

## بررسی الگوی اثرات متقابل ژنوتیپ-محیط و شناسایی لاین‌های برتر ارزیابی مرواریدی

رضا عطایی<sup>۱</sup> و مجید غلامحسینی<sup>۱</sup>

استادیار، موسسه تحقیقات اصلاح و تهیه نهال و بذر، سازمان تحقیقات، آموزش و ترویج کشاورزی، کرج.

(تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۱۱/۳ - تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۱۰/۲۴)

### چکیده

ارزن مرواریدی (*Pennisetum glaucum* L.) گیاهی متعلق به خانواده غلات است و از لحاظ اهمیت اقتصادی در بین غلات بعد از گندم، برنج، ذرت، جو و سورگوم، در رتبه ششم قرار دارد. به منظور بررسی پایداری لاین‌های امیدبخش ارزن مرواریدی، پنج لاین امیدبخش در شش منطقه (کرج، بیرجند، ورامین، یزد، گنبد و ساری) طی دو سال (۱۳۹۵-۱۳۹۶) در قالب طرح بلوک‌های کامل تصادفی و در سه تکرار کشت و مورد بررسی قرار گرفتند. نتایج تجزیه واریانس مرکب برای صفات تعداد پنجه، تعداد برگ، تعداد روز تا گل‌دهی، ارتفاع، عملکرد علوفه‌تر و خشک و عملکرد دانه نشان داد که ارقام و محیط‌های مورد آزمایش، اختلاف معنی‌داری با یکدیگر دارند و اثرات متقابل ژنوتیپ و محیط معنی‌دار بود. میانگین عملکرد علوفه‌تر کل آزمایش، ۴۰/۱۹ تن در هکتار بود و میانگین عملکرد کلیه ارقام به جز دو رقم KPM1 و KPM4 کمتر از میانگین کل بود. بررسی پایداری ژنوتیپ‌ها با استفاده از GGE بای پلات، کلیه محیط‌ها را به دو محیط بزرگ با برتری ژنوتیپ‌های KPM4 در محیط اول و KPM5 در محیط دوم تقسیم کرد. بررسی روابط بین محیط‌های آزمایش نشان داد که محیط‌های دو و چهار از قدرت تمایز بیشتری نسبت به دیگر محیط‌ها برخوردار بودند و معرف خوبی برای کلیه محیط‌های مورد بررسی می‌باشند. به طور به طور کلی نتایج این بررسی، حاکی از برتری عملکرد و پایداری خوب ژنوتیپ KPM4 در کلیه محیط‌های آزمایش بود. **واژه‌های کلیدی:** ارزن مرواریدی، بای پلات، تجزیه پایداری، عملکرد علوفه.

## Investigating the genotype-environment interactions and identification of superior lines of pearl millet

Reza Ataei<sup>1</sup> and Majid Gholamhosseini<sup>1</sup>

Seed and Plant Improvement Institute (SPII), Agricultural Research, Education & Extension Organization (AREEO), Karaj, Iran.

(Received: January 23, 2019 - Accepted: January 14, 2020)

### ABSTRACT

Pearl millet (*Pennisetum glaucum* L.) belongs to *Poaceae* family and is also the sixth most important cereal in the world after wheat, rice, maize, barley, and sorghum. In order to stability analysis of pearl millet, five new pearl millet cultivars were cultivated in six locations (Karaj, Birjand, Varamin, Yazd, Gonbad and Sari) across two years in a randomized complete block design with three replications. The results of combined analysis for number of tillers, number of leaves, days to flowering, height, fresh and dry forage yields and seed yield showed that the cultivars and the environments main effect and their interactions were significant. The total mean of fresh forage yield was 40.19 t/ha and the average of all cultivars except KPM1 and KPM4 was lower than total mean. Results of the stability analysis by GGE biplot partitioned the testing environments into two mega-environments with KPM4 and KPM5 as winning genotypes. According to discriminate ability and representativeness, the E2 and E4 environments were perfect. Overall, the results showed the superior performance and good stability of KPM4 genotype in all experimental environments.

**Keywords:** Biplot, forage yield, pearl millet, stability analysis.

## مقدمه

تأمین امنیت غذایی پایدار، مهم‌ترین هدف سیستم کشاورزی است. امروزه جمعیت جهان با رشد فزاینده‌ای روبرو است و پیش‌بینی می‌شود که جمعیت جهان تا سال ۲۰۵۰، به بیش از ۹/۸ میلیارد نفر برسد. تأمین غذا برای چنین جمعیت بزرگی، نیازمند برنامه‌ریزی وسیع برای افزایش عرضه غذا و کاهش ضایعات غذایی است (Fedoroff, 2015). بر اساس آمار وزارت جهاد کشاورزی، با وجود کاهش جمعیت دام کشور (۳۸ درصد) در ده سال اخیر (بین سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۵)، تولید شیر در حدود ۲۰ درصد افزایش داشته است و تولید گوشت قرمز در این سال‌ها تقریباً ثابت بوده است.

با این حال، پیش‌بینی می‌شود که مصرف جهانی گوشت و شیر (به عنوان دو فرآورده پروتئینی اصلی) تا سال ۲۰۳۰ در کشورهای در حال توسعه، بیش از دو برابر شود (Bosire et al., 2016)؛ بنابراین انتظار می‌رود که نیاز به علوفه در آینده با افزایش چشمگیری روبرو شود. تولید علوفه به دلیل ارتباط مستقیم با بخش دامپروری و تولید محصولات پروتئینی، یکی از مهم‌ترین بخش‌های کشاورزی است. امروزه ایران با تولید بیش از ۲۰ میلیون تن علوفه (یونجه، شیدر، ذرت علوفه‌ای و سایر گیاهان علوفه‌ای)، در وضعیت نسبتاً خوبی قرار دارد؛ با این حال بیش از ۸۰ درصد تولید علوفه کشور، از ذرت علوفه‌ای (۵۴/۷ درصد) و یونجه (۲۹/۲ درصد) تأمین می‌شود که به دلیل نیاز آبی زیاد این دو گیاه و وضعیت منابع آبی کشور، از توجیه مناسبی برخوردار نیست. بنابراین تولید علوفه از منابع مختلف به‌ویژه گونه‌های گیاهی مقاوم به خشکی با کارایی مصرف آب بالا (مانند ارزن و سورگوم)، در سال‌های آینده باید مورد توجه قرار گیرد.

ارزن مروریادی (*Pennisetum glaucum* L.) گیاهی متعلق به خانواده غلات (*Poaceae*) است و در حدود ۴۵۰۰ سال قبل میلاد از *Pennisetum glaucum* subsp. *Monidii* در مناطقی از سنگال تا سودان (امروزه به عنوان کشور مالی شناخته می‌شود) مشتق شده است و از آن‌جا به شرق و غرب آفریقا، جنوب آسیا و هند

پراکنده شده است (Brunken, 1977; Manning et al., 2011; Oumar et al., 2008). بیش از نیمی از سطح زیرکشت ارزن‌ها (۳۲ میلیون هکتار در سال ۲۰۱۶) را ارزن مروریادی به خود اختصاص داده است و از لحاظ اهمیت اقتصادی در بین غلات، بعد از گندم، برنج، ذرت، جو و سورگوم، در رتبه ششم قرار دارد (Boncompagni et al., 2018). طبق آمار فائو، سطح زیرکشت ارزن در ایران در سال ۱۳۹۶ کمتر از نه هزار هکتار با عملکرد دانه دو تن در هکتار بوده است. بخشی از سطح زیرکشت ارزن در سال‌های اخیر، به تولید علوفه اختصاص داده شده است و با توجه به کیفیت بالای علوفه ارزن، دوره رشدی کوتاه و مصرف آب کم، استقبال خوبی از گیاه ارزن به عنوان منبع تولید علوفه شده است.

این گیاه به دلیل مقاومت زیاد به تنش خشکی، تحمل مناسب به خاک‌های فقیر و ارزش غذایی خوب، امروزه به‌طور وسیعی در هند و غرب آفریقا و در مقیاس کمتر در استرالیا، برزیل، مکزیک و آمریکا کشت و کار می‌شود. این گیاه مقاومت خوبی به خشکی از خود نشان می‌دهد و در مناطقی با بارش ۳۰۰ تا ۵۰۰ میلی‌متر در سال می‌توان این گیاه را بدون آبیاری کشت نمود. با این حال، رشد گیاه وابستگی زیادی به توزیع یکنواخت بارش از خود نشان می‌دهد. علاوه بر این، ارزن مروریادی به مناطق گرم (دمای روز بیشتر از ۳۰ درجه) سازگاری خوبی دارد و بهترین دما برای جوانه‌زنی این گیاه، ۳۰-۲۰ درجه سانتی‌گراد (دمای خاک) است. ارزن‌ها و به‌ویژه ارزن مروریادی، نقش مهمی در تأمین امنیت غذایی مناطق گرم و خشک دارد و تخمین زده می‌شود که تأمین غذای بیش از ۹۰ میلیون نفر در این مناطق، به تولید ارزن وابسته است (Taylor, 2016).

