

## مطالعه پارامترهای پایداری تک متغیره و چند متغیره ژنوتیپ‌های امیدبخش جو در اقلیم سرد ایران

امید علی اکبرپور<sup>۱</sup>، حمید دهقانی<sup>۲\*</sup> و بهزاد سرخی الله‌لو<sup>۳</sup>

<sup>۱، ۲</sup>، دانشجوی سابق کارشناسی ارشد و دانشیار دانشکده کشاورزی دانشگاه تربیت مدرس

<sup>۳</sup>، استادیار پژوهش موسسه تحقیقات اصلاح و تهیه نهال و بذر کرج

(تاریخ دریافت: ۸۷/۱۱/۱۵ - تاریخ تصویب: ۸۹/۲/۲۹)

### چکیده

به منظور بررسی پاسخ لاینهای مختلف جو به شرایط متفاوت محیطی و تعیین پایداری عملکرد در آنها، بیست لاین امیدبخش جو در قالب طرح پایه بلوک‌های کامل تصادفی با سه تکرار در هشت ایستگاه تحقیقاتی سرد کشور به مدت دو سال (۱۳۸۵-۱۳۸۷) مورد مطالعه قرار گرفت. از پنج پارامتر پایداری مدل چند متغیره امی و پارامترهای پایداری شوکلا (<sup>۱</sup>۵<sup>۲</sup>) و بچای (II) برای معرفی ژنوتیپ‌های پایدار استفاده شد. از تجزیه به مؤلفه‌های اصلی برای ترسیم بای‌پلات رتبه پارامترها و گروه‌بندی آنها استفاده گردید. با استفاده از این پارامترها سه ژنوتیپ پایداری عمومی مناسبی را به همه محیط‌ها نشان دادند. از طرفی ژنوتیپ دیگری به عنوان ناپایدارترین ژنوتیپ شناخته شد. همبستگی بسیار بالایی بین رتبه پایداری پارامترها وجود داشت. همچنین با استفاده از نمایش بای‌پلات دو مؤلفه اول امی پایداری خصوصی ژنوتیپ‌ها مورد بررسی قرار گرفت. دو ژنوتیپ در ایستگاه‌های کرج و مشهد و ژنوتیپ دیگری در ایستگاه‌های جلگه‌رخ و اراک، سازگاری خصوصی بالایی را نشان دادند. در مجموع با استفاده از پارامترهای محاسبه شده یکی از ژنوتیپ‌ها به عنوان ناپایدارترین ژنوتیپ شناخته شد.

**واژه‌های کلیدی:** اثر متقابل ژنوتیپ×محیط، اقلیم سرد، پارامترهای پایداری، جو، مدل امی.

میزان تولید جهانی آن حدود ۱۵۴/۱ میلیون تن بوده است. متوسط عملکرد جو آبی در کشور ۳۱۵۸ کیلوگرم در هکتار و متوسط عملکرد جو دیم ۱۰۴۳ کیلوگرم در هکتار گزارش گردیده است (FAO, 2007). بهزادگران می‌توانند با بررسی سازگاری ژنوتیپ‌ها و با انتخاب ژنوتیپ‌هایی که عملکرد خوبی در درون مناطق جغرافیایی بزرگ یا ابر محیط‌ها<sup>۱</sup> دارند، بهره‌برداری کنند (Weber et al., 1996).

### مقدمه

جو با نام علمی *Hordeum vulgare* L. از نظر اقتصادی یکی از غلات مهم می‌باشد که دارای مصارف انسانی، دامی و حتی درمانی می‌باشد. بر اساس آمار سازمان خواروبار جهانی<sup>۱</sup>، سطح زیر کشت جو ایران، در سال زراعی ۱۳۸۶ بالغ بر ۱/۷ میلیون هکتار گزارش شده است. همچنین در سال ۲۰۰۷ میلادی میزان سطح زیر کشت جو در جهان حدود ۵۶/۶ میلیون هکتار و

2. Mega-Environment

1. Food and Agriculture Organization (FAO)

EV یا میانگین مربعات بردار مؤلفه‌ها برای هر ژنوتیپ و AMGE جمع مقادیر ویژه ژنوتیپ × محیط تعداد مؤلفه‌های باقیمانده در مدل امی می‌باشد (Sneller et al., 1997). پارامترهای SIPC، EV و AMGE از مدل امی استقاق یافته‌اند و قابلیت تکرارپذیری بالایی در تعیین پایداری ژنوتیپ‌ها دارند (Sneller et al., 1997). با استفاده از مدل امی یک پارامتر پایداری معتبری توسط Purchase (1997) برای پایداری ژنوتیپ‌ها ارائه شد، که آن را ارزش پایداری امی (ASV) می‌نامند و در آن از دو مؤلفه اول امی برای این روش استفاده می‌گردد. به طور کلی هر یک از این پارامترها جنبه‌های مختلفی مانند طول بردار مقدار واریانس اثر متقابل ژنوتیپ×محیط هر یک از ژنوتیپ‌ها را در تمامی محیط‌ها با استفاده از مؤلفه‌های باقیمانده در مدل امی را نشان می‌دهند.

از پارامتر D برای مقایسه روش امی و رگرسیون در تفسیر اثر متقابل ژنوتیپ × محیط استفاده شد (Annicchiarico, 1997)، که این پارامتر بیانگر فاصله اقلیدسی محور مؤلفه‌های اصلی باقیمانده در مدل از مرکز بود. با استفاده از این پارامتر که در تفسیر اثر متقابل ژنوتیپ‌های گندم، یولاف و ذرت در مکان به کار برده شد، برتری مدل امی به روش رگرسیون نشان داده شد (Annicchiarico, 1997).

