

بررسی پایداری و سازگاری عملکرد ارقام پنبه بر اساس روش‌های تک متغیره پارامتری، ناپارامتری و مدل AMMI

سکینه دماوندی کمالی^{۱*}، نادعلی بابائیان جلودار^۲ و عمران عالیشاه^۳
 ۱، ۲، دانشجوی کارشناسی ارشد و استاد دانشگاه علوم کشاورزی و منابع طبیعی ساری
 ۳، استادیار مؤسسه تحقیقات پنبه گرگان
 (تاریخ دریافت: ۸۷/۴/۲۹ - تاریخ تصویب: ۹۰/۱/۳۱)

چکیده

اثرات متقابل ژنوتیپ × محیط و پایداری عملکرد ده رقم پنبه در شش منطقه از استانهای گلستان و مازندران (هاشم آباد گرگان، کارکنده بندرگز، گنبد، کلالة، بایع کلا نکاء و قراخیل قائم شهر) از طریق روش‌های تک متغیره پارامتری و ناپارامتری و مدل AMMI مورد بررسی قرار گرفت. آزمایش در طی دو سال زراعی (۱۳۸۴ و ۱۳۸۵) اجرا گردید و برای هر منطقه، تیمارها در قالب طرح بلوکهای کامل تصادفی با چهار تکرار مورد ارزیابی قرار گرفتند. بر اساس نتایج به دست آمده، اثرات اصلی ژنوتیپ و محیط و اثر متقابل ژنوتیپ × محیط معنی‌دار بودند و ۸۱/۷۵٪ از مجموع مربعات آن، توسط دو مؤلفه اصلی اول اثر متقابل (IPCI,2) تبیین گردید. نمودار دو طرفه مؤلفه اثر متقابل اول (IPCI) ارقام و مکان‌ها در برابر میانگین آنها، کارایی بسیار بالایی در شناسایی الگوهای اثر متقابل ژنوتیپ × محیط نشان داد. بر مبنای نمودارهای بای پلات اجزای ژنوتیپی و محیطی اولین و دومین مؤلفه اصلی اثر متقابل و میانگین عملکرد ژنوتیپ‌ها و محیط‌ها و محاسبه آماره پایداری SIPC1 و تجزیه الگوی واکنش ژنوتیپی و همچنین، نتایج تجزیه خوشه‌ای بر مبنای ارزش‌های ژنوتیپی و محیطی اولین و دومین مؤلفه اصلی اثر متقابل، ارقام چکورو، سپید و تبلادیل پایداری و واکنش را داشتند که از این بین، رقم چکورو کمترین IPCI را دارا بود. ارقام ۴۳۲۰۰، خرداد و ساحل بیشترین اثر متقابل را دارا بودند. ارقام ۴۳۲۰۰ و خرداد، واجد سازگاری خصوصی برای مناطق مشابه با شرایط اقلیمی کارکنده و ارقام ساحل، ورامین، نازلی و تبلادیل دارای سازگاری خصوصی برای نواحی کلالة، گنبد، بایع کلا، قراخیل (و مناطق مشابه) بودند. در مجموع، ارقام سپید و ۴۳۲۰۰ با بالاترین عملکرد، به ترتیب به عنوان ارقامی با سازگاری عمومی و خصوصی شناسایی شدند. برعکس رقم ساحل با کمترین میزان عملکرد دارای سازگاری وسیع با مناطق نامساعد بوده و جهت کشت در این گونه مناطق قابل توصیه است. رقم چکورو به عنوان پایداری‌ترین رقم با عملکرد متوسط برای کلیه مناطق شمالی کشور، شناسایی گردید.

واژه‌های کلیدی: پنبه، اثر متقابل ژنوتیپ × محیط، پایداری و تجزیه AMMI

مقدمه

تخمین پایداری ژنوتیپها استفاده می‌کنند. در اکثر آنها، ارقام در هر محیط رتبه‌بندی می‌شود و ژنوتیپی پایدار محسوب می‌شود که در همه محیطها رتبه مشابهی داشته باشد. مزیت روش رتبه‌بندی بر سایر روشها سادگی محاسبه آن است (Ketata, 1988). برای درک همه جنبه‌های مختلف این اثر متقابل، استفاده از روش‌های آماری تجزیه چند متغیره ضروری است. زیرا واکنش ژنوتیپها به محیطها به صورت چند متغیره است. در تجزیه‌های چند متغیره ویژگی‌های یک ژنوتیپ از جمله عملکرد آن در چند محیط در یک فضای چند بعدی توصیف می‌شود (Finlay & Wilkinson, 1963). Perkins (1972) از تجزیه به مؤلفه‌های اصلی به منظور شناخت ماهیت اثر متقابل ژنوتیپ×محیط و Lin (1982) از تجزیه خوشه‌ای برای گروه‌بندی ژنوتیپها و محیطها از حیث پایداری بهره گرفته‌اند. همچنین از تجزیه به عاملها و تجزیه به الگوی واکنش ژنوتیپی برای طبقه بندی ژنوتیپها و محیطها از نظر اثر متقابل آنها با محیطها استفاده شده است (Tai, 1979). تنوع موجود در داده‌های آزمایش‌های چند محیطی از یک الگوی ساختاری برای اثر متقابل ژنوتیپ × محیط و یک باقی مانده یا الگوی غیرساختاری^۱ تشکیل شده است. الگوهای ساختاری مربوط به واکنش قابل تفسیر ژنوتیپها در محیطها می‌باشند و باقی‌مانده پاسخ غیرقابل پیش‌بینی و غیرقابل تفسیر است. Kempton (1984) و Zobel & Gauch (1996) برای بهره‌گیری از هر دو مدل جمع‌پذیر (تجزیه واریانس) و ضرب‌پذیر (مؤلفه‌های اصلی) در ارزیابی پایداری ارقام، روش $AMMI^2$ یا مدل توام آثار اصلی جمع‌پذیر و اثر متقابل ضرب‌پذیر را ارائه نمودند. در واقع چنانچه در این روش فقط از مدل جمع‌پذیر استفاده شود ($AMMI0$)، تجزیه واریانس معمولی انجام شده است. در سایر موارد می‌توان یک یا چند مؤلفه اصلی را به مدل اضافه نمود که در این صورت از نمادهای $AMMI1, \dots, AMMI$ استفاده می‌شود. در مدل $AMMI$ آثار اصلی جمع‌پذیر ژنوتیپ و محیط با استفاده از تجزیه واریانس برآورد می‌شوند، ولی از آنجا

