

مقدمه

ارقام محلی ضمن برخورداری از سازگاری وسیع در شرایط مختلف محیطی، به عنوان یک منبع با ارزش در ایجاد جمعیت‌های اصلاحی به حساب می‌آیند. در بسیاری از استان‌های مختلف کشور با شرایط آب و هوایی متفاوت، ارقام محلی استان‌های شمالی کشور مانند رقم هاشمی، دمسیاه، بینام، سنگ‌طارم و علی‌کاظمی مورد کشت و کار قرار می‌گیرند که بیانگر سازگاری وسیع این ارقام نسبت به شرایط محیطی مختلف می‌باشد. بالا بودن کیفیت پخت و بازارپسندی این ارقام از دلایل مهم کشت آن‌ها با وجود تولید پایین، حساسیت به بیماری و عارضه خوابیدگی در مناطق شمالی و حتی سایر استان‌ها می‌باشد. لازم به ذکر است که ارقام اصلاح‌شده پرمحصول که تا کنون معرفی شده‌اند، علی‌رغم پنجه‌زنی بالا و مقاومت نسبت به بیماری بلاست و عملکرد بالا، بدلیل دیررس بودن و ضعف خصوصیات کیفی دانه (مخصوصاً کیفیت پخت) در رقابت با ارقام بومی توفیق چندانی نداشته‌اند و از این‌رو با استقبال کم در بازار مواجه و به قیمت نازل‌تری خریداری می‌شوند. بنابراین، دستیابی به ارقام نسبتاً پرمحصول زودرس و مشابه ارقام محلی که دارای خصوصیات مناسب پخت باشند، در اولویت برنامه‌های تحقیقاتی قرار دارد. بحران آب و پیامدهای ناشی از کمبود آن، مشکل دیگری است که در سال‌های اخیر باعث کم‌شدن سطح زیرکشت ارقام پرمحصول در مناطق برنج‌خیز شده است. نیاز آبی در ارقام اصلاح‌شده پرمحصول دیررس نسبت به ارقام محلی زودرس بیشتر بوده و به همین دلیل ارقام اصلاح‌شده‌ای که به نوعی در سال‌های اخیر مورد استقبال کشاورزان قرار گرفته بودند از نظر سطح زیر کشت کاهش قابل توجه‌ای نشان دادند (Allahgholipour et al., 2014).

اثر متقابل ژنوتیپ × محیط برای پژوهشگران علوم اصلاح نباتات دارای اهمیت ویژه‌ای است و یکی از مسایل پیچیده برنامه‌های به‌نژادی برای تهیه ژنوتیپ‌های پرمحصول به شمار می‌رود (Cornelius and Crossa, 2007; Yan et al., 2006; Gauch, 1999). وجود اثر متقابل ژنوتیپ × محیط باعث کاهش بازده روش‌های اصلاحی شده و مانع از گسترش و توسعه ارقام اصلاح‌شده می‌شود و محققین را وادار می‌سازد تا برای مکان‌های مختلف ژنوتیپ‌های متفاوتی را اصلاح کنند (Becker and Leon, 1988; Crossa et al., 1990). آگاهی از اثر متقابل ژنوتیپ × محیط به به‌نژادگران کمک می‌کند تا

بتوانند ژنوتیپ‌ها را با دقت بیشتری ارزیابی کرده و ژنوتیپ‌های برتر از نظر پایداری و عملکرد بالا را انتخاب کنند (Lin et al., 1986; Roy, 2000). روش‌های گوناگونی برای بررسی اثر متقابل ژنوتیپ × محیط و تعیین ژنوتیپ‌های پایدار ارائه شده است که شامل روش‌های پارامتری تک‌متغیره، چندمتغیره و ناپارامتری هستند. اگرچه استفاده از روش‌های پارامتری تک‌متغیره و ناپارامتری آسان است، ولی این روش‌ها نمی‌توانند ماهیت پیچیده و چندبعدی اثر متقابل را به خوبی تفسیر کنند و از این‌رو استفاده از روش‌های چندمتغیره برای رفع این مشکل پیشنهاد شده است (Gauch, 1988; Zobel et al., 2004; Moreno-Gonzalez et al., 2004).

روش نوین GGE بای‌پلات (Yan et al., 2000) با استفاده از ویژگی‌های نمودار بای‌پلات (Gabriel, 1971) و روش چندمتغیره تجزیه به مولفه‌های اصلی معرفی شد. این روش بر خلاف مرسوم‌ترین روش چندمتغیره تجزیه پایداری که تنها اثر متقابل ژنوتیپ × محیط را مدنظر قرار می‌دهد، از اثر اصلی ژنوتیپ نیز استفاده می‌کند. پژوهش‌های متعدد نشان داده است که در بیشتر آزمایش‌های تجزیه پایداری اثر اصلی محیط زیاد است، در حالی که تغییرات توجیه‌شده به وسیله اثر اصلی ژنوتیپ و اثر متقابل ژنوتیپ × محیط که قابل توصیه و تفسیر هستند، کم است. از آنجایی که محیط عاملی نیست که بتوان آن را کنترل کرد، از این‌رو در روش GGE بای‌پلات از منابع تغییرات ژنوتیپ و اثر متقابل ژنوتیپ × محیط استفاده می‌شود تا بتوان نتایج قابل اعتمادی را به دست آورد (Yan et al., 2000, 2007). مدل رگرسیون مکانی (SREG) (Site regression) بر اساس اثر متقابل ژنوتیپ × محیط و نیز اثر اصلی ژنوتیپ استوار است. با توجه به اینکه در آزمایش‌های ناحیه‌ای عملکرد، محیط بیشترین منبع ایجاد تغییرات بوده و علاوه بر آن غیرقابل کنترل است (Yan et al., 2000) و از طرفی مدل AMMI فقط از اثر متقابل ژنوتیپ × محیط برای تفسیر پایداری استفاده می‌کند، بنابراین به نظر می‌رسد که استفاد از دو منبع اثر ژنوتیپ و اثر متقابل ژنوتیپ × محیط نتایج بهتر و موثرتری در بر داشته باشد.

روش رگرسیون مکانی GGE بای‌پلات با توجه به کاربرد اثر ژنوتیپ و اثر متقابل ژنوتیپ × محیط و وجود نرم‌افزار GGEbiplot که استفاده از آن را آسان کرده است، تاکنون توسط محققین زیادی استفاده شده است

مواد و روش‌ها

در این آزمایش، ۱۰ رقم محلی و اصلاح‌شده با دارا بودن خصوصیات کمی و کیفی مطلوب و طول دوره رشد مناسب در قالب طرح بلوک‌های کامل تصادفی با سه تکرار در سه منطقه رشت، آبکنار انزلی (گیلان) و ایستگاه تحقیقات برنج چپر سر (تنکابن - مازندران) طی دو سال زراعی (۱۳۹۲ و ۱۳۹۳) مورد بررسی قرار گرفتند. لاین‌های مورد مطالعه شامل لاین RI18430-74 (هاشمی / صالح)، لاین حاصل از تلاقی برگشتی بین دو رقم صالح و آبجی‌بوجی (آبجی‌بوجی // آبجی‌بوجی / صالح)، لاین حاصل از تلاقی برگشتی بین دو رقم صالح و حسنی (صالح // حسنی / صالح)، لاین حاصل از تلاقی برگشتی بین دو رقم سپیدرود و محمدی (سپیدرود // محمدی / سپیدرود)، لاین RI18435-13 (اهلمی طارم / صالح)، لاین RI18436-46 (حسن‌سرای / صالح)، لاین RI18446-13 (سالاری / سپیدرود)، حسنی پاکوتاه (انتخابی از توده محلی حسنی)، صالح و آبجی‌بوجی بودند. لاین‌های امیدبخش مورد استفاده در این بررسی کاملاً خالص و حاصل‌گزینش از نسل دهم (F₁₀) بودند. مساحت هر کرت ۱۸ مترمربع و فاصله نشاءها ۲۵ سانتی‌متر روی ردیف و ۲۵ سانتی‌متر بین ردیف و تعداد نشاءها در هر کپه ۴-۳ عدد بود. در هر سال، خزانه‌گیری در فروردین و نشاکاری در اردیبهشت ماه در مرحله ۴-۵ برگی صورت گرفت. کلیه عملیات زراعی از قبیل آبیاری، کود مصرفی، مبارزه با علف‌های هرز و مبارزه با آفات مطابق توصیه‌های فنی موجود انجام شد. در طول دوره رشد و پس از برداشت محصول، ارزیابی‌های لازم برای صفاتی مثل عملکرد دانه (تن در هکتار بر حسب رطوبت ۱۴ درصد)، تعداد خوشه در بوته، وزن صد دانه (گرم و بر حسب رطوبت ۱۳ درصد)، تعداد دانه پر در خوشه، ارتفاع بوته (سانتی‌متر)، طول خوشه (سانتی‌متر)، طول و عرض برگ پرچم (سانتی‌متر) و روزهای تا رسیدگی کامل روی ۱۰ بوته تصادفی از هر کرت انجام شد. همچنین صفات مربوط به کیفیت پخت دانه شامل میزان آمیلوز، درجه حرارت ژلاتینی شدن، پارامترهای ویسکوزیتی و خصوصیات فیزیکی دانه از قبیل طول دانه، عرض دانه و میزان تبدیل شلتوک به برنج سفید مورد ارزیابی قرار گرفتند. محصول تیمارها در زمان رسیدن کامل از ده مترمربع متن هر واحد آزمایشی پس از حذف حاشیه، برداشت و با رطوبت ۱۴ درصد محاسبه شد. تجزیه واریانس و مقایسه میانگین به روش توکی با استفاده از

