بررسی اثر متقابل ژنوتیپ × محیط و پایداری عملکرد ارقام پنبه از طریق روش‌های تک متغیره پارامتری و ناپارامتری

سکینه دماوندی کمالی[۱*]، عمران عالیشاه[۲] و نادعلی بابائیان جلودار[۱]

(تاریخ دریافت: ۱۳۸۷/۵/۷ ؛ تاریخ پذیرش: ۱۳۸۸/۲/۲۹)

چکیده

به منظور بررسی سازگاری و پایداری عملکرد وش در ژنوتیپ‌های امید بخش پنبه، هشت رقم جدید پنبه (به نام‌های چکوروا، نازیلی، خرداد، ۴۳۲۰۰، کرما، تابلادیلا، بلی ایزوار و سپید) به همراه دو شاهد (ساحل و ورامین) در قالب طرح بلوک‌های کامل تصادفی با چهار تکرار در شش ایستگاه تحقیقات کشاورزی استان‌های گلستان و مازندران به مدت دو سال متوالی (۱۳۸۴و۱۳۸۵) مورد بررسی قرار گرفتند. تجزیه واریانس مرکب داده‌ها انجام و مقایسه میانگین عملکرد طبق آزمون دانکن به عمل آمد. رقم سپید از لحاظ عملکرد، رقم بلی ایزوار از لحاظ زودرسی، رقم ورامین از لحاظ وزن غوزه و رقم خرداد از لحاظ تعداد غوزه برتر از بقیه ارقام بودند. تجزیه واریانس ساده و مرکب، نشان‌دهنده تفاوت‌های ژنتیکی بین عملکرد ژنوتیپ‌ها بود. نتایج مربوط به تجزیه واریانس مرکب، وجود تفاوت‌های معنی‌داری بین ژنوتیپ‌ها و اثر متقابل ژنوتیپ × محیط را نشان داد. به دلیل معنی‌دار بودن اثر متقابل ژنوتیپ × محیط، برای تعیین پایداری ژنوتیپ‌ها از پارامترهای پایداری تک متغیره پارامتری و ناپارامتری استفاده شد. نتایج حاصل از روش‌های مختلف متفاوت بود و ارقام سپید و ۴۳۲۰۰ با بالاترین میزان عملکرد و پایداری کمتر از متوسط، دارای سازگاری خصوصی با محیط‌های مساعد و حاصل‌خیز شمالی کشور به علت پاسخ به شرایط محیطی مناسب برای تولید عملکرد بالا می‌باشند. برعکس رقم ساحل با کمترین میزان عملکرد دارای سازگاری وسیع با مناطق نامساعد بوده و جهت کشت در این گونه مناطق قابل توصیه است. ارقام تابلادیلا، چکوروا و خرداد نیز به عنوان ارقامی با پایداری مطلوب و عملکرد متوسط (پایداری عمومی) برای اکثر نواحی شمالی کشور شناسایی شدند.

واژه‌های کلیدی: پنبه، اثر متقابل ژنوتیپ × محیط، پایداری، عملکرد

مقدمه

اثر متقابل ژنوتیپ × محیط و تأثیر آن بر عملکرد ژنوتیپ‌ها، اساس آزمایش‌های تجزیه پایداری است. وجود اثر متقابل ژنوتیپ × محیط، قابلیت تخمین آثار اصلی عملکرد ژنوتیپ‌ها را کاهش می‌دهد (۵). برای انتخاب و معرفی ارقام پرمحصول و پایدار، آزمایش‌های ناحیه‌ای در چند سال و مکان انجام می‌شود. در این آزمایش‌ها معمولاً پس از تجزیه واریانس مرکب داده‌ها در صورتی که بین ژنوتیپ‌ها و محیط اثر متقابل معنی‌دار

۱. به ترتیب دانشجوی سابق کارشناسی ارشد و استاد اصلاح نباتات، دانشکده کشاورزی، دانشگاه علوم کشاورزی و منابع طبیعی، ساری
۲. استادیار پژوهشی مؤسسه تحقیقات پنبه، گرگان
* : مسئول مکاتبات، پست الکترونیکی: S.dkamali@yahoo.com

[Downloaded from jcpp.iut.ac.ir on 2024-03-28]

[DOR: 20.1001.1.22518517.1388.13.48.4.9]

وجود داشته باشد، ضروری است علاوه بر معیار عملکرد دانه، میزان پایداری ژنوتیپ‌ها نیز در معرفی آنها مدنظر قرار گیرد (۱). عموماً اصلاحگران گیاهی در جستجوی ژنوتیپ‌هایی هستند که وضعیت بهتری را در محیط‌های مختلف از خود نشان داده و یا به دنبال ژنوتیپ‌هایی می‌باشند که در محیط‌های بخصوصی، وضعیت بهتری دارند. کم بودن آثار متقابل ژنوتیپ × محیط موجب رسیدن به هدف اول شده و زیاد بودن این آثار سبب رسیدن به هدف دوم می‌شود (۶).

