

مطالعه پایداری عملکرد دانه نخود تیپ دسی در محیط‌های مختلف و معرفی لاین‌های امید بخش

همایون کانونی^{۱*}، داود صادق‌زاده‌اهری^۲، علی سعید^۳، سیده‌سودابه شبیری^۴، محسن مهدیه^۵، مریم حاجی‌حسنی^۶،
کاظم ستوده‌مرام^۷، مصطفی بهشتی‌دانالو^۸

تاریخ دریافت: ۹۹/۱/۹ تاریخ پذیرش: ۹۹/۶/۱۳

- ۱- دانشیار، بخش تحقیقات علوم زراعی و باغی، مرکز تحقیقات و آموزش کشاورزی و منابع طبیعی استان کردستان، سازمان تحقیقات، آموزش و ترویج کشاورزی، سنندج، ایران
 - ۲- دانشیار، بخش تحقیقات حبوبات، موسسه تحقیقات کشاورزی دیم کشور، سازمان تحقیقات، آموزش و ترویج کشاورزی، مراغه، ایران
 - ۳- استادیار، بخش تحقیقات علوم زراعی و باغی، مرکز تحقیقات و آموزش کشاورزی و منابع طبیعی استان آذربایجان غربی، سازمان تحقیقات، آموزش و ترویج کشاورزی، ارومیه، ایران
 - ۴- استادیار، بخش تحقیقات علوم زراعی و باغی، مرکز تحقیقات و آموزش کشاورزی و منابع طبیعی استان زنجان، سازمان تحقیقات، آموزش و ترویج کشاورزی، زنجان، ایران
 - ۵- محقق، بخش تحقیقات حبوبات، موسسه تحقیقات کشاورزی دیم کشور، سازمان تحقیقات، آموزش و ترویج کشاورزی، مراغه، ایران
 - ۶- محقق، بخش تحقیقات علوم زراعی و باغی، مرکز تحقیقات و آموزش کشاورزی و منابع طبیعی استان آذربایجان غربی، سازمان تحقیقات، آموزش و ترویج کشاورزی، ارومیه، ایران
- * مسئول مکاتبه: E-mail: h.kanouni@areeo.ac.ir

چکیده

اهداف: اصلاح و معرفی ارقام پیروز و کاکا به بیش از چهل سال قبل برمی‌گردد. هدف از این بررسی دستیابی به ژنوتیپ‌های پرمحصول نخود سیاه، پایدار و سازگار به کشت دیم بهار در مناطق مرتفع غرب کشور بود.

مواد و روش‌ها: در این پژوهش ۱۸ لاین انتخابی نخود تیپ دسی، همراه با دو رقم کاکا و پیروز به عنوان شاهد در قالب طرح بلوک‌های کامل تصادفی در ۳ تکرار به مدت ۳ سال (۹۷-۱۳۹۴) در چهار ایستگاه تحقیقاتی کشور (کردستان، مراغه، ارومیه و زنجان) کشت و مورد مقایسه قرار گرفتند. محاسبات آماری بر اساس عملکرد دانه در هر پلات به روش تجزیه واریانس ساده و مرکب انجام شد. برای تعیین اثر متقابل ژنوتیپ در محیط بر عملکرد دانه، داده‌ها با استفاده از مدل AMMI و بای پلات GGE تجزیه شدند.

یافته‌ها: نتایج این تحقیق نشان داد که دو مؤلفه اصلی اول معنی‌دار بودند. تقسیم‌بندی مجموع مربعات کل مشخص ساخت که اثر ژنوتیپ و به دنبال آن اثر متقابل G×E و اثر محیط به ترتیب منابع تغییر برجسته در این تجزیه بوده و گروه‌های محیطی متفاوت را مشخص کردند. بر اساس نتایج تجزیه بای پلات GGE، تعدادی لاین جدید که از نظر میزان عملکرد دانه و پایداری محصول قابل رقابت با رقم پیروز بودند شناسایی شدند.

نتیجه‌گیری: اثر متقابل ژنوتیپ در محیط نقش اساسی در شناسایی و معرفی دو لاین امید بخش G2 (-) IDDMAR-2012 (32) و G1 (IDDUR-2012-12) با عملکرد بالا، پایداری مطلوب و بازارپسندی مناسب ایفا نمود. این ژنوتیپ‌ها را می‌توان پس از بررسی‌های تکمیلی به عنوان جایگزین رقم پیروز به کشاورزان خودکار معرفی کرد.

واژه‌های کلیدی: اثر ژنوتیپ×محیط، سازگاری عملکرد، مدل AMMI، بای‌پلات GGE، خود

Investigation of Grain Yield Stability of Desi Type Chickpea across Different Environments and Introducing Promising Lines

Homayoun Kanouni^{1*}, Davoud Sadeghzadeh Ahari², Ali Saeid³, Seyedeh Soudabeh Shobeiri⁴, Mohsen Mahdieh⁵, Maryam Haji Hasani⁶, Kazem Sotoudeh-Maram⁶, Mostafa Beheshti Danalou⁶

Received: March 28, 2020 Accepted: September 3, 2020

1- Assoc. Prof., Scientist, Field and Horticultural Research Dept. Kurdistan Agricultural and Natural Resources Research and Education Center, AREEO, Sanandaj, Iran.

2- Assoc. Prof., Scientist, Food Legume Research Dept. Dryland Agricultural Research Institute, AREEO, Maragheh, Iran.

3- Assist. Prof., Scientist, Field and Horticultural Research Dept. West Azerbaijan Agricultural and Natural Resources Research and Education Center, AREEO, Urmia, Iran.

4- Assist. Prof., Scientist, Field and Horticultural Research Dept. Zanjan Agricultural and Natural Resources Research and Education Center, AREEO, Zanjan, Iran.

5- Researcher, Food Legume Research Dept. Dryland Agricultural Research Institute, AREEO, Maragheh, Iran.

6- Researcher, Field and Horticultural Research Dept. West Azerbaijan Agricultural and Natural Resources Research and Education Center, AREEO, Urmia, Iran.

* Corresponding Author Email: h.kanouni@areeo.ac.i

Abstract

Background and Objectives: Improvement and release of last desi types chickpea cultivars (Pirouz and Kaka) goes back to more than forty years ago. Objective of this study was to achieve new high yielding, stable and adaptable chickpea genotypes to spring sowing at dry western highlands of Iran.

Material and Methods: In this study, 18 selected desi type chickpea lines as well as two check varieties (Pirouz and Kaka), were compared at four experimental stations including Kurdistan, Maragheh, Urmia and Zanjan during three consecutive years (2015-2018). Experiments were arranged in RCB designs with three replications each year at each station. Statistical calculations including simple and pooled analysis of variance were done on seed yield data. Genotype by environment interaction was analyzed through AMMI model and GGE biplot.

Results: Results of this study revealed that two first IPC's were significant. Partitioning of total sum of squares indicated that effect of genotypes followed by G×E interaction and effect of environment were significant sources of variations in this analysis, respectively and identified different environmental groups. According to the GGE biplot analysis, a number of new genotypes were identified that were competitive with Cv. Pirouz in terms of grain yield and yield stability.

Conclusion: Genotype by environment interaction had vital role in identification and introduction of two promising lines with high seed yield, acceptable stability rank and favorite marketability, G2 (IDDMAR-2012-32) and G1 (IDDUR-2012-12). These genotypes can be introduced to chickpea farmers as alternative to Cv. Pirouz after complementary studies.

Keywords: Genotype×Environment Interaction, Yield Adaptability, AMMI Model, GGE Biplot, Chickpea (*Cicer arietinum*)

مقدمه

نخود (*Cicer arietinum* L.) دومین گیاه مهم از گروه محصولات زراعی موسوم به حبوبات در جهان است (یاداو و همکاران ۲۰۰۷). تولید جهانی نخود در سال ۲۰۱۶ بالغ بر ۱۲/۰۹ میلیون تن بوده که از سطحی معادل ۱۲/۶۵ میلیون هکتار با متوسط عملکرد ۹۵۶ کیلوگرم در هکتار به دست آمده است (فائو ۲۰۱۸). سهم کشورهای در حال توسعه از تولید جهانی نخود در سال‌های منتهی به ۲۰۱۶ از ۹۸ درصد به ۹۵ درصد کاهش یافته است و علت اصلی آن، پیوستن کشورهای توسعه یافته به گروه کشورهای تولیدکننده نخود و نقش چشمگیر آن‌ها در بازار تجارت نخود است. آخرین آمار فائو حاکی از آن است که، استرالیا پس از هندوستان و بالاتر از کشورهای همچون پاکستان و ترکیه، رتبه دوم تولید جهانی نخود را داراست (فائو ۲۰۱۶). بر اساس آخرین آمارنامه وزارت جهاد کشاورزی، سطح زیر کشت نخود در ایران ۵۵۰ هزار هکتار و در استان کردستان ۸۰ هزار هکتار می‌باشد (احمدی و همکاران ۲۰۱۸). در مناطق غرب و شمال‌غرب کشور، نخود به عنوان یک گیاه بهاره به‌صورت دیم کشت شده و چرخه زیستی خود را با استفاده از رطوبت ذخیره شده در خاک تکمیل می‌کند. در دهه‌های اخیر سطح زیر کشت نخود در کشور حدوداً ۳ برابر شده ولی عملکرد آن از ۶۱۰ به حدود ۵۰۰ کیلوگرم در هکتار کاهش یافته است. دلیل اصلی این کاهش، اختصاص اراضی دیم و کم بازده به کشت نخود در کشور است (بنایی ۱۹۹۶). این اراضی با حداقل آماده سازی بستر بذر کشت شده و با دست برداشت می‌شوند (ایکاردا ۲۰۰۰). همچنین به منظور به حداقل رساندن هزینه تولید، هیچگونه مراقبتی از این مزارع صورت نمی‌گیرد.

استان‌های کردستان، آذربایجان غربی و آذربایجان شرقی مناطق اصلی تولید نخود تیپ دسی در کشور هستند (کانونی و همکاران ۲۰۰۷). کشاورزان این

استان‌ها نخود را در تناوب با گندم دیم کشت می‌کنند. دو رقم نخود تیپ دسی موجود به نام‌های پیروز و کاکا حدود چهل سال پیش به ترتیب از توده‌های محلی «خراسان» و «اهر» گزینش و معرفی شده‌اند و عملکرد دانه آن‌ها در شرایط دیم حدود ۶۰۰ کیلوگرم در هکتار است. شناسایی و معرفی ارقام جدید که ضمن تولید عملکرد بالاتر نسبت به ارقام موجود، از ارتفاع بوته مناسب برخوردار بوده و در برابر تنش‌های زنده عکس‌العمل مطلوب‌تری داشته باشند به افزایش تولید نخود و ارتقاء وضعیت معیشتی کشاورزان خودکار کمک خواهد نمود. ارقام نخود تیپ دسی پاکوتاه و زودرس هستند، عملکرد آنها بالاتر است و نسبت به ارقام تیپ کابلی، به خسارت‌های مکانیکی، یخبندان و آفات مقاوم‌ترند (سینگ ۱۹۹۷).

