سال × مکان	۶	**۴/۸۰۸
سال × مکان/تکرار	۳۶	۰/۰۲۵
رقم	۹	*۰/۰۳۷
رقم × سال	۱۸	^{ns} ۰/۰۱۸
رقم × مکان	۲۷	**۰/۰۵۴
رقم × سال × مکان	۵۴	**۰/۰۲۳
خطا	۳۲۴	۰/۰۱۱

ضریب تغییرات (%) = ۱۹/۱۰

* و ** به ترتیب معنی دار در سطح احتمال ۵ و ۱ درصد

ns غیرمعنی دار

نتایج تجزیه AMMI همچنین نشان داد که اولین مؤلفه اصلی اثر متقابل (جزء اول AMMI) با ۱۹ درجه آزادی حدود ۵۲ درصد از مجموع مربعات اثر متقابل GE را به خود اختصاص داده است. مؤلفه اصلی دوم نیز حدود ۲۰ درصد از مجموع مربعات اثر متقابل GE را توجیه کرد. از طرف دیگر جزء اول و دوم AMMI دارای مجموع مربعات بزرگتر از مجموع مربعات ژنوتیپ ها بود. میانگین مربعات دو مؤلفه اصلی اول و دوم در سطح احتمال ۱٪ معنی دار بودند و به طور تجمعی حدود ۷۲ درصد از کل اثر متقابل GE را توجیه کردند.

لذا ارزیابی اولیه با استفاده از آزمون F در سطح احتمال ۱ درصد نشان داد که دو مؤلفه اصلی اول مدل برآورد شده، با ۳۶ درجه آزادی معنی دار هستند. با اینکه نویز یا باقیمانده معنی دار نشده ولی وجود همین مقدار اندک (در برگیرنده ۱۰ درصد از مجموع مربعات GE) موجب می گردد که استفاده از همه مؤلفه های اصلی، کمکی به اعتبار برآورد نکرده و بهترین مدل برآورد شده با استفاده از دو جزء مذکور (IPC1 و IPC2) به دست آید.

در سه سال و چهار مکان به شرح جدول ۲ صورت گرفت. این تجزیه حاکی از اختلاف معنی دار بین سال ها، مکان ها، اثر متقابل سال × مکان، رقم × مکان و رقم × سال × مکان ($P \leq 0.01$) و رقم ($P \leq 0.05$) بود. معنی دار بودن واریانس بین سال ها و بین مکان ها به ترتیب نشان دهنده تفاوت معنی دار عملکرد ژنوتیپ ها از سالی به سال دیگر و از مکانی به مکان دیگر بود. معنی دار بودن اثر متقابل سال × مکان مبین آن بود که تفاوت عملکرد ارقام طی سالهای مختلف در متوسط مکان های آزمایشی به شدت معنی دار و متغیر است. برای اثر متقابل رقم × سال اختلاف معنی دار به دست نیامد. معنی دار بودن اثر متقابل ژنوتیپ × مکان نشان دهنده الگوهای متفاوت سازگاری ارقام در مکان های مختلف بود، که لزوم انجام تجزیه های بیشتر را منعکس می کرد.

مقایسه میانگین ژنوتیپ ها و مکان های آزمایشی نشان داد که لاین های شماره ۵ (ILL 6212) یا شاهد گجساران، شماره ۹ (FLIP 92-12L) و شماره ۸ (FLIP 92-15L) به ترتیب با میانگین تولید ۰/۵۹۸، ۰/۵۹۵ و ۰/۵۸۴ تن در هکتار در شرایط دیم این آزمایش برتر از سایر لاین ها بودند و لاین شماره ۳ (ILL 7523) کمترین میزان دانه را تولید کرد (۰/۴۱۳ تن در هکتار). از طرف دیگر در ایستگاه اردبیل در سال سوم بیشترین (۱/۴۵ تن در هکتار) و در سمنندج در سال اول کمترین (۰/۲۰۴ تن در هکتار) عملکرد دانه به دست آمد. نتایج تجزیه واریانس عملکرد دانه (تن/هکتار) برای ۱۰ ژنوتیپ آزمایش شده در ۱۲ محیط بر مبنای روش AMMI در جدول ۳ آورده شده است. از مجموع مربعات کل، ۹۳/۳۸ درصد به وسیله اثرات محیطی و فقط ۰/۶۷ درصد به وسیله اثرات ژنوتیپی و ۵/۹۶ درصد به وسیله اثر متقابل ژنوتیپ × محیط توجیه شد. بزرگ بودن مجموع مربعات محیط ها نشان دهنده متنوع بودن محیط های آزمایشی بوده و تفاوت زیاد بین میانگین محیط ها موجب قسمت اعظم تغییرات در عملکرد دانه ارقام آزمایشی بوده است. هر چند اثر ژنوتیپ و اثر متقابل آن با محیط معنی دار نبود، ولی اندازه مجموع مربعات اثر متقابل ژنوتیپ × محیط ۹/۱ برابر بزرگتر از مجموع مربعات ژنوتیپ ها بوده و حاکی از تفاوت های اساسی در پاسخ ژنوتیپی در طول محیط ها می باشد.

