

## مطالعه سازگاری عمومی و خصوصی لاین‌های پیشرفته گندم دیم با استفاده از بای پلات GE بر اساس روش AMMI

- مصطفی آقائی سربرزه، استادیار پژوهش، مؤسسه تحقیقات اصلاح و تهیه نهال و بذر، کرج
  - هوشمند صفری، مربی پژوهش، مرکز تحقیقات کشاورزی و منابع طبیعی استان کرمانشاه،
  - مظفر روستائی، مربی پژوهشی، معاونت موسسه تحقیقات دیم-مراغه
  - کورش نادر محمودی، مربی پژوهشی، معاونت موسسه تحقیقات کشاورزی دیم-سرارود، کرمانشاه
  - محمد مهدی پور سیاه بیدی، مربی پژوهشی، مرکز تحقیقات کشاورزی ایلام
  - علی حسامی، مربی پژوهشی، مرکز تحقیقات کشاورزی کردستان
  - کاظم سلیمانی، مربی پژوهشی، مرکز تحقیقات کشاورزی زنجان
  - ملک مسعود احمدی، مربی پژوهشی، موسسه تحقیقات کشاورزی دیم-شیروان
  - رضا محمدی، کارشناس ارشد اصلاح نباتات، معاونت موسسه تحقیقات دیم-سرارود
- تاریخ دریافت: خرداد ماه ۱۳۸۳ تاریخ پذیرش: اردیبهشت ماه ۱۳۸۶  
Email: maghaee@yahoo.com

### چکیده

اطلاع در مورد ساختار اثر متقابل ژنوتیپ و محیط در برنامه‌های اصلاحی به منظور بررسی سازگاری عمومی و خصوصی ژنوتیپ‌ها بسیار مهم است. در این رابطه آزمایشاتی که در چند مکان به اجرا در می‌آیند نقش مهمی در شناخت ابعاد اثر متقابل دارند. به منظور بررسی ساختار ضرب پذیری داده‌ها (شناخت اثر متقابل) از شیوه‌های مختلفی استفاده می‌شود، که تجزیه اثر اصلی جمع‌پذیر و اثر متقابل ضرب‌پذیر و بررسی بای پلات‌های حاصل از تجزیه بر اساس این روش بسیار کارآمد می‌باشد. در این تحقیق از میانگین عملکرد حاصل از ۱۴ لاین پیشرفته گندم و دو وارسته شاهد، سرداری و آذر-۲ در ۶ منطقه به مدت سه سال (۱۳۷۸، ۱۳۷۹ و ۱۳۸۰) به منظور ارزیابی اثر متقابل ژنوتیپ‌ها با محیط‌ها و تعیین سازگاری عمومی و خصوصی ژنوتیپ‌های مورد بررسی استفاده شد. نتایج حاصله تمرکز محیطی قوی را بین مناطق کرمانشاه و شیروان نشان داده و آنها را در یک گروه قرار داد؛ حال آنکه مناطق زنجان و کردستان در گروه دوم و مناطق ایلام و مراغه به علت عدم تمرکز محیطی با محیط‌های مورد بررسی، در گروه‌های جداگانه‌ای قرار گرفتند. ژنوتیپ‌های ... Gen// ... Ptz Niska/ Chi/Pvn"s"/Bow ... s" و ... Heng-Sxl-۷۰۰۴// ... Sardari و Ptz Niska/ ... Gen// "s", Bow ... Gen// "s", Bow ... Son۶۴/۴/ " Azar-۲, ... زنجان، ژنوتیپ‌های ... Seafallh... Pvn"s"/ Chi, ۸۷ZHONG۲۹۱// و ... Heng-Sxl-۷۰۰۴/ برای منطقه شیروان، ژنوتیپ‌های ... Seafallh /Crow"s"//... "s"/Bow, Heng-Sxl-۷۰۰۴... برای منطقه کرمانشاه، ژنوتیپ‌های ... ۸۷ZHONG۲۹۱/ Sut/ Dmni// "s", Bow ... Crow"s"//... "s"/Bow ... Heng-Sxl-۷۰۰۴... برای منطقه ایلام و ژنوتیپ‌های ... Ogosta/Sefied, ... Pvn"s"/ Chi و ۱۵/ sefid Fengkang برای منطقه مراغه بیشترین سازگاری خصوصی را نشان دادند و قابل توصیه برای مناطق مذکور می‌باشند. ژنوتیپ ... Son۶۴/۴... بیشترین اثر متقابل را در تمامی آزمایشات به خود اختصاص داد و کمترین سازگاری عمومی را با محیط‌ها نشان داد.

