Iranian Journal of Field Crop Science
Vol 49, No 4, Winter 2019 (161-173)
DOI: 10.22059/ijfcs.2018.248607.654426

علوم گیاهان زراعی ایران
دورهٔ ۴۹، شمارهٔ ۴، زمستان ۱۳۹۷ (ص۱۷۳-۱۶۱)

بررسی پایداری عملکرد علوفه لاین‌های امیدبخش ارزن دم‌روباهی (*Setaria italica* L.)

رضا عطایی[1*]، علی مقدم[2]، علی آذری نصرآباد[3]، خلیل چابک[4]، علیرضا صابری[5]، بهنام زند[6]، سید علی طباطبایی[7]، خالد میری[8]، وحید رهجو[9]، محمد رزمی چرمخوران[10]

۱، ۲، ۹ و ۱۰. موسسه تحقیقات اصلاح و تهیه نهال و بذر، سازمان تحقیقات، آموزش و ترویج کشاورزی، کرج، ایران
۳. بخش تحقیقات زراعی و باغی، مرکز تحقیقات و آموزش کشاورزی و منابع طبیعی خراسان جنوبی، سازمان تحقیقات، آموزش و ترویج کشاورزی، بیرجند، ایران
۴. بخش تحقیقات زراعی و باغی، مرکز تحقیقات و آموزش کشاورزی و منابع طبیعی مازندران، سازمان تحقیقات، آموزش و ترویج کشاورزی، ساری، ایران
۵. بخش تحقیقات زراعی و باغی، مرکز تحقیقات و آموزش کشاورزی و منابع طبیعی گلستان، سازمان تحقیقات، آموزش و ترویج کشاورزی، گرگان، ایران
۶. استادیار، بخش تحقیقات اصلاح و تهیه نهال و بذر، مرکز تحقیقات و آموزش کشاورزی و منابع طبیعی تهران، سازمان تحقیقات، آموزش و ترویج کشاورزی، ورامین، ایران
۷. دانشیار، بخش تحقیقات اصلاح و تهیه نهال و بذر، مرکز تحقیقات و آموزش کشاورزی و منابع طبیعی یزد، سازمان تحقیقات، آموزش و ترویج کشاورزی، یزد، ایران
۸. استادیار، بخش تحقیقات اصلاح و تهیه نهال و بذر، مرکز تحقیقات و آموزش کشاورزی و منابع طبیعی بلوچستان، سازمان تحقیقات، آموزش و ترویج کشاورزی، ایرانشهر، ایران

(تاریخ دریافت: ۹۶/۱۰/۰۵ - تاریخ پذیرش: ۹۶/۱۱/۲۱)

چکیده

به منظور بررسی پایداری ارزن دم‌روباهی، شش ژنوتیپ ارزن دم‌روباهی (پنج ژنوتیپ جدید و رقم باستان، به عنوان شاهد) در شش منطقه (کرج، گنبد، ورامین، یزد، ساری و بیرجند)، طی دو سال و در قالب طرح بلوک‌های کامل تصادفی، در چهار تکرار کشت شدند. نتایج تجزیه مرکب برای صفات مورد بررسی (تعداد پنجه، تعداد برگ، تعداد روز تا گلدهی، ارتفاع، عملکرد علوفه تر، عملکرد علوفه خشک و عملکرد دانه) نشان داد که اثر اصلی محیط و اثرات متقابل ژنوتیپ و محیط، برای کلیه صفات و در سطح احتمال یک درصد، اختلاف معنی‌داری با یکدیگر دارند و اثر اصلی ژنوتیپ برای کلیه صفات، به جز صفات تعداد برگ، تعداد روز تا گلدهی و ارتفاع، از لحاظ آماری معنی‌دار بود. در تمامی ژنوتیپ‌ها به‌جز ژنوتیپ **G4**، میانگین عملکرد (علوفه)، بالاتر از رقم شاهد بود. میانگین کل آزمایش، ۲۴/۷۶ تن در هکتار بود و میانگین عملکرد کلیه ارقام به‌جز دو ژنوتیپ **G3** و **G5**، کمتر از میانگین کل بود. بررسی پایداری ارقام به روش‌های مختلف (رتبه‌بندی، روش رگرسیون، اکووالانس ریک، واریانس پایداری شوکلا، ضریب تغییرات، ضریب برتری ژنوتیپ و روش **AMMI**) نشان داد که ژنوتیپ **G5**، علاوه بر عملکرد بالا، پایداری عملکرد خوبی داشت. نتایج همبستگی بین آماره‌های مختلف پایداری و عملکرد نشان داد که دو آماره شاخص برتری ژنوتیپ (**P_i**) و رتبه‌بندی ژنوتیپ‌ها (**S_1**)، دارای همبستگی منفی با عملکرد علوفه بودند و آماره‌های خوبی برای گزینش هم‌زمان ژنوتیپ‌های پایدار با عملکرد بالا بودند. آماره‌های پایداری انحراف از رگرسیون، واریانس پایداری شوکلا و اکووالانس ریک، هم‌ارز یکدیگر بودند و امکان جایگزینی این آماره‌ها با یکدیگرف در برنامه‌های اصلاحی وجود دارد. به طور کلی نتایج این آزمایش نشان داد که ژنوتیپ **G5**، علاوه بر عملکرد بالا، از پایداری خوبی در کلیه محیط‌ها برخوردار بود و می‌تواند به عنوان یک رقم جدید در آینده معرفی شود.

واژه‌های کلیدی: ارزن دم‌روباهی، تجزیه پایداری، رقم باستان، عملکرد علوفه.

Forage yield stability of foxtail millet (*Setaria italica* L.) promising lines

Reza Ataei[1*], Ali Moghaddam[2], Ali Azari- Nasrabad[3], Khalil Chabok[4], Alireza Saberi[5], Behnam Zand[6], Sayyed Ali Tabatabaee[7], Khaled Miri[8], Vahid rahjoo[9], Mohammad Razmi- Charmkhoran[10]

1, 2, 9 and 10. Seed and Plant Improvement Institute (SPII), Agricultural Research, Education & Extension Organization (AREEO), Karaj, Iran.
3. Horticulture Crops Research Department, South Khorasan Agricultural and Natural Resources Research and Education Center, Agricultural Research, Education & Extension Organization (AREEO), Birjand, Iran.
4. Horticulture Crops Research Department, Mazandaran Agricultural and Natural Resources Research and Education Center, Agricultural Research, Education & Extension Organization (AREEO), Sari, Iran.
5. Horticulture Crops Research Department, Golestan Agricultural and Natural Resources Research and Education Center, Agricultural Research, Education & Extension Organization (AREEO), Gorgan, Iran.
6. Seed and Plant Improvement Research Department, Tehran Agricultural and Natural Resources Research and Education Center, Agricultural Research, Education & Extension Organization (AREEO), Varamin, Iran.
7. Seed and Plant Improvement Research Department, Yazd Agricultural and Natural Resources Research and Education Center, Agricultural Research, Education & Extension Organization (AREEO), Yazd, Iran.
8. Seed and Plant Improvement Research Department, Baluchestan Agricultural and Natural Resources Research and Education Center, Agricultural Research, Education & Extension Organization (AREEO), Iranshahr, Iran.