سطح زیر کشت پنبه در کشور معادل ۱۲۰ هزار هکتار است (Cotton research institute, 2007). که با در نظر گرفتن این گستردگی مساحت، معرفی ارقام پایداری که عملکرد خود را در شرایط مختلف حفظ کند، بسیار ضروری است. بنابراین اگر عملکرد ژنوتیپی در دامنه وسیعی از محیطها ثابت باشد، رقم مذکور دارای سازگاری وسیع یا عمومی خواهد بود (Becker, 1981). پس از تولید لاین‌های نوید بخش، تعیین درجه پایداری محیطی آنها و شناسایی ارقام سازگار با محیطهای خاص و یا ارقام با سازگاری عمومی، از اهمیت خاصی برخوردار است. از آنجایی که هنوز بین ظهور صفات و سازگاری عمومی در گیاهان مختلف ارتباط قوی پیدا نشده، مطالعه اثر متقابل ژنوتیپ × محیط، مؤثرترین روش برای شناسایی ارقام سازگار است (Basford & Cooper, 1998; Kempton, 1984). اثر متقابل ژنوتیپ × محیط، همبستگی بین ارزش‌های ژنوتیپی و فنوتیپی را کاهش می‌دهد (Chapman et al., 1997). روش‌های متعددی 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. در روش‌های آماری تک متغیره سعی بر این است که این واکنش از طریق محاسبه یک شاخص پایداری نشان داده شود. پرکینز و جینکز (Perkins & Jinks, 1968)، 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 Eberhart & Russell (1966)، واریانس انحراف از خط رگرسیون عملکرد بر روی شاخص محیطی بوده است. طبق این معیار، ارقام پایدارتر انحراف از خط رگرسیون کمتری دارند (Rahim soroush, 2005; Shahmohamadi et al., 2005). Shukla (1972) نیز بر اساس باقیمانده حاصل از طبقه بندی دو طرفه اثر متقابل ژنوتیپ×محیط، برآورد ناریب واریانس ژنوتیپها را در تمام محیطها پیشنهاد نمود. علاوه بر روش‌های پارامتری فوق‌الذکر، اصلاح‌کنندگان از روش‌های ناپارامتری دیگری نظیر روش رتبه‌بندی برای

1. Noise

2. Additive Main effects and Multiplicative Interaction

Zobel et al. (1988) در ارزیابی هفت ژنوتیپ سویا در ۳۵ محیط از چهار مدل تجزیه واریانس، تجزیه به مؤلفه‌های اصلی، رگرسیون خطی و *AMMI* استفاده کردند. در روش تجزیه واریانس با وجودی که مجموع مربعات اثر متقابل زیاد بود، ولی به علت بالا بودن درجه آزادی، این منبع تغییر معنی‌دار نگردید. در روش تجزیه به مؤلفه‌های اصلی سه مؤلفه اول معنی‌دار بودند، ولی این روش به علت اختلاط اثرات اصلی و متقابل مناسب تشخیص داده نشد. در روش رگرسیون خطی فقط ۱/۹٪ از مجموع مربعات اثر متقابل توسط مدل خطی تبیین شد، ولی مدل *AMMI* در مجموع با توجه ۹۴/۷٪ از مجموع مربعات اثر متقابل، مفیدترین روش تشخیص داده شد. مدل *AMMI* برای پنبه توسط Blanch et al. (2006) به کار برده شده است. وی $IPCI^2$ محاسبه شده برای مجموع مربعات اثرات متقابل ژنوتیپ × محیط را ۵۴/۲ درصد گزارش نموده است. وجود اثر متقابل ژنوتیپ × محیط، یک مشکل بزرگ آزمایشات عملکرد ارقام پنبه به شمار می‌رود. تلاش‌های متفاوتی انجام شده است تا پایداری عملکرد ارقام پنبه را با استفاده از داده‌های چند ناحیه تجزیه نمایند. اگرچه، هیچ مدلی کاملاً با اثر متقابل ژنوتیپ × محیط تطبیق ندارد (Lin Carvalho et al. & Binns, 1988; Pinthus, 1973) (1995) بیان نمودند که در اصلاح پنبه، عملکرد و ش و درصد کیل از اجزای تعیین کننده عملکرد الیاف محسوب می‌شوند. البته، ژنوتیپ‌های ممتاز پنبه، ناپیستی تنها براساس میانگین عملکردشان (بعلت اینکه بهترین ژنوتیپ‌ها، تنها برای مناطق مساعد سازگاری نشان می‌دهند) معرفی شوند، بلکه، بایستی پایداری و سازگاری آنها بر اساس عملکرد کل و درصد کیل نیز مورد بررسی قرار گیرد. Murakami et al. (2004)، در بررسی سازگاری و پایداری عملکرد ارقام پنبه اعلام داشتند، در صورت وجود اثرات متقابل معنی‌دار ژنوتیپ × محیط، گزینش ارقام صرفاً بر مبنای میانگین عملکرد بسیار مشکل و گاهی اوقات گمراه‌کننده است، زیرا در چنین حالتی ژنوتیپ‌های پر محصول، فقط به شرایط و محیط‌های مناسب سازگار می‌شوند. Cruz & Carneiro

که واکنش متفاوت ژنوتیپ‌ها از یک محیط به محیط دیگر باعث اثر متقابل ضرب‌پذیر می‌گردد و تجزیه واریانس قادر به تجزیه این آثار نیست، با استفاده از تجزیه به مؤلفه‌های اصلی، اثر متقابل ژنوتیپ × محیط به مؤلفه‌های اصلی توجیه‌کننده اثر متقابل و مقدار باقیمانده تفکیک می‌گردد (Crossa et al., 1990). روش *AMMI* یک مدل کلی به شمار می‌آید که تجزیه واریانس، تجزیه رگرسیون، تجزیه به مقادیر ویژه و تجزیه به مؤلفه‌های اصلی حالت خاصی از آن هستند در تجزیه واکنش ژنوتیپی که روی نتایج روش *AMMI* انجام می‌گیرد از تجزیه خوشه‌ای استفاده می‌شود (Hayward et al., 1993; McLaren, 1996). مدل *AMMI* ابزاری بسیار قوی در تجزیه و تفسیر ماتریس‌های بزرگ ژنوتیپ × محیط است، زیرا با نقطه یابی ژنوتیپ‌ها و محیط‌ها روی بای‌پلات^۱ می‌توان با استفاده از این فضای مختصاتی، موقعیت ژنوتیپ‌ها را نسبت به یکدیگر و نسبت به محیط‌های مورد بررسی شناسایی کرد. بدین طریق استنباط مناسب در مورد اثر متقابل ژنوتیپ × محیط فراهم می‌شود و انتساب ژنوتیپ‌هایی با سازگاری اختصاصی به محیط‌های خاص تسهیل می‌گردد (Zobel et al., 1988).

تجزیه الگوی واکنش ژنوتیپی به مدل‌هایی اطلاق می‌شود که در آنها به طور همزمان از روش‌های دسته‌بندی مانند تجزیه خوشه‌ای و روش‌های بردار یابی و مقیاس‌یابی مانند تجزیه به مؤلفه‌های اصلی، تجزیه به عامل‌ها و غیره استفاده می‌شود. در واقع از این روش به منظور نشان دادن حداکثر تغییرات ماتریس ژنوتیپ × محیط استفاده می‌گردد و درصد زیادی از تغییرات چند بعدی در ابعاد کمتری نشان داده می‌شود. بنابراین تفسیر اثر متقابل ژنوتیپ × محیط ساده‌تر می‌گردد. حتی اگر در مواردی درصد کمی از اثر متقابل به وسیله مؤلفه‌های اصلی تبیین شود، چون روش‌های تجزیه بردارهای مشخصه باعث کاهش باقیمانده یا نویز می‌شوند، دقت برآوردها افزایش یافته و ارایه شکل روشن از اثر متقابل، میسر می‌گردد (Crossa, 1990).