روش‌های بسیاری به منظور تحلیل اثر متقابل ژنوتیپ × محیط و تخمین پایداری عملکرد و سازگاری ژنوتیپ‌ها پیشنهاد شده است که هر کدام از آنها مبتنی بر روش‌های آماری خاصی است. رومر (۲۳) برای اولین بار از واریانس ارقام در محیط‌های مختلف، برای تعیین پایداری استفاده کرد. فرانسیس و کاننبرگ (۱۲) برای تعیین پایداری ارقام از ضریب تغییرات یک رقم در محیط‌های آزمایشی استفاده کردند تا هم‌بستگی احتمالی بین میانگین و واریانس ارائه شده توسط رومر را حذف کنند. ارقامی که واریانس یا ضریب تغییرات محیطی پایین‌تری داشته باشند در زمره ژنوتیپ‌های پایدار قرار می‌گیرند. یو و همبلین (۲۸)، برای برطرف نمودن معایب روش‌های واریانس محیطی و واریانس فنوتیپی، یعنی عدم واکنش ژنوتیپ‌های پایدار نسبت به بهبود شرایط محیطی، در طی آزمایشی واریانس عملکرد نسبی هر رقم در محیط‌های مختلف را به عنوان پارامتر پایداری، پیشنهاد دادند. فنیلی و ویلکینسون (۱۱) ضریب رگرسیون عملکرد هر ژنوتیپ در محیط‌های مختلف روی شاخص محیطی را به عنوان معیار پایداری معرفی کردند. در این روش اگر ژنوتیپی دارای ضریب رگرسیون نزدیک به یک باشد، به عنوان ژنوتیپی با پایداری متوسط معرفی می‌شود. پرکینز و جینکز (۲۱)، همانند فنیلی و ویلکینسون عمل کردند ولی قبل از محاسبه ضریب رگرسیون، عملکرد هر ژنوتیپ را برای آثار محیطی تصحیح کردند و در واقع رگرسیون اثر متقابل ژنوتیپ × محیط را با شاخص محیطی در نظر گرفتند. معیار معرفی شده توسط ابرهارت و راسل (۱۰)، واریانس انحراف از خط رگرسیون عملکرد روی شاخص محیطی بوده است. طبق این معیار، ارقام پایدارتر انحراف از خط رگرسیون کمتری دارند (۱ و ۵). در این روش گاهی نیز جهت بررسی سازگاری و پایداری عملکرد ارقام از پارامتر ضریب تبیین پینتوس(۲۲) استفاده می‌کنند که دامنه آن بین صفر تا ۱۰۰ است که هرچه مقدار آن به ۱۰۰ نزدیک تر باشد آن واریته پایدارتر است (۴). ریک (۲۷) مجموع مربعات اثر متقابل در کل محیط‌ها را برای هر ژنوتیپ به عنوان معیار پایداری آن ژنوتیپ معرفی کرد. شوکلا (۲۵) نیز براساس باقی‌مانده حاصل از طبقه‌بندی دو طرفه اثر متقابل ژنوتیپ × محیط، برآورد نااریب واریانس ژنوتیپ‌ها را در تمام محیط‌ها پیشنهاد نمود. طبق این دو پارامتر ژنوتیپی پایدار است که واکنش آن در برابر محیط‌های مختلف آزمایشی برابر میانگین واکنش همه ژنوتیپ‌های موجود در آزمایش باشد (۵ و ۶). علاوه بر روش‌های پارامتری فوق الذکر، اصلاح کنندگان از روش‌های ناپارامتری دیگری مانند روش رتبه‌بندی برای تخمین پایداری ژنوتیپ‌ها استفاده می‌کنند. مزیت روش رتبه‌بندی بر سایر روش‌ها سادگی محاسبه آن است (۱۷).

لاغاری و همکاران (۱۸) و باتاد و همکاران (۹) در بررسی سازگاری ارقام پنبه به این نتیجه دست یافتند که لاین‌هایی با ضریب رگرسیون $b_i = 1$ و کمترین میانگین مربعات انحراف از خط رگرسیون (S^2_{di}) پایدارتر هستند. در تحقیق دیگری پاتیل و همکاران (۲۰) در بررسی پایداری فنوتیپی تعداد ۹ ژنوتیپ پنبه آپلند، اعلام داشتند که بالا بودن ضریب رگرسیون یک صفت مستقل (وزن یا تعداد غوزه) منجر به بهبود صفت وابسته (عملکرد) در یک محیط مناسب می‌گردد. گنج و همکاران (۱۴) و عبدول فیتوح و همکاران (۸) با استفاده از ضریب تبیین (R_i^2) و ضریب رگرسیون (b_i) اعلام کردند، ارقامی با عملکرد بالاتر، پایداری پایین‌تری را دارند و بنابراین تجمع عملکرد و پایداری را در یک رقم مشکل دانستند. عبدالله نژاد و همکاران (۷) با بررسی اثر متقابل ژنوتیپ × محیط و پایداری عملکرد دورگ‌های جدید پنبه از طریق روش‌های پارامتری، دورگ Cocker 312 × C. 121 را از نظر اکثر معیارهای پایداری، به

[Downloaded from jcpp.iut.ac.ir on 2024-03-28]

[DOR: 20.1001.1.22518517.1388.13.48.4.9]

عنوان ژنوتیپ پایدار با سازگاری خوب معرفی نمودند.

هدف از این پژوهش، بررسی پایداری ارقام پنبه با استفاده از روش‌های معمول تجزیه اثر متقابل ژنوتیپ × محیط به طور جداگانه می‌باشد تا در هر یک از روش‌ها، ارقام از لحاظ عملکرد و پایداری عملکرد در شرایط استان‌های گلستان و مازندران (سال‌ها و مکان‌های مختلف) مقایسه شده و نهایتاً، بهترین رقم یا ارقام معرفی گردند.

مواد و روش‌ها

این پژوهش شامل ۱۲ آزمایش روی هشت رقم اصلاح شده پنبه (۱:چکوروا، ۲:نازیلی، ۳:خرداد، ۴: ۴۳۲۰۰، ۵:کرما، ۶:تابلادیلا، ۷:بلی ایزوار و ۸:سپید) به همراه دو شاهد (۹: ورامین، ۱۰:ساحل) بود. هر آزمایش به صورت جداگانه در قالب طرح بلوک‌های کامل تصادفی با چهار تکرار در شش ایستگاه تحقیقاتی به مدت دو سال متوالی (۱۳۸۵-۱۳۸۴) انجام گرفت. ایستگاه‌های تحقیقاتی شامل ایستگاه‌های گنبد، کلاله، هاشم آباد گرگان، کارکنده بندرگز، بابع کلا نکاء و قراخیل قائم شهر بودند که همگی در زمره مناطق معتدله کشور محسوب می‌شوند.

در هر سال اجرای آزمایش، عملیات تهیه زمین به طور معمول انجام شد. قطعه مورد نظر در پاییز سال قبل شخم عمیق زده شد و اوایل فروردین با اجرای عملیات دیسک زنی برای کاشت آماده گردید. هر کرت آزمایشی شامل شش خط به طول ۱۱ متر به فواصل خطوط ۸۰ سانتی‌متر و فاصله بوته ۲۰ سانتی‌متر کشت شد. پس از تسطیح براساس آزمون خاک، کود پتاس بر اساس ۱۰۰ کیلوگرم k_2o از منبع سولفات پتاسیم و کود فسفره براساس ۱۵۰ کیلوگرم p_2o_5 از منبع فسفات آمونیوم به صورت پایه به همراه ۴۰ کیلوگرم سولفات روی در زمان کاشت و کود ازته به میزان ۱۵۰ کیلوگرم اوره مصرف گردید. مراقبت‌های زراعی متعارف شامل وجین، سله شکنی و دادن کود در طول فصل زراعی انجام گردید. برای مبارزه با علف‌های هرز، از علف کش سونالان به میزان ۳/۵ لیتر در هکتار، دو هفته قبل از کاشت استفاده گشت. در طول داشت مزرعه فوق در سه نوبت با سم متاسیستوکس (یک لیتر در هکتار) برای مبارزه با آفت شته سبز و با سم آوانت به میزان ۲۵۰ سی سی در هکتار برای مبارزه با کرم غوزه پنبه سمپاشی شد. تعداد دفعات آبیاری مطابق نیاز گیاه و با توجه به شرایط محیطی هر منطقه انجام شد. در این بررسی از قسمت وسط هر کرت ۱۰- ۵ بوته به طور تصادفی انتخاب و صفاتی همچون عملکرد، وزن غوزه، تعداد غوزه و زودرسی یادداشت‌برداری گردیدند. برداشت محصول از چهار خط میانی پس از حذف ۰/۵ متر از ابتدا و انتهای خطوط در اوائل مهر ماه انجام شد و عملکرد الیاف (چین اول) در هر کرت تعیین گردید و حدوداً یک ماه بعد، چین دوم پنبه برداشت شد.