(Received: December 26, 2017 - Accepted: ebruary 10, 2018)

ABSTRACT

In order to stablity analysis of foxtail millet, six foxtail millet genotypes (five new genotyps and Bastan as control) were cultivated in six locations (Karaj, Gonbad, Varamin, Yazd, Sari and Birjand) across two years in a randomized complete block design with four replications. Results of combined analysis for studied traits (number of tillers, number of leaves, days to flowering, height, fresh forage yield, dry forage yield and seed yield) showed that the environment main effect and intraction effect between genotypes and environments were significant at 1% probability level for all studied traits and genotypes. Main effects on all traits except number of leaves, days to flowering and height were significantley different. All of the studied genotypes except G4, had higher forage yield than Bastan (control). The total mean yield of fresh forage was 24.76 t/ha and the average of all cultivars except G3 and G5, was lower than total mean. The results of the stability analysis by differnrt methods (ranking, regression, Wricke oekovalenz, Shukla stability variance, CV, superiority index and AMMI stability value) showed that G5 had high yield and was the most stable genotype in the studied environments. Spearman's rank correlation between forage yield and stabilty parameters showed strong negative correlation between forage yield and superiority index (Pi) and ranking (Si). These results indicated that using Pi and S1 for simultanious selection of stable and high yielding foxtail millet genotypes would be efficent. Rregression deviation, Wricke's ecovalence and Shukla stability variance are equivalent in ranking genotypes for stability and could be substituted with each other in breeding programs. In conclusion, the results showed that G5 had high yield and good stability to all environments and could be introduced as a new cultivar.

Keywords: Bastan, forage yield, foxtail millet, stabilty analysis.

* Corresponding author E-mail: reza_ataei@ut.ac.ir

مقدمه

ارزن دم‌روباهی (*Setaria italica* L.)، یکی از قدیمی‌ترین گیاهان زراعی است که در حدود ۸۷۰۰ سال پیش، اهلی شده است و طبق گزارشات، منشأ آن، مناطقی از چین است (Shi *et al.*, 2015; Zhang *et al.*, 2012). این گیاه به دلیل مقاومت زیاد به تنش خشکی، تحمل مناسب خاک‌های فقیر و ارزش غذایی خوب، امروزه به طور وسیعی در هند، چین، ژاپن، استرالیا، آفریقای شمالی و آمریکای جنوبی کشت می‌شود (Sreenivasulu *et al.*, 2004; Suma & Urooj, 2012). دانه ارزن دم‌روباهی، حاوی ترکیباتی غنی از نشاسته، پروتئین، چربی، ویتامین‌ها و مواد معدنی و فاقد گلوتن است و به دلیل ارزش غذایی بالا، در برخی کشورهای در حال توسعه مانند هند و چین، به عنوان غذای انسان، مورد استفاده قرار می‌گیرد (Bai *et al.*, 2008). علاوه بر این، به دلیل کیفیت علوفه بالا، این گیاه به عنوان یک گیاه علوفه‌ای، در بسیاری از مناطق جهان از جمله ایران مطرح می‌باشد. ارزن دم‌روباهی، به دلیل اندازه کوچک ژنوم (در حدود۴۹۰ مگاباز)، مشابهت بسیار زیاد ژنوم این گیاه با ارزن مرواریدی (*Pennisetum glaucum* L.) و دیگر گیاهان هم‌خانواده ارزن معمولی (*Panicum miliaceum* L.) و به دلیل تنوع ژنتیکی زیاد (در حدود ۶۰۰۰ رقم)، به عنوان یک گیاه مدل برای مطالعات ژنتیکی به شمار می‌رود (Devos *et al.*, 1998; Doust *et al.*, 2009). در حدود ۱۰ هزار هکتار از مزارع کشور، به کشت ارزن (شامل ارزن معمولی، ارزن دم‌روباهی و ارزن مرواریدی) اختصاص داده شده است که عملکرد دانه آن، در حدود ۸۰۰ کیلوگرم و عملکرد علوفه آن، در حدود ۳۰ تن در هکتار می‌باشد و اغلب کشت و کار آن در استان‌های خراسان جنوبی، اصفهان، سیستان و بلوچستان، یزد، مازندران و در مناطقی از استان فارس است. یکی از دلایل عملکرد پایین ارزن دم‌روباهی در ایران، فقدان ارقام پایدار و با عملکرد بالا (تنها رقم موجود در ایران رقم باستان است که در سال ۱۳۸۸ معرفی شد) است (Mehrani *et al.*, 2013). به منظور ایجاد ارقام سازگار و با عملکرد بالا، ارزیابی تنوع ژنتیکی موجود در ژرم‌پلاسم، ضروری است (Kang, 2002). علاوه بر این، ژنوتیپ‌ها به دلیل وجود اثر متقابل ژنوتیپ- محیط، تنوع وسیعی در داخل و بین محیط‌ها از خود نشان می‌دهند؛ بنابراین مطالعه و بررسی میزان و نحوه تأثیر محیط بر ژنوتیپ‌ها، به منظور انتخاب ژنوتیپ‌های پایدار، امری ضروری است.

وجود اثر متقابل ژنوتیپ و محیط، تمامی جنبه‌های تصمیم‌گیری در اصلاح نباتات، شامل اختصاص منابع و بودجه به برنامه‌های اصلاحی، انتخاب ژرم‌پلاسم، نحوه ارزیابی ژرم‌پلاسم و استراتژی اصلاحی را تحت تأثیر قرار می‌دهد (de Leon *et al.*, 2016). مطالعات صورت گرفته به منظور تعیین اهمیت اثر متقابل ژنوتیپ و محیط نشان می‌دهد که تنها نیمی از افزایش عملکرد گیاهان در ۶۰-۵۰ سال اخیر، مربوط به اصلاح ژنتیکی گیاهان است و ۵۰ درصد افزایش عملکرد در این سال‌ها، مربوط به بهبود مدیریت و عملیات به زراعی است (Duvick, 1996). داده‌های مربوط به عملکرد جو در انگلستان بین سال‌های ۱۹۷۷-۱۹۴۶ (میانگین عملکرد در سال ۱۹۴۶، ۲/۳ تن در هکتار و در سال ۱۹۷۷، ۳/۹ تن در هکتار بود) نشان داد که سهم اصلاح ژنتیکی در افزایش عملکرد ۳۰٪-۱۰٪، سهم محیط ۶۰٪-۳۰٪ و سهم اثر متقابل ژنوتیپ-محیط ۴۵٪-۲۵ بوده است. مطالعه مشابه بر روی گندم در طی سال‌های ۱۹۷۷-۱۹۴۶ (میانگین عملکرد در سال ۱۹۴۶، ۲/۴ تن در هکتار و در سال ۱۹۷۷، ۴/۷ تن در هکتار بود) نشان داد که تنها ۴۰٪-۲۵ افزایش عملکرد در این سال‌ها، تحت تأثیر ژنتیک و اصلاح ارقام بوده است و ۷۵٪-۶۰ افزایش عملکرد، ناشی از محیط و اثرات متقابل ژنوتیپ و محیط بوده است (Simmonds, 1981). به منظور مواجهه با 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 ابرهارت و راسل (Eberhart & Russell, 1966)، واریانس درون مکانی (Lin & Binns, 1991)، روش امی[1] (Gauch & Zobel, 1988) و GGE بای‌پلات (Yan & Kang, 2002) می‌باشد.

در پژوهشی، ۳۰ ژنوتیپ ارزن دم‌روباهی 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؛ معنی‌دار بود و دو ژنوتیپ CZS-5 و SN-6 برای صفت تعداد روز تا گلدهی، ژنوتیپ SN-27 برای صفت رسیدگی و ژنوتیپ SIC-9 برای ارتفاع، از پایداری خوبی برخوردار بودند (Sharma & Godawat, 1991). به منظور بررسی اثرات متقابل ژنوتیپ-محیط در ارزن مرواریدی، عملکرد دانه ارزن مرواریدی در ۹۰ ژنوتیپ (شامل ۸۱ هیبرید و ۹ لاین) در پنج منطقه و به مدت دو سال مورد ارزیابی قرار گرفت. نتایج نشان داد که اثر متقابل ژنوتیپ- محیط معنی‌دار بود و قسمت اعظم آن، به صورت غیرخطی بود. نتایج تجزیه پایداری به روش ابرهارت 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).