در برنامه‌های به‌نژادی، بررسی میزان سازگاری گیاهان زراعی به شرایط محیطی متفاوت از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. از آنجایی که نیاز بالقوه‌ای برای ایجاد ارقام مناسب و سازگار به مناطق جغرافیایی مختلف و با اهداف خاص وجود دارد، برآورد اثر متقابل ژنوتیپ در محیط اجتناب‌ناپذیر است. در اصلاح نباتات به ژنوتیپ‌هایی سازگار اطلاق می‌شود که در طیفی از محیط‌ها، توان ژنتیکی عملکرد بالا و پایدار از خود بروز دهند (کانونی و همکاران ۲۰۱۶). ارقام با سازگاری وسیع، در یک سری از محیط‌ها عملکرد متوسط و پایدار دارند. ولی ارقامی که منحصراً در شرایط مطلوب پتانسیل ژنتیکی محصول‌دهی بالا داشته باشند و در شرایط نامساعد عملکردشان کاهش یابد، به عنوان ارقام با سازگاری محدود شناخته می‌شوند (زالی و همکاران ۲۰۰۷).

هدف اصلی و نهائی برنامه‌های اصلاحی، دستیابی به ژنوتیپ‌های برتر و افزایش عملکرد دانه است (مالهوترا و ساکسنا ۲۰۰۲). آگاهی از حجم تنوع موجود در یک گونه برای مطالعات ژنتیکی و اصلاح نباتات اهمیت زیادی دارد زیرا می‌تواند مبنایی برای گزینش

رقمی از نخود نوع دسی (سیاه) آزادسازی نشده است (کانونی ۲۰۲۰). با در نظر گرفتن مقاومت ارقام نخود سیاه به انواع تنش‌های زیستی و غیر زیستی و اهمیت صادرات این ارقام علاوه بر مصارف داخلی، لازم است به معرفی لاین‌های پرمحصول‌تر از این تیپ توجه گردد. ارقام جدید گیاهان زراعی، نه تنها باید کارایی بالایی برای عملکرد و سایر صفات از خود نشان دهند، بلکه بایستی برتری آن‌ها در دامنه وسیعی از شرایط محیطی محرز گردد (سینگ و ساکسنا ۱۹۹۹).

روش‌های مختلف و متعددی برای تخمین پایداری عملکرد گیاهان زراعی ابداع شده و در ارزیابی و انتخاب آن‌ها مورد استفاده قرار گرفته‌اند (فینلی و ویلکینسون ۱۹۶۳، گولوب ۱۹۸۶، لین و بینز ۱۹۸۸، اوزدمیر و کاراداوت ۲۰۰۳، بخش و همکاران، ۲۰۱۱). روش‌های مختلف تجزیه پایداری در چهار گروه (A) واریانس محیطی و ضریب تغییرات محیطی، (B) اکووالانس و واریانس پایداری، (C) ضریب رگرسیون و (D) انحراف از خط رگرسیون تقسیم بندی شده‌اند. اغلب آماره‌های یاد شده همبستگی مثبت و بالایی با یکدیگر دارند (فینلی و ویلکینسون ۱۹۶۳). با این وجود، محققان پیشنهاد می‌کنند که برای دقت بیشتر بهتر است نتیجه‌گیری براساس ترکیبی از روش‌های مختلف صورت گیرد.

لین و همکاران (۱۹۸۶)، پارامترهای پایداری را به سه تیپ ۱، ۲ و ۳ دسته‌بندی کردند و چند سال بعد، لین و بینز (۱۹۸۸) پایداری تیپ ۴ را تحت عنوان اندازه برتری (Pi) پیشنهاد کردند. در این روش ژنوتیپی پایدار است که واریانس بین سال‌های آن در درون یک مکان کوچک باشد.

یکی از روش‌های چند متغیره پر کاربرد که از اعتبار علمی بالایی برخوردار است، روش اثرات اصلی جمع‌پذیر و اثر متقابل ضرب‌پذیر (AMMI) است (زوبل و همکاران ۱۹۸۸، کانگ و فام ۱۹۹۱). در این روش، تجزیه واریانس و تجزیه به مؤلفه‌های اصلی با یکدیگر ادغام شده‌اند، به طوری که در آن، اثر اصلی ژنوتیپ‌ها از

موثر ژنوتیپ‌های مورد نظر باشد. به عبارت دیگر، لازمهٔ گزینش، وجود تنوع قابل توارث در جامعه است (آلارد و برادشاو ۱۹۸۴). تنوع کل موجود در یک جمعیت را می‌توان به اجزاء ژنوتیپی و محیطی تفکیک نمود. جزء ژنوتیپی تنوع، همواره مورد علاقه اصلاحگران بوده است و بر بخشی از تنوع کل دلالت دارد که مربوط به عوامل ژنتیکی است (زوبل و همکاران ۱۹۸۸). متخصصین اصلاح نباتات، نخود زراعی را به دو تیپ عمده دسی و کابلی تقسیم می‌کنند. تیپ دسی ۸۵ درصد از تولید جهانی را به خود اختصاص داده است و به طور عمده در هند، پاکستان، ایران، افغانستان و ایتوپیی کشت می‌شود (کارلوس پولکا و همکاران ۲۰۰۴). مناطق جغرافیایی زیادی به کشت نخود اختصاص دارند که شامل شبه قاره هند، غرب آسیا، شمال آفریقا، اروپا، ایتوپیی، ارتفاعات شرق آفریقا، آمریکا و استرالیا، و در مجموع ۲۴ کشور دنیا است (صباغ‌پور و همکاران ۲۰۰۵). کشت نخود در عرض شمالی ۲۰-۴۰ درجه معمول بوده و ۹۲ درصد سطح زیرکشت جهانی نخود در قاره آسیا قرار دارد. نتایج تحقیقات انجام شده نشان می‌دهند که از طریق افزایش بیوماس و افزایش اختصاص مواد فتوسنتزی به دانه‌ها یعنی با استفاده از تیپ‌های گیاهی ایستاده و پا بلند، افزایش تراکم و کاشت در تاریخ مناسب، می‌توان عملکرد نخود را بهبود بخشید (صباغ‌پور ۲۰۰۶).

ارقام قدیمی نخود سفید و نخود سیاه مبداء داخلی داشته و به روش سلکسیون از توده‌های محلی انتخاب و معرفی شده‌اند (کانونی و همکاران ۲۰۰۷). با توجه به این که پتانسیل تولید و موارد مصرف نخود سفید (تیپ کابلی) بیشتر است، به این تیپ توجه بیشتری معطوف شده و در سال‌های اخیر ارقامی مانند هاشم، آزاد، آرمان، سارال، عادل و ثمین از بین لاین‌های آزمایشات بین‌المللی انتخاب و به عنوان رقم جدید، هر کدام برای شرایط خاص آب و هوایی و مناطق مختلف معرفی شده‌اند (صباغ‌پور ۲۰۰۶). ولی بیش از چهل سال است که هیچ

مواد و روش‌ها

مشخصات جغرافیایی و آب‌وهوایی مکان‌های اجرای این پژوهش در جدول ۱ ارائه شده است. اطلاعات مندرج در این جدول نشان می‌دهند که ایستگاه سارال کردستان با طول جغرافیایی ۴۸/۰۸ درجه شرقی و عرض جغرافیایی ۳۵/۴۲ درجه شمالی، ۲۱۲۰ متر از سطح دریا ارتفاع داشته و مرتفع‌ترین ایستگاه تحقیقات کشاورزی سطح کشور است. از طرف دیگر ایستگاه مراغه با ۱۷۲۰ متر ارتفاع از سطح دریا، پست‌ترین ایستگاه در بین مکان‌های اجرای آزمایش بود. در این بین بیشترین میزان بارندگی به میزان ۴۹۸/۱ میلی‌متر از ایستگاه ارومیه در سال اول اجرای تحقیق و کمترین مقدار بارندگی با ۲۶۳/۲ میلی‌متر از همین ایستگاه در سال سوم (۹۷-۹۶) به ثبت رسیده است. گرم‌ترین مکان، زنجان در سال زراعی ۹۷-۱۳۹۶ با ۳۷ درجه سلسیوس و سردترین مکان ارومیه در سال سوم اجرای آزمایش (۲۱/۵- درجه سلسیوس) بودند. در این پژوهش ۱۸ لاین انتخابی از آزمایش‌های قبلی (ارزیابی توده‌های محلی نخود تیپ دسی غرب کشور) با اضافه دو رقم پیروز و کاکا به عنوان شاهد در قالب طرح بلوک‌های کامل تصادفی در سه تکرار به مدت ۳ سال در چهار ایستگاه تحقیقاتی کشور (سارال کردستان، مراغه، ارومیه و زنجان) کشت و مورد مقایسه قرار گرفتند. فهرست لاین‌های آزمایشی در جدول ۲ ارائه شده است. عملیات آماده‌سازی زمین محل اجرای آزمایشات شامل شخم عمیق پائیزه و پنجه‌غازی، دیسک و تسطیح در اولین فرصت بهار انجام شد. هر واحد آزمایشی از ۴ خط ۴ متری به فواصل ۲۵ سانتیمتر از یکدیگر تشکیل شده و فواصل بذور روی خطوط ۱۰ سانتیمتر در نظر گرفته شد. برداشت، پس از حذف ۲۵ سانتی‌متر از ابتدا و انتهای کرت‌ها و دو ردیف کناری، از سطحی معادل ۱/۷۵ مترمربع صورت گرفت.

