تجزیه پایداری در ارقام یولاف با استفاده از روش تجزیه اثرات اصلی جمع‌پذیر و اثرات متقابل ضرب‌پذیر (AMMI)

محمد ربیعی[۱*]، لیلا اکبری[۲] و محمود خدامباشی[۳]

(تاریخ دریافت: ۱۳۹۲/۲/۱۶ ؛ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۲/۱۲/۲۴)

چکیده

بررسی پایداری و سازگاری یک ژنوتیپ در شرایط محیطی متفاوت جهت معرفی آن برای کاشت در شرایط شناخته شده مفید بوده و جزء نیازهای اصلی برنامه‌های اصلاح نباتات می‌باشد. با توجه به تنوع شرایط آب و هوایی مناطق مختلف کشور مطالعه و شناخت برهمکنش ژنوتیپ × محیط دارای اهمیت زیادی است. در این تحقیق عملکرد ۱۰ ژنوتیپ یولاف در قالب طرح بلوک‌های کامل تصادفی با ۳ تکرار و در ۶ شرایط زراعی مختلف در ۲ سال مورد بررسی قرار گرفت. به‌منظور تفسیر بهتر برهمکنش ژنوتیپ × محیط، از روش AMMI استفاده شد. نتایج تجزیه واریانس مرکب برای عملکرد دانه تفاوت‌های معنی‌داری بین ژنوتیپ‌ها نشان داد. با استفاده از روش AMMI مشخص شد که آثار ژنوتیپ، محیط و برهمکنش ژنوتیپ × محیط بسیار معنی‌دار هستند و ۴ مؤلفه اول در مجموع بیش از ۷۷ درصد از مجموع مربعات برهمکنش‌ها را توجیه نمودند. براساس بای پلات حاصل از اولین مؤلفه‌ی اصلی و میانگین در روش AMMI ، ژنوتیپ‌های ریگودون، پیسلی و سوئیکس پایدارترین واکنش را نشان دادند و کمترین IPC1 متعلق به ژنوتیپ سوئیکس بود درحالی‌که ژنوتیپ پیسر ناپایدارترین تلقی گردید.

واژه‌های کلیدی: برهمکنش، ژنوتیپ × محیط، پایداری، مؤلفه اصلی، بای‌پلات

۱ و ۲ و ۳. به‌ترتیب استادیار، دانشجوی کارشناسی ارشد و استاد گروه اصلاح نباتات و بیوتکنولوژی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه شهرکرد

*: مسئول مکاتبات، پست الکترونیکی: k_rabiei@yahoo.com

[Downloaded from jcpp.iut.ac.ir on 2024-04-19]

[DOR: 20.1001.1.22518517.1394.5.16.7.8]

[DOI: 10.18869/acadpub.jcpp.5.16.75]

مقدمه

برهمکنش ژنوتیپ × محیط موضوعی دیرینه و عمومی است که به کلیه موجودات زنده مربوط است. برهمکنش ژنوتیپ ها و محیط یکی از اجزای متشکله فنوتیپ است (۹). روش‌های زیادی برای تجزیه برهمکنش ژنوتیپ × محیط وجود دارد، این روش‌ها به دو دسته اصلی تک متغیره و چند متغیره تقسیم می‌شوند (۱۷). برای درک همه جنبه‌های مختلف برهمکنش ژنوتیپ × محیط استفاده از روش‌های آماری تجزیه چند متغیره ضروری است. روش‌های چند متغیره برخلاف روش‌های پارامتری تک متغیره که سعی دارند پاسخ و عکس‌العمل ژنوتیپ‌ها به محیط‌ها را از طریق محاسبه یک شاخص پایداری نشان دهند، پاسخ را به‌صورت چند متغیره مورد بررسی قرار می‌دهند (۷). روش‌های چند متغیره اکنون به میزان زیادی در اصلاح نباتات به‌کار گرفته می‌شوند. به‌عنوان مثال پرکینز (۱۶) از تجزیه به مؤلفه‌های اصلی و لین وتامسون (۱۱) از تجزیه خوشه‌ای برای گروه‌بندی ژنوتیپ‌ها ومحیط‌ها از حیث پایداری بهره گرفته‌اند. یکی از آماره‌های پارامتری چند متغیره، مدل تجزیه اثرات اصلی جمع‌پذیر و برهمکنش ضرب‌پذیر (AMMI) است که ابزاری بسیار قوی را در تجزیه و تفسیر ماتریس‌های بزرگ ژنوتیپ × محیط فراهم می‌کند. روش اثرات اصلی افزایشی و برهمکنش ضرب‌پذیر (AMMI) با قابلیت پیش‌بینی برای جداول تجزیه دوطرفه پیشنهاد شد (۸). در این روش بر خلاف تجزیه به مؤلفه‌های اصلی محاسبات به‌جای داده‌های اصلی بر روی مقادیر برهمکنش‌ها صورت می‌گیرد. به‌منظور تفکیک بین AMMI و PCA پارامترهای ضرب‌پذیر AMMI را با IPCA نشان می‌دهند. با امکان نمودار پلات دوگانه تجزیه AMMI هر دو ژنوتیپ‌ها و مکان‌ها در یک اسکترگرام نمایش داده می‌شوند و تفسیر برهمکنش‌های ژنوتیپ × مکان خاص میسر می‌گردد. در اصلاح نباتات این روش روی دقت برآوردهای عملکرد ژنوتیپی در آزمایش‌های چند مکانی متمرکز شده است. این برآورد دقیق به‌صورت ارزیابی و عملیات پیشگویی‌کننده از طریق تفکیک داده‌ها به داده‌های مدل ساز و داده‌های اعتبار نظریه و در ضمن مقایسه داده‌های مورد انتظار به‌دست آمده از طریق مدل با داده‌های اعتباری صورت می‌گیرد (۵ و ۹). مدل اَمی به‌صورت زیر است:

$$Y_{ijK} = \alpha + g_i + e_j + \sum_{n=1}^{N} \lambda_{n} \gamma_{in} \eta_{jn} + \theta_{ij} + \varepsilon_{ijk} \qquad (۱)$$