بررسی ۱۶ ژنوتیپ ارزن معمولی در ۱۴ منطقه و 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. بر اساس نتایج این آزمایش، دو محیط E10 و E14، دارای کارایی و دقت بالایی جهت گزینش ژنوتیپ‌ها بودند (Zhang *et al.*, 2016). به منظور تجزیه الگوی اثرات متقابل ژنوتیپ و محیط و شناسایی ژنوتیپ‌های برتر و مقاوم به زنگ، نتایج بررسی ۷۶ ژنوتیپ ارزن مرواریدی در چهار محیط نشان داد که بین محیط‌های مختلف و ژنوتیپ‌ها، اختلاف معنی‌داری وجود دارد و اثرات متقابل ژنوتیپ و محیط نیز برای صفات مورد بررسی معنی‌دار بود. تجزیه GGE بای‌پلات نشان داد که محیط‌هایی که در دوره رشد رویشی، از بارندگی بیشتری برخوردار هستند، نسبت به محیط‌هایی که در دوره رشد زایشی گیاه، بارندگی دارند، شرایط مطلوب‌تری برای ژنوتیپ‌ها دارند (Lubadde *et al.*, 2017).

این بررسی با هدف شناسایی لاین‌های برتر ارزن دم‌روباهی، با تأکید بر عملکرد علوفه بالا و پایداری عملکرد در مناطق مختلف، طی دو سال و در شش منطقه مختلف (کرج، ورامین، ساری، بیرجند، یزد و گنبد) اجرا شد.

مواد و روش‌ها

به منظور بررسی سازگاری و پایداری عملکرد لاین‌های امیدبخش ارزن دم‌روباهی، پنج لاین برتر گزینش‌شده از آزمایشات سال‌های قبل، در شش منطقه (کرج، گنبد، ورامین، ساری، بیرجند و یزد)، به همراه رقم شاهد (رقم باستان)، به مدت دو سال (۹۵-۱۳۹۴) مورد ارزیابی قرار گرفتند (جدول ۱ و ۲). آزمایش در تمامی محیط‌ها (ترکیبات مختلف مناطق و سال‌ها، به عنوان محیط در نظر گرفته شده است)، به صورت طرح بلوک‌های کامل تصادفی و در چهار تکرار اجرا شد. بر اساس شرایط هر محیط، میزان مصرف کود تعیین شد.

جدول ۱- ژنوتیپ‌های بررسی شده در این پژوهش.
Table 1- Investigated genotypes in the study.

No.	Name	Code
1	Kfm/93-3	G1
2	Kfm/ 93-7	G2
3	Kfm/ 93-10	G3
4	Kfm/93-14	G4
5	Kfm/93-17	G5
6	Bastan (Control)	G6

هر واحد آزمایشی، شامل شش ردیف شش متری با فاصله ۶۰ سانتی‌متر از یکدیگر بود. کاشت بذر لاین‌ها، با توجه به دمای مطلوب رشد ارزن (۲۰-۱۵ درجه سانتی‌گراد) و شرایط آب و هوایی مناطق تحت آزمایش صورت گرفت (Hills & Penny, 2005). در طی دوره رشد، تمامی عملیات زراعی بر اساس عرف

1 . Additive main effects and multiplicative interaction (AMMI)

منطقه انجام گرفت و صفات تعداد پنجه، تعداد برگ، تعداد روز تا گلدهی، ارتفاع گیاه، عملکرد علوفه تر، عملکرد علوفه خشک و عملکرد دانه با در نظرگرفتن 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 اینکه 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) صورت گرفت و مقایسات میانگین ارقام، با استفاده از روش دانکن و نرم‌افزارهای SAS و SPSS انجام گرفت. به دلیل اینکه 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 عملکرد علوفه ارقام مورد آزمایش، با آماره‌های مختلف (رتبه‌بندی، ضریب تغییرات، ضریب برتری ژنوتیپ، ضریب رگرسیون، انحراف از رگرسیون، اکووالانس ریک و واریانس پایداری شوکلا) از لحاظ پایداری عملکرد (با تأکید بر عملکرد علوفه) و با استفاده از نرم‌افزارهای Gest98 و Genstat مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفتند.

جدول ۲- مشخصات محیط‌های اجرای پژوهش.

Table 2- Characteristics of experimental sites.

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

نتایج و بحث

نتایج تجزیه واریانس مرکب صفات مورد بررسی در ۱۲ محیط مختلف نشان داد که اثر اصلی محیط برای تمامی صفات مورد بررسی، در سطح احتمال یک درصد معنی‌دار بود (جدول ۳). بررسی واریانس اثرات متقابل نشان داد که اثر متقابل ژنوتیپ و محیط برای تمامی صفات مورد بررسی در این آزمایش، در سطح احتمال یک درصد معنی‌دار بود. با توجه به معنی‌دار بودن واریانس اثر متقابل، برای آزمون اثر اصلی ژنوتیپ در جدول تجزیه واریانس و مقایسات میانگین ژنوتیپ-ها 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 تعداد برگ، تعداد روز تا گلدهی و ارتفاع، در سطح احتمال یک درصد معنی‌دار بود. ضریب تغییرات صفات مورد بررسی، از ۵٪ برای تعداد روز تا گلدهی، تا ۱۴٪ برای صفت عملکرد دانه متغیر بود و بیانگر دقت بالای آزمایش در محیط‌های مختلف بود. درصد تنوع ایجاد شده توسط محیط، از ۲۹/۰۵ درصد برای صفت تعداد پنجه، تا ۸۰/۰۶ درصد برای صفت عملکرد دانه متغیر بود و واریانس ایجاد شده توسط محیط، بخش بزرگی از تنوع موجود را توجیه کرد (جدول ۳). این نتایج نشان داد که ژنوتیپ‌های مورد بررسی، از تنوع خوبی برخوردار بودند و پاسخ ژنوتیپ-ها در محیط‌های مختلف، به طور 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 آزمایش، 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 توجیه می‌شود. در مطالعات انجام شده بر روی ژنوتیپ‌های ارزن معمولی و لوبیا گزارش شد که به ترتیب، بیش از ۸۶ و ۸۹ درصد از واریانس کل، توسط محیط ایجاد می‌شود (Temesgen *et al.*, 2015; Zhang *et al.*, 2016). بزرگی واریانس ایجاد شده توسط اثرات متقابل، بسیار بیشتر از واریانس ایجاد شده توسط ژنوتیپ بود. واریانس ایجاد شده توسط اثرات متقابل برای صفت تعداد برگ، بیش از ۱۱ برابر واریانس ژنوتیپ بود. همچنین واریانس اثرات متقابل برای صفات عملکرد علوفه تر و عملکرد دانه، ۷/۵۶ و ۶/۴۸ درصد کل واریانس بود و در مقایسه با واریانس ژنوتیپ برای این صفات (به ترتیب ۶/۲۷ و ۲/۲۲ درصد از واریانس کل)، بسیار بزرگ‌تر بود (جدول ۳).