جدول ۳- تجزیه واریانس اثرات اصلی افزایشی و اثرات متقابل ضرب پذیر (AMMI) برای عملکرد دانفارقام عدس در محیط های آزمایشی

منبع تغییر	درجه آزادی	مجموع مربعات	میانگین مربعات	توجیه شده (%)
مدل	۱۲۲	۱۲/۶۶۲	**۰/۱۰۶	-
محیط (E)	۱۱	۱۱/۸۲۴	**۱/۰۷۵	۹۳/۳۸
ژنوتیپ (G)	۹	۰/۰۸۳	۰/۰۰۹ ^{ns}	۰/۶۷
G x E	۹۹	۰/۷۵۵	۰/۰۰۸ ^{ns}	۵/۹۶
مؤلفه اول AMMI	۱۹	۰/۳۹۴	**۰/۰۲۱	۵۲/۱۹
مؤلفه دوم AMMI	۱۷	۰/۱۵۳	**۰/۰۰۹	۲۰/۲۶
مؤلفه سوم AMMI	۱۵	۰/۰۸۳	*۰/۰۰۶	۱۰/۹۹
مؤلفه چهارم AMMI	۱۳	۰/۰۴۹	۰/۰۰۴ ^{ns}	۶/۴۹
باقیمانده G x E (نویز)	۲۵	۰/۰۷۶	۰/۰۰۲ ^{ns}	۱۰/۰۷
خطای موازنه شده (pooled error)	۳۲۴	۳/۷۰۹	۰/۰۱۱	-

$$R^2 = ۰/۹۱۷۱۹/۱۸ = (%)$$

* و ** به ترتیب معنی دار در سطح احتمال ۵ و ۱ درصد

ns غیر معنی دار

های ناسازگاری مانند شماره ۶۰۳۰، ۶۰۳۱ و شماره ۱، ILL 6002 که در تمامی سالها و مکان ها از عملکرد پائینی برخوردار بودند دارای هر دو اسکور IPC1 و IPC2 پائین بودند. متوسط عملکرد لاین های شماره ۱، ۴، ۲ و کمتر از متوسط کلیه لاینها بود و ناپایداری بالایی داشتند (دارای نمره IPC2 پائین بودند). بای پلات نه تنها متوسط عملکرد یک ژنوتیپ (اثرات IPC1) بلکه وضعیت ژنوتیپ مورد نظر را در هر کدام از مکان ها مشخص می کند (۱۸). مثلاً ژنوتیپ شماره ۵ در محیط های E4 و E8 بالاترین متوسط عملکرد و در سایر مکان ها نیز عملکرد حدود متوسط داشت. از طرف دیگر لاین شماره ۱۰ که در دورترین فاصله از مبداء مختصات قرار داشت و علاوه بر آن در هیچکدام از محیط ها عملکرد بالایی کسب نکرد، به عنوان ناپایدارترین ژنوتیپ مشخص گردید.