در این فرمول، Y_{ijk} عملکرد ژنوتیپ i در محیط j و در تکرار k، 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)، δ_n مقدار منفرد مربوط به n اُمین مؤلفه اصلی باقی‌مانده در مدل که برابر با جذر ریشه مشخصه مربوط به همان مؤلفه اصلی است، N تعداد مؤلفه‌های اصلی برهمکنش (IPC) در مدل AMMI که $N \le \min(g-1),(e-1)$ ، ζ_{in} بردار مشخصه برای i امین ژنوتیپ از n امین مؤلفه اصلی برهمکنش ، η_{jn} بردار مشخصه برای j اُمین محیط از n اُمین مؤلفه‌ی اصلی برهمکنش، θ_{ij} عبارت مربوط به مقدار باقی‌مانده (نویز) وε_{ijk} عبارت مربوط به خطاست (۸).

محمدی نژاد و رضایی (۱۵) از روش امی به‌منظور تعیین پایداری ۹ ژنوتیپ یولاف در ۶ محیط (شرایط مختلف رشد و نمو، شامل ۳ تاریخ کاشت و ۳ تراکم کاشت متفاوت) استفاده کردند. طبق نتایج به‌دست آمده از این مطالعه ۷۰٪ از مجموع مربعات توسط دو مؤلفه‌ی اصلی اول تبیین شد. ژانگ ژی و همکاران (۱۸) نیز با استفاده از روش امی به مطالعه پایداری ارقام یولاف پرداختند و ژنوتیپ‌های دارای بهترین و کمترین پایداری را مشخص نمودند. آقا خانی آبادی و همکاران (۱) بیست لاین امید بخش یولاف را به‌منظور ارزیابی و مقایسه عملکرد و تعیین بهترین ارقام پرمحصول و سازگار مورد مطالعه قرار دادند. نتایج تجزیه واریانس مرکب حاکی از وجود تفاوت‌های معنی‌دار بین سال‌های آزمایش و هم‌چنین اثر متقابل ژنوتیپ‌ها در دو سال بود. برای معرفی پایدارترین ژنوتیپ از آزمون‌های غیرپارامتری استفاده گردید. این تجزیه نشان داد که ژنوتیپ ۵ دارای بیشترین شاخص عملکرد بود. کوکس (۵)

[Downloaded from jcpp.iut.ac.ir on 2024-04-19]
[DOR: 20.1001.1.22518517.1394.5.16.7.8]
[DOI: 10.18869/acadpub.jcpp.5.16.75]

جدول ۱. محیط‌های مختلف مورد استفاده در آزمایش

مهر- بدون تنش- سال اول (mna)	آبان- بدون تنش- سال اول (ana)	اسفند- بدون تنش- سال اول (ena)
مهر- تنش- سال اول (msa)	آبان- تنش- سال اول (asa)	اسفند- تنش- سال اول (esa)
مهر- بدون تنش- سال دوم (mnd)	آبان- بدون تنش- سال دوم (and)	اسفند- بدون تنش- سال دوم (end)
مهر- تنش- سال دوم (msd)	آبان- تنش- سال دوم (asd)	اسفند- تنش- سال دوم (esd)

پایداری ژنوتیپ‌های یونجه یک ساله از نظر تولید بذر را در چهار مکان در کشورهای سوریه و اردن ارزیابی نمود. در این مطالعه برهمکنش ژنوتیپ × محیط با استفاده از تجزیه واریانس، تجزیه رگرسیون خطی فینلی و ویلکینسون و تجزیه به مؤلفه‌های اصلی بررسی گردید و استفاده از تجزیه به مؤلفه‌های اصلی به‌عنوان بهترین روش شناخته شد. در آزمایشی دیگر (۶) که در مرکز بین المللی اصلاح گندم و ذرت (سیمیت) برای ارزیابی ژرم پلاسم ذرت با استفاده از روش AMMI با دو تکرار صورت گرفت، دقت آزمایش مشابه اجرای طرح به‌صورت بلوک های کامل تصادفی با ۵ تکرار برآورد شد. محفوظی و همکاران (۱۲) به‌منظور بررسی اثر متقابل ژنوتیپ × محیط و تعیین سازگاری و پایداری عملکرد دانه لاین‌های جدید گندم نان با استفاده از معیارهای مختلف تعیین پایداری در دو شرایط محدودیت آب و آبیاری معمولی، تعداد ۲۰ لاین جدید و رقم پیشرفته را به‌مدت دو سال زراعی ارزیابی کردند. بر اساس نتایج تجزیه واریانس مرکب، در هر دو شرایط (تنش خشکی و آبیاری معمول) اثر متقابل سال × مکان و ژنوتیپ × مکان معنی‌دار بود. اثر متقابل سال × مکان × ژنوتیپ فقط در شرایط تنش خشکی در سطح احتمال یک درصد معنی‌دار بود. بر اساس نتایج حاصل از کلیه روش‌ها و معیارهای پایداری مختلف، چهار لاین به‌عنوان لاین‌های پایدار و پر محصول در شرایط تنش خشکی تعیین شدند. گاچ و زوبل (۹) از آزمایش‌های چند مکانی در مرکز تحقیقات ذرت و گندم سیمیت استفاده نمودند. در آزمایش اول، عملکرد دانه ۱۷ ژنوتیپ ذرت در ۳۶ محیط و در آزمایش دوم عملکرد دانه ۹ ژنوتیپ در ۳۸ محیط ارزیابی شد. در هر دو آزمایش با استفاده از روش AMMI، مؤلفه‌های ژنوتیپ، محیط و برهمکنش ژنوتیپ × محیط بسیار معنی‌دار گردیدند. در آزمایش‌های اول و دوم به‌ترتیب ۵ و ۴ مؤلفه اصلی معنی‌دار بودند. اولین مؤلفه اصلی این مدل بیش از ٪ ۵۴/۶ از مجموع مربعات برهمکنش را تبیین کرد. از اهداف این مطالعه برآورد برهمکنش ژنوتیپ‌ها با شرایط محیطی مختلف (تاریخ کشت‌های مختلف و اعمال تنش) از نظر عملکرد دانه و تجزیه پایداری عملکرد ۱۰ ژنوتیپ یولاف و معرفی پایدارترین ژنوتیپ‌ها بر اساس آماره‌های پایداری بوده است.