بزرگی واریانس اثر متقابل، در مقایسه با واریانس ژنوتیپ، با نتایج مطالعات صورت گرفته بر روی برنج (Lakew *et al.*, 2014) و ذرت (Shiri, 2013) مطابقت داشت. همچنین این نتایج نشان داد که وجود اثرات متقابل ژنوتیپ‌های ارزن دم‌روباهی با محیط‌های چندگانه، منجر به ایجاد تفاوت پاسخ‌های ژنوتیپی در محیط‌های مختلف شده است و نشان‌دهنده تفاوت عملکرد و رتبه‌بندی ژنوتیپ‌ها در محیط‌های مختلف می‌باشد (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.*, 2011; Mikó *et al.*, 2014)؛ بنابراین تعیین سازگاری و پایداری ارقام، به منظور افزایش کارایی تولید و تعیین ارزش زراعی ارقام، از اهمیت خاصی برخوردار است.

جدول ۳- تجزیه مرکب صفات مورد بررسی بر اساس شش منطقه و در دو سال آزمایش.

Table 3- Combined analysis of the studied 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	15.913**	16.95**	537.787**	6450.86**	1532.08**	159.944**	19.951**
Replications within environment	36	0.286	0.632	23.481	118.174	11.711	1.938	0.197
Genotypes	5	30.801**	2.664^{ns}	337.205^{ns}	1188.494^{ns}	307.77**	28.832**	1.221**
Genotypes × Environment	55	4.093**	2.824**	157.183**	527.468**	35.789**	3.160**	0.323**
Error	180	0.206	0.360	11.154	56.621	6.486	0.839	0.126
Variance component by environment (%)		29.05	42.09	30.95	58.86	76.38	76.55	80.06
Variance component by genotypes (%)		25.56	3.00	8.82	4.92	6.97	6.27	2.22
Variance component by interaction (%)		37.36	35.06	45.23	24.06	8.92	7.56	6.48
CV		0.10	0.06	0.05	0.07	0.10	0.13	0.14

ns، ** و * به ترتیب عدم معنی‌داری، معنی دار در سطح ۱ درصد و ۵ درصد.

Ns, ** and *: non-significant, significant at 1% and 5% probability levels, respectively.

مقایسه میانگین و رتبه‌بندی ژنوتیپ‌های مورد بررسی در جدول ۴ نمایش داده شده است. میانگین عملکرد علوفه رقم شاهد، در کلیه محیط‌ها، ۲۳/۲۶ تن در هکتار بود و تمامی ژنوتیپ‌های مورد بررسی به‌جز G4، با عملکرد ۲۲/۳۸ تن در هکتار، بالاتر از رقم شاهد قرار داشتند. میانگین کل آزمایش، ۲۴/۷۵ تن در هکتار بود و میانگین عملکرد کلیه ژنوتیپ‌ها به‌جز دو ژنوتیپ G3 و G5، کمتر از میانگین کل آزمایش بود. ژنوتیپ G5 از لحاظ تولید علوفه، پرتولیدترین ژنوتیپ بود. مقایسه میانگین به روش

دانکن نشان داد که ژنوتیپ G5، با تولید ۲۹/۴۲ تن علوفه سبز در هکتار، تفاوت فراوانی با دیگر ژنوتیپ‌ها و به‌ویژه با رقم شاهد داشت. در ۱۲ محیط آزمایش، عملکرد علوفه از ۸/۲۸ تن در هکتار در محیط E11 تا ۳۴/۶۸ تن در هکتار در محیط E3 متغیر بود. محیط‌های E3 و E4 (منطقه کرج طی دو سال)، به ترتیب با تولید ۳۴/۶۸ و ۳۳/۴۳ تن علوفه در هکتار، از مطلوب‌ترین محیط‌های آزمایش بودند در حالی‌که محیط‌های E11 و E12 (منطقه بیرجند طی دو سال)، به ترتیب با ۸/۲۸ و ۱۱/۹۰ تن در هکتار، ازکم-بازده‌ترین محیط‌ها بودند. ژنوتیپ‌های G1 در محیط E8، G2 در محیط E2، G3 در محیط‌های E3 و E10، رقم شاهد در محیط E1 و G5 در بقیه محیط‌ها، عملکرد بالاتری از بقیه ژنوتیپ‌ها داشتند.

جدول ۴- مقایسه میانگین و رتبه‌بندی ژنوتیپ‌های مورد بررسی در محیط‌های مختلف*.

Table 4- Means comparison and ranking of studied genotypes at different environments.

	G1	G2	G3	G4	G5	G6 (control)	Means	Rank
E1	17.58	27.92	22.83	22.46	28.21	28.21	24.53^{d}	8
E2	22.72	23.65	23.57	13.00	22.17	19.59	20.78^{e}	10
E3	35.85	29.40	42.70	29.23	38.70	32.18	34.68^{a}	1
E4	30.08	29.08	36.40	30.05	41.88	33.10	33.43^{ab}	2
E5	32.67	30.77	30.14	30.88	36.78	30.43	31.94^{b}	3
E6	28.67	28.67	27.36	27.60	34.59	31.23	29.69^{c}	4
E7	27.40	26.73	23.22	22.80	33.60	22.65	26.07^{d}	5
E8	27.94	24.54	19.79	21.84	27.72	22.25	24.01^{d}	9
E9	25.55	24.38	26.05	27.75	29.20	22.48	25.90^{d}	6
E10	23.96	20.83	31.36	25.21	31.13	22.61	25.85^{d}	7
E11	8.38	6.75	10.00	7.25	10.45	6.83	8.28^{g}	12
E12	10.30	10.02	14.22	10.63	18.60	7.63	11.90^{f}	11
Means	24.26^{b}	23.56^{b}	25.64^{b}	22.39^{b}	29.42^{a}	23.26^{b}	24.75	
Rank	3	4	2	6	1	5		

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

Means with the same letter(s) in the same columns are not significantly different.*

ژنوتیپ G5 در هشت محیط از ۱۲ محیط، رتبه اول را داشت و G4 در هیچ یک از محیط‌ها رتبه اول را نداشت. تغییر رتبه ارقام در محیط‌های مختلف، نشان دهنده اثرات متقابل ژنوتیپ و محیط و تأثیر آن بر روی ارقام، از نوع اثرات متقابل متقاطع (Crossover Interaction) است (Yan & Hunt, 2001). منطقه کرج (E3 و E4) در این آزمایش، به لحاظ عوامل محیطی، از پربازده‌ترین محیط‌ها بودد در حالی که منطقه بیرجند (E11 و E12)، به دلیل شرایط آب و هوایی خاص و بسیاری عوامل محیطی دیگر، جزو محیط‌های کم‌بازده و نامطلوب در این آزمایش بود.

نتایج نه آماره پایداری در جدول ۵ نشان داده شده است؛ آماره S_1، میانگین رتبه ژنوتیپ‌ها در کلیه محیط‌ها را اندازه‌گیری می‌کند و در حالت ایده‌آل، ژنوتیپی پایدار است که اندازه این آماره برای آن، برابر یک باشد. آماره S_2، واریانس رتبه ژنوتیپ‌ها را در کلیه محیط‌های آزمایش محاسبه می‌کند و هرچقدر واریانس رتبه کمتر باشد، پایداری ژنوتیپ بیشتر خواهد بود (Nassar & Huehn, 1987)؛ بنابراین بر اساس آماره‌های S_1 و S_2، ژنوتیپ‌های G1 و G5 در این آزمایش، از پایداری خوبی برخوردار بودند. روش‌های غیرپارامتری پایداری بر اساس رتبه‌بندی، جایگزین مناسبی برای روش‌های پارامتری است و در برنامه‌های گزینش ارقام رتبه‌بندی ژنوتیپ‌ها می‌تواند اطلاعات مهمی در اختیار اصلاحگر قرار دهد. روش رتبه‌بندی ارقام، روشی آسان و آزاد از فرضیات و توزیع پراکندگی داده‌هاست و از حساسیت کمتری نسبت به خطاهای آزمایش برخوردار است. علاوه بر این، وجود یک یا چند داده گمشده، تغییرات بزرگی در برآوردها ایجاد نمی‌کند؛ با این حال، این روش به دلیل اینکه دو آماره S_1 و S_2 با یکدیگر همبسته هستند (بکارگیری داده‌های تصحیح‌شده، فقط میزان همبستگی را تا حدودی می‌تواند کاهش دهد)، باعث ایجاد اریب در نتایج آزمایش می‌شوند (Kaya & Taner, 2003).