می‌یافت، اقدام به آبیاری می‌شد. در منطقه کلاله و ایستگاه گنبد ۸-۴ نوبت آبیاری و ایستگاه هاشم‌آباد ۴-۳ نوبت آبیاری، ایستگاه کارکنده به صورت دیم و ایستگاه بایع کلا و قراخیل، ۳-۱ نوبت آبیاری انجام گردید. در هر نوبت آبیاری بین ۸۰۰-۶۰۰ متر مکعب آب در هر هکتار در اختیار گیاه قرار گرفت. پس از رسیدگی، محصول وش در دو چین (چین اول ۱۰-۵ مهر و چین دوم ۳۰ روز بعد) برداشت شدند. سال‌ها و مکان‌ها و در نتیجه محیط‌ها، به عنوان عامل‌های تصادفی منظور شد. رقم، به عنوان عامل ثابت در نظر گرفته شد. در مرحله بعد جهت بررسی عملکرد و سازگاری ارقام، روش‌های پایداری پارامتری شامل ضریب رگرسیون خطی Perkins & Jinks (1968) (β_i)، واریانس پایداری (Shukla (1972) (σ_i^2)؛ میانگین مربعات انحراف از خط رگرسیون (Eberhart & Russell (1966) (S_{di}^2) و روش ناپارامتری میانگین رتبه \bar{R}_i و انحراف معیار رتبه Ketata (1988) (S_{IR}^2) استفاده شدند و بر اساس آنها تجزیه و تحلیل نهایی در زمینه پایداری ژنوتیپ‌های مختلف انجام شد. محاسبات آماری با نرم‌افزار SAS, SPSS, MSTATC انجام پذیرفت.

سپس با استفاده از مدل AMMI به صورت زیر، اثرات متقابل ژنوتیپ \times محیط، تجزیه و تفسیر شدند (Hugh & Gauch, 1988):

$$Y_{ijk} = \mu + g_i + e_j + ge_{ij} + \varepsilon_{ijk}$$

$$ge_{ij} = \sum_{n=1}^N \sigma_n \gamma_{in} \delta_{jn} + \rho_{ij}$$

در این فرمول، Y_{ijk} عملکرد ژنوتیپ i ام در محیط j ام و در تکرار k ام، μ میانگین کل، g_i اثر اصلی ژنوتیپ (اختلاف میانگین یک ژنوتیپ از میانگین ژنوتیپ‌ها)، e_j اثر اصلی محیط (اختلاف میانگین یک محیط از میانگین محیط‌ها)، ge_{ij} اثر متقابل ژنوتیپ i ام در محیط j ام، σ_n مقدار منفرد مربوطه به n امین مؤلفه اصلی باقی مانده در مدل، که برابر با جذر ریشه مشخصه مربوط به همان مؤلفه اصلی است. N تعداد محوره‌های IPC باقی مانده در مدل AMMI و $N \leq \min(g-1, e-1)$ ، γ_{in} بردار مشخصه برای i امین ژنوتیپ از n امین مؤلفه اصلی اثر متقابل (IPC)، δ_{jn} بردار مشخصه برای j امین محیط از n امین مؤلفه اصلی اثر متقابل (IPC)، ρ_{ij} عبارت

(2003) نیز ارزیابی ژنوتیپ‌های جدید پنبه در محیط‌های مختلف را جهت کاهش اثرات سوء محیط بر خصوصیات ژنتیکی ارقام زراعی، مهم و ضروری دانستند. این پژوهش با هدف تجزیه اثر متقابل ژنوتیپ \times محیط برای عملکرد وش ارقام پنبه صورت گرفت، تا ضمن ارزیابی پایداری ارقام، ژنوتیپ‌های واجد سازگاری خصوصی با مناطق متفاوت نیز شناسایی گردند.

مواد و روش‌ها

عملکرد هشت ژنوتیپ پنبه شامل ارقام چکورو، نازلی، خرداد، ۴۳۲۰۰، کرما، تبادیلا، بلی ایزوار و سپید به همراه ارقام ساحل و ورامین به عنوان ارقام شاهد در مناطق عمده پنبه‌کاری استان گلستان و مازندران (هاشم‌آباد گرگان، کارکنده بندرگز، گنبد، کلاله، بایع کلا نکاء و قراخیل قائم شهر) در طی دو سال زراعی ۱۳۸۴-۱۳۸۵ مورد بررسی قرار گرفت. ژنوتیپ‌ها در هر مکان در قالب طرح بلوک‌های کامل تصادفی با چهار تکرار ارزیابی شدند. طول واحدهای آزمایشی چهار متر و عرض آنها ده متر که در نتیجه مساحت هر واحد آزمایشی برابر با ۴۰ متر مربع لحاظ شد. در هنگام برداشت، ۰/۲ متر از دو طرف طول هر واحد آزمایشی و ۰/۵ متر از ابتدا و انتهای کرت حذف شد و در نهایت، مساحت برداشت به ۳۲ مترمربع تقلیل یافت. برداشت از این سطح به واحد گرم در پلات، محاسبه و به کیلوگرم در هکتار تبدیل شده است. تاریخ کاشت در ایستگاه‌های مزبور از ۲۵ فروردین تا ۳۰ اردیبهشت ماه می‌باشد. کودهای مصرفی اوره و فسفات آمونیوم بر اساس نتایج تجزیه خاک و توصیه کارشناسان بخش تحقیقات آب و خاک، صورت گرفته و تمامی کود فسفاته و نیمی از کود ازته، در زمان قبل از کاشت و نیم دیگر آن در زمان تنک دوم اضافه گردیده است. جهت مبارزه با علف‌های هرز، از سم ترفلان به میزان ۲/۵ لیتر در هکتار، با آخرین دیسک در زمان آماده سازی زمین، استفاده می‌شد. در ۱۵ و ۳۰ روز پس از کاشت، کپه‌های سبز نشده واکاری شدند. در طول مرحله داشت با علف‌های هرز به صورت مکانیکی و با آفات نیز بر اساس آماربرداری از جمعیت آنها، به موقع مبارزه (۴-۶ نوبت در سال) شده است. هرگاه رطوبت قابل استفاده خاک به ۵۰٪ تقلیل

اولین مؤلفه اصلی ژنوتیپها و محیطها یعنی ضرایب عاملی، می‌باشد. محور افقی در میانه نمودار، نشان‌دهنده $IPC1=0$ (یا مدل AMMIO) است، که فاقد اثر متقابل است. ژنوتیپها یا محیطهایی که تقریباً روی یک خط عمودی قرار دارند، دارای میانگین (اثرات اصلی) مشابه و ژنوتیپها یا محیطهایی که تقریباً روی یک خط افقی قرار دارند، از نظر اثر متقابل، دارای الگوهای مشابه می‌باشند. ژنوتیپها و مکانهایی که دارای مقادیر اولین مؤلفه اصلی بزرگ (مثبت یا منفی) باشند، اثر متقابل بالا دارند. در حالیکه ژنوتیپها و مکانهای واجد مقادیر اولین مؤلفه اصلی نزدیک به صفر، دارای اثر متقابل پائین می‌باشند که دارای سازگاری عمومی به محیطهای آزمایش هستند. یعنی اثر متقابل این ژنوتیپها، بسیار جزئی است (Romagosa & Fox, 1993; Crossa et al., 1990). ژنوتیپها یا محیطهای دارای مقادیر مؤلفه‌های اصلی بزرگ (مثبت یا منفی)، دارای اثرات متقابل بزرگی هستند و ممکن است سازگاری خصوصی نشان دهند. ژنوتیپها و محیطهایی که دارای IPC یکسان از نظر علامت باشند، دارای اثر متقابل ویژه مثبت یا یکدیگر خواهند بود، که مقدار این اثر متقابل به بزرگی این مقادیر مربوط است. در حالی که مقادیر IPC با علامت مخالف، بیانگر اثرات متقابل منفی است (Hugh & Gauch, 1988; Crossa et al., 1990; Richard et al., 1988).

