

تجزیه پایداری عملکرد ژنوتیپ‌های جو لخت (*Hordeum vulgare* L.) در مناطق معتدل

شهرام بهرامی^۱، محمد رضا بی‌همتا (قنادها)^۲، محمد سالاری^۲، محمود سلوکی^۴، احمد یوسفی^۵ و عباسعلی وهابی

چکیده

در این تحقیق، بیست ژنوتیپ جو لخت به منظور بررسی سازگاری و تعیین بهترین ارقام پر محصول و سازگار، مورد مطالعه قرار گرفتند. عملکرد دانه در قالب طرح بلوک‌های کامل تصادفی با سه تکرار در شش منطقه (کرج، اصفهان، نیشابور، یزد، بیرجند و زرقان) به مدت دو سال (۸۴-۱۳۸۲) اجرا گردید. نتایج تجزیه واریانس‌های ساده و مرکب حاکی از وجود تفاوت‌های معنی‌دار بین ژنوتیپ‌ها بود. به منظور بررسی دقیق‌تر اثر متقابل و تعیین سازگاری ژنوتیپ‌ها چند روش مختلف تجزیه پایداری در این مطالعه شامل: روش‌های واریانس محیطی، ضریب تغییرات محیطی، روش رگرسیون ابرهارت و راسل، روش میانگین مربعات درون مکانی سالهای لین و بینز، روش ضریب تغییرات درون مکانی سالها و روشهای غیر پارامتری میانگین و انحراف معیار رتبه و روش نسبت شاخص عملکرد مورد استفاده قرار گرفت. نتایج بدست آمده از این روش‌ها تقریباً مشابه بودند. براساس اکثر روش‌ها ژنوتیپ‌های ICNB93-328 و ALELI/4/MOLA/2 به عنوان ارقام پایدار شناخته شدند. ژنوتیپ GLORIA نیز برای مناطق نامساعد مناسب تشخیص داده شد.

واژه‌های کلیدی: ژنوتیپ، جو لخت، پایداری، سازگار

مقدمه

مطالعه و سنجش میزان سازگاری ارقام در شرایط مختلف از جایگاه ویژه‌ای در اصلاح نباتات برخوردار است. مطالعات مربوط به سنجش سازگاری ارقام از حدود نیم قرن پیش با روشهای تجزیه واریانس معمولی آغاز شد و محققان روش‌های مختلفی را جهت تعیین ارقام سازگار ابداع کردند مثلاً اسپراگ و فدرر (۱۴) در سال ۱۹۵۱ پیشنهاد کردند که از اثر متقابل ژنوتیپ × محیط به عنوان معیاری جهت سازگاری ارقام استفاده شود. این روش به علت اینکه نمی‌توانست سازگاری ارقام را به طور جداگانه بررسی کند، کنار گذاشته شد.

کامستاک و مول (۲) در سال ۱۹۶۳ پیشنهاد کردند که برای کاهش اثر متقابل ژنوتیپ × محیط باید مناطق وسیع را به چند منطقه فرعی تقسیم و سازگاری ارقام را در این مناطق فرعی مورد بررسی قرار داد. فرانسس و کنبرگ (۵) در سال

۱۹۷۸ به منظور تعیین پایداری ژنوتیپ‌های ذرت از ضریب تغییرات محیطی استفاده کردند که بر طبق این معیار ژنوتیپی پایدار است که ضریب تغییرات آن کمتر باشد. احتمالاً اولین کسانی که ضریب رگرسیون خطی را به منظور تشخیص واکنش به خصوص ژنوتیپ‌ها به عوامل آب و هوای متفاوت حساب کردند استرینگ فیلد و سالتز (۱۵) بودند. روش رگرسیون توسط فیلی و ویلکینسون (۴)، ابرهارت و راسل (۳) و پرکینز و جینکز (۱۱) توسعه یافت.

پنتوس (۱۲) پیشنهاد کرد که به جای میانگین مربعات انحراف از خط رگرسیون بهتر است از ضریب تبیین استفاده شود، زیرا ضریب تبیین به شدت وابسته به انحراف از خط رگرسیون بوده و بر طبق این پارامتر ژنوتیپی پایدار است که ضریب تبیین آن کم باشد. ابرهارت و راسل (۳) میانگین عملکرد، ضریب رگرسیون و میانگین مربعات انحراف از خط رگرسیون را برای تشخیص ارقام پایدار به کار بردند. به

شود زیرا اثر متقابل ژنوتیپ در محیط می تواند هر گونه پیشرفت ناشی از گزینش را کاهش دهد. بنابراین هدف از پژوهش علاوه بر بررسی اثر متقابل ژنوتیپ و محیط، بررسی سازگاری ارقام و معرفی ارقام پایدار می باشد. از آنجا که هر گروه از محققان یکی از روشها یا بسته به ضرورت ترکیبی از آنها را در مطالعات خود جهت یافتن ژنوتیپ های پرمحصول و پایدار به کار برده اند لذا در این طرح نیز تلفیقی از روشهای مختلف استفاده شد.