**کلمات کلیدی:** گندم، سازگاری عمومی، سازگاری خصوصی، اثر اصلی جمع‌پذیر و اثر متقابل ضرب‌پذیر، بای پلات ژنوتیپ X محیط

Pajouhesh & Sazandegi No:77 pp: 41-48

Study of general and specific adaptation in dryland advance wheat (*Triticum aestivum* L.) lines using GE biplot based on AMMI model

By: M. Aghaee-Sarbarzeh, Seed and Plant Improvement Institute, Karaj

H. Safari, Natural Resources & Agricultural Research Center, Kermanshah

M. Rostaei, Dryland Agricultural Research Institute, Maragheh

K. Nadermahmoodi, Dryland Agricultural Research Institute, Sararood, Kermanshah

M.M. Pour Siahbidi, Natural Resources & Agricultural Research Center, Ilam

A. Hesami, Natural Resources & Agricultural Research Center, Kordestan

K. Solaimani, Natural Resources & Agricultural Research Center, Zanjan

M. M. Ahmadi, Dryland Agricultural Research Institute, Shirvan

R. Mohammadi, Dryland Agricultural Research Institute, Sararood, Kermanshah

Understanding of GE interaction structure is very important in plant breeding programs. Multilocation trials play an important role in determination of interaction dimensions. In order to evaluate the multiplicative structure of data, different methods are used. Additive main effect and multiplicative interaction analysis (AMMI analysis) and investigation of biplot based on this method is very effective. The present study was undertaken on mean performance to evaluate GE interaction and identify general and specific adaptation using 14 wheat genotype along with two checks, Sardari and Azar-2 for 3 years (1999, 2000 and 2001) in 6 locations. The results indicated that Kermanshah and Shirvan were strongly associated, and located in a similar group. Zanjan and Kordestan were strongly associated and located in a similar group. However, Ilam and Maragheh placed in a separate groups. The genotypes Ptz Niska/..., Bow"s"/Gen/..., Pvn"s"/Chi/... and Heng-Sxl-7004/... showed the highest general adaptation with the environments. The genotypes that showed the most specific adaptation included: Ptz Niska/..., Bow"s"/Gen/..., Bow"s"/Gen/..., Son64/4/..., Azar-2" and Sardari for Kordestan and Zanjan; 87ZHONG291, Seafallh, Pvn"s"/Chi/... and Heng-Sxl-7004/... for Shirvan; Seafallh, Bow"s"/Crow"s"/... and Heng-Sxl-7004/... for Kermanshah; Bow"s"/Crow"/"s"..., Dmni//Sut/..., 87ZHONG291 and Heng-Sxl-7004/... for Ilam and Pvn"s"/Chi/... , Ogosta/Sefied and Fengkang15/sefid for Maragheh. The genotype Son64/4/... performed the highest interaction with all the environments, and had the least general adaptation.

**Key words:** Wheat- General adaptation- Specific adaptation- Additive main effect and multiplicative interaction- Genotype x environment biplot

## مقدمه

ارزیابی اثر متقابل ژنوتیپ و محیط به روش‌های مختلفی قابل انجام است. این روش‌ها را می‌توان به دو دسته مهم طبقه‌بندی نمود. دسته اول شامل تجزیه رگرسیون عاملی ماتریس GE (بعد از جدا کردن اثرات اصلی ژنوتیپ و محیط) در برابر عوامل محیطی، خصوصیات ژنوتیپی یا ترکیبی از آنها می‌باشد (۱). Yates و Cochran (۲۰)، Mandel (۱۳)، Van و Elgersma (۱۵) و Finlay و Wilkinson (۵) اثر متقابل ژنوتیپ و محیط را با استفاده از رگرسیون عاملی بر روی میانگین محیطی مورد بررسی قرار دادند.

دسته دوم شامل تجزیه رگرسیون یا کورلاسیون وابسته به مقادیر محیطی یا ژنوتیپی بدست آمده از تجزیه به مؤلفه‌های اصلی (Principle component analysis, PCA) ماتریس اثر متقابل GE می‌باشد، روش تجزیه اثر اصلی جمع‌پذیر و اثر متقابل ضرب‌پذیر (Additive Main)

داده‌های حاصل تکرار آزمایشات در چند محیط (مکان و/یا سال) به علل مختلفی از جمله الگوهای ساختاری، نویز (Noise) غیر ساختاری و ارتباط بین ژنوتیپ‌ها و محیط‌ها (اثر متقابل ژنوتیپ و محیط) پیچیدگی ذاتی دارند. الگوهای ساختاری، پاسخ‌های سیستماتیک و قابل تفسیر ژنوتیپ‌ها در محیط‌های مختلف را شامل می‌شود، در مقابل؛ نویز پاسخ‌های غیر قابل پیش‌بینی و غیر قابل تفسیر ژنوتیپ‌ها در محیط‌های مختلف است و اثر متقابل ژنوتیپ و محیط نیز پاسخ‌های غیر موازی ژنوتیپ‌ها در محیط‌های مختلف تعبیر می‌شوند (۳). اطلاع از حالت‌های مختلف اثر متقابل ژنوتیپ و محیط در تمامی مراحل اصلاح نباتات از قبیل گزینش والدین، گزینش بر اساس صفات و گزینش بر اساس عملکرد مهم می‌باشد (۱۷).