افزایش عملکرد، همواره یکی از مهم‌ترین اهداف برنامه‌های اصلاحی بوده است. با وجود تلاش اصلاحگران برای معرفی ارقام پر عملکرد، اثر متقابل ژنوتیپ و محیط، باعث تغییر عملکرد در محیط‌های مختلف می‌شود (Mohammadi & Nader, 2008). اگرچه اثر متقابل ژنوتیپ-محیط از دیدگاه تکاملی برای سازگاری به محیط‌های مختلف مفید و ضروری است، اما از دیدگاه به‌هنگام‌گران گیاهی،

Yan *et al.* (2005)، سویا (Yan & Rajcan, 2002)، یولاف (Yan *et al.*, 2010) و سورگوم (Rao *et al.*, 2011) به کار گرفته شده است.

به منظور بررسی اثرات متقابل ژنوتیپ-محیط در ارزیابی مرورایدی، عملکرد دانه ارزیابی در ۹۰ ژنوتیپ (شامل ۸۱ هیبرید و نه لاین) در پنج منطقه به مدت دو سال مورد ارزیابی قرار گرفت. نتایج نشان داد که اثر متقابل ژنوتیپ-محیط، معنی دار بود و قسمت اعظم آن به صورت غیرخطی بود. نتایج تجزیه پایداری به روش ابرهات و راسل نشان داد که شش هیبرید از بین ژنوتیپ‌های مطالعه شده، دارای پایداری عملکرد خوبی در همه محیط‌های مورد مطالعه می‌باشند (Yahaya *et al.*, 2006).

نتایج بررسی تجزیه الگوی اثرات متقابل ژنوتیپ و محیط و شناسایی ژنوتیپ‌های برتر و مقاوم به زنگ در ۷۶ ژنوتیپ ارزیابی مرورایدی در چهار محیط نشان داد که بین محیط‌های مختلف و ژنوتیپ‌ها، اختلاف معنی داری وجود دارد و اثرات متقابل ژنوتیپ و محیط نیز برای صفات مورد بررسی معنی دار بود. تجزیه GGE بای پلات نشان داد که نسبت در مقایسه با محیط‌هایی که در دوره رشد زایشی گیاه بارندگی دارند، محیط‌هایی که در دوره رشد رویشی از بارندگی بیشتری برخوردار هستند، مطلوبیت بیشتری برای ژنوتیپ‌ها دارند (Lubadde *et al.*, 2017).

بررسی ۱۶ ژنوتیپ ارزیابی معمولی در ۱۴ منطقه به مدت سه سال متوالی نشان داد که واریانس اثرات متقابل ژنوتیپ-محیط، شش تا هفت برابر واریانس ژنوتیپ می‌باشد. دو ژنوتیپ N04-339 و Neimi 6 دارای عملکرد و پایداری بالایی بودند و دو محیط E10 و E14 دارای کارایی و دقت بالایی جهت گزینش ژنوتیپ‌ها بودند (Zhang *et al.*, 2016).

در پژوهشی، ۳۰ ژنوتیپ ارزیابی در چهار ناحیه مختلف مورد بررسی قرار گرفت و نتایج تجزیه آماری برای صفات تعداد روز تا گلدهی، رسیدگی و ارتفاع گیاه نشان داد که اثرات متقابل ژنوتیپ و محیط معنی دار بود و دو ژنوتیپ CZS-5 و SN-6 برای صفت تعداد روز تا

وجود اثر متقابل ژنوتیپ محیط به عنوان یک عنصر مداخله‌گر در روند معرفی ارقام مطرح است. در اصلاح نباتات، اثر متقابل متقاطع<sup>۱</sup> به دلیل ایجاد پیچیدگی و دشواری‌های زیاد در فرآیند گزینش و اصلاح رقم سازگار به محیط‌های مختلف، مهم‌تر از اثر متقابل غیرمتقاطع<sup>۲</sup> است (Baker, 1990). وجود اثر متقابل متقاطع، سبب تغییر در رتبه‌بندی ارقام می‌شود و به‌طور غیرمستقیم، تمامی جنبه‌های تصمیم‌گیری در اصلاح نباتات شامل اختصاص منابع و بودجه به برنامه‌های اصلاحی، انتخاب ژرم‌پلاس، نحوه ارزیابی ارقام و ژرم‌پلاس و استراتژی اصلاحی را تحت تأثیر قرار می‌دهد (de Leon *et al.*, 2016).

به منظور برآورد اثرات متقابل ژنوتیپ و محیط در برنامه‌های اصلاحی و تفکیک عملکرد بالا از پایداری عملکرد، روش‌های آماری مختلفی پیشنهاد شده است که برخی از پرکاربردترین آن‌ها برای بررسی کمی اثرات متقابل ژنوتیپ و محیط شامل اکووالانس ریک (Wricke, 1962)، واریانس پایداری شوکلا (Shukla, 1972)، ضریب رگرسیون ابرهات و راسل (Eberhart & Russell, 1966)، واریانس درون مکانی (Lin & Binns, 1991)، روش امی<sup>۳</sup> (Gauch & Zobel, 1988) و GGE بای پلات (Yan & Kang, 2002) است. روش GGE بای پلات، با ادغام اثر اصلی ژنوتیپ (G) و اثرات متقابل ژنوتیپ و محیط (GE) و در نظر گرفتن هم‌زمان این دو اثر، از کارایی بالایی در تشخیص ژنوتیپ‌های پایدار در محیط‌های چندگانه برخوردار است. علاوه بر این، روش GGE بای پلات بر خلاف روش‌های دیگر، به تعداد ژنوتیپ‌ها حساس نیست و از قابلیت اعتماد بالایی در تجزیه پایداری تعداد محدود ژنوتیپ برخوردار است (Rose *et al.*, 2008). این روش، به دلیل خروجی گرافیکی و سادگی تجزیه و تحلیل، یکی از پرکاربردترین روش‌ها برای تجزیه پایداری در دهه اخیر بوده است و در گیاهان مختلفی مانند ذرت (Fan *et al.*, 2007)، گندم (Roozeboom *et al.*, 2008)، پنبه (Xu, N. *et al.*, 2014)، برنج (Samonte *et al.*, )

<sup>3</sup> Additive main effects and multiplicative interaction (AMMI)

<sup>1</sup> Crossover Interaction

<sup>2</sup> Non-crossover Interaction

بیرجند، ورامین، یزد، گنبد و ساری) به مدت دو سال (۱۳۹۵-۱۳۹۴) مورد ارزیابی قرار گرفتند (جدول ۱ و ۲). به دلیل نبود رقم تجاری ارزن مرواریدی در کشور، امکان وجود رقم شاهد در این آزمایش وجود نداشت. آزمایش در تمامی محیط‌ها (ترکیبات مختلف مناطق و سال‌ها به عنوان محیط در نظر گرفته شده است)، به صورت طرح بلوک‌های کامل تصادفی در سه تکرار اجرا شد و بر اساس شرایط هر محیط (آزمون خاک انجام شده در هر محیط)، میزان مصرف کود تعیین شد. کودهای فسفات و پتاس در مرحله قبل از کاشت و کود ازته در دو مرحله قبل از کاشت و اوایل ساقه دهی گیاه مصرف شد.

گلدهی، ژنوتیپ SN-27 برای صفت رسیدگی و ژنوتیپ SIC-9 برای ارتفاع، از پایداری خوبی برخوردار بودند (Sharma & Godawat, 1991).

هدف از این مطالعه، شناسایی لاین‌های برتر ارزن مرواریدی با عملکرد علوفه بالا و پایدار در مناطق مختلف بود.

## مواد و روش‌ها

به منظور بررسی سازگاری و پایداری عملکرد لاین‌های امیدبخش ارزن مرواریدی، پنج لاین برتر گزینش شده از آزمایشات سال‌های قبل در شش منطقه (کرج،

جدول ۱- ژنوتیپ‌های مورد استفاده جهت ارزیابی پایداری عملکرد علوفه ارزن مرواریدی.

| No. | Name | Pedigree                        | Origin                   | Code |
|-----|------|---------------------------------|--------------------------|------|
| 1   | KPM1 | US-10-1-110-1-48-25-24-30-28-15 | ICRISAT, India           | G1   |
| 2   | KPM2 | IV-17-7-9-5-25-11-5-19-20       | ICRISAT, India           | G2   |
| 3   | KPM3 | IV-17-79-5-25-11-5-19-19        | ICRISAT, India           | G3   |
| 4   | KPM4 | Nutri-I-5-40-21-45-6-16         | Pacific Seeds, Australia | G4   |
| 5   | KPM5 | IV-5-38-4-45-26-18-1-23-20      | ICRISAT, India           | G5   |

ارقام با استفاده از روش دانکن و نرم‌افزارهای SAS و SPSS انجام گرفت. به دلیل این که ارقام مورد مطالعه با هدف تولید علوفه بیشتر در برنامه‌های اصلاحی گزینش شده‌اند و اغلب تولید ارزن در ایران به عنوان علوفه مورد استفاده قرار می‌گیرد، بنابراین صفت عملکرد علوفه تر به عنوان محصول نهایی در نظر گرفته شد و به روش GGE بای پلات از لحاظ پایداری عملکرد مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت.