طریق تجزیه واریانس، و اجزای ژنوتیپی و محیطی اثر متقابل $G \times E$ با استفاده از تجزیه به مؤلفه‌های اصلی محاسبه می‌گردند. استفاده از مدل AMMI برای تجزیه اثر متقابل ژنوتیپ \times محیط به منظور ارزیابی ژنوتیپ‌ها در آزمایش‌های چند محیطی در گیاهان زراعی مختلف گزارش شده است (دهقانی و همکاران ۲۰۰۶، محمدی و همکاران ۲۰۱۰). از آنجایی که مدل AMMI یک برآورد کمی از پایداری ارائه نمی‌کند، پارچز و همکاران (۲۰۰۰) ارزش پایداری امی^۱ (ASV) را برای کمی کردن و رتبه‌بندی ژنوتیپ‌ها بر حسب پایداری آن‌ها پیشنهاد کردند. در این روش ژنوتیپ دارای ASV کمتر از پایداری عملکرد بیشتری برخوردار است. تجزیه بای‌پلات GGE، روشی است که به‌طور همزمان اطلاعات مربوط به اثر اصلی ژنوتیپ و اثر متقابل ژنوتیپ \times محیط را در اختیار قرار می‌دهد. این تجزیه عملکرد و پایداری ژنوتیپ‌ها را ارزیابی کرده، محیط‌های مطلوب برای ژنوتیپ‌های خاص را تعیین نموده و محیط‌ها را به یک یا چند ناحیه بزرگ دسته‌بندی می‌کند (یان و راجکان ۲۰۰۲). با توجه به مزایای روش بای‌پلات GGE، استفاده از این مدل برای تجزیه اثر متقابل $G \times E$ پیشنهاد شده است (کروسا و همکاران ۲۰۰۲، یان و کانگ ۲۰۰۳). روش بای‌پلات GGE توسط محققان متعددی در گیاهان زراعی مختلف برای تجزیه داده‌های آزمایشات ناحیه‌ای مفید و کاربردی تشخیص داده شده است (زالی و همکاران ۲۰۰۷، فرشادفر و همکاران ۲۰۱۲، شیرینی و بهرام‌پور ۲۰۱۵).

لاین‌های مورد نظر برای این تحقیق از بین توده‌های محلی نخود سیاه جمع‌آوری شده طی سال‌های گذشته از مناطق کردستان و آذربایجان انتخاب شدند. این تحقیق با هدف دستیابی به ژنوتیپ‌های پرمحصول نخود سیاه سازگار به شرایط کشت دیم بهار در مناطق مرتفع غرب کشور اجراء شد.

² Mega Environment¹ AMMI Stability value

جدول ۱- اطلاعات آب و هوایی و مشخصات جغرافیایی ایستگاه‌های محل اجرای آزمایش (۹۷-۱۳۹۴)

| بارندگی (mm) | دما (°C) | | کد | سال زراعی | ارتفاع از سطح دریا (m) | طول و عرض جغرافیایی | مکان |
|-----------------|----------|--------|-----|-----------|---------------------------|------------------------|---------|
| | حداکثر | حداقل | | | | | |
| ۴۴۲/۳۰ | ۳۶/۶۶ | -۱۶/۰۵ | E1 | ۱۳۹۴-۹۵ | | | کردستان |
| ۳۰۵/۱۱ | ۳۰/۱۸ | -۲۰/۴۱ | E2 | ۱۳۹۵-۹۶ | ۲۱۲۰ | 37° 32' N 45° 05' E | |
| ۳۵۲/۸۰ | ۳۲/۸۰ | -۱۸/۲۲ | E3 | ۱۳۹۶-۹۷ | | | |
| ۲۹۱/۲۲ | ۳۳/۲۳ | -۱۷/۲۲ | E4 | ۱۳۹۴-۹۵ | | | |
| ۳۰۳/۲۰ | ۲۹/۶۱ | -۱۷/۹۳ | E5 | ۱۳۹۵-۹۶ | ۱۷۲۰ | 37° 32' N 45° 05' E | مراغه |
| ۳۰۰/۱۶ | ۳۰/۴۴ | -۱۹/۳۲ | E6 | ۱۳۹۶-۹۷ | | | |
| ۴۹۸/۱۰ | ۳۶/۲۵ | -۱۵/۲۸ | E7 | ۱۳۹۴-۹۵ | | | |
| ۳۵۱/۴۰ | ۳۴/۲۵ | -۱۱/۱۸ | E8 | ۱۳۹۵-۹۶ | ۱۸۸۹ | 37° 32' N 45° 05' E | ارومیه |
| ۲۶۳/۲۰ | ۳۵/۷۷ | -۲۱/۵۳ | E9 | ۱۳۹۶-۹۷ | | | |
| ۳۱۰/۷۰ | ۳۵/۶۰ | -۱۵/۴۰ | E10 | ۱۳۹۴-۹۵ | | | زنجان |
| ۳۰۹/۳۰ | ۳۵/۴۰ | -۱۵/۸۰ | E11 | ۱۳۹۵-۹۶ | ۱۸۷۵ | 36° 09' N 48° 49' E | |
| ۳۹۰/۰۱ | ۳۷/۲۰ | -۱۴/۶۰ | E12 | ۱۳۹۶-۹۷ | | | |

تصادفی و ژنوتیپ به عنوان عامل ثابت و مقایسه میانگین تیمارها با استفاده از آزمون حداقل تفاوت معنی‌دار، (ج) انجام تجزیه پایداری به روش AMMI، (د) محاسبه ارزش پایداری امی (ASV) برای هر ژنوتیپ، (ه) تجزیه اثر متقابل ژنوتیپ در محیط از طریق روش بای‌پلات GGE. در این تحقیق برای تجزیه داده‌ها از نرم‌افزار SAS نسخه ۹/۱ استفاده شد.

در طول فصل زراعی علاوه بر مراقبت‌های معمول، یادداشت‌برداری از صفات مختلف انجام شد، ولی در این‌جا فقط از داده‌های عملکرد دانه برای تجزیه پایداری استفاده شد. محاسبات آماری انجام شده عبارت بودند از: (الف) انجام آزمون یکنواختی واریانس‌ها به روش لون^۱، (ب) تجزیه واریانس مرکب چهار ایستگاه × سه سال با در نظر گرفتن سال و منطقه به عنوان عوامل

جدول ۲- فهرست اسامی ارقام و ژنوتیپ‌های شرکت کننده در آزمایش

| نام ژنوتیپ | کد | شماره | نام ژنوتیپ | کد | شماره |
|-------------------|-----|-------|----------------|-----|-------|
| IDDMAR-2012-6(2) | G11 | ۱۱ | IDDUR-2012-12 | G1 | ۱ |
| IDDSAL-2012-02 | G12 | ۱۲ | IDDMAR-2012-32 | G2 | ۲ |
| IDDSAL-2012-09 | G13 | ۱۳ | IDDUR-2012-02 | G3 | ۳ |
| IDDSAL-2012-15 | G14 | ۱۴ | IDDSAL-2012-08 | G4 | ۴ |
| IDDMAR-2012-32(1) | G15 | ۱۵ | IDDMAR-2012-20 | G5 | ۵ |
| IDDMAR-2012-11 | G16 | ۱۶ | IDDMAR-2012-8 | G6 | ۶ |
| IDDUR-2012-01 | G17 | ۱۷ | IDDMAR-2012-14 | G7 | ۷ |
| IDDSAL-2012-10 | G18 | ۱۸ | IDDMAR-2012-27 | G8 | ۸ |
| Pirouz | G19 | ۱۹ | IDDSAL-2012-24 | G9 | ۹ |
| Kaka | G20 | ۲۰ | IDDMAR-2012-26 | G10 | ۱۰ |

¹ Levene (1960)

نتایج و بحث

نتایج تجزیه واریانس مرکب عملکرد دانه لاین‌های نخود در سه سال و چهار مکان در جدول ۳ نشان داده شده است. در آزمایشات ناحیه‌ای فرض مدل آماری ثابت، فرض درستی نیست. زیرا سال‌ها و مکان‌های مختلف با یکدیگر تفاوت دارند و لذا بایستی اثرات سال و مکان را تصادفی در نظر گرفت. از طرف دیگر، اثر واریته ثابت است و مربوط به همان ژنوتیپ‌ها می‌شود (استیل و توری ۱۹۸۱). بنابراین، آزمون F برای منابع تغییر بر اساس امید ریاضی میانگین مربعات صورت پذیرفت. بطوری‌که، برای تشکیل یک نسبت F، دو امید ریاضی از MSها که تفاوت آنها فقط در یک جمله بود به یکدیگر تقسیم شدند و جمله‌ی متفاوت در دو امید ریاضی، همان اثر تحت آزمون بود.

تجزیه مرکب عملکرد دانه نشان داد که اختلاف بین سال‌ها و مکان‌ها و همچنین اثر متقابل بین سال و مکان در سطح احتمال ۱ درصد معنی دار بود. از طرف دیگر، تفاوت بین ژنوتیپ‌های تحت بررسی و اثر متقابل بین واریته و مکان در سطح احتمال ۵٪ معنی دار به دست آمد. ولی اثر متقابل واریته×سال و اثر متقابل واریته×سال×مکان معنی دار نبود. با توجه به معنی دار بودن اثر متقابل واریته×مکان در آزمون F واریته، درجه آزادی مخرج آزمون، از فرمول پیشنهادی ساترتویت^۱ به دست آمد. معنی دار بودن اثر متقابل واریته در مکان‌های عملکرد دانه بیانگر آن است که ژنوتیپ‌ها در مکان‌های مختلف، پاسخ‌های متفاوتی بروز داده و لذا می‌توان پایداری عملکرد را بررسی نمود (کانونی و همکاران ۲۰۱۶).

جدول ۳- تجزیه واریانس عملکرد دانه در سه سال و چهار مکان

| منابع تغییر | درجه آزادی | میانگین مربعات | MS | نسبت آزمون F | امید ریاضی میانگین مربعات |
|----------------|------------|----------------|------------------|--------------------------------|--|
| مکان (P) | ۲ | ۱/۲۱E+07** | M ₁ | M ₁ /M ₃ | $\sigma^2 e_1 + rv\sigma^2 py + rvy\sigma^2 p$ |
| سال (Y) | ۳ | ۲/۱۷E+07** | M ₂ | M ₂ /M ₃ | $\sigma^2 e_1 + rv\sigma^2 py + rvp\sigma^2 y$ |
| اثر متقابل Y×P | ۶ | ۲۸۶۸۱۰۱** | M ₃ | M ₃ /M ₄ | $\sigma^2 e_1 + rv\sigma^2 py$ |
| خطا ۱ | ۲۴ | ۱۱۶۰۹۴ | M ₄ | - | $\sigma^2 e_1$ |
| واریته (V) | ۱۹ | ۵۷۱۸۷* | M ₅ | $\frac{M_5 + M_8}{M_6 + M_7}$ | $\sigma^2 e_2 + r\sigma^2 vpy + ry\sigma^2 vp + rp\sigma^2 vy + rpyV(v)$ |
| V×P | ۳۸ | ۳۷۲۹۰* | M ₆ | M ₆ /M ₈ | $\sigma^2 e_2 + r\sigma^2 vpy + ry\sigma^2 vp$ |
| V×Y | ۵۷ | ۲۶۳۹۸ | M ₇ | M ₇ /M ₈ | $\sigma^2 e_2 + r\sigma^2 vpy + rp\sigma^2 vy$ |
| V×P×Y | ۱۱۴ | ۲۶۰۶۵ | M ₈ | M ₈ /M ₉ | $\sigma^2 e_2 + r\sigma^2 vpy$ |
| خطا ۲ | ۴۵۶ | ۲۳۲۸۳ | M ₉ | - | $\sigma^2 e_2$ |
| | | ۲۸/۱۳ | ضریب تغییرات (%) | | |