ژنوتیپ‌های از گیاه زراعی جو توسط Fattahi & Yossefi (2006) مورد بررسی قرار گرفتند که با استفاده از آماره‌های مختلف تک متغیره و مدل امی ژنوتیپ‌های پایداری معرفی شدند. در مطالعه دیگر برای تفسیر اثر متقابل ۹ ژنوتیپ یولاف در شش محیط استفاده نمودند. با استفاده از روش امی و پارامترهای پایداری امی ژنوتیپ‌های مطلوبی از جو توسط Shahmohammadi et al. (2004) معرفی گردید. در یک تحقیق دیگری Dehghanpour et al. (2007) با استفاده از روش‌های مختلف آماری توانستند از بین هیبریدهای

مختلف از روش‌های متعددی برای تجزیه و تحلیل اثر متقابل ژنوتیپ × محیط برای انتخاب و معرفی ژنوتیپ‌های برتر استفاده نموده‌اند (Lin et al., 1986; Becker & Leon, 1988) است. سایر روش‌های آماری از جمله روش امی<sup>1</sup> (Gauch & Zobel, 1996) روش شم<sup>2</sup> یا مدل ضرب‌پذیر متغیر (Cornelius et al., 1996; Crossa et al., 1996) و مدل SREG<sup>3</sup> یا GGE biplot (Yan, 2001) نیز زیاد مورد استفاده قرار گرفته‌اند. ضمن این که برای تعیین پایداری، معیارهای ناپارامتری Hühn (1996) که مبتنی بر تغییر رتبه ارقام می‌باشند و روش مجموع رتبه Kang (1993; Kang, 1998) که از جمله روش‌های ناپارامتری هستند می‌توانند معیارهای معتبری برای انتخاب ژنوتیپ‌های برتر باشند.

روش امی، یک روش چند متغیره آماری می‌باشد که اثرات جمع‌پذیر ژنوتیپ، محیط و اثرات ضرب‌پذیر ژنوتیپ × محیط را توجیه نموده و تفسیر خوبی از اثر متقابل ژنوتیپ×محیط ارایه می‌نماید (Ebdon & Gauch, 2002). اگر از جزء جمع‌پذیر مدل، بدون در نظر گرفتن اثر متقابل برای توجیه واریانس آزمایشات استفاده شود، مدل مذکور را امی صفر و اگر از جزء ضرب‌پذیر امی که اثر متقابل را نیز در بر می‌گیرد استفاده شود بسته به اینکه از کدامین مؤلفه امی استفاده شود، مدل امی<sup>1</sup> تا امی F نامیده می‌شود (Gauch & Zobel, 1996). مؤلفه‌های امی معیار معتبری برای بررسی پایداری ژنوتیپ‌ها و ارتباط بین ژنوتیپ‌ها و محیط‌ها می‌باشند. اگر چندین مؤلفه از مؤلفه‌های اثر متقابل در مدل امی از لحاظ آماری معنی‌دار باشند، نشان‌دهنده وجود اثر متقابل پیچیده ژنوتیپ در محیط می‌باشد & Zobel, 1996) از چندین پارامتر امی برای پایداری ژنوتیپ‌ها استفاده می‌شود. مجموع قدر مطلق مقادیر ویژه ژنوتیپی مؤلفه‌های باقیمانده در مدل یا SIPC<sup>4</sup>

- 
5. Averages of the Square Eigenvector Values
  6. Sum Across Environments of the GEI Modeled by AMMI
  7. AMMI Stability Value

1. AMMI (Additive Main Effects and Multiplicative Interaction)
2. Shifted Multiplicative Model
3. Sites Regression Model
4. Sums of the Absolute Value of the IPC Scores

مقادیر باقیمانده (نویز)<sup>۱</sup> که در مدل باقی می‌ماند.

از پارامترهای پایداری مختلف امی شامل SIPC، EV، AMGE، D و ASV در این تحقیق استفاده شد که رابطه هر یک از آنها عبارت بود از:

$$EV = \sum_{k=1}^N \frac{\alpha_{ik}^2}{N} \quad (Sneller \text{ et al., 1997})$$

$$SIPC = \sum_{k=1}^N |\lambda_k^{0.5} \alpha_{ik}| \quad (Sneller \text{ et al., 1997})$$

$$AMGE = \sum_{k=1}^N \sum_{j=1}^E \lambda_k \alpha_{ik} \gamma_{jk} \quad (Sneller \text{ et al., 1997})$$

$$D = \left[ \sum_{k=1}^N (\lambda_k \alpha_{ik})^2 \right]^{0.5} \quad (Annicchiarico, 1997)$$

$$ASV = \sqrt{\frac{SS_{IPCA1}}{SS_{IPCA2}} (GSIPCA1)^2 + (GSIPCA2)^2} \quad (Purchase, 1997)$$

که  $\lambda_k$ ؛ مقدار منفرد برای مؤلفه  $i$ ام،  $\alpha_{ik}$ ؛ مقادیر ویژه بردار  $j$ ؛  $\gamma_{jk}$ ؛ مقدار ویژه بردار محیطی مؤلفه  $i$ ام، GSIPCA1 و GSIPCA2 مقادیر ویژه ژنتیکی مؤلفه اول و دوم می‌باشند. علاوه بر پارامترهای فوق الذکر از یک شاخص پایداری ارایه شده توسط Bajpai & Prabhakaran (2000) نیز استفاده شد.

$$I = \frac{\frac{1}{\bar{Y}_i} + \frac{1}{\sum_n \left[ \frac{1}{\sigma_i^2} \right]}}{\bar{Y}_i} \quad (Bajpai \& Prabhakaran, 2000)$$

که به ترتیب I شاخص پایداری،  $\sigma_i^2$  واریانس پایداری Shukla (1972)،  $\bar{Y}_i$  میانگین ژنتیکی آم و  $\bar{Y}_{..}$  برابر با میانگین کل است. در این روش ژنتیک پایدارتر، دارای ارزش I بیشتری می‌باشد.

از نرم‌افزارهای MATMODEL3.0 (Gauch, 2007) برای تجزیه مدل امی و پارامترهای مربوط به آن و از SAS برای آنالیز واریانس اولیه، روش‌های تک متغیره (Bajpai & Prabhakaran, 2000)، Shukla (1972) تعیین میزان همبستگی و تجزیه به مؤلفه‌های اصلی استفاده گردید.

خارجی ذرت ارقام پایدار و زودرسی را معرفی نمایند.

برای اهمیت دادن به وقت و هزینه‌های زیاد بررسی پایداری عملکرد، که مرحله نهایی یک برنامه بهزیادی می‌باشد و توجه به این نکته که گیاه جو یکی از چهار غله مهم زراعی کشور می‌باشد، لزوم انجام این تحقیق بیش از پیش آشکارتر می‌شود، تا ضمن معرفی و تشخیص ژنتیک پیش از شروع آشکارسازی پایدار، سازگارترین ژنتیک برای هر منطقه نیز معرفی گردد.

