Archive of SID

مجله علوم کشاورزی ایران
دوره ۱-۳۸، شماره ۲، ۱۳۸۶ (۳۰۲- ۲۹۵)

پایداری عملکرد دانهٔ ژنوتیپ های عدس در مناطق دیم غرب کشور از طریق تجزیهٔ 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 کشور۵، عضو هیات علمی مرکز تحقیقات کشاورزی و منابع طبیعی زنجان۶،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 دانهٔ ۱۰ ژنوتیپ عدس دانه درشت با استفاده از طرح بلوک های تصادفی با چهار تکرار طی سه سال (۸۲-۱۳۸۰) درچهار 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 جانبهٔ رقم × سال× مکان معنی دار بودند. تجزیهٔ اثرات اصلی افزایشی و اثرات متقابل غیر افزایشی یا ضرب پذیر (AMMI) نشان داد که عملکرد دانهٔ 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 ($P\leq0.01$) 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 نمرهٔ ژنوتیپی و محیطی دو مؤلفهٔ اول AMMI نشان داد که در شرایط ایستگاه های محل اجرای آزمایش، ژنوتیپ های واجد مقادیر پائین مؤلفهٔ اصلی اول (IPC1) وبالای مطلق مؤلفهٔ اصلی دوم (IPC2) ازعملکرد بالایی برخوردار بودند و به عنوان ژنوتیپ های پایدارمشخص گردیدند.

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

مقدمه

عدس (*Lens culinaris* Medik.)یک لگوم خوراکی خودگشن دیپلوئید(2n=2x=14) است.این گیاه عمدتاً در شبه قارهٔ هند، منطقهٔ 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 سرمادوست در رژیم غذایی مردم کشورهای در حال توسعه اهمیت بسزایی دارد.دانهٔ این گیاه حاوی ۲۶ درصد پروتئین بوده و به عنوان مکمل غذائی درالگوی تغذیه ای انسان جایگاه ویژه ای دارد (۱۵) .همچنین کاه و بقایای عدس در تغذیهٔ 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 وعدم ثبات عملکرد اشاره نمود (۵ و۱۵) . لذا مقایسه ارقام ازنظر صفات مرتبط با عملکرد دانه و تعیین ارقام پر محصول و سازگار به

*نویسنده مسئول: همایون کانونی تلفن: ۰۹۱۸۳۷۱۴۳۱۵ E-mail:hkanouni@yahoo.com

www.SID.ir

Archive of SID

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

آزمایشات ناحیه ای (METs)[1] به عنوان بخش پایانی برنامهٔ 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 درمحیط 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 × محیط خوانده می شود(۱ و۴).بسته به اندازهٔ 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 واثرات متقابل را مشخص و تشریح نماید.ولی، این تجزیه در خصوص اثر متقابل ژنوتیپ × محیط(GEI)[2] اطلاعاتی به دست نمی دهد(۷).سایر مدل های آماری تشریح کنندهٔ GEI مانند مدل اثرات اصلی جمع پذیر و اثر متقابل ضرب پذیر(AMMI)[3] 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 بوسیلهٔ تجزیه واریانس(ANOVA)از اثر متقابل مجزا می گردد.سپس تجزیه به مؤلفه های اصلی(PCA)[4] که یک مدل ضرب پذیر را فراهم می کند،برای تجزیهٔ اثر برهمکنش از مدل جمع پذیرANOVA به کار می رود.نمایش بای پلات از نمره های PCA[5] 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 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 و۹).هدف از نمودار بای پلات نشان دادن اهمیت و سهم هر متغیر در هر مؤلفهٔ 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 وm ستون است می تواند به صورت ضرب دو ماتریس A و B هر کدام بانn ردیف وm ستون در نظر گرفته شود.بنابراین، ماتریسX 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 mستون Bدر یک پلات نشان داده شوند یک بای پلات به دست می آید(۸ و۱۲).

عملکرد یک ژنوتیپ در یک محیط ، مخلوطی از اثر اصلی ژنوتیپ(G)،اثر اصلی محیط(E)و اثر متقابل ژنوتیپ × محیط(GE) است.در یک آزمایش ناحیه ای نرمال،محیط حدود ۸۰ درصد و ژنوتیپ و اثرمتقابل آنها هر کدام حدود ۱۰درصد از تنوع کل را شامل می شوند (۱۰ و۱۹).

