

مطالعه سازگاری و پایداری عملکرد دانه ژنوتیپ‌های گلرنگ بهاره در شرایط دیم

مهدی جمشیدمقدم^{۱*} و سیدسعید پورداد^۲

۱، ۲، اعضای هیئت علمی معاونت مؤسسه تحقیقات کشاورزی دیم- سرارود کرمانشاه

(تاریخ دریافت: ۹۰/۶/۱۹ - تاریخ تصویب: ۹۲/۳/۱)

چکیده

به منظور بررسی اثر متقابل ژنوتیپ × محیط و تشخیص ژنوتیپ‌های پرمحصول و سازگار، آزمایشی با استفاده از ۱۷ ژنوتیپ گلرنگ بهاره در قالب طرح بلوک‌های کامل تصادفی با سه تکرار در ۹ ایستگاه تحقیقاتی به مدت ۴ سال (۱۳۸۲ تا ۱۳۸۵) تحت شرایط دیم اجرا گردید. بر اساس تجزیه مدل امی، اثر اصلی ژنوتیپ، محیط، اثر متقابل ژنوتیپ × محیط معنی‌دار شد و شش مؤلفه باقیمانده در مدل امی، ۸۲ درصد از مجموع مربعات اثر متقابل را توجیه نمود. در این تحقیق از آماره‌های پایداری امی (SIPC، EV، AMGE، D و ASV)، روش رگرسیونی ابرهات-راسل، واریانس پایداری شوکلا، آماره عملکرد-پایداری (YS) و بای‌پلات ژنوتیپ + اثر متقابل ژنوتیپ × محیط (GGE) استفاده شد. بر اساس نتایج حاصل از آماره‌های پایداری امی ژنوتیپ‌های G13، G8 و G6 پایداری و دارای سازگاری عمومی به محیط‌های مورد بررسی بودند. برای آماره عملکرد-پایداری و GGE بای‌پلات با توجه به مقوله سازگاری و عملکرد G15 و G4 به عنوان ژنوتیپ‌های برتر معرفی گردیدند. ژنوتیپ G13 (PI-250536) بر اساس کلیه آماره‌های پایداری بعنوان ژنوتیپ پایدار و پرمحصول شناسایی شد. با استفاده از ترسیم نمودار چندضلعی GGE بای‌پلات، G15 برای ایستگاه‌های کرمانشاه و گچساران، G7 برای دو ایستگاه کردستان و خرم‌آباد، G1 برای مناطق ایلام، مراغه و شیروان، G5 و G9 به ترتیب برای دو مکان زنجان و اردبیل مناسب تشخیص داده شدند.

واژه‌های کلیدی: گلرنگ، اثر متقابل ژنوتیپ × محیط، پارامترهای پایداری، مدل امی، GGE بای‌پلات

مقدمه

برای تأمین دانه‌های روغنی مورد نیاز کشور برخوردار است (Zeinali, 1999). به طور کلی دانه گلرنگ دارای ۲۵ تا ۴۵ درصد روغن و ۱۲ تا ۲۲ درصد پروتئین است. وجود توده‌های متنوع محلی و انواع تیپ‌های وحشی گلرنگ نشان از سازگاری آن با شرایط آب و هوایی مناطق وسیعی از کشور را دارد.

در برنامه‌های به‌نژادی مطالعه و بررسی میزان سازگاری گیاهان زراعی نسبت به شرایط محیطی مختلف، از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. از آنجا که نیاز بالقوه‌ای برای تهیه ارقام مناسب و سازگار به مناطق

گلرنگ جزء گیاهان بومی ایران بوده و بر اساس طبقه‌بندی Ashri (1973) ایران یکی از مراکز تنوع این گیاه است. این گیاه بدلیل ویژگی‌های مطلوب و خاص نظیر استفاده‌های دارویی و غذایی از گل‌های آن، کیفیت بالای روغن به دلیل وجود بیش از ۹۰ درصد اسیدهای چرب غیر اشباع، خصوصاً اسید اولئیک و اسید لینولئیک، تولید کنجاله به عنوان مکمل غذایی مناسب برای دام، مقاومت نسبتاً زیاد آن به تنش‌های غیرزنده از جمله شوری، خشکی و سرمای زمستانه، از اهمیت خاصی

می‌باشد. Eberhart & Russell (1966) روش رگرسیون را بر اساس ضریب رگرسیون (b) و انحراف رگرسیونی (S^2_d) برای ارزیابی پایداری پیشنهاد کردند. به نظر آنها ژنوتیپی پایدار است که ضریب رگرسیون آن یک و انحراف از رگرسیون آن حداقل باشد و ضمناً میانگین عملکرد دانه آن به طور معنی‌داری از میانگین کل آزمایش بیشتر باشد. از این روش رگرسیونی در بررسی پایداری عملکرد دانه لاین‌ها و ارقام گلرنگ نیز استفاده شده است (Hatamzadeh, 2007; Esendal et al., 2008; Omidi et al., 2010).

روش چندمتغیره مدل امی (AMMI)^۲ به عنوان ابزار تجزیه‌ای قوی برای بررسی اثر متقابل ژنوتیپ × محیط در ساختار داده‌های با ابعاد ماتریسی بزرگ مورد استفاده قرار می‌گیرد.

این روش ترکیبی از مدل تجزیه واریانس و تجزیه به مؤلفه‌های اصلی است (Crossa et al., 1990; Ebdon & Gauch, 2002). کاربرد از روش مدل امی در بررسی پایداری ارقام گلرنگ برای مناطق مختلف گزارش شده است (Mündel et al., 1995; Abdulahi et al., 2009). اگر چندین مؤلفه از مؤلفه‌های اثر متقابل در مدل امی از لحاظ آماری معنی‌دار باشند، نشان‌دهنده وجود اثر متقابل پیچیده ژنوتیپ × محیط می‌باشد (Gauch & Zobel, 1996). لذا علاوه بر روش تجزیه امی، جهت تفسیر بهتر اثر متقابل ژنوتیپ × محیط از پارامترهای پایداری مرتبط با مدل امی نیز استفاده شده است (Zobel, 1994; Gauch & Zobel, 1996; Purchase, 1997; Sneller et al., 1997; Annicchiarico, 1997). Sneller et al. (1997) برای ارزیابی پایداری ژنوتیپ‌های سویا از سه پارامتر شامل مجموع مقادیر ویژه ژنوتیپی مؤلفه‌های باقیمانده در مدل (SIPC)^۳، میانگین مربعات بردار مؤلفه‌ها برای هر ژنوتیپ (EV)^۴ و مجموع مقادیر ویژه ژنوتیپ × محیط مؤلفه‌های باقیمانده در مدل (AMGE)^۵ استفاده نمودند و در