مواد و روش ها

بیست ژنوتیپ جو لخت که مشخصات آنها در جدول ۲ آمده است انتخاب و به مدت ۲ سال (۸۴-۱۳۸۲) در ۶ ایستگاه مختلف در قالب طرح بلوک های کامل تصادفی با ۳ تکرار مورد بررسی قرار گرفتند. ایستگاه های تحقیقاتی در زمره مناطق معتدل کشور شامل ایستگاه نیشابور در شمال شرقی کشور، ایستگاه های یزد، کرج و اصفهان واقع در مرکز کشور، ایستگاه بیرجند در شرق کشور و ایستگاه زرقان در جنوب کشور بودند.

در محیط های مذکور آزمایش ها به طور یکنواخت به اجرا درآمد و رقم نیز به عنوان فاکتور ثابت در نظر گرفته شد. طول هر کرت ۵ متر و عرض آن ۱/۲۰ متر بود. هنگام برداشت از دو طرف هر کرت ۰/۵ متر حذف شد و در نهایت مساحت برداشت به ۴/۸ متر مربع تقلیل یافت. تاریخ های کاشت در ایستگاه های ذکر شده از اواسط مهر تا اواخر آبان ماه بود.

در مرحله برداشت میزان عملکرد برای هر ژنوتیپ در هر محیط به صورت کیلوگرم در واحد آزمایشی (۴/۸ متر مربع) تعیین و به تن در هکتار تبدیل شد. تجزیه آماری عملکرد دانه بر اساس طرح بلوک های کامل تصادفی و مقایسه میانگین ها بر مبنای آزمون دانکن انجام شد. تجزیه مرکب مناطق نیز پس از انجام آزمون بارتلت و همگن بودن اشتباهات آزمایشی انجام شد. برای تعیین پایداری ژنوتیپ های مورد استفاده در این بررسی از پارامترهای واریانس محیطی، ضریب تغییرات محیطی، روش رگرسیونی ابرهارت و راسل، روش میانگین مربعات درون مکانی سالهای لین و بینز، روش ضریب تغییرات درون مکانی سالها و روشهای غیر پارامتری میانگین و انحراف معیار رتبه و

نظر آنها ژنوتیپی پایدار بود که اولاً میانگین مربعات انحراف از خط رگرسیون آن کوچک بوده و ثانیاً ضریب خط رگرسیونی آن معادل یک باشد. با توجه به این که انحراف از خط رگرسیون مربوط به بخش غیر قابل پیش بینی تنوع مربوط به هر ژنوتیپ بوده و ضریب رگرسیون نیز پاسخ ویژه ژنوتیپ ها به اثرات محیطی را نشان می دهد، بنابراین به ترتیب به عنوان پارامترهای پایداری و پاسخ در نظر گرفته می شود. به منظور مطالعه پایداری ارقام گندم هارش در سال ۲۰۰۰ از روش پیشنهادی ابرهارت و راسل برای تعیین ارقام پایدار و سازگار استفاده کرد و ارقام با عملکرد بالا، ضریب رگرسیون بزرگتر از یک و انحراف از رگرسیون معنی دار را برای مناطق حاصلخیز پیشنهاد کرد.

بنابر اعتقاد لین و بینز (۱۰) مکان عاملی نیست که قابل کنترل نباشد و نیازی نیست که یک واریته برای چندین منطقه توصیه شود. بنابراین آن را به عنوان یک عامل ثابت در نظر گرفتند و عامل سال را غیر قابل پیش بینی و کنترل گزارش کردند، لذا آن را عامل تصادفی شمردند و اظهار داشتند واریته ای پایدار است که در طول سال های مورد آزمایش نوسان کمتری داشته باشد و به همین خاطر میانگین واریانس بین سالهای درون مکان ها را به عنوان پارامتر پایداری پیشنهاد دادند. به نظر آنها واریته ای که واریانس درون مکانی کمتری داشته باشد پایدارتر خواهد بود. شاه محمدی (۱) در طی تحقیقی که بر روی جو داشت، از روش پیشنهادی لین و بینز برای تعیین ارقام پایدار استفاده کرده و ارقامی که واریانس درون مکانی کمتری داشتند را به عنوان ارقام پایدار معرفی کرد.