جدول ۵- نتایج بررسی پایداری ژنوتیپ‌های مورد بررسی در این پژوهش.

Table 5- The results of parameters stability of the studied genotypes.

	G1	G2	G3	G4	G5	G6
GY	24.26	23.56	25.64	22.39	29.42	23.26
S_1	3.33	4.16	3.25	4.33	1.50	4.41
S_2	1.69	2.51	3.69	1.69	0.82	2.08
b_i	0.988	0.897	1.025	0.946	1.086	1.058
S^2d_i	8.66	7.82	14.74	6.42	4.30	5.42
W_i	86.79	85.85	147.85	66.30	48.26	56.65
σ^2_i	9.60	9.47	17.93	6.81	4.35	5.49
CV_i	34.80	32.72	35.93	35.34	30.47	37.96
P_i	44	58	30	68	2	56
ASV	2.77	3.79	5.50	1.05	0.94	2.21

GY: عملکرد علوفه، S_1: میانگین رتبه، S_2: واریانس رتبه، b_i: ضریب رگرسیون، S^2d_i: انحراف از رگرسیون، W_i: اکووالانس ریک، σ^2_i: واریانس پایداری شوکلا، CV_i: ضریب تغییرات، P_i: ضریب برتری ژنوتیپ، ASV: آماره پایداری امی.

رتبه‌بندی ارقام، روشی دقیق برای تعیین ژنوتیپ پایدار نیست و در محاسبه آن، تنها یک شاخص عملکرد وارد می‌شود؛ بنابراین ژنوتیپ‌هایی که صرفاً عملکرد بالایی در محیط‌ها دارند، رتبه بهتری خواهند داشت. بای‌پلات میانگین ژنوتیپ‌ها بر روی شاخص‌های محیطی نشان داد که دو آماره ضریب رگرسیون (b_i) و انحراف از خط رگرسیون (S^2d_i)، در ارزیابی واکنش ژنوتیپ‌ها به شرایط محیطی، کارآمد نیست. ضریب رگرسیون همه ژنوتیپ‌ها، تفاوت معنی‌داری از یک نداشت و انحراف از رگرسیون در تمامی ژنوتیپ‌ها، به طور معنی‌داری با صفر اختلاف داشت؛ بنابراین و بر اساس ضریب رگرسیون، همه ژنوتیپ‌ها داری پاسخ متوسطی به محیط‌های آزمایش بودند و به دلیل اینکه انحراف از رگرسیون، برای تمامی ژنوتیپ‌ها بیشتر از صفر بود، تمامی ژنوتیپ‌ها از سازگاری خصوصی به محیط‌های پربازده و مطلوب برخوردار بودند (Temesgen *et al.*, 2015). با اینکه روش تجزیه پایداری بر مبنای رگرسیون، توسط بسیاری از محققین و پژوهشگران مورد استفاده قرار می‌گیرد، اما این روش با محدودیت‌هایی مواجه است. یکی از محدودیت‌های این روش این است که شاخص‌های محیطی بر اساس میانگین همه ژنوتیپ‌ها در هر محیط تعریف می‌شود و به عنوان متغیر مستقل در رگرسیون وارد می‌شود، در صورتی که بر اساس فرضیات تجزیه رگرسیون، چنین متغیری نمی‌تواند مستقل باشد، به‌ویژه هنگامی که تعداد ژنوتیپ‌ها کمتر از ۱۵ باشد (Crossa, 1990).

علاوه بر این، دامنه تغییرات ضرایب رگرسیونی، بسیار کوچک است و رتبه‌بندی ارقام و تصمیم‌گیری درباره پایداری ژنوتیپ‌ها بسیاردشوار است. محدودیت‌های تجزیه رگرسیونی، هنگامی که حتی تعداد کمی محیط‌های بسیار پربازده و یا بسیار کم-بازده وجود دارد، دوچندان می‌شود. در چنین شرایطی، ژنوتیپ‌ها به واسطه عملکرد خود در چنین محیط‌های انتهایی برازش داده می‌شوند و نتایج حاصل از آن، از قابلیت اطمینان برخوردار نیست (Fasahat *et al.*, 2015). نتایج برخی از مطالعات گذشته نشان می‌دهد که بین عملکرد ارقام و ضریب رگرسیون در این روش، همبستگی مثبت وجود دارد و ارقام با عملکرد بالا، به محیط‌های پربازده و مطلوب، سازگاری خصوصی نشان می‌دهند (Akcura *et al.*, 2006; Hoffmann *et al.*, 2009; Wachira *et al.*, 2002; Yousefi *et al.*, 2010). دو روش اکووالانس ریک (W_i) و واریانس پایداری شوکلا (σ^2_i)، روش‌هایی هم‌ارز هستند که بر اساس اثرات متقابل ژنوتیپ و محیط تعریف شده‌اند و سهم هر ژنوتیپ در تعیین اندازه اثرات متقابل ژنوتیپ و محیط را اندازه‌گیری می‌کنند. بر اساس این دو آماره، ژنوتیپ‌های G5 و G6، از کمترین اکووالانس و واریانس پایداری برخوردار بودند (پایدارتر بودند) و ژنوتیپ G3، بیشترین مقدار این دو آماره را به خود اختصاص داد و در محیط‌های مختلف، نوسان عملکرد داشت. در پژوهشی به منظور

تعیین ژنوتیپ‌های ارزن پایدار، از دو روش اکووالانس ریک و واریانس پایداری شوکلا استفاده شد و نتایج نشان داد که این دو آماره، تقریباً ژنوتیپ‌ها را به صورت مشابه را دسته‌بندی می‌کنند و اغلب ژنوتیپ‌های با عملکرد پایین، به عنوان ژنوتیپ‌های پایدار شناخته می‌شوند (Lubadde *et al.*, 2016). در برخی از مطالعات دیگر بر روی گیاهان مختلف گزارش شد که ژنوتیپ‌هایی که عملکرد پایینی دارند، در مقایسه با ژنوتیپ‌هایی با عملکرد بالا، اغلب از پایداری خوبی برخوردارند (Fikere *et al.*, 2008; Karimizadeh *et al.*, 2012; Mohammadi & Amri, 2008). با این حال، در بررسی پایداری ژنوتیپ‌های باقلا، علاوه بر ژنوتیپ‌های کم‌عملکرد، برخی ژنوتیپ‌های با عملکرد بالا، پایداری خوبی از خود نشان دادند (Temesgen *et al.*, 2015). در این آزمایش، نتایج آماره‌های اکووالانس ریک و واریانس پایداری شوکلا نشان داد که ژنوتیپ G5، با وجود عملکرد بالا، از پایداری بالایی برخوردار بود. بدون در نظر گرفتن ژنوتیپ G5، ژنوتیپ‌هایی از لحاظ این دو آماره پایدار بودند که عملکرد پایینی داشتند.