Samonte *et al.*, 2005; Dehghani *et al.*, 2006;) Kaya *et al.*, 2006; Sabaghnia *et al.*, 2008. این محققین تاکید کرده‌اند که مدل رگرسیون مکانی در آزمایشات ناحیه‌ای عملکرد بیشترین کارایی را در توجیه تغییرات داشته و استفاده از آن نتایج موثرتری را در بر داشته است. از کاربردهای مهم روش GGE بای پلات، تعیین محیط‌های بزرگ (Mega-Environment) برای محصولات مختلف زراعی است که در آزمایش‌های تجزیه پایداری با گروه‌بندی محیط‌های نسبتاً مشابه، محیط‌های بزرگ‌تری برای هر محصول تعیین می‌شود که در سال‌های بعد می‌توان با توجه به این محیط‌های بزرگ به تعیین ژنوتیپ‌های برتر (پایدار و پرمحصول) اقدام کرد.

به نظر می‌رسد نمی‌توان استراتژی واحدی را برای ارزیابی پایداری و سازگاری تمام گیاهان و تمامی مناطق توصیه کرد. برخی از محققین (Flores *et al.*, 1998; Kaya *et al.*, 2006) بر این عقیده‌اند که بایستی از تمامی روش‌های موجود تجزیه پایداری از قبیل روش‌های تک‌متغیره، چندمتغیره و ناپارامتری استفاده کرد و در نهایت به یک نتیجه جامع رسید. در مقابل برخی دیگر از محققین (Gauch, 1988, 2006; Yan *et al.*, 2000) تاکید به استفاده از روش‌های چندمتغیره دارند، زیرا معتقدند که نمی‌توان جنبه‌های چندبعدی آثار متقابل را در قالب یک شاخص خلاصه کرد. همچنین در مطالعات دهقانی و همکاران (Dehghani *et al.*, 2006) و صباغ‌نیا و همکاران (Sabaghnia *et al.*, 2008) نشان داده شده است که بهره‌گیری از روش‌های چندمتغیره پایداری، نتایج معتبر و قابل‌قبولی تولید می‌کند.

استفاده از روش‌های چندمتغیره برای مطالعه اثر متقابل ژنوتیپ × محیط و شناسایی ژنوتیپ‌های پرمحصول و پایدار برای هر محیط، یک راهبرد قوی و سودمند است، زیرا ماهیت چندبعدی و پیچیده اثر متقابل ژنوتیپ × محیط را به خوبی تحلیل می‌کند. روش GGE بای پلات با بهره‌گیری از روش‌های چندمتغیره و رسم نمودارهای دو بعدی، علاوه بر تجزیه و تحلیل مناسب داده‌ها، کار تفسیر نتایج را هم تسهیل می‌کند و از این‌رو یک روش مناسب برای تجزیه پایداری است.

هدف از این مطالعه، ارزیابی پایداری عملکرد دانه لاین‌های امیدبخش برنج با استفاده از تجزیه رگرسیون مکانی GGE بای پلات و گزینش و معرفی ژنوتیپ (های) برتر از نظر عملکرد دانه و پایداری بود.

Kang, 2003). نرم‌افزار GGE بای‌پلات به‌طور خودکار تمامی این مراحل را انجام داده و نمودارهای مورد نیاز را تولید می‌کند. به عبارت دیگر میانگین ژنوتیپ‌ها در محیط‌های آزمایش به صورت یک ماتریس دو طرفه به نرم‌افزار معرفی شد. در این مطالعه، نمودارهای بای‌پلات بر اساس چهار الگوی زیر رسم شدند:

- انتخاب ژنوتیپ مناسب برای هر محیط.

- رتبه‌بندی گرافیکی ژنوتیپ‌ها بر اساس ترکیب همزمان عملکرد دانه و پایداری.

- رتبه‌بندی گرافیکی ژنوتیپ‌ها بر اساس ژنوتیپ فرضی ایده‌آل.

- گروه‌بندی محیط‌ها بر اساس میزان تشابه و تفاوت آن‌ها در تفکیک ژنوتیپ‌ها.

نتایج و بحث

نتایج حاصل از آزمون کلوموگروف-اسمیرنوف برای نرمال بودن خصوصیات مورد بررسی نشان داد که کلیه صفات از نظر شاخص مذکور دارای اختلاف معنی‌دار نبوده و دارای توزیع نرمال هستند و از این‌رو تجزیه واریانس ساده، مرکب و مقایسه میانگین برای داده‌های حاصل از آزمایش انجام شد. نتایج حاصل از تجزیه واریانس ساده بر اساس الگوی طرح بلوک‌های کامل تصادفی نشان داد که تفاوت بین ارقام برای بیشتر صفات بررسی شده در سطح احتمال یک درصد در سه مکان مورد آزمایش معنی‌دار بود. ضریب تغییرات نیز به عنوان یکی از معیارهای پراکندگی و تنوع برای خصوصیات مورد بررسی در حد قابل قبولی بود و کمترین و بیشترین میزان آن به ترتیب مربوط به طول خوشه (۵/۴۶ درصد) در منطقه آبکنار در سال ۱۳۹۳ و عملکرد دانه (۲۶/۸۳ درصد) در منطقه رشت در سال دوم بود (جدول مربوطه ارائه نشده است).

مقایسه میانگین عملکرد دانه ارقام با استفاده از آزمون توکی (جدول ۱) نشان داد که لاین سپیدرود × (محمدی × سپیدرود) بیشترین و رقم محلی آبجی‌بوجی کمترین میزان عملکرد را در هر سه مکان طی دو سال آزمایش داشتند. لاین آبجی‌بوجی × (آبجی‌بوجی × صالح) با دامنه عملکرد دانه بین ۵/۶۶۰ - ۵/۲۷۵ تن در هکتار و لاین هاشمی × صالح با دامنه بین ۴/۹۱۸ - ۳/۱۰۰ تن در هکتار کمترین نوسان را در بین ارقام مورد ارزیابی طی دو سال نشان دادند (جدول ۱). بر خلاف سایر ارقام، لاین آبجی‌بوجی × (آبجی‌بوجی × صالح) بالاترین عملکرد دانه

نرم‌افزار MSTATC ver. 1.42 (Freed and) و SPSS ver. 19 (Eisensmith, 1992) و (IBM, 2010) به‌طور جداگانه برای هر سال انجام و در نهایت در پایان دو سال آزمایش، پس از اطمینان از یکنواختی واریانس اشتباه آزمایشی با استفاده از آزمون بارتلت، تجزیه واریانس مرکب با فرض تصادفی بودن سال و مکان و ثابت بودن ژنوتیپ انجام شد. با معنی‌دار شدن اثر متقابل ژنوتیپ × محیط، تجزیه پایداری به روش رگرسیون مکانی GGE بای‌پلات (Yan *et al.*, 2001; Yan and Kang, 2003) با استفاده از نرم‌افزار GGEbiplot ver. 3.8 انجام شد. رابطه مورد استفاده برای روش GGE بای‌پلات بر اساس تجزیه به مقادیر منفرد (Singular value decomposition) به صورت زیر بود:

$$Y_{ij} - \mu - \beta_j = \sum \lambda_l \xi_{il} \eta_{lj} + \varepsilon_{ij} \quad (1)$$

در این رابطه، Y_{ij} میانگین ژنوتیپ i ام در محیط j ام، μ میانگین کل، β_j اثر اصلی محیط j ام، λ_l مقادیر منفرد برای مولفه اصلی l ام ($l=1,2$)، η_{lj} بردار ویژه محیط j ام برای مولفه اصلی l ام و ε_{ij} باقیمانده مدل است. به عبارت دیگر این روش نوعی تجزیه به مولفه‌های اصلی برای مجموع اثر اصلی ژنوتیپ و اثر متقابل ژنوتیپ × محیط است که در آن از راهبرد تجزیه به مقادیر منفرد استفاده می‌شود. داده‌های منتج از ژنوتیپ‌ها و محیط‌ها به صورت یک ماتریس دو طرفه مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته و مقادیر و بردارهای ویژه ژنوتیپ‌ها و محیط‌ها استخراج می‌شوند.