مواد و روش‌ها

این آزمایش به‌صورت اسپلیت پلات در قالب طرح بلوک کامل تصادفی در سه تکرار با در نظر گرفتن شرایط تنش و بدون تنش رطوبتی به‌عنوان عامل فرعی و ۳ تاریخ کاشت به‌عنوان عامل اصلی طی دو سال زراعی به‌منظور بررسی برهمکنش بین ژنوتیپ‌های یولاف در شرایط اقلیمی متفاوت در مزرعه تحقیقاتی دانشگاه شهرکرد با عرض جغرافیایی ۳۲ درجه و ۲۰ دقیقه شمالی و طول جغرافیایی ۵۰ درجه و ۵۱ دقیقه شرقی انجام گرفت. در کل دو تیمار تنش و بدون تنش و سه تاریخ کاشت مهر، آبان و اسفند برای ایجاد محیط ها لحاظ شدند (جدول ۱).

مواد مورد بررسی شامل ۱۰ رقم یولاف پیسر (C1)، ریگودون (C2)، پیسلی (C3)، سوئیکس (C4)، دربای (C5)، آکسفورد (C6)، کالیبر (C7)، لاین شماره ۳۶ (C8)، بویر (C9) و دونالد (C10) می‌باشند که منشاء لاین شماره ۳۶ ترکیه (BL36) و منشاء ۹ لاین دیگر کانادا است. عملیات تهیه

[Downloaded from jcpp.iut.ac.ir on 2024-04-19]
[DOR: 20.1001.1.22518517.1394.5.16.7.8]
[DOI: 10.18869/acadpub.jcpp.5.16.75]

جدول ۲. تجزیه واریانس عملکرد دانه ۱۰ ژنوتیپ یولاف در ۱۲ محیط بر مبنای روش امی

منبع تغییرات	درجه آزادی	میانگین مربعات	F
ژنوتیپ	۹	۶/۰۷	۱۰۶/۳۸**
محیط	۱۱	۵۳/۲۳	۹۳۳/۲۶**
ژنوتیپ × محیط	۹۹	۰/۵۸۱	۱۰/۱۹**
AMMI I	۱۹	۱/۲۹	۲۲/۶۳**
AMMI II	۱۷	۰/۹۷	۱۷/۰۱**
AMMI III	۱۵	۰/۴۵	۷/۸۹**
AMMI IV	۱۳	۰/۳۸	۶/۶۶**
نویز	۳۵	۰/۱۲	۲**
خطا	۲۱۶	۰/۰۵۷	-

* و ** به‌ترتیب در سطوح احتمال ۵٪ و ۱٪ معنی‌دار می‌باشد.