علاوه بر روش های فوق، روشهای غیر پارامتری متعددی نیز برای تعیین پایداری ارقام پیشنهاد شده است که در اکثر آنها ارقام هر محیط رتبه بندی می شود و ژنوتیپی پایدار محسوب می شود که در همه محیط ها رتبه مشابه داشته باشند (۷،۶ و ۱۳). رآو و پراب هاکاران (۱۳) عنوان نمودند که وقتی که روش های پارامتری به خاطر اثر متقابل غیر خطی ژنوتیپ و محیط قابل توضیح و تفسیر نباشد استفاده از روش های غیر پارامتری لازم و ضروری است.

به هر حال با توجه به موارد فوق، پایداری بایستی به عنوان یک جنبه مهم آزمایش های مقایسه عملکرد در نظر گرفته

جدول ۱: تجزیه واریانس مرکب عملکرد جو لخت در مناطق مختلف

منابع تغییرات	درجه آزادی	مجموع مربعات	میانگین مربعات
مکان	۵	۴۰۵/۴۹۵	۸۱/۰۹۹ ^{ns}
سال	۱	۰/۴۵۵	۰/۴۵۵ ^{ns}
سال × مکان	۵	۱۳۷/۶۹۳	۲۷/۵۳۸ ^{**}
خطای ۱	۲۴	۱۳/۳۰۵	۰/۵۵۴
ژنوتیپ	۱۹	۶۷/۴	۳/۵۴۷ [*]
مکان × ژنوتیپ	۹۵	۱۰۴/۲۶۱	۱/۰۹۷ ^{ns}
سال × ژنوتیپ	۱۹	۲۵/۲۵۳	۱/۳۲۹ ^{ns}
سال × مکان × ژنوتیپ	۹۵	۸۴/۵۸۳	۰/۸۹ ^{**}
خطای ۲	۴۵۶	۱۷۲/۰۱۷	۰/۳۷۷
کل	۷۱۹	۱۰۱۰/۴۶۳	
ضریب تغییرات	۱۳/۷۸		

محیط‌های مختلف کافی نمی‌باشد.

در آزمایش‌های دارای مکان و سال یکی از مشکلات اساسی ارزیابی ژنوتیپ‌ها این است که اثر مکان می‌تواند به طور قابل ملاحظه‌ای از سالی به سال دیگر متغیر باشد و این عمل به وسیله معنی دار شدن اثر مکان × سال در جدول تجزیه واریانس معلوم می‌شود (جدول ۱). در بررسی میانگین کل ژنوتیپ‌ها (جدول ۲) بیشترین عملکرد را ژنوتیپ‌های شماره ۲، ۳، ۷ و ۱۲ به ترتیب با ۵/۰۳۴، ۴/۹۴۵، ۴/۸۸۲، ۴/۸۷۵ تن در هکتار تولید نمودند حال آن که حداقل عملکرد دانه مربوط به ژنوتیپ شماره ۱۵ با ۳/۹۰۴ تن در هکتار بود.

نتایج تجزیه پایداری براساس مدل ابرهارت و راسل (۳) در جدول ۳ نشان داده شده است. اثرات ژنوتیپ‌ها معنی دار شد، یعنی بین ژنوتیپ‌ها اختلاف بسیار معنی داری وجود دارد. اثرات محیط هم معنی دار شده است این مطلب بدان معناست که محیط‌ها نیز با یکدیگر اختلاف بسیار معنی داری دارند. اثر متقابل ژنوتیپ × محیط معنی دار شده است که حاکی از عکس العمل متفاوت ارقام در پاسخ با شرایط محیطی است.

نتایج بررسی سازگاری ارقام با استفاده از پارامترهای پایداری ابرهارت و راسل به همراه میانگین و ضریب تشخیص هر رقم در جدول ۲ آورده شده است. موقعیت کلیه ژنوتیپ‌های مورد بررسی از نظر عملکرد دانه و ضریب خط رگرسیون در شکل ۱ نشان داده شده است. در این شکل دو خط عمودی به میزان یک انحراف معیار بالاتر و پایین تر از میانگین کل آزمایش قرار دارند و دو خط افقی نیز به

روش نسبت شاخص عملکرد استفاده گردید.

به منظور بررسی پایداری ارقام با استفاده از روش لین و بینز واریانس هر رقم در طی سالهای آزمایش در هر مکان جداگانه محاسبه شد و میانگین واریانس‌ها در ۶ مکان محاسبه گردید و به عنوان پارامتر پایداری میانگین مربعات درون مکانی سالها برای بررسی سازگاری ارقام مورد استفاده قرار گرفت. با استفاده از میانگین مربعات درون مکانی و میانگین هر رقم ضریب تغییرات درون مکانی هر رقم محاسبه گردید.