برای مقیاس‌بندی متقارن (Symmetrical scaling) بردارهای ویژه ژنوتیپ‌ها و محیط‌ها از روابط زیر استفاده شد:

$$\xi_{il}^* = \lambda_l^{-1/2} \xi_{il} = (\lambda_l \xi_{ik})^{-1/2} \lambda_l^{1/2} \quad (2)$$

$$\eta_{jl}^* = \lambda_l^{-1/2} \eta_{jl} = \eta_{jl} \lambda_l^{1/2} \quad (3)$$

مقدار منفرد برای یک مولفه اصلی برابر ریشه دوم مجموع مربعات توجیه شده توسط آن مولفه اصلی است. بنابراین ریشه دوم مقادیر منفرد برای مولفه اصلی l ام بر اساس رابطه زیر به دست آمد:

$$\lambda_l^{1/2} = (x_l n)^{1/4} \quad (4)$$

در این رابطه، X_l مقدار منفرد برای مولفه اصلی l ام و n تعداد ژنوتیپ است. پس از مقیاس‌بندی متقارن بردارهای ویژه ژنوتیپ‌ها و محیط‌ها، مقادیر مورد نیاز برای رسم نمودارهای بای‌پلات حاصل می‌شود (Yan and)

جدید، داده‌های حاصل از آزمایش‌های یک ساله در یک مکان به علت اثر متقابل ژنوتیپ‌ها در سال‌ها و مکان‌های مختلف نمی‌تواند مبنای صحیحی برای مقایسه و انتخاب قرار گیرد. وجود اثر متقابل ژنوتیپ × محیط ایجاب می‌کند که عملکرد واریته‌ها در دامنه وسیعی از تغییرات محیطی مورد ارزیابی قرارگیرد تا اطلاعات حاصله بتواند کارآیی مربوط به گزینش و معرفی ارقام را افزایش دهد (Ebdon and Gauch, 2002; Ma *et al.*, 2004).

(۵/۶۶۰ تن در هکتار) را در سال دوم در منطقه آبکنار نشان داد. متفاوت بودن عملکرد دانه ارقام مورد بررسی در محیط‌های مختلف به خوبی نقش محیط و اهمیت مطالعه اثر متقابل ژنوتیپ × محیط را در برنامه‌های اصلاحی برنج نشان می‌دهد. به همین دلیل، هر سال آزمایش‌های مقایسه عملکرد در محیط‌های مختلف برای محصولات زراعی در سرتاسر دنیا انجام می‌شود (Ma *et al.*, 2004). همچنین، به منظور گزینش و معرفی ارقام اصلاح شده

جدول ۱ - مقایسه میانگین عملکرد دانه ارقام مورد بررسی با استفاده از آزمون توکی به تفکیک منطقه و سال

Table 1. Mean comparison of grain yield of the studied varieties by Tukey's test separately for location and year

| Genotype | ژنوتیپ | کد ژنوتیپی Genotypic code | عملکرد دانه (تن در هکتار) در سال ۱۳۹۲ Grain yield (t.ha ⁻¹) in 2013 | | |
|---------------------------------|----------------------------|------------------------------|------------------------------------------------------------------------------------|---------------------|-----------------------|
| | | | رشت | آبکنار | چپرسر |
| | | | Rasht | Abkenar | Chaparsar |
| Saleh×Hashemi | هاشمی×صالح | RI18430-74 | 4.918 ^{def} | 4.694 ^{de} | 3.949 ^{def} |
| (Saleh×Abjiboji)×Abjiboji | آبجی‌بوجی×(آبجی‌بوجی×صالح) | BC4 | 5.336 ^{cde} | 5.275 ^{bc} | 5.360 ^{bcd} |
| (Saleh×Hassani)×Saleh | صالح×(حسنی×صالح) | BC9 | 5.565 ^{bc} | 5.712 ^b | 6.512 ^{ab} |
| (Sepidrood×Mohammadi)×Sepidrood | سپیدرود×(محمدی×سپیدرود) | BC25 | 6.351 ^a | 7.650 ^a | 6.845 ^a |
| Saleh×Ahlamitaroom | اهلمی طارم×صالح | RI18435-13 | 5.489 ^{bcd} | 5.236 ^c | 4.915 ^{cdef} |
| Saleh×Hassansariei | حسن سرائی×صالح | RI18436-46 | 4.652 ^{fg} | 4.495 ^e | 5.120 ^{bcd} |
| Sepidrood×Salari | سالاری×سپیدرود | RI18446-13 | 6.105 ^{ab} | 5.304 ^{bc} | 3.729 ^{ef} |
| Hassani | حسنی | Hassani | 4.773 ^{efg} | 5.147 ^{cd} | 4.150 ^{def} |
| Saleh | صالح | Saleh | 5.194 ^{cdef} | 5.218 ^c | 5.695 ^{abc} |
| Abjiboji | آبجی‌بوجی | Abjiboji | 4.130 ^g | 3.961 ^f | 3.641 ^f |

میانگین‌های دارای حروف مشابه در هر ستون تفاوت معنی‌داری با آزمون توکی ندارند.

Means followed by similar letters have not significant differences by Tukey's test.

Table 1. Continued

جدول ۱ - ادامه

| Genotype | ژنوتیپ | کد ژنوتیپی Genotypic code | عملکرد دانه (تن در هکتار) در سال ۱۳۹۳ Grain yield (t.ha ⁻¹) in 2014 | | |
|---------------------------------|----------------------------|------------------------------|------------------------------------------------------------------------------------|----------------------|----------------------|
| | | | رشت | آبکنار | چپرسر |
| | | | Rasht | Abkenar | Chaparsar |
| Saleh×Hashemi | هاشمی×صالح | RI18430-74 | 4.687 ^b | 3.100 ^{cd} | 3.427 ^e |
| (Saleh×Abjiboji)×Abjiboji | آبجی‌بوجی×(آبجی‌بوجی×صالح) | BC4 | 5.353 ^a | 5.660 ^a | 5.350 ^{ab} |
| (Saleh×Hassani)×Saleh | صالح×(حسنی×صالح) | BC9 | 3.297 ^c | 3.207 ^{bcd} | 4.653 ^{bc} |
| (Sepidrood×Mohammadi)×Sepidrood | سپیدرود×(محمدی×سپیدرود) | BC25 | 5.443 ^a | 3.023 ^d | 5.140 ^{ab} |
| Saleh×Ahlamitaroom | اهلمی طارم×صالح | RI18435-13 | 3.200 ^c | 3.640 ^b | 4.300 ^{cd} |
| Saleh×Hassansariei | حسن سرائی×صالح | RI18436-46 | 4.573 ^b | 3.503 ^{bc} | 3.907 ^{cde} |
| Sepidrood×Salari | سالاری×سپیدرود | RI18446-13 | 3.440 ^c | 3.370 ^{bcd} | 5.577 ^a |
| Hassani | حسنی | Hassani | 3.057 ^c | 3.453 ^{bcd} | 3.147 ^e |
| Saleh | صالح | Saleh | 4.333 ^b | 3.550 ^{bc} | 4.550 ^{bc} |
| Abjiboji | آبجی‌بوجی | Abjiboji | 2.123 ^d | 3.237 ^{bcd} | 3.500 ^{de} |

میانگین‌های دارای حروف مشابه در هر ستون تفاوت معنی‌داری با آزمون توکی ندارند.

Means followed by similar letters have not significant differences by Tukey's test.

عملکرد متفاوتی در ترکیبات مختلف سال و مکان از خود نشان دادند و وضعیت متفاوتی داشتند. بنابراین، برای شناسایی ژنوتیپ پایدار، می‌بایست از یکی از روش‌های تعیین پایداری استفاده کرد. با توجه به معنی‌دار نشدن آثار متقابل ژنوتیپ × سال و ژنوتیپ × مکان برای صفت عملکرد دانه (جدول ۲)، می‌توان ادعا داشت که لاین‌های مورد بررسی عکس‌العمل مشابهی در سال‌های مختلف و نیز در مکان‌های مختلف داشتند، ولی معنی‌دار شدن اثر متقابل سه جانبه ژنوتیپ × سال × مکان آن‌هم در سطح احتمال یک درصد، نشان داد که وقتی هم‌زمان عملکرد لاین‌ها در سال‌ها و مکان‌های مورد بررسی در نظر گرفته می‌شود، واکنش آنها متفاوت و از نظر آماری معنی‌دار بوده است. بنابراین، برای مشخص کردن لاین‌هایی که نوسان عملکرد کمتری از سالی به سال دیگر داشتند، می‌بایست از تجزیه پایداری استفاده کرد. با توجه به نتایج حاصل از تجزیه واریانس مرکب، سهم هر یک از منابع محیط، ژنوتیپ و اثر متقابل ژنوتیپ × محیط در ایجاد تنوع عملکرد دانه ارزیابی و مشخص شد که اثر اصلی محیط نسبت به اثر اصلی ژنوتیپ و اثر متقابل ژنوتیپ × محیط سهم بیشتری داشت، به این معنی که تغییرات موجود در عملکرد دانه، بیشتر تحت تاثیر عوامل غیرقابل کنترل و تصادفی محیط بوده و سهم اثر اصلی ژنوتیپ و اثر متقابل ژنوتیپ × محیط کمتر بود (جدول ۳).