جغرافیایی مختلف وجود دارد، برآورد اثر متقابل ژنوتیپ × محیط ضروری است. روش‌های متعددی به منظور تحلیل اثر متقابل ژنوتیپ × محیط و تخمین پایداری عملکرد و سازگاری ژنوتیپ‌ها پیشنهاد شده است که هرکدام از آنها مبتنی بر روش‌های آماری خاصی است. Hayward et al. (1993) این روش‌ها را در چهار گروه کلی تجزیه واریانس، رگرسیون، روش‌های چندمتغیره و غیرپارامتری برای بررسی پایداری زراعی قرار دادند. از جمله روش‌های مبتنی بر تجزیه واریانس معیارهای تک متغیره پارامتری اکووالانس Wricke (1962) و واریانس پایداری Shukla (1972) است. معیار اکووالانس بر مبنای تعیین سهم هر ژنوتیپ در اثر متقابل ژنوتیپ × محیط بوده و بر مبنای این معیار ژنوتیپی پایدار محسوب می‌گردد که مقدار اکووالانس آن کمتر باشد. واریانس پایداری (σ^2) مبتنی بر اکووالانس و تابعی خطی از آن می‌باشد. در این روش امکان تفکیک اثرات متقابل ژنوتیپ × محیط به دو جزء ناهمگنی^۱ مربوط به فاکتورهای محیطی (از قبیل بارندگی، درجه حرارت، رطوبت نسبی و ...) یا شاخصی از کل محیط‌ها و اثر متقابل باقیمانده وجود دارد. شاخص محیطی نماینده‌ای از همه تفاوت‌ها برای کلیه محیط‌ها از قبیل حاصل‌خیزی خاک، اعمال زراعی، آفات و بیماری‌ها و فاکتورهای محیطی است. در روش Shukla (1972) در صورت معنی‌دار بودن جزء ناهمگن بر اساس باقیمانده حاصل از اثر متقابل ژنوتیپ × محیط، برآورد ناریب واریانس پایداری ژنوتیپ‌ها (S^2) در تمام محیط‌ها قابل محاسبه است. این آماره‌های پایداری جزو تیپ ۲ سازگاری هستند که تاکیدشان بیشتر بر اثر متقابل ژنوتیپ × محیط بوده و ارقامی را معرفی می‌کنند که دارای پایداری بوده و کمتر به عملکرد توجه می‌شود در حالی که به‌نژادگر به دنبال یافتن ژنوتیپ‌هایی است که پایدار و دارای عملکرد بالا باشند. بنابراین Kang (1993) آماره عملکرد - پایداری (YS) برای گزینش همزمان برای عملکرد و پایداری ارائه نمود که در واقع این روش ترکیبی از معیار پایداری Shukla (1972) و میانگین رتبه عملکرد دانه هر ژنوتیپ در محیط‌های مختلف

2. Additive Main Effect and Multiplicative Interaction
3. Sums of the Absolute Value of the IPC Scores
4. Averages of the Square Eigenvector Values
5. Sum Across Environments of the GEI Modeled by AMMI

1. Heterogeneity

محصول تعیین می‌شود که در سال‌های بعد می‌توان با توجه به این محیط‌های بزرگ، به تعیین ژنوتیپ‌های برتر اقدام نمود. کاربردی از این مدل برای تجزیه اثر متقابل ژنوتیپ × محیط به منظور ارزیابی ژنوتیپ‌ها در آزمایش‌های چندمحیطی در گیاه گلرنگ نیز گزارش شده است (Alizadeh et al., 2008; Pourdad & Jamshid moghaddam, 2012).

ژنوتیپ‌های مورد بررسی در این تحقیق پس از ارزیابی آزمایش‌های مقدماتی مربوط به کشت بهاره گلرنگ در ایستگاه تحقیقاتی سرارود (کرمانشاه)، به دلیل برتری خصوصیات زراعی آن‌ها برای ارزیابی سازگاری عملکرد دانه انتخاب شدند. هدف از پژوهش حاضر، بررسی اثرات متقابل ژنوتیپ × محیط و تعیین پایداری ارقام و لاین‌های گلرنگ بهاره با استفاده از چندین روش مختلف پایداری با تاکید بر روش AMMI، تعیین ژنوتیپ‌های ایده‌ال و توصیه بهترین ژنوتیپ‌ها برای گروه‌های محیطی مختلف با استفاده از مدل GGE بای‌پلات می‌باشد.

مواد و روش‌ها

در این تحقیق، عملکرد دانه ۱۶ ژنوتیپ گلرنگ به همراه ژنوتیپ شاهد محلی اصفهان بصورت کشت بهاره در قالب طرح بلوک‌های کامل تصادفی با سه تکرار در ۹ ایستگاه تحقیقاتی طی ۴ سال زراعی (از سال ۱۳۸۲ تا ۱۳۸۵) تحت شرایط دیم مورد ارزیابی قرار گرفت. جدول ۱ مشخصات جغرافیایی مکان‌های مورد آزمایش و جدول ۲ مشخصات ژنوتیپ‌های گلرنگ را نشان می‌دهد. بذور هر ژنوتیپ در کرت‌هایی به مساحت ۶ مترمربع شامل ۵ خط چهارمتری با فواصل ردیف ۳۰ سانتی‌متری کشت شد.

کود مصرفی از منابع فسفات آمونیوم و اوره تامین شد. در طول دوره رشد گیاه علاوه بر وجین مرتب علف‌های هرز، از علف‌کش سیستمیک هالوکسی فوپ پی متیل ۱۰/۸٪ ای سی (گالانت سوپر) بر علیه باریک برگ‌های گرامینه موجود در مزرعه گلرنگ استفاده گردید. پس از جمع‌آوری داده‌های مربوط به محیط‌های مورد آزمایش، محاسبات آماری شامل تجزیه واریانس مرکب، تجزیه اثر متقابل ژنوتیپ × محیط به روش امی، تعیین

این بررسی این پارامترها از قابلیت تکرارپذیری بالایی در تعیین پایداری ژنوتیپ‌ها برخوردار بودند. Annicchiarico (1997) از پارامتر D برای مقایسه روش امی و رگرسیون برای تفسیر اثر متقابل ژنوتیپ × محیط استفاده کرد که این پارامتر بیانگر فاصله اقلیدسی محور مؤلفه‌های اصلی باقیمانده در مدل از مرکز است.

Purchase (1997) نیز با استفاده از مدل امی، پارامتر ارزش پایداری امی (ASV) را برای پایداری ژنوتیپ‌های گندم ارائه نمود که از دو مؤلفه اول امی برای این روش استفاده می‌شود. از پارامترهای پایداری امی در گیاهان مختلفی از جمله ذرت (Karimizadeh et al., 2008)، نخود (Deghani et al., 2010)، جو (Akbarpour et al., 2011) و همچنین گلرنگ پاییزه (Jamshid moghaddam & Pourdad, 2013) برای تعیین پایداری ارقام به کار برده شده است.

در آزمایشات چندمحیطی که یک جدول دوطرف بزرگ از اثر متقابل ژنوتیپ × محیط وجود دارد، استفاده از نمودارهایی که بطور همزمان پراکنش ژنوتیپ‌ها و محیط‌ها را نشان می‌دهند (بای‌پلات) از اهمیت زیادی برخوردار است. با استفاده از ویژگی‌های نمودار بای‌پلات (Gabriel, 1971) و روش چندمتغیره تجزیه به مؤلفه‌های اصلی، روش GGE بای‌پلات معرفی شد (Yan, 2001; Yan & Kang, 2003). این روش برخلاف مرسوم‌ترین روش چندمتغیره تجزیه پایداری که تنها اثرات متقابل ژنوتیپ × محیط را مدنظر قرار می‌دهد، از اثرات اصلی ژنوتیپ نیز استفاده می‌کند. همچنین با توجه به اینکه در آزمایشات ناحیه‌ای عملکرد، محیط بیشترین منبع ایجاد تغییرات بوده و از طرفی غیر قابل کنترل می‌باشد، از این رو در روش GGE بای‌پلات، روی آن بخش از داده‌های آزمایشات چندمحیطی تمرکز می‌کند که بیشتر از همه برای ارزیابی ارقام مفید است. از کاربردهای مهم روش GGE بای‌پلات، تشخیص چندین مکان با ژنوتیپ برتر مشابه (محیط‌های بزرگ)^۱ برای محصولات مختلف زراعی است که با گروه‌بندی محیط‌های نسبتاً مشابه، محیط‌های بزرگتری برای هر

1. AMMI Stability Value
2. Mega-environment

پارامترهای پایداری مدل امی انجام شد. نتایج سه محیط مربوط به مکان‌های کردستان، خرم آباد و گچساران موجود نبود و بنابراین تجزیه برای ۳۳ محیط انجام شد.