پس از تعیین عملکرد ارقام در محیط‌های مختلف، محاسبات آماری مقدماتی شامل تجزیه واریانس ساده عملکرد برای مکان‌ها و سال‌ها به طور جداگانه برای هر آزمایش، آزمون بارتلت به منظور بررسی یکنواختی واریانس اشتباهات آزمایشی، تجزیه واریانس مرکب روی داده‌ها برای تعیین اثر اصلی و اثر متقابل دوجانبه و اثر متقابل سه جانبه ژنوتیپ × سال × مکان انجام شد. آزمون F با فرض تصادفی بودن سال‌ها و مکان‌ها و ثابت بودن ژنوتیپ‌ها و براساس امید ریاضی میانگین مربعات و مقایسه میانگین‌ها به روش دانکن انجام گرفت. در مرحله بعد جهت بررسی عملکرد و سازگاری ارقام، روش‌های پایداری پارامتری شامل میانگین عملکرد ژنوتیپ ($\overline{x_{i.}}$)؛ واریانس محیطی رومر (۲۳) (S_{ie}^2)؛ ضریب رگرسیون خطی فنیلی و ویلکینسون، (۱۱) (b_i)؛ پرکینز و جینکز، (۲۱) (β_i)؛ اکووالانس ریک، (۲۷) (W_i)؛ واریانس پایداری شوکلا، (۲۵) (σ_i^2)؛ ضریب تغییرات محیطی فرانسیس و کاننبرگ، (۲۲) (C.V.)؛ میانگین مربعات انحراف از خط رگرسیون ابرهارت و راسل، (۱۰) (S_{di}^2)؛ ضریب تبیین پینتوس، (۲۲) (R_i^2)؛ واریانس عملکرد نسبی یو و همبلین، (۲۸) (S_{iy}^2) و روش ناپارامتری انحراف معیار رتبه کتاتا، (۱۷) (S_{iR}^2) استفاده شدند و بر اساس آنها تجزیه و

[Downloaded from jcpp.iut.ac.ir on 2024-03-28]

[DOR: 20.1001.1.22518517.1388.13.48.4.9]

تحلیل نهایی در زمینه پایداری ژنوتیپ‌های مختلف انجام شد. محاسبات آماری با نرم افزار SAS, SPSS, MSTATC انجام پذیرفت.

نتایج

نتایج تجزیه واریانس ساده صفات مختلف اندازه‌گیری شده در سال‌ها و مکان‌های مختلف، نشان داد که ژنوتیپ‌های مورد بررسی در ۱۲ محیط (شش مکان و دو سال) از نظر عملکرد، متفاوت بودند. در ایستگاه هاشم آباد در سال دوم، تفاوت بین ژنوتیپ‌ها معنی‌دار نبود. ولی در همین ایستگاه در سال اول، اختلافات در سطح احتمال ۱٪ معنی‌دار شد. این نشان دهنده عملکرد متفاوت ژنوتیپ‌ها از سالی به سال دیگر است. وجود تفاوت در پاسخ هر ژنوتیپ از سالی به سال دیگر، در واقع بیانگر اثر متقابل ژنوتیپ × سال است. برای ایستگاه‌های دیگر نیز اختلاف بین ژنوتیپ‌ها، حداقل در یکی از دو سال آزمایش و در ایستگاه‌های گنبد و قراخیل نیز این اختلافات در هر دو سال، در سطح احتمال ۱٪ معنی‌دار بود. مقادیر ضریب تغییرات برای ۱۲ آزمایش جداگانه بین ۶/۵ تا ۲۲/۸۶ است (جدول نشان داده نشده است).

بر اساس نتایج حاصل از مقایسه میانگین سالانه عملکرد ژنوتیپ‌های مورد مطالعه در مناطق مختلف استان‌های گلستان و مازندران، رقم سپید، در اکثر مکان‌ها و سال‌ها بر تعدادی از ژنوتیپ‌ها برتری داشته یا حداقل همردیف آنها بود. این رقم در گنبد (سال دوم) و کلاله (سال اول) عملکرد کمتری داشت. برعکس، رقم ساحل (شاهد) در اغلب مناطق محصول کمتری نسبت به بقیه ارقام تولید نمود. این مسأله برتری ژنوتیپ‌های مورد مطالعه را نسبت به شاهد ساحل، محرز می‌سازد. برخی ارقام نظیرسپید، در کارکنده و ۴۳۲۰۰ در گنبد و کلاله در هر دو سال در گروه A قرار گرفتند. در ناحیه کارکنده (منطقه آلوده به بیماری پژمردگی ورتسیلیومی) رقم سپید در هر دو سال نسبت به بقیه برتری نشان داد (جدول نشان داده نشده است). وجود اختلاف در میانگین عملکرد ژنوتیپ‌ها از مکانی به مکان دیگر و یا در یک مکان از سالی به سال دیگر، بیانگر این واقعیت است که ارزیابی عملکرد ژنوتیپ‌ها در یک مکان یا یک سال نمی‌تواند دقیق و قابل توصیه باشد و می‌بایست ژنوتیپ‌های مربوطه در طی سال‌ها و مکان‌های متعدد، مورد ارزیابی قرار گرفته و میزان سازگاری و پایداری آنها مشخص گردد (۲).