بنابراین به منظور محاسبه اثر متقابل ژنوتیپ × محیط، تجزیه مرکب برای داده‌های حاصل از ارزیابی عملکرد دانه در سال‌ها و مکان‌های مختلف انجام گردید. با توجه به معنی‌دار نبودن تفاوت واریانس‌های اشتباه آزمایشی در آزمایش‌های مختلف بر اساس آزمون بارتلت، اشتباهات آزمایشی ادغام و تجزیه مرکب با فرض تصادفی بودن سال‌ها و مکان‌ها و ثابت بودن ژنوتیپ‌ها برای صفت عملکرد دانه انجام شد.

نتایج حاصل از تجزیه مرکب (جدول ۲) نشان داد که اثر سال و اثر متقابل سال × مکان برای عملکرد دانه معنی‌دار بود که به این معنی است که عوامل جوی مانند نزولات آسمانی، حداقل و حداکثر دمای هوا، خاک و سایر عوامل در سال‌های مختلف یکسان نبوده است و به تبع آن اختلافاتی در صفت مذکور ایجاد نموده است. در حالی که اثر مکان برای صفت عملکرد دانه، معنی‌دار نمی‌باشد. ژنوتیپ‌های مورد مطالعه برای صفت مذکور اختلاف معنی‌داری را نشان داده‌اند که نمایانگر اختلاف بین ارقام از نظر ژنتیکی می‌باشد و بدان معنی است که ژنوتیپ‌های مختلف در سال‌ها و مکان‌های مختلف از نظر عملکرد دانه متفاوت می‌باشند. اثر متقابل سه جانبه ژنوتیپ × سال × مکان برای صفت عملکرد دانه علی‌رغم معنی‌دار نبودن آثار متقابل دو جانبه ژنوتیپ × سال و ژنوتیپ × مکان، معنی‌دار بود، به این معنی که ژنوتیپ‌های مختلف،

جدول ۲ - تجزیه واریانس مرکب عملکرد دانه در مناطق و سال‌های مختلف

Table 2. Combined analysis of variance for grain yield in different locations and years

| Source of variation | منابع تغییرات | درجه آزادی df | میانگین مربعات Mean square |
|---------------------|-----------------------|------------------|-------------------------------|
| Year (Y) | سال | 1 | 65.99** |
| Location (L) | مکان | 2 | 1.01 ^{ns} |
| Y × L | سال × مکان | 2 | 4.28** |
| Replication / LY | تکرار درون سال و مکان | 12 | 0.03 |
| Genotype (G) | ژنوتیپ | 9 | 8.13* |
| G × Y | ژنوتیپ × سال | 9 | 2.47 ^{ns} |
| G × L | ژنوتیپ × مکان | 18 | 0.82 ^{ns} |
| G × L × Y | ژنوتیپ × سال × مکان | 18 | 1.63** |
| Error | اشتباه آزمایشی | 108 | 0.05 |
| CV (%) | ضریب تغییرات (درصد) | - | 24.4 |

^{ns}، * و **: به ترتیب غیرمعنی‌دار و معنی‌دار در سطوح احتمال ۵٪ و ۱٪.

^{ns}، * and **: Not-significant and significant at 5% and 1% probability levels, respectively.

پژوهش‌های متعددی نشان داده‌اند که در بیشتر آزمایش‌های تجزیه پایداری اثر اصلی محیط زیاد است، در حالی که تغییرات توجیه شده به وسیله اثر اصلی ژنوتیپ و اثر متقابل ژنوتیپ × محیط که قابل توصیه و تفسیر هستند، کمتر می‌باشد. از آنجایی که محیط عاملی نیست که بتوان آن را کنترل کرد، از این رو در روش GGE بای پلات از منابع تغییرات ژنوتیپ و اثر متقابل ژنوتیپ × محیط استفاده می‌شود تا بتوان نتایج قابل اعتمادی را به دست آورد (Yan *et al.*, 2000; Yan *et al.*, 2007). روش تجزیه گرافیکی GGE بای پلات به دلیل استفاده همزمان از اثر اصلی ژنوتیپ و اثر متقابل ژنوتیپ × محیط نسبت به روش مرسوم AMMI که تنها اثر متقابل ژنوتیپ × محیط را مد نظر قرار می‌دهد، نتایج جامع و قابل قبول تری را ارائه می‌نماید. بنابراین با توجه به سهم قابل توجه اثر اصلی ژنوتیپ و اثر متقابل ژنوتیپ × محیط می‌توان انتظار داشت که نتایج حاصل از تجزیه پایداری معتبر و قابل اعتماد باشد.

بررسی روند تغییرات میانگین عملکرد دانه و اجزای آن در ژنوتیپ‌های مورد مطالعه در سه منطقه طی دو سال اجرای آزمایش (جدول ۱) نیز نشان داد که ارقام مورد ارزیابی روند تغییرات عملکردی ثابت و مشخصی را در شرایط محیطی مختلف نشان ندادند و از نظر صفات مورد ارزیابی در محیط‌های مختلف دارای نوسانات زیادی بودند که بیانگر اثر متقابل ژنوتیپ × محیط از نوع تغییر در رتبه بود. با توجه به وجود اثر متقابل تغییر در رتبه یا کراس‌اور، تجزیه واریانس و مقایسه میانگین معمولی قادر به توجیه پایداری و تشخیص ژنوتیپ‌های مناسب و برتر نیست و بنابراین لازم است تا با استفاده از روش‌های آماری پیشرفته، ماهیت پیچیده این نوع اثر متقابل بررسی و مورد تجزیه و تحلیل قرار گیرد تا بتوان ژنوتیپ‌های با عملکرد بیشتر و پایدار را شناسایی نمود (Moreno-Gonzalez *et al.*, 2004; Yan *et al.*, 2007).

نتایج حاصل از روش GGE بای پلات نشان داد که دو مولفه اصلی اول (معرف اثر اصلی ژنوتیپ) و دوم (معرف اثر متقابل ژنوتیپ × محیط) به ترتیب ۶۵ و ۲۷ درصد و در مجموع ۹۲ درصد از تغییرات کل داده‌ها را توجیه کردند (شکل ۱). بنابراین، دو مولفه اول می‌توانند به منظور توجیه عملکرد دانه ژنوتیپ‌ها استفاده شوند. لاکوی و همکاران (Lakew *et al.*, 2014) با مطالعه ژنوتیپ‌های آپلند برنج در محیط‌های مختلف با استفاده از روش GGE