## مواد و روش‌ها

پتانسیل عملکرد ۱۸ ژنتیک پیش از خاص جو به همراه دو ژنتیک شاهد در قالب آزمایش با طرح پایه بلوک‌های کامل تصادفی با سه تکرار در هشت منطقه سرد کشور مورد بررسی قرار گرفتند. ویژگی‌های اقلیمی مناطق کشت شده در جدول ۱ و شجره و مشخصات ژنتیک‌ها در جدول ۲ ارایه شده‌اند. آزمایشات در طی سال‌های زراعی متوالی ۱۳۸۵-۱۳۸۷ انجام گرفت. هر کرت با طول ۶ متر و عرض ۱/۲ متر و مساحت ۷/۲ متر که شش متر مربع با حذف اثرات حاشیه‌ای از وسط هر کرت برداشت گردید. فاصله ردیف‌ها ۲۰ سانتی‌متر بود. مراقبت‌های زراعی لازم در طول انجام آزمایشات از جمله آبیاری، کنترل علف‌های هرز و حشرات به عمل آمد. توصیه کودی هر آزمایش بسته به نیاز منطقه و آزمایش انجام گرفت. بعد از جمع‌آوری داده‌های مربوط به تمامی محیط‌های مورد آزمایش، ابتدا از تجزیه واریانس معمولی برای بررسی ژنتیک‌ها استفاده شد. اثر متقابل ژنتیک در محیط از لحاظ آماری معنی‌دار بود، بنابراین از پارامترهای پایداری مدل امی بر اساس مدل زیر، برای تجزیه اثر متقابل ژنتیک‌ها در محیط‌ها روی میانگین تمام تکرارها استفاده شد (Gauch & Zobel, 1996).

$$Y_{ij} = \mu + g_i + e_j + \sum_{k=1}^N \lambda_k \alpha_{ik} \gamma_{jk} + \varepsilon_{ij}$$

در این مدل  $Y_{ij}$ ؛ میانگین تکرارهای ژنتیکی آم در محیط‌زم،  $g_i$  و  $e_j$ ؛ به ترتیب انحرافات اثرات ژنتیک‌ها و محیط‌ها از میانگین،  $\lambda_k$ ؛ مقدار منفرد برای مؤلفه  $i$ ام،  $\alpha_{ik}$ ؛ مقدار ویژه بردار ژنتیکی مؤلفه  $i$ ام و  $\gamma_{jk}$ ؛ مقدار ویژه بردار محیطی مؤلفه  $i$ ام و  $\varepsilon_{ij}$ ؛ عبارت است از

جدول ۱- مختصات و کد ایستگاه‌های تحقیقاتی اقلیم سرد جو کشور

کد محیطی	عرض جغرافیایی	طول جغرافیایی	ارتفاع (متر)	مکان	
سال دوم	Latitude	Longitude	Altitude		
سال اول					
(E9)	(E1)	۳۵°۱۲'N	۴۸°۴۱'E	۱۶۷۹/۷	همدان
(E10)	(E2)	۲۶°۵۸'N	۴۳°۰۳'E	۱۳۰۰	میاندواب
(E11)	(E3)	۲۵°۵۶'N	۵۰°۰۴'E	۱۳۱۲/۵	کرج
(E12)	(E4)	۲۴°۰۶'N	۴۹°۴۶'E	۱۷۰۸	اراک
(E13)	(E5)	۲۵°۵۰'N	۵۸°۱۳'E	۱۶۵۰	جلگه‌رخ
(E14)	(E6)	۲۶°۱۶'N	۵۹°۳۸'E	۹۹۰	مشهد
-	(E7)	۲۸°۱۵'N	۴۸°۱۷'E	۱۳۵۰	اردبیل
-	(E8)	۲۸°۰۵'N	۴۶°۱۷'E	۱۳۶۱	تبریز

جدول ۲- مشخصات شجره‌ای و اختصارات ژنوتیپ‌ها

کد ژنوتیپی	شجره
G1	CWB117-5-9-5 (شاهد ۱)
G2	Radical/Star
G3	Boyer (F356J126/Com)/4/Productive/3
G4	F2//Radical/Karat/3/Radical/4/Xemus
G5	Bereke-54
G6	Narcis//K-281/Skorohod
G7	/Skorohod
G8	Bugar/4/Hma-02//11012-2/CM67/3/Marageh
G9	Robur/J126//OWB753431D/SL3/3/Radical
G10	Kny/K-273
G11	Pamir-010/Bulbul
G12	Xemus/Rhn-03
G13	Productiv/3/Roho//Alger/Ceres362-1-1
G14	CWB117-77-9-7/Victoria
G15	Belt67-1608/Slr/3/Dicktoo/Cascade//Hip/4/Victoria
G16	Robur/J126//OWB753431D/SL3/3/Radical
G17	Belt67-1608/Slr/3/Dicktoo/Cascade-/Hip/4/Antares/Ky63-1294
G18	Reaserch/Ashar//CWB117-5-9-5
G19	Alpha/Badia
G20	MAKOUEE//ZARJOW/80-5151 (شاهد ۲)

واریانس خطای آزمایشات در تجزیه واریانس‌های جداگانه بود ( $\chi^2_{ns} = ۱۶۰۶$ ). نتایج تجزیه واریانس مرکب بر اساس محیط‌های انجام آزمایش تفاوت معنی‌داری بین محیط‌ها در سطح احتمال ۰/۰۱ نشان داد. در بین ژنوتیپ‌ها اختلاف معنی‌داری مشاهده نشد که نشان‌دهنده عدم وجود اختلاف بین ژنوتیپ‌های مورد مطالعه در متوسط تمام محیط‌های انجام آزمایش بود. اما به دلیل بسیار معنی‌دار بودن اثر متقابل ژنوتیپ×محیط، عملکرد ژنوتیپ‌ها از محیط به محیط دیگر متفاوت بود و بنابراین شرط انجام تجزیه پایداری و بررسی اثر متقابل ژنوتیپ × محیط برای معرفی