زمین شامل شخم و دیسک‌زنی، قبل از کاشت صورت گرفت. هر واحد آزمایشی (کرت) شامل ۵ ردیف به طول ۳ متر با فاصله ردیف ۳۰ سانتی‌متر در نظر گرفته شد. فاصله کاشت روی ردیف‌ها به‌طور متوسط ۲/۵ سانتی‌متر (۴۰ بذر در هر متر از ردیف‌های کاشت) در نظر گرفته شد. در هنگام تهیه زمین معادل ۱۵۰ کیلوگرم در هکتار کود فسفات آمونیوم به زمین اضافه شد. جهت جبران کمبود احتمالی ازت، مقداری کود اوره معادل ۱۰۰ کیلوگرم در هکتار و به نسبت مساوی برای هر واحد آزمایشی به‌صورت سرک اضافه شد. آبیاری برای سه تاریخ کاشت مختلف تا زمان ساقه دهی به‌طور مشابه انجام شد و از آن به بعد تیمارها برای شرایط تنش و بدون تنش اعمال شد. برای تعیین درصد تخلیه رطوبت قابل استفاده خاک به‌طور کلی ۱۸ بلوک گچی در عمق ۲۰ سانتی‌متری خاک قرار داده شد، به‌طوری‌که در هر تکرار در هر آزمایش یک بلوک گچی نصب شد. اندازه‌گیری میزان مقاومت الکتریکی بلوک‌هاي گچی و ارتباط بین مقاومت الکتریکی و میزان رطوبت خاک، درصد رطوبت قابل استفاده تعیین و زمان آبیاری مشخص می‌گردید. تجزیه واریانس ساده برای عملکرد دانه انجام شد و آزمون بارتلت به‌منظور یکنواختی واریانس خطاهای آزمایشی، هم برای آزمایشات جداگانه سال‌ها و هم برای کل آزمایش در کلیه محیط‌ها انجام گرفت. برای عملکرد ارقام تجزیه واریانس مرکب در ۱۲ محیط صورت گرفت. سپس با استفاده از مدل AMMI برهمکنش‌های ژنوتیپ × محیط تجزیه و تعیین شد. هم‌چنین تجزیه الگوی واکنش ژنوتیپی بر مبنای مقادیر مؤلفه‌های اصلی اول تا سوم وآماره‌های پایداری مدل AMMI4 انجام شد. در نهایت ترسیم نمودار دو بعدی (بای‌پلات) IPC2- IPC1، IPC3-IPC1، IPC3–IPC2 جهت تفسیر بهتر نتایج برهمکنش‌های ژنوتیپ در محیط و انتخاب ژنوتیپ‌های با سازگاری خاص به نواحی خاص ترسیم شد. در ترسیم بای‌پلات (نمودار دو بعدی) برای اولین مؤلفه اصلی، محور افقی مربوط به میانگین اثر اصلی (عملکرد) ژنوتیپ‌ها و محیط‌ها و محور عمودی مربوط به مقادیر اولین مؤلفه اصلی ژنوتیپ‌ها و محیط‌ها است. در این پژوهش برای محاسبات آماری از نرم افزار SAS استفاده شد.

نتایج و بحث

با توجه به اینکه آماره χ^2 آزمایش کل با درجه آزادی ۱۱ و برای آزمایشات جداگانه سال‌ها با درجه آزادی ۵ از مقدار جدول در سطح ۱٪ کوچک‌تر بود، لذا فرض یکنواختی واریانس خطای آزمایشات رد نشد. نتایج حاصل از تجزیه واریانس مرکب عملکرد ژنوتیپ‌ها در سال‌های جداگانه نشان داد که اثر ژنوتیپ، مکان و برهمکنش ژنوتیپ × محیط در هر دو سال معنی‌دار شد، که بر تنوع تمامی آنها و وجود برهمکنش دلالت دارد (مشاهدات نشان داده نشده‌اند). نتایج تجزیه واریانس عملکرد دانه بر مبنای روش امی (مدل تجزیه آثار اصلی جمع‌پذیر و آثار متقابل ضرب‌پذیر) در جدول ۲ آورده شده است. منابع ژنوتیپ، محیط و برهمکنش بسیار معنی‌دار بودند و چهار مؤلفه اول در سطح احتمال یک درصد معنی‌دار گردیدند که در مجموع ۷۷ درصد از اثرات را توجیه نمودند. پنج مؤلفه غیر معنی‌دار باقی‌مانده با نویز ادغام شدند.

[Downloaded from jcpp.iut.ac.ir on 2024-04-19]
[DOR: 20.1001.1.22518517.1394.5.16.7.8]
[DOI: 10.18869/acadpub.jcpp.5.16.75]

جدول ۳. مقادیر بردارهای ویژه ژنوتیپی برهمکنش ژنوتیپ × محیط برای مدل AMMI 4

ژنوتیپ	ζ_1	ζ_2	ζ_3	ζ_4
پیسر	۰/۸۶۹	۰/۰۹۱	۰/۰۵۳	۰/۳۵۳
ریگودون	۰/۱۰۰	۰/۰۵۲	−۰/۰۹۷	−۰/۴۱۵
پیسلی	۰/۰۸۲	−۰/۱۸۳	۰/۱۰۵	−۰/۴۸۶
سوئیکس	۰/۰۰۱	−۰/۰۰۹	−۰/۰۸۹	−۰/۲۳۰
دربای	−۰/۱۵۹	−۰/۳۳۳	−۰/۱۲۱	۰/۰۱۸
آکسفورد	−۰/۱۷۷	۰/۵۷۵	−۰/۰۲۱	−۰/۱۶۸
کالیبر	−۰/۰۸۲	۰/۲۴۸	−۰/۱۹۵	۰/۰۰۱
لاین شماره ۳۶	−۰/۲۰۷	−۰/۲۵۴	−۰/۶۳۴	۰/۴۲۴
بویر	−۰/۳۳۱	۰/۳۳۳	۰/۴۶۳	۰/۴۳۳
دونالد	−۰/۱۱۲	−۰/۵۲۲	۰/۵۳۶	۰/۰۷۰

ζ_1 تا ζ_4 به‌ترتیب بردارهای ویژه ژنوتیپی برای اولین تا چهارمین، مؤلفه اصلی برهمکنش می‌باشند.