## نتایج و بحث

نتایج آزمون نرمال بودن داده‌ها در داخل هر محیط با استفاده از دو آزمون کولموگروف-اسمیرنوف و شاپیرو-ویلک نشان داد که پراکنش داده‌ها در هر محیط، در اطراف میانگین به صورت نرمال بود (جدول ۳). بررسی همگنی واریانس خطاهای آزمایشی در ۱۲ محیط مختلف با استفاده از آزمون بارتلت نشان داد که واریانس خطاهای آزمایشی از تجانس خوبی برخوردار بود و امکان تجزیه مرکب با استفاده از تمامی داده‌های موجود وجود داشت (جدول ۴).

هر واحد آزمایشی شامل شش ردیف شش متری با فاصله ۶۰ سانتی‌متر از یکدیگر بود. کاشت بذرها لاین‌ها با توجه به دمای مطلوب رشد ارزن مرواریدی (۲۰-۳۰ درجه سانتی‌گراد دمای خاک) و شرایط آب و هوایی مناطق تحت آزمایش صورت گرفت (Hills & Penny, 2005). در طی دوره رشد، تمامی عملیات زراعی بر اساس عرف منطقه انجام شد و صفات تعداد پنجه، تعداد برگ، تعداد روز تا گلدهی، ارتفاع گیاه، عملکرد علوفه تر و خشک و عملکرد دانه با در نظر گرفتن دو ردیف انتهایی به عنوان حاشیه اندازه‌گیری شد. داده‌های جمع‌آوری شده از لحاظ آزمون نرمال بودن، با استفاده از دو آزمون کولموگروف-اسمیرنوف و شاپیرو-ویلک و با استفاده از نرم‌افزار SPSS مورد بررسی قرار گرفت و به دلیل این که تعداد ژنوتیپ‌ها کمتر از ۵۰ بود، تمرکز اصلی بر روی آزمون شاپیرو-ویلک (برای نمونه‌های کوچک) بود. تمامی تجزیه‌های بعدی با داده‌های نرمال انجام شد. تجزیه مرکب داده‌های آزمایش بر اساس اطلاعات حاصل از ۱۲ محیط (شش منطقه و دو سال) و مقایسات میانگین

جدول ۲- مشخصات محیط‌های مورد استفاده جهت ارزیابی پایداری عملکرد علوفه ارزن مرواریدی.

Table 2. Characteristics of the experimental environments

| Locations     | Years | Environment Code | Latitude | Longitude | Altitude | Average Temperature (°C) | Average Rainfall (mm) |
|---------------|-------|------------------|----------|-----------|----------|--------------------------|-----------------------|
| Karaj         | 1394  | E1               | 35° 48'  | 51° 00' E | 1312.5   | 14.2                     | 256                   |
|               | 1395  | E2               | N        |           |          |                          |                       |
| Birjand       | 1394  | E3               | 32°53' N | 59° 13' E | 1462     | 17                       | 129                   |
|               | 1395  | E4               |          |           |          |                          |                       |
| Varamin       | 1394  | E5               | 35° 32'  | 51° 46' E | 924      | 16.9                     | 156                   |
|               | 1395  | E6               | N        |           |          |                          |                       |
| Yazd          | 1394  | E7               | 32° 00'  | 55° 00' E | 1216     | 18.9                     | 55                    |
|               | 1395  | E8               | N        |           |          |                          |                       |
| Gonbad-Kavoos | 1394  | E9               | 37° 20'  | 55° 25' E | 38       | 17.8                     | 363                   |
|               | 1395  | E10              | N        |           |          |                          |                       |
| Sari          | 1394  | E11              | 36° 00'  | 53° 40'   | 43       | 16.7                     | 690                   |
|               | 1395  | E12              | N        |           |          |                          |                       |

جدول ۳- آزمون نرمال بودن داده‌ها در محیط‌های مورد بررسی.

Table 3. Normality test of data in the studied environments.

| Environments | Kolmogorov-Smirnov |      | Shapiro-Wilk |      |
|--------------|--------------------|------|--------------|------|
|              | Statistic          | Sig. | Statistic    | Sig. |
| 1            | 0.18               | 0.19 | 0.94         | 0.40 |
| 2            | 0.13               | 0.20 | 0.95         | 0.68 |
| 3            | 0.22               | 0.03 | 0.86         | 0.06 |
| 4            | 0.17               | 0.20 | 0.85         | 0.09 |
| 5            | 0.13               | 0.20 | 0.96         | 0.68 |
| 6            | 0.15               | 0.20 | 0.96         | 0.72 |
| 9            | 0.13               | 0.20 | 0.97         | 0.88 |
| 10           | 0.15               | 0.20 | 0.94         | 0.41 |
| 11           | 0.13               | 0.20 | 0.96         | 0.81 |
| 12           | 0.15               | 0.20 | 0.96         | 0.78 |

جدول ۴- آزمون بارتلت و همگنی واریانس خطاهای آزمایشی

Table 4- Bartlett's test for homogeneity of error variances.

| S.O.V        | d.f | Chi-Square | Significance |
|--------------|-----|------------|--------------|
| Environments | 11  | 17.35      | 0.0979       |

بخش بزرگی از تنوع موجود را توجیه کرد (جدول ۵). این نتایج نشان داد که ژنوتیپ‌های مورد بررسی از تنوع خوبی برای صفات ارتفاع و عملکرد علوفه برخوردار بودند و پاسخ ژنوتیپ‌ها برای این دو صفت در محیط‌های مختلف به‌طور یکسانی تغییر نمی‌کند و تحت تأثیر شرایط خاص آن محیط است (Bavandpori *et al.*, 2015). معنی‌داری اثر اصلی محیط و بزرگی واریانس ایجاد شده توسط محیط‌های آزمایشی، نشان‌دهنده تفاوت بین محیط‌ها از لحاظ ویژگی‌های جغرافیایی (مانند ارتفاع از سطح دریا) و شرایط آب و هوایی (مانند میزان بارندگی، پراکنش بارندگی و درجه حرارت) بود (Kang, 1997). نتایج مطالعات قبلی نشان داد که بخش بزرگی از واریانس ایجاد شده توسط محیط

نتایج تجزیه واریانس مرکب صفات مورد بررسی در ۱۲ محیط مختلف نشان داد که اثر اصلی محیط و نیز اثر متقابل ژنوتیپ و محیط برای تمامی صفات مورد بررسی در سطح احتمال یک درصد معنی‌دار بود (جدول ۵). توجه به معنی‌دار بودن واریانس اثر متقابل، برای آزمون اثر اصلی ژنوتیپ در جدول تجزیه واریانس و مقایسات میانگین ژنوتیپ‌ها از واریانس اثرات متقابل ژنوتیپ و محیط به عنوان واریانس خطا استفاده شد. همچنین نتایج نشان داد که اثر اصلی ژنوتیپ برای تمامی صفات به جز صفات ارتفاع و عملکرد علوفه تر معنی‌دار نبود. درصد تنوع ایجاد شده توسط محیط، از ۶۲/۳۲ درصد برای صفت ارتفاع تا ۹۳/۴۱ درصد برای صفت تعداد پنجه متغیر بود و واریانس ایجاد شده توسط محیط،

توسط محیط ایجاد می‌شود ( Temesgen *et al.*, 2015; Zhang *et al.*, 2016).

توجیه می‌شود. در مطالعات انجام‌شده بر روی ژنوتیپ‌های ارزن معمولی و لوبیا گزارش شد که به‌ترتیب بیش از ۸۶ درصد و ۸۹ درصد از واریانس کل،

جدول ۵- تجزیه مرکب صفات مورد بررسی ارزن مرواریدی بر اساس شش منطقه در دو سال آزمایش.