## نتایج و بحث

پس از بررسی نرمال بودن اشتباه آزمایشی داده‌ها و همگنی واریانس درون تیماری برای داده‌های هر آزمایش با استفاده از نرم افزار SAS، ایستگاه‌های مناطق اردبیل و تبریز در سال دوم کشت، به علت سرمای بیش از حد، ژنوتیپ‌ها به مرحله گلدهی نرسیدند و از مجموعه آزمایشات حذف شدند. بنابراین تجزیه واریانس مرکب، بر اساس سال × مکان امکان‌پذیر نبود و از تجزیه واریانس براساس محیط انجام شد که ۱۴ محیط در این تحقیق مورد بررسی قرار گرفت. پس از تجزیه واریانس معمولی نتیجه آزمون بارتلت نشان‌دهنده همگنی

ژنوتیپ × محیط را توجیه نمودند، از این شش مؤلفه که دارای نسبت قابل قبولی از واریانس اثر متقابل بودند، برای محاسبه پارامترهای AMGE، EV، SIPC و D استفاده شده است. پارامتر ASV بر مبنای دو مؤلفه اول محاسبه شد (جدول ۴).

با استفاده از پارامتر SPIC ژنوتیپ‌های ۱۶، ۱۱ و ۱۰ با استفاده از پارامتر EV و D ژنوتیپ‌های ۱۰، ۱۱، ۱۰ و ۲۰ با استفاده از پارامتر ASV ژنوتیپ‌های ۸، ۱۶ و ۱۰ به ترتیب رتبه اول تا سوم ژنوتیپ‌های پایدار را به دست آورند. همچنین ژنوتیپ‌های ۱۱، ۱۰ و ۹ به ترتیب رتبه اول تا سوم پایداری را با استفاده از پارامتر AMGE به دست آورند. علاوه بر پارامترهای مختلف امی، در روش Shukla (1972) ژنوتیپ‌های ۲۰، ۱۱ و ۱۰ در روش Bajpai & Prabhakaran (2000) ژنوتیپ ۱۶، ۱۱ و ۲۰ به ترتیب رتبه‌های اول تا سوم پایداری عملکرد را به دست آورند (جدول ۵). از تجزیه رتبه ژنوتیپ‌ها چنین نتیجه‌گیری شد که ژنوتیپ ۱۶ با کمترین مجموع رتبه بالاترین میزان پایداری را داشت. همچنین ژنوتیپ ۱۱ و ۱۰ به ترتیب در رتبه‌های دوم و سوم قرار داشتند. در مقابله ژنوتیپ ۳ به جز در روش AMGE، در سایر روش‌های تجزیه پایداری رتبه آخر پایداری عملکرد را به دست آورد و به عنوان ناپایدارترین ژنوتیپ شناخته شد.

ژنوتیپ‌های پایدار برقرار بود. معنی‌دار بودن اثر متقابل، معنی‌داری یا غیر معنی‌داری اثرات ساده محیط‌ها و یا ژنوتیپ‌ها را بی‌اهمیت می‌سازد. بنابراین از پارامترهای پایداری مدل امی و روش‌های مختلف دیگر برای بررسی اثر متقابل استفاده گردید.

تجزیه واریانس عملکرد با استفاده از مدل امی در جدول ۳ نشان داده شده است، ۶ مؤلفه اول این مدل از لحاظ آماری معنی‌دار بودند، که دلیلی بر پیچیده بودن اثر متقابل ژنوتیپ × محیط بود. حدود ۷۹٪ از مجموع واریانس کل توسط اثرات جمع‌بذر محیط، ۰/۰۱، توسط اثر ژنوتیپ و ۰/۲۰ از تغییرات کل توسط اثر متقابل ژنوتیپ × محیط توجیه گردید. در تحقیقی که Sivapalan et al. (2000) انجام دادند اثرات محیطی حدود ۰/۸۷، اثرات ژنوتیپی ۰/۰۲ و اثرات متقابل حدود ۱/۱۱ از واریانس کل را به خود اختصاص دادند. به طور متوسط ۰/۰۴۱ از کل واریانس اثر متقابل ژنوتیپ × محیط توسط دو مؤلفه اول امی قابل توجیه بود (جدول ۳)، بنابراین قضاؤت بر اساس این دو مؤلفه در نگاه اول تا حدودی گمراه کننده بود. لذا از مؤلفه‌های بیشتری که در مدل باقی ماندند و از لحاظ آماری معنی‌دار بودند برای معرفی ژنوتیپ پایدار استفاده گردید. در مجموع شش مؤلفه اول مدل امی حدود ۰/۸۱ واریانس اثر متقابل

جدول ۳- تجزیه واریانس مدل امی برای اثرات جمع‌بذر و ضرب‌بذر

منابع تغییرات	درجه آزادی	میانگین مربعات	نسبت منابع تغییرات
مدل	۲۷۹	۶۴۰.۵۷۷۴/۴**	-
ژنوتیپ	۱۹	۸۹۱۵۹۰/۱ns	۰/۰۱
محیط	۱۳	۱۰.۸۴۷۰.۸۸۷**	۰/۷۹
ژنوتیپ×محیط	۲۴۷	۱۴۵۸۰.۹۴/۴**	۰/۲۰
IPCA1	۳۱	۲۷۷۳۰.۱۳۴/۴**	۰/۲۳
IPCA2	۲۹	۲۱۸۱۲۰۰**	۰/۱۸
IPCA3	۲۷	۱۷۱۹۵۵۶/۳**	۰/۱۳
IPCA4	۲۵	۱۶۶۶۶۵۸/۶**	۰/۱۱
IPCA5	۲۳	۱۳۵۲۰.۳۵/۲**	۰/۰۹
IPCA6	۲۱	۱۲۳۷۹۹۵/۳*	۰/۰۷
IPCA7	۱۹	۱۰.۸۵۹۶۹/۴ns	۰/۰۵
باقیمانده	۷۲	۱۲۷۵۵۳۲/۱	۰/۱۴
اشتباه	۵۶۰	۶۲۵۳۰.۶/۶	-
کل	۸۳۹	۲۵۴۷۵۳۶/۱	-

\* و \*\*: به ترتیب نشان‌دهنده غیر معنی‌داری و معنی‌داری در سطح احتمال ۰/۰۵ و ns: به ترتیب نشان‌دهنده غیر معنی‌داری و معنی‌داری در سطح احتمال ۰/۰۱.