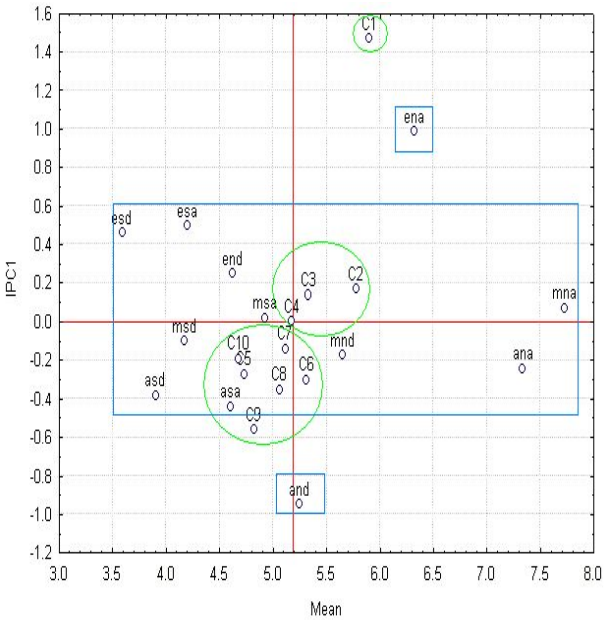
جدول ۴. مقادیر بردارهای ویژه محیطی برهمکنش ژنوتیپ × محیط برای مدل AMMI4

محیط	η_1	η_2	η_3	η_4
مهر – نرمال – سال اول	۰/۰۴۲	−۰/۵۲۹	−۰/۳۴۹	−۰/۳۲۷
مهر – نرمال – سال دوم	−۰/۱۰۱	−۰/۵۱۶	−۰/۲۶۰	۰/۴۵۱
مهر – تنش – سال اول	۰/۰۱۳	−۰/۵۹۸	۰/۳۶۵	−۰/۳۸۹
مهر – تنش – سال دوم	−۰/۰۵۹	−۰/۱۱۷	۰/۵۵۲	۰/۰۲۷
آبان – نرمال – سال اول	−۰/۱۴۲	۰/۵۵۵	−۰/۳۸۲	−۰/۰۵۳
آبان – نرمال – سال دوم	−۰/۵۶۲	۰/۱۵۰	−۰/۲۵۲	−۰/۰۷۱
آبان – تنش – سال اول	−۰/۲۶۰	۰/۰۰۵	۰/۱۸۶	−۰/۱۴۲
آبان – تنش – سال دوم	−۰/۲۲۵	۰/۱۱۷	۰/۳۲۵	۰/۴۱۶
اسفند – نرمال – سال اول	۰/۵۸۶	۰/۲۶۷	−۰/۰۴۸	۰/۲۱۲
اسفند – نرمال – سال دوم	۰/۱۴۸	۰/۰۹۸	−۰/۰۷۸	۰/۰۸۰
اسفند – تنش – سال اول	۰/۲۶۹	۰/۰۰۵	−۰/۰۱۶	−۰/۴۶۹
اسفند – تنش – سال دوم	۰/۲۷۲	−۰/۰۰۴	−۰/۰۴۶	۰/۲۶۵

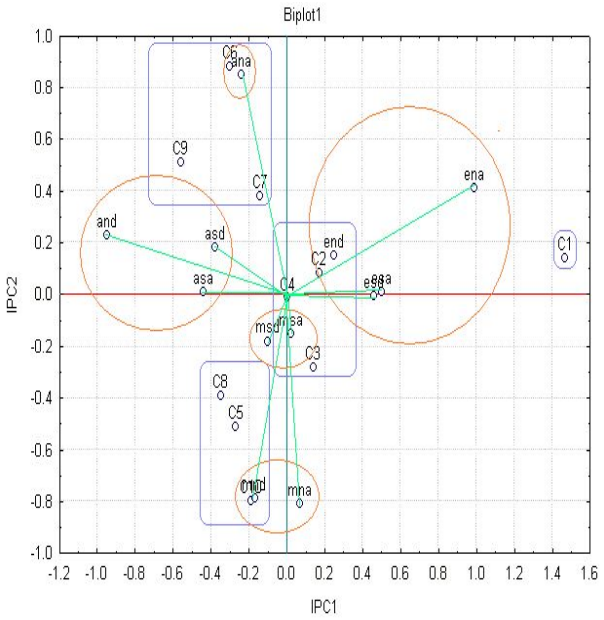
η_1 تا η_4 به‌ترتیب بردارهای ویژه محیطی برای اولین تا چهارمین، مؤلفه اصلی برهمکنش می‌باشند.

پارامترهای برهمکنش ژنوتیپ × محیط در مدل AMMI4 برای ژنوتیپ‌ها در جدول ۳ و برای محیط‌ها در جدول ۴ نشان داده شده‌اند. این مقادیر برای ارزیابی پایداری ژنوتیپ‌ها و محیط‌ها در نمودار دو بعدی (بای‌پلات) و هم‌چنین برای محاسبه پارامترهای پایداری مدل امی به‌کار گرفته شدند. علاوه بر این ζ_1 تا ζ_4 به‌ترتیب بردارهای ویژه ژنوتیپی برای اولین تا چهارمین، مؤلفه اصلی برهمکنش می‌باشند. در بای‌پلات اول ژنوتیپ‌های ریگودون، پیسلی و سوئیکس و محیط‌های (مهر– تنش– سال اول و مهر– تنش– سال دوم) در گروه ۱ با IPC1 و IPC2 کوچک قرار گرفتند که دارای کم‌ترین برهمکنش بودند

[Downloaded from jcpp.iut.ac.ir on 2024-04-19]
[DOR: 20.1001.1.22518517.1394.5.16.7.8]
[DOI: 10.18869/acadpub.jcpp.5.16.75]



شکل ۱. نمودار پراکنش ژنوتیپ‌ها و محیط‌ها بر اساس مقادیر اولین مؤلفه اصلی و میانگین