در روش‌های واریانس محیطی، ضریب تغییرات محیطی، روش میانگین مربعات درون مکانی سالهای لین و بینز و روش ضریب تغییرات درون مکانی سالها، ژنوتیپ‌های دارای حداقل مقدار به عنوان ژنوتیپ‌های پایدار شناخته شدند. در روش‌های مبتنی بر رگرسیون، ژنوتیپ‌هایی با ضریب رگرسیون برابر یک و انحراف از رگرسیون برابر صفر به عنوان ژنوتیپ‌های پایدار تلقی می‌گردیدند.

در روش میانگین و انحراف معیار رتبه، ژنوتیپ‌هایی که دارای میانگین رتبه عملکرد کمتری در کلیه محیط‌ها هستند به عنوان ژنوتیپ‌های پایدار تلقی می‌شوند. روش نسبت شاخص عملکرد بر مبنای نسبت میانگین ژنوتیپ به میانگین تمام ژنوتیپ‌ها در محیط‌های مورد بررسی و بر حسب درصد است. بر پایه این روش غیر پارمتری ژنوتیپی پایدار است که نسبت شاخص عملکرد بیشتری داشته باشد.

نتایج و بحث

در تجزیه واریانس مرکب برای عملکرد دانه (جدول ۱) اختلاف بین ژنوتیپ‌ها و اثر متقابل ژنوتیپ × سال × مکان معنی دار گردید که نشان دهنده تفاوت بین ژنوتیپ‌ها در محیط‌های مختلف بود. آزمایش‌های شاه محمدی (۱) نیز حاکی از اثرات متقابل معنی دار سال × ژنوتیپ × مکان برای ژنوتیپ‌های جو بوده و بهترین رقم برای هر مکان و همچنین برای کلیه مناطق مشخص گردیده است.

مطالعات کانگ و همکاران (۸) بر روی پنج ژنوتیپ ذرت نشان داد که اثر متقابل ژنوتیپ × محیط در تمام آزمایش‌ها معنی دار بود. آن‌ها همچنین خاطر نشان کردند که انتخاب براساس عملکرد به تنهایی زمانی که اثر متقابل ژنوتیپ × محیط معنی دار است به دلیل انجام آزمایش در

جدول ۲: مشخصات، مقایسه میانگین ژنوتیپ ها و پارامتر های پایداری ابرهات و راسل برای ارقام جو لخت

ضریب ضریب	انحراف از خط رگرسیون	ضریب رگرسیون ابرهات و راسل	میانگین عملکرد		ژنوتیپ	
(R_i^2)	(S_i^2)	(b_i)	(t/ha)			
۶۶/۷	-/۴۸۲	۱/۱۵۹ ^{ns}	۴/۴۰۳	a	EHBYTM80-1	۱
۸۷/۴	۰/۰۴۹	۱/۱۵۹ ^{ns}	۴/۹۴۵	ab	ALELI/4/MOLA/2...	۲
۶۲/۵	۰/۱۶۵	-/۷۲۲ ^{ns}	۵/۰۳۴	abc	ALELI/4/MOLA/3...	۳
۶۵/۷	۰/۳۷۱	۱/۰۲۳ ^{ns}	۴/۶۰۸	abc	CONDOR-BAR/4/...	۴
۶۳/۷	۰/۳۱۵	-/۹۲۳ ^{ns}	۴/۵۴۷	abcd	BF 891M-609	۵
۶۱/۸	۰/۳۳۳	-/۹۰۶ ^{ns}	۴/۲۳۹	abcde	SB 91488	۶
۸۴/۵	۰/۱۱۰	۱/۱۹۳ ^{ns}	۴/۸۸۱	abcdef	SB 91915	۷
۸۹/۸	۰/۰۱۵	۱/۱۷۱ ^{ns}	۴/۱۸۴	abcdef	ICNBF 8-611	۸
۹۳/۸	-/۰۵۹	۱/۰۶۳ ^{ns}	۴/۲۲۳	abcdef	CENTENO/CAM/...	۹
۷۴/۷	۰/۱۹۵	۱/۰۲۵ ^{ns}	۴/۲۳۰	abcdef	LINO(CMB92. 392-A-	۱۰
۷۰/۵	۰/۲۵۷	۱/۰۰۲ ^{ns}	۴/۳۲۱	bcdef	ICNBF 8-582	۱۱
۶۳/۶	۰/۳۵۵	-/۹۶۵ ^{ns}	۴/۸۷۵	bcdef	ICNB 93-328	۱۲
۷۷/۰	۰/۰۴۶	-/۷۹۳ ^{ns}	۴/۸۲۱	bcdef	SB91925	۱۳
۷۹/۳	۰/۱۶۴	۱/۱۱۲ ^{ns}	۴/۳۹۱	cdef	BF 891M-592	۱۴
۲۳/۴	۰/۵۴۸	-/۴۷۶ ^{ns}	۳/۹۰۴	cdef	GLORIA	۱۵
۷۰/۰	۰/۱۲۱	-/۷۹۹ ^{ns}	۴/۰۸۲	def	ICNBF 8-617	۱۶
۸۷/۷	۰/۰۷۸	۱/۲۷۱ ^{ns}	۴/۴۳۸	def	ICNBF 8-653	۱۷
۸۲/۹	۰/۱۷۰	۱/۲۵۳ ^{ns}	۴/۱۸۵	def	SB 91925	۱۸
۷۵/۴	۰/۰۸۰	۱/۸۳۲ ^{ns}	۴/۴۲۰	ef	ICNB 93-369	۱۹
۸۲/۵	۰/۱۲۵	۱/۱۴۱ ^{ns}	۴/۳۷۸	f	EHBYTM 80-20	۲۰