جدول ۱- مشخصات جغرافیایی و کد محیطی مکان‌های اجرای آزمایش

مکان	طول جغرافیایی	عرض جغرافیایی	ارتفاع	بارندگی بلندمدت	کد محیطی			
					۱۳۸۵	۱۳۸۴	۱۳۸۳	۱۳۸۲
اردبیل	۳۸° ۱۵'	۴۸° ۲۰' شمالی	۱۳۵۰	۲۸۰	E25	E16	E9	E1
زنجان	۳۶° ۰۹'	۴۸° ۴۹' شمالی	۱۸۷۵	۳۶۵	E26	E17	E10	E2
مرآغه	۴۵° ۳۰'	۲۶° ۵۲' شمالی	۱۴۰۰	۳۴۸	E27	E18	E11	E3
شیروان	۵۸° ۰۷'	۳۷° ۱۴' شمالی	۱۱۳۱	۲۶۹	E28	E19	E12	E4
کردمانشاه	۴۷° ۰۷'	۳۴° ۱۹' شمالی	۱۳۵۱	۴۵۴	E29	E20	E13	E5
کردستان	۴۷° ۱۴'	۳۵° ۲۳' شمالی	۱۸۵۰	۳۶۲	E30	E21	-	E6
خرم آباد	۲۹° ۳۳'	۴۸° ۱۸' شمالی	۱۱۷۱	۴۴۹	E31	E22	-	E7
ایلام	۳۵° ۳۵'	۳۳° ۴۱' شمالی	۹۷۵	۵۱۷	E32	E23	E14	E8
گچساران	۳۰° ۲۰'	۵۰° ۵۰' شمالی	۷۱۰	۴۸۷	E33	E24	E15	-

جدول ۲- نام، منشأ و برخی خصوصیات زراعی ژنوتیپ‌های گلرنگ مورد مطالعه

رقم یا لاین	منشأ	وضعیت خار	رنگ گل	محتوی روغن دانه (درصد)	کد ژنوتیپی
Cyprobregon	قبرس	خاردار	نارنجی	۲۸/۱۸	G1
S-541	آمریکا	خاردار	زرد	۲۸/۳۶	G2
CW-74	آمریکا	خاردار	نارنجی	۲۹/۴۹	G3
Syrian	سوریه	بی‌خار	قرمز	۲۷/۴۸	G4
Dincer	ترکیه	خاردار	زرد	۲۷/۹۷	G5
Kino-76	مکزیک	خاردار	نارنجی	۲۸/۱۵	G6
CW-4440	آمریکا	خاردار	زرد	۲۸/۹۷	G7
Lesaf	کانادا	خاردار	زرد	۲۷/۸۹	G8
Hartman	آمریکا	خاردار	زرد	۲۸/۴۳	G9
Isfahan	ایران	بی‌خار	قرمز	۲۸/۱۰	G10
Gila	آمریکا	خاردار	نارنجی	۲۹/۰۱	G11
PI-198290	هند	خاردار	زرد	۲۸/۵۶	G12
PI-250536	آمریکا	خاردار	نارنجی	۲۷/۱۹	G13
PI-250537	مصر	خاردار	نارنجی	۲۷/۶۴	G14
Sina	ایران	خاردار	زرد	۲۸/۰۴	G15
PI-537636	آمریکا	خاردار	نارنجی	۲۸/۰۰	G16
PI-537636-S	آمریکا	خاردار	نارنجی	۲۸/۰۹	G17

متقابل، ρ_{ij} عبارت مربوط به مقدار باقیمانده (نویز) و ε_{ijk} عبارت مربوط به خطاست. آزمون F برای معنی‌دار بودن منابع تغییرات به شرط نرمال بودن و مستقل بودن برای مدل‌های خطی صحیح‌اند، اما چون در روش AMMI مدل کاهش‌ی است (یعنی تمام ریشه‌های مشخصه محاسبه شده استفاده نمی‌شود)، ریشه‌های مشخصه توزیع χ^2 ندارند و باید آزمون‌های F را تصحیح نمود. بدین ترتیب با انجام آزمون FR تعداد مؤلفه‌های اثر متقابل معنی‌دار تصحیح شد (Cornelius et al., 1992). از پارامترهای پایداری مختلف امی در این تحقیق استفاده شد که رابطه هر یک از آنها عبارتند از:

$$EV = \sum_{n=1}^N \frac{\gamma_{in}^2}{N} \quad (\text{Zobel, 1994})$$

$$SIPC = \sum_{n=1}^N \lambda_n^{0.5} \gamma_{in} \quad (\text{Gauch and Zobel, 1996})$$

روش AMMI در واقع ترکیبی از مدل تجزیه واریانس و تجزیه به مؤلفه‌های اصلی است و مدل آن به صورت زیر است (Gauch, 1992):

$$Y_{ijk} = \mu + \alpha_i + \beta_j + \sum_{n=1}^N \lambda_n \gamma_{in} \delta_{jn} + \rho_{ij} + \varepsilon_{ijk}$$

در این فرمول، Y_{ijk} عملکرد ژنوتیپ i ام در محیط j ام و در تکرار k ام، μ میانگین کل، α_i اثر اصلی ژنوتیپ، β_j اثر اصلی محیط، λ_n مقدار منفرد مربوط به n امین مؤلفه اصلی باقیمانده در مدل و N تعداد مؤلفه‌های اصلی اثر متقابل در مدل امی است که برابر است با $(N \leq (\min(g-1), (e-1)))$. γ_{in} بردار مشخصه برای i امین ژنوتیپ از n امین مؤلفه اصلی اثر متقابل، δ_{jn} بردار مشخصه برای j امین محیط از n امین مؤلفه اصلی اثر

بودن اثر متقابل ژنوتیپ × محیط بود. ولی با انجام آزمون FR تصحیح شده شش مؤلفه بسیار معنی‌دار در توجیه اثر متقابل مشاهده شد. بر این اساس در این مطالعه از مؤلفه اثر متقابل اول و مجموع شش مؤلفه اثر متقابل استفاده گردید. با توجه به جدول ۳، مؤلفه اثر متقابل اول ۲۶/۸۵ درصد از تغییرات اثر متقابل ژنوتیپ × محیط را به خود اختصاص داد. همچنین، با در نظر گرفتن شش مؤلفه اثر متقابل، این نسبت برابر ۸۱/۷۲ درصد از تغییرات اثر متقابل بود. Abdulahi et al. (2009) در ارزیابی اثر متقابل ژنوتیپ × محیط ارقام گلرنگ پاییزه با استفاده از روش امی اثرات اصلی ژنوتیپ، محیط و اثر متقابل ژنوتیپ × محیط بسیار معنی‌دار شدند و دو مؤلفه اول در حدود ۵۰/۵ درصد از مجموع مربعات اثر متقابل را تشکیل داد.

برای ارزیابی پایداری ژنوتیپ‌ها و محیط‌ها، از نمودار دو طرفه مؤلفه‌های اثر متقابل اول و دوم ژنوتیپ‌ها استفاده شد (شکل ۱). این بای‌پلات ۴۸/۲۶ درصد تغییرات موجود در داده‌ها را توجیه کرد. ژنوتیپ‌ها و محیط‌هایی که در مرکز بای‌پلات قرارگیرند، از حداقل میزان اثر متقابل برخوردار هستند، بنابراین ژنوتیپ‌های G10 و G13 به همراه محیط‌های E6، E11، E19، E30 و E32 چنین وضعیتی داشته و از نظر عدم برخورداری از اثر متقابل به سایر ژنوتیپ‌ها و محیط‌ها برتر بودند. ژنوتیپ‌ها و محیط‌های دارای مقادیر بیشتر مؤلفه اصلی اول یا دوم (مثبت یا منفی) اثر متقابل بالایی داشتند ولی نسبت به یکدیگر سازگاری اختصاصی نشان دادند.

بنابراین ژنوتیپ‌های G5 و G17 و محیط E10 دارای بیشترین مقادیر منفی مؤلفه اصلی اول و دوم بودند و نسبت به این محیط سازگاری اختصاصی داشتند.