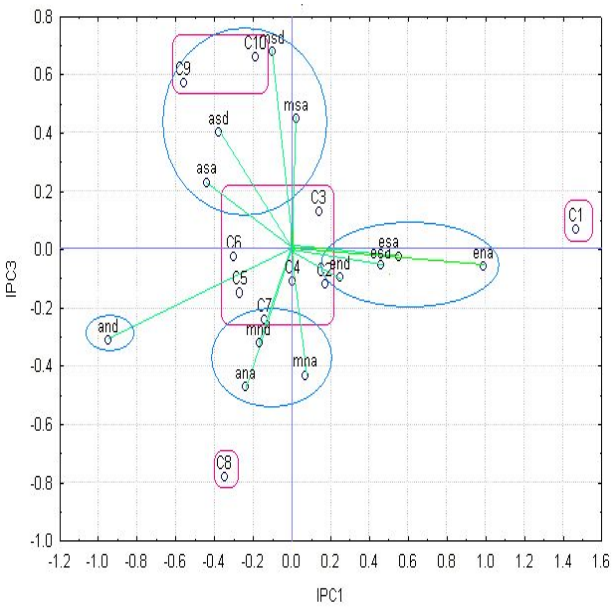
شکل ۲. نمودار پراکنش ژنوتیپ‌ها و محیط‌ها بر اساس مقادیر مؤلفه‌های اصلی اول و دوم

و سایر گروه‌ها با فاصله از دو محور قرار داشته و در نتیجه با واکنش ناپایداری همراه هستند.

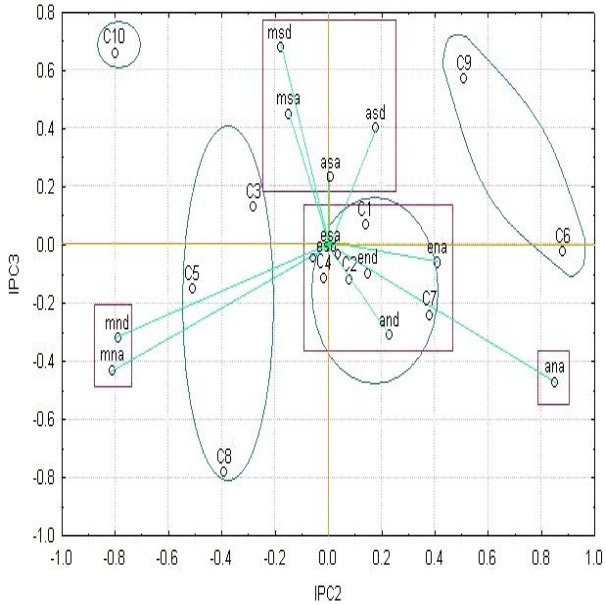
در مطالعه باراک و بروکلی (۴) نیز که چهارده هیبرید تجاری ذرت آمریکایی را در سه مکان ارزیابی کردند، طول خط رقم منعکس‌کننده مقدار برهمکنش برای هر رقم و ارقام دارای بیشترین برهمکنش دارای بلندترین طول شدند. زاویه بین خطوط رقم مرتبط با برهمکنش باقیمانده‌ها معرفی شد و ژنوتیپ‌های نزدیک‌تر به مرکز نمودار دو بعدی پایدارتر مطرح گردیدند.

بر اساس تجزیه الگوی واکنش ژنوتیپی بر مبنای IPC_1 و میانگین (شکل ۱) مشاهده شد که ژنوتیپ‌های پیسلی، ریگودون و آکسفورد دارای کمترین برهمکنش ژنوتیپ × محیط هستند و از بین این ژنوتیپ‌ها ریگودون با IPC_1 نزدیک به صفر و عملکرد بالاتر از میانگین به‌عنوان پایدارترین ژنوتیپ پر محصول شناسایی شد. در ضمن ژنوتیپ سوئیکس با IPC_1 صفر تنها از نظر پایداری عملکرد مطلوب‌ترین تعیین گردید. در نمودار دو بعدی میانگین عملکرد و پارامتر IPC_1 دو جفت از داده‌ها بر روی محورها نمایش داده شده‌اند که اولین جفت مربوط به میانگین عملکرد هر رقم (محور افقی) و مقادیر اولین مؤلفه اصلی هر ژنوتیپ (محور عمودی) و دومین جفت مربوط به میانگین عملکرد هر محیط (محور افقی) و مقادیر اولین مؤلفه اصلی هر محیط (محور عمودی) می‌باشد (شکل ۱). هم‌چنین با توجه به شکل ۲ سهم مؤلفه اصلی اول در دستجات مذکور بیشتر از سهم مؤلفه اصلی دوم است. بر اساس مقادیر مؤلفه‌های اصلی اول و سوم برهمکنش ژنوتیپ‌ها و محیط‌ها (شکل ۳) ژنوتیپ‌های آکسفورد، دربای، سوئیکس، پیسلی، ریگودون و کالیبر به‌عنوان ارقام پایدار معرفی شدند. تجزیه الگوی واکنش ژنوتیپی بر اساس مؤلفه‌های دوم و سوم (شکل ۴)، ژنوتیپ‌های ریگودون، سوئیکس، پیسر و کالیبر را پایدارتر از بقیه نشان داد. در تمام بای‌پلات‌ها رقم ریگودون به‌عنوان رقمی پایدار با مطلوب‌ترین عملکرد شناخته شد. مقایسه بای‌پلات‌های ترسیم شده برای مدل AMMI نشان داد که در تمامی نمودارهای بای‌پلات بر مبنای بردارهای مؤلفه‌های اصلی و تجزیه الگوی واکنش ژنوتیپی ترسیم شده، ژنوتیپ‌های ریگودون و به‌خصوص سوئیکس واکنش پایداری عمومی بسیار خوبی را از خود نشان دادند که ریگودون به‌دلیل