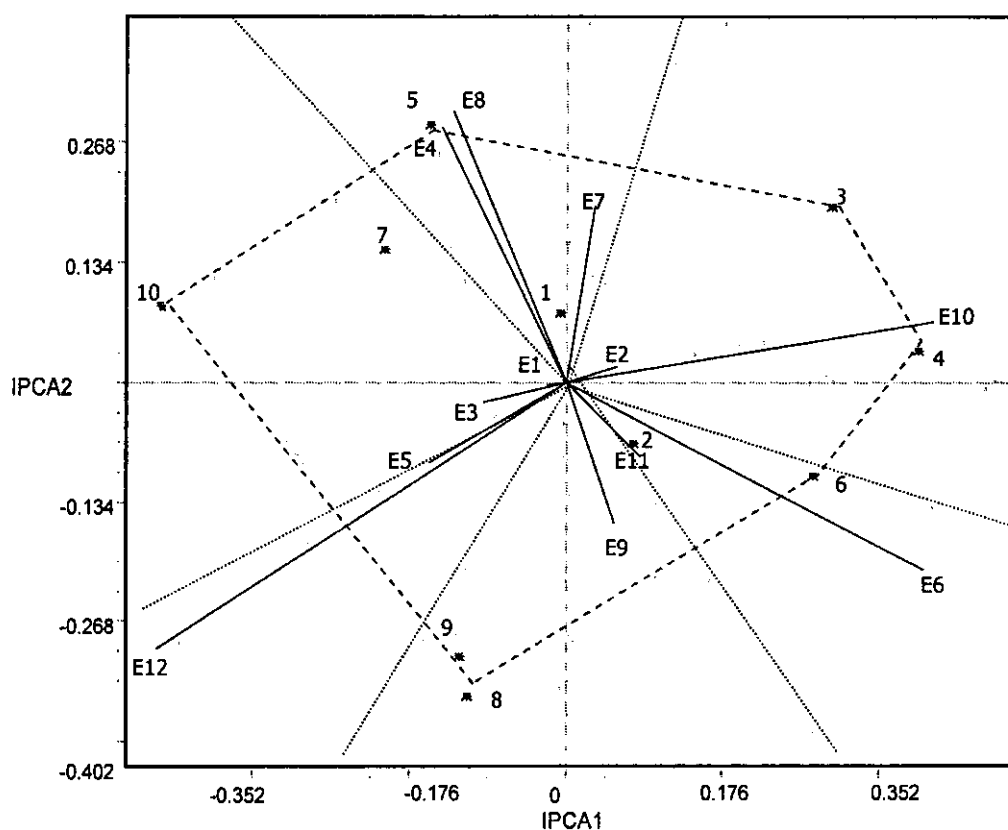
با توجه به محیط های آزمایشی، E12 بسیار متمایز از دیگران بوده و بیشترین فاصله را از مبداء مختصات داشت. از طرفی به علت IPC2 بزرگی که دارد تفاوت های ژنوتیپی مشاهده شده در این محیط ممکن است زیاد دقیق نباشد. در عوض E10 متمایز از سایر محیط ها نبود، ولی با توجه به میزان IPC2 پائینی که دارد تفاوت های ژنوتیپی مشاهده شده در آن منطقی بوده و حاکی از نمود واقعی ژنوتیپ هاست.

با استفاده از نمره های ژنوتیپی و محیطی دو جزء AMMI که ۲۲/۴ درصد از تغییرات اثر متقابل ژنوتیپ x محیط را توجیه کردند، نمودار بای پلات این تجزیه به روش ویرگاس و کروسا (۲۰۰۰) رسم و در شکل ۱ نشان داده شده است. یک بای پلات، بسته به علامات نمره های ژنوتیپی و محیطی دارای چهار بخش است (۱۸). در شکل ۱، پراکنش مکان ها در چهار بخش نمودار مشخص شده است. بهترین ژنوتیپ ها با در نظر گرفتن محیط های E7 و E10 به ترتیب ژنوتیپ های ۳ و ۴ بودند. ژنوتیپ ۶ در محیط های E6 و E9، ژنوتیپ های ۹ و ۸ در محیط E12 و نهایتاً ژنوتیپ ۵ در محیط های E4 و E8 به عنوان ژنوتیپ های مطلوب شناسایی شدند. ژنوتیپ های نزدیک مبداء مختصات (نظیر ژنوتیپ های ۱ و ۲) نسبت به ژنوتیپ هایی که در حداکثر فاصله از مبداء قرار گرفتند (نظیر ژنوتیپ های ۸ و ۱۰)، واکنش کمتری به شرایط محیطی نشان دادند. هر چند ژنوتیپ های آزمایشی با یکدیگر اختلاف معنی داری نداشتند، ولی لاین هایی مانند لاین های شماره ۵ (ILL 6212 یا شاهد گچساران)، شماره ۹ (FLIP 92-12L) و شماره ۸ (FLIP 82-1L) که عملکرد بالاتری از سایر لاین ها داشتند، دارای نمره IPC1 پائین و نمره IPC2 بالا (صرفنظر از علامت) بودند. در می توان این سه لاین را در تمامی مکان ها پایدار دانست. در طرف مقابل ژنوتیپ

سپاسگزاری

این بررسی ازسری طرح های تحقیقاتی مؤسسه تحقیقات کشاورزی دیم کشور به شماره ۸۰۱۸۴-۲۱-۱۰۰ بود، لذا لازم است ازمسئولین مؤسسه مذکور به خاطر کمکهای بی شائبه و همچنین ازکلیه دوستان و همکارانی که در ایستگاه ها با مجریان طرح همکاری داشته اند تقدیر و سپاسگزاری به عمل آید.