آزمون F برای معنی‌دار بودن کلیه منابع تغییر با استفاده از امید ریاضی میانگین مربعات و با فرض ثابت بودن اثر رقم و تصادفی بودن اثر مکان و سال انجام گردید. در تجزیه واریانس مرکب (جدول ۱)، اثر ژنوتیپ در کلیه دو سال، معنی‌دار ($P < ۰/۰۱$) بود. F معنی‌دار برای ژنوتیپ، تفاوت ژنوتیپ‌ها را از نظر عملکرد دانه نشان می‌دهد. اختلاف بین مکان‌ها نیز معنی‌دار بود که نشانگر پتانسیل تولید مختلف می‌باشد. اثر سال و اثر متقابل سال × مکان و ژنوتیپ × سال × مکان و بلوک داخل سال و مکان نیز معنی‌دار به دست آمد. ولی اثر متقابل ژنوتیپ × سال و ژنوتیپ × مکان، معنی‌دار نبودند. می‌توان اظهار داشت که متوسط عملکرد ارقام و متوسط تفاوت ارقام طی سال‌های مختلف و مکان‌های مختلف، تغییرات چندانی نداشته است. بنابراین، نتایج آزمایش‌ها بیانگر این واقعیت است که وجود اثر متقابل ژنوتیپ × محیط عموماً اجتناب ناپذیر می‌باشد. این امر نشان می‌دهد که ارزیابی و انتخاب ارقام فقط بر مبنای عملکرد یک محیط، لزوماً نمی‌تواند دقیق و صحیح باشد و قبل از معرفی و توصیه، لازم است ارقام در سال‌ها و مکان‌های بسیار به منظور تعیین سازگاری و پایداری عملکرد آنها ارزیابی شوند. آزمون بارتلت در تمام سال‌ها، معنی‌دار ($P < ۰/۰۱$) بود که نشان می‌دهد، واریانس خطاهای آزمایش‌های جداگانه، غیر یک‌نواخت بودند. چون تبدیل داده‌ها منجر به از دست دادن قسمتی از اطلاعات و احیاناً تصمیم‌گیری نادرست در تجزیه پایداری می‌شود، برخی از محققین آن را توصیه نمی‌کنند (۳ و ۱۶)، بنابراین از تکنیک تبدیل داده‌ها استفاده نشد. ضریب تغییرات ۱۲/۷۹٪ در ترکیب دو ساله، مناسب بودن دقت آزمایش را نشان می‌دهد. پایداری ژنوتیپی

[Downloaded from jcpp.iut.ac.ir on 2024-03-28]

[DOR: 20.1001.1.22518517.1388.13.48.4.9]

جدول۱. نتایج تجزیه واریانس مرکب صفات مورد بررسی ارقام پنبه

منابع تغییرات	درجه آزادی	میانگین مربعات			
		عملکرد وش	زودرسی	وزن غوزه	تعداد غوزه
سال	۱	۲۰۱۰۶۸۶۶۶/۹**	۲۵۵/۰۸*	۲۹/۹۷**	۸۳/۸۳**
منطقه	۵	۱۸۵۲۱۶۵۴۵/۲**	۴۱۳۸/۲۴**	۱۱/۳۵**	۱۰۱۱/۶۷**
منطقه × سال	۵	۱۳۸۲۹۹۹۱۳/۲**	۲۳۷۱/۰۰**	۶/۸۴**	۱۰۶/۴۵**
بلوک در سال و منطقه	۳۶	۷۰۴۹۵۰/۴**	۲۴۴/۹۶**	۰/۳۸**	۲۲/۱۳**
رقم	۹	۳۸۸۱۵۸۳/۲**	۷۷۶/۵۷**	۳/۴۴**	۱۱/۹۴
رقم × سال	۹	۳۹۴۲۷۰/۷	۵۷/۰۶	۰/۱۸	۸/۸۹
رقم × منطقه	۴۵	۹۵۴۲۸۸/۹	۱۰۶/۰۰**	۰/۳۵**	۱۱/۹۶*
رقم × منطقه × سال	۴۵	۷۶۷۱۱/۳**	۸۰/۰۲$^{*-}$	۰/۲۶**	۸/۲۵
خطا	۳۲۴	۲۰۷۴۹۱/۶	۵۲/۲۴	۰/۱۴	۷/۷۴
CV٪		۱۲/۷۹	۹/۶۹	۶/۸۸	۱۸/۸۱
χ^2 (Bartlet)		۲۲۳/۳۱۷**	۲۵۲/۳۹۲**	۱۶۶/۶۶۰	۲۸۱/۸۲۴**
حداقل		۱۰۳۰/۰۰	۳۳/۹۴	۳/۶۰	۶/۴۰
حداکثر		۱۲۹۰۰/۰۰	۹۷/۱۵	۷/۵۰	۳۲/۰۰
انحراف معیار ± میانگین		۳۵۶۰/۲۴± ۹۳/۹۰	۷۴/۶۰ ± ۰/۶۰	۵/۴۱ ± ۰/۰۳	۱۴/۷۹ ± ۰/۲۱

*: معنی‌دار در سطح احتمال ۵ ٪

**: معنی‌دار در سطح احتمال ۱٪

مربوط به بخشی از پایداری است که از نظر اصلاح نباتات قابلیت بهبود بخشی دارد. یعنی دارای وراثت‌پذیری بالا بوده و می‌توان آن را اصلاح نمود (۱۵). بنابراین، متوسط وراثت‌پذیری عمومی عملکرد در دو سال آزمایش محاسبه گشت که برابر با ۱۵/۹۶٪ بود که نشان از تفاوت ژنتیکی ارقام و یک‌نواختی نسبی محیط‌ها دارد. نتایج مقایسه میانگین صفات مهم زراعی پنبه در جدول ۲ نشان داده شده است. رقم سپید از لحاظ عملکرد، رقم بلی ایزوار از لحاظ زودرسی، رقم ورامین از لحاظ وزن غوزه و رقم خرداد از لحاظ تعداد غوزه برتر از بقیه بودند. واکنش به شرایط محیطی و معنی‌دارشدن اثرات متقابل ایجاب می‌کند که برای انتخاب ژنوتیپ‌های پایدار، از الگوهای تجزیه پایداری استفاده شود، زیرا تجزیه مرکب داده‌ها به تنهایی این نیاز را برطرف نمی‌کند (جدول ۳).

بر اساس واریانس محیطی، ژنوتیپ‌های ۴۳۲۰۰ و تابلادیلا جزو ژنوتیپ‌های پر عملکرد بوده و واریانس محیطی آنها متوسط است. ژنوتیپ‌های چکوروا و خرداد از لحاظ میانگین عملکرد، بعد از این دو ژنوتیپ قرار می‌گیرند. ولی از لحاظ (S^2_{ie})، با ژنوتیپ‌های قبلی در یک کلاس واقع شده‌اند. لذا این چهار ژنوتیپ را می‌توان ژنوتیپ‌های نسبتاً پایدار [از لحاظ (S^2_{ie})] و پرمحصول، معرفی نمود (شکل ۱). با توجه به پارامتر ضریب تغییرات محیطی فرانسیس و کاننبرگ، رقم ۴۳۲۰۰ می‌تواند، به عنوان رقم پرمحصول و پایدار (دارای ضریب تغییرات کم) معرفی گردد. ارقام چکوروا و تابلادیلا از نظر پایداری با رقم ۴۳۲۰۰ در یک کلاس قرار می‌گیرد، ولی از لحاظ عملکرد، در حد متوسط هستند. بنابراین، این دو رقم برای مناطق نامساعدتر سازگاری ویژه خواهند داشت. واریانس