IPCA عبارت است از مؤلفه ۱ام در مدل امی.

جدول ۴- مقادیر برآورد شده پارامترهای مختلف پایداری در ژنوتیپ‌های مورد مطالعه

I	$\sigma_i^2$	ASV	SIPC	EV	D	AMGE	کد ژنوتیپ
۱/۶۹	۵۵۱۹۵۶/۱۹	۲۱/۷۵	۶۵/۵۲	۰/۱۴	۲۷۰۶/۹۰	۵/۱۸×۱۰-۶	G1
۱/۶۱	۶۰۳۰۵۹/۹۴	۲۶/۲۷	۷۰/۹۰	۰/۱۷	۲۹۷۶/۷۴	۶/۴۹×۱۰-۶	G2
۱/۳۲	۱۱۱۵۹۶۲/۶۳	۴۶/۶۸	۱۰۱/۱۴	۰/۲۵	۴۱۵۴/۷۷	۳/۰۵×۱۰-۶	G3
۱/۵۸	۶۱۸۰۷۷/۰۶	۳۱/۳۰	۷۴/۹۴	۰/۲۵	۳۳۵۲/۲۵	۱/۱۴×۱۰-۶	G4
۱/۵۷	۶۹۰۰۲۹/۶۹	۳۴/۷۱	۸۴/۳۹	۰/۱۶	۳۱۶۲/۴۰	-۸/۶۲×۱۰-۷	G5
۲/۲۴	۲۹۸۳۵۸/۰۰	۱۴/۶۵	۶۸/۵۴	۰/۱۱	۲۰۷۰/۶۹	۹/۹۰×۱۰-۷	G6
۱/۶۴	۵۶۶۰۴۹/۶۹	۲۰/۱۳	۸۲/۲۷	۰/۲۲	۳۲۴۷/۸۵	-۴/۴۲×۱۰-۶	G7
۱/۸۲	۴۶۴۲۱۷/۳۸	۱۳/۳۱	۷۵/۵۷	۰/۱۹	۲۶۹۳/۳۱	-۳/۳۶×۱۰-۶	G8
۲/۱۷	۲۲۹۱۳۱/۴۱	۵/۲۶	۶۲/۳۷	۰/۱۵	۲۳۰۹/۸۵	-۳/۲۸×۱۰-۷	G9
۲/۱۸	۳۱۱۵۷۱/۱۶	۱۳/۲۷	۴۰/۷۸	۰/۰۴	۱۳۹۵/۵۶	-۱/۷۲×۱۰-۶	G10
۲/۵۳	۲۵۱۲۷۷/۶۴	۱۶/۲۵	۳۹/۴۱	۰/۰۷	۱۸۱۷/۸۲	-۷/۹۸×۱۰-۸	G11
۱/۸۶	۴۲۰۳۰۶/۷۸	۱۹/۶۶	۷۳/۷۶	۰/۱۵	۲۴۳۰/۱۰	-۲/۵۸×۱۰-۶	G12
۱/۷۱	۵۲۸۲۹۴/۰۶	۲۰/۱۷	۸۶/۸۰	۰/۲۳	۲۹۹۷/۳۷	-۴/۵۰×۱۰-۶	G13
۱/۷۸	۵۱۳۱۰/۱۵۹	۲۳.۶۶	۶۹/۷۷	۰/۰۸	۲۱۶۶/۸۹	-۱/۹۶×۱۰-۶	G14
۱/۸۶	۴۵۴۸۹۲/۰۶	۱۸/۵۸	۶۸/۴۸	۰/۱۸	۲۹۵۶/۲۸	-۹/۳۸×۱۰-۷	G15
۴/۷۳	۱۰۰۳۵۵/۵۴	۹/۶۱	۳۳/۴۷	۰/۰۴	۱۴۶۹/۵۸	۶/۴۴×۱۰-۷	G16
۱/۵۹	۶۵۹۹۷۳/۰۶	۳۹/۳۷	۶۸/۹۶	۰/۱۵	۳۳۶۴/۹۵	-۲/۱۰×۱۰-۶	G17
۲/۰۲	۳۸۰۵۵۹/۶۳	۱۷/۶۴	۵۸/۷۹	۰/۰۹	۲۰۰۶/۵۴	۲/۲۴×۱۰-۷	G18
۱/۵۹	۶۱۴۳۶۷/۶۹	۳۲/۱۹	۷۸/۹۴	۰/۱۷	۳۰۵۹/۲۸	۴/۲۴×۱۰-۶	G19
۲/۵۱	۲۴۹۳۱۳/۶۷	۱۴/۹۲	۴۱/۳۲	۰/۰۵	۱۶۱۰/۵۳	۹/۴۷×۱۰-۷	G20

جدول ۵- رتبه ژنوتیپ‌ها بر اساس پارامترهای مدل امنی، شوکلا و بچپای

مجموع رتبه	رتبه I	رتبه $\sigma_i^2$	رتبه ASV	رتبه SIPC	رتبه EV	رتبه D	رتبه AMGE	کد ژنوتیپ
۸۴	۱۳	۱۳	۱۳	۷	۸	۱۱	۱۹	G1
۱۰۴	۱۵	۱۵	۱۵	۱۲	۱۴	۱۳	۲۰	G2
۱۳۴	۲۰	۲۰	۲۰	۲۰	۲۰	۲۰	۱۴	G3
۱۱۱	۱۸	۱۷	۱۶	۱۴	۱۹	۱۸	۹	G4
۱۰۷	۱۹	۱۹	۱۸	۱۸	۱۲	۱۶	۵	G5
۴۳	۴	۴	۵	۹	۷	۶	۸	G6
۱۰۷	۱۴	۱۴	۱۱	۱۷	۱۷	۱۷	۱۷	G7
۸۰	۱۰	۱۰	۴	۱۵	۱۶	۱۰	۱۵	G8
۴۰	۶	۶	۱	۶	۱۰	۸	۳	G9
۲۸	۵	۵	۳	۳	۱	۱	۱۰	G10
۲۳	۲	۳	۷	۲	۴	۴	۱	G11
۷۰	۸	۸	۱۰	۱۳	۹	۹	۱۳	G12
۱۰۵	۱۲	۱۲	۱۲	۱۹	۱۸	۱۴	۱۸	G13
۷۰	۱۱	۱۱	۱۴	۱۱	۵	۷	۱۱	G14
۶۸	۹	۹	۹	۸	۱۵	۱۲	۶	G15
۱۳	۱	۱	۲	۱	۲	۲	۴	G16
۱۰۶	۱۷	۱۸	۱۹	۱۰	۱۱	۱۹	۱۲	G17
۴۰	۷	۷	۸	۵	۶	۵	۲	G18
۱۰۹	۱۶	۱۶	۱۷	۱۶	۱۳	۱۵	۱۶	G19
۲۸	۳	۲	۶	۴	۳	۳	۷	G20