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

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

به طوریکهYij عملکرد i امین ژنوتیپ در j امین محیط،μ میانگین کل،αi (i = 1,...,s)انحراف میانگین ژنوتیپ (میانگین ژنوتیپ منهای میانگین کل)،βj (j =1,...,t)انحراف میانگین محیط،λn مقدار منفرد برای n محور تجزیه به مؤلفهٔ اصلی،Y_{in} وδ_{jn} اسکورهای PCA یا بردارهای منفرد به ترتیب برای ژنوتیپ و محیط در محور n ام،PCA، N تعداد محورهای PCA در مدل ، θ_{ij} ماتریس

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

www.SID.ir

Archive of SID

باقیمانـــده ها، و e_{ijk} خطای باقیمانـــده مرتبط با k امین تکـــــرار ($k = 1,...,r$)می باشند.

تجزیهٔ AMMI اطلاعات بیشتری در خصوص اثر متقابلGE در آزمایشات ناحیه ای(MET)در اختیار قرارداده وبای پلات رسم شده با استفاده از نمره های ژنوتیپی و محیطی دو مؤلفهٔ اولAMMI ،تصویر جامع تری از رفتار ژنوتیپها، محیط ها و اثرات متقابل ژنوتیپ×محیط را برای بریدر فراهم می کند(۳و۷).این تجزیه به نحو مطلوبی باقیمانده های غیر ساختاری[1] را از الگوهای ساختاری اثر متقابل ژنوتیپ×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 × محیط را در یک آزمایش ناحیه ای سویا مورد مطالعه قرار دادند وپایداری لاین های سویا را مشخص کردند(۲۱).کایا و همکاران(۲۰۰۲) نشان دادند که اثرات متقابل زودرسی × تنش سرما و ارتفاع بوته × 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 بعلاوهٔ بای پلات های GEI در تجزیهٔ داده های MET را مقایسه کرده و نشان دادند که تجزیهٔ AMMI و روش تجزیهٔ رگرسیون مکانی[2]به طور یکسانی در مشخص کردن الگوی ژنوتیپ های برتر در آزمایشات ناحیه ای عمل می کنند(۱۹).

سعید و همکاران(۱۳۸۳)ازتجزیهٔAMMI برای بررسی پایداری لاین های برنج استفاده کرده و با دو مؤلفهٔ اصلی اول که ۸۳/۳۹ درصد از تغییرات کل مربوط به اثر متقابل ژنوتیپ×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،تجزیهAMMI را روشـــی مطمئن برای تجزیهٔ واکنش سازگاری و پایداری ارقام و انتصاب ارقام به محیط ها یا مکان های مختلف گزارش کردند(۴ و۱۲).

هدف از انجام این مطالعه بررسی سازگاری و پایداری عملکردارقام و لاین های عدس دانه درشت در شرایط محیطی دیم مناطق غرب کشور،مشاهدهٔ تغییرات عملکرد دانه ژنوتیپ های عدس درمحیط های آزمایشی براساس روش بای پلات و تفسیر اثر متقابل ژنوتیپ × محیط حاصل به وسیلهٔ تجزیهٔ 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 هوائی مختلف در۱۲ محیط شامل چهار منطقهٔ 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 کلیهٔ 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 دانهٔ هر واحد آزمایشی تعیین و ثبت گردید .کلیه عملیات کاشت، داشت و برداشت و توزین در همهٔ مناطق و در سال های مختلف به صورت یکنواخت انجام شد.

1.Non-structural Noises

2.Sites Regression Model(SREG)

www.SID.ir

Archive of SID

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

محیط		کُد	میزان نزولات(mm)	متوسط حداقل دما (°C)	متوسط حداکثردما (°C)
سال	مکان				
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
۱۳۸۱	سنندج	E5	۳۰۷/۳	۴/۳۰	۱۵/۰۵
	مراغه	E6	۳۲۰/۶	۳/۵۵	۱۳/۵۸
	زنجان	E7	۳۵۶/۶	۴/۴۴	۱۵/۱۵
	اردبیل	E8	۳۹۵/۲	۳/۳۹	۱۴/۹۵
۱۳۸۲	سنندج	E9	۲۹۱/۹	۳/۵۱	۱۵/۱۲
	مراغه	E10	۳۵۰/۹	۳/۶۰	۱۴/۰۸
	زنجان	E11	۳۴۶/۳	۴/۵۰	۱۴/۹۹
	اردبیل	E12	۴۵۵/۶	۴/۰۲	۱۵/۰۳

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.