[Downloaded from jcpp.iut.ac.ir on 2024-03-28]

[DOR: 20.1001.1.22518517.1388.13.48.4.9]

جدول ۲. مقایسه میانگین صفات ژنوتیپ‌های مختلف پنبه

سال / مکان / ارقام	عملکرد وش	زود رسی	وزن غوزه	تعداد غوزه
سال				
۱۳۸۴	۲۹۱۳	۷۵/۳۳	۵/۶۶	۱۵/۲۱
۱۳۸۵	۴۲۰۷	۷۳/۸۷	۵/۱۶	۱۴/۳۷
منطقه				
کلاله	۳۴۱۷^{c}	۷۴/۶۲^{b}	۵/۴۳^{bc}	۱۶/۲۰^{b}
خان ببین	۶۳۰۶^{a}	۶۸/۸۰^{bc}	۵/۶۱^{abc}	۱۵/۶۹^{b}
هاشم آباد	۲۸۲۶^{d}	۶۷/۰۰^{c}	۴/۷۰^{d}	۹/۸۵^{c}
کردکوی	۲۵۷۴^{d}	۸۱/۹۰^{a}	۵/۳۵^{c}	۱۸/۴۳^{a}
بایع کلا	۲۰۹۱^{e}	۸۴/۵۵^{a}	۵/۷۳^{a}	۱۷/۶۳^{ab}
قراخیل	۴۱۴۸^{b}	۷۰/۷۵^{bc}	۵/۶۶^{ab}	۱۰/۹۵^{c}
رقم				
چکوروا	۳۶۲۴^{cd}	۷۵/۱۷^{bc}	۵/۴۹^{bcd}	۱۴/۳۳^{ab}
نازیلی	۳۶۹۱^{bc}	۷۷/۱۶^{b}	۵/۲۳^{ef}	۱۵/۲۰^{ab}
خرداد	۳۴۴۰^{cde}	۷۸/۸۶^{ab}	۵/۰۹^{f}	۱۵/۵۴^{a}
ورامین	۳۳۹۰^{de}	۶۹/۳۲^{d}	۵/۹۳^{a}	۱۴/۶۷^{ab}
۴۳۲۰۰	۳۹۱۳^{ab}	۷۵/۰۸^{bc}	۵/۵۷^{bc}	۱۴/۸۶^{ab}
کرما	۳۶۰۷^{cd}	۷۱/۸۸^{cd}	۵/۳۸^{cde}	۱۴/۹۸^{ab}
تابلادیلا	۳۶۴۸^{cd}	۷۶/۳۸^{b}	۵/۳۵^{de}	۱۴/۵۴^{ab}
بلی ایزوار	۳۲۱۴^{ef}	۸۱/۳۱^{a}	۵/۰۶^{f}	۱۵/۰۰^{ab}
ساحل	۳۰۸۵^{f}	۶۹/۳۹^{d}	۵/۶۹^{b}	۱۳/۷۵^{b}
سپید	۳۹۸۹^{a}	۷۱/۴۸^{cd}	۵/۳۶^{cde}	۱۵/۰۳^{ab}

در هر ستون تفاوت بین میانگین‌هایی که حداقل یک حرف مشترک دارند، معنی‌دار نیست.

محیطی رومر و ضریب تغییرات فرانسیس و کاننبرگ، به ندرت توسط اصلاحگران، استفاده می‌شوند. چون اصلاحگران در پی رقمی هستند که نه تنها از لحاظ این پارامترها خوب باشد، بلکه عملکرد بالایی نیز داشته باشد، چون مفهوم پایداری در این روش‌ها پایا است نه پویا. در حالی که در این پارامترها، رقم پاسخ ضعیفی به محیط می‌دهد (۲۴). هم‌چنین بر اساس واریانس نسبی عملکرد یو و همبلین (S^2_{iy})، ژنوتیپ‌های چکوروا، سپید، خرداد، تابلادیلا، بلی ایزووار، ساحل، نازیلی، کرما و ورامین از کمترین واریانس نسبی عملکرد برخوردار می‌باشند. بنابراین دارای حداکثر پایداری هستند.

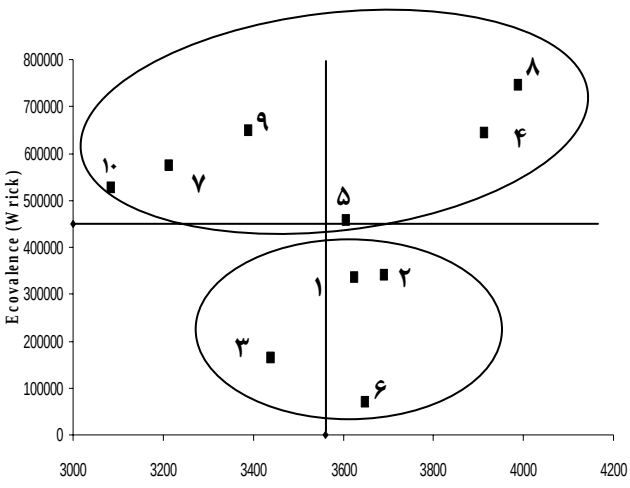
براساس پارامتر اکووالانس ریک (W_i^2)، ارقام تابلادیلا و نازیلی که میانگین عملکرد بالا دارای کمترین W_i^2 هستند. بنابراین، از نظر پایداری عملکرد و بالا بودن عملکرد، بهترین ارقام برای گزینش و ورود به برنامه‌های بعدی اصلاح و یا توصیه به زارعین، محسوب می‌شوند. میانگین عملکرد ارقام چکوروا و کرما، از میانگین عملکرد ژنوتیپ‌ها (به غیر از ژنوتیپ‌های تابلادیلا و نازیلی) بالاتر بوده و W_i^2 آنها نیز پایین است. پس این دو رقم نیز بعد از ارقام تابلادیلا و نازیلی، ژنوتیپ‌های

[Downloaded from jcpp.iut.ac.ir on 2024-03-28]