بای پلات گزارش کردند که دو مولفه اصلی اول به ترتیب ۳۳/۹ و ۲۵/۸ درصد و در مجموع ۵۹/۷ درصد از تغییرات کل داده‌ها را برای صفت عملکرد دانه توجیه می‌کند. برای شناسایی محیط‌های بزرگ و ژنوتیپ‌های برتر، نمودار چندضلعی GGE بای پلات، با استفاده از میانگین دو ساله داده‌ها در سه منطقه رسم شد. در این نمودار، ژنوتیپ‌هایی که حداکثر فاصله را از مبدأ بای پلات دارند، توسط خطوط مستقیمی به یکدیگر وصل شده و یک چندضلعی حاصل می‌شود. سپس از مبدأ مختصات، خطوطی عمود بر اضلاع این چندضلعی رسم شده و محیط‌های بزرگ مشخص می‌شوند. ژنوتیپ‌های واقع در رأس چندضلعی هر محیط، ارقام برتر آن محیط هستند (Yan *et al.*, 2000). بر این اساس، شش ژنوتیپ شامل لاین حاصل از تلاقی برگشتی سپیدرود × (محمدی × سپیدرود) (BC25)، لاین حاصل از تلاقی برگشتی آبجی بوجی × (آبجی بوجی × صالح) (BC4)، لاین RI18446-13 (لاین حاصل از تلاقی سالاری × سپیدرود)، حسنی، آبجی بوجی و لاین RI18435-13 (لاین حاصل از تلاقی اهلمی طارم × صالح) در رأس چندضلعی قرار گرفتند. این ارقام از نظر عملکرد دانه بهترین یا ضعیف‌ترین در بعضی از محیط‌ها و یا همه محیط‌ها هستند، چرا که بیشترین فاصله را از مرکز بای پلات دارند. در محیط‌های مورد آزمایش، دو محیط بزرگ و مجزا به ترتیب با ژنوتیپ‌های برتر -RI18446-13، BC25 و BC4 مشخص گردیدند. اولین محیط بزرگ واقعی شامل منطقه رشت با ژنوتیپ برتر RI18446-13 و دومین محیط بزرگ واقعی شامل دو منطقه آبکنار و چپرسر با ارقام برتر BC25 و BC4 بود. به عبارت دیگر منطقه رشت هیچ شباهتی با دو مکان آبکنار و چپرسر نداشت. مصطفوی و همکاران (Mostafavi *et al.*, 2011) به منظور انتخاب ژنوتیپ پرمحصول و پایدار برنج با استفاده از روش GGE بای پلات سه محیط بزرگ واقعی را شناسایی و ژنوتیپ شماره ۱۲ را به‌عنوان ژنوتیپ ایده‌آل معرفی کردند. ژنوتیپ‌های موجود در هر بخش دارای شباهت زیادی با یکدیگر بودند. به عنوان مثال BC9، صالح و لاین RI18436-46 مشابه ژنوتیپ‌های برتر BC25 و BC4 بودند و سازگاری خوبی با محیط بزرگ مربوطه داشتند، هر چند که به اندازه ژنوتیپ‌های برتر واقع در رأس چند ضلعی نبودند. در مقابل، اگرچه ارقام حسنی، آبجی بوجی و لاین RI18435-13 ژنوتیپ‌های واقع در رأس چندضلعی بودند، اما در هیچ‌یک از محیط‌ها عملکرد

پایین و پایداری پایین، رقم حسنی دارای عملکرد پایین و پایداری متوسط و رقم آبجی‌بوجی و لاین RI18430-74 دارای عملکرد پایین و پایداری بالا بودند. استفاده از نمودار مختصات تستر متوسط در روش GGE بای‌پلات از روش‌های مفید در تجزیه پایداری است و اطلاعات خوبی از نحوه تظاهر ژنوتیپ‌های مورد بررسی ارائه می‌دهد (Samonte *et al.*, 2005; Kaya *et al.*, 2006). به طور کلی، با توجه به این که در انتخاب ژنوتیپ‌های پایدار باید هر دو عامل عملکرد و پایداری را در نظر گرفت، بنابراین در بین ژنوتیپ‌های مطالعه شده، لاین آبجی‌بوجی × (آبجی‌بوجی × صالح) (BC4)، علاوه بر پایداری متوسط و عملکرد دانه بالا (۵-۵/۵ تن در هکتار)، با برخورداری از دوره رشد مناسب (۱۱۵-۱۱۰ روز)، میزان آمیلوز متوسط (۲۱-۲۰ درصد) و ارتفاع بوته مطلوب (۱۱۰-۱۰۵ سانتی‌متر) به عنوان رقم برتر با پایداری و عملکرد دانه قابل قبول در این آزمایش انتخاب می‌شود (شکل ۲).

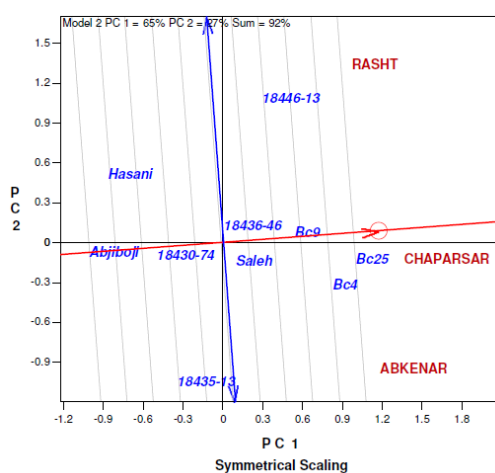
دانه خوبی نداشتند و جزء ژنوتیپ‌های ضعیف در این مطالعه به حساب می‌آیند. در ضمن، لاین RI18430-74 با قرار گرفتن در بخش مربوط به رقم محلی آبجی‌بوجی جزء ارقام با عملکرد دانه ضعیف بود (شکل ۱).

از نمودار محور پایداری یا دو بعدی مختصات تستر متوسط (Average tester coordinate) برای بررسی همزمان پایداری و عملکرد ژنوتیپ‌ها استفاده می‌شود. خط افقی با دایره و فلش نشان‌دهنده پایداری است و هر ژنوتیپی که به این محور نزدیک باشد، پایدارتر است (Yan *et al.*, 2000). خط عمودی نیز نشان‌دهنده متوسط عملکرد ژنوتیپ‌ها است و ژنوتیپ‌های موجود در سمت چپ این خط عملکرد پایین‌تری از متوسط کل دارند. بر این اساس، ژنوتیپ‌های BC25، BC9، BC18436-46 و صالح دارای عملکرد بالا و پایداری بالا، لاین آبجی‌بوجی × (آبجی‌بوجی × صالح) (BC4) دارای عملکرد بالا و پایداری متوسط، ژنوتیپ RI18446-13 دارای عملکرد بالا و پایداری پایین، ژنوتیپ RI18435-13 دارای عملکرد

جدول ۳ - سهم آثار اصلی محیط، ژنوتیپ و اثر متقابل ژنوتیپ × محیط برای عملکرد دانه

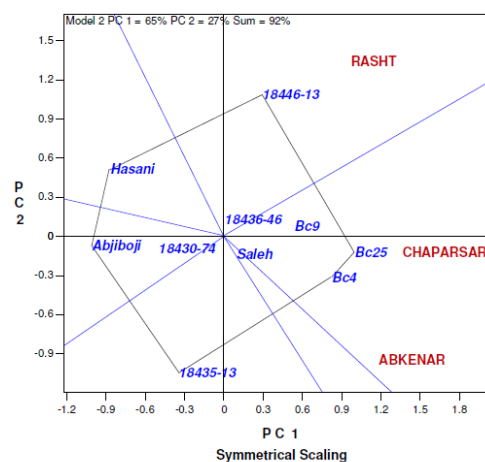
Table 3. Proportion of the genotype and environment main effects and interaction between them for grain yield

| Source of variation | منابع تغییرات | درصد واریانس Variance (%) |
|------------------------------------|--------------------------|------------------------------|
| Main effect of environment | اثر اصلی محیط | 37.2 |
| Main effect of genotype | اثر اصلی ژنوتیپ | 32.9 |
| Genotype × environment interaction | اثر متقابل ژنوتیپ × محیط | 29.9 |
| Total | کل | 100 |



شکل ۲ - نمودار دو بعدی مختصات تستر متوسط بای‌پلات برای بررسی همزمان پایداری و عملکرد ژنوتیپ‌ها.

Figure 2. Average tester coordination (ATC) views of the GGE-biplot for performance and stability of the genotypes.

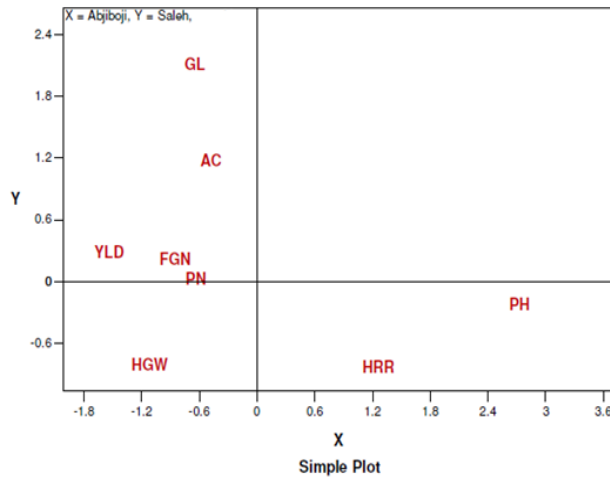


شکل ۱ - نمودار بای‌پلات بر اساس الگوی کدام-برتر-کجا برای شناسایی محیط‌های بزرگ و ژنوتیپ‌های برتر.

Figure 1. GGE biplot based on symmetrical scaling for the which-won-where pattern of the genotypes and environments.