چنین شرایطی برای ژنوتیپ G11 با محیط‌های E8 و E18 وجود داشت که از بیشترین مقادیر مثبت مؤلفه اصلی دوم برخوردار بودند. همچنین ژنوتیپ‌های G1 و G15 همبستگی مناسبی را با محیط E24 نشان دادند. البته در این تحقیق میزان تغییرات توجیه شده توسط دو مؤلفه اصلی اول و دوم کم بود و حدود نصف تغییرات را توجیه نمود، لذا بهتر است از نتایج آماره‌های مدل امی

$$AMGE = \sum_{j=1}^M \sum_{n=1}^N \lambda_n \gamma_{in} \delta_{jn} \quad (\text{Sneller et al., 1997})$$

$$D = \left[\sum_{n=1}^N (\lambda_n \gamma_{in})^2 \right]^{0.5} \quad (\text{Annicchiarico, 1997})$$

$$ASV = \sqrt{\frac{SS_{IPCA1}}{SS_{IPCA2}} (IPCA1)^2 + (IPCA2)^2} \quad (\text{Purchase, 1997})$$

در این فرمول‌ها، N تعداد مؤلفه‌های اصلی باقیمانده در مدل، M تعداد محیط‌های تحت بررسی و λ_n ریشه مشخصه مؤلفه nام است. برخی از آماره‌ها به دو حالت شامل یک مؤلفه اصلی و برابر با تعداد مؤلفه‌های اصلی که دارای اعتبار آماری بود محاسبه شد.

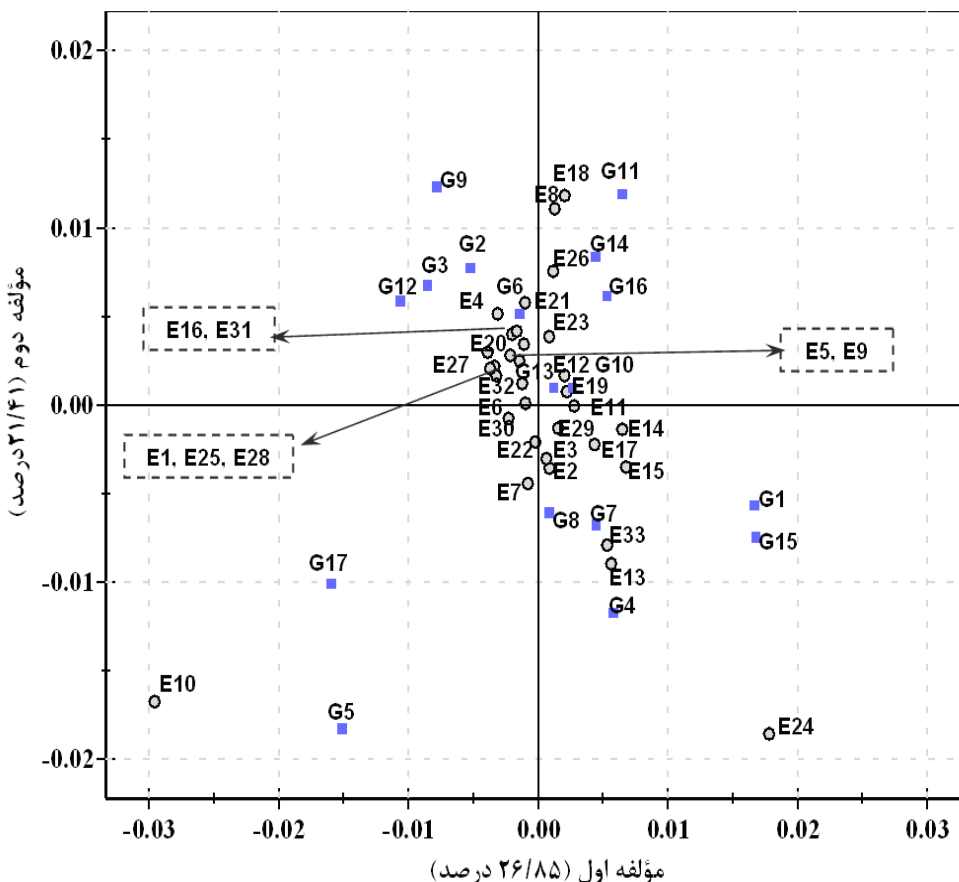
جهت بررسی پایداری عملکرد دانه ژنوتیپ‌ها از پارامترهای تک متغیره دیگری شامل ضریب و انحراف از رگرسیون Eberhart & Russell (1966)، واریانس پایداری Shukla (1972) و معیار گزینش همزمان برای عملکرد - پایداری Kang (1993) استفاده شد. در این مطالعه ترسیم نمودار دو بعدی مؤلفه‌های اثر متقابل اول و دوم مدل امی و نمودارهای اثر ژنوتیپ + اثر متقابل ژنوتیپ × محیط (GGE) بای‌پلات برای تعیین فاصله ژنوتیپ‌های مورد مطالعه از ژنوتیپ ایده‌آل از نظر عملکرد - سازگاری و تشخیص گروه‌های محیطی بزرگ انجام شد. برای تجزیه‌های آماری از نرم‌افزارهای Genstat15، SPSS19 و GGEbiplot استفاده شد.

نتایج و بحث

آزمون بارتلت برای بررسی متجانس بودن واریانس‌های خطا انجام شد و فرض صفر مبنی بر عدم وجود اختلاف معنی‌دار بین واریانس خطاها در آزمایش‌های جداگانه تأیید شد. نتایج تجزیه مرکب عملکرد دانه در جدول ۳ ملاحظه می‌گردد.

اختلاف بین محیط‌های تحت بررسی، ژنوتیپ‌ها و اثر متقابل ژنوتیپ × محیط در سطح احتمال ۰/۱ معنی‌دار بود. حدود ۸۳/۷۵ از مجموع واریانس کل توسط اثرات جمع‌پذیر محیط، ۰/۸۴ توسط اثر ژنوتیپ و ۸/۵۳ درصد از تغییرات کل توسط اثر ژنوتیپ × محیط توجیه گردید. در روش امی مؤلفه‌های اثر متقابل اول تا نهم برای عملکرد دانه معنی‌دار شد، که دلیلی بر پیچیده

که از همه مؤلفه‌های اصلی که با آزمون FR معنی‌دار شده‌اند بطور همزمان برای تعیین پایداری استفاده نمود.



شکل ۱- بای پلات برای دو مؤلفه اول مدل امی برای ۱۷ ژنوتیپ و ۳۳ محیط

جدول ۳ - تجزیه واریانس مرکب برای اثرات جمع‌پذیر و ضرب‌پذیر

درصد از کل	میانگین مربعات کرنلیوس [†]	درجه آزادی کرنلیوس	میانگین مربعات	درجه آزادی	منابع تغییرات
۸۳/۷۵			۷۴۲۶۲۳۷**	۳۲	محیط‌ها
۱/۷۲			۲۳۷۸۶**	۶۶	تکرار در محیط
۰/۸۴			۱۴۹۵۴۸**	۱۶	ژنوتیپ‌ها
۸/۵۳			۴۷۲۶۱**	۵۱۲	ژنوتیپ × محیط
۲/۲۹	۳۳۶۲۹**	۴۶۵	۱۲۸۲۶۰**	۴۷	مؤلفه ۱
۱/۸۳	۲۴۸۹۵**	۴۲۰	۱۱۵۱۴۵**	۴۵	مؤلفه ۲
۱/۳۷	۱۷۴۴۲**	۳۷۷	۹۰۲۳۹**	۴۳	مؤلفه ۳
۰/۶۲	۱۴۳۰۴**	۳۳۶	۴۳۱۶۱**	۴۱	مؤلفه ۴
۰/۴۶	۱۱۸۲۶**	۲۹۷	۳۳۱۷۴**	۳۹	مؤلفه ۵
۰/۴۰	۹۱۶۱**	۲۶۰	۳۰۵۵۶**	۳۷	مؤلفه ۶
۰/۳۱	۵۶۹۱*	۲۲۵	۲۵۰۳۶**	۳۵	مؤلفه ۷
۰/۲۹	۳۵۵۰	۱۹۲	۲۴۹۶۶**	۳۳	مؤلفه ۸
۰/۲۴	-	-	۲۱۹۸۹*	۳۱	مؤلفه ۹
۰/۷۳	-	-	۱۲۸۱۰	۱۶۱	باقیمانده (نویز)
۵/۱۶			۱۳۸۶۲	۱۰۵۶	خطای ادغام‌شده

* و ** به ترتیب معنی‌دار در سطوح احتمال ۵ و ۱ درصد

[†] برای آزمون FR میانگین مربعات خطا به تعداد تکرار تقسیم گردید.