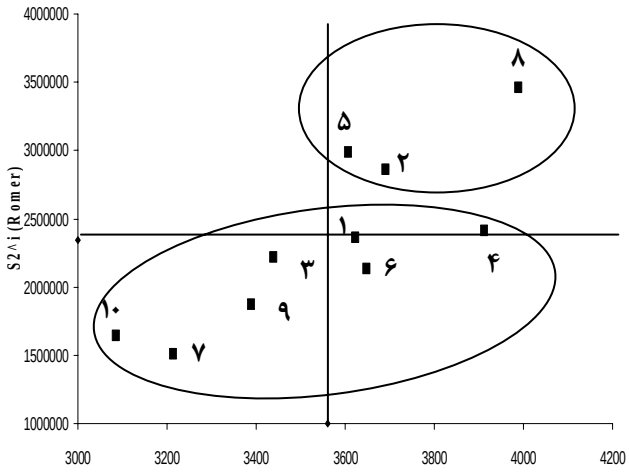
[DOR: 20.1001.1.22518517.1388.13.48.4.9]

جدول۳. مقادیر آماره‌های پایداری برای عملکرد وش ده رقم پنبه در شش منطقه

ژنوتیپ	S^2_{ie}	S^2_{iy}	CV_i	W_i^2	σ_i^2	b_i	B_i	S^2_{di}	R_i^2	S^2_{iR}
چکوروا	۲۳۵۹۰۴۴	۶۲/۴	۴۲/۴	۳۳۵۳۲۸	۷۱۳۲۲	۱/۰۱	۰/۰۱	۱۹۱۸۳۰۶۲/۰	۰/۹۷	۷/۰۷
نازیلی	۲۸۵۷۰۷۷	۷۶/۶	۴۵/۹	۳۴۱۵۳۹	۷۲۸۷۵	۱/۱۲	۰/۱۲	۱۹۸۰۷۱۴۸/۰	۰/۹۹	۹/۰۷
خرداد	۲۲۱۷۵۵۹	۲۶/۸	۴۳/۲	۱۶۲۷۴۱	۲۸۱۷۵	۰/۹۸	−۰/۰۲	۱۷۲۴۸۹۰۸/۰	۰/۹۹	۶/۳۰
ورامین	۱۸۶۷۹۴۰	۵۹/۱	۴۰/۳	۶۴۹۳۷۵	۱۴۹۸۳۴	۰/۸۹	−۰/۱۱	۱۶۸۳۶۸۷۵/۰	۰/۹۵	۵/۸۷
۴۳۲۰۰	۲۴۱۴۸۰۴	۱۴۵/۰	۳۹/۷	۶۴۳۳۳۳	۱۴۸۳۲۳	۱/۰۱	۰/۰۱	۲۲۴۴۲۱۱۸/۰	۰/۹۵	۴/۳۰
کرما	۲۹۸۲۴۹۱	۵۱/۸	۴۷/۹	۴۵۶۱۶۷	۱۰۱۵۳۲	۱/۱۴	۰/۱۴	۱۸۹۸۰۲۶۰/۰	۰/۹۸	۶/۷۰
تابلادیلا	۲۱۳۲۵۳۳	۱۸/۴	۴۰/۰	۷۰۳۳۷	۵۰۷۴	۰/۹۷	−۰/۰۳	۱۹۳۶۷۹۵۸/۰	۰/۹۹	۳/۱۰
بلی ایزووار	۱۵۰۹۸۴۲	۳۲/۱	۳۸/۲	۵۷۳۳۰۴	۱۳۰۸۱۶	۰/۸۱	−۰/۱۹	۱۵۰۵۷۳۵۲/۰	۰/۹۸	۱/۰۷
ساحل	۱۶۴۴۰۹۴	۴۴/۱	۴۱/۶	۵۲۶۲۳۷	۱۱۹۰۴۹	۰/۸۴	−۰/۱۶	۱۳۸۸۹۰۸۳/۰	۰/۹۷	۱/۲۰
سپید	۳۴۶۱۳۰۳	۵۴/۳	۴۷/۸	۷۴۵۳۰۶	۱۷۳۸۱۶	۱/۲۳	۰/۲۳	۲۲۱۰۹۵۸۸/۰	۰/۹۹	۳/۸۷



شکل ۱. بای پلات پراکنش ژنوتیپ‌ها از نظر دو پارامتر میانگین عملکرد وش و واریانس محیطی

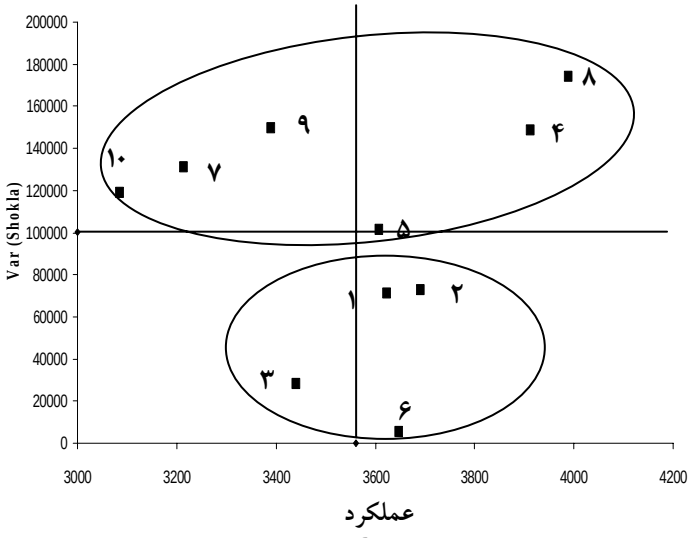


شکل ۲. بای پلات پراکنش ژنوتیپ‌ها از نظر دو پارامتر میانگین عملکرد وش و اکووالانس ریک