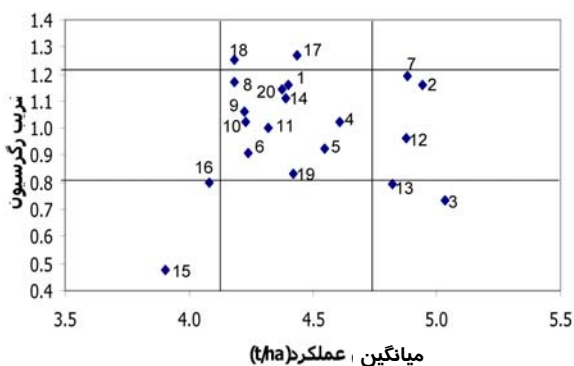
میانگین های دارای یک حرف مشترک اختلاف معنی داری در سطح احتمال ۵٪ ندارند ns عدم اختلاف معنی دار در سطح احتمال ۵٪ و ۱٪ است

محسوب می شود و سرانجام سایر ارقام با میانگین معادل میانگین کل و ضریب رگرسیونی نزدیک به متوسط دارای سازگاری عمومی متوسط بوده است .

براساس واریانس محیطی ارقام شماره ۱۳ و ۳ به عنوان ارقام پایدار شناخته شدند که علاوه بر این که دارای کمترین واریانس محیطی بوده اند دارای میانگین عملکرد بالاتر از میانگین کل می باشند (جدول ۴). براساس ضریب تغییرات محیطی ژنوتیپ های شماره ۱۳، ۳، ۱۲ و ۲ علاوه برداشتن کمترین ضریب تغییرات دارای عملکرد بالاتر از میانگین کل می باشند و به عنوان ارقام پایدار شناخته شده اند (جدول ۴). با استفاده از کمترین واریانس درون مکانی، پایدارترین ارقام به ترتیب رقم شماره ۲، ۴، ۱۶ می باشند. نتایج مربوط به ضریب تغییرات درون مکانی تقریباً مشابه با واریانس درون

اندازه یک انحراف معیار بالاتر و پایین تر از ضریب خط رگرسیون متوسط (b=1) واقع شده اند.

براساس جدول ۲ و شکل ۱ ارقام شماره ۲، ۷ و ۱۲ با داشتن عملکرد بالا، همراه ضریب رگرسیونی نزدیک به یک ارقامی با سازگاری عمودی خوب شناخته می شوند. ارقام ۳ و ۱۳ با اینکه دارای عملکرد بالایی هستند ولی ضریب رگرسیون آنها کوچکتر از یک می باشد لذا این ارقام دارای سازگاری خصوصی خوب در مناطق با شرایط محیطی نامساعد بوده اند. ارقام شماره ۱۷ و ۱۸ دارای سازگاری خصوصی متوسط در مناطق محیطی مساعد بوده و رقم ۱۶ دارای سازگاری عمومی ضعیف می باشد و رقم ۱۵ ب داشتن پایین ترین میانگین و ضریب رگرسیونی پایین، رقمی با سازگاری خصوصی ضعیف با محیط نامساعد