همچنین تجزیه خوشه‌ای ژنوتیپها و محیطها بر مبنای مؤلفه‌های اصلی اول و دوم و آماره‌های پایداری مدل با روش وارد و بر اساس ماتریس عدم تشابه مربع فاصله اقلیدوسی صورت گرفت. در نهایت تجزیه الگوی واکنش ژنوتیپی بر مبنای مقادیر مؤلفه‌های اصلی اول و دوم انجام شد. محاسبات آماری با نرم‌افزار GENSTAT انجام پذیرفت.

نتایج و بحث

تجزیه واریانس مرکب عملکرد وش، تفاوت بسیار معنی‌داری را بین ژنوتیپهای پنبه، محیط و اثر متقابل ژنوتیپ × محیط نشان داد (جدول ۱). اختلاف بین محیطها، بیشترین درصد تغییرات کل را تشکیل داد. ۱/۲۰٪ از تغییرات کل توسط اثر متقابل ژنوتیپ ×

مربوطه به اثر باقیمانده و ε_{ijk} عبارت مربوط به خطا است (Johnson & Wichern, 1988; Clay & Dombek, 1995). درجه آزادی هر مؤلفه اصلی (IPC) برابر $g+e-1-2k$ می‌باشد که در آن g تعداد ژنوتیپها، e تعداد محیطها و k شماره مؤلفه اصلی است (Crossa et al., 1990). مؤلفه‌های ضربی (IPC) غیرمعنی‌دار حذف می‌شوند. رتبه ماتریس باقی‌مانده‌ها یا z ، حداکثر برابر با $(j-1)(i-1)$ می‌باشد (Van Eeuwijk, 1995).

همچنین آماره $SIPC$ مدل $AMMI$ به شرح زیر محاسبه و به منظور ارزیابی پایداری ژنوتیپها مورد استفاده قرار گرفت.

$$SIPC = \sum_{n=1}^N \lambda_n^{0.5} \gamma_{gn}$$

در مدل $AMMI$ مقادیر مؤلفه‌های اصلی مربوط به ژنوتیپها را به صورت $\lambda_n^{0.5} \times \gamma_{in}$ و مقادیر مؤلفه‌های اصلی مربوط به محیطها را به صورت $\lambda_n^{0.5} \times \delta_{jn}$ نشان می‌دهد که در آن λ_n ریشه مشخصه مربوط به n امین مؤلفه اصلی و γ_{in} بردارهای مشخصه ارتونرمالیزه شده ژنوتیپ و محیط هستند. بنابراین مقادیر مؤلفه‌های اصلی به طور کلی، حاصل ضرب بردار ارتونرمالیزه در جذر ریشه مشخصه (مقدار ویژه) بیان می‌شوند. δ_n نشان‌دهنده میزان همبستگی بین مقادیر مؤلفه‌های اصلی ژنوتیپ و محیط بوده و λ_n نیز، واریانس اثر متقابل ارایه شده توسط مؤلفه اصلی مربوطه می‌باشد (Crossa et al., 1990).

از نمایش گرافیکی ماتریس‌ها به وسیله بای‌پلات (Kempton, 1984) به منظور تفسیر نتایج به دست آمده از یک مدل ضرب‌پذیر استفاده شد. در این بای‌پلات، ردیفها و ستون‌های ماتریس مشاهدات به وسیله بردارها در فضای دو بعدی نمایش داده شده‌اند. در این شکل، ژنوتیپها و محیطها روی بای‌پلات، نقطه‌یابی و نمایش داده شدند. این کار موجب ساده شدن استنباط در مورد اثر متقابل ویژه ژنوتیپها و محیطها می‌شود. این استنباط با توجه به بزرگی و علامت مقادیر مؤلفه‌های اصلی انجام می‌گردد. در ترسیم بای‌پلات، محور افقی نمایانگر اثرات اصلی جمع‌پذیر یا میانگین اثر اصلی (عملکرد وش برحسب کیلوگرم در هکتار) ژنوتیپها و محیطها و محور قائم، اثرات متقابل ضربی یا مقادیر

پایداری بالا، جزء ارقام با سازگاری خصوصی (پایداری ضعیف) معرفی می‌گردند (جدول ۳).
با توجه به عملکرد ژنوتیپ‌ها و ضرائب رگرسیون (نزدیک به صفر در روش Perkins & Jinks (1968) و نزدیک به یک در روش Eberhart & Russell (1966) ژنوتیپ‌هایی با سازگاری عمومی خوب قابل شناسایی هستند (Fuentes & Taliaferro, 2002; Patel et al., 1999)، که بر این اساس ارقام ۴۳۲۰۰ با متوسط عملکرد ۳۹۱۳ کیلوگرم در هکتار و ارقام چکوروا و

محیط، توجیه می‌شد. در مجموع محیط‌ها، رقم سپید با متوسط عملکرد ۳۹۸۹ کیلوگرم در هکتار، دارای بیشترین عملکرد بود. میانگین عملکرد وش در محیط‌های مورد بررسی از ۳۰۸۵ تا ۳۹۸۹ کیلوگرم در هکتار متغیر بود (جدول ۲).
بر اساس واریانس پایداری شوکلا ملاحظه می‌گردد، ارقام نازیلی، تابلا دیلا و چکوروا که از لحاظ عملکرد در حد متوسط هستند، واجد پایداری مطلوب می‌باشند. ارقام سپید و ۴۳۲۰۰ با داشتن عملکرد بالا و واریانس