**، * به مفهوم معنی دار در سطح احتمال ۱٪ و ۵٪ می‌باشد.

(AMMI) در جدول ۴ ارائه شده است. این جدول نشان داد که اختلاف بین محیط‌های آزمایشی و ژنوتیپ‌ها در

نتایج تجزیه واریانس برای عملکرد دانه بر اساس مدل اثرات اصلی افزایشی و اثرات متقابل ضرب‌پذیر

¹ Satterthwaite (1946)

ارزیابی داده‌های مرکب حاصل از آزمایشات ناحیه‌ای مؤثر نیستند. در مقابل، تجزیه AMMI دو روش ANOVA و PCA را در یک مدل واحد ادغام نموده و یک تفسیر بصری ساده از اثر متقابل ژنوتیپ در محیط فراهم می‌کند (محمدی و همکاران ۲۰۱۰). بر اساس تجزیه AMMI، اولین مؤلفه اصلی اثر متقابل (IPCA1) با ۲۹ درجه آزادی حدود ۳۸ درصد از مجموع مربعات اثر متقابل ژنوتیپ در محیط را به خود اختصاص داد. مؤلفه اصلی دوم حدود ۱۵ درصد از مجموع مربعات اثر متقابل $G \times E$ و IPCA3 نیز ۱۲ درصد از SS اثر متقابل را توجیه کردند. میانگین مربعات دو مؤلفه اصلی اول و دوم به ترتیب در سطح احتمال ۱ و ۵ درصد معنی‌دار بودند و بطور جمعی حدود ۵۳ درصد از کل اثر متقابل $G \times E$ را توجیه نمودند. هرچند مقدار باقیمانده معنی‌دار نشد، ولی در برگیرنده حدود ۳۵ درصد از مجموع مربعات $G \times E$ بود.

سطح احتمال یک درصد و اثر متقابل ژنوتیپ \times محیط در سطح احتمال پنج درصد معنی‌دار بود. درصد واریانس توجیه شده توسط منابع بیانگر آن است که بیشترین میزان تغییرات موجود در داده‌ها توسط واریانس محیط‌ها توجیه شده است (۷۱/۳۵). واریانس بین ژنوتیپ‌ها و واریانس اثر متقابل ژنوتیپ \times محیط به ترتیب ۲/۱۲ و ۸/۴۰ درصد از تغییرات را توجیه کردند. بزرگ بودن مجموع مربعات محیط‌ها حاکی از متنوع بودن محیط‌های آزمایشی بود و تفاوت زیاد بین میانگین محیط‌ها، بخش اعظم تغییرات در عملکرد دانه ژنوتیپ‌های آزمایشی را ایجاد نمود. از طرف دیگر، اندازه مجموع مربعات اثر متقابل ژنوتیپ \times محیط، ۵۳ برابر بزرگتر از مجموع مربعات ژنوتیپ‌ها بود و نشان داد که تفاوت فاحشی بین پاسخ ژنوتیپ‌ها در طول محیط‌ها وجود دارد.

مدل‌های معمول آماری مانند ANOVA، PCA و رگرسیون خطی غالباً به اندازه کافی برای درک و

جدول ۴- جدول تجزیه واریانس برای مدل AMMI

| منابع تغییر | درجه آزادی | مجموع مربعات | میانگین مربعات | توجیه شده % | F | F احتمال |
|-------------------------|------------|--------------|----------------|-------------|-------|----------|
| کل | ۷۱۹ | ۹۱۴۰۷۳۶۰ | ۱۲۷۱۳۱ | - | - | - |
| ژنوتیپ (G) | ۱۹ | ۱۹۴۲۳۵۶ | ۱۰۲۲۲۹ | ۲/۱۲ | ۳/۳۸ | ۰/۰۰۰ |
| محیط (E) | ۱۱ | ۶۵۲۱۸۱۸۲ | ۵۹۲۸۹۲۶ | ۷۱/۳۵ | ۱۴/۵۰ | ۰/۰۰۰ |
| اثر متقابل $G \times E$ | ۲۰۹ | ۷۶۷۸۶۸۸ | ۳۶۷۴۰ | ۸/۴۰ | ۱/۲۱ | ۰/۰۴۶۶ |
| IPCA1 | ۲۹ | ۲۹۲۳۹۰۳ | ۱۰۰۸۲۴ | ۳۸/۲۰ | ۳/۳۳ | ۰/۰۰۰ |
| IPCA2 | ۲۷ | ۱۱۷۰۹۷۳ | ۴۳۳۶۹ | ۱۵/۲۸ | ۱/۹۳ | ۰/۰۴۵۳ |
| IPCA3 | ۲۵ | ۹۲۳۵۱۸ | ۳۶۹۴۱ | ۱۲/۰۱ | ۱/۲۲ | ۰/۲۱۳۴ |
| باقیمانده | ۱۲۸ | ۲۶۶۰۲۹۴ | ۲۰۷۸۴ | ۲/۹۱ | ۰/۶۹ | ۰/۹۹۴۲ |
| خطای آزمایشی | ۴۵۶ | ۱۳۷۳۰۱۰۵ | ۳۰۲۴۳ | ۱۵/۰۲ | - | - |

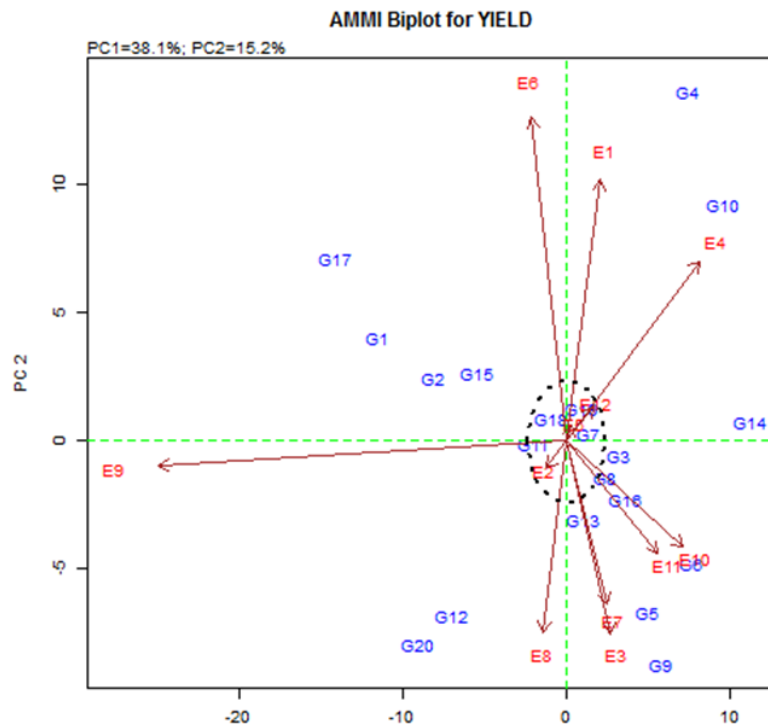
است. اطلاعات این جدول نشان می‌دهند که عملکرد دانه ژنوتیپ‌های تحت بررسی در دامنه ۵۸۱ کیلوگرم در هکتار برای G14 تا ۷۵۹ کیلوگرم در هکتار برای G19 متغیر بود. از طرف دیگر، میانگین عملکرد در محیط‌های تحت مطالعه در دامنه ۲۵۰/۹۸ کیلوگرم در هکتار (مراغه

ضمناً استفاده از سایر مؤلفه‌های اصلی، کمکی به برآورد نکرده و بهترین مدل با استفاده از دو جزء IPCA1 و IPCA2 به دست آمد. ماتریس داده‌های عملکرد دانه و مقادیر مؤلفه‌های اصلی برای ۲۰ ژنوتیپ نخود تیپ دسی در ۱۲ محیط در جدول ۵ درج شده

اندازه‌گیری اثر متقابل $G \times E$ بسیار حائز اهمیت است (مرتضویان و همکاران ۲۰۱۴). در این آزمایش، در بین ژنوتیپ‌های تحت بررسی، لاین $G11$ دارای بیشترین مقدار $PC1$ بود (۱۲/۳۴)، در حالی‌که در بین محیط‌ها بیشترین مقدار $PC1$ مربوط به $E4$ (۲۷/۷۶-) بود. برای بررسی وضعیت سازگاری و پایداری ژنوتیپ‌های تحت بررسی بر اساس دو مؤلفه اصلی اول و دوم نمودار بای‌پلات رسم شد (شکل ۳).

در سال اول) تا ۱۱۳۵/۸۴ کیلوگرم در هکتار (کردستان در سال سوم) متغیر بود. ضمناً با استفاده از مقادیر $IPCA1$ و $IPCA2$ ، ارزش پایداری $AMMI$ برای هر لاین محاسبه شد (جدول ۵). کمترین مقادیر که دلالت بر پایداری ژنوتیپ‌های آزمایشی داشت، به ترتیب مربوط به لاین‌های $G6$ ، $G16$ ، $G2$ و $G17$ بود؛ که از بین آن‌ها $G2$ از بیشترین میزان عملکرد دانه (۷۴۹/۵۴ کیلوگرم در هکتار) برخوردار بود.

در یک پروژه به‌نژادی برای شناسایی و آزادسازی ژنوتیپ‌های واجد سازگاری لازم به محیط‌های هدف،



شکل ۱- بای پلات $G \times E$ ژنوتیپ‌های نخود تیپ دسی در ۱۲ محیط که اثرات دو مؤلفه اصلی اول و دوم (به ترتیب $PC1$ و $PC2$) را نشان می‌دهند.