به طور کلی تجزیه AMMI و بای پلات مربوطه می تواند به اصلاحگر برای داشتن دیدگاهی جامع از رفتار زنتوپ ها محیط ها و اثر متقابل GxE کمک نماید. درشرایط این تحقیق لاین شماره ۹ (FLIP 92-12L) جزو زنتوپ های برتر بوده و با توجه به خصوصیات مناسب و بازاریسندی دانه، به عنوان بهترین رقم برای کاشت و توسعه در کشت بهاره مناطق سردسیرغرب کشور توصیه می گردد.



نمودار ۱. بای پلات حاصل از اسکورهای زنتویی و محیطی ۱۰ زنتوپ عدس در ۱۲ محیط برای عملکرد دانه

REFERENCES

منابع مورد استفاده

۱. چوکان، ر. ۱۳۷۹. پایداری عملکرد و اجزای عملکرد دانه هیبریدهای درت. نهال و بذر ۱۶(۳): ۲۸۴-۲۶۹.
۲. سعید، ع.، م. مقدم و س. ا. محمدی. ۱۳۸۳. بررسی پایداری عملکرد ارقام و لاین های برنج با استفاده از تجزیه AMMI. چکیده مقالات هشتمین کنگره زراعت و اصلاح نباتات ایران. دانشکده کشاورزی دانشگاه گیلان، رشت. صفحه ۱۶۸.
۳. فرشادفر، ع. ۱۳۷۶. کاربرد ژنتیک کمی در اصلاح نباتات (جلد دوم). انتشارات دانشگاه رازی کرمانشاه.

۴. مرتضویان، س.م.م. ۱۳۸۳. بررسی روش های مختلف تجزیه پایداری در ذرت. پایان نامه کارشناسی ارشد اصلاح نباتات. دانشکده کشاورزی دانشگاه تهران.
۵. نخفروش، ع.ر.، ع. کوچکی و ع. باقری. ۱۳۷۷. بررسی شاخص های مورفولوژیک و فیزیولوژیک موثر بر عملکرد و اجزای عملکرد در ژنوتیپ های مختلف عدس (*Lens culinaris Medik.*). مجله علوم زراعی ایران ۱ (۱): ۳۵-۲۰.
6. Crossa, J., P.L. Cornelius, and W. Yan. 2001. Biplots of linear-bilinear models for studying crossover genotype \times environment interaction. *Crop Science* 41:158-163.
7. Crossa, J., H.G. Gauch and R.W. Zobel. 1990. Additive main effects and multiplicative interactions analysis of two international maize cultivar trials. *Crop Science* 30:493-500.
8. Gabriel, K. R. 1971. The biplot graphic display of matrices with application to principal component analysis. *Biometrika* 58:453-467.
9. Gabriel, K.R. 1978. Least squares approximation of matrices by additive and multiplicative models. *J. Roy. Stat. Soc. Series B.* 40:186-196.
10. Gauch, G.H. and R.W. Zobel. 1996. AMMI analysis of yield trials. In: Genotype by environment interaction. (ed.) Kang, M.S. and Gauch, H.G. CRC Press, Boca Rota, FL. pp. 85-122.
11. Gollob, A.F. 1968. A statistical model which combines features of factor analytic and analysis of variance technique. *Psychometrika*, 33:73-115.
12. Gower, J.C. and D.J. Hand. 1996. Biplots. Chapman and Hall, UK.
13. Kaya, Y.; C. Palta and S. Taner. 2002. Additive main effects and multiplicative interactions of yield performance in bread wheat genotypes across environments. *Turk J Aric.* 26: 275-279.
14. Kearsay, M.J. and H.S. Pooni. 1996. The Genetical Analysis of Quantitative Traits. Chapman and Hall, London, pp. 259-262.
15. Muehlbauer, F.J., W.J. Kaiser, S.L. Clement and R.J. Summerfield. 1995. Production and breeding of lentil. *Adv. Agron.* 54:283-332.
16. SAS institute, 1996. SAS/STAT user's guide, second edition. SAS institute Inc., Cary, NC.
17. Thillainathan, M. and G.C.J. Fernandez. 2001. SAS applications for Tai's stability analysis and AMMI model in genotype \times environmental interaction (GEI) effects. *Journal of Heredity* 92(4):367-371.
18. Vargas, M. and J. Crossa. 2000. The AMMI analysis and the graphing the Biplot in SAS. CIMMYT, Int. México. 42 pp.
19. Yan, W., P.L. Cornelius, J. Crossa and L.A. Hunt. 2001. Two types of GGE biplots for analyzing multi-environmental trial data. *Crop Science.* 41:656-663.
20. Yan, W. and I. Rajcan. 2002. Biplot analysis of the test sites and trait relations of soybean in Ontario. *Crop Science* 42:11-20.
21. Zobel, R.W., M.S. Wright and H.G. Gauch. 1988. Statistical analysis of a yield trial. *Agronomy Journal* 80:388-393.