جدول ۱- نتایج تجزیه واریانس مرکب صفات مورد بررسی ارقام پنبه

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

***: به ترتیب معنی‌دار در سطح احتمال ۵ و ۱ درصد.

جدول ۲- میانگین عملکرد وش ژنوتیپ‌های مختلف پنبه در مناطق و سال‌های مختلف

میانگین عملکرد	قرخیل												ژنوتیپ
	۱۳۸۴	۱۳۸۵	۱۳۸۴	۱۳۸۵	۱۳۸۵	۱۳۸۴	۱۳۸۵	۱۳۸۴	۱۳۸۵	۱۳۸۴	۱۳۸۵	۱۳۸۴	
۳۶۲۴ ^{cd}	۴۴۷۵ ^{abc}	۲۱۸۸ ^{ab}	۲۴۹۷ ^a	۲۷۱۰ ^b	۲۷۱۰ ^b	۲۴۸۴ ^{abc}	۳۳۰۱ ^{ab}	۲۲۴۱ ^d	۹۹۸۸ ^b	۲۶۰۶ ^c	۳۳۷۴ ^{bc}	۲۸۷۵ ^{bcd}	چکوروا
۳۶۹۱ ^{bc}	۴۳۴۲ ^{bc}	۱۷۰۰ ^b	۱۹۵۱ ^c	۳۱۸۳ ^{ab}	۳۱۸۳ ^{ab}	۲۶۱۹ ^{ab}	۳۱۳۷ ^{bcd}	۲۸۲۲ ^{ab}	۱۰۲۵۰ ^b	۳۱۹۸ ^{abc}	۳۷۳۴ ^{abc}	۳۰۹۰ ^{abc}	نازیلی
۳۴۴۰ ^{cde}	۴۲۶۷ ^c	۲۱۹۰ ^{ab}	۲۰۷۹ ^{bc}	۲۷۳۸ ^b	۲۷۳۸ ^b	۲۲۴۷ ^{bc}	۳۰۷۴ ^{bcd}	۲۶۸۱ ^{abc}	۹۴۸۳ ^b	۳۰۰۵ ^{abc}	۳۳۱۲ ^c	۲۷۹۷ ^{cd}	خرداد
۳۳۹۰ ^{de}	۵۰۷۵ ^a	۱۷۱۹ ^b	۲۲۶۸ ^{abc}	۲۹۴۰ ^b	۲۹۴۰ ^b	۱۸۸۳ ^{cd}	۲۶۹۰ ^d	۲۲۹۹ ^{cd}	۸۰۱۳ ^c	۲۹۹۸ ^{abc}	۴۳۵۴ ^{ab}	۲۵۹۸ ^d	ورامین
۳۹۱۳ ^{ab}	۴۳۳۳ ^{bc}	۲۳۲۱ ^a	۲۳۷۶ ^{ab}	۳۷۳۶ ^a	۳۷۳۶ ^a	۲۹۸۵ ^a	۳۷۳۳ ^a	۲۹۸۹ ^a	۱۰۵۳۸ ^b	۳۲۴۸ ^{abc}	۲۸۹۷ ^{abc}	۳۲۰۲ ^{ab}	۴۳۲۰۰
۳۶۰۷ ^{cd}	۴۸۰۸ ^{abc}	۱۷۸۶ ^b	۲۳۶۹ ^{ab}	۲۹۴۴ ^b	۲۹۴۴ ^b	۱۷۹۹ ^{cd}	۲۸۱۱ ^{cd}	۲۶۰۷ ^{abcd}	۱۰۱۷۵ ^b	۳۳۹۴ ^{ab}	۴۴۴۳ ^a	۳۰۴۳ ^{bc}	کرما
۳۶۴۸ ^{cd}	۴۶۰۸ ^{abc}	۱۹۷۳ ^{ab}	۲۱۲۴ ^{bc}	۲۹۸۵ ^b	۲۹۸۵ ^b	۲۶۴۶ ^{ab}	۳۱۸۹ ^{bc}	۲۷۴۱ ^{ab}	۹۳۸۸ ^b	۳۰۵۱ ^{abc}	۴۳۶۲ ^a	۲۸۷۵ ^{bcd}	تابلا دیلا
۳۲۱۴ ^{ef}	۴۲۰۸ ^c	۱۸۷۴ ^{ab}	۲۰۹۲ ^{bc}	۲۵۴۶ ^b	۲۵۴۶ ^b	۱۸۱۴ ^{cd}	۲۹۵۳ ^{bcd}	۲۵۵۳ ^{bcd}	۷۸۱۳ ^c	۲۷۱۵ ^{bc}	۳۴۶۶ ^{abc}	۲۸۴۰ ^{cd}	بلی ایزوار
۳۰۸۵ ^f	۳۴۵۰ ^d	۱۸۲۳ ^b	۱۹۷۹ ^c	۲۷۳۷ ^b	۲۷۳۷ ^b	۱۳۹۳ ^d	۲۷۱۸ ^d	۲۳۳۰ ^{cd}	۸۰۳۸ ^c	۲۷۶۴ ^{abc}	۳۸۲۵ ^{abc}	۲۸۰۱ ^{cd}	ساحل
۳۹۸۹ ^a	۴۹۵۸ ^{ab}	۱۹۵۸ ^{ab}	۲۵۴۷ ^a	۳۱۰۳ ^{ab}	۳۱۰۳ ^{ab}	۱۹۸۷ ^{bcd}	۲۷۷۵ ^{cd}	۲۸۷۸ ^{ab}	۱۱۹۸۸ ^a	۳۴۶۶ ^a	۴۰۵۷ ^{abc}	۳۴۴۱ ^a	سپید

میانگین‌ها دارای حروف غیرمشابه، تفاوت معنی‌دار در سطح احتمال ۱ درصد دارند.

جدول ۳- مقادیر آماره‌های پایداری برای عملکرد وش ده رقم پنبه

S_{Ri}^2	\bar{R}_i	S_{di}^2	b_i	B_i	σ_i^2	ژنوتیپ
۴/۰۷	۵/۱	۱۹۱۸۳۰۶۲/۰	۱/۰۱	۰/۰۱	۷۱۳۲۲	چکورو
۹/۰۷	۸/۵	۱۹۸۰۷۱۴۸/۰	۱/۱۲	۰/۱۲	۷۲۸۷۵	نازلی
۶/۳۰	۷/۵	۱۷۲۴۸۹۰۸/۰	۰/۹۸	-۰/۰۲	۲۸۱۷۵	خرداد
۵/۸۷	۷/۵	۱۶۸۳۶۸۷۵/۰	۰/۸۹	-۰/۱۱	۱۴۹۸۳۴	ورامین
۴/۳۰	۵/۲	۲۲۴۴۲۱۱۸/۰	۱/۰۱	۰/۰۱	۱۴۸۳۲۳	۴۳۲۰۰
۶/۷۰	۷/۵	۱۸۹۸۰۲۶۰/۰	۱/۱۴	۰/۱۴	۱۰۱۵۳۲	کرما
۳/۱۰	۴/۲	۱۹۳۶۷۹۵۸/۰	۰/۹۷	-۰/۰۳	۵۰۷۴	تابلادیل
۴/۷۱	۸/۹	۱۵۰۵۷۳۵۲/۰	۰/۸۱	-۰/۱۹	۱۳۰۸۱۶	بلی ایزووار
۶/۲۰	۹/۱	۱۳۸۸۹۰۸۳/۰	۰/۸۴	-۰/۱۶	۱۱۹۰۴۹	ساحل
۳/۸۷	۴/۱	۲۲۱۰۹۵۸۸/۰	۱/۲۳	۰/۲۳	۱۷۳۸۱۶	سپید

مقادیر $IPCI$ منفی را داشتند. گروه دوم، شامل ارقام چکورو، کرما، سپید، بلی ایزوار، ورامین، تبلادیل، نازلی و ساحل گردید که دارای مقادیر $IPCI$ متوسط بودند. همچنین تجزیه خوشه‌ای روی مقادیر اولین مؤلفه اصلی اثر متقابل مکان‌ها، دو گروه عمده را مشخص نمود. در گروه اول ایستگاه کارکنده با بالاترین مقدار $IPCI$ منفی و در گروه دوم مناطق هاشم‌آباد، گنبد، بایع کلا، کلاله و قراخیل با مقادیر $IPCI$ متوسط قرار گرفتند. گروه‌بندی‌های حاصل از تجزیه خوشه‌ای ژنوتیپ‌ها و محیط‌ها روی بای‌پلات شکل ۱ آورده شده‌اند. بر اساس تجزیه الگوی واکنش ژنوتیپی بر مبنای $IPCI$ و میانگین، مشاهده شد که ارقام چکورو، کرما و سپید دارای کمترین اثر متقابل ژنوتیپ \times محیط هستند و از این بین، رقم چکورو با $IPCI$ نزدیک به صفر و عملکرد بالاتر از میانگین به عنوان ژنوتیپ پایدار و پرمحصول شناسایی گشت. ارقام کرما و سپید بر اساس $IPCI$ دارای واکنش پایداری مشابهی بودند که با توجه به عملکرد بالاتر رقم سپید، این رقم در مرتبه دوم ژنوتیپ‌های پایدار و پرمحصول جای گرفت. نتایج نشان داد که محیط‌های مورد آزمایش، همگی سهم بالایی در ایجاد اثر متقابل ژنوتیپ \times محیط داشته‌اند. به نظر می‌رسد، می‌توان ارقام ۴۳۲۰۰ و خرداد را دارای سازگاری خصوصی به شرایط محیطی حاکم بر ایستگاه کارکنده و رقم بلی ایزوار دارای سازگاری خصوصی با ایستگاه هاشم‌آباد و ارقام ساحل، ورامین، تبلادیل و نازلی را دارای سازگاری خصوصی با مناطق کلاله، گنبد، قراخیل و بایع کلا دانست (شکل ۱).