مشابهی نشان داشتند و لاین‌های $G5$ ، $G6$ ، $G9$ ، $G12$ و $G20$ سازگاری بیشتری به این محیط‌ها نشان دادند (شکل ۱). در بین محیط‌ها بیشترین اثر متقابل با ژنوتیپ مربوط به $E6$ (مراغه در سال سوم) و $E9$ (ارومیه در

بای‌پلات اثر متقابل ژنوتیپ در محیط برای ژنوتیپ‌های نخود تیپ دسی در ۱۲ محیط نشان داد که محیط‌های $E3$ ، $E7$ ، $E8$ و $E10$ شامل کردستان در سال سوم، و مراغه و زنجان در سال‌های اول و دوم رفتار پایداری

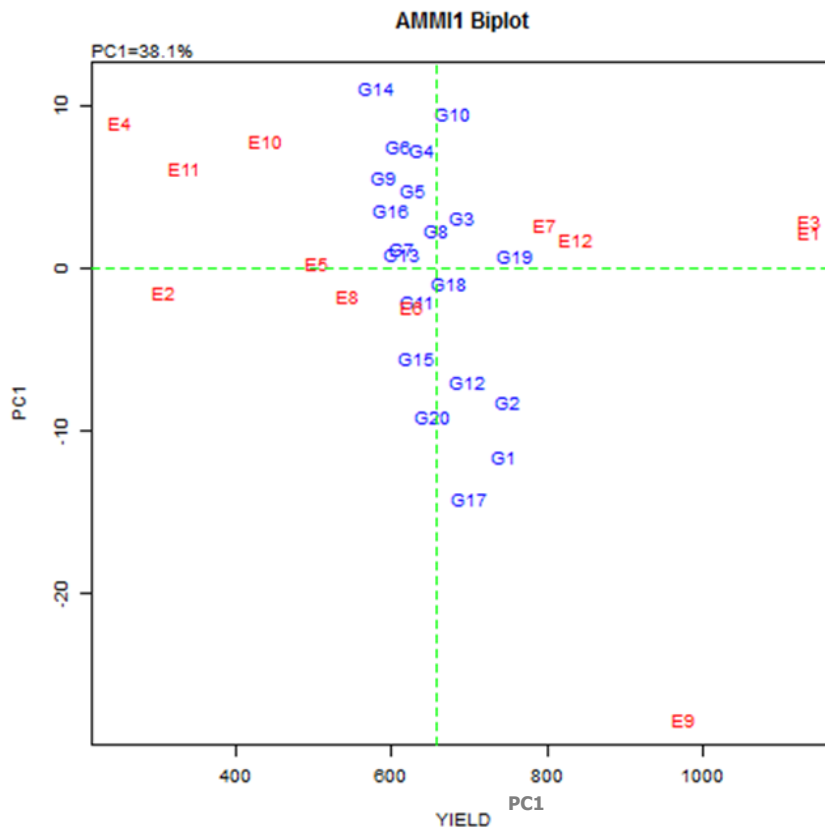
به عنوان پایدارترین ژنوتیپ‌ها شناسایی شدند و لاین-های شماره ۴، ۹، ۱۰، ۱۴، ۱۷ و ۲۰ بیشترین نقش را در ایجاد اثر متقابل ایفاء نمودند. از بین لاین‌های مشخص شده به عنوان ژنوتیپ پایدار، فقط G19 (رقم شاهد-پیروز) از عملکرد بالایی برخوردار بود و سایر ژنوتیپ-ها عملکرد متوسط یا کمتر از متوسط داشتند.

سال سوم) بود. بطور کلی، محیط‌های دارای اسکور نزدیک به صفر مانند E2 (کردستان در سال دوم)، اثرمتقابل ناچیزی با ژنوتیپ‌های آزمایشی نشان دادند و قادر به ایجاد تمایز بین ژنوتیپ‌های آزمایشی نبودند. بر اساس این نمودار ژنوتیپ‌های شماره ۷، ۱۱، ۱۸ و ۱۹ که دارای کمترین مقادیر برای PC1 و PC2 بودند،

جدول ۵- ماتریس داده‌های عملکرد دانه و مقادیر مولفه‌های اصلی برای ۲۰ ژنوتیپ نخود تیپ دسی در ۱۲ محیط

| ژنوتیپ | E1 | E2 | E3 | E4 | E5 | E6 | E7 | E8 | E9 | E10 | E11 | E12 | میانگین | PC1 | PC2 | ASV† |
|-------------------|---------|---------|---------|--------|-------|-------|--------|-------|--------|-------|-------|--------|---------|-------|-------|-------|
| G1 | ۱۱۹۷/۲۰ | ۵۵۸/۴۷ | ۱۲۶۰/۷۴ | ۱۸/۰۰ | ۷۱/۳۳ | ۷۸/۰۰ | ۷۰۷/۹۳ | ۴۲/۴۰ | ۱۳۶/۶۷ | ۴۴/۰۰ | ۳۴/۰۰ | ۹۵۰/۰۰ | ۷۴۴/۶۴ | ۴/۰۹ | ۴/۳۰ | ۱۰/۹۸ |
| G2 | ۱۲۹۶/۷۶ | ۳۵۰/۹۰ | ۱۲۱۲/۷۴ | ۱۶/۳۳ | ۵۹/۳۳ | ۸۲/۶۷ | ۹۲۶/۵۷ | ۶۳/۹۰ | ۱۲۵/۰۰ | ۴۱/۵۰ | ۳۶/۰۰ | ۹۴۰/۸۳ | ۷۴۹/۵۴ | ۲/۸۷ | ۲/۴۴ | ۷/۵۷ |
| G3 | ۱۱۴۴/۰۶ | ۳۰۴/۵۱ | ۱۳۶/۹۵ | ۴۳/۰۰ | ۵۱/۳۳ | ۵۹/۳۳ | ۷۴۸/۷۰ | ۴۷/۱۷ | ۹۹۷/۰۰ | ۶۴/۶۷ | ۳۶/۳۳ | ۷۸۷/۵۰ | ۶۹۰/۲۱ | -۵/۵۱ | -۰/۵۷ | ۱۳/۷۷ |
| G4 | ۱۲۹۳/۹۶ | ۲۴۷/۴۹ | ۹۸۶/۳۶ | ۴۴/۶۷ | ۴۴/۳۳ | ۷۳/۳۳ | ۷۰۷/۵۰ | ۳۸/۱۰ | ۷۶۲/۰۰ | ۴۱/۰۰ | ۳۲/۳۳ | ۹۲۵/۰۰ | ۶۳۹/۰۸ | -۰/۰۹ | ۱۳/۶۶ | ۱۳/۶۶ |
| G5 | ۱۰۷۹/۲۲ | ۱۹۳/۳۶ | ۱۱۳۷/۳۶ | ۲۲/۳۳ | ۵۳/۰۰ | ۴۳/۳۳ | ۸۰۷/۴۷ | ۵۸/۱۰ | ۸۲۵/۶۷ | ۴۷/۶۷ | ۲۴/۶۷ | ۸۵۹/۱۷ | ۶۲۸/۱۷ | -۳/۰۱ | -۶/۷۱ | ۱۰/۰۸ |
| G6 | ۱۱۲۴/۳۸ | ۲۸۸/۷۵ | ۱۱۵۴/۹۵ | ۲۰/۳۳ | ۵۶/۰۰ | ۳۸/۳۳ | ۷۶۱/۴۷ | ۴۵/۹۳ | ۷۲۴/۳۳ | ۴۲/۶۷ | ۳۸/۵۰ | ۸۱۶/۶۷ | ۶۰۸/۶۹ | -۰/۸۵ | -۴/۷۹ | ۵/۲۴ |
| G7 | ۱۱۹۱/۳۹ | ۱۶۰/۴۸ | ۱۱۱۳/۳۵ | ۳۱/۳۳ | ۴۰/۰۰ | ۵۳/۶۷ | ۸۰۷/۰۳ | ۵۷/۱۷ | ۹۲۳/۰۰ | ۳۷/۸۳ | ۲۸/۱۷ | ۶۶۵/۸۳ | ۶۱۲/۹۳ | -۴/۸۶ | -۰/۳۲ | ۱۲/۱۴ |
| G8 | ۱۱۸۷/۸۱ | ۲۹۶/۵۹ | ۱۲۴۲/۸۱ | ۱۹/۶۷ | ۴۸/۰۰ | ۶۱/۶۷ | ۸۳۵/۰۶ | ۴۷/۱۳ | ۹۱۰/۰۰ | ۴۳/۳۳ | ۴۳/۳۳ | ۸۱۹/۱۷ | ۶۵۸/۷۲ | ۳/۷۲ | -۱/۴۲ | ۹/۴۰ |
| G9 | ۹۵۶/۲۷ | ۳۹۰/۵۵ | ۱۱۶۰/۹۷ | ۱۱/۳۳ | ۳۷/۰۰ | ۴۸/۶۷ | ۸۵۵/۰۳ | ۵۵/۸۳ | ۷۰۲/۰۰ | ۳۴/۸۳ | ۳۶/۰۰ | ۷۸۹/۱۷ | ۵۹۰/۲۲ | ۸/۰۰ | -۸/۷۱ | ۲۱/۷۹ |
| G10 | ۱۲۰۸/۲۶ | ۳۰۹/۸۶ | ۱۲۲۴/۸۴ | ۳۷/۳۳ | ۵۲/۶۷ | ۹۰/۳۳ | ۶۹۰/۷۰ | ۵۱/۹۰ | ۶۸۷/۰۰ | ۵۴/۸۳ | ۳۳/۵۰ | ۸۲۰/۰۰ | ۶۷۸/۹۳ | ۲/۹۷ | ۹/۲۵ | ۱۱/۸۶ |
| G11 | ۱۱۱۲/۶۶ | ۳۲۰/۴۸ | ۱۲۳۹/۳۸ | ۱۲/۶۷ | ۳۲/۶۷ | ۶۷/۰۰ | ۶۶۰/۰۳ | ۵۳/۹۳ | ۹۸۱/۳۳ | ۲۹/۱۷ | ۴۳/۱۷ | ۹۰۸/۳۳ | ۶۳۵/۶۶ | ۱۲/۳۴ | -۰/۰۹ | ۳۰/۸۱ |
| G12 | ۱۰۸۶/۴۷ | ۳۰۵/۴۱ | ۱۱۹۹/۹۱ | ۱۴/۶۴ | ۵۷/۶۷ | ۶۱/۳۳ | ۸۳۲/۸۰ | ۶۵/۴۰ | ۱۲۲/۰۰ | ۶۴/۵۰ | ۲۸/۰۰ | ۸۰۵/۰۰ | ۶۹۸/۰۹ | -۵/۷۷ | -۶/۸۰ | ۱۵/۹۳ |
| G13 | ۹۳۸/۲۲ | ۲۷۵/۱۴ | ۱۰۳۰/۶۷ | ۱۷/۶۷ | ۵۴/۰۰ | ۶۱/۳۳ | ۸۲۷/۷۰ | ۴۷/۳۳ | ۹۰۸/۳۳ | ۵۱/۱۷ | ۲۱/۳۳ | ۶۷۶/۶۷ | ۶۱۳/۷۸ | -۴/۴۷ | -۳/۰۵ | ۱۱/۵۷ |
| G14 | ۱۰۴۲/۵۶ | ۳۱۶/۳۹ | ۹۹۲/۵۱ | ۲۴/۶۷ | ۴۳/۰۰ | ۵۵/۶۷ | ۷۴۴/۹۰ | ۵۰/۰۰ | ۵۴۱/۳۳ | ۴۳/۰۰ | ۲۹/۶۷ | ۸۸۰/۸۳ | ۵۸۱/۷۱ | ۳/۱۴ | -۰/۷۲ | ۷/۸۷ |
| G15 | ۱۱۳۹/۹۳ | ۱۰۰۹/۱۸ | ۹۸۴/۰۶ | ۲۱/۶۷ | ۶۰/۳۳ | ۶۳/۳۳ | ۸۷۱/۷۰ | ۵۸/۱۰ | ۱۰۶/۰۰ | ۲۴/۳۳ | ۲۵/۵۰ | ۶۸۹/۱۷ | ۶۸۹/۳۵ | -۴/۰۱ | ۲/۶۵ | ۱۰/۳۶ |
| G16 | ۱۱۱۵/۶۱ | ۲۸۳/۴۰ | ۱۱۱۴/۴۲ | ۲۳/۳۳ | ۳۶/۰۰ | ۴۷/۳۳ | ۸۷۳/۴۷ | ۴۲/۶۰ | ۸۳۹/۰۰ | ۳۶/۳۳ | ۳۱/۸۳ | ۸۰۵/۸۳ | ۶۰۰/۶۷ | ۱/۴۹ | -۲/۲۹ | ۴/۳۷ |
| G17 | ۱۲۶۰/۴۱ | ۴۰۵/۰۶ | ۱۰۰۹/۱۹ | ۳۶/۰۰ | ۴۶/۳۳ | ۷۵/۰۰ | ۷۸۸/۵۳ | ۶۱/۱۳ | ۱۳۹/۶۷ | ۳۰/۱۷ | ۲۳/۱۷ | ۹۰۰/۸۳ | ۶۹۹/۷۸ | -۰/۶۳ | ۷/۱۳ | ۷/۳۰ |
| G18 | ۱۱۳۷/۹۶ | ۲۴۶/۸۷ | ۱۱۳۵/۳۵ | ۴۲/۳۳ | ۶۴/۶۷ | ۵۰/۳۳ | ۷۰۳/۲۰ | ۵۲/۲۰ | ۱۰۹/۳۳ | ۵۱/۸۳ | ۲۴/۶۷ | ۷۷۳/۳۳ | ۶۷۳/۹۲ | ۱۰/۳۲ | -۰/۸۷ | ۲۵/۷۸ |
| G19 | ۱۲۰۱/۱۳ | ۲۶۵/۲۱ | ۱۰۵۸/۹۲ | ۳۵/۳۳ | ۶۰/۳۳ | ۷۵/۳۳ | ۱۰۳/۰۷ | ۷۱/۰۳ | ۱۰۴/۰۰ | ۶۳/۰۰ | ۳۴/۸۳ | ۱۰۷/۰۰ | ۷۵۹/۲۴ | -۴/۶۷ | ۱/۲۵ | ۱۱/۷۳ |
| G20 | ۹۱۸/۶۳ | ۳۱۶/۵۹ | ۱۱۸۱/۵۵ | ۱۸/۰۰ | ۳۶/۰۰ | ۵۸/۰۰ | ۷۵۷/۷۷ | ۷۰/۷۲ | ۳۳/۳۳ | ۳۶/۰۰ | ۳۳/۰۰ | ۸۹۳/۳۳ | ۶۵۳/۰۷ | ۴/۱۴ | -۷/۹۱ | ۱۳/۰۱ |
| میانگین | ۱۱۳۵/۷ | ۳۴۲/۲۲ | ۱۱۳۵/۸۴ | ۲۵/۹۸ | ۲۵/۲۹ | ۶۲/۵۴ | ۷۹۶/۹۸ | ۵۴/۴۹ | ۹۷۴/۶۹ | ۴۴/۷۵ | ۳۳/۶۰ | ۸۳۸/۸۳ | ۶۶۰/۳۳ | - | - | - |
| LSD _{5%} | ۲۵۸/۰۳ | ۲۰۸/۲۴ | ۲۶۰/۷۸ | ۳۳/۲۱ | ۲۲/۴۵ | ۲۹/۵۲ | ۱۷۴/۰۶ | ۲۲/۳۳ | ۶۳۵/۶۸ | ۱۲/۸۲ | ۱۵/۶۷ | ۲۴۱/۷۸ | - | - | - | - |
| PC1 | ۱/۸۰ | ۶/۱۹ | ۷/۸۸ | -۲۷/۷۶ | -۱/۶۱ | ۲/۷۲ | -۲/۳۹ | -۰/۳۳ | ۹/۰۱ | ۲/۹۹ | -۱/۴۳ | ۲/۲۶ | - | - | - | - |
| PC2 | ۱/۴۹ | -۴/۸۴ | -۴/۵۸ | -۱/۰۸ | -۸/۳۱ | -۷/۰۴ | ۱۴/۰۶ | -۰/۶۶ | ۷/۸۱ | -۸/۳۵ | -۱/۱۶ | ۱۱/۳۳ | - | - | - | - |