قدر مطلق کوچک و نزدیک صفر حاکی از عدم اثر متقابل ژنوتیپ × محیط برای رقم مربوطه است و مقادیر بزرگ نشان‌دهنده وجود اثر متقابل زیاد است. با استفاده

به منظور ارزیابی ژنوتیپ‌ها از مدل امی ۱ و ۶ و پارامترهای مربوطه برای برآورد پایداری کلیه ژنوتیپ‌ها استفاده شد (جدول ۴). بر اساس این معیارها، مقادیر

نتیجه‌گیری شد که ژنوتیپ G13 با کمترین میانگین رتبه بالاترین میزان پایداری را داشت. همچنین ژنوتیپ‌های G8 و G6 به ترتیب در رتبه‌های دوم و سوم قرار داشتند. در مقابل ژنوتیپ‌های G5 و G17 دو رتبه آخر پایداری عملکرد را به دست آوردند و به عنوان ناپایدارترین ژنوتیپ‌ها شناخته شدند.

از پارامترهای SIPC1 ، EV1 ، AMGE و D1 ژنوتیپ‌های G8 ، G13 و G6 ، پارامتر SIPC6 ژنوتیپ‌های G4 و G15 ، پارامتر EV6 ژنوتیپ‌های G8 ، G7 و G13 ، پارامتر D6 ژنوتیپ‌های G13 ، G6 و G8 و پارامتر ASV ژنوتیپ‌های G13 ، G6 و G8 به ترتیب رتبه اول تا سوم پایداری را به دست آوردند. از ارزیابی رتبه ژنوتیپ‌ها چنین

جدول ۴- آماره‌های پایداری مدل امی برای ژنوتیپ‌های گلرنگ

ژنوتیپ‌ها	SIPC1	SIPC6	EV1	EV6	AMGE	D1	D6	ASV	میانگین رتبه آماره‌ها
G1	۸۴۲	۴۱۲	۲۷۸	۶۴	-۰/۴۲۵	۴۲۵۱۳	۴۴۴۳۱	۱۹/۵۲	۱۳/۶۳
G2	-۲۶۳	-۵۰۴	۲۷	۴۰	-۰/۱۳۳	۱۳۲۹۴	۲۲۳۲۵	۹/۶۹	۷/۵۰
G3	-۴۳۲	-۸۱۴	۷۳	۴۶	-۰/۲۱۸	۲۱۷۹۲	۳۴۶۵۱	۱۱/۷۲	۱۱/۲۵
G4	۲۹۲	۱۰۴	۳۴	۷۲	-۰/۱۴۸	۱۴۷۹۴	۲۲۴۲۲	۱۳/۴۳	۹/۰۰
G5	-۷۶۳	-۱۶۸۹	۲۲۸	۱۱۳	-۰/۳۸۵	۳۸۵۲۵	۵۶۸۴۷	۲۴/۹۰	۱۵/۵۰
G6	-۷۲	-۴۲۴	۲	۴۴	-۰/۰۳۶	۳۶۲۱	۱۲۵۹۱	۵/۳۸	۴/۰۰
G7	۲۲۶	۴۲۵	۲۰	۳۴	-۰/۱۱۴	۱۱۳۹۸	۱۹۶۹۳	۸/۴۳	۵/۶۳
G8	۴۳	-۳۰۸	۰/۷	۳۳	-۰/۰۲۲	۲۱۷۷	۱۵۸۵۱	۶/۱۶	۲/۱۳
G9	-۳۹۵	۳۷۵	۶۱	۳۹	-۰/۱۹۹	۱۹۹۳۵	۳۴۴۱۰	۱۵/۱۱	۹/۶۳
G10	۱۳۳	۱۴۳۷	۷	۱۰۸	-۰/۶۷	۶۷۳۴	۴۹۷۴۱	۳/۱۱	۸/۱۳
G11	۳۲۷	۹۴۰	۴۲	۵۵	-۰/۱۶۵	۱۶۵۰۸	۳۲۰۶۴	۱۳/۹۵	۱۰/۵۰
G12	-۵۳۶	۵۸۷	۱۱۳	۶۴	-۰/۲۷۱	۲۷۰۶۲	۳۱۲۶۳	۱۳/۲۵	۱۱/۵۰
G13	۶۱	۸۰	۱	۲۸	-۰/۰۳۱	۳۰۶۵	۵۰۷۳	۱/۶۵	۱/۵۰
G14	۲۲۴	۸۲۴	۱۹	۳۹	-۰/۱۱۳	۱۱۳۱۸	۲۵۲۴۵	۹/۷۲	۶/۳۸
G15	۸۴۸	-۱۹۲	۲۸۲	۷۳	-۰/۴۲۸	۴۲۸۳۱	۴۷۰۶۵	۲۰/۲۵	۱۴/۲۵
G16	۲۶۸	۳۹۱	۲۸	۴۵	-۰/۱۳۵	۱۳۵۳۱	۲۵۸۵۰	۸/۵۶	۷/۲۵
G17	-۸۰۵	-۱۶۴۱	۲۵۴	۹۵	-۰/۴۰۶	۴۰۶۳۸	۴۷۷۱۱	۲۰/۵۱	۱۵/۲۵

که از نظر معنی‌داری ژنوتیپ‌ها، نتایج مشابه با واریانس پایداری σ^2 حاصل شد (جدول ۵). تفکیک اثر متقابل ژنوتیپ \times محیط به اجزای آن و محاسبه واریانس پایداری و برآورد ناریب واریانس پایداری در گیاهان زراعی دیگر نظیر ذرت (Magari & Kang, 1993) و گلرنگ پاییزه (Jamshid moghaddam & Pourdad, 2013) گزارش شده است. آماره S^2 در رتبه‌بندی ژنوتیپ‌ها معادل میانگین مربعات انحراف از رگرسیون Eberhart & Russell (1966) در نظر گرفته می‌شود (Pham & Kang, 1988). آماره عملکرد - پایداری (YS) ترکیبی از معیار پایداری شوکلا (Shukla, 1972) و میانگین رتبه عملکرد دانه هر ژنوتیپ در محیط‌های مختلف می‌باشد (Kang, 1993). در این روش ژنوتیپ‌هایی که YS بالاتر از میانگین شاخص YS برای کلیه ژنوتیپ‌ها ($\bar{Y}_S = 7/2$) دارند، انتخاب می‌شوند. بر همین اساس ژنوتیپ‌های G2 ، G15 ، G4 ، G13 ، G7 ، G14 ، G1 و G17 به عنوان ژنوتیپ‌های مناسب شناخته شدند. ژنوتیپ‌های G10 و G3 با کمترین مقادیر شاخص

مقایسه میانگین عملکرد دانه ژنوتیپ‌های تحت بررسی نشان داد که بیشترین عملکرد با اختلاف آماری معنی‌دار مربوط به ژنوتیپ G15 (۷۷۲) کیلوگرم در هکتار) و کمترین عملکرد نیز در ژنوتیپ G3 (۶۲۹ کیلوگرم در هکتار) مشاهده شد (جدول ۵). بر اساس نتایج واریانس پایداری (σ^2) Shukla (1972)، اکثر ژنوتیپ‌ها با داشتن کمترین مقدار واریانس و غیرمعنی‌دار بودن جزو ژنوتیپ‌های پایدار محسوب شدند که ژنوتیپ‌های G13 ، G7 ، G14 ، G2 و G4 دارای میانگین عملکرد بالاتر از میانگین کل بودند. با توجه به معنی‌دار بودن ژنوتیپ‌های G5 ، G10 ، G17 در سطح احتمال ۱ درصد ، ژنوتیپ G15 در سطح احتمال ۵ درصد و ژنوتیپ G1 در سطح احتمال ۱۰ درصد این ژنوتیپ‌ها جزء ژنوتیپ‌های ناپایدار قرار گرفتند (جدول ۵). پس از تفکیک اثرات متقابل ژنوتیپ \times محیط مربوط به شاخص محیطی از اثر متقابل کل بر اساس باقیمانده حاصل از اثر متقابل ژنوتیپ \times محیط نیز برآورد ناریب واریانس پایداری ژنوتیپ‌ها (S^2) در تمام محیط‌ها محاسبه شد

به عنوان ضعیف‌ترین ژنوتیپ‌ها معرفی شدند. کاربرد از این آماره در گزینش ارقام مناسب برای ارقام گلرنگ

پاییزه نیز گزارش شده است (Abdulahi et al., 2009).