تجزیه اثر اصلی جمع پذیر و اثر متقابل ضرب پذیر (AMMI) با استفاده از مدل ارائه شده توسط Crossa (۳) انجام گرفت (معادله ۱).

$$Y_{ij} = \mu + g_i + e_j + \sum \lambda_n \alpha_{ni} \gamma_{nj} + R_{ij} \quad \text{معادله ۱}$$

که در آن  $Y_{ij}$  میانگین عملکرد ژنوتیپ  $i$  در محیط  $j$ ؛  $g_i$  اثر اصلی ژنوتیپ؛  $e_j$  اثر اصلی محیط؛  $\lambda_n$  مقدار منفرد محور  $n$  مؤلفه‌های اصلی؛  $\alpha_{ni}$  بردار ویژه ژنوتیپ  $i$  برای محور  $n$  مؤلفه‌های اصلی؛  $\gamma_{nj}$  بردار ویژه محیط  $j$  برای محور  $n$  مؤلفه‌های اصلی و  $R_{ij}$  خطای تصادفی دوره می‌باشد. تجزیه واریانس اثر اصلی ژنوتیپ و محیط و اثر متقابل ژنوتیپ  $\times$  محیط برای سال‌های مورد بررسی و میانگین حاصل از سه سال محاسبه شد (۳).

بررسی اثر ضرب پذیر ماتریس انحراف از اثر جمع پذیر (ماتریس اثر متقابل) را به شرح معادله ۲ می‌توان بدست آورد (۲).

$$Z_{ij} = Y_{ij} - Y_{i.} - Y_{.j} + Y_{..} \quad \text{معادله ۲}$$

برای یک ماتریس اثر متقابل به اندازه کمترین بعد آن که معمولاً تعداد محیط‌ها می‌باشد، مؤلفه اثر ضرب پذیر قابل محاسبه، وجود دارد. که تفسیر تعداد زیاد مؤلفه‌های اثر متقابل بسیار مشکل می‌باشد، بنابراین از روشی باید استفاده نمود که با آن بتوان بیشترین قسمت واریانس اثر متقابل را با حداقل مؤلفه‌های ممکن توضیح داد، تکنیک تجزیه به مقادیر منفرد ابزار مناسبی برای این هدف می‌باشد (۱۲).

Mandel (۱۴)، Williams (۱۶) و Gallo (۱۱) نیز مشخص کردند که مجموع مربعات اثر متقابل را می‌توان به مؤلفه‌های ضرب پذیر وابسته به مقادیر ویژه ماتریس داده‌ها به شرح زیر تفکیک نمود:

$$GE_{ij} = \lambda_1 \alpha_{i1} \gamma_{1j} + \lambda_2 \alpha_{i2} \gamma_{2j} + \dots$$

$$GE_{ij} = \sum \lambda_n \alpha_{ni} \gamma_{nj}$$

تجزیه به مقدار منفرد برای ماتریس  $Z$  به شرح زیر محاسبه شد.

$$Z = UAV'$$

$U$  ماتریس  $ZZ'$  و  $V$  ماتریس  $Z'Z$  می‌باشد که بردارهای ویژه ردیف‌های ماتریس  $U$  مقادیر مؤلفه‌های اصلی (Principal Component Score) برای ژنوتیپ‌ها و بردارهای ویژه ستون‌های ماتریس  $Z'Z$  مقادیر مؤلفه‌های اصلی (PCS) برای محیط‌ها می‌باشد و  $\Lambda$  مقادیر ویژه ماتریس‌های  $U$  و  $V'$  است، دو ماتریس مقادیر ویژه برابری دارند که این مقادیر به صورت نزولی مرتب شده‌اند یعنی  $\lambda_1 > \lambda_2 > \lambda_3 > \dots > \lambda_n$  می‌باشد (۲). بنابراین ماتریس تقریب از ماتریس اثر متقابل  $Z$  را می‌توان چنین نوشت (۱۲).