همبستگی بالایی با یکدیگر دارند. در مطالعه‌ای Sneller et al. (1997) نیز بیان داشتند که همبستگی بالایی بین پارامترهای پایداری امی وجود دارد بخصوص در موقعی که آزمایشات در چندین سال و در مکان‌های بیشتری تکرار گردند.

همبستگی بین رتبه پارامترهای مختلف پایداری به روش امی و پارامترهای پایداری Shukla (1972) و Bajpai & Prabhakaran (2000) (جدول ۶) که پارامترهای مستقل از یکدیگر می‌باشند، نشان داد که رتبه‌های تمامی این پارامترها به جز پارامتر AMGE،

جدول ۶- همبستگی بین پارامترهای برآورد شده به روش امی و سایر پارامترها

پارامترهای پایداری	SIPC	EV	D	ASV	I	$\sigma_i^2$
EV	.۰/۸۴**					
D	.۰/۸۲**	.۰/۸۸**				
ASV	.۰/۶۷*	.۰/۵۵*	.۰/۸۲**			
I	.۰/۸۱**	.۰/۷۶**	.۰/۹۳**	.۰/۹۰**		
$\sigma_i^2$	.۰/۸۰**	.۰/۷۵**	.۰/۹۳**	.۰/۹۱**	.۰/۹۹**	
AMGE	.۰/۶۰*	.۰/۵۰*	.۰/۵۱*	.۰/۴۶*	.۰/۵۵*	.۰/۵۴*

\* و \*\*: به ترتیب معنی‌دار بودن در سطح احتمال ۰/۰۵ و ۰/۰۱.

که به نظر می‌رسید درصد کمی از کل واریانس اثر متقابل باشد، اما از طرفی بر اساس همبستگی بالای پارامتر ASV که خود مبتنی بر دو مؤلفه اول امی می‌باشد، با سایر پارامترها چنین استنباط شد که بررسی اثر متقابل ژنتیپ × محیط بر اساس دو مؤلفه اول امی همراه با نمایش بای‌پلات قابل تفسیر باشد. در تحقیق همراه با Shahmohammadi et al. (2004) گرچه دو مؤلفه اول سهم ناچیزی از اثر متقابل را به خود اختصاص داده بود، ولی از تفسیر بای‌پلات امی برای معرفی ژنتیپ‌های پایدار استفاده نمودند.

در بررسی پارامترهای امی توسط سایر محققان، اشاره شده است که پارامتر ASV برای انتخاب همزمان عملکرد و پایداری مناسب می‌باشد (Adugana & Labuschagne, 2002; Sabaghnia et al., 2008). در این مطالعه نیز مشخص گردید که پارامتر ASV با تمام پارامترها همبستگی مثبتی دارد، این وضعیت نشان داد که گرچه اثر متقابل موجود خیلی پیچیده است، ولی کارایی روش امی و پارامترهای آن به حدی است که با استفاده از آن می‌توان به نتایج قابل اعتمادی دست پیدا کرد.

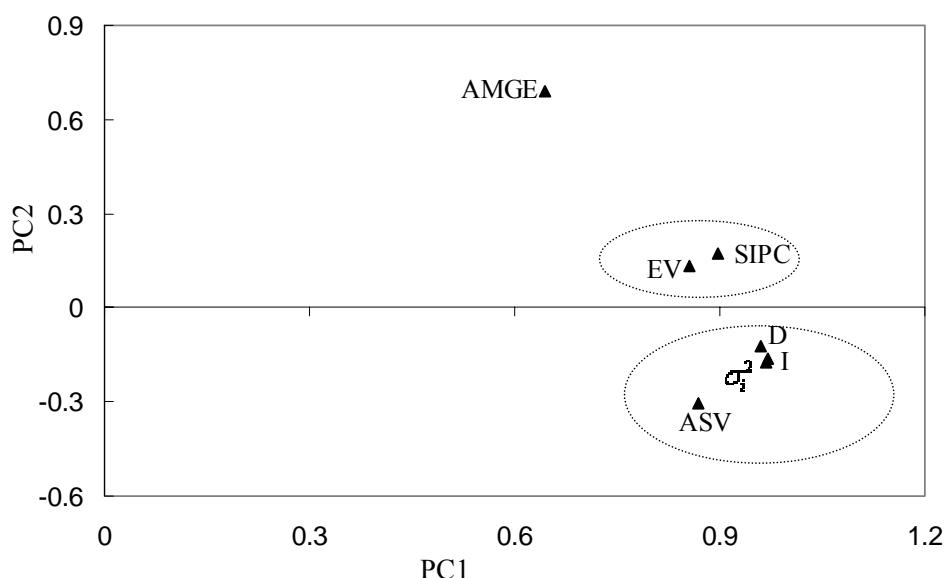
بای‌پلات مدل امی در شکل ۲ نشان داده شده است. در مدل بای‌پلات امی ژنتیپ‌هایی که در مرکز بای‌پلات وجود دارند از پایداری عمومی برخوردارند و قابل توصیه

علاوه بر این، ارتباط بین این پارامترها از طریق تجزیه به مؤلفه‌های اصلی بررسی شد و حدود ۰/۸۸ از واریانس همبستگی بین پارامترها توسط دو مؤلفه اول توجیه شد. در تحقیقی Sabaghnia et al. (2006) همبستگی رتبه بین ۱۰ آماره مختلف ناپارامتری را با استفاده از تجزیه به مؤلفه‌های اصلی در یک نمودار بررسی کردند و آماره‌ها را بر اساس پایداری و عملکرد به گروه‌های مختلف گروه‌بندی نمودند. نمودار دو مؤلفه اول حاصل از تجزیه به مؤلفه‌های اصلی این پارامترها برای تفسیر بهتر روابط بین پارامترهای پایداری در شکل ۱ ترسیم شد. گروه‌بندی این پارامترها بر اساس فاصله اقلیدسی پارامترهای EV و SIPC را در گروه اول، پارامترهای I،  $\sigma_i^2$  و ASV را در گروه دوم و پارامتر AMGE را به تنها‌ی در گروه سوم قرار داد. گروه‌بندی پارامترها بر اساس شکل ۱ همبستگی بسیار بالایی بین پارامترهای هر گروه را به تصویر کشید و نشان داد که معرفی یک ژنتیپ خاص بر اساس پارامتری از هر گروه می‌تواند نماینده سایر پارامترهای همان گروه باشد.