تجزیهٔ پایداری به روش AMMI شامل جدول تجزیه واریانس مربوطه ،آزمون F به روش گولوب (۱۹۶۸)، تعیین مدل مناسب و برآورد میزان باقیمانده،محاسبهٔ مقادیر مؤلفـه های اصلی ژنوتیپ×محیط و پارامترهای مربوطه انجام و بای پلات مربوطه رسم شد(۱۱). دراین تحقیق به منظور انجام محاسبات فوق از برنامه ها و نرم افزارهای آماری MSTAT-C وS116 استفاده شد.ضمناً از نسخهٔ ۸/۲ برنامه SAS(۲۰۰۱)برای تجزیهٔ AMMI استفاده شد.برای هر ژنوتیپ و هر محیط اسکور های ژنوتیپی و محیطی بوسیلهٔ رویهٔ PROC IML و نمودار بای پلات با رویهٔ GPLOT نرم افزارSAS به دست آمدند(۱۶).

نتایج و بحث

تجزیه واریانس ساده برای هرکدام از محیط ها به طور جداگانهٔ صورت گرفت(جداول 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 سال های دوم و سوم)، در بقیهٔ موارد بین لاین های آزمایشی اختلاف معنی دار وجود داشت. آزمون بارتلت برای آزمایش متجانس بودن واریانس های خطا انجام ومقدار$\chi 2$ برابر با ۱۰/۹۱ با ۹ درجهٔ 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.

جدول ۲- کُد، شجرهٔ و مبداء ژنوتیپ های آزمایشی

کُد 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

www.SID.ir

Archive of SID

در سه سال و چهار مکان به شرح جدول۲ صورت گرفت.این تجزیه حاکی از اختلاف معنی دار بین سال ها،مکان ها ، اثر متقابل سال× مکان، رقم × مکان و رقم × سال × مکان ($P\leq0.01$) و رقم ($P\leq 0.05$) بود. معنی دار بودن واریانس بین سال ها و بین مکان ها به ترتیب نشان دهندهٔ تفاوت معنی دار عملکرد ژنوتیپ ها از سالی به سال دیگرو 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 اثرمتقابل ژنوتیپ× مکان نشان دهندهٔ 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 شماره۵ (ILL 6212 یا شاهد گچساران)،شماره۹ (FLIP 92-12L) وشماره ۸ (FLIP 92-15L) به ترتیب با میانگین تولید ۰/۵۹۸، ۰/۵۹۵ و۰/۵۸۴ تن در هکتار در شرایط دیم این آزمایش برتر از سایر لاین ها بودند و لاین شمارهٔ ۳ (ILL 7523) کمترین میزان دانه را تولید کرد(۰/۴۱۳ تن در هکتار).از طرف دیگردرایستگاه اردبیل در سال سوم بیشترین (۱/۴۵ تن در هکتار)و در سنندج 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 وسیلهٔ اثرات محیطی و فقط ۰/۶۷ درصد به وسیلهٔ اثرات ژنوتیپی و ۵/۹۶ درصد به وسیلهٔ اثرمتقابل ژنوتیپ × محیط توجیه شد. بزرگ بودن مجموع مربعات محیط ها نشان دهندهٔ 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 اندازهٔ مجموع مربعات اثر متقابل ژنوتیپ× محیط ۹/۱ برابر بزرگتر از مجموع مربعات ژنوتیپ ها بوده و حاکی از تفاوتهای اساسی در پاسخ ژنوتیپی در طول محیط ها می باشد.

جدول۲- 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	۰/۰۱۸ ns
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 تجزیهٔ AMMI همچنین نشان داد که اولین مؤلفهٔ اصلی اثر متقابل(جزء اول AMMI) با ۱۹ درجهٔ آزادی حدود ۵۲درصد از مجموع مربعات اثر متقابل GEرا به خود اختصاص داده است.مؤلفهٔ اصلی دوم نیز حدود ۲۰ درصد از مجموع مربعات اثر متقابل GE را توجیه کرد.از طرف دیگر جزء اول و دومAMMI دارای مجموع مربعات بزرگتر از مجموع مربعات ژنوتیپ ها بود.میانگین مربعات دو مؤلفهٔ اصلی اول و دوم در سطح احتمال ۱٪معنی دار بودند و به طور تجمعی حدود ۷۲ درصد از کل اثر متقابلGE را توجیه کردند.