جدول ۵- آماره‌های مختلف پایداری برای ژنوتیپ‌های گلرنگ

میانگین رتبه آماره‌ها	GGED	S^2_d	b	YS	S^2	σ^2	میانگین عملکرد دانه	ژنوتیپ‌ها
۹/۹۳	۴	۱۸۳۹۳	۱/۰۳	۹×	۱۹۸۱۴ [†]	۱۹۲۷۱ [†]	۷۱۲/۳ ^{bc}	G1
۶/۲۱	۷	۱۳۵۵۷	-۰/۹۵	۱۶×	۱۴۳۳۳	۱۴۳۳۴	۶۲۴/۸ ^b	G2
۱۱/۰۷	۱۶	۱۳۲۵۷	-۰/۹۰	-۱	۱۳۹۹۴	۱۵۲۶۱	۶۲۹/۱ ^g	G3
۸/۴۳	۲	۱۳۹۴۶	۱/۰۹	۱۵×	۱۴۷۷۵	۱۵۵۷۳	۷۲۲/۱ ^b	G4
۱۲/۹۳	۱۰	۲۹۲۳۵ ^{**}	-۰/۹۸	۲	۳۲۱۰۱ ^{**}	۳۱۱۰۲ ^{**}	۷۰۱/۴ ^{bcd}	G5
۷/۱۴	۱۳	۷۳۸۲	-۰/۹۰	۲	۷۳۳۶	۸۷۹۹	۶۴۷/۶ ^{efg}	G6
۵/۴۳	۳	۹۱۳۰	۱/۰۵	۱۳×	۹۳۱۶	۹۳۴۵	۷۱۷/۷ ^b	G7
۶/۷۱	۵	۷۸۳۵	۱/۰۸	۷	۷۸۴۹	۸۵۸۹	۶۸۹/۳ ^{bcd}	G8
۹/۷۱	۱۷	۱۱۱۸۳	-۰/۸۸ [*]	۰	۱۱۶۴۳	۱۳۶۷۱	۶۳۶/۳ ^{fg}	G9
۱۴/۵۷	۱۲	۲۵۸۵۶ ^{**}	۱/۰۲	-۷	۲۸۲۷۲ ^{**}	۲۷۴۰۷ ^{**}	۶۴۵/۱ ^{efg}	G10
۱۰/۶۰	۱۴	۱۳۹۸۳	۱/۰۱	۶	۱۴۸۱۶	۱۴۳۲۲	۶۸۰/۲ ^{cde}	G11
۱۰/۷۱	۱۵	۱۳۷۹۹	-۰/۹۱	۴	۱۴۶۰۷	۱۵۴۱۲	۶۶۶/۳ ^{def}	G12
۴/۵۰	۶	۵۶۸۴	۱/۰۶	۱۴×	۵۴۱۱	۵۷۲۴	۷۱۸/۸ ^b	G13
۶/۴۳	۸	۹۹۳۴	۱/۰۱	۱۲×	۱۰۲۲۸	۹۸۸۳	۷۱۷/۳ ^b	G14
۸/۴۳	۱	۲۰۳۴۲ [*]	۱/۰۶	۱۶×	۲۲۰۲۳ [*]	۲۱۸۱۶ [*]	۷۷۱/۶ ^a	G15
۸/۲۹	۹	۱۲۴۸۵	-۰/۹۸	۵	۱۳۱۱۸	۱۲۷۴۱	۶۷۷/۹ ^{cde}	G16
۱۱/۷۹	۱۱	۲۱۴۷۹ [*]	۱/۱۱	۹×	۲۳۳۱۱ ^{**}	۲۴۵۷۰ ^{**}	۷۲۵/۳ ^b	G17
				۷/۲			۶۹۳/۲	میانگین

†، * و ** به ترتیب معنی‌دار در سطوح احتمال ۱۰، ۵ و ۱ درصد

شدند. بر اساس دو مؤلفه اول حاصل از روش GGE بای پلات مربوط به کلیه محیط‌ها در تمام سال‌ها (۳۳ محیط) بای پلات جهت بررسی سازگاری و عملکرد ترسیم شد (شکل ۲). این بای پلات بر اساس تعیین فاصله ژنوتیپ‌ها از ژنوتیپ ایده‌آل فرضی (GGED) است. این ژنوتیپ ایده‌آل بایستی دارای بیشترین میانگین عملکرد در محیط‌های مورد مطالعه و پایدار نسبت به شرایط محیطی باشد. چنین ژنوتیپی به عنوان ژنوتیپی که دارای بیشترین طول بر روی بردار میانگین ژنوتیپ‌ها و دارای حداقل نقش در پدیده اثر متقابل ژنوتیپ × محیط باشد تعریف شده است. هر ژنوتیپی که نزدیک‌ترین فاصله را به این ژنوتیپ ایده‌آل داشته باشد به عنوان یک ژنوتیپ برتر محسوب می‌گردد (Yan & Kang, 2003). در شکل ۲، ژنوتیپ‌های G4 و G15 کمترین فاصله را از ژنوتیپ ایده‌آل داشته بنابراین برترین ژنوتیپ‌ها بودند و ژنوتیپ G9 با بیشترین فاصله از ژنوتیپ ایده‌آل نامطلوب‌ترین ژنوتیپ محسوب شد. رتبه‌بندی ژنوتیپ‌ها برای بای پلات مزبور در جدول ۵ آورده شده است.

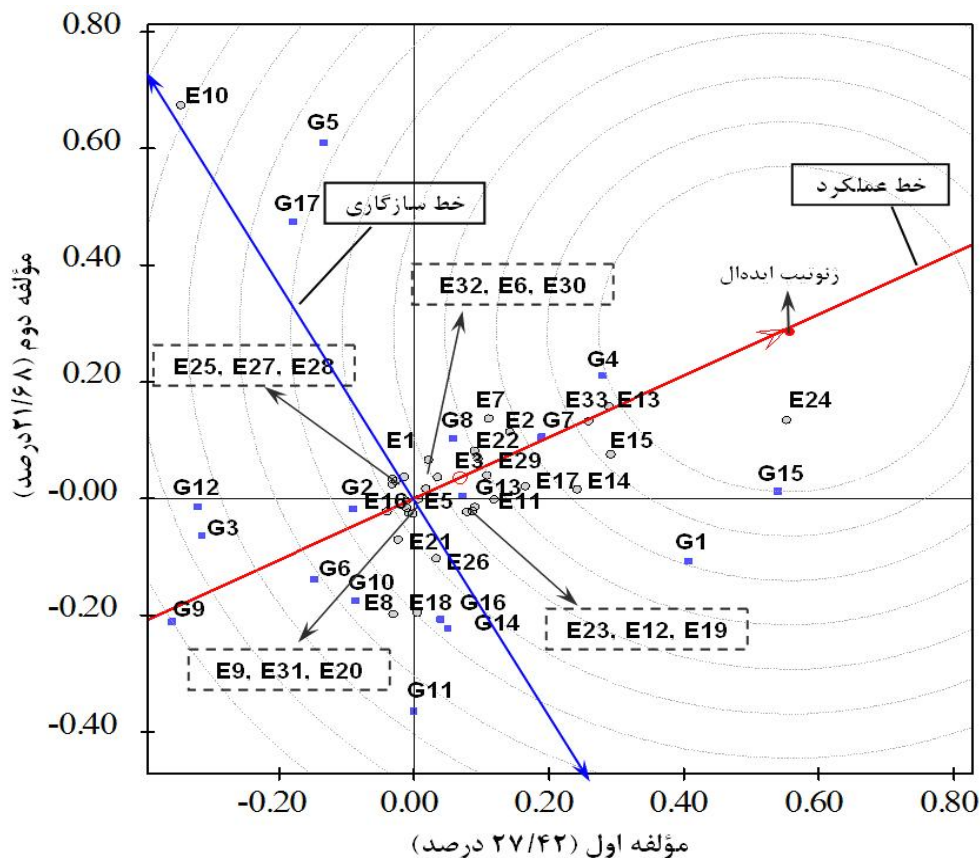
از کاربردهای مهم روش GGE بای پلات نمودار چندضلعی است که می‌توان با استفاده از این نمودار،