[Downloaded from jcpp.iut.ac.ir on 2024-04-19]
[DOR: 20.1001.1.22518517.1394.5.16.7.8]
[DOI: 10.18869/acadpub.jcpp.5.16.75]



شکل ۳. نمودار پراکنش ژنوتیپ‌ها و محیط‌ها بر اساس مقادیر مؤلفه‌های اصلی اول و سوم



شکل ۴. نمودار پراکنش ژنوتیپ‌ها و محیط‌ها بر اساس مقادیر مؤلفه‌های اصلی دوم وسوم

دارا بودن عملکرد بیش از میانگین واجد سازگاری عمومی مطلوب می‌باشد. ارقام بویر و دونالد به‌دلیل عملکرد خیلی پایین، ارقامی با سازگاری عمومی ضعیف در نظر گرفته شدند و رقم پیسر با بالاترین عملکرد واکنش پایداری ضعیفی را از خود نشان داد. تفسیرهای ارائه شده بر مبنای بای‌پلات‌های فوق به‌دلیل توجیه سهم‌های متفاوت هر بای‌پلات از برهمکنش ژنوتیپ × محیط تا حدودی متفاوت بود. این تفاوت در بای‌پلات‌های با درجه بالاتر به‌دلیل در برداشتن سهم کمتر برهمکنش بیشتر بود ولی در اکثر بای‌پلات‌ها بویر و دونالد به‌عنوان ناپایدارترین ژنوتیپ‌ها تشخیص داده شدند و سایر ژنوتیپ‌ها واکنشی بین ناپایداری تا پایداری ضعیف را نشان دادند. بر اساس نمودار دو بعدی الگوی پراکنش، ژنوتیپ و محیط‌های نزدیک خط افقی (محور IPC) دارای کمترین برهمکنش‌های ضربی و واکنش مشابه ژنوتیپ‌ها و محیط‌های نزدیک خط عمودی (میانگین عملکرد) دارای واکنش اثرات اصلی جمع‌پذیر مشابه و متوسط بودند. از آنجا که ژنوتیپ‌ها و محیط‌های دارای IPC بزرگ منفی و مثبت دارای بیشترین برهمکنش‌ها می‌باشند لذا ناپایدارترین‌ها محسوب می‌گردند.

ژنوتیپ‌ها و مکان‌های دارای علامت یکسان واکنش ضربی (برهمکنش) همسو و با علامت مختلف دارای واکنش برهمکنش منفی می‌باشند. طبق گزارش محمدی‌نژاد و رضایی (۱۵) ارقام بویر، کالیبر و لاین ۲۸ در تاریخ کاشت‌ها (۲۰ مهر، ۱۰ آبان و ۳۰ آبان) و تراکم کاشت‌های مختلف (۳۰۰، ۳۷۵ و ۴۵۰ بذر در مترمربع) پایدارترین واکنش را داشتند که از این بین، رقم بویر کمترین IPC_1 را نشان داد. محمدی و همکاران (۱۴) با انجام تجزیه امی نشان دادند که بای پلات امی قادر به تفکیک ژنوتیپ‌های با سازگاری ویژه و عمومی و محیط‌های با قدرت تفکیک بالا از محیط‌های ضعیف می‌باشد. آقارخ (۲) در مطالعه ۹ ژنوتیپ یولاف در ۱۶ محیط و طی ۲ سال، از تجزیه علیت به روش تای و روش‌های پارامتری چند متغیره از جمله امی استفاده کرد. در مدل امی، سه مؤلفه اول در مجموع ٪۸۱ از مجموع مربعات اثر متقابل را توجیه نمود و با گروه‌بندی ژنوتیپ‌ها و هم‌چنین تجزیه الگوی واکنش ژنوتیپی، لاین ۳۶ و رقم بویر پایدار معرفی شدند. روش تای نیز رقم بویر را پایدارترین ژنوتیپ پر محصول معرفی کرد. در مطالعه‌ای که کرسای و پونی (۱۰) در ارزیابی پنج اینبرد لاین تنباکو در هفت

[Downloaded from jcpp.iut.ac.ir on 2024-04-19]
[DOR: 20.1001.1.22518517.1394.5.16.7.8]
[DOI: 10.18869/acadpub.jcpp.5.16.75]

محیط بر اساس مدل AMMI انجام دادند، نسبت بالایی از مجموع مربعات برهمکنش ژنوتیپ × محیط به‌وسیله دو مؤلفه اصلی اول توجیه می‌گردند و مقادیر باقی‌مانده معنی‌دار نمی‌باشند. مانریک و هرمان (۱۳) در بررسی برهمکنش ژنوتیپ × محیط روی عملکرد ریشه و محتوی بتا کاروتن ۹ رقم و کلون اصلاحی سیب‌زمینی‌شیرین گزینشی در چهار مکان مختلف از مدل AMMI استفاده کردند. تنها دو مؤلفه اول معنی‌دار بود که برای دو صفت مذکور به‌ترتیب ٪۹۱ و ٪۸۸/۴ تنوع کل را نشان می‌داد اما در بررسی آنها هیچ‌یک از ارقام پرعملکرد پایداری مطلوبی نداشت. در مطالعه آجیباد و همکاران (۳) با استفاده از مدل AMMI برای تجزیه داده‌های حاصل از دو مجموعه ارقام ذرت زودرس و دیررس اثرات مکان به‌ترتیب ۷۶ و ۷۹ درصد از تنوع کل در ارقام زودرس و دیررس را شامل می‌شد. درون هر مجموعه اثر رقم و برهمکنش رقم در مکان معنی‌دار بود. یان و هانت (۱۷) نیز با استفاده از روش AMMI در تجزیه برهمکنش ژنوتیپ × محیط ارقام گندم زمستانه نشان دادند که مقادیر مؤلفه‌های اصلی ژنوتیپی IPC_2 به‌طور معنی‌داری در ارتباط با یک یا چند صفت زراعی در طی سال‌ها می‌باشند.