Table 5. Combined analysis of studied pearl millet traits based on six locations and two years.

| S.O.V                                 | d.f | MS                 |                      |                      |             |                           |                         |                    |
|---------------------------------------|-----|--------------------|----------------------|----------------------|-------------|---------------------------|-------------------------|--------------------|
|                                       |     | Tiller No.         | Leaves No.           | Days to flowering    | Height (cm) | Fresh forage yield (t/ha) | Dry forage yield (t/ha) | Seed yield (t/ha)  |
| Environments                          | 11  | 153.47**           | 3445.25**            | 1092.66**            | 3573.74**   | 2736.26**                 | 49.90**                 | 18.38**            |
| Replications within environment       | 24  | 1.02               | 95.54                | 6.19                 | 82.61       | 68.14                     | 2.98                    | 0.38               |
| Genotypes                             | 5   | 2.46 <sup>ns</sup> | 246.67 <sup>ns</sup> | 100.03 <sup>ns</sup> | 1650.46**   | 598.20**                  | 8.98 <sup>ns</sup>      | 0.35 <sup>ns</sup> |
| Genotypes × Environment               | 55  | 6.63**             | 158.64**             | 63.08**              | 329.15**    | 50.78**                   | 5.24**                  | 0.66**             |
| Error                                 | 120 | 0.71               | 54.06                | 2.84                 | 97.75       | 11.26                     | 2.32                    | 0.16               |
| Variance component by environment (%) |     | 93.41              | 86.12                | 86.38                | 62.32       | 78.97                     | 71.88                   | 92.22              |
| Variance component by genotypes (%)   |     | 1.49               | 6.12                 | 7.90                 | 28.78       | 17.26                     | 12.93                   | 1.75               |
| Variance component by interaction (%) |     | 4.03               | 3.96                 | 4.98                 | 5.74        | 1.46                      | 7.54                    | 3.31               |

ns, \* و \*\*: به ترتیب عدم معنی‌داری، معنی‌داری در سطح پنج و یک درصد.

ns, \* and \*\*: non significant and significant at 5% and 1% of probability levels, respectively.

وارپانس ایجاد شده توسط اثرات متقابل برای صفت تعداد پنجه، بیش از سه برابر وارپانس ژنوتیپ بود. همچنین وارپانس اثرات متقابل برای صفات عملکرد دانه، ۳/۳۱ درصد کل وارپانس بود و در مقایسه با وارپانس ژنوتیپ برای این صفات (۱/۷۵ درصد از وارپانس کل)، بسیار بزرگ‌تر بود (جدول ۵). بزرگی وارپانس اثر متقابل در مقایسه با وارپانس ژنوتیپ، با نتایج مطالعات صورت گرفته بر روی برنج (Lakew *et al.*, 2014)، ارزن دم روباهی (Ataei *et al.*, 2019) و ذرت (Shiri, 2013) مطابقت داشت. همچنین با توجه به معنی‌داری وارپانس اثر متقابل برای کلیه صفات، این نتایج نشان داد که وجود اثرات متقابل ژنوتیپ‌های ارزن مرواریدی با محیط‌های چندگانه، منجر به ایجاد تفاوت پاسخ‌های ژنوتیپی در محیط‌های مختلف می‌شود و نشان‌دهنده تفاوت عملکرد و رتبه‌بندی ژنوتیپ‌ها در محیط‌های مختلف است (Fikere *et al.*, 2008). نوسان عملکرد در محیط‌های مختلف و وجود اثرات متقابل ژنوتیپ و محیط بر روی انتخاب و توصیه ارقام برای مجموعه محیط‌ها تأثیر می‌گذارد (Dawson *et al.*, 2014)؛ بنابراین تعیین سازگاری و پایداری ارقام به‌منظور افزایش کارایی تولید و تعیین ارزش زراعی ارقام، از اهمیت خاصی برخوردار است. مقایسه میانگین (به روش دانکن) و رتبه‌بندی ژنوتیپ‌های مورد بررسی برای عملکرد علوفه (به عنوان محصول نهایی) در جدول ۶ نمایش داده شده است. میانگین کل آزمایش، ۴۰/۱۹ تن در هکتار بود و میانگین عملکرد کلیه ژنوتیپ‌ها بجز دو ژنوتیپ G4 و G1 کمتر از میانگین کل آزمایش بود. ژنوتیپ G4 از لحاظ تولید علوفه، پرتولیدترین ژنوتیپ بین ژنوتیپ‌های مورد آزمایش بود. مقایسه میانگین به روش دانکن نشان داد که ژنوتیپ G4 با ۴۶/۷۰ تن در هکتار تولید علوفه سبز، تفاوت فراوانی با دیگر ژنوتیپ‌ها داشت و بعد از آن ژنوتیپ G1 قرار داشت. در ۱۲ محیط مورد آزمایش، عملکرد علوفه از ۱۹/۳۹ تن در هکتار در محیط E3 تا ۶۶/۲۵ تن در هکتار در محیط E2 متغیر بود.

وارپانس ایجاد شده توسط اثرات متقابل برای صفت تعداد پنجه، بیش از سه برابر وارپانس ژنوتیپ بود. همچنین وارپانس اثرات متقابل برای صفات عملکرد دانه، ۳/۳۱ درصد کل وارپانس بود و در مقایسه با وارپانس ژنوتیپ برای این صفات (۱/۷۵ درصد از وارپانس کل)، بسیار بزرگ‌تر بود (جدول ۵). بزرگی وارپانس اثر متقابل در مقایسه با وارپانس ژنوتیپ، با نتایج مطالعات صورت گرفته بر روی برنج (Lakew *et al.*, 2014)، ارزن دم روباهی (Ataei *et al.*, 2019) و ذرت (Shiri, 2013) مطابقت داشت. همچنین با توجه به معنی‌داری وارپانس اثر متقابل برای کلیه صفات، این نتایج نشان داد که وجود اثرات متقابل ژنوتیپ‌های ارزن مرواریدی با محیط‌های چندگانه، منجر به ایجاد تفاوت پاسخ‌های ژنوتیپی در محیط‌های مختلف می‌شود و نشان‌دهنده تفاوت عملکرد و رتبه‌بندی ژنوتیپ‌ها در محیط‌های مختلف است (Fikere *et al.*, 2008). نوسان عملکرد در محیط‌های مختلف و وجود اثرات متقابل ژنوتیپ و محیط بر روی انتخاب و توصیه ارقام برای مجموعه محیط‌ها تأثیر می‌گذارد (Dawson *et al.*, 2014)؛ بنابراین تعیین سازگاری و پایداری ارقام به‌منظور افزایش کارایی تولید و تعیین ارزش زراعی ارقام، از اهمیت خاصی برخوردار است. مقایسه میانگین (به روش دانکن) و رتبه‌بندی ژنوتیپ‌های مورد بررسی برای عملکرد علوفه (به عنوان محصول نهایی) در جدول ۶ نمایش داده شده است. میانگین کل آزمایش، ۴۰/۱۹ تن در هکتار بود و میانگین عملکرد کلیه ژنوتیپ‌ها بجز دو ژنوتیپ G4 و G1 کمتر از میانگین کل آزمایش بود. ژنوتیپ G4 از لحاظ تولید علوفه، پرتولیدترین ژنوتیپ بین ژنوتیپ‌های مورد آزمایش بود. مقایسه میانگین به روش دانکن نشان داد که ژنوتیپ G4 با ۴۶/۷۰ تن در هکتار تولید علوفه سبز، تفاوت فراوانی با دیگر ژنوتیپ‌ها داشت و بعد از آن ژنوتیپ G1 قرار داشت. در ۱۲ محیط مورد آزمایش، عملکرد علوفه از ۱۹/۳۹ تن در هکتار در محیط E3 تا ۶۶/۲۵ تن در هکتار در محیط E2 متغیر بود.

جدول ۶- مقایسه میانگین و رتبه‌بندی ژنوتیپ‌های مورد بررسی در محیط‌های مختلف\*.

Table 6. Means comparison and ranking of the studied genotypes in different environments.

|       | G1                 | G2                 | G3                 | G4                 | G5                 | Means | Rank |
|-------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|-------|------|
| E1    | 54.07              | 51.10              | 48.73              | <u>59.54</u>       | 50.99              | 52.89 | 3    |
| E2    | 69.30              | 58.49              | 62.06              | <u>76.35</u>       | 65.08              | 66.25 | 1    |
| E3    | 20.04              | 20.31              | 16.40              | <u>26.22</u>       | 13.95              | 19.39 | 12   |
| E4    | 30.26              | 28.21              | 25.66              | <u>36.31</u>       | 25.32              | 29.15 | 11   |
| E5    | 49.74              | 48.68              | 47.56              | <u>58.82</u>       | 36.72              | 48.31 | 4    |
| E6    | 61.52              | 53.77              | 56.76              | <u>70.54</u>       | 51.15              | 58.75 | 2    |
| E7    | 36.00              | 35.14              | 30.98              | <u>40.76</u>       | 33.96              | 35.37 | 7    |
| E8    | 31.75              | 32.22              | 27.15              | <u>36.38</u>       | 29.50              | 31.40 | 10   |
| E9    | 33.87              | 38.20              | 27.74              | 34.08              | <u>41.51</u>       | 35.08 | 8    |
| E10   | 34.72              | 39.49              | 28.64              | 34.76              | <u>42.62</u>       | 36.05 | 5    |
| E11   | 36.23              | 31.54              | 31.70              | <u>43.86</u>       | 28.27              | 34.32 | 9    |
| E12   | 36.86              | 32.94              | 31.48              | <u>42.81</u>       | 32.87              | 35.39 | 6    |
| Means | 41.20 <sup>b</sup> | 39.18 <sup>c</sup> | 36.24 <sup>d</sup> | 46.70 <sup>a</sup> | 37.66 <sup>d</sup> | 40.19 |      |
| Rank  | 2                  | 3                  | 5                  | 1                  | 4                  |       |      |

\* ژنوتیپ‌هایی که دارای حرف یا حروف مشترک هستند از لحاظ آماری تفاوتی با یکدیگر ندارند.