$$z_{ge} = \sum \lambda_n \alpha_{ni} \gamma_{nj} \quad \text{معادله ۴}$$

$n$  تعداد مؤلفه‌های بکار رفته در ماتریس تقریب می‌باشد. خاصیت تجزیه به مقادیر منفرد در این است که با کمترین تعداد مؤلفه‌ها بهترین تقریب را از ماتریس اصلی بیان می‌کند. برای رسم مختصات ژنوتیپی و محیطی  $GE$  بای‌پلات از مقادیر  $\alpha_{ni}$  و  $\gamma_{nj}$  و  $\lambda_n$  استفاده شد (۱۹). در مجموع مقادیر  $\alpha_{ni}$  و  $\gamma_{nj}$  را می‌توان به طرق مختلف به منظور ترسیم بای‌پلات با  $\lambda_n$  ترکیب نمود، دو نگارش از ترسیم بای‌پلات‌ها که بیشتر متداول هستند به شرح معالات ۵ و ۶ می‌باشند:

از تکنیک‌های (Effects and Multiplicative Interaction) که در گروه دوم قرار می‌گیرد (۱۷). Crossa و همکاران (۴)، Zobel و Gauch (۱۰) Cornelius (۲)، اثر متقابل ژنوتیپ و محیط را با استفاده از مدل امی (AMMI) مورد تجزیه و تحلیل قرار دادند. Yan (۱۷) در طی سالهای ۱۹۹۲ تا ۱۹۹۸ عملکرد چندین رقم گندم پائیزه را به منظور ارزیابی اثر متقابل ژنوتیپ و محیط با استفاده از تکنیک بای‌پلات  $GE$ ، مورد بررسی قرار دادند. در واقع روش AMMI یک مدل ادغام شده از تجزیه واریانس و تجزیه به مؤلفه‌های اصلی می‌باشد، که ابتدا با استفاده از تکنیک‌های تجزیه واریانس اثر اصلی ژنوتیپ‌ها و محیط‌ها محاسبه می‌شود و سپس با استفاده از تکنیک تجزیه به مقادیر منفرد (Singular Value Decomposition) اجزاء ژنوتیپی و محیطی اثر متقابل، برای ماتریس انحراف از اثر افزایشی محاسبه می‌شود (۳). بنابراین در روش AMMI اثر متقابل  $GE$  برای ماتریس داده‌های  $Y_{ij}$  به دو قسمت تقسیم می‌شود. یک قسمت شامل ساختار سیستماتیک اثر متقابل ژنوتیپ و محیط ( $GE$ ) می‌باشد که برای مدل سازی و تفسیر اثر متقابل ژنوتیپ‌های مورد بررسی با محیط‌ها بکار می‌رود و بخش دیگر شامل باقیمانده (نویز) از ساختار قابل تفسیر اثر متقابل ژنوتیپ و محیط ( $GE$ ) می‌باشد (۸). بعد از محاسبه اجزاء ژنوتیپی و محیطی مؤلفه‌های اصلی اثر متقابل، نیاز به روشی داریم که بتوان این ساختار را تفسیر نمود.

بطور کلی ارتباط بین مکان‌ها یا بین ژنوتیپ‌ها را می‌توان با استفاده از نمودارهای پراکنش (Scatter gram) نشان داد (۴). در مواردی که یک جدول دو طرفه بزرگ از اثر متقابل وجود دارد، روش‌هایی باید اعمال شود که در صورت وجود الگوهای سیستماتیک اثر متقابل بتوان آنها را توضیح داد و ارتباطات بین این الگوها را ارزیابی نمود. گرافهائی که به طور همزمان پراکنش ژنوتیپ‌ها و محیط‌ها را نشان می‌دهند (بای‌پلات) در این زمینه از اهمیت زیادی برخوردارند (۷). کلمه بای اشاره به همزمانی توضیح ژنوتیپ‌ها و محیط‌ها دارد و ارتباطی به ابعاد بای‌پلات ندارد. در مجموع برای ترسیم بای‌پلات‌ها نگارش‌های متعدد وجود دارد که از آن جمله می‌توان به مقیاس‌بندی قرینه‌ای (Symmetrically Scaled) بعنوان یکی از روش‌های متداول در تشکیل بای‌پلات‌ها اشاره نمود (۱۲). اگر بای‌پلات بر اساس SVD بر روی اثر متقابل ژنوتیپ و محیط ( $GE$ ) ترسیم شود این بای‌پلات را بای‌پلات  $GE$  و زمانیکه بای‌پلات بر اساس SVD بر روی اثر متقابل ژنوتیپ و محیط ( $GE$ ) و اثر اصلی ژنوتیپ ( $G$ ) تشکیل شود این بای‌پلات‌ها را بای‌پلات  $GgE$  می‌نامند (۱۹). استفاده از روش بای‌پلات  $GgE$  توسط Yan و همکاران (۱۹) بر روی ارقام گندم پائیزه آزمایش شده و در سالهای ۱۹۸۹ تا ۱۹۹۸ به منظور ارزیابی ارقام گزارش شده است.