نتایج حاصل از این پژوهش در مجموع ژنوتیپ C4 (سوئیکس) را به‌عنوان پایدارترین ژنوتیپ و ژنوتیپ C2 (ریگودون) را از جنبه پایداری و میانگین عملکرد به‌طور هم‌زمان به‌عنوان بهترین رقم تشخیص داد.

منابع مورد استفاده

1. Aghakhani N., B. Sorkhi and SH. Nakhjavan. 2011. Non-parametric stability analysis and yield comparison of promising oat lines in Karaj region. *In:* Proceedings of the First Regional Conference on Ecophysiology of Crop Plants. Islamic Azad University of Shushtar. Shushtar, Iran. pp. 148-152. (In Farsi).
2. Agharokh, M. 2002. Evaluation of stability analysis methods in Oat (*Avena sativa* L.) genotypes. MSc. Thesis. Isfahan University of Technology. Isfahan, Iran. (In Farsi).
3. Ajibade, S. R., B. A. Ogunbodede and B. A. Oyejola. 2003. AMMI analysis of genotype × environment interaction of open pollinated maize varieties evaluated in the major agro ecologies of Nigeria. *Maize Revolution in West and Central Africa* 130-141.
4. Burak, R. and A. M. Broccoli. 2000. Genotype by environment interaction on popping expansion and yield in popcorn hybrids cultivated in Argentina. *Maize Genetics Cooperation Newsletter* pp: 44.
5. Cocks, P. 1995. Genotype x site interactions in seed production, hard seed breakdown and regeneration of annual medics (*Medicago spp*.) in west Asia. *Journal of Agricultural Science-Cambridge* 125: 199-209.
6. Cooper, M., D. R. Woodruff, I. G. Phillips, K. E. Basford and A. R. Gilmourpp. 2001. Genotype-by-management interactions for grain yield and grain protein concentration of wheat. *Field Crops Research* 69: 47-67.
7. Farshadfar, E. 1997. Application of Quantitative Genetics in Plant Breeding. Tagh Bostan, Kermanshah. pp: 528. (In Farsi).
8. Gauch, H. G. and R. W. Zobel. 1988. Predictive and postdictive success of statistical analyses of yield trials. *Theoretical and Applied Genetics* 76: 1-10.
9. Gauch, H. G. and R. W. Zobel. 1996. Optimal replication in selection experiments. *Crop Science* 36: 838-843.
10. Kearsay, M. J. and H. S. Pooni. 1996. The Genetical Analysis of Quantitative Trait, Chapman and Hall, London. pp. 241-265.
11. Lin, C. S. and B. Thompson. 1975. An empirical method of grouping genotypes based on a linear function of the genotype-environment interaction. *Heredity* 34: 255-263.
12. Mahfouzi, S., A. Amini, M. Chaychi, S. Jasmi, S. M. Nazeri, M. S. Abedi, GH. R. Aminzadeh and M. Rezayi, 2008. Study on grain yield stability and adaptability of winter wheat genotypes using different stability indices under terminal drought stress conditions. *Seed and Plant Improvement Journal* 1-25 (1): 65-82. (In Farsi).
13. Manrique, K. and M. Hermann. 1999-2000. Effect of G × E interaction on root yield and betacarotene content of selected sweet potato (*Ipomoea batatas*. L.) varieties and breeding clones. CIP Program Report. Lima, Peru. pp: 281-287.
14. Mohammadi R., D. Sadeghzadeh, M. Armion and M. Ahamadimalek. 2010. Analysis of stability and adaptability of grain yield in durum wheat geneotypes. *Agronomy Journal (Pajouhesh & Sazandegi)* 91: 70-78. (In Farsi).

[Downloaded from jcpp.iut.ac.ir on 2024-04-19]
[DOR: 20.1001.1.22518517.1394.5.16.7.8]
[DOI: 10.18869/acadpub.jcpp.5.16.75]

15. Mohammadinejad, G. and A. M. Rezai. 2005. Analysis of genotype × environment interaction and study of oat (*Avena sativa* L.) genotypes pattern. *Journal of Science and Technology of Agriculture and Natural Resources* 9(2) :77-89. (In Farsi).
16. Perkinz, J. M. 1972. The principal component analysis of genotype environmental interactions and physical measures of the environment. *Heredity* 29:51-70.
17. Yan, W. and L. A. Hunt. 2001. Interpretation of genotype × environment interaction for winter wheat yield in Ontario. *Crop Science* 41: 19-25.
18. Zhang zhi, F., F. Fuxiao, Q. Jun, SH. Yang hai, Y. Chai, L. Feng bai and Q. Chen. 2010. Analysis on Site Discrimination and Yield Stability of Oat Varieties. *Journal of Triticeae Crops* 3: 515-519.

[Downloaded from jcpp.iut.ac.ir on 2024-04-19]

[DOR: 20.1001.1.22518517.1394.5.16.7.8]

[DOI: 10.18869/acadpub.jcpp.5.16.75]