† ASV=ارزش پایداری AMMI



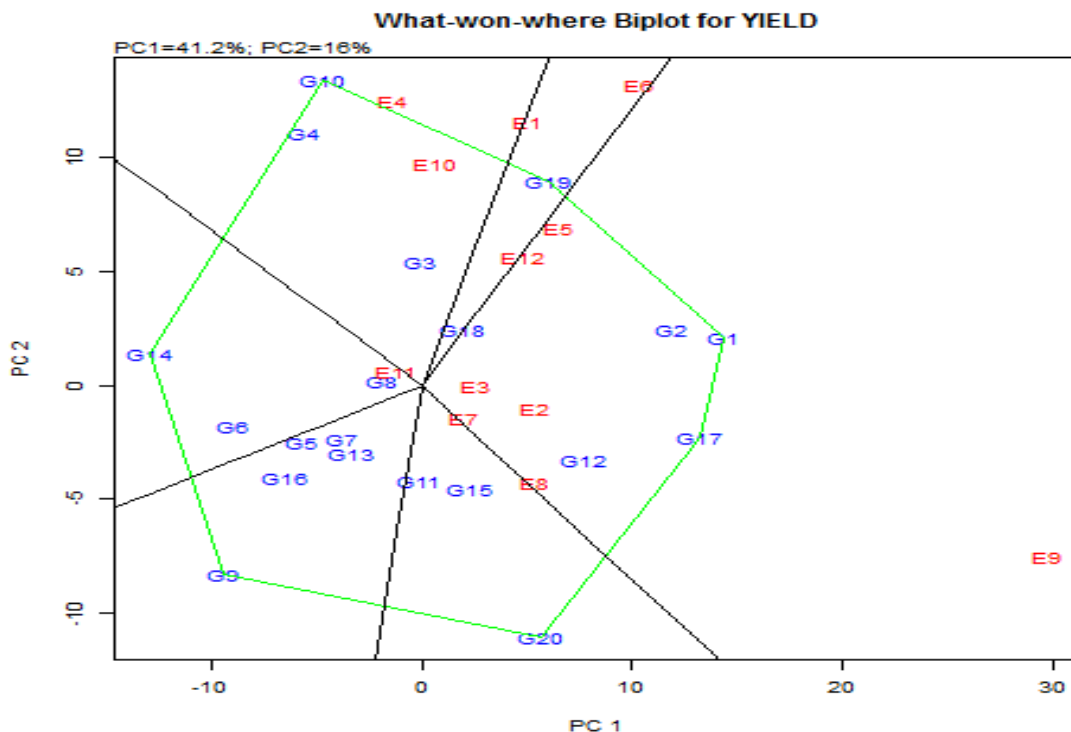
شکل ۲- بای پلات مؤلفه اول اثر متقابل (PC1) و میانگین عملکرد دانه ژنوتیپ‌های نخود

نمودار پلی‌گون یا چندضلعی برای ژنوتیپ‌های نخود تیپ دسی در شکل ۳ ارائه شده است. این نمودار ژنوتیپ‌های برتر در محیط‌های مختلف را مشخص می‌کند. بطوری‌که در این نمودار ملاحظه می‌گردد، ارقام قرار گرفته در رئوس چند ضلعی شامل G1, G19, G10, G14, G9, G20 و G17 بودند که بیشترین فاصله را از مرکز بای پلات داشته و بعنوان بهترین یا ضعیف‌ترین ژنوتیپ‌ها در محیط‌های مربوط به خود شناسایی شدند. خطوطی که از مبدا مختصات عمود بر اضلاع چند ضلعی رسم شده‌اند، گروه‌های محیطی و یا محیط‌های کلان را مشخص می‌کنند. اولین گروه محیطی، در

لاین‌های شماره ۲، ۱۳، ۱۵ و ۱۶ در مرحله دوم پایداری قرار گرفتند که از بین آنها G2 پر محصول و واجد خصوصیات مطلوب بود. شکل ۲ نشان می‌دهد که از بین لاین‌های با عملکرد دانه بالا مانند G1، G2 و G19، بعد از شاهد پیروز لاین شماره ۲ دارای عملکرد پایدار با میانگین بالا و PC1 نزدیک صفر بود. از داده‌های جدول ۵ برای انجام تجزیه بای پلات GGE استفاده شد. تفکیک اثر متقابل ژنوتیپ در محیط به روش بای پلات GGE تأیید کرد که دو مؤلفه اصلی اول و دوم در مجموع ۵۳/۳۳ درصد از مجموع مربعات اثر متقابل G×E را بیان کردند.

(زنجان در سال دوم) را شامل می‌شد و در آن محیط، G14 شاخص‌ترین ژنوتیپ بود. ژنوتیپ‌های G9 و G20 در هیچکدام از محیط‌ها برتری خاصی نداشتند و ژنوتیپ‌هایی مانند G7، G8، G13 و G18 که نزدیک به مرکز محور مختصات بای‌پلات قرار داشتند از عملکرد متوسطی در همه محیط‌ها برخوردار بودند. رتبه بندی ژنوتیپ‌های نخود بر اساس عملکرد دانه و میزان پایداری عملکرد دانه در ۱۲ محیط در شکل ۴ نشان داده شده است.