## مواد و روش‌ها

در تحقیق حاضر میانگین عملکرد ۴ تکرار آزمایشی که در آن ۱۴ لاین پیشرفته گندم به همراه دو رقم شاهد سرداری و آذر-۲ در ۶ منطقه کرمانشاه، کردستان، ایلام، زنجان، شیروان و مراغه تحت شرایط دیم و بمدت سه سال (۱۳۷۹ - ۱۳۸۰ - ۱۳۷۸) ارزیابی شدند مورد بررسی قرار گرفت. هر لاین در ۵ خط ۶ متری با فاصله ردیف ۲۵ سانتی‌متر کشت شدند و میزان بذر برای هر پلات بر اساس وزن هزار دانه هر لاین محاسبه شد.

جدول ۱- نتایج حاصل از تجزیه واریانس اثر افزایشی و تجزیه اثر متقابل به تفکیک سال‌های مورد بررسی

سال	منابع تغییر	df	MS	%TSS	F	P
۱۳۷۸	G	۱۵	۳۶۸۴۹۸	۱۷/۶	۴/۸۳۷	۰/۰۰۱ <sup>a</sup>
	L	۵	۴۰۱۵۳۴۰	۶۴/۱	۵۲/۷۱۰	۰/۰۰۰
	GL	۷۵	۷۶۱۷۷/۷	۱۸/۲		
	IPCA۱	۱۹	۱۵۴۷۵۷	۵۱/۴۶	۳/۱۲۵	۰/۰۰۰ <sup>b</sup>
	IPCA۲	۱۷	۷۹۰۴۷/۴	۲۳/۵۲	۲/۱۵۷	۰/۰۲۴
	IPCA۳	۱۵	۶۸۹۸۸/۳	۱۸/۱۱	۴/۱۹۹	۰/۰۰۱
	IPCA۴	۱۳	۲۶۰۹۷/۶	۵/۹۳	۵/۲۱۵	۰/۰۰۵
	Residual	۱۱	۵۰۰۳/۹	۰/۹۶		
سال	منابع تغییر	df	MS	%TSS	F	P
۱۳۷۹	G	۱۵	۱۵۷۵۹۶	۲/۷	۳/۲	۰/۰۲۵
	L	۵	۱۶۵۵۶۱۰۰	۹۳/۲	۳۳۶/۹۶	۰/۰۰۰
	GL	۷۵	۴۹۱۳۳/۴	۴/۱		
	IPCA۱	۱۹	۹۳۲۹۶/۴	۴۸/۱	۲/۷۳۲	۰/۰۰۲
	IPCA۲	۱۷	۴۳۲۵۴/۶	۱۹/۹۵	۱/۴۳۳	۰/۱۷۵
	IPCA۳	۱۵	۳۵۰۵۹/۴	۱۴/۲۷	۱/۲۹۲	۰/۲۷۹
	IPCA۴	۱۳	۳۴۹۲۷/۴	۱۲/۲۱	۱/۸۹۵	۰/۱۴۷
	Residual	۱۱	۱۸۲۷۲/۶	۵/۴۷		
سال	منابع تغییر	df	MS	%TSS	F	P
۱۳۸۰	G	۱۵	۱۶۴۱۲۴	۲/۵	۰/۸۱	ns
	L	۵	۱۵۸۸۶۱۰۰	۸۱/۹	۷۹/۲۵	۰/۰۰۰
	GL	۷۵	۲۰۰۴۵۲	۱۵/۵		
	IPCA۱	۱۹	۶۱۵۷۵۷	۷۷/۸۱	۱۰/۳۴۱	۰/۰۰۰
	IPCA۲	۱۷	۸۱۶۱۸/۹	۹/۲۲	۱/۶۳۵	۰/۱۰۱
	IPCA۳	۱۵	۷۵۸۳۱/۶	۷/۵۶	۲/۲۴۸	۰/۰۳۷
	IPCA۴	۱۳	۴۲۷۲۸/۳	۳/۶۹	۱/۸۵۰	۰/۱۵۷
	Residual	۱۱	۲۳۰۹۷/۲	۱/۷۲		
سال	منابع تغییر	df	MS	%TSS	F	P
میانگین سه سال	G	۱۵	۱۳۷۹۳۱	۴/۸۲	۲/۵۶	۰/۰۰۲
	L	۵	۷۳۵۸۷۸۰	۸۵/۷۶	۱۳۶/۶۳	۰/۰۰۰
	GL	۷۵	۵۳۸۵۸/۱۳	۹/۴۲		
	IPCA۱	۱۹	۱۲۹۹۱۵	۶۱/۱	۴/۶۳۱	۰/۰۰۰
	IPCA۲	۱۷	۵۶۵۷۱/۱	۲۳/۸۱	۳/۶۲۱	۰/۰۰۰
	IPCA۳	۱۵	۲۴۴۰۶/۵	۹/۰۶	۲/۴۰۹	۰/۰۲۷
	IPCA۴	۱۳	۱۱۵۴۸/۱	۳/۷۲	۱/۳۶۵	۰/۳۰۶
	Residual	۱۱	۸۴۵۸/۵	۲/۳۱		

a- آزمون F بر اساس اثر GL انجام شده است  
 b- آزمون F بر اساس باقیمانده از مولفه مورد آزمون انجام شده است  
 ns- غیر معنی دار

$$Zge = \sum_{ain} (\lambda_n \gamma_{in}) \quad \text{معادله ۵}$$

$$Zge = \sum (\sin \lambda_n^{(b)}) (\gamma_{in} \lambda_n^{(b)}) \quad \text{معادله ۶}$$