تابلادیل با عملکردهای ۳۶۲۴ و ۳۶۴۸ کیلوگرم در هکتار رتبه‌های اول، دوم و سوم را به عنوان پایدارترین ارقام با سازگاری عمومی خوب را کسب نمودند. Bhatad et al. (1995) و Patel et al. (1999) نیز از این شیوه جهت تعیین پایداری فنوتیپی ژنوتیپ‌های مختلف مورد استفاده قرار می‌گیرند. در روش میانگین و انحراف معیار رتبه، ژنوتیپ‌هایی که دارای میانگین رتبه عملکرد کمتری در کلیه محیط‌ها هستند به عنوان ژنوتیپ پایدار تلقی می‌شوند. با توجه به آماره پایداری ناپارامتری، ژنوتیپ‌های سپید، تبلادیل و چکورو، کمترین میانگین رتبه \bar{R}_i و انحراف معیار رتبه (S_{IR}^2) را دارا بودند که این بیانگر پایداری بسیار خوب این ژنوتیپ‌ها در طی ۲ سال است. با توجه به اینکه دارای میانگین عملکرد بالایی نیز می‌باشد، جز ژنوتیپ‌های پرمحصول با پایداری بالا می‌باشند. نتایج حاصل از تجزیه پایداری به روش پارامتریک، نیز موید این مطلب می‌باشد (جدول ۳).

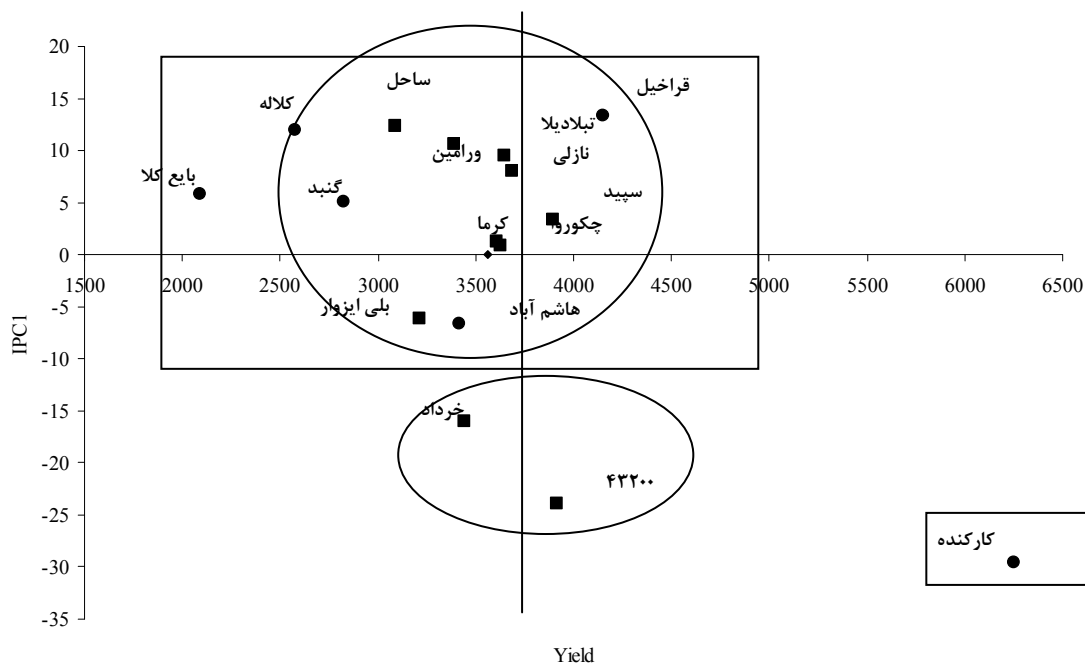
نتایج تجزیه واریانس عملکرد وش بر مبنای روش $AMMI$ در جدول ۴ آورده شده است. منابع تغییر ژنوتیپ، محیط و مؤلفه اصلی اول اثر متقابل در سطح احتمال ۱٪ معنی‌دار گردید. اثر متقابل ژنوتیپ \times محیط در سطح احتمال ۵٪ معنی‌دار گردید. در مدل $AMMI$ سهم اولین مؤلفه از مجموع مربعات اثر متقابل ژنوتیپ \times محیط ۵۸/۹۹٪ و دو مؤلفه اول ۸۱/۷۵٪ آن را تبیین نمودند (جدول ۴).

تجزیه خوشه‌ای ژنوتیپ‌ها بر اساس مقادیر اولین مؤلفه اصلی ($IPCI$) دو گروه را مشخص نمود. در گروه اول ارقام ۴۳۲۰۰ و خرداد قرار گرفتند که بالاترین

جدول ۴- تجزیه AMMI برای داده‌های عملکرد وش پنبه

منابع تغییر	df	SS	MS	F
ترکیب تیمارها	۵۹	۴۷۹۳۵۷۷۱۰	۸۱۲۴۷۰۷	۴۸/۶۲**
بلوک	۱۸	۴۵۳۰۰۰۶۴۳	۲۵۱۶۶۷۰۲	۱۵۰/۶۰**
ژنوتیپ	۹	۴۸۴۵۴۴۴	۵۳۸۳۸۳	۳/۲۲**
محیط	۵	۴۶۳۰۴۱۱۹۲	۹۲۶۰۸۲۳۸	۳/۶۸**
ژنوتیپ × محیط	۴۵	۱۱۴۷۱۰۷۴	۲۵۴۹۱۳	۱/۵۳*
IPC1	۱۳	۶۷۶۶۲۸۸	۵۲۰۴۸۴	۳/۱۱**
IPC2	۱۱	۲۶۱۱۳۳۳	۲۳۷۳۹۴	۱/۴۲
باقی مانده	۲۱	۲۰۹۳۴۵۲	۹۹۶۸۸	۰/۶۰
خطای مرکب	۱۶۲	۲۷۰۷۲۳۹۷	۱۶۷۱۱۴	
کل	۲۳۹	۹۵۹۴۳۰۷۵۰	۴۰۱۴۳۵۵	
CV/	۸/۸۷			

*, **: به ترتیب معنی‌دار در سطح احتمال ۵ و ۱ درصد.



شکل ۱- بای‌پلات حاصل از میانگین و پارامتر پایداری IPC1 ژنوتیپ‌ها و محیط‌ها، خطوط دایره و مستطیل به ترتیب گروه‌بندی‌های حاصل از تجزیه خوشه‌ای ژنوتیپ‌ها و محیط‌ها را بر اساس IPC1 نشان می‌دهد. خط عمودی ممتد از نقطه میانگین عملکرد می‌گذرد.