شکل ۱: دیاگرام پراکنش ژنوتیپ های جو لخت بر حسب عملکرد دانه و ضریب رگرسیون

جدول ۴: پارامترهای مختلف پایداری در ژنوتیپ های جو لخت

ژنوتیپ	واریانس محیطی	ضریب تغییرات محیطی	واریانس ضریب	ضریب تغییرات ضریب
۱	۱/۶۶	۲۹/۲۶	۰/۷۴۱	۱۹/۵۵
۲	۱/۲۷	۲۲/۷۶	۰/۲۹۱	۱۰/۹۱
۳	۰/۷۴	۱۷/۱۷	۰/۴۷۷	۱۳/۷۲
۴	۱/۳۸	۲۴/۸۳	۰/۳۱۳	۱۲/۱۴
۵	۱/۱	۲۳/۱	۰/۸۰۴	۱۹/۷۲
۶	۱/۰۹	۲۴/۶۹	۰/۴۶۱	۱۶/۰۲
۷	۱/۳۹	۲۴/۱۳	۰/۵۰۷	۱۴/۵۹
۸	۱/۲۶	۲۶/۸۱	۰/۶۶۹	۱۹/۵۴
۹	۰/۹۹۲	۲۳/۵۹	۰/۵۸۱	۱۸/۰۵
۱۰	۱/۱۶	۲۵/۴۴	۰/۷۸۹	۲۱
۱۱	۱/۱۷	۲۵/۰۸	۰/۹۴۹	۲۲/۵۴
۱۲	۱/۲	۲۲/۴۷	۱/۰۹۴	۲۱/۴۵
۱۳	۰/۶۷	۱۷/۰۳	۰/۵۹۹	۱۶/۰۵
۱۴	۱/۲۸	۲۵/۷۸	۱/۰۵۸	۲۴/۰۹
۱۵	۰/۸	۲۲/۹	۰/۶۷۶	۲۱/۰۶
۱۶	۰/۷۵	۲۱/۲۲	۰/۴۴۱	۱۶/۲۷
۱۷	۱/۵۱	۲۷/۷۴	۰/۸۷۵	۲۱/۰۸
۱۸	۱/۵۶	۲۹/۸۶	۰/۹۵۲	۲۳/۳۱
۱۹	۰/۷	۱۸/۹۸	۰/۵۶۹	۱۷/۰۷
۲۰	۱/۳	۲۶/۰۲	۰/۹۰۴	۲۱/۷۷

شدند (جدول ۵). با مقایسه این روش با روش ابرهات و راسل پنج رقم معرفی شده توسط این معیار تشابه کاملی با ارقام پایدار در روش ابرهات و راسل داشتند. ولی ارقام در این روش قابل گروه بندی برای سازگاری عمومی و خصوصی نمی باشند (۹).
با استفاده از روش نسبت شاخص عملکرد پایدارترین

جدول ۳: تجزیه پایداری عملکرد دانه ژنوتیپ های جو لخت در محیط های مختلف

منابع تغییرات	درجه آزادی	مجموع مربعات	میانگین مربعات
محیط × ژنوتیپ + (محیط)	۲۲۰	۲۷۲/۶۰۹	۱/۲۳۹ ^{ns}
واریته	۱۹	۲۲/۴۵	۱/۱۸ ^{ns}
محیط	۱۱	۱۸۱/۱۹	۱۶/۴۷ ^{ns}
محیط × ژنوتیپ	۲۰۹	۷۱/۳۴	۰/۳۴ ^{ns}
محیط خطی	۱	۱۸۱/۱۹	۱۸۱/۱۹ ^{ns}
ژنوتیپ در محیط خطی	۱۹	۶/۹۵	۰/۳۷ ^{ns}
انحراف از رگرسیون	۲۰۰	۶۴	۰/۳۲ ^{ns}
ژنوتیپ ۱	۱۰	۶/۰۷۹	۰/۶۰۷۹ ^o
ژنوتیپ ۲	۱۰	۱/۷۵۵	۰/۱۷۵۵ ^{ns}
ژنوتیپ ۳	۱۰	۲/۹۱۲	۰/۲۹۱۲ ^{ns}
ژنوتیپ ۴	۱۰	۴/۹۷۴	۰/۴۹۷۴ ^{ns}
ژنوتیپ ۵	۱۰	۴/۴۱	۰/۴۴۱ ^{ns}
ژنوتیپ ۶	۱۰	۴/۵۹۳	۰/۴۵۹۳ ^{ns}
ژنوتیپ ۷	۱۰	۲/۳۵۹	۰/۲۳۵۹ ^{ns}
ژنوتیپ ۸	۱۰	۱/۴۱۵	۰/۱۴۱۵ ^{ns}
ژنوتیپ ۹	۱۰	۰/۶۷۴ ^{ns}	۰/۶۷۴ ^{ns}
ژنوتیپ ۱۰	۱۰	۳/۲۱۶	۰/۳۲۱۶ ^{ns}
ژنوتیپ ۱۱	۱۰	۳/۸۱۴	۰/۳۸۱۴ ^{ns}
ژنوتیپ ۱۲	۱۰	۴/۸۱۳	۰/۴۸۱۳ ^{ns}
ژنوتیپ ۱۳	۱۰	۱/۷۰۷	۰/۱۷۰۷ ^{ns}
ژنوتیپ ۱۴	۱۰	۲/۹۱۳	۰/۲۹۱۳ ^{ns}
ژنوتیپ ۱۵	۱۰	۶/۷۲۶	۰/۶۷۲۶ ^o
ژنوتیپ ۱۶	۱۰	۲/۴۷۱	۰/۲۴۷۱ ^{ns}
ژنوتیپ ۱۷	۱۰	۲/۰۵۲	۰/۲۰۵۲ ^{ns}
ژنوتیپ ۱۸	۱۰	۲/۹۵۴	۰/۲۹۵۴ ^{ns}
ژنوتیپ ۱۹	۱۰	۲/۰۵۱	۰/۲۰۵۱ ^{ns}
ژنوتیپ ۲۰	۱۰	۲/۵۰۳	۰/۲۵۰۳ ^{ns}
اشتباه مرکب	۴۵۶	۱۷۲/۰۱۷	۰/۳۷۷