کمترین فاصله را از این ژنوتیپ فرضی داشته باشد، به عنوان یک ژنوتیپ برتر با عملکرد و پایداری بالا محسوب می‌شود. طبق شکل ۳، ژنوتیپ BC9 (صالح × حسنی) × (صالح) کمترین فاصله را از ژنوتیپ ایده‌آل فرضی دارد و بنابراین برترین ژنوتیپ است و پس از آن BC4 و BC25 ژنوتیپ‌های مناسبی هستند. در مقابل، ژنوتیپ‌های RI18446-13، حسنی، آجی‌بوجی، RI18435-13 و RI18430-74 بیشترین فاصله را از این ژنوتیپ فرضی دارند و به عنوان نامناسب‌ترین ژنوتیپ‌ها در این بررسی بودند. در بین ژنوتیپ‌های برتر، دو لاین BC9 و BC25 با اینکه دارای عملکرد و پایداری بالایی هستند، ولی به دلیل میزان آمیلوز بالا، کیفیت پخت مناسبی ندارند و دانه آنها بعد از پخت خشک و سفت می‌شود، اما لاین BC4 ضمن برخورداری از عملکرد و پایداری قابل قبول، دارای دوره رشد، ارتفاع بوته و کیفیت پخت مطلوبی است.

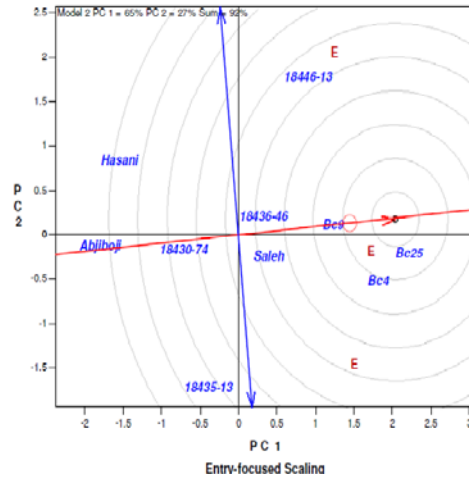
نمودار ژنوتیپ ایده‌آل بر اساس تعیین فاصله ژنوتیپ‌ها از ژنوتیپ ایده‌آل فرضی است. این ژنوتیپ ایده‌آل فرضی بر اساس پایدارترین و پرمحصول‌ترین ژنوتیپ تعریف می‌شود. چنین ژنوتیپی بر اساس بیشترین طول روی بردار میانگین ژنوتیپ‌های با عملکرد بالا و دارای حداقل نقش در اثر متقابل ژنوتیپ × محیط تعریف شده است، به طوری که در نمودار، ژنوتیپ ایده‌آل فرضی به صورت یک دایره کوچک روی محور میانگین عملکرد ژنوتیپ‌ها نشان داده می‌شود و هر ژنوتیپی که نزدیک‌ترین فاصله را از این ژنوتیپ فرضی داشته باشد، به عنوان یک ژنوتیپ برتر خواهد بود (Yan and Kang, 2003). برای استفاده از ژنوتیپ ایده‌آل به عنوان مرکز ارزیابی، دایره‌های هم‌مرکزی در بای پلات به منظور تعیین گرافیکی فاصله بین ژنوتیپ‌های مطالعه شده با ژنوتیپ ایده‌آل ایجاد شده است (شکل ۳). ژنوتیپی که در مرکز دایره‌ها بوده و یا



شکل ۴- مقایسه صفات زراعی و فیزیوشیمیایی دانه در دو رقم صالح و آجی‌بوجی. YLD عملکرد دانه، FGN تعداد دانه پر، PN تعداد خوشه، GL طول دانه، HGW وزن صد دانه، PH ارتفاع بوته، AC میزان آمیلوز، HRR میزان برنج سفید.

Figure 4. Comparing agronomic and grain physicochemical traits in two cultivars (Saleh and Abjiboji). YLD, grain yield; FGN, filled grain number; PN, panicle number; GL, grain length; HGW, 100-grain weight; PH, plant height; AC, amylose content; HRR, Head rice recovery.

سال ۱۳۸۳ با هدف بهبود خصوصیات رقم محلی (کاهش ارتفاع بوته، زودرسی و افزایش عملکرد در واحد سطح) و رقم اصلاح‌شده (افزایش کیفیت پخت و کاهش میزان آمیلوز) انجام شد. رقم اصلاح‌شده صالح، حاصل تلاقی ساده بین رقم وارداتی از ایری و رقم خزر می‌باشد. وجود



شکل ۳- نمودار GGE بای پلات برای مقایسه ژنوتیپ‌های مطالعه شده با ژنوتیپ ایده‌آل.

Figure 3. GGE biplot for comparing the studied genotypes with the ideal genotype.

لاین BC4 ژنوتیپ پایدار با عملکرد دانه بالا در این بررسی، حاصل تلاقی برگشتی بین رقم صالح (رقم اصلاح‌شده) به عنوان والد مادری و دهنده و رقم محلی آجی‌بوجی یا دم‌سرخ به عنوان والد پدری و رقم تکراری (آجی‌بوجی × (آجی‌بوجی × صالح) می‌باشد. این تلاقی در

بوده و به عنوان یک نشانگر مورفولوژی تلقی می‌شود. دم‌سرخ نامیدن این رقم نیز به دلیل ریشک‌های قرمز رنگ در زمان رسیدن می‌باشد. صفات مهم زراعی و فیزیکیوشیمیایی دانه دو رقم والدینی (آبجی‌بوجی و صالح) در شکل ۴ مقایسه شده است. در این نمودار، محور افقی (X) مربوط به رقم محلی آبجی‌بوجی و محور عمودی (Y) نمایانگر رقم صالح می‌باشد. همانطوری که در شکل ۴ مشاهده می‌گردد، رقم محلی آبجی‌بوجی از نظر ارتفاع بوته و میزان برنج سفید بالاترین مقدار را دارد، در حالی که رقم صالح از نظر طول دانه و میزان آمیلوز بیشترین است. دو رقم از نظر وزن صد دانه مشابه یکدیگر هستند، اما میزان عملکرد دانه، تعداد خوشه و تعداد دانه پر در رقم صالح بیشتر از رقم آبجی‌بوجی می‌باشد. این دو رقم به دلیل داشتن خصوصیات مکمل یکدیگر به عنوان والدین تلاقی انتخاب شدند (جدول ۴ و شکل ۴).

ریشک‌های کوتاه و سفید، ارتفاع بوته مناسب و مقاومت به عارضه خوابیدگی، مقاومت به بیماری بلاست، زودرسی، طول دانه بلند و عملکرد متوسط از خصوصیات بارز این رقم بوده و دارای ترکیب‌پذیری عمومی بالایی برای این صفات است (Allahgholipour *et al.*, 2012). اما این رقم میزان آمیلوز بالایی دارد و از کیفیت پخت مطلوبی برخوردار نیست و به همین دلیل بعد از معرفی چندین مورد استقبال کشاورزان و بازار مصرف واقع نشد. در مقابل رقم محلی آبجی‌بوجی یا دم‌سرخ از ارقام خوش‌کیفیت برنج ایرانی است که به دلیل حساسیت زیاد آن به خوابیدگی از گردونه کشت خارج شده است. رقم مذکور همانند ارقام محلی دیگر دارای عملکرد پایینی است و با دارا بودن راندمان تبدیل بالا و میزان آمیلوز متوسط جزء ارقام زود تا میان‌رس به حساب می‌آید. وجود ریشک‌های بلند و به رنگ سفید تا قرمز از خصوصیات بارز این رقم

جدول ۴- خصوصیات مورفولوژی و فیزیکیوشیمیایی دانه در ارقام والدینی و لاین حاصل از تلاقی برگشتی (BC4)

Table 4. Morphology and grain physicochemical traits in parental lines and backcross line, BC4