نگارش اول را مقیاس‌بندی مؤلفه‌های اصلی (Principal Component Scaled) می‌گویند. نگارش دوم مقیاس‌بندی قرینه‌ای (Symmetrically Scaled) می‌باشد (۱۲). GE بای پلات‌ها با روش مقیاس‌بندی قرینه‌ای برای سال‌های مورد آزمایش ترسیم شد (۱۹). برای تجزیه و تحلیل داده‌ها بر اساس مدل بیان شده از نرم افزار SAS و برای کنترل و ارزیابی نتایج حاصله از نرم افزار IRRISTAT استفاده شد.

### نتایج و بحث

نتایج تجزیه واریانس اثر افزایشی برای محیط‌ها و ژنوتیپ‌ها و اثر متقابل ژنوتیپ X محیط به همراه نتایج حاصل از تجزیه اثر ضرب پذیر برای ماتریس انحراف از اثر افزایشی داده‌ها به تفکیک سال‌های مورد بررسی و برای میانگین حاصل از سه سال مورد مطالعه در جدول ۱ ارائه شده است. اثر مکان بیشترین مجموع مربعات را از مجموع مربعات کل موجود در ساختار داده‌ها به خود اختصاص داد و آزمون F برای اثر مکان با توجه به اثر متقابل ژنوتیپ و محیط در تمامی سال‌ها بسیار معنی‌دار بود، بنابراین در بین محیط‌ها تنوع قابل ملاحظه‌ای وجود دارد و عوامل محیطی در مکان‌های مورد بررسی تأثیر بسیار معنی‌داری در تنوع عملکرد ژنوتیپ‌های مورد مطالعه داشته‌اند. Yan و همکاران (۱۹)، عملکرد چندین رقم گندم پاییزه را در چند مکان طی سالهای ۱۹۸۹ تا ۱۹۹۸ مورد بررسی قرار دادند و دریافتند که مکان‌ها منبع بسیار مهمی برای تنوع موجود بین عملکرد ژنوتیپ‌ها می‌باشند. Fox و Rosiell (۶)، Gauch و Zobel (۹)، بیان داشتند که تنوع زیاد عملکرد ناشی از مکان‌ها ارتباطی به ارزیابی ارقام ندارد. درصد مجموع مربعات سهم اثر ژنوتیپ از کل مجموع مربعات برای تمام سال‌ها کمتر از مجموع مربعات سهم اثر متقابل ژنوتیپ و محیط بود اما آزمون F برای ژنوتیپ‌ها بر اساس اثر متقابل نشان داد که در اکثر سال‌ها اثر ژنوتیپ معنی‌دار بوده و فقط در سال ۱۳۸۰ اثر اصلی ژنوتیپ بر اساس اثر متقابل اختلاف معنی‌دار نشان نداد، بنابراین در بین ژنوتیپ‌های مورد مطالعه تنوع معنی‌داری برای عملکرد وجود داشت. برای هر آزمایش ۴ مؤلفه اثر متقابل (IPCA) محاسبه شده که اثر اولین مؤلفه اصلی اثر متقابل (IPCA۱) در تمام سال‌ها بسیار معنی‌دار بود و به ترتیب ۵۱/۴۶، ۴۸/۱، ۷۷/۸۷ و ۶۱/۱ درصد از مجموع مربعات اثر متقابل را برای سال‌های ۱۳۷۸، ۱۳۷۹، ۱۳۸۰ و میانگین سه سال نشان داد.