نتایج تجزیه پایداری به روش Eberhart & Russell (1966) نشان داد که ژنوتیپ‌های G1، G2، G4، G7، G13 و G14 با میانگین عملکرد بالاتر از میانگین کل ژنوتیپ‌ها و همچنین دارا بودن ضریب رگرسیون (b) معادل یک و انحراف غیر معنی‌دار از خط رگرسیون (S²_d)، پرمحصول‌ترین و در عین حال پایدارترین ژنوتیپ‌های مورد آزمایش بودند. ژنوتیپ‌های G5 و G10 در سطح احتمال ۱ درصد و ژنوتیپ‌های G15 و G17 در سطح احتمال ۵ درصد انحرافات از رگرسیون آن‌ها معنی‌دار شد. ضریب رگرسیون رقم G9 (b = ۰/۸۸) در مقایسه با پایداری متوسط (b=۱) اختلاف معنی‌دار نشان داد و بنابراین بیشتر برای مناطق ضعیف و کم بازده مناسب می‌باشد ولی به بهبود شرایط کشت پاسخ چندان مناسبی نداشت.

امیدی و همکاران (Omid et al., 2010) با بررسی پایداری عملکرد دانه و روغن در لاین‌های بهاره گلرنگ در چهار منطقه و دو سال به این نتیجه رسیدند که در اکثر مناطق و سال‌های مورد بررسی تفاوت معنی‌داری بین لاین‌ها وجود دارد و با استفاده از روش رگرسیونی لاین‌های IL111 و اصفهان ۱۴ با سازگاری عمومی بالا در تمام محیط‌ها به عنوان ژنوتیپ‌های مطلوب شناسایی

محیطی اول شامل مکان‌های گچساران و کرمانشاه با ژنوتیپ برتر G15، گروه دوم شامل مکان‌های ایلام، مراغه و شیروان با ژنوتیپ برتر G1، گروه سوم مکان اردبیل با ژنوتیپ برتر G9، گروه چهارم مکان زنجان با ژنوتیپ برتر G5 و گروه آخر شامل مکان‌های کردستان و خرم‌آباد که ژنوتیپ G7 بالاترین محصول را داشت که می‌توان این ژنوتیپ را به عنوان ژنوتیپ برتر این دو مکان معرفی کرد. ژنوتیپ‌های G10 و G3 اگر چه به عنوان ژنوتیپ‌های واقع در راس و برتر مطرح بودند ولی در هیچ یک از مکان‌ها عملکرد خوبی نداشتند.

محیط‌های بزرگ را برای محصولات مختلف زراعی تعیین نمود. در این نمودار ژنوتیپ‌هایی که حداکثر فاصله را از مبدأ دارند به یکدیگر وصل شده و یک چندضلعی حاصل می‌شود، سپس از مبدأ مختصات خطوطی به اضلاع این چندضلعی رسم شده و محیط‌های بزرگ مشخص می‌شوند (Yan, 2001). در این مطالعه نیز نمودار چندضلعی برای ۹ مکان رسم شد (شکل ۳). بر اساس این شکل دو مؤلفه اصلی اول و دوم در مجموع ۷۳/۶۵ درصد از تغییرات موجود را توجیه نمود. برای مکان‌های مورد آزمایش طی چهار سال، ۵ گروه محیطی بزرگ و مجزا مشخص گردید: گروه



شکل ۲ - بای پلات ژنوتیپ ایده‌آل برای مقایسه ژنوتیپ‌های گلرنگ بر اساس عملکرد و سازگاری

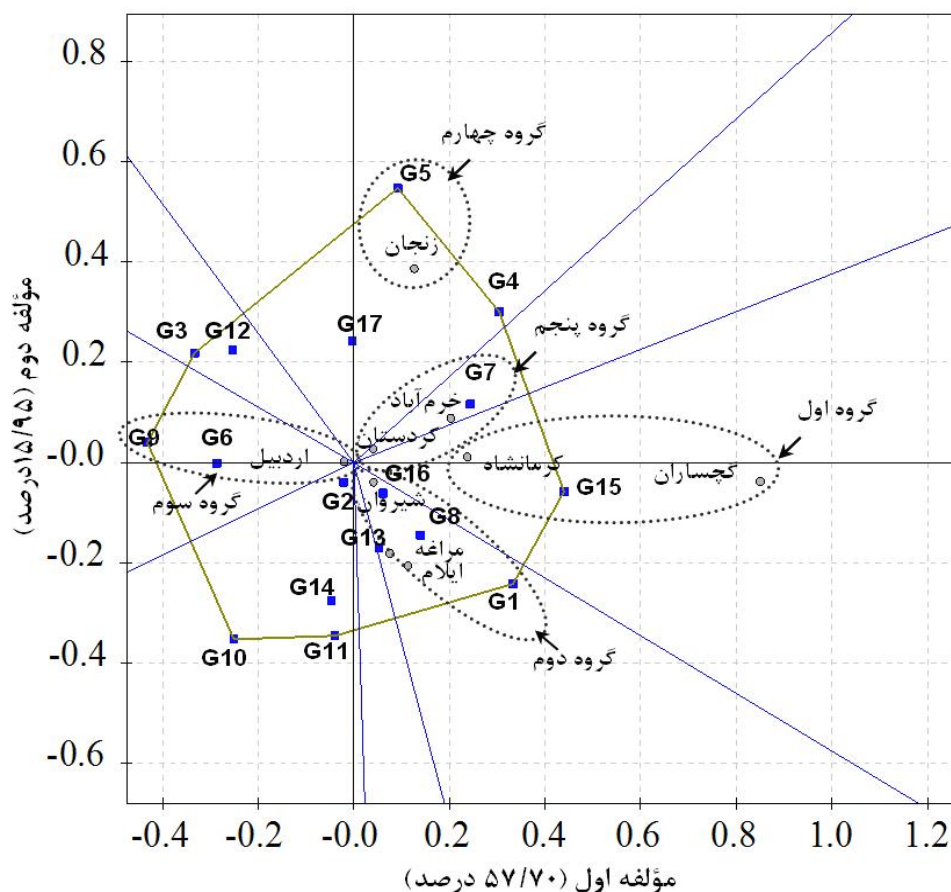
بزرگ و ژنوتیپ‌های برتر در هر گروه را مشخص نمودند. در این تحقیق بر اساس نتایج حاصل از کلیه آماره‌های امی (Zobel, 1994; Gauch and Zobel, 1996; Sneller et al., 1997; Purchase, 1997; Annicchiarico, 1997)، واریانس پایداری (Shukla, 1972) و روش رگرسیونی (Eberhart & Russell, 1966)، ژنوتیپ‌های G13 (PI-

Alizadeh et al., 2008) در بررسی لاین‌های پیشرفته گلرنگ برای مناطق سردسیر کشور ۳ گروه محیطی مجزا را شناسایی نمودند.

Pourdard & Jamshid moghaddam (2012) نیز در بررسی ارقام گلرنگ در شش ایستگاه تحقیقاتی تحت دو شرایط تنش و بدون تنش رطوبتی، ۴ گروه محیطی

G4 و (Sina) G15 (Yan & Kang, 2003) ژنوتیپ‌های (Syrian) به عنوان ژنوتیپ‌های برتر معرفی گردیدند. این دو ژنوتیپ توسط پارامتر SIPC6 نیز در رتبه‌های دوم و سوم قرار گرفتند. در مجموع ژنوتیپ G13 بر اساس کلیه آماره‌های پایداری بعنوان ژنوتیپ پایدار و پرمحصول شناسایی شد.