دوم واقع شده‌اند. بدیهی است، با توجه به اینکه سهم مؤلفه اصلی اول در دسته‌بندی مذکور بیش از سهم مؤلفه اصلی دوم است، گروه‌بندی‌های فوق‌الذکر بیشتر بر اساس اطلاعات اولین IPC بوده و تا حدود زیادی مشابه گروه‌بندی بر مبنای IPC1 می‌باشد. تجزیه خوشه‌ای بر مبنای مقادیر اولین و دومین مؤلفه اصلی، دو گروه محیطی را تفکیک نمود. اما با توجه به اینکه در شکل ۲ از اطلاعات مربوط به محور مؤلفه اصلی دوم، نیز

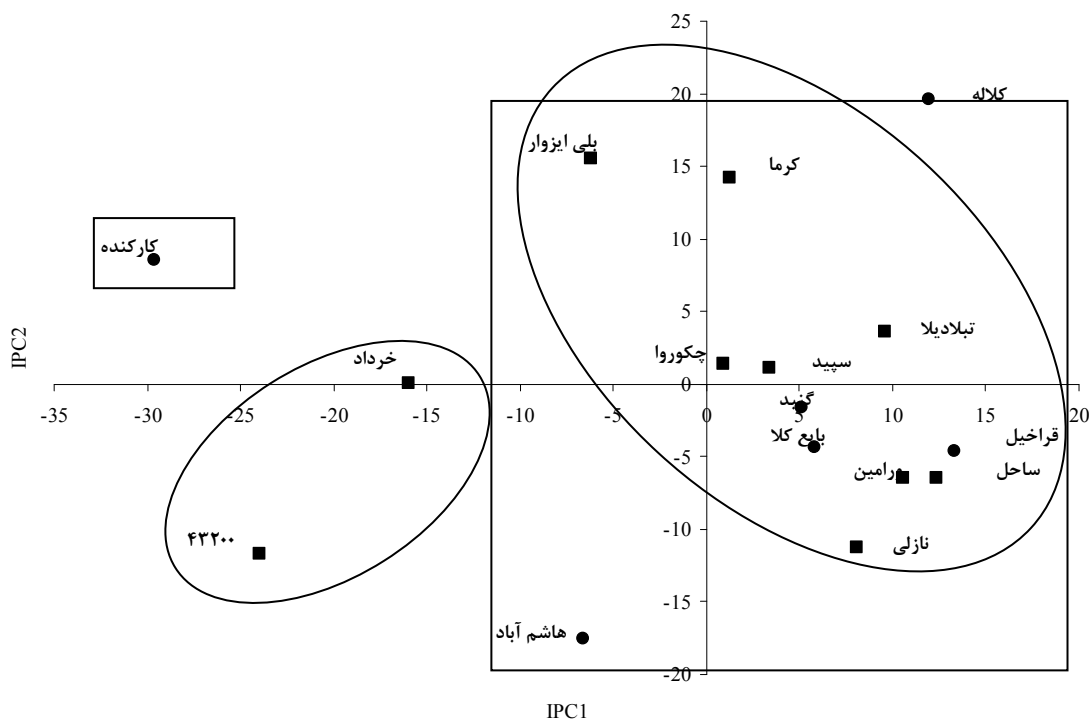
شکل ۲، بای‌پلات مقادیر مؤلفه‌های اصلی اول و دوم برای ژنوتیپ‌ها و مکان‌ها را به طور توأم نشان می‌دهد. این بای‌پلات جمعا ۸۱/۷۵٪ اطلاعات مربوط به اثر متقابل را توجیه می‌کند. دسته‌بندی ژنوتیپ‌ها و مکان‌ها بر اساس اطلاعات بیان شده توسط مؤلفه‌های اصلی اول و دوم اثر متقابل، دو گروه مجزا را نشان داد. در گروه اول، ارقام کرما، بلی ایزوار، چکوروا، تبالدیلا، نازلی، ورامین، ساحل و سپید قرار دارند و مابقی ارقام در گروه

کلاله و کارکنده، این ارقام برای دو مکان یاد شده، قابل توصیه می‌باشند.

تفسیرهای ارایه شده بر مبنای بای پلاتهای فوق به دلیل توجیه سهم‌های متفاوت هر بای پلات از اثر متقابل ژنوتیپ × محیط، اندکی متفاوت بود. این تفاوتها در بای پلات ها ترسیم شده بر اساس *IPC2* به دلیل در داشتن سهم کمتر اثر متقابل، بیشتر می‌باشد. ولی در مجموع در همه بای پلات ها رقم چکورو و واکنش پایداری عمومی داشت و با دارا بودن عملکرد بیش از میانگین واجد سازگاری مطلوب می‌باشد. رقم سپید و تبادیلا در رتبه دوم و سوم پایداری قرار گرفتند. ارقام ۴۳۲۰۰، خرداد، ورامین و ساحل به عنوان ناپایدارترین ژنوتیپها شناسایی شدند. رقم ۴۳۲۰۰ با داشتن عملکرد بالا، دارای سازگاری خصوصی با مناطق مستعد و حاصل خیز می‌باشند. با توجه به اینکه رقم سپید دارای برگ‌های اکرا (پنجه‌ای) است و رقم ۴۳۲۰۰ و چکورو نیز دارای برگ‌های پهن ولی در مقایسه با سایر ژنوتیپها کوچک تر

استفاده شده است. بنابراین در نهایت ژنوتیپ‌های نازلی، ورامین، ۴۳۲۰۰، ساحل و خرداد با داشتن اثر متقابل منفی و بزرگ، ناپایدار هستند. این دسته‌بندی نشان می دهد که استفاده از اطلاعات مؤلفه اصلی دوم به همراه مؤلفه اصلی اول، باعث اضافه شدن ژنوتیپ‌های نازلی، ورامین و ساحل به ارقام خرداد، بلی ایزوار و ۴۳۲۰۰ در شکل ۱ شده است.

با توجه به شکل ۲ و با توجه به اینکه، واکنش اثر متقابل ارقام نازلی، ورامین و ساحل، مشابه واکنش اثر متقابل ایستگاه‌های بایع کلا و قراخیل می‌باشد. این ارقام دارای سازگاری اختصاصی با مکان‌های مذکور هستند. در نمودار تجزیه الگوی واکنش ژنوتیپی بر اساس واکنش توام دو مؤلفه اصلی اثر متقابل، رقم چکورو همچنان پایدار باقی ماند. ارقام سپید و تبادیلا دارای پایداری عمومی هستند و ارقام کرما و بلی ایزوار دارای اثرات متقابل مثبت و بزرگ بوده و ناپایدار می‌باشند و با توجه به واکنش اثر متقابل ایستگاه‌های



شکل ۲- بای پلات حاصل از مقادیر $IPC1, 2$ ژنوتیپها و محیطها، خطوط دایره و مستطیل به ترتیب گروه‌بندی‌های حاصل از تجزیه خوشه‌ای ژنوتیپها و محیطها را بر مبنای دو مؤلفه اصلی اول نشان می‌دهد.

سال‌های مختلف پایداری بسیار خوبی داشته و از نظر میزان عملکرد نیز نسبت به شاهد منطقه (ساحل) بالاتر است را می‌توان برای مناطق پنبه‌کاری شمال ایران معرفی نمود.