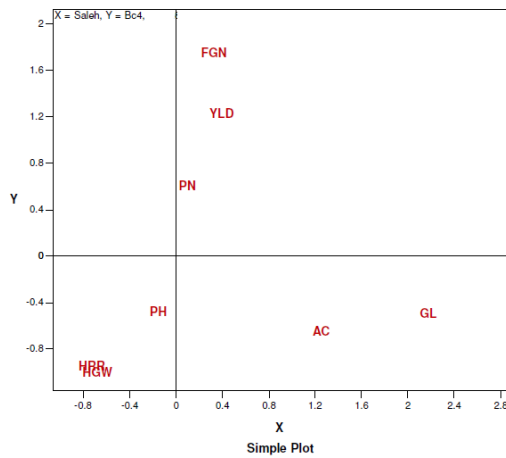
| Characters | صفات | لاین BC4 | | |
|-----------------------------------|---------------------------|-----------------------|---------------|------------------------|
| | | آبجی‌بوجی Abjiboji | صالح Saleh | Backcross line 4 (BC4) |
| Grain Yield (t.ha ⁻¹) | عملکرد دانه (تن در هکتار) | 3.5-4 | 4.5-5 | 5-5.5 |
| 100-grain weight (g) | وزن صد دانه (گرم) | 2.4-2.5 | 2.4-2.5 | 2.5-2.6 |
| Filled grain number | تعداد دانه پر (عدد) | 100-110 | 120-125 | 125-130 |
| Panicle number | تعداد خوشه (عدد) | 12-15 | 15-18 | 12-15 |
| Maturity (days) | طول دوره رشد (روز) | 115-120 | 115-120 | 110-115 |
| Plant height (cm) | ارتفاع بوته (سانتی‌متر) | 155-160 | 100-110 | 105-115 |
| Flag leaf length (cm) | طول برگ پرچم (سانتی‌متر) | 23-28 | 22-27 | 25-30 |
| Flag leaf width (cm) | عرض برگ پرچم (سانتی‌متر) | 1-1.1 | 1-1.1 | 1-1.3 |
| Panicle length (cm) | طول خوشه (سانتی‌متر) | 25-30 | 25-30 | 30-35 |
| Grain length (mm) | طول دانه (میلی‌متر) | 9-11 | 10-12 | 9-11 |
| Grain width (mm) | عرض دانه (میلی‌متر) | 2.2-2.7 | 2-2.4 | 2.2-2.5 |
| Amylose content (%) | میزان آمیلوز (درصد) | 19-20 | 25-26 | 20-21 |
| Gelatinization temperature | دمای ژلاتینی شدن | 4.5-5 | 6.5-7 | 4.5-5 |
| Head rice recovery (%) | میزان برنج سفید (درصد) | 60-65 | 45-50 | 45-50 |

درصد ضمن برتری نسبت به والدین خود جزء ارقام زودرس و پاکوتاه محسوب شده و از کیفیت پخت مشابه ارقام محلی ایرانی برخوردار می‌باشد (جدول ۴). رقم مذکور از نظر ساختار و مورفولوژی بسیار شبیه به والد خود (رقم آبجی‌بوجی) است و همانند آن دارای ریشک‌های بلندی می‌باشد. ریشک‌ها در زمان ظهور خوشه به رنگ سفید، در زمان پر شدن دانه به رنگ زرد و در زمان رسیدن به رنگ قرمز می‌باشند. وجود ریشک در این لاین

در بین لاین‌های نسل اول حاصل از تلاقی بین ارقام صالح و آبجی‌بوجی، بوته‌ها یا لاین‌هایی که شبیه رقم محلی بودند، جدا و مجدداً با رقم محلی آبجی‌بوجی به صورت برگشتی طی چهار سال متوالی تلاقی داده شدند (Allahgholipour *et al.*, 2014). لاین حاصل از تلاقی برگشتی BC4 با عملکرد دانه ۵/۵ - ۵ تن در هکتار، وزن صد دانه ۲/۶-۲/۵ گرم، تعداد دانه پر ۱۳۰-۱۲۵ عدد، ارتفاع بوته ۱۱۵-۱۰۵ سانتی‌متر و میزان آمیلوز ۲۱-۲۰

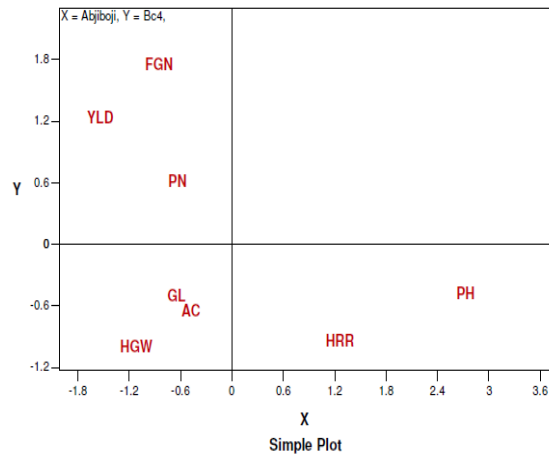
تلاقی برگشتی (BC4) در جدول ۴ ارائه شده است. مقایسه خصوصیات مختلف لاین BC4 با رقم آبجی بوجی به عنوان یکی از والدین آن نشان می‌دهد که لاین BC4 از نظر تعداد دانه پر، تعداد خوشه و عملکرد دانه دارای مقادیر بالاتر و از نظر ارتفاع بوته و میزان برنج سفید از ارزش کمتری برخوردار است و در مقابل، از نظر صفاتی مانند طول دانه، وزن صد دانه و میزان آمیلوز مشابه رقم محلی آبجی بوجی است (جدول ۴ و شکل ۵).

از خسارت گنجشک و در مواردی از خسارت‌های احتمالی گراز جلوگیری کرده و در زمان رسیدن زیبایی خاصی به گیاه می‌دهد. جوانه‌زنی بذرها در لاین این در خزانه همانند سایر ارقام محلی از سرعت بالایی برخوردار بوده و بعد از نشاء در زمین اصلی به دلیل داشتن برگ‌های بلند، سایه‌اندازی خوبی را در فواصل بین بوته‌ها ایجاد کرده و به این دلیل از رشد علف‌های هرز جلوگیری می‌کند. مقایسه سایر خصوصیات بین دو رقم والدینی و لاین حاصل از



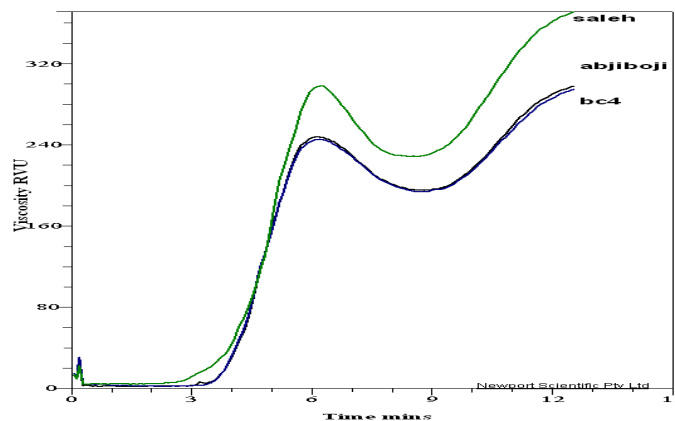
شکل ۴- مقایسه صفات زراعی و فیزیوشیمیایی دانه در لاین BC4 و رقم صالح. YLD عملکرد دانه، FGN تعداد دانه پر، PN تعداد خوشه، GL طول دانه، HGW وزن صد دانه، PH ارتفاع بوته، AC میزان آمیلوز، HRR میزان برنج سفید.

Figure 4. Comparing agronomic and grain physicochemical traits in BC4 and Saleh. YLD, grain yield; FGN, filled grain number; PN, panicle number; GL, grain length; HGW, 100-grain weight; PH, plant height; AC, amylose content; HRR, Head rice recovery.



شکل ۵- مقایسه صفات زراعی و فیزیوشیمیایی دانه در لاین BC4 و رقم آبجی بوجی. YLD عملکرد دانه، FGN تعداد دانه پر، PN تعداد خوشه، GL طول دانه، HGW وزن صد دانه، PH ارتفاع بوته، AC میزان آمیلوز، HRR میزان برنج سفید.

Figure 4. Comparing agronomic and grain physicochemical traits in BC4 and Abjiboji. YLD, grain yield; FGN, filled grain number; PN, panicle number; GL, grain length; HGW, 100-grain weight; PH, plant height; AC, amylose content; HRR, Head rice recovery.



شکل ۷- شاخص‌های چسبندگی نشاسته دانه در لاین BC4، آبجی بوجی و صالح.
Figure 7. Starch viscosity parameters in BC4, Abjiboji and Saleh.

همان‌طوری که در شکل ۷ نیز مشاهده می‌شود، منحنی مربوط به شاخص‌های چسبندگی در لاین جدید BC4 مشابه با منحنی مربوط به والد محلی آن یعنی رقم آبجی‌بوجی است، در حالی‌که با منحنی مربوط به رقم صالح بسیار متفاوت می‌باشد. پخت برنج سفید لاین جدید به صورت کته و آبکش و مصرف آن، نتیجه به‌دست آمده را تأیید کرد. در ضمن دانه‌های لاین جدید BC4 بعد از پخت نرم و همانند ارقام محلی دارای عطر و طعم می‌باشد.

نتیجه‌گیری کلی

نتایج این تحقیق نشان داد که لاین BC4 حاصل از تلاقی برگشتی آبجی‌بوجی × (آبجی‌بوجی × صالح)، ضمن برخورداری از عملکرد دانه و پایداری قابل قبول، از نظر بسیاری از صفات مرفولوژیک و زراعی، مانند طول دوره رشد، ارتفاع بوته و کیفیت پخت، ویژگی‌های مطلوبی دارد و جهت کشت در شرایط محیطی استان‌های شمالی کشور توصیه می‌شود.