دومین مؤلفه اصلی اثر متقابل (IPCA۲) برای سال ۱۳۷۸ و میانگین سه سال اثر معنی‌دار نشان داد و برای سال‌های ۱۳۷۹ و ۱۳۸۰ اثر معنی‌داری نداشت، که با توجه به دو مؤلفه اول اثر متقابل به ترتیب ۷۴/۹۸، ۶۸/۰۵، ۸۷/۰۳ و ۸۴/۹۱ درصد از مجموع مربعات اثر متقابل بیان شده است، بنابراین دو مؤلفه

مشاهده نشده است. ژنوتیپ ۱۴ با منطقه زنجان، ژنوتیپ‌های ۸، ۱۱ و ۱۱ با منطقه کردستان، ژنوتیپ‌های ۷، ۴ و ۱۱ با منطقه شیروان، ژنوتیپ‌های ۳ و ۹ با منطقه کرمانشاه، ژنوتیپ‌های ۳ و ۱۰ با منطقه ایلام و ژنوتیپ‌های ۵، ۲، ۱۵، ۱۳، ۱۲ و ۱۶ با منطقه مراغه بیشترین سازگاری خصوصی را نشان دادند، در این سال در مجموع ژنوتیپ‌های ۱۰، ۹، ۵، ۱ و ۱۲ بیشترین سازگاری عمومی را با مناطق مورد مطالعه داشتند، و ژنوتیپ ۱۴ بیشترین اثر متقابل و کمترین سازگاری عمومی را با محیط‌ها نشان داد.

در بررسی بای پلات حاصل از آزمایش سال ۱۳۷۹ (شکل ۲) مناطق مراغه و شیروان با هم تمرکز محیطی قوی داشتند که ژنوتیپ‌های ۱۱ و ۷ و ۱۳ با این مناطق سازگاری خصوصی نشان دادند. مناطق کردستان و زنجان نیز با هم تمرکز محیطی قوی داشتند که ژنوتیپ‌های ۱۵، ۱۴، ۸، ۱۶ و ۱۶ با این مناطق سازگاری خصوصی نشان دادند. مناطق کرمانشاه و ایلام با هیچکدام از مناطق تمرکز محیطی نداشتند و ژنوتیپ‌های ۱۰، ۲، ۱ و ۱۲ با منطقه کرمانشاه و ژنوتیپ‌های ۴ و ۵ با منطقه ایلام سازگاری خصوصی داشتند. ژنوتیپ‌های ۱، ۶، ۸، ۱۰ و ۱۱ بیشترین سازگاری عمومی را با محیط‌های مورد بررسی نشان دادند.

در بررسی بای پلات حاصل از آزمایش سال ۱۳۸۰ (شکل ۳) مناطق شیروان و کرمانشاه تمرکز محیطی با همدیگر داشتند که ژنوتیپ‌های ۸، ۹ و ۱۰ با الگوهای پاسخ مشابه سازگاری خصوصی با این مناطق نشان دادند. ژنوتیپ‌های ۱۵، ۱۴، ۱۲، ۵، ۱ و ۱۶ با الگوهای پاسخ مشابه در محیط‌ها با مناطق کردستان و زنجان سازگاری خصوصی نشان دادند. مناطق ایلام و مراغه با هیچکدام از مناطق تمرکز محیطی نشان ندادند که ژنوتیپ‌های ۷، ۴، ۳، ۱ و ۱۱ با منطقه ایلام و ژنوتیپ‌های ۶، ۲ و ۱۳ با منطقه مراغه سازگاری خصوصی نشان دادند. ژنوتیپ‌های ۱، ۶ و ۱۲ بیشترین سازگاری عمومی را با محیط‌ها نشان دادند و ژنوتیپ ۱۴ بیشترین اثر متقابل را با محیط‌ها داشت.

در بررسی بای پلات حاصل از میانگین سه سال (شکل ۴) تمرکز محیطی قوی بین مناطق کردستان و زنجان مشاهده شد، که ژنوتیپ‌های ۱۵، ۱۴، ۵، ۱ و ۱۶ سازگاری خصوصی با این مناطق داشتند. مناطق کرمانشاه و شیروان نیز با تمرکز محیطی قوی در یک گروه قرار گرفتند که ژنوتیپ‌های ۹، ۶، ۳ و ۱۰ با این مناطق سازگاری خصوصی داشتند. مناطق ایلام و مراغه

اول اثر متقابل به خوبی تقریبی از ماتریس انحراف از اثر افزایشی را برآزش نمودند و از این دو مؤلفه در مدل AMMI استفاده شد. اگر تنها از اثر افزایشی جمع پذیر در مدل AMMI استفاده شود و محورهای مؤلفه‌های اصلی وارد مدل نشوند، این مدل AMMI ۰ می‌باشد که برابر تجزیه واریانس است. اگر اولین محور مؤلفه‌های اصلی (PCA ۱) را وارد مدل کنیم؛ مدل AMMI ۱ می‌باشد. و در مورد AMMI ۲ دومین محور مؤلفه‌های اصلی (PCA ۲) نیز وارد مدل شده؛ وقتی N امین محور مؤلفه‌های اصلی وارد مدل شود AMMI N می‌باشد (۳).