ضریب برتری ژنوتیپ (P_i)، بر اساس فاصله میانگین هر رقم در یک محیط، از میانگین رقم برتر در آن محیط اندازه‌گیری می‌شود. بنابراین هر چقدر ضریب برتری کمتر باشد، نشان‌دهنده عدم تفاوت یک ژنوتیپ با ژنوتیپ برتر می‌باشد (پایدارتر است) (Lin & Binns, 1991). نتایج برازش این آماره به ژنوتیپ‌های مورد بررسی در این آزمایش نشان داد که ژنوتیپ G5، به طور قابل ملاحظه‌ای با دیگر ارقام تفاوت دارد و پایدارتر است، در حالی که ژنوتیپ G4، دارای کمترین پایداری در بین ژنوتیپ‌ها بود. ضریب برتری ژنوتیپ، فقط تنوع غیرقابل پیش‌بینی را اندازه‌گیری می‌کند و تنوعات قابل پیش‌بینی و یا بخشی از محیط، که همواره بر روی ژنوتیپ‌ها تأثیرگذار است، در نظر گرفته نمی‌شود. بنابراین برای افزایش صحت این آماره، وجود عامل زمان (سال) در سری آزمایشات تجزیه پایداری، از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. وجود عامل زمان در آزمایشات، فرصت جداسازی تنوع غیرقابل پیش‌بینی محیط (آب و هوا) را از تنوعات قابل پیش‌بینی موجود در مناطق آزمایش (خاک مزرعه و تنوعات میکرو محیط) فراهم می‌سازد (Lin & Binns, 1988). ضریب تغییرات (CV)، نسبت انحراف معیار به میانگین ژنوتیپ است؛ بنابراین ژنوتیپ‌هایی که انحراف معیار (واریانس) کمتر و میانگین بالاتری در محیط‌های آزمایش داشته باشند، از ضریب تغییرات کمتری برخوردارند و پایدارتر هستند. بر اساس آماره ضریب تغییرات، ژنوتیپ G5 از پایداری خوبی برخوردار بود و ژنوتیپ G6 نسبت به بقیه ژنوتیپ‌ها، از نوسان عملکرد بیشتری برخوردار بود و در کلیه محیط‌های آزمایش ناپایدار بود.

تجزیه پایداری به روش امی (AMMI) و برازش مؤلفه‌های اصلی به اثرات متقابل ژنوتیپ و محیط نشان داد که چهار مؤلفه اصلی از شش مؤلفه، معنی‌دار است و دو مؤلفه اصلی، ۶۲/۳ درصد از کل اثرات متقابل ژنوتیپ و محیط را توجیه کرد. آماره پایداری امی (ASV)، اندازه فاصله از مبدأ مختصات بای پلات مؤلفه اول بر روی مؤلفه دوم است و بر اساس قضیه فیثاغورث، تعیین می‌شود. به دلیل اینکه مؤلفه اول نسبت به مؤلفه دوم، سهم بیشتری در تعیین اثرات متقابل ژنوتیپ و محیط دارد، بنابراین مؤلفه اول با نسبت مؤلفه اول به مؤلفه دوم تصحیح می‌شود و بر اساس آن، ژنوتیپ‌هایی که کمترین مقدار آماره پایداری امی را دارند، پایدارتر هستند (Purchase *et al.*, 2000). بر اساس آماره پایداری امی، ژنوتیپ‌های G5 و G4، با کمترین مقدار این آماره، از پایداری خوبی برخوردار بودند در حالی که بیشترین مقدار این آماره، به ژنوتیپ G3 در این آزمایش اختصاص داشت.

نتایج همبستگی اسپیرمن بین عملکرد و پارامترهای مختلف پایداری نشان داد که بین عملکرد و ضریب برتری ژنوتیپ (۰/۹۴-) و میانگین رتبه ژنوتیپ‌ها در کلیه محیط‌ها (۰/۹۴-)، همبستگی منفی و معنی‌دار وجود دارد (جدول ۶). به دلیل این‌که ژنوتیپ‌های با عملکرد بالا، دارای کمترین رتبه بودند، بنابراین چنین همبستگی معنی‌دار و منفی بین رتبه ژنوتیپ‌ها و عملکرد، مورد انتظار بود. هر چقدر میزان ضریب برتری ژنوتیپ (Pi) و رتبه ژنوتیپ‌ها (S_1) کمتر

باشد، ژنوتیپ پایدارتر است؛ بنابراین به دلیل همبستگی منفی این دو شاخص با عملکرد، گزینش برای مقدار کمتر این دو شاخص (ژنوتیپ‌های پایدارتر)، هم‌زمان ژنوتیپ‌های پرمحصول را گزینش خواهد کرد. همبستگی بین ضریب برتری ژنوتیپ و عملکرد در برخی از مطالعات پیشین، به صورت منفی گزارش شده است (Bantayehu, 2009; Mahtabi *et al.*, 2014). این نتایج نشان داد که ضریب برتری ژنوتیپ می‌تواند به عنوان ابزاری برای گزینش هم‌زمان ژنوتیپ‌های ارزن با عملکرد بالا و پایداری بیشتر، مورد بررسی بیشتر قرارگیرد. با این حال، همبستگی بین عملکرد و ضریب برتری ژنوتیپ در برخی مطالعات دیگر، به صورت مثبت گزارش شده است (Kılıç, 2012; Kilic *et al.*, 2010; Mut *et al.*, 2010; Temesgen *et al.*, 2015). همبستگی بین ضریب برتری ژنوتیپ و رتبه ژنوتیپ‌ها، به صورت مثبت (r=۰/۸۲) و همبستگی بین ضریب برتری ژنوتیپ با ضریب رگرسیون، به صورت منفی (r= -۰/۷۷) بود. این نتایج، مطابقت خوبی با برخی مطالعات پیشین داشت (Farshadfar *et al.*, 2012; Scapim *et al.*, 2000; Scapim *et al.*, 2010). واریانس پایداری شوکلا، انحراف از رگرسیون و اکووالانس ریک، دارای همبستگی بالایی (r=۱) با یکدیگر بودند. واریانس پایداری شوکلا، ترکیبی خطی از واریانس انحراف از خط رگرسیون و اکووالانس ریک است (Fasahat *et al.*, 2015). همبستگی مثبت و معنی‌دار بین دو آماره واریانس پایداری و اکووالانس ریک، در مطالعات مختلف گزارش شده است و نشان‌دهنده هم‌ارزی این دو آماره، در تعیین پایداری ارقام است (De la Mata *et al.*, 2012; Liu & Labuschagne, 2009; Mekbib, 2003; Mulusew *et al.*, 2009) بنابراین بکارگیری یکی از این دو آماره در مطالعات پایداری ارقام، کفایت می‌کند. با این حال، در مطالعه‌ای به منظور بررسی پایداری عملکرد ژنوتیپ‌های نیشکر، واریانس پایداری شوکلا نسبت به اکووالانس ریک ترجیح داده شد (Kang & Miller, 1984) و در مطالعه‌ای دیگر بر روی گندم دوروم، با استفاده از دو آماره واریانس پایداری شوکلا و اکووالانس ریک، همبستگی منفی بین این دو آماره گزارش شد (Akcura *et al.*, 2006).

جدول ۶- نتایج همبستگی اسپیرمن بین آماره‌های مختلف پایداری.

Table 6- Spearman correlation between different stability parameters.