Genotypes with the same letters are not significantly different.

از ۶۰ درصد واریانس کل داده‌ها و سهم اثر اصلی ژنوتیپ و اثرات متقابل بیشتر از ۱۰ درصد باشد، مدل برازش داده شده برای تجزیه اثرات متقابل کفایت می‌کند (Yan *et al.*, 2010). در این مطالعه، مجموع دو مؤلفه بیش از ۹۰ درصد از واریانس داده‌ها را توجیه کرد و واریانس مجموع اثر اصلی ژنوتیپ و اثرات متقابل ۱۸/۷۲ درصد (جدول ۵) بود؛ بنابراین می‌توان با اطمینان بالا از این روش برای تعیین تنوع موجود در داده‌های این آزمایش و تعیین ژنوتیپ (های) پایدار استفاده کرد. در روش GGE بای‌پلات، ژنوتیپ‌ها و محیط‌هایی که در سمت راست AEC<sup>۱</sup> (به صورت دایره توخالی بر روی محور X نشان داده شده است) قرار دارند، از اثرات اصلی ژنوتیپ بیشتری برخوردارند (Yan, 2002)؛ بنابراین بای‌پلات ژنوتیپ‌ها نشان داد که ژنوتیپ چهار و سه، به ترتیب بیشترین کمترین اثر اصلی ژنوتیپ را دارا بودند. این نتایج با نتایج جدول ۶ که در آن ژنوتیپ شماره چهار دارای بیشترین و ژنوتیپ سه دارای کمترین عملکرد بود، مطابقت داشت. علاوه بر این، به دلیل این که مؤلفه دوم، برآوردی از اثرات متقابل

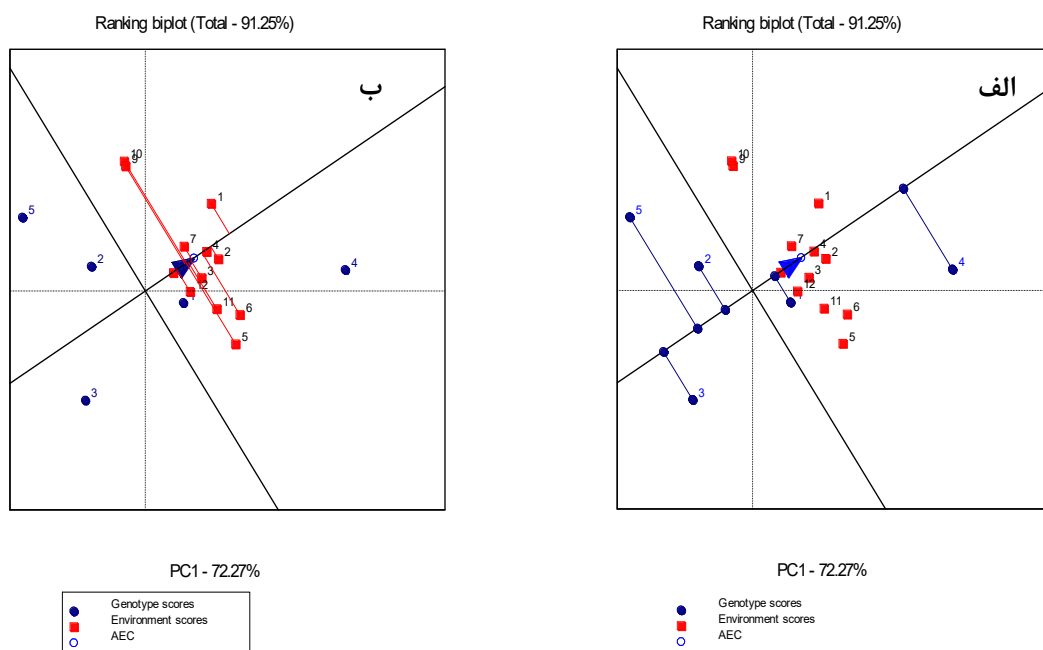
مناطق کرج و ورامین طی دو سال، به ترتیب با ۵۹/۵۷ و ۵۳/۵۳ تن تولید علوفه در هکتار، از مطلوب‌ترین محیط‌ها در این آزمایش بودند، درحالی‌که محیط‌های E3 و E4 (منطقه بیرجند طی دو سال) به ترتیب با ۱۹/۳۹ و ۲۹/۱۵ تن در هکتار، از کم‌بازده‌ترین محیط‌ها بودند. ژنوتیپ G5 در محیط E9 و E10 و ژنوتیپ G4 در بقیه محیط‌ها (ده محیط از ۱۲ محیط)، عملکرد بالاتری از بقیه ژنوتیپ‌ها داشتند (جدول ۶). تغییر رتبه ارقام در محیط‌های مختلف نشان داد که بین ژنوتیپ و محیط، اثرات متقابل وجود دارد و تأثیر آن بر روی ارقام، از نوع اثرات متقابل متقاطع است (Yan & Hunt, 2001).

تجزیه پایداری و رتبه‌بندی ژنوتیپ‌ها و محیط‌ها بر اساس عملکرد علوفه نشان داد که مؤلفه اول، ۷۷/۲۷ درصد و مؤلفه دوم، ۱۸/۹۷ درصد از واریانس کل داده‌ها را توجیه کردند (شکل ۱- الف و ب). مؤلفه اول، نشان‌دهنده اثر اصلی ژنوتیپ و مؤلفه دوم، نشان‌دهنده اثرات متقابل است (Yan, 2002). در تجزیه پایداری به روش GGE بای‌پلات، در صورتی که دو مؤلفه اول بیشتر

<sup>1</sup> Average environment coordinate

با این حال، رتبه‌بندی محیط‌ها در جدول ۶ با رتبه‌بندی محیط‌ها در شکل ۱-ب تفاوت بسیاری داشت. در جدول ۶، محیط دو، پرتولیدترین و محیط سه، کم‌تولیدترین محیط‌ها بودند، درحالی‌که در شکل ۱-ب، محیط یک، پرتولیدترین و محیط شماره هشت، کم‌تولیدترین بودند. عدم توافق بین دو روش به دلیل این است که در روش میانگین حسابی (جدول ۶)، ارزش فنوتیپی ژنوتیپ‌ها (ارزش ژنوتیپ، محیط و اثر متقابل ژنوتیپ و محیط) در روش GGE بای‌پلات، اثر محیط حذف شده است و این روش، تنها نشان‌دهنده اثر اصلی ژنوتیپ و اثرات متقابل ژنوتیپ و محیط است (Zhang *et al.*, 2010).

است، طول خطوط عمود شده از ژنوتیپ‌ها و محیط‌ها بر محور Xها، نشان‌دهنده اثرات متقابل است (Yan, 2002)؛ بنابراین بر اساس شکل ۱-الف، ژنوتیپ یک با وجود عملکرد پایین نسبت به ژنوتیپ چهار، از بیشترین پایداری (کمترین مقدار اثرات متقابل) و ژنوتیپ پنج از کمترین پایداری برخوردار بودند. شکل ۱-ب بر اساس مقیاس بندی محیط، رتبه‌بندی محیط‌ها را نشان می‌دهد. محیط‌های شماره یک، دو، سه و چهار، دارای بیشترین عملکرد بودند و بالاتر از AEC قرار گرفتند. همچنین محیط‌های چهار و هشت، دارای کمترین اثر متقابل (بیشترین پایداری) و دو محیط نه و ۱۰ از کمترین پایداری برخوردار بودند. توافق خوبی بین رتبه‌بندی ژنوتیپ‌ها به روش GGE بای‌پلات (شکل ۱الف) و روش میانگین حسابی (جدول ۶) مشاهده شد؛



شکل ۱- رتبه‌بندی ژنوتیپ‌ها (الف) و محیط‌های مورد بررسی (ب).

Figure 1. Ranking biplot of studied genotypes (a) and the environments (b).