ns عدم اختلاف معنی دار در سطح احتمال ۵٪ و ۱٪ است
* و ** به ترتیب نشان دهنده اختلاف معنی دار در سطح احتمال ۵٪ و ۱٪ است

مکانی می باشد. در این روش ارقام پایدار به ترتیب ۲، ۳ و ۴ می باشند (جدول ۴). نتایج بدست آمده کاملاً در توافق با نظر لین و بینز می باشد که اظهار داشتند ارقام دارای واریانس درون مکانی کمتر، دارای عملکرد بالا نیز میباشند. براساس میانگین و انحراف معیار رتبه ژنوتیپ شماره ۲ با کمترین مقدار میانگین و انحراف معیار به عنوان پایدارترین رقم از نظر این روش بود و بعد از آن ژنوتیپ های شماره ۳، ۱۲، ۱۳ و ۷ قرار داشتند. در این روش ارقام شماره ۱۶ و ۱۵ بالاترین میانگین و انحراف معیار رتبه را دارا بودند و ناپایدار تلقی

می شود (جدول ۵). نتایج این روش نیز همانند روش قبل مشابه روش پایداری ابرهات و راسل می باشد.

نتیجه گیری

به طور کلی از این آزمایش می توان نتیجه گرفت که روش های مختلف پایداری نتایج کم و بیش مشابه ای را نشان می دهند ولی روش ابرهات و راسل با در نظر گرفتن چندین آماره، روش بهتری برای تجزیه پایداری محسوب می گردد. در این آزمایش ژنوتیپ های شماره ۱۲ و ۲ به عنوان پایدارترین ارقام شناخته شدند و ژنوتیپ شماره ۱۵ ناپایدارترین رقم شناخته شده و مخصوص مناطق نامساعد ضعیف تشخیص داده شد.

قدردانی

این پژوهش با استفاده از امکانات و پشتیبانی مالی موسسه تحقیقات اصلاح و تهیه نهال و بذر به اجرا در آمد بنابراین بر خود لازم می دانم که از مهندس نیکخواه و سایر کارمندان موسسه اصلاح و تهیه نهال و بذر کرج به خاطر همکاری در اجرا، راهنمایی و مساعدت در انجام تحقیق سپاسگزاری نمایم. همچنین از مهندس مرتضویان از دانشگاه تهران و کلیه مسئولین و کارکنان ایستگاه های تحقیقاتی اصفهان، نیشابور، بیرجند، زرقان، یزد که صمیمانه در اجرای این طرح مرا یاری نمودند سپاسگزاری می شود.

جدول ۵: تجزیه پایداری ارقام جو لخت بر اساس روش های غیر پارامتری

ژنوتیپ	میانگین رتبه (\bar{R}_i)	انحراف معیار رتبه ($STD-R$)	نسبت شاخص عملکرد ($Y.I.R$)
۱	۱۱/۲۵	۶/۵۷	۹۸/۸۳
۲	۵/۱۷	۴/۲۶	۱۱۱
۳	۵/۶۷	۳/۶۵	۱۱۳
۴	۸/۸۳	۶/۰۴	۱۰۳/۴۳
۵	۱۰/۲۵	۶/۰۶	۱۰۲/۰۶
۶	۱۲/۰۸	۵/۲۵	۹۵/۱۵
۷	۶/۷۵	۴/۲۹	۱۰۹/۵۶
۸	۱۳/۱۷	۴/۶۵	۹۳/۹۲
۹	۱۴/۰۸	۳/۳۴	۹۴/۷۹
۱۰	۱۲/۵	۵/۴۵	۹۴/۹۵
۱۱	۱۲/۵۸	۶/۳۳	۹۶/۹۹
۱۲	۶/۵	۶/۰۱	۱۰۹/۴۳
۱۳	۶/۶۷	۴/۱۸	۱۰۸/۲۱
۱۴	۱۰/۹۲	۵/۹۱	۹۸/۵۶
۱۵	۱۳/۸۳	۶/۸۲	۸۷/۶۳
۱۶	۱۴/۰۸	۳/۶	۹۱/۶۳
۱۷	۱۰/۸۳	۴/۵۷	۹۹/۶۲
۱۸	۱۳/۸۳	۴/۹۵	۹۳/۳۳
۱۹	۱۰/۰۸	۵/۷۷	۹۹/۲۱
۲۰	۱۰/۹۲	۴/۵۴	۹۸/۲۷