	GY	S_1	S_2	b_i	S^2d_i	W_i	σ^2_i	CV_i	P_i	ASV
GY	1									
S_1	-0.94**	1								
S_2	-0.11	0.20	1							
b_i	0.54	-0.37	-0.34	1						
S^2d_i	0.08	-0.14	0.66	-0.48	1					
W_i	0.08	-0.14	0.66	-0.48	1**	1				
σ^2_i	0.08	-0.14	0.66	-0.48	1**	1**	1			
CV_i	-0.48	0.60	0.52	0.08	0.25	0.25	0.25	1		
P_i	-0.94**	0.82	0.17	-0.77	0.02	0.02	0.02	0.25	1	
ASV	0.08	-0.02	0.90**	0.42	0.88**	0.88**	0.88**	0.31	0.02	1

GY: عملکرد علوفه، S_1: میانگین رتبه، S_2: واریانس رتبه، b_i: ضریب رگرسیون، S^2d_i: انحراف از رگرسیون، W_i: اکووالانس ریک، σ^2_i: واریانس پایداری شوکلا، CV_i: ضریب تغییرات، P_i: ضریب برتری ژنوتیپ، ASV: آماره پایداری امی.

روش امی، اطلاعات خوبی در زمینه اثرات اصلی و اثرات متقابل در اختیار اصلاحگران قرار می‌دهد و روشی توانمند، برای تشریح پاسخ سازگاری ژنوتیپ‌ها به محیط‌های مختلف است (Annicchiarico, 1997; Fasahat *et al.*, 2014). با وجود این‌که روش امی نسبت به دیگر روش‌های پایداری، نیازمند تعداد زیادتری ژنوتیپ، تعداد کمتری تکرار و ارزیابی‌های دقیق طی چندین سال می‌باشد، با این حال روش امی در این پژوهش، مشابه با دیگر روش‌های تجزیه پایداری، ژنوتیپ G5 را به عنوان ژنوتیپ پایدار شناسایی کرد. در این مطالعه، همبستگی بالایی بین آماره پایداری امی با واریانس رتبه، واریانس انحراف از رگرسیون، واریانس پایداری شوکلا و اکووالانس ریک وجود داشت. مشابه با نتایج این پژوهش، همبستگی

بین این آماره‌های پایداری در مطالعات انجام گرفته بر روی نخود (Goa & Mohammed, 2013; Mulusew *et al.*, 2009)، گندم دوروم (Mohammadi & Amri, 2008) و درخت کائوچو (Gouvêa *et al.*, 2012) گزارش شده است.

نتیجه‌گیری کلی

تجزیه پایداری، به منظور گزینش ژنوتیپ‌های برتر، امکان گزینش صحیح ژنوتیپ‌ها (با عملکرد یکنواخت در محیط‌های مختلف) و شناسایی علت ایجاد اثرات متقابل و در صورت لزوم، تصحیح آن را فراهم می‌آورد. در این پژوهش، آماره‌های پایداری مختلفی برای تعیین ژنوتیپ‌های پایدار (با تأکید بر عملکرد علوفه) ارزن دم‌روباهی مورد استفاده قرار گرفت. با وجود این‌که توافق قطعی بر روی ژنوتیپ‌های ناپایدار، با روش‌های مختلف تجزیه پایداری در این مطالعه وجود نداشت، با این حال، کلیه آماره‌های پایداری مورد استفاده، ژنوتیپ G5 را به عنوان ژنوتیپ پایدار شناسایی کردند. برخلاف این واقعیت که هم‌زمانی پایداری و عملکرد بالا، به ندرت وجود دارد، ژنوتیپ G5، علاوه بر پایداری بالا، از لحاظ عملکرد علوفه، بالاترین مقدار را بین ژنوتیپ‌های مورد بررسی در این پژوهش داشت. همبستگی منفی دو آماره شاخص برتری ژنوتیپ (P_i) و رتبه‌بندی ژنوتیپ‌ها (S_1) با عملکرد، نشان داد که استفاده از این دو آماره برای گزینش ژنوتیپ‌های پایدار ارزن دم‌روباهی در برنامه‌های اصلاحی، امکان گزینش هم‌زمان ژنوتیپ‌های پایدار با عملکرد بالا را فراهم می‌آورد. سه آماره واریانس پایداری شوکلا، واریانس انحراف از رگرسیون و اکووالانس ریک، همبستگی بالایی ($r=1$) با یکدیگر داشتند؛ بنابراین استفاده هم‌زمان از این آماره‌ها برای گزینش ژنوتیپ‌ها، کمتر مفید خواهد بود.

REFERENCES

1. Akcura, M., Kaya, Y., Taner, S. & Ayranci, R. (2006). Parametric stability analyses for grain yield of durum wheat. *Plant Soil and Environment*, 52(6), 254-261.
2. Annicchiarico, P. (1997). Additive main effects and multiplicative interaction (AMMI) analysis of genotype-location interaction in variety trials repeated over years. *Theoretical and applied genetics*, 94(8), 1072-1077.
3. Bai, Q., Fan, G., Gu, Z., Cao, X. & Gu, F. (2008). Effects of culture conditions on γ-aminobutyric acid accumulation during germination of foxtail millet (*Setaria italica* L.). *European Food Research and Technology*, 228(2), 169-175.
4. Bantayehu, M. (2009). Analysis and correlation of stability parameters in malting barley. *African Crop Science Journal*, 17(3), 145-153.
5. Bavandpori, F., Ahmadi, J. & Hossaini, S. M. (2015). Yield stability analysis of bread wheat lines using AMMI model. *Agricultural Communications*, 3(1), 8-15.
6. Crossa, J. (1990). Statistical analyses of multilocation trials. *Advances in agronomy*, 44, 55-85.
7. Dawson, J. C., Rivière, P., Berthellot, 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.
8. De la Mata ,R., Voltas, J. & Zas, R. (2012). Phenotypic plasticity and climatic adaptation in an Atlantic maritime pine breeding population. *Annals of forest science*, 69(4), 477-487.
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. Devos, K. M., Wang, Z., Beales, J., Sasaki, T. & Gale, M. (1998). Comparative genetic maps of foxtail millet (*Setaria italica*) and rice (*Oryza sativa*). *Theoretical and applied genetics*, 96(1), 63-68.
11. Doust, A. N., Kellogg, E. A., Devos, K. M. & Bennetzen, J. L. (2009). Foxtail millet: a sequence-driven grass model system. *Plant Physiology*, 149(1), 137-141.
12. Duvick, D. N. (1996). Plant breeding, an evolutionary concept. *Crop Science*, 36(3), 539-548.
13. Eberhart, S. t. & Russell, W. (1966). Stability parameters for comparing varieties. *Crop Science*, 6(1), 36-40.
14. Farshadfar, E., Sabaghpour, S. H. & Zali, H. (2012). Comparison of parametric and non-parametric stability statistics for selecting stable chickpea (*Cicer arietinum* L.) genotypes under diverse environments. *Australian Journal of Crop Science*, 6(3), 514- 524.