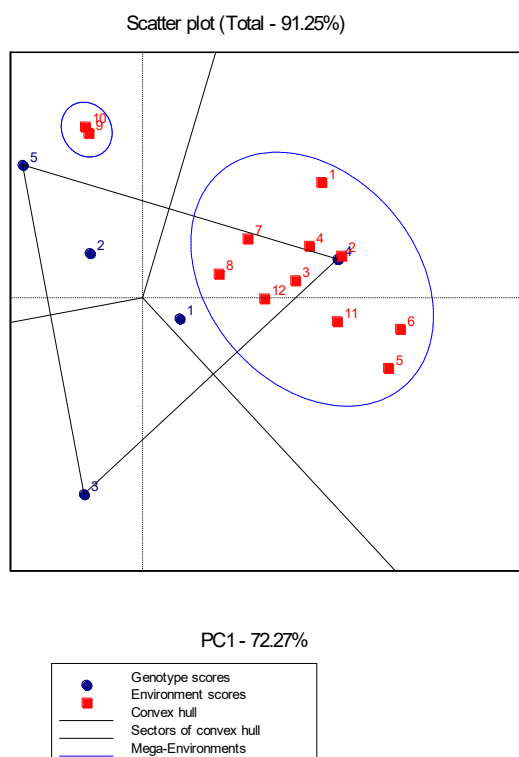
محیط‌های شماره نه و ۱۰ بود (شکل ۲). وجود محیط‌های بزرگ در این آزمایش نشان داد که الگوی اثرات متقابل از نوع متقاطع بود؛ هر چند به دلیل این که رتبه ژنوتیپ‌ها در برخی محیط‌ها بدون تغییر باقی مانده است، بنابراین الگوی اثرات متقابل، ترکیبی از اثرات متقابل متقاطع و غیر متقاطع بود. برازش چندضلعی نشان داد که ژنوتیپ شماره چهار در محیط بزرگ اول

برای شناسایی الگوی اثرات متقابل و نحوه تقسیم بندی ژنوتیپ‌ها در محیط‌ها، چندضلعی بای‌پلات به داده‌ها برازش داده شد. چندضلعی ژنوتیپ‌های ارزن مرواریدی، سه بخش مجزا و فرضی شناسایی کرد. همچنین کلیه محیط‌ها به دو محیط بزرگ تقسیم شد. محیط بزرگ اول شامل محیط‌های شماره یک، دو، سه، چهار، پنج، شش، هفت، هشت، ۱۱ و ۱۲ و محیط بزرگ دوم شامل



بود که در آن، ژنوتیپ‌های یک و دو، از کمترین اثرات متقابل برخوردار بودند. ژنوتیپ سه، با وجود این که در رأس چندضلعی قرار گرفت، اما در هیچ یک از محیط‌ها به عنوان ژنوتیپ برتر معرفی نشد. این نتایج با نتایج توصیفی جدول ۶ مطابقت کامل داشت.

و ژنوتیپ شماره پنج در محیط بزرگ دوم (گنبد کاووس در هر دو سال)، ژنوتیپ برتر بودند و سازگاری خصوصی به این محیط داشتند. علاوه بر این، ژنوتیپ‌های یک و دو که در نزدیکی مرکز چندضلعی قرار داشتند، حساسیت قابل ملاحظه‌ای به تغییرات محیطی نداشتند. این نتایج، همسو با نتایج نشان داده در شکل ۱- الف



شکل ۲- الگوی اثرات متقابل و تقسیم‌بندی محیط‌ها به محیط‌های بزرگ.

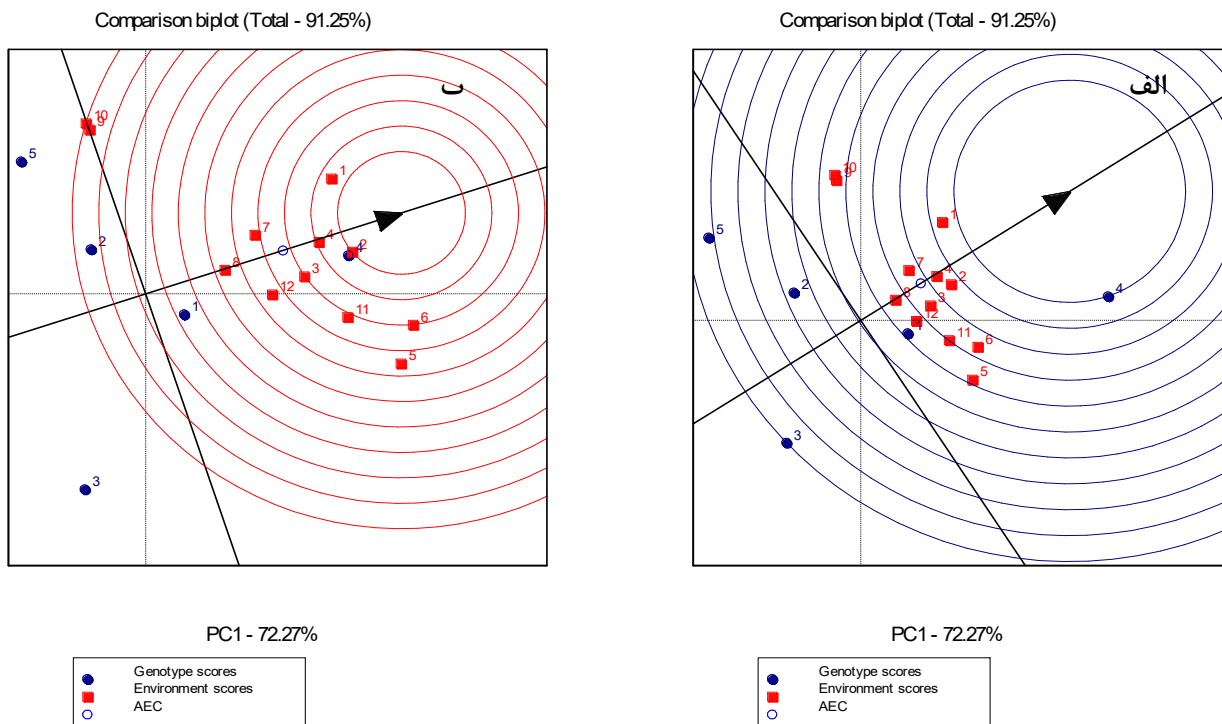
Figure 2. Genotype - environment interaction (GEI) patterns and mega-environments.

(2007). یکی از مزیت‌های تجزیه گرافیکی، پایداری شناسایی ژنوتیپ‌ها و محیط‌های ایده‌آل است. در برنامه‌های اصلاحی، گزینش ژنوتیپ‌هایی با عملکرد بالا و پایداری زیاد طی سال‌ها و مناطق مختلف، از اهمیت زیادی برخوردار است. با این که یک ژنوتیپ ایده‌آل ممکن است هیچ‌گاه در واقعیت وجود نداشته باشد، اما در تجزیه گرافیکی، ژنوتیپ ایده‌آل به صورت ژنوتیپی با عملکرد و پایداری بالا تعریف می‌شود و یک مفهوم نظری است که به عنوان یک شاخص برای گزینش ژنوتیپ‌های تحت بررسی استفاده می‌شود (Yan & Tinker, 2006).

برای ایجاد ژنوتیپ‌هایی با سازگاری خاص برای مدیریت بهتر مناطقی با تنوع اقلیمی گسترده و همچنین برای کاهش هزینه‌های برنامه‌های اصلاحی، تلاش‌های زیادی برای تعیین محیط‌های بزرگ و تعیین ژنوتیپ‌هایی با سازگاری خصوصی به این محیط‌ها صورت گرفته است (Blanche & Myers, 2006; Luo *et al.*, 2015; Yan *et al.*, 2015; Krishnamurthy *et al.*, 2017). با این حال، الگوی محیط‌های بزرگ باید در مناطق و سال‌های مختلف اعتبار سنجی شود. علاوه بر این، شرط لازم و کافی برای تعریف و کاربرد چنین محیط‌های بزرگی، تکرارپذیری است (Putto *et al.*, 2008; Yan *et al.*, 2008).

ژنوتیپ‌های یک و چهار، ایده‌آل‌ترین ژنوتیپ بین ژنوتیپ‌های مورد بررسی بودند و بعد از آن ژنوتیپ شماره دو قرار داشت.

در تجزیه گرافیکی، ژنوتیپ ایده‌آل به صورت یک دایره در مرکز نشان داده می‌شود و فاصله ژنوتیپ‌های دیگر با آن سنجیده می‌شود. با توجه به شکل ۳-الف،



شکل ۳- تعیین ژنوتیپ ایده‌آل (الف) و تعیین روابط بین محیط‌های مورد بررسی (ب).  
Figure 3. Determination of ideal genotype (a) and the relationship among studied Environments (b).