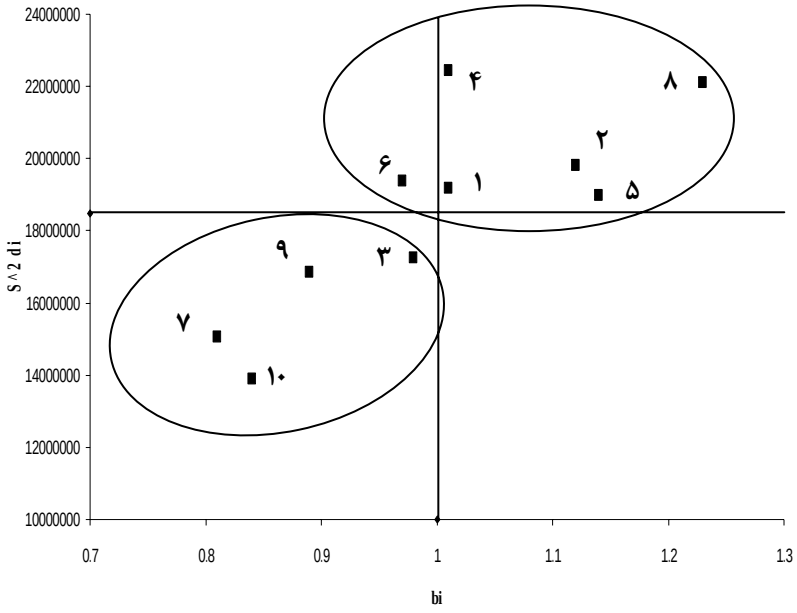
مناسبی به شمار می‌آیند (شکل۲)، هم‌چنین بر اساس واریانس پایداری شوکلا ملاحظه می‌گردد، ارقام نازیلی، تابلادیلا و چکوروا از لحاظ عملکرد در حد متوسط هستند. با توجه به واریانس پایداری شوکلا، نیز واجد پایداری مطلوب می‌باشند. ارقام سپید و ۴۳۲۰۰ با داشتن عملکرد بالا و واریانس پایداری بالا، جزء ارقام با سازگاری خصوصی (پایداری ضعیف) معرفی می‌گردند (شکل ۳). آماره‌های پایداری ریک، شوکلا، فنیلی و ویلکینسون و پرکینز و جینکز، یک مقیاس نسبی است که بستگی به ژنوتیپ‌های مورد آزمایش دارد. زیرا در این روش‌ها، میانگین همه ژنوتیپ‌ها به عنوان شاخص محیطی نوع پایداری، نیازمند دقت و احتیاط زیادی است، مگر این که ژنوتیپ‌های مورد استفاده در مطالعه بیانگر نمونه‌هایی از جمعیت کشت شده

[Downloaded from jcpp.iut.ac.ir on 2024-03-28]

[DOR: 20.1001.1.22518517.1388.13.48.4.9]



شکل ۳. بای پلات پراکنش ژنوتیپ‌ها از نظر دو پارامتر میانگین عملکرد وش و واریانس پایداری



شکل ۴. بای پلات پراکنش ژنوتیپ‌ها از نظر دو پارامتر (b_i) و (S^2_{di})

در محیط باشند (۲۴).

با توجه به عملکرد ژنوتیپ‌ها و ضرائب رگرسیونی (نزدیک به صفر در روش پرکینز و جینکز و نزدیک به یک در روش ابرهارت و راسل) ژنوتیپ‌هایی با سازگاری عمومی خوب قابل شناسایی هستند (۱۳و ۲۰) که بر این اساس ارقام ۴۳۲۰۰ با متوسط عملکرد ۳۹۱۳ کیلوگرم در هکتار و ارقام چکوروا و تابلادیلا با عملکردهای ۳۶۲۴ و ۳۶۴۸ کیلوگرم در هکتار رتبه‌های اول، دوم و سوم را به عنوان پایدارترین ارقام با سازگاری عمومی خوب کسب نمودند. باتاد و همکاران (۹) و پاتیل و همکاران (۲۰) نیز از این شیوه جهت تعیین پایداری

[Downloaded from jcpp.iut.ac.ir on 2024-03-28]

[DOR: 20.1001.1.22518517.1388.13.48.4.9]

فنوتیپی ژنوتیپ‌های مختلف پنبه آپلند استفاده نمودند. بنا بر پیشنهاد ابرهارت و راسل (۱۰)، ژنوتیپی پایدار است که ضریب رگرسیون آن یک $(b_i = 1)$ و انحراف از رگرسیون آن حداقل باشد$(S^2_{di} = 0)$. بنابراین، بر طبق دو آماره پایداری S^2_{di} و b_i، ارقام خرداد، چکوروا و تابلادیلا با $b_i = 1$ و S^2_{di} متوسط جزء ارقام با پایداری عمومی معرفی می‌گردند (شکل ۴). البته، ابرهارت و راسل (۱۰) عنوان نمودند که اگر بتوان، شاخصی را پیدا نمود که مستقل از واریته‌های مورد آزمایش باشد و هم‌چنین بر مبنای عوامل محیطی، همانند بارندگی، دما، حاصل‌خیزی خاک و غیره باشد، بسیار مناسب‌تر است (۱۹).

بالا بودن ضریب تبیین (R^2_i) محاسبه شده بیانگر مناسب بودن داده‌ها برای برازش یک خط رگرسیونی است (۱۴). که در این تحقیق ضریب تبیین تمام ارقام (بین ۹۹- ۹۵٪) بالا می‌باشد که بیانگر مناسب بودن مدل رگرسیون مربوطه است. بنابراین، ژنوتیپ‌های ورامین و ۴۳۲۰۰ دارای بالاترین ضریب تبیین هستند. در نتیجه از نظر این پارامتر، دارای حداکثر پایداری می‌باشند. در انتها با توجه به آماره پایداری ناپارامتری انحراف معیار رتبه (S^2_{iR})، ژنوتیپ‌های بلی ایزووار، ساحل، ۴۳۲۰۰، سپید و تابلادیلا با کمترین میزان S^2_{iR} بودند. بنابراین دارای حداکثر میزان پایداری می‌باشند.

بحث

رقم سپید با بالاترین میزان عملکرد، دارای ضریب رگرسیون b_i ⟨1، واریانس پایداری، اکووالانس، واریانس محیطی، واریانس عملکرد نسبی، تغییرات محیطی، میانگین مربعات انحراف از خط رگرسیون بالا و B_i ⟨0 می‌باشد که وجود اثر متقابل ژنوتیپ × محیط بالا را برای این ژنوتیپ نشان می‌دهند که دلیل بر سازگاری خصوصی این رقم برای محیط‌های مساعد و حاصل‌خیز به علت پاسخ به شرایط محیطی مناسب برای تولید عملکرد بالا می‌باشد و در محیط‌های نامساعد، همچون گنبد وکلاله، عملکرد پایین‌تر از حد متوسط را نشان داد. این نتیجه در توافق با نظر توللنار و لی (۲۶) است که بیان کردند بین عملکرد و پایداری نسبی عملکرد، یک رابطه معکوس وجود دارد. برعکس رقم ساحل با عملکرد کم دارای سازگاری وسیع با مناطق نامساعد بوده و جهت کشت در این گونه مناطق قابل توصیه است. با توجه به نتایج حاصل از مقایسه میانگین سالانه عملکرد ژنوتیپ‌های مورد مطالعه، می‌توان بیان نمود که در مناطق هاشم آباد، گنبد و کلاله رقم ۴۳۲۰۰، در مناطق کارکنده و قراخیل رقم سپید، در منطقه بایع کلا رقم چکوروا، ۴۳۲۰۰ و سپید با میانگین عملکرد بالاتر دارای سازگاری خصوصی با این مناطق هستند.