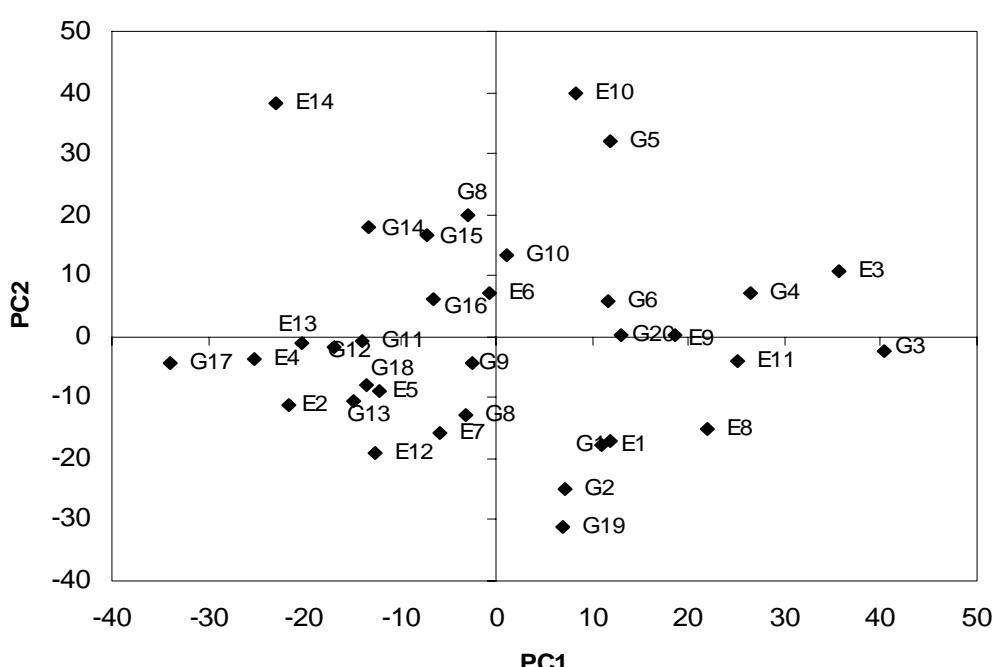
در پارامتر ASV از دو مؤلفه مدل امی برای تفسیر استفاده می‌شود. از طرف دیگر این پارامتر همبستگی بالایی را با پارامترهای  $\sigma_i^2$ ، I و D نشان داد، لذا می‌توان نتیجه گرفت که اگرچه دو مؤلفه اول مدل امی حدود ۰/۴۱ اثر متقابل ژنتیپ × محیط را توجیه نموده است،

در بررسی پایداری خصوصی با استفاده از بایپلات مدل امی، با استفاده از همبستگی بین محیطها و ژنوتیپ‌ها، ژنوتیپ ۳ همبستگی بالایی را با محیط‌های ۱۱ و ۱۲ که این دو محیط، سال‌های مختلف مکان کرج بودند نشان داد. علاوه بر این ژنوتیپ ۱۷ قابلیت سازگاری خصوصی بالایی را به محیط‌های ۴، ۵ و ۱۳ یعنی سال‌های مختلف مکان اراک و جلگه رخ، نشان داد. همچنین ژنوتیپ ۱۴ سازگاری خصوصی نسبی را با

برای اکثر محیط‌ها می‌باشد و ژنوتیپ‌هایی که دور از مرکز قرار می‌گیرند دارای پایداری خصوصی می‌باشد (Gauch & Zobel, 1996). لذا چنان نتیجه گرفته شد که ژنوتیپ‌های ۹، ۱۰ و ۱۶ کمترین فاصله را از مرکز بایپلات داشتند، و با کمترین اثر متقابل عنوان پایدارترین ژنوتیپ‌ها شناخته شدند. در تجزیه و تحلیل اکثر پارامترهای پایداری دیگر نیز رتبه‌های نخست پایداری عملکرد به این ژنوتیپ‌ها اختصاص داشت.



شکل ۱- نمودار بای پلات حاصل از تجزیه به مؤلفه اصلی رتبه پارامترهای پایدار



شکل ۲- بایپلات برای دو مؤلفه اول مدل امی برای ژنوتیپ‌ها و محیط‌ها

مطالعه و با توجه به مقوله پایداری و عملکرد، می‌توان چنین استنباط نمود که با استفاده از پارامترهای مختلف روش امی و سایر آمارهای دیگر ژنتیپ‌های ۱۶، ۱۱ و ۱۰ به ترتیب بالاترین پایداری عملکرد را داشتند و به عنوان ژنتیپ‌های پایدار معرفی گردیدند.

### سپاسگزاری

از مدیریت مؤسسه تحقیقات اصلاح و تهیه نهال و بذر، بخش تحقیقات غلات و همکاری علمی و فنی مجریان ایستگاههای تحقیقاتی کرج، همدان، مشهد، جلگه‌رخ، میاندواب، اردبیل، تبریز و اراک قدردانی می‌گردد.