(250536) ، (Lesaf) G8 و (Kino-76) G6 برتر بودند که از بین آنها تنها لاین G13 عملکرد بالاتر از میانگین کل (۶۹۳ کیلوگرم در هکتار) داشت و توجیه لازم برای انتخاب شدن را دارا بود. برای آماره عملکرد - پایداری (Kang, 1993) و بای پلات ژنوتیپ + اثرمتقابل ژنوتیپ × محیط با توجه به مقوله سازگاری و عملکرد



شکل ۳- بای پلات نمودار چندضلعی برای گروه‌بندی مکان‌ها و ژنوتیپ‌های گلرنگ

مکان‌های کردستان و خرم‌آباد، ژنوتیپ‌های (Dincer) G5 و (Hartman) G9 به ترتیب برای دو مکان زنجان و اردبیل و برای سایر مناطق مورد مطالعه شامل ایلام، مراغه و شیروان ژنوتیپ G1 (Cyprobregon) برتر بود.

همچنین در این تحقیق نمودار چندضلعی GGE بای پلات ابزار مناسبی برای گروه‌بندی محیط‌های متنوع و تعیین ژنوتیپ‌های پایدار و سازگار گلرنگ بهاره به شرایط محیطی مختلف بود به طوری که بر اساس نمودار چندضلعی مکان‌ها، ژنوتیپ G15 برای مکان‌های گچساران و کرمانشاه، ژنوتیپ G7 (CW-4440) برای

REFERENCES

1. Abdulahi, A., Pourdad, S. S., & Mohammadi, R. (2009). Stability analysis of seed yield in safflower genotypes in Iran. *Acta agronomica hungarica*, 57, 185–195.
2. Akbarpour, O. A., Dehghani, H., & Sorkhi laleh lou, B. (2011). Investigating univariate and multivariate stability parameters of barley (*Hordeum vulgare* L.) promising genotypes in cold climate of Iran. *Iranian Journal of Field Crop Science*, 42, 23–32, (In Farsi).

3. Alizadeh, K., Eskandari, M., Shariati, A., & Eskandari, M. (2008). Study on spring type safflower lines suitable for cold drylands using GGE biplots. *World Journal of Agricultural Sciences*, 4, 726–730.
4. Annicchiarico, P. (1997). Joint regression vs AMMI analysis of genotype – environment interactions for cereals in Italy. *Euphytica*, 94, 53–62.
5. Ashri, A. (1973). *Divergence and evolution in the safflower genus, Carthamus L.* final research report, P.L. 480, U.S.D.A., Project no. AID-CR-18, grant no. FG-Is-234, pp. 180.
6. Cornelius, P. L., Seyedsader, M. S., & Crossa, J. (1992). Using the shifted multiplicative model to search for “separability” in crop cultivar trials. *Theoretical & Applied Genetics*, 84, 161–172.
7. Crossa, J., Gauch, H. G. & Zobel, R. W. (1990). Additive main effects and multiplicative interaction analysis of two international maize cultivar trials. *Crop Science*, 30, 493–500.
8. Dehghani, H., Sabaghpour, S. H., & Ebadi, A. (2010). Study of genotype × environment interaction for chickpea yield in Iran. *Agronomy Journal*, 102, 1–8.
9. Ebdon, J. S., & 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.
10. Eberhart, S. A., & Russell, W. A. (1966). Stability parameters for comparing varieties. *Crop Science*, 6, 36–40.
11. Esendal, E., Arsalan, B., & Pasa, C. (2008). Genotype × environment interaction and stability analysis of seed yield and oil content of safflower (*Carthamus tinctorius L.*) cultivars. *Proceeding of 7th International Safflower Conference*, November 3-7. Wagga Wagga, Australia.
12. Gabriel, K. R. (1971). The biplot graphic display of matrices with application to principal component analysis. *Biometrika*, 58, 453–467.
13. Gauch, H. G. (1992). *Statistical analysis of regional yield trials: AMMI analysis of factorial designs*. Amsterdam, Elsevier.
14. Gauch, H. G., & Zobel, R. W. (1996). AMMI analysis of yield trials. In M. S. Kang & H. G. Gauch, Jr. (Eds.), *Genotype by environment interaction*. (pp. 85–122). CRC Press, Boca Raton, FL.
15. Hatamzadeh, H. (2007). Study of seed yield stability in safflower lines and cultivars in entezari planting under rainfed condition of Kermanshah. *Seed & Plant Improvement Journal*, 23, 145–159, (In Farsi).
16. Hayward, A. D., Bosemark, N. O., & Romagosa, I. (1993). *Plant Breeding*. Chapman and Hall, U. K.
17. Jamshidmoghaddam, M., & Pourdard, S. S. (2013). Genotype × environment interactions for seed yield in rainfed winter safflower (*Carthamus tinctorius L.*) multi-environment trials in Iran. *Euphytica*, 190, 357–369.
18. Kang, M. S. (1993). Simultaneous selection for yield and stability in crop performance trials: consequences for growers. *Agronomy Journal*, 85, 754–757.
19. Karimizadeh R., Dehghan, H., & Dehghanpour, Z. (2008). Use of AMMI method for estimating genotype- environment interaction in early maturing corn hybrids. *Seed & Plant Improvement Journal*, 23, 537–546, (In Farsi).
20. Magari, R., & Kang, M. S. (1993). Genotype selection via a new yield-stability statistic in maize yield trials. *Euphytica*, 70, 105–111.
21. Mündel, H. H., Entz, T., Braun, J. P., & Kiehn, F. A. (1995). Selection of locations for safflower cultivar trials on the Canadian prairies by using the AMMI procedure. *Canadian Journal of Plant Science*, 75, 767–774.
22. Omid, A. H., Shahsavari, M. R., Motalebipour, S., & Mohammadi, A. A. (2010). Estimation of adaptability and stability of new spring safflower lines for seed and oil yields in different environmental conditions. *Seed & Plant Improvement Journal*, 26, 351–366, (In Farsi).
23. Pham, H. N., & Kang, M. S. (1988). Interrelationships among and repeatability of several stability statistics estimated from international maize trials. *Crop Science*, 28, 925–928.
24. Pourdard, S. S., & Jamshid moghaddam, M. (2012). Evaluation of yield stability of spring safflower (*Carthamus tinctorius L.*) genotypes using GGE biplot. *12th Iranian Crop Sciences Congress*, September 4-6. Karaj, Iran, (In Farsi).
25. Purchase, J. (1997). *Parametric analysis to describe genotype × environment interaction and yield stability in winter wheat*. Ph.D University of the Free State, South Africa.
26. Shukla, G. K. (1972). Some statistical aspects of partitioning genotype-environmental components of variability. *Heredity*, 29, 237–245.
27. Sneller, C. H., Kilgore-Norquest, L. & Dombek, D. (1997). Repeatability of yield stability in soybean. *Crop Science*, 37, 383–390.
28. Wricke, G. (1962). Über eine Methode Zur Erfassung der ökologischen Streubreite in Feldversuchen. *Zeitschrift für Pflanzenzüchtung*, 47, 92–96.

29. Yan, W. & Kang, M. S. (2003). *GGE Biplot Analysis: A graphical tool for breeders, geneticists, and agronomists*. CRC Press. Boca Raton, FL.
30. Yan, W. (2001). GGEbiplot-A windows application for graphical analysis of multi-environment trial data and other types of two-way data. *Agronomy Journal*, 93, 1111–1118.
31. Zeinali, E. (1999). *Safflower (characteristics, production and utilization)*. Gorgan university of agricultural sciences and natural resources. pp.144.
32. Zobel, R. W. (1994). Stress resistance and root systems. *Proceeding of the Workshop on Adaptation of Plant to Soil Stress*. INTSORMIL Publ. 94-2. Institute of Agriculture and Natural Resources University of Nebraska, Lincoln, pp. 80–99.