15. Fasahat, P., Muhammad, K., Abdullah, A., Bhuiyan, M. A. R., Ngu, M. S., Gauch, H. G. & Ratnam, W. (2014). Genotype× environment assessment for grain quality traits in rice. *Communications in Biometry and Crop Science*, 9(2), 71-82.
16. Fasahat, P., Rajabi, A., Mahmoudi, S., Noghabi, M. & Rad, J. (2015). An overview on the use of stability parameters in plant breeding .*Biometrics & Biostatistics International Journal*, 2(5), 1-11.
17. 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.
18. 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.
19. Goa, Y. & Mohammed, H. (2013). Genotype x environment interaction and yield stability in Field pea (*pisum sativum* L.) tested over different locations in Southern Ethiopia. *Journal of Biology, Agriculture and Healthcare*, 3(19), 91-100.
20. Gouvêa, L. R. L., Silva, G. A. P., Verardi, C. K ,.Silva, J. Q., Scaloppi-Junior, E. J. & De Souza Gonçalves, P. (2012). Temporal stability of vigor in rubber tree genotypes in the pre-and post-tapping phases using different methods. *Euphytica*, 186(3), 625-634.
21. Hills, A. & Penny, S.-A. (2005). *Guide to growing summer grain & forages in the south coast region*. Retrieved from Western Australia.
22. Hoffmann, C. M., Huijbregts, T., van Swaaij, N. & Jansen, R. (2009). Impact of different environments in Europe on yield and quality of sugar beet genotypes. *European Journal of Agronomy*, 30(1), 17-26.
23. Kang, M. & Miller, J. (1984). Genotype x environment interactions for cane and sugar yield and their implications in sugarcane breeding. *Crop Science*, 24(3), 435-440.
24. Kang, M. S. (1997). Using genotype-by-environment interaction for crop cultivar development. *Advances in agronomy*, 62, 199-252.
25. Kang, M. S. (2002). Genotype-environment interaction: progress and prospects, *Quantitative genetics, genomics and plant breeding*. (pp. 221-243). USA: CABI.
26. Karimizadeh, R., Mohammadi, M., Sabaghnia, N. & Shefazadeh, M. K. (2012). Using different aspects of stability concepts for interpreting genotype by environment interaction of some lentil genotypes. *Australian Journal of Crop Science*, 6(6), 1017-1023.
27. Kaya, Y. & Taner, S. (2003). Estimating genotypic ranks by nonparametric stability analysis in bread wheat (*Triticum aestivum* L.). *Journal of Central European Agriculture*, 4(1), 47-54.
28. Kılıç, H. (2012). Assessment of parametric and non-parametric methods for selecting stable and adapted spring bread wheat genotypes in multi-environments. *Journal of Animal and Plant Sciences*, 22(2), 390-398.
29. Kilic, H., Akçura, M. & AKTAS, H. (2010). Assessment of parametric and non-parametric methods for selecting stable and adapted durum wheat genotypes in multi-environments. *Notulae Botanicae Horti Agrobotanici Cluj-Napoca*, 38(3), 271-279.
30. 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.
31. 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.
32. Lin, C. & Binns, M. (1991). Genetic properties of four types of stability parameter. *Theoretical and applied genetics*, 82(4), 505-509.
33. Liu, Y. & Labuschagne, M. (2009). The influence of environment and season on stalk yield in kenaf. *industrial crops and products*, 29(2), 377-380.
34. Lubadde, G., Ebiyau, J., Akello, B. & Ugen, M. (2016). Comparison and suitability of genotype by environment analysis methods for yield-related traits of pearl millet. *Uganda Journal of Agricultural Sciences*, 17(1), 51-66.
35. 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.
36. Mahtabi, E., Farshadfar, E. & Jowkar, M. M. (2014). Stability analysis of yield and yield components in chickpea genotypes. *Agricultural Communication*, 2, 1-8.
37. Mehrani, A., Mosavat, A., Shushi, A. A., Abbasi, M. R., Najafinejad, H., Tabatabaii, S. A. & Ghasemi, A. (2013). Cultivar release: bastan, a new foxtail millet cultivar adapted to short growing season for forage production. *Seed and plant production journal*, 29(4), 865-867.

38. Mekbib, F. (2003). Yield stability in common bean (*Phaseolus vulgaris* L.) genotypes. *Euphytica*, 130(2), 147-153.
39. 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.
40. Mohammadi, R. & Amri, A.(2008) .Comparison of parametric and non-parametric methods for selecting stable and adapted durum wheat genotypes in variable environments. *Euphytica*, 159(3), 419-432.
41. Mulusew, F., Edossa, F., Tadele, T. & Teshome, L. (2009). Parametric stability analyses in field pea (Pisum sativum L.) under South Eastern Ethiopian condition. *World Journal of Agricultural Sciences*, 5(2), 146-151.
42. Mut, Z., Gülümser, A. & Sirat, A. (2010). Comparison of stability statistics for yield in barley (Hordeum vulgare L.). *African Journal of Biotechnology*, 9(11), 1610-1618.
43. Nassar, R. & Huehn, M. (1987). Studies on estimation of phenotypic stability: Tests of significance for nonparametric measures of phenotypic stability. *Biometrics*, 45-53.
44. Purchase, J., Hatting, H. & Van Deventer, C. (2000). Genotype× 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(3), 101-107.
45. Scapim, C. A., Oliveira, V. R., Cruz, C. D., Andrade, C. A. d. B. & Vidigal, M. C. G. (2000). Yield stability in maize (*Zea mays* L.) and correlations among the parameters of the Eberhart and Russell, Lin and Binns and Huehn models. *Genetics and Molecular Biology*, 23(2), 387-393.
46. Scapim, C. A., Pacheco ,C. A. P., Do Amaral Júnior, A. T., Vieira, R. A., Pinto, R. J. B. & Conrado, T. V. (2010). Correlations between the stability and adaptability statistics of popcorn cultivars. *Euphytica*, 174(2), 209-218.
47. 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.
48. Shi, Y., Ma, Y., Zhang, R., Ma, H. & Liu, B. (2015). Preparation and characterization of foxtail millet bran oil using subcritical propane and supercritical carbon dioxide extraction. *Journal of food science and technology*, 52(5), 3099-3104.
49. 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.
50. Shukla, G. (1972). Some statistical aspects of partitioning genotype environmental components of variability. *Heredity*, 29(2), 237-245.
51. Simmonds, N. W. (1981). Genotype (G), environment (E) and GE components of crop yields . *Experimental Agriculture*, 17(4), 355-362.
52. Sreenivasulu, N., Miranda, M., Prakash, H. S., Wobus, U. & Weschke, W. (2004). Transcriptome changes in foxtail millet genotypes at high salinity: Identification and characterization of a *PHGPX* gene specifically up-regulated by NaCl in a salt-tolerant line. *Journal of plant physiology*, 161(4), 467-477.
53. Suma, P. F. & Urooj, A. (2012). Antioxidant activity of extracts from foxtail millet (*Setaria italica*). *Journal of food science and technology*, 49(4), 500-504.
54. Temesgen, T., Keneni, 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.
55. Wachira, F., Ng'etich, W., Omolo, J. & Mamati, G. (2002). Genotype ×environment interactions for tea yields. *Euphytica*, 127(2), 289-297.
56. Wricke, G. (1962). Uber eine Methode zur Erfassung der okologischen Streubreite in Feldversuchen. *Journal of Plant Breeding*, 47(1), 92-95.
57. Yahaya, Y., Echekwu, C. & Mohammed, S. (2006). Yield stability analysis of pearl millet hybrids in Nigeria. *African Journal of Biotechnology*, 5(3), 249-253.
58. Yan, W. & Hunt, L. (2001). Interpretation of genotype× environment interaction for winter wheat yield in Ontario. *Crop Science*, 41(1), 19-25.
59. Yan ,W. & Kang, M. S. (2002). GGE biplot analysis: A graphical tool for breeders, geneticists, and agronomists. USA: CRC press.
60. Yousefi, B., Tabaie-Aghdaie, S., Assareh, M. & Darvish, F. (2010). Evaluation of Stability Parameters for Discrimination of Stable ,Adaptable and High Flower Yielding Landraces of Rosa damascena. *Journal of Agricultural Science and Technology*, 13, 99-110.

61. Zhang, G., Liu, X., Quan, Z., Cheng, S., Xu, X., Pan, S., Xie, M., Zeng, P., Yue, Z. & Wang, W. (2012). Genome sequence of foxtail millet (*Setaria italica*) provides insights into grass evolution and biofuel potential. *Nature biotechnology*, 30(6), 549-554.
62. 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.