لذا ارزیابی اولیه با استفاده از آزمونF در سطح احتمال ۱ درصد نشان داد که دو مؤلفهٔ 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 برگیرندهٔ ۱۰ درصداز مجموع مربعاتGE) موجب می گردد که استفاده از همهٔ مؤلفه های اصلی، کمکی به اعتباربرآورد نکرده وبهترین مدل برآورد شده با استفاده از دو جزء مذکور(IPC1 وIPC2) به دست آید.

www.SID.ir

Archive of SID

جدول۳- تجزیه واریانس اثرات اصلی افزایشی و اثرات متقابل ضرب پذیر(AMMI)برای عملکرد دانهٔارقام 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
مؤلفهٔ اول AMMI	۱۹	۰/۳۹۴	۰/۰۲۱**	۵۲/۱۹
مؤلفهٔ دوم AMMI	۱۷	۰/۱۵۳	۰/۰۰۹**	۲۰/۲۶
مؤلفهٔ سوم AMMI	۱۵	۰/۰۸۳	۰/۰۰۶*	۱۰/۹۹
مؤلفهٔ چهارم AMMI	۱۳	۰/۰۴۹	۰/۰۰۴^{ns}	۶/۴۹
باقیماندهG x E (نویز)	۳۵	۰/۰۷۶	۰/۰۰۲^{ns}	۱۰/۰۷
خطای موازنه شده(pooled error)	۳۲۴	۳/۷۰۹	۰/۰۱۱	-
ضریب تغییرات(٪) = ۱۹/۱۸ R^2 = ۰/۹۱۷				

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

ns غیر معنی دار

با استفاده از نمره های ژنوتیپی و محیطی دو جزء AMMI که ۷۲/۴درصد از تغییرات اثر متقابل ژنوتیپ× محیط را توجیه کردند،نمودار بای پلات این تجزیه به روش ورگاس و کروسا(۲۰۰۰) رسم ودر شکل۱ 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 چهاربخش نمودار مشخص شده است.بهترین ژنوتیپ ها با در نظر گرفتن محیط های E7 وE10 به ترتیب ژنوتیپ های ۳ و ۴ بودند.ژنوتیپ ۶ در محیط های E6 وE9 ، ژنوتیپ های ۹ و۸ در محیطE12 ونهایتاً ژنوتیپ ۵ در محیط های E4 و E8 به عنوان ژنوتیپ های مطلوب شناسایی شدند.ژنوتیپ های نزدیک مبداء مختصات(نظیر ژنوتیپ های ۱و۲) نسبت به ژنوتیپ هایی که در حداکثر فاصله از مبداءقرارگرفتند(نظیر ژنوتیپ های ۸و۱۰)، واکنش کمتری به شرایط محیطی نشان دادند.هر چند ژنوتیپ های آزمایشی با یکدیگر اختلاف معنی داری نداشتند، ولی لاین هایی مانند لاین های شمارهٔ ۵ (ILL 6212 یا شاهد گچساران)،شمارهٔ ۹(FLIP 92-12L)وشمارهٔ ۸(FLIP 82-1L)که عملکرد بالاتری از سایر لاین ها داشتند،دارای نمرهٔ IPC1 پائین ونمرهٔ IPC2 بالا(صرفنظر از علامت)بودند. در می توان این سه لاین را در تمامی مکان ها پایدار دانست. در طرف مقابل ژنوتیپ های ناسازگاری مانند شمارهٔ ۲،ILL 6030 و شمارهٔ ۱، ILL 6002 که در تمامی سالها و مکان ها از عملکرد پائینی برخوردار بودندارای هر دو اسکورIPC1 وIPC2 پائین بودند.متوسط عملکرد لاین های شمارهٔ ۱،۴،و۲ کمتر از متوسط کلیهٔ لاینها بود و ناپایداری بالایی داشتند(دارای نمرهٔIPC2 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 وE8 بالاترین متوسط عملکرد و در سایر مکان ها نیز عملکرد حدود متوسط داشت.از طرف دیگر لاین شمارهٔ ۱۰ که در دورترین فاصله از مبداء مختصات قرار داشت وعلاوه 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 راازمبداء مختصات داشت.از طرفی به علت IPC2 بزرگی که دارد تفاوت های ژنوتیپی مشاهده شده دراین 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 درآن منطقی بوده و حاکی ازنمود واقعی ژنوتیپ هاست.