با توجه به نتایج این تحقیق و بررسی و تعیین شاخص‌های مختلف پایداری، ارقام چکوروا و تابلادیلا ضمن برخورداری از عملکرد بالاتر نسبت به رقم شاهد (ساحل) به عنوان ژنوتیپ‌هایی پایدار با سازگاری عمومی خوب معرفی و برای کلیه مناطق مورد آزمایش در استان‌های گلستان و مازندران قابل توصیه می‌باشند.

سپاسگزاری

از همکاری صمیمانه مجتمع علوم کشاورزی و منابع طبیعی دانشگاه مازندران و مؤسسه تحقیقات پنبه گرگان که در این مطالعه ما را یاری نمودند، کمال تشکر و قدردانی را به عمل می‌آوریم.

منابع مورد استفاده

۱. رحیم سروش، ح. ۱۳۸۴. بررسی پایداری عملکرد دانه ژنوتیپ‌های امید بخش برنج. مجله علوم زراعی ایران ۷(۲): ۱۱۲-۱۲۱.
۲. ساده دل مقدم، م.، ح. کاظمی اربط و ف. رحیم زاده خویی. ۱۳۶۹. تجزیه پایداری ارقام گندم پائیزه و تأثیر سطوح مختلف تراکم بذر روی عملکرد در برخی از نقاط دیمکاری استان آذربایجان شرقی. مجله دانش کشاورزی ۱(۳و۴): ۸۱-۶۱.

[Downloaded from jcpp.iut.ac.ir on 2024-03-28]

[DOR: 20.1001.1.22518517.1388.13.48.4.9]

۳. سرمد، ز. و م. اسفندیاری. ۱۳۷۱. *اصول آماری در طرح آزمایش‌ها (ترجمه: واینر)*. انتشارات مرکز نشر دانشگاهی، تهران.

۴. سنجری پیراتلو، الف. م. و م. ردائی. ۱۳۷۳. بررسی اثر متقابل ژنوتیپ × محیط و سازگاری هیبریدهای سورگوم در منطقه زنجان. مجله تحقیقات کشاورزی نهال و بذر ۱۰(۱ و ۲):۱۲-۱۹.

۵. شاه محمدی، م.، ح. دهقان و آ. یوسفی. ۱۳۸۴. تجزیه پایداری ژنوتیپ‌های جو در آزمایشات یکنواخت سراسری منطقه سرد. مجله علوم و فنون کشاورزی و منابع طبیعی ۹(۱):۱۴۳-۱۵۵.

۶. صادق زاده اهری، د.، م. آقائی سربرزه و س. بهرامی. ۱۳۸۴. ارزیابی سازگاری و پایداری عملکرد دانه و واکنش به تنش‌های محیطی (خشکی و گرما) در ژنوتیپ‌های گندم دوروم دیم. مجله دانش کشاورزی ۱۵ (۴):۷۳-۸۹.

۷. عبدالله نژاد، ک.، ع. عالیشاه و س. سیرانی. ۱۳۸۳. بررسی اثرات متقابل ژنوتیپ× محیط و پایداری عملکرد در دورگ‌های جدید پنبه از طریق روش‌های پارامتری. مجله علوم کشاورزی و منابع طبیعی ۸۴:۷۱-۷۹.

8. Abou-El-Fittouh, H. A., J. O. Rawlings and P. A. Miller. 1969. Genotype by environment interactions in cotton: their nature and related environmental variables. Crop Sci. 9:377-381.
9. Bhatad, S. S., K. G. Nandanwankar, S. B. Mane and D. G. More. 1995. Phenotypic stability of newly developed genotype of upland cotton in Marathwada region of Maharashtra. Ind. J. Agric. Sci. 65(4):295-297.
10. Eberhart, S. A. and W. A. Russell. 1966. Stability parameters for comparing varieties. Crop Sci. 6:36-40.
11. Finlay, K. W. and G. N. Wilkinson. 1963. The analysis of adaptation in plant breeding programme. Aust. J. Agric. Res. 14:742-754.
12. Francics, T. R. and L. W. Kannenberg. 1978. Yield stability studies in short-season maize. 1: descriptive method for grouping genotype. Can. J. Plant Sci. 58:1025-1034.
13. Fuentes, R. G. and C. M. Taliaferro. 2002. Biomass yield stability if switchgrass cultivars. PP. 276-282. *In*: J. Jannick and A. Whipkey (Eds.), Trends in New Crops and New Uses. ASHS Press, UK.
14. Geng, S., H. Bingmin and M. D. Bassett. 1990. Quantification and classification of local effect on cotton cultivar programmes. Agron. J. 82:514-518.
15. Hanson, W. D. 1970. Genotypic stability. Theor. and Appl. Genet. 40:226-231.
16. Hugh , G. and G. H. Gauch. 1988. Model selection and validation for yield trials with interaction. Biometrics 44:705–715.
17. Ketata, H. 1988. Genotype x Environment interaction. Proceeding of biometrical techniques for cereal breeders. ICARDA, Aleppo, Syria.
18. Laghari, S., M. M. Kandhro, M. A. Sial, M. Z. Shad and H. M. Ahmed. 2003. Slection for seed cotton yield and adaptability among cotton (*Gossypium hirsutum* L.) genotypes. Asian J. Plant Sci. 2(12):878-880.
19. Lin, C. S., M. R. Binns and L. P. Lefkovitch. 1986. Stability analysis: where do we stand? Crop Sci. 26:894–900.
20. Patel, U. G., J. C. Patel, K. B. Patel and V. D. Pathak. 1999. Phenotypic stability in upland cotton. Ind. J. Agric. Sci. 69(2):116-117.
21. Perkins, J. M. and J. L. Jinks. 1968. Environment and genotype – environmental components of variability. Heredity 23:339-359.
22. Pinthus, M. J. 1973. Estimate of genotype value: A personal method. Euphytica 22:121-123.
23. Romer, T. 1917. Sind die ertragreicheren Sorten ertragssicherer? DLG-Mitt. 32:87-89.
24. Roy, D. 2000. Plant Breeding Analysis and Exploitation of Variation. Alpha Sci. Intl. Ltd., UK.
25. Shukla, G. K. 1972. Some statistical aspects of partitioning genotype - environmental components of variability. Heredity 29:237-245.
26. Tollenaar, M. and E. A. Lee. 2002. Yield potential, Yield stability and stress tolerance in maize. Field Crop Res. 75:161-169.
27. Wrick, G. 1962. Uber eine methode zur refassung der okologischen streubreite in feldversuchen. Flazenzuecht 47:92–96.
28. Yau, S. K. and J. Hamblin. 1994. Relative yield as a measure of entry performance in variable environments. Crop Sci. 34:813-817.

[Downloaded from jcpp.iut.ac.ir on 2024-03-28]

[DOR: 20.1001.1.22518517.1388.13.48.4.9]