رقم، ژنوتیپ شماره ۳ دارای بالاترین نسبت شاخص عملکرد می باشد. بعد از آن ارقام شماره ۲، ۷، ۱۲ و ۱۳ می باشند. ضمن اینکه رقم شماره ۱۵ از نسبت شاخص عملکرد پایینی برخوردار بود و ناپایدار تلقی

منابع

۱- شاه محمدی، م. ۱۳۸۱. تجزیه اثر متقابل ژنوتیپ و محیط در ارقام جو به روش AMMI و مقایسه آن با سایر روش ها پایان نامه کارشناسی ارشد، اصلاح نباتات، دانشگاه تربیت مدرس تهران. / ۱۳۲ صفحه.

- Comstock, R.E. and P.H. Moll. 1963. Genotype-environment interactions. In: Hanson, W.D. and H.F. Robinson. (Eds). Statistical Genetics and plant Breeding, 164-196. Washington: Nat. Acad. Sci.
- Eberhart, S.A., and W.A. Russell. 1966. Stability Parameters for comparing varieties. Crop Science. 6: 36-40.
- Finlay, K.W., and G.N. Wilkinson. 1963. The analysis of adaptation in a plant breeding programme. Australian Journal of Agricultural Research. 14: 742-754.
- Francis, T.R., and L.W. Kannenberg. 1978. Yield stability studies in short season maize. I-A descriptive method for grouping genotypes. Can. J. Plant Sci. 58: 1029-1034.
- Hanuman, L.R., and V.T. Prahakaran. 2001. A study on the performance of a few non-parametric stability measures using pearl-millet data. Indian Journal of Genetics. 61: 7-11.
- Kamidi, R. 2001. Relative stability, performance and superiority of crop genotype across environments. Journal of Agricultural, Biological and Environmental Statistics. 6: 449-460.

- 8- Kang, M.S., P.D. Gorman and N.H. Pham. 1991. Application of stability statistic to international maize yield trails. *Theoretical and Applied Genetics*. 81: 162:165.
- 9- Lin, C.S., and M.R. Binns. 1988. A method of analyzing cultivar \times location \times year experiments: A new stability parameter. *Theoretical and Applied Genetics*. 76: 425-430.
- 10- Lin, C.S., Binns, M.R. and L.P. Lefcovitch. 1986. Stability analysis: where do we stand? *Crop Science*. 26: 894-900.
- 11- Perkins, J.M., and J.L. Jinks. 1968. Environment and genotype-environmental components of variability. *Heredity*. 23: 339-356.
- 12- Pinthus, M.J. 1973. Estimate of genotypic value: A proposed method. *Euphytica*. 22: 121-123.
- 13- Rao, A.R. and V. T. Prabhakaran. 2000. on some useful interrelationship among common stability parameters. *Indian Journal of Genetics*. 60: 25-36.
- 14- Sparague, G.F., and W.T. Federer. 1951. Comparisons of variance components in com yield trials. *Agronomy Journal*. 43: 533-541.
- 15- Stringfield, G. H., and R.M. Salter. 1934. Different response of corn varieties to fertility levels and to seasons. *Journal of Agricultural Research*. 49: 991-1000.
- 16- Yates, F., and W G. Cochran. 1938. The analysis of groups of experiments. *Journal of Agricultural Science*. 28: 556-580.

Adaptability and stability of yield of hulless barley (*Hordeum vulgare* L.) in moderate areas.

Sh. Bahrami, M.R. Bihamta, M. Salari, M. Solooki, A. Yousofi, A. Vahabi¹

Abstract

In order to evaluate the stability and determine the highest yielding variety, 20 genotypes of hulless barley were studied in this research. The experiment was conducted in a randomized complete block design with three replication in six locations (Karaj, Esfahan, Nyshaboor, Yazd, Birjand, Zarghan) for two years (2001-2003). Simple and combined analysis of variances showed that there were significant different between genotypes, In order to evaluate interactions and determine the adaptation of genotypes study in cluding: Environment variance, Environmental coefficient of variation, Eberhart and Russell's regression method, Lin and Binn's years within location mean squares method, the years within location environmental coefficient of variation and Non-parametric methods of deviation from rank and yield index. The obtained results through all these methods were nearly analogous. ICNB93-328 and ALELI/4/MOLA/2 genotypes were identified as stable genotypes. GLORIA genotype was recognized specially for the unpropitious weak areas.

Keywords: Genotype, hulless barley, stability, adaptation

1- Contribution from Zabol University, Tehran University and Seed and Seedling Production and Improvement Institute, respectively.