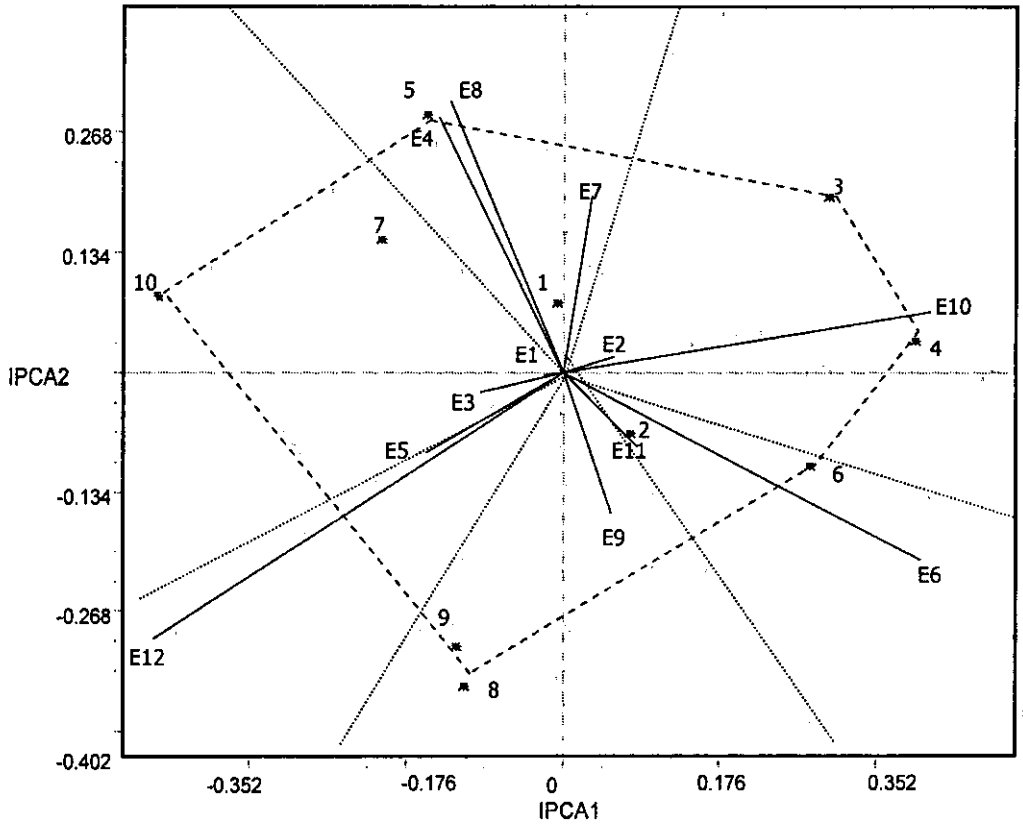
www.SID.ir

Archive of SID

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

سپاسگزاری

این بررسی ازسری طرح های تحقیقاتی مؤسسهٔ تحقیقات کشاورزی دیم کشور به شمارهٔ ۸۰۱۸۴-۲۱-۱۰۰ بود ، لذا لازم است ازمسئولین مؤسسهٔ 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.



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

منابع مورد استفاده **REFERENCES**

۱ . چوکان،ر.۱۳۷۹.پایداری عملکرد و اجزای عملکرد دانه هیبریدهای درت.نهال و بذر۱۶(۳):۲۸۴-۲۶۹.

۲. سعید،ع.، م.مقدم وس.ا. محمدی.۱۳۸۳. بررسی پایداری عملکرد ارقام و لاین های برنج با استفاده از تجزیهAMMI.چکیده مقالات هشتمین کنگرهٔ زراعت و اصلاح نباتات ایران.دانشکدهٔ کشاورزی دانشگاه گیلان،رشت.صفحهٔ ۱۶۸.

۳. فرشادفر، ع. ۱۳۷۶. کاربرد ژنتیک کمی در اصلاح نباتات(جلد دوم). انتشارات دانشگاه رازی کرمانشاه.

www.SID.ir

Archive of SID

۴. مرتضویان، س.م.م.۱۳۸۳. بررسی روش های مختلف تجزیهٔ پایداری در ذرت.پایان نامهٔ کارشناسی ارشد اصلاح نباتات.دانشکدهٔ 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 × 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 tow 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 yeild trails.In: Genotype by environment interaction.(ed.)Kang,M.S. a,d Gauch,H,G.CRC Press,Boca Rota,FL. pp. 85-122.

11.Gollob,AF.1968.A statistical model which combines features of factor analytic and analysis of variance technique.Psychometrica,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 × 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 mult-enviromental 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.

www.SID.ir