سپاسگزاری

از همکاری صمیمانه مجتمع علوم کشاورزی و منابع طبیعی دانشگاه مازندران و مؤسسه تحقیقات پنبه گرگان در اجرای این تحقیق تشکر و قدردانی می‌شود.

است که با توجه به پایداری و سازگاری عملکرد این ارقام، به نظر می‌رسد سطح برگ و قابلیت گیاه در تغییر زاویه برگ در مقابل تشعشع خورشیدی و همچنین تنش‌های احتمالی، در پایداری گیاه دخیل باشد. البته پیشنهاد می‌شود این موضوع از نگاه فیزیولوژیکی توسط متخصصان امر در تحقیقات آتی مورد بررسی قرار گیرد.

نتیجه‌گیری کلی

با توجه به نتایج حاصل از تجزیه واریانس و روش‌های مختلف تجزیه پایداری ژنوتیپ چکورو که در

REFERENCES

1. Basford, K. E. & Cooper, M. (1998). Genotype \times environment interaction and some considerations of their implications for wheat breeding in Australia. *Australian Journal Agricultural Research*, 49, 153-174.
2. Becker, H. C. (1981). Correlations among some statistical measures of phenotypic stability. *Euphytica*, 30, 835-840.
3. Bhatad, S. S., Nandanwankar, K. G., Mane, S. B. & More, D. G. (1995). Phenotypic stability of newly developed genotype of upland cotton in Marathwada region of Maharashtra. *Indian Jour Agric Sci*, 65(4), 295.
4. Blanch, S. B., Myers, G. O., Zumba, J. Z., Caldwell, D. & Hayes, J. (2006). Stability comparisons between conventional and Near-isogenic Transgenic Cotton cultivars. *The Journal of Cotton Science*, 10, 17-28.
5. Carvalho, L. P., Costa, J. N., Santos, J. W. & Andrade, F. P. (1995). Adaptabilidade e estabilidade em cultivares de algodoeiro herbáceo. *Pesquisa Agropecuaria Brasileira*, (30), 207-213.
6. Chapman, S. C., Crossa, J. & Edmeodes, G. O. (1997). Genotype by environment effects and selection for drought tolerance in tropical maize. I. Two mode pattern analysis of yield. *Euphytica*, 95, 1-9.
7. Clay, H. & Dombek, D. (1995). Comparing Soybean cultivar ranking and selection for yield with AMMI and full-data performance estimates. *Crop Science*, 35, 1536-1541.
8. Cotton research institute. (2007). Agricultural Statistic book in Agricultural years 2006-2007.
9. Crossa, J., Gauch, H. G. & Zobel, R. W. (1990). Additive main effects and multiplicative interaction analysis of two international maize cultivar trials. *Crop Science*, 30, 493-500.
10. Cruz, C. D. & Carneiro, P. C. S. (2003). *Modelos biometricos aplicados ao melhoramento genetico*. Vicosa; Imprensa Universitaria. Volume2, 585pp.
11. Eberhart, S. A. & Russell, W. A. (1966). Stability parameters for comparing varieties. *Crop Sci*, 6, 36-40.
12. El-Sharawy, S. A. (1998). Suggestion to improve the AMMI method for measuring stability of genotypes. In: *Proceedings of the world cotton research conference-2*, Athens, Greece, September 6-12, pp. 148-153.
13. Finlay, K. W. & Wilkinson, G. N. (1963). The analysis of adaptation in plant breeding program. *Australian Journal of Agricultural Research*, 14, 742-754.
14. Fuentes, R. G. & Taliaferro, C. M. (2002). Biomass yield stability if switchgrass cultivars. In J. Jannick and A. Whipkey (eds), *Trends in new crops and new uses*. P.276-282. ASHS Press.
15. Hayward, M. D., Bosemard, N. O. & Romagosa, I. (1993). *Plant breeding*. (4th ed.) London: Chapman and Hall, U.K.
16. Hugh, G. & Gauch, G. H. (1988). Model selection and validation for yield trials with interaction. *Biometrics*, 44, 705-715.
17. Johnson, R. A. & Wichern, D. W. (1988). *Applied multivariate statistical analysis*. Prentice Hall, U.S.A.
18. Kempton, R. A. (1984). The use of biplots in interpreting variety by environment interaction. *Agricultural Scientific*, 103, 123-135.
19. Ketata, H. (1988). Genotype \times Environment interaction. In: *Proceedings of biometrical techniques for cereal breeders*. ICARDA, Aleppo. Syria.
20. Lin, C. S. (1982). Grouping genotypes by a cluster method directly related to genotype-environment interaction mean square. *Theoretical and Applied Genetics*, 62, 277-280.

21. Lin, C. S. & Binns, M. R. (1988). A method of analyzing cultivar x location x year experiments: A new stability parameter. *Theoretical and Applied Genetics*, 76, 425-430.
22. McLaren, C. G. (1996). Methods of data standardization used in pattern analysis and AMMI models for the analysis of international multi-environment variety trials. In: M. Cooper and G. L. Hammer (Eds). *Plant adaptation and crop improvement*, CAB International, pp: 225-242.
23. Murakami, D. M., Cardoso, A. A., Cruz, C. D. & Bizro, N. (2004). Considera sobre metodologias de anolise de estabilidade. *Cikncia Rural*, 34(1), 71-78.
24. Patel, U. G., Patel, J. C., Patel, K. B. & Pathak, V. D. (1999). Phenotypic stability in upland cotton. *Indian J of Agri Sci*, 69(2), 116-117.
25. Perkins, J. M. (1972). The principal component analysis of genotype-environment interaction and physical measures of the environment. *Heredity*, 29, 51-70.
26. Perkins, J. M. & Jinks, J. L. (1968). Environment and genotype - environmental components of variability. *Heredity*, 23, 339-359.
27. Pinthus, M. J. (1973). Estimate of genotype value: A personal method. *Euphytica*, 22, 121-123.
28. Rahim sourosh, H. (2005). Study of stability of grain yield in promising genotypes of Rice. *Journal Agricultural Science of Iran*, 7(2), 112-121. (In Farsi).
29. Richard, M. J., Zobel, R. W. & Gauch, H. G. (1988). Statistical analysis of a yield trial. *Agronomy Journal*, 80, 388-393.
30. Romagosa, I. & Fox, P. N. (1993). Integration of statistical and physiological adaptation in barley cultivars. *Theoretical and Applied Genetics*, 86, 822-826.
31. Shahmohamadi, M., Dehghani, H. & Yousefi, A. (2005). Stability analysis of Barley (*Hordeum vulgare* L.) genotype in regional trials in cold zone. *Journal Science and Technology Agriculture and Resoursec*, 9(1), 143-155. (In Farsi).
32. Shukla, G. K. (1972). Some statistical aspects of partitioning genotype - environmental components of variability. *Heredity*, 29, 237-245.
33. Tai, G. C. C. (1979). Analysis of genotype-environment interaction of potato yield. *Crop Science*, 19, 434-438.
34. Van Eeuwijk, F. A. (1995). Multiplicative interaction in generalized linear model. *Biometrics*, 51, 1017-1031.
35. Zobel, R. W. & Gauch, H. G. (1996). AMMI analysis of yield trials. pp. 88-122. In: M. S. Kang and H. G. Gauch (eds.), *Genotype by environment interaction*. CRC Pub., Boca Raton, Florida.
36. Zobel, R. W., Wright, M. J. & Gauch, H. G. (1988). Statistical analysis of yield trial. *Agronomy Journal*, 80, 388-393.