دارند. معمولاً عوامل مربوط به خاک، پایدار هستند و می‌توان به عنوان پارامتر ثابت در نظر گرفت. از طرفی، عوامل مربوط به آب و هوا در درازمدت (اقلیم) قابل پیش‌بینی است؛ در حالی که در کوتاه مدت (تغییرات آب و هوا به صورت سال به سال)، از اجزای غیر قابل پیش‌بینی تنوع محیطی هستند (Lin & Binns, 1988). علاوه بر این، فرآیند اصلاح و ایجاد رقم، معمولاً ۱۵-۱۰ سال طول می‌کشد و دو تا سه سال از این زمان، به بررسی پایداری ژنوتیپ‌ها اختصاص داده می‌شود؛ بنابراین تصمیم‌گیری درباره حذف و یا حفظ یک محیط با استفاده از داده‌های GGE بای‌پلات هنگامی مفید خواهد بود که ژنوتیپ‌های مشابه با توجه به اجزای قابل پیش‌بینی محیط (مانند عوامل مربوط به خاک و یا عوامل اقلیمی) مورد بررسی قرار گیرند.

در آزمایشات پایداری، محیط‌های آزمایش بر اساس دو ویژگی قدرت تمایز<sup>۱</sup> ژنوتیپ‌ها و معرف کل محیط‌های آزمایش بودن<sup>۲</sup> تقسیم می‌شوند (XU, N.-y. *et al.*, 2014). اگر دو محیط مشابه با یکدیگر باشند، می‌توان بدون از دست دادن اطلاعات مربوط به گزینش ژنوتیپ‌ها، یکی از دو محیط را حذف کرد (Yan *et al.*, 2007). برخی از محققین تأکید زیادی بر حذف محیط‌های مشابه بر اساس داده‌های GGE بای‌پلات دارند؛ با این حال تصمیم‌گیری برای حذف و یا حفظ یک محیط بسیار پیچیده است (Rakshit *et al.*, 2012; Zhang *et al.*, 2016; Tariku, 2017). تنوع محیطی شامل اجزای قابل پیش‌بینی و غیر قابل پیش‌بینی است. عوامل مربوط به خاک و آب و هوا، دو عامل اصلی محیطی هستند که تأثیر زیادی بر عملکرد ژنوتیپ‌ها

<sup>2</sup> - Representativeness

<sup>1</sup> - Discrimination ability

به‌طور کلی نتایج این آزمایش نشان داد که عملکرد علوفه ژنوتیپ‌های ارزن مرواریدی به‌طور قابل ملاحظه‌ای تحت تأثیر محیط و اثرات متقابل محیط و ژنوتیپ قرار داشت. ژنوتیپ‌های مورد بررسی، هر دو نوع اثر متقابل (مقاطع و غیرمقاطع) را نشان دادند. این امر نشان داد که گزینش بر اساس عملکرد نمی‌تواند پتانسیل واقعی ژنوتیپ‌ها را نشان دهد. وجود اثرات متقابل مقاطع باعث شد کلیه ۱۲ محیط مورد بررسی به دو محیط بزرگ با برتری ژنوتیپ‌های چهار و پنج تقسیم شود. بر اساس نتایج این آزمایش، ژنوتیپ‌های یک و چهار، به ترتیب با میانگین عملکرد ۴۱/۲۰ و ۴۶/۷۰ تن در هکتار، نزدیک‌ترین ژنوتیپ به ژنوتیپ ایده آل بودند و به‌طور معنی‌داری با دیگر ژنوتیپ‌ها و میانگین کل آزمایش (۴۰/۱۹) تن در هکتار اختلاف داشتند. ژنوتیپ چهار، ژنوتیپ برتر اغلب محیط‌های مورد بررسی و محیط بزرگ اول بود. بررسی‌های مزرعه‌ای نشان داد هر دو ژنوتیپ، از یکنواختی خوبی برخوردار بودند و علاوه بر این، ژنوتیپ‌های اشاره شده از سبزی‌نگی و پربری در شرایط خوبی بودند. با این حال ژنوتیپ چهار، به دلیل تفاوت عملکرد با دیگر ژنوتیپ‌ها و پایداری بیشتر، به عنوان رقم ایده‌آل معرفی شد و ترکیب خوبی از عملکرد بالا و پایداری خوب بود.

به‌طور به‌طور کلی می‌توان گفت که این نتایج هنگامی در روند اصلاح ارقام قابل کاربرد است که ژنوتیپ‌های مشابه به مدت طولانی در محیط‌های مختلف مورد ارزیابی قرار گیرند. به دلیل این‌که داده‌های مورد استفاده در GGE بای‌پلات بدون مقیاس بندی (scaling=0) بود، بنابراین طول بردار محیطی و زاویه آن با AEC در شکل ۳-ب، به ترتیب نشان‌دهنده قدرت تمایز محیط و معرف بودن آن برای تمامی محیط‌ها بود. محیط‌های پنج و شش، بیشترین طول بردار محیطی را داشتند (شکل ۳-ب)؛ بنابراین این دو محیط از قدرت تمایز بیشتری برای ژنوتیپ‌های ارزن مرواریدی برخوردار بودند. علاوه بر این، زاویه بین بردار محیطی و AEC محیط‌های چهار و هشت، کمترین مقدار ممکن را داشت؛ در حالی‌که محیط‌های نه و ۱۰، از بیشترین زاویه برخوردار بودند؛ بنابراین محیط‌های چهار و هشت، معرف خوبی برای کلیه محیط‌های آزمایش بودند. بنا به تعریف محیط ایده‌آل (محیطی با قدرت تمایز بالا و معرف بودن کلیه محیط‌ها) و با توجه به شکل ۳-ب می‌توان نشان داد که محیط‌های دو و چهار از این دو ویژگی در حد مطلوبی برخوردارند.

## نتیجه‌گیری کلی

### REFERENCES

- Ataei, R., Moghaddam, A., Nasrabad, A. A., Chabok, K., saberi, A., Zand, B., Tabatabaei, S. A., Miri, K., rahjoo, v. & Charmkhoran, m. R. (2019). Study of yield stability of foxtail millet (*Setaria italica* L.) promising lines. *Iranian Journal of Field Crop Science*, 49(4), 161-173. (In Persian).
- Baker, R. (1990). Crossover genotype-environment interaction in spring wheat, In: M. S. Kang (Ed.), *Genotype-by-environment interaction and plant breeding*. (pp. 42-51). Louisiana, USA: Louisiana State University.
- Bavandpori, F., Ahmadi, J. & Hossaini, S. M. (2015). Yield stability analysis of bread wheat lines using AMMI model. *Agricultural Communications*, 3(1), 8-15.
- Blanche, S. B. & Myers, G. O. (2006). Identifying discriminating locations for cultivar selection in Louisiana. *Crop Science*, 46(2), 946-949.
- Boncompagni, E., Orozco-Arroyo, G., Cominelli, E., Gangashetty, P. I., Grando, S., Zu, T. T. K., Daminati, M. G., Nielsen, E. & Sparvoli, F. (2018). Antinutritional factors in pearl millet grains: Phytate and goitrogens content variability and molecular characterization of genes involved in their pathways. *PLoS one*, 13(6), e0198394.
- Bosire, C. K., Krol, M. S., Mekonnen, M. M., Ogotu, J. O., de Leeuw, J., Lannerstad, M. & Hoekstra, A. Y. (2016). Meat and milk production scenarios and the associated land footprint in Kenya. *Agricultural systems*, 145, 64-75.
- Brunken, J. N. (1977). A systematic study of Pennisetum sect. Pennisetum (Gramineae). *American Journal of Botany*, 64(2), 161-176.