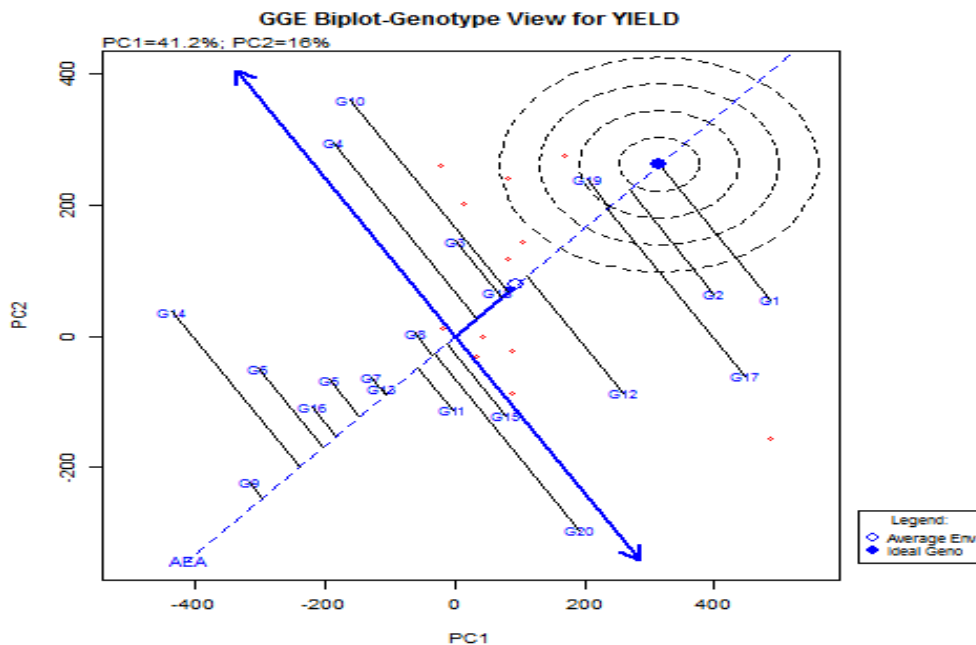
برگیرنده محیط‌های E7، E8 و E9 (ارومیه در سال‌های اول تا سوم)، E5 (مراغه در سال دوم)، E12 (زنجان در سال سوم)، E2 و E3 (کردستان در سال‌های دوم و سوم)، که در آن‌ها G1 بیشترین عملکرد را در این محیط‌ها داشت. گروه بعدی که شامل E1 (کردستان در سال اول) و E6 (مراغه در سال سوم) بود، G19 (رقم پیروز) بالاترین عملکرد را تولید نمود. گروه سوم در بر دارنده محیط‌های E10 و E4 بود در آن G10 بیشترین عملکرد دانه را داشت. گروه چهارم فقط محیط E11



شکل ۳- چندضلعی بای‌پلات برای تعیین ژنوتیپ‌های برتر نخود در محیط‌های مختلف

در سمت چپ این خط هستند عملکرد کمتری از متوسط کل دارند. بر این اساس، ژنوتیپ‌های G1، G2، G19 و G17، G12 دارای عملکرد بالا و ژنوتیپ‌های G5، G16، G6، G14 و G9 دارای عملکرد پائین بودند.

در شکل ۴ یک خط دو سر پیکان، ژنوتیپ‌های تحت مطالعه را به دو گروه پر محصول و کم محصول تقسیم نموده است. ژنوتیپ‌هایی که در سمت راست خط مذکور قرار دارند از نظر عملکرد برتر از میانگین و آن‌هایی که



شکل ۴- تعیین همزمان عملکرد و پایداری ۲۰ ژنوتیپ نخود تیپ دسی در ۱۲ محیط و مقایسه ژنوتیپ‌های آزمایشی با ژنوتیپ ایده‌آل

آزمایشی نشان داد که پس از G19 (رقم شاهد پیروز) G2 و G1 نزدیکترین ارقام به ژنوتیپ ایده‌آل بودند. روابط بین محیط‌ها و مقایسه محیط‌ها از نظر قابلیت تفکیک مابین ژنوتیپ‌ها و قابلیت بیانگر بودن آنها در شکل ۵ نشان داده شده است. بر اساس این شکل، زاویه ۹۰ درجه یا نزدیک به آن نشانگر عدم وجود رابطه بین محیط‌های آزمایشی است. در این جا، زاویه بین محیط‌های E2، E3، E7، E8، E9 کمتر از ۹۰ درجه بوده یعنی این محیط‌ها شرایط آب و هوایی نسبتاً یکسان داشته و در رتبه بندی ژنوتیپ‌ها مشابه عمل می‌کنند. از طرف دیگر محیط‌های E1، E4، E5، E6، E10، E12 گروه محیطی دیگری را تشکیل داده و در تفکیک و رتبه بندی ژنوتیپ‌ها همانند هم عمل می‌کنند. توصیه شده است که مناطق دارای همبستگی بالا در سال‌های آتی برای آزمایشات مشابه مورد استفاده قرار نگیرند (دانیالی و همکاران ۲۰۱۲). طول بردار محیط‌ها نیز شاخصی برای قابلیت تفکیک محیط‌ها است. یعنی بردارهای طول‌تر

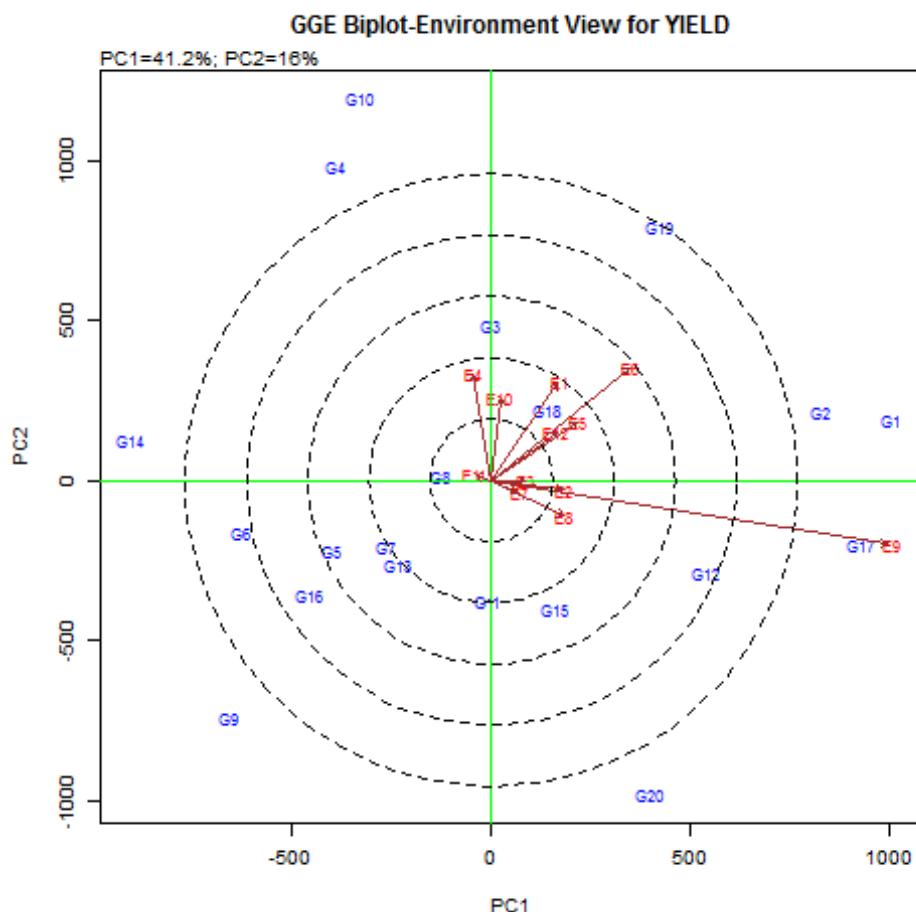
از بین ارقام پر محصول، آن‌هایی که فاصله کمتری از خط ATC^۱ (خط دو سر پیکان) داشته باشند، از پایداری بیشتری برخوردارند. با این اوصاف، ژنوتیپ‌های G1 و G2 دارای عملکرد بالا و پایداری پائین (فاصله زیاد از خط ATC) بودند و ژنوتیپ G19 (رقم پیروز) واجد عملکرد زیاد و پایداری مطلوب بود. ژنوتیپ G3 دارای عملکرد متوسط و پایداری متوسط بود.

ضمناً چنانچه ملاحظه می‌گردد، در سمت چپ خط ATC هیچ محیطی قرار ندارد و همه محیط‌ها در سمت راست خط یاد شده هستند. لذا گزینش همزمان برای عملکرد و پایداری در ژنوتیپ‌های تحت بررسی امکان‌پذیر نیست و لازم است ژنوتیپ‌های تحت بررسی با ژنوتیپ ایده‌آل مقایسه شوند. ژنوتیپ ایده‌آل ژنوتیپی فرضی است که دارای بیشترین عملکرد و بالاترین میزان پایداری بوده و در مرکز دوائر متحدالمرکز قرار دارد. میزان مطلوبیت ژنوتیپ‌ها با اندازه فاصله آن‌ها از ژنوتیپ ایده‌آل سنجیده می‌شود. مقایسه ژنوتیپ‌های

¹ Average Tester Coordinate

آزمایشات بررسی ارقام نخود در شرایط دیم تمایز بین ژنوتیپ‌ها را مشخص نماید.

بیشتر بودن انحراف معیار و در نتیجه قابلیت تفکیک یا تمایز بیشتر را نشان می‌دهند. محیط E9 (ارومیه در سال سوم) دارای بیشترین طول بردار بوده و می‌تواند در

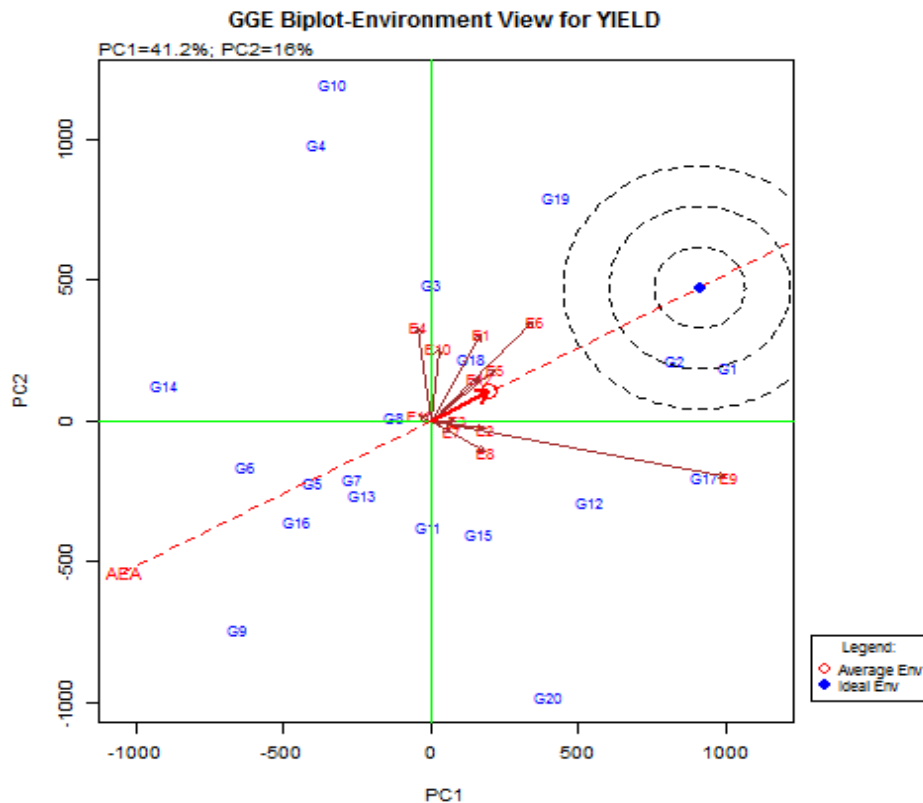


شکل ۵- بای پلات روابط بین محیط‌ها و مقایسه آن‌ها از لحاظ بیانگر بودن

محیطی و محور مختصات محیط متوسط (AEA)^۱، شاخصی برای تعیین میزان بیانگری یک محیط است. هر چقدر این زاویه کوچکتر باشد، میزان بیانگری بیشتر بوده و محیط مورد نظر نماینده بهتری از محیط هدف خواهد بود.