مقایسه خصوصیات لاین BC4 با رقم صالح به عنوان یکی دیگر از والدین نیز نشان می‌دهد که لاین حاصل از تلاقی برگشتی از نظر تعداد دانه پر، تعداد خوشه و عملکرد دانه دارای مقادیر بالاتر و از نظر طول دانه و میزان آمیلوز از ارزش کمتری نسبت به رقم صالح برخوردار می‌باشد. لاین BC4 از نظر صفاتی مانند ارتفاع بوته، میزان برنج سفید و وزن صد دانه مشابه رقم صالح می‌باشد (شکل ۶ و جدول ۴). مقایسه خصوصیات مختلف زراعی بر اساس شکل ۵، جدول ۴ و همچنین مشاهدات عینی و مزرعه‌ای حاکی از آن است که لاین حاصل از تلاقی برگشتی (BC4) دقیقاً مشابه رقم محلی آبجی‌بوجی بوده و تنها از نظر ارتفاع بوته و زمان رسیدن تفاوت چشمگیری با این رقم محلی دارد. به عبارت دیگر انتخاب هدفمند والدین و اصلاح رقم محلی به درستی انجام شده است. برای اطمینان از مطلوب بودن کیفیت پخت لاین جدید، شاخص‌های چسبندگی نشاسته آن توسط دستگاه رپید ویسکو آنالایزر اندازه‌گیری و با شاخص‌های والدین آن مقایسه و تحلیل شد (Allahgholipour *et al.*, 2010).

References

- Allahgholipour, M., Moumeni, A., Nahvi, M., Yekta, M. and Zarbafi, S. S. 2012. Identification of parental combinations for improvement of rice grain quality, yield and yield components in rice. *Cereal Research* 1 (1): 1-10. (In Persian with English Abstract).
- Allahgholipour, M., Rabiei, B., Ebadi, A. A., Hossieni, M. and Yekta, M. 2010. Starch viscosity properties: New criteria for assessment of cooking quality of rice (*Oryza sativa* L.) cultivars. *Iranian Journal of Crop Science* 12 (2): 140-151. (In Persian with English Abstract).
- Allahgholipour, M., Shokofe, A. A., Yekta, M., Shafieisabet, H., Mohammadi, M. and Lotfi, A. 2014. Improving high yielding rice cultivars by participatory plant breeding approach. Rice Research Institute of Iran. (In Persian).
- Becker, H. B. and Leon, J. 1988. Stability analysis in plant breeding. *Plant Breeding* 101: 1-23.
- Cornelius, P. L. and Crossa, J. 1999. Prediction assessment of shrinkage estimators of multiplicative models for multi-environment cultivar trials. *Crop Science* 39: 998-1009.
- Crossa, J., Gauch, H. G. and Zobel, R. W. 1990. Additive main effects and multiplicative interaction analysis of two international maize cultivar trials. *Crop Science* 30: 493-500.
- Dehghani, H., Ebadi, A. and Yousefi, A. 2006. Biplot analysis of genotype by environment interaction for barley yield in Iran. *Agronomy Journal* 98: 388-393.
- Ebdon, J. S. and Gauch, H. G. 2002. Additive main effect and multiplicative interaction analysis of national turfgrass performance trials: I. Interpretation of genotype environment interaction. *Crop Science* 42: 489-496.
- Flores, F., Moreno, M. T. and Cubero, J. I. 1998. A comparison of univariate and multivariate methods to analyze G×E interaction. *Field Crops Research* 56: 271-286.
- Freed, R. D. and Eisensmith, S. P. 1992. MSTAT-C software. Ver. 1.42. Crop and Soil Sciences Department, Michigan State University, Michigan, USA.
- Gabriel, K. R. 1971. The biplot graphic display of matrices with application to principal component analysis. *Biometrika* 58: 453-467.
- Gauch, H. G. 1988. Model selection and validation for yield trials with interaction. *Biometrics* 44: 705-715.

- Gauch, H. G. 2006.** Statistical analysis of yield trials by AMMI and GGE. **Crop Science** 46: 1488-1500.
- IBM. 2010.** IBM SPSS statistics for windows. Ver. 19.0. International Business Machines Corporation. Headquarter in Armonk, New York, USA.
- Kaya, Y., Akcura, M. and Taner, S. 2006.** GGE-biplot analysis of multi-environment yield trials in bread wheat. **Turkish Journal of Agriculture and Forestry** 30: 325-337.
- Lakew, T., Tariku, S., Alem, T. and 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.
- Lin, C. S., Binns, M. R. and Lefcovitch, L. P. 1986.** Stability analysis: Where do we stand? **Crop Science** 26: 894-900.
- Ma, B. L., Yan, W., Dwyer, L. M., Fregeau-Reid, J., Voldeng, H. D., Dion, Y. and Nass, H. 2004.** Graphic analysis of genotype, environment, nitrogen fertilizer and their interaction on spring wheat yield. **Agronomy Journal** 96: 169-180.
- Moreno-Gonzalez, J., Crossa, J. and Cornelius, P. L. 2004.** Genotype × environment interaction in multi-environment trials using shrinkage factors for AMMI models. **Euphytica** 137: 119-127.
- Mostafavi, K., Hosseini Imeni, S. S. and Zare, M. 2011.** Stability analysis of rice genotypes based GGE biplot method in North of Iran. **Journal of Applied Sciences Research** 7 (11): 1690-1694.
- Roy, D. 2000.** Plant breeding analysis and exploitation of variation. Alpha Science International Ltd. UK.
- Sabaghnia, N., Dehghani, H. and Sabaghpour, S. H. 2008.** Graphic analysis of genotype × environment interaction for lentil (*Lens culinaris* Medik) yield in Iran. **Agronomy Journal** 100: 760-764.
- Samonte, S. O. P. B., Wilson, L. T., McClung, A. M. and Medley, J. C. 2005.** Targeting cultivars onto rice growing environments using AMMI and SREG GGE biplot analyses. **Crop Science** 45: 2414-2424.
- Yan, W., Cornelius, P. L., Crossa, J. and Hunt, L. A. 2001.** Two types of GGE biplots for analyzing multi-environment trial data. **Crop Science** 41: 656-663.
- Yan, W., Hunt, L. A., Sheng, Q. and Szlavnics, Z. 2000.** Cultivar evaluation and mega-environment investigation based on the GGE biplot. **Crop Science** 40: 597-605.
- Yan, W. and Kang, M. S. 2003.** GGE biplot analysis: A graphical tool for breeders, geneticists and agronomists. CRC Press, Boca Raton, FL, USA.
- Yan, W., Kang, M. S., Ma, B., Woods, S. and Cornelius, P. L. 2007.** GGE biplot vs. AMMI analysis of genotype-by-environment data. **Crop Science** 47: 643-655.
- Zobel, R., Wright, W. M. J. and Gauch, H. G. 1988.** Statistical analysis of a yield trial. **Agronomy Journal** 80: 388-393.



University of Guilan
Faculty of Agricultural
Sciences

Cereal Research
Vol. 6, No. 1, Spring 2016 (1-14)

Genotype × environment interaction effect in rice genotypes using GGE Biplot

Mehrzaad Allahgholipour^{1*}

Received: August 19, 2015

Accepted: September 26, 2015

Abstract

The GGE (genotype main effect, G and genotype by environment interaction, GEI) biplot graphical tool was applied to analyze multi-environment trials (MET) data. In this study, eight improved and local rice genotypes including two rice cultivars as check were evaluated with the objective of selecting stable and high-yielding varieties by GGE biplot analysis. According to which-won-where pattern of GGE biplot the vertex genotypes were BC25, BC4, RI18446-13, Hassani, Abjiboji and RI18435-13. These genotypes were the best or the poorest genotypes in some or all of the test environments since they had the longest distance from the origin of the biplot. The performance of genotypes BC9, BC25, RI18436-46 and Saleh were highly stable and had the highest grain yield, while genotype BC4 was high yielding with intermediate stability. In addition, performance of genotype RI18446-13 was lowly stable with the high grain yield and genotype RI18435-13 was poor based on both stability and yield. But the performance of genotype Hassani was intermediate stable with low grain yield, while genotypes Abjiboji and RI18430-74 were highly stable with low yielding. Totally, the results of this research showed that BC4 line (derived from a backcross between Abjiboji cultivar as recurrent parent and Saleh cultivar as donor parent) with high grain yield (5.0-5.5 t.ha⁻¹), suitable maturity time (110-115 days), intermediate amylose content (20-21 %) and desirable plant height (105-110 cm) was the superior genotype of this experiment which is recommended to cultivate in environmental conditions of the north provinces of Iran.

Keywords: Grain yield, Multi-environment trials, Stability

1. Assist. Prof., Rice Research Institute of Iran Agricultural Research, Education and Extension Organization (AREEO), Rasht, Iran

* Corresponding author: mehrzaadallahgholipour@yahoo.com