8. Dawson, J. C., Rivière, P., Berthelot, J.-F., Mercier, F., Kochko, P. d., Galic, N., Pin, S., Serpolay, E., Thomas, M. & Giuliano, S. (2011). Collaborative plant breeding for organic agricultural systems in developed countries. *Sustainability*, 3(8), 1206-1223.
9. de Leon, N., Jannink, J. L., Edwards, J. W. & Kaeppler, S. M. (2016). Introduction to a special issue on genotype by environment interaction. *Crop Science*, 56(5), 2081-2089.
10. Eberhart, S. t. & Russell, W. (1966). Stability parameters for comparing varieties. *Crop science*, 6(1), 36-40.
11. Fan, X.-M., Kang, M. S., Chen, H., Zhang, Y., Tan, J. & Xu, C. (2007). Yield stability of maize hybrids evaluated in multi-environment trials in Yunnan, China. *Agronomy journal*, 99(1), 220-228.
12. Fedoroff, N. V. (2015). Food in a future of 10 billion. *Agriculture & Food Security*, 4(1), 11.
13. Fikere, M., Tadesse, T. & Letta, T. (2008). Genotype-environment interactions and stability parameters for grain yield of faba bean (*Vicia faba* L.) genotypes grown in South Eastern Ethiopia. *International Journal of Sustainable Crop Production*, 3(6), 80-87.
14. Gauch, H. G. & Zobel, R. W. (1988). Predictive and postdictive success of statistical analyses of yield trials. *Theoretical and Applied Genetics*, 76(1), 1-10.
15. Hills, A. & Penny, S. A. (2005). *Guide to growing summer grain & forages in the south coast region*. Retrieved from Western Australia:
16. Kang, M. S. (1997). Using genotype-by-environment interaction for crop cultivar development. *Advances in agronomy*, 62, 199-252.
17. Krishnamurthy, S., Sharma, P., Sharma, D., Ravikiran, K., Singh, Y., Mishra, V., Burman, D., Maji, B., Mandal, S. & Sarangi, S. (2017). Identification of mega-environments and rice genotypes for general and specific adaptation to saline and alkaline stresses in India. *Scientific reports*, 7(1), 7968.
18. Lakew, T., Tariku, S., Alem, T. & Bitew, M. (2014). Agronomic performances and stability analysis of upland rice genotypes in North West Ethiopia. *International Journal of Scientific and Research Publications*, 4(4), 1-9.
19. Lin, C. & Binns, M. (1988). A method of analyzing cultivar x location x year experiments: a new stability parameter. *Theoretical and Applied Genetics*, 76(3), 425-430.
20. Lin, C. & Binns, M. (1991). Genetic properties of four types of stability parameter. *Theoretical and Applied Genetics*, 82(4), 505-509.
21. Lubadde, G., Tongoona, P., Derera, J. & Sibiya, J. (2017). Analysis of Genotype by Environment Interaction of Improved Pearl Millet for Grain Yield and Rust Resistance. *Journal of Agricultural Science*, 9(2), 188.
22. Luo, J., Pan, Y. B., Que, Y., Zhang, H., Grisham, M. P. & Xu, L. (2015). Biplot evaluation of test environments and identification of mega-environment for sugarcane cultivars in China. *Scientific reports*, 5, 15505.
23. Manning, K., Pelling, R., Higham, T., Schwenniger, J. L. & Fuller, D. Q. (2011). 4500-Year old domesticated pearl millet (*Pennisetum glaucum*) from the Tilemsi Valley, Mali: new insights into an alternative cereal domestication pathway. *Journal of Archaeological Science*, 38(2), 312-322.
24. Mikó, P., Löschenberger, F., Hiltbrunner, J., Aebi, R., Megyeri, M., Kovács, G., Molnár-Láng, M., Vida, G. & Rakszegi, M. (2014). Comparison of bread wheat varieties with different breeding origin under organic and low input management. *Euphytica*, 199(1-2), 69-80.
25. Mohammadi, R. & Nader Mahmoodi, K. (2008). Stability analysis of grain yield in barley (*Hordeum vulgare* L.). *International Journal of Plant Breeding*, 2(2), 74-78.
26. Oumar, I., Mariac, C., Pham, J. L. & Vigouroux, Y. (2008). Phylogeny and origin of pearl millet (*Pennisetum glaucum* [L.] R. Br) as revealed by microsatellite loci. *Theoretical and Applied Genetics*, 117(4), 489-497.
27. Putto, W., Patanothai, A., Jogloy, S. & Hoogenboom, G. (2008). Determination of mega-environments for peanut breeding using the CSM-CROPGRO-peanut model. *Crop Science*, 48(3), 973-982.
28. Rakshit, S., Ganapathy, K., Gomashe, S., Rathore, A., Ghorade, R., Kumar, M. N., Ganesmurthy, K., Jain, S., Kamtar, M. & Sachan, J. (2012). GGE biplot analysis to evaluate genotype, environment and their interactions in sorghum multi-location data. *Euphytica*, 185(3), 465-479.
29. Rao, P. S., Reddy, P. S., Rathore, A., Reddy, B. V. & Panwar, S. (2011). Application GGE biplot and AMMI model to evaluate sweet sorghum (*Sorghum bicolor*) hybrids for genotype× environment interaction and seasonal adaptation. *Indian Journal of Agricultural Sciences*, 81(5), 438-444.
30. Roozeboom, K. L., Schapaugh, W. T., Tuinstra, M. R., Vanderlip, R. L. & Milliken, G. A. (2008). Testing wheat in variable environments: genotype, environment, interaction effects, and grouping test locations. *Crop Science*, 48(1), 317-330.

31. Rose, L. W., Das, M. K. & Taliaferro, C. M. (2008). A comparison of dry matter yield stability assessment methods for small numbers of genotypes of bermudagrass. *Euphytica*, 164(1), 19-25.
32. Samonte, S. O. P., Wilson, L. T., McClung, A. M. & Medley, J. C. (2005). Targeting cultivars onto rice growing environments using AMMI and SREG GGE biplot analyses. *Crop Science*, 45(6), 2414-2424.
33. Sharma, A. & Godawat, S. (1991). Phenotypic stability in foxtail millet (*Setaria italica* L.). *The Indian Journal of Genetics and Plant Breeding*, 51(3), 286-288.
34. Shiri, M. (2013). Grain yield stability analysis of maize (*Zea mays* L.) hybrids under different drought stress conditions using GGE biplot analysis. *Crop Breeding Journal*, 3(2), 107-112.
35. Shukla, G. (1972). Some statistical aspects of partitioning genotype environmental components of variability. *Heredity*, 29(2), 237-245.
36. Tariku, S. (2017). Evaluation of upland rice genotypes and mega environment investigation based on GGE-biplot analysis. *Journal of Rice Research*, 5, 1-7.
37. Taylor, J. R. N. (2016). Millet: Pearl, *Reference Module in Food Science*. (Pp: 1-9): Elsevier.
38. Temesgen, T., Kenei, G., Sefera, T. & Jarso, M. (2015). Yield stability and relationships among stability parameters in faba bean (*Vicia faba* L.) genotypes. *The Crop Journal*, 3(3), 258-268.
39. Wricke, G. (1962). Uber eine Methode zur Erfassung der ökologischen Streubreite in Feldversuchen. *Journal of Plant Breeding*, 47(1), 92-95.
40. XU, N. Y., Fok, M., Zhang, G. W., Jian, L. & ZHOU, Z. G. (2014). The application of GGE biplot analysis for evaluating test locations and mega-environment investigation of cotton regional trials. *Journal of Integrative Agriculture*, 13(9), 1921-1933.
41. Xu, N., Fok, M., Zhang, G. W., Li, J. & Zhou, Z. G. (2014). The application of GGE biplot analysis for evaluating test locations and mega-environment investigation of cotton regional trials. *Journal of Integrative Agriculture*, 13(9), 1921-1933.
42. Yahaya, Y., Echekwu, C. & Mohammed, S. (2006). Yield stability analysis of pearl millet hybrids in Nigeria. *African Journal of Biotechnology*, 5(3), 249-253.
43. Yan, W. (2002). Singular-value partitioning in biplot analysis of multi-environment trial data. *Agronomy Journal*, 94(5), 990-996.
44. Yan, W., Fréreau-Reid, J., Martin, R., Pageau, D. & Mitchell-Fetch, J. (2015). How many test locations and replications are needed in crop variety trials for a target region? *Euphytica*, 202(3), 361-372.
45. Yan, W., Fréreau-Reid, J., Pageau, D., Martin, R., Mitchell-Fetch, J., Etienne, M., Rowsell, J., Scott, P., Price, M. & de Haan, B. (2010). Identifying essential test locations for oat breeding in eastern Canada. *Crop Science*, 50(2), 504-515.
46. Yan, W. & Hunt, L. (2001). Interpretation of genotype× environment interaction for winter wheat yield in Ontario. *Crop Science*, 41(1), 19-25.
47. Yan, W. & Kang, M. S. (2002). GGE biplot analysis: A graphical tool for breeders, geneticists, and agronomists. USA: CRC press.
48. Yan, W., Kang, M. S., Ma, B., Woods, S. & Cornelius, P. L. (2007). GGE biplot vs. AMMI analysis of genotype-by-environment data. *Crop Science*, 47(2), 643-653.
49. Yan, W. & Rajcan, I. (2002). Biplot analysis of test sites and trait relations of soybean in Ontario. *Crop Science*, 42(1), 11-20.
50. Yan, W. & Tinker, N. A. (2006). Biplot analysis of multi-environment trial data: Principles and applications. *Canadian journal of plant science*, 86(3), 623-645.
51. Zhang, P. P., Hui, S., Ke, X.-W., Jin, X. J., Yin, L. H., Yang, L., Yang, Q., Wang, S., Feng, N. J. & Zheng, D. F. (2016). GGE biplot analysis of yield stability and test location representativeness in proso millet (*Panicum miliaceum* L.) genotypes. *Journal of Integrative Agriculture*, 15(6), 1218-1227.
52. Zhang, Z., Fu, X., Liu, J. & Yang, H. (2010). Yield stability and testing-site representativeness in national regional trials for oat lines based on GGE-biplot analysis. *Acta Agronomica Sinica*, 36(8), 1377-1385.