محیط ایده‌آل محیطی فرضی است که دارای حداکثر مقدار قابلیت بیانگری و تفکیک است و از نظر مکانی در مرکز دایره متحدالمرکز بای پلات واقع است (یان و کانگ ۲۰۰۳). برای مقایسه محیط‌های آزمایشی با محیط ایده-آل و تعیین محیط‌های برتر، بای پلات مربوطه رسم شد (شکل ۶). در روش بای پلات GGE، زاویه بین بردار

¹ Average Environment Axis



شکل ۶- بای پلات مقایسه محیط‌ها با محیط ایده‌آل

و از پایداری بالایی نیز برخوردار است. مع الوصف این رقم به دلیل درشتی دانه از بازارپسندی لازم برخوردار نیست و کشاورزان خودکار رغبتی به کشت آن نشان نمی‌دهند. بر اساس نتایج به دست آمده، ژنوتیپ‌های G2 با (IDDMAR-2012-32) G1 و (IDDUR-2012-12) با عملکرد بالا و پایداری نسبی را می‌توان (پس از بررسی-های تکمیلی) به عنوان جایگزین رقم پیروز به کشاورزان خودکار معرفی نمود.

سپاسگزاری: این مقاله از نتایج پروژه تحقیقاتی به شماره ۹۴۱۷۵-۱۵-۵۳-۰ استخراج شده است. لذا جا دارد از رئیس محترم مؤسسه تحقیقات کشاورزی دیم کشور و رؤسای مراکز دست اندرکار بابت همکاری‌های بی‌شائبه تشکر و قدردانی گردد.

در این بررسی، ارومیه در سال سوم (E9) و مراغه در سال دوم (E5) بیشترین میزان بیانگری را نشان دادند (شکل ۶). از طرف دیگر، ارومیه در سال دوم (E8) و مراغه در سال اول (E4) کمترین مقادیر بیانگری را داشتند. با توجه به زاویه بردارهای محیطی با خط AEA و طول آن‌ها، دو محیط E9 (ارومیه در سال سوم) و E6 (مراغه در سال سوم) نزدیکترین محیط‌ها به محیط ایده-آل بوده و به عنوان محیط مناسب برای گزینش ژنوتیپ-های برتر نخود تیپ دسی در کشت دیم بهاره توصیه می‌شوند. از این بردار در تحقیقات متعددی برای تعیین واریته‌های پایدار استفاده شده است (فرشادفر ۲۰۰۸، مرتضویان و همکاران ۲۰۱۴).

نتیجه‌گیری کلی

نتایج این تحقیق نشان داد که رقم پیروز (G19) هنوز هم پرمحصول‌ترین ژنوتیپ نخود تیپ دسی کشور بوده

منابع مورد استفاده

- Ahmadi K, Gholizadeh H, Ebadzadeh H, Hoseinpour R, Hatami F, Mohiti Z, Fazli B and Rafiei M. 2018. Agricultural year book (2016-2017), Vol. 1. Ministry of Jihad-e-Agriculture, <http://www.maj.ir/portal/File/ShowFile.aspx?ID=6f66d3e3-0884-4823-b12d-6319a2edad84>. (In Persian).
- Allard RW and Bradshaw AD. 1984. Implications of genotype-environment interaction in applied plant breeding. *Crop Science*, 4:503-508.
- Bakhsh A, Akhtar LH, Malik SR, Masood A, Iqbal SM and Qurashi R. 2011. Grain yield stability in chickpea (*Cicer arietinum* L.) across environments. *Pakistan Journal of Botany*, 43(5): 2947-2951.
- Banaei T. 1996. Chickpea, sowing to harvesting. Agricultural Education Publication, Karaj, No. 73/189.
- Carlos Popelka J, Terryn N and Higgins T. 2004. Gene technology for grain legumes: can it contribute to the food challenge in developing countries? *Plant Science*, 167(2), 195-206.
- Crossa J, Cornelius PL and Yan W. 2002. Biplots of linear-bilinear models for studying crossover genotype \times environment interaction. *Crop Science*, 42: 136-144.
- Danyali SF, Razavi F, Ebadi-Segherloo A, Dehghani H and Sabaghpour SH. 2012. Yield stability in chickpea (*Cicer arietinum* L.) and study relationship among the univariate and multivariate stability parameters. *Research in Plant Biology*, 2(3): 46-61, 2012.
- Dehghani H, Ebadi A and Yousefi A. 2006. Biplot analysis of genotype by environment interaction for barley yield in Iran. *Agronomy Journal*, 98: 388-393.
- Farshadfar E. 2008. Incorporation of AMMI Stability Value and Grain Yield in a Single Non-parametric Index (GSI) in Bread Wheat. *Pakistan Journal of Biological Sciences*, 11(14): 1791-1796.
- Farshadfar E, Rashidi M, Jowkar MM and Zali H. 2012. GGE Biplot analysis of genotype \times environment interaction in chickpea genotypes. *European Journal of Experimental Biology*, 3(1):417-423.
- FAOSTAT. 2016. Crops. <http://faostat3.fao.org/browse/Q/QC/E>. Accessed 22 October, 2016.
- FAOSTAT. 2018. Crops. <http://faostat.fao.org/browse/Q/QC> . Accessed 16 September, 2018.
- Finlay KW and Wilkinson GN. 1963. The analysis of adaptation in a plant breeding programme. *Australian Journal of Agricultural Research*, 14: 742-754.
- Gollob AF. 1986. A statistical model which combines features of factor analytic and analysis of variance technique. *Psychometrika*, 33:73-115.
- ICARDA. 2000. Germplasm program legume. Annual report for 1999. ICARDA. Aleppo, Syria.
- Kang MS and Pham HN. 1991. Simultaneous selection for high yielding and stable crop genotypes. *Agronomy Journal*, 83: 161-165.
- Kanouni H, Taleei AR and Khalili M. 2007. Stability analysis of seed yield and one hundred seeds weight in Desi type chickpea genotypes under dryland conditions. *Seed and Plant*, 23(3): 297-310. (In Persian).
- Kanouni H, Farayedi Y, Sabaghpour SH and Saeid S. 2016. Assessment of genotype \times environment interaction effect on seed yield of chickpea (*Cicer arietinum* L.) lines under rainfed winter planting conditions. *Iranian Journal of Crop Sciences*, 18(1): 63-75. (In Persian).
- Kanouni H. 2020. An overview of chickpea breeding in Iran. Technical bulletin, Dryland Agricultural Resaerch Institute, AREEO, Tehran, No. 55945.
- Levene, H. 1960. Robust tests for equality of variances. *Essays in Honor of Harold Hotelling*. In: Olkin I, Ghurye SG, Hoefding W, Madow WG, Mann HB (eds) *Contributions to probability and statistics*. Stanford University Press, Palo Alto, p 292.

- Lin CS and Binns MR. 1988. A superiority measure of cultivar performance for cultivar \times location data. Canadian Journal of Plant Science, 68: 193-198.
- Lin CS, Binns MR and Lefkovitch LP. 1986. Stability analysis: Where do we stand? Crop Science, 26: 894-900.
- Malhotra RS and Saxena MC. 2002. Strategies for overcoming drought stress in chickpea. Caravan.17.
- Mohammadi R, Haghparast R, Amri A and Ceccarelli S. 2010. Yield stability of rainfed durum wheat and GGE biplot analysis of multi-environment trials. Crop and Pasture Science, 61: 92-101.
- Mortazavian SM, NikKhah M, Hassani HR, Sharif-al-Hosseini FA, Taheri M and Mahlooji MM. 2014. GGE-biplot and AMMI analysis of yield performance of barley genotypes across different environments. Iranian Journal of Agricultural Science and Technology, 16: 609-622.
- Özdamir S and Karadavut U. 2003. Comparison of the performance of autumn and spring Sowing of chickpeas in a temperate region. Turkish Journal of Agriculture and Forestry, 27: 345-352.
- Purchase JL, Hatting H and van Deventer CS. 2000. Genotype \times environment interaction of winter wheat (*Triticum aestivum* L.) in South Africa: II. Stability analysis of yield performance. South African Journal of Plant and Soil, 17:101-107.
- Sabaghpour SH. 2006. Challenges and approaches of dryland pulses production increment in Iran. Iranian Journal of Crop Sciences, 8, 2(30): 15-54.
- Sabaghpour SH, Mahmoudi AA, Saeid A, Kamel M and Malhotra RS. 2005. Study on chickpea drought tolerance lines under dryland condition of Iran. Indian Journal of Crop Science, 52: 102-112.
- Shiri MR, and Bahrapour T. 2015. Genotype \times environment interaction analysis using GGE biplot in grain maize (*Zea mays* L.) hybrids under different irrigation conditions. Cereal Research, 5(1):83-94. (In Persian).
- Satterthwaite FE. 1946. An approximate distribution of estimates of variance components. Biometrics Bulletin. 2:110-114.
- Singh KB, and Saxena MC. 1999. Chickpeas (The Tropical Agriculturist). Macmillan Education LTD, London and Bisingtone.
- Singh KB.1997. Chickpea (*Cicer arietinum* L.). Field Crops Research. 53.161-170.
- Steel RGD and Torrie JH. 1981. Principles and procedures of statistics: A biometrical approach. McGraw-Hill, New York, 633 pp.
- Yadav SS, Redden RJ, Chen W, and Sharma B. 2007. Chickpea breeding and management. CAB, International. Wallingford, UK, 638 p.
- Yan W and Kang MS. 2003. GGE Biplot Analysis: A Graphical Tool for Breeders, Geneticists, and Agronomists. CRC Press, Boca Raton, FL, USA.
- Yan W and Rajcan I. 2002. Biplot analysis of test sites and trait relations of soybean in Ontario. Crop Science, 42: 11-20.
- Zali H, Sabaghpour SH, Farshadfar E, Pezeshkpour P, Safikhani M, Sarparast R and Hashembeigi A. 2007. Stability analysis of yield in chickpea genotypes by additive main effects and multiplicative interaction (AMMI). Journal of Crop Production and Processing, 11(42):173-180. (In Persian).
- Zobel RW, Wright MJ and Gauch HG. 1988. Statistical analysis of a yield trial. Agronomy Journal, 80: 388-393.