محیطهای ۶ و ۱۴ نشان داد که این دو محیط سال اول و دوم مکان مشهد بودند. همچنان ژنتیپ ۱ و ۲۰ (ژنتیپ‌های شاهد) همبستگی بالایی را با محیطهای ۱ و ۹ در دو سال مختلف مکان همدان نشان دادند. اثر متقابل ژنتیپ × محیط یک مقوله نسبتاً پیچیده می‌باشد، لذا از روش‌های چند متغیره آماری روش امی بهتر از سایر روش‌ها قابلیت توجیه و تفسیر آن را دارد. روش امی با قابلیت تفسیر گرافیکی بر اساس یک و دو مؤلفه اصلی اول و با قابلیت تفسیر توسط پارامترهای مبتنی بر بیش از دو مؤلفه اصلی، یک روش کارآمد محسوب می‌گردد. لذا بر اساس نتایج حاصل از این

### REFERENCES

1. Adugana, W. & Labuschagne, M. T. (2002). Genotype-environment interactions and phenotypic stability analysis of linseed in Ethiopia. *Plant Breeding*, 121, 66–71.
2. Annicchiarico, P. (1997). Joint regression vs. AMMI analysis of genotype – environment interactions for cereals in Italy. *Euphytica*, 94, 53–62.
3. Bajpai, P. K. & Prabhakaran, V. T. (2000). A new procedure of simultaneous selection for high yielding and stable crop genotypes. *Indian Journal of Genetics*, 60, 141–146.
4. Becker, H. C. & Leon, J. (1988). Stability analysis in plant breeding. *Plant Breeding*, 101, 1–23.
5. Cornelius, P. L., Crossa, J. & Seyed sadr, M. S. (1996). Statistical tests and estimates of multiplicative models for GE interaction. In: Kang, M. S. and H. G. Jr. Gauch (eds), *Genotype- by -environment interaction*. (pp. 199–234). CRC Press, Boca Raton, Florida.
6. Crossa, J., Cornelius, P. L. & Seyed sadr, M. S. (1996). Using the shifted multiplicative model cluster methods for crossover GE interaction. In: Kang, M. S. and H. G. Jr. Gauch (eds), *Genotype-by-environment interaction*. (pp. 175–198). CRC Press, Boca Raton, Florida.
7. Dehghanpour, Z., Karimizadeh, R., Dehghani, H. & Sabbaghnia, N. (2007). Estimation of adaptability and stability of grain yield in foreign early corn hybrids. *Iranian Journal of Agriculture Science*, 38-1(2), 249–257. (In Farsi)
8. 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.
9. Eberhart, S. A. & Russell, W. A. (1966). Stability parameters for comparing varieties. *Crop Science*, 6, 36–40.
10. FAO. (2007). *FAO Stat Yearbook*. Rome, Italy.
11. Fattahi, F. & Yossefi, A. (2006). Evaluation of yield stability of barley genotypes (*Hordeum vulgare* L.) using repeatable stability parameters and pattern analysis of AMMI model. *Iranian Journal of Agriculture Science*, 37-1(2), 317–326. (In Farsi).
12. Finlay, K. W. & Wilkinson, G. N. (1963). The analysis of adaptation in a plant breeding programme. *Australian Journal of Agriculture Research*, 14, 742–754.
13. Gauch, H. G. (2007). MATMODEL Version 3.0: Open source software for AMMI and related analyses. Crop and Soil Sciences, Cornell University, Ithaca, NY 14853.
14. Gauch, H. G. & Zobel, R. W. (1996). AMMI analysis of yield trials. In: Kang, M. S. and H. G. Jr. Gauch (eds), *Genotype- by -environment interaction*. (pp. 85–122). CRC Press, Boca Raton, Florida.
15. Hühn, M. (1996). Nonparametric analysis of genotype×environment interactions by ranks. In: Kang, M. S. and H. G. Jr. Gauch (eds), *Genotype- by -environment interaction*. (pp. 235–271). CRC Press, Boca Raton, Florida.
16. Kang, M. S. (1993). Simultaneous selection for yield and stability in crop performance genotype–environment interaction 239 trials: consequences for growers. *Agronomy Journal*, 85, 754 – 757.
17. Kang, M. S. (1998). Using genotype- by -environment interaction for crop cultivar development. *Advances in Agronomy*, 62, 199–252.

18. Lin, C. S., Binns, M. R. & Lefkovitch, L. P. (1986). Stability analysis: Where do we stand? *Crop Science*, 26, 894–900.
19. Mohammadinejad, G. & Rezai, A. M. (2005). Analysis of Genotype×Environment Interaction and Study of Oat (*Avena sativa* L.) Genotypes Pattern. *Agriculture and Natural Resources*, 9(2), 89–107. (In Farsi).
20. 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.
21. Sabaghnia, N., Dehghani, H. & Sabaghpoor, S. H. (2006). Nonparametric methods for interpreting genotype×environment interaction of lentil genotypes. *Crop Science*, 46, 1100–1106.
22. Sabaghnia, N., Dehghani, H. & Sabaghpoor, S. H. (2008). The use of an AMMI model and its parameters to analyse yield stability in multi-environment trials. *Journal of Agriculture Science*, 146, 571 – 581.
23. Shahmohammadi, M., Dehghani, H. & Yossefi, A. (2004). Additive main effect and multiplicative interaction analysis (AMMI) in barley (*Hordeum vulgare* L.) Genotypes. *Seed and Plant*, 20(4), 405 – 416. (In Farsi)
24. Shukla, G. K. (1972). Some statistical aspects of partitioning genotype–environmental components of variability. *Heredity*, 29, 237–245.
25. Sivapalan, S., Brien, L., Ferrara, G., Hollamby, J. G. & Barclay, P. J. (2000). An adaptation analysis of Australian and CIMMYT/ICARDA wheat germplasm in Australian production environments. *Australian Journal of Agriculture Research*, 51, 903 – 915.
26. Sneller, C. H., Kilgore-Norquest, L. & Dombek, D. (1997). Repeatability of Yield Stability in Soybean. *Crop Science*, 37, 383–390.
27. Weber, W. E., Wricke, G. & Westermann, T. (1996). Selection of genotypes and prediction of performance by analyzing GE interactions. In: Kang, M. S. & H. G. Jr. Gauch. (eds) *Genotype- by-environment interaction*. (pp. 353–371). CRC Press, Boca Raton, Florida.
28. Yan, W. (2001). GGEbiplot – a Windows application for graphical analysis of multienvironment trial data and other types of two-way data. *Agronomy Journal*, 93(5), 1111–1118.