در جداول ۲ و ۳ میانگین عملکرد و مقدار اولین مؤلفه اصلی (PCs ۱) و مقدار دومین مؤلفه اصلی (PCs ۲) به تفکیک ژنوتیپ‌ها و محیط‌ها برای سال‌های مورد بررسی و برای میانگین سه سال ارائه شده است. با توجه به اینکه نتایج دو مؤلفه اول اثر متقابل برای سال‌های مورد بررسی بیشترین سهم از مجموع مربعات اثر متقابل را به خود اختصاص دادند، بای پلات بر اساس اولین و دومین مؤلفه اثر متقابل با روش مقیاس‌بندی قرینه‌ای برای سال‌های مورد آزمایش در شکل‌های ۱، ۲، ۳ و ۴ ارائه شده‌اند.

بردارهای ژنوتیپی و محیطی ایجاد شده توسط بای پلات‌ها اطلاعات زیر را بدست می‌دهند:

- ۱ - شباهت‌ها و تفاوت‌های بین محیط‌ها ناشی از کنش ژنوتیپ‌ها
  - ۲ - تفاوت‌ها و شباهت‌های بین پاسخ‌های ژنوتیپی به مکان‌ها و
  - ۳ - تعیین اثر متقابل مثبت یا منفی بین هر ژنوتیپ و هر مکان (۱۹).
- اگر دو بردار ژنوتیپی زاویه کوچکی با هم داشته باشند الگوهای پاسخ شبیه به هم در محیط‌ها دارند و اگر دو بردار محیطی زاویه کوچکی با هم داشته باشند دو محیط با هم تمرکز بالایی دارند. اگر ژنوتیپ در مرکز محورهای مختصات بای پلات قرار بگیرد به این معنی است که آن ژنوتیپ برای تمام محیط‌ها مقدار متوسط دارد و در ماتریس تمرکز یافته داده‌ها مقدار صفر دارد، بنابراین دارای سازگاری عمومی با مکان‌ها می‌باشد، طول تصویر عمود بردار ژنوتیپی بر روی بردار محیطی بیان کننده میزان انحراف آن ژنوتیپ از میانگین آن محیط می‌باشد. هرچه میزان طول بردار ژنوتیپی بیشتر باشد میزان اثر متقابل آن ژنوتیپ با محیط‌ها بیشتر است (۱۲). بنابراین با توجه به مباحث مطرح شده، در بررسی بای پلات حاصل از آزمایش سال ۱۳۷۸ (شکل ۱) تمرکز محیطی بین هیچکدام از محیط‌ها

جدول ۲- مقادیر دو مؤلفه اصلی اولیه (PCs ۱، PCs ۲) برای ژنوتیپ‌های مورد بررسی

سال	۱۳۷۸			۱۳۷۹			۱۳۸۰			میانگین سه سال			
	مکان	عملکرد	PCs ۱	PCs ۲	عملکرد	PCs ۱	PCs ۲	عملکرد	PCs ۱	PCs ۲	عملکرد	PCs ۱	PCs ۲
Ila	ایلام	۱۲۰۶/۲	۲/۸۶	-۷/۶۰	۳۳۷۹/۶	۱۷/۸	-۸/۰۴	۲۹۰/۱۶	۴۷/۶۶	۱/۵۹	۲۴۹۶/۸	۲۵/۷۵	۳/۱۵
Kor	کردستان	۹۰۶/۱۹	۱۱-۶۵	۳/۶۷	۱۹۸۹/۹	-۲۱/۶۶	۳/۰۷	۱۱۶۱/۰	-۱۳/۴۶	۱۵/۴۱	۱۳۵۲/۳	-۷/۷۸	۱۲/۴۸
Mar	مراغه	۱۵۹۴/۰	۳۳/۶۵	-۶/۱۲	۱۹۷۲/۶	۹/۲۳	-۱۰/۵۲	۲۸۰۴/۹	-۲۹/۹۷	-۱۰/۵۴	۲۱۲۴/۸	-۲۲/۶۹	-۱۷/۸۱
Ker	کرمانشاه	۱۸۸۱/۱	-۵/۸۳	-۱۰/۳۸	۱۳۴۰/۶	۲/۰۱	-۸/۰۴	۳۰۷۹/۲	-۲/۵۰	-۱۰/۵۷	۲۱۰۰/۳	۴/۱۰	-۶/۲۰
Zan	زنجان	۱۴۹۵/۸	۱/۰۴	۲۹/۳۷	۱۰۱۴/۶	-۱۸/۳۳	۳/۰۷	۹۲۴/۷۵	-۶/۳۸	۲۰/۸۴	۱۱۴۵/۰	-۱۲/۲۴	۱۸/۷۴
Shi	شیروان	۵۰۲/۴۴	-۲۰/۰۷	-۸/۹۳	۴۳۶/۶۲	۱۰/۹۴	-۱۰/۵۲	۱۳۰۴/۲	۴/۶۶	-۱۶/۷۳	۷۴۷/۸	۱۲/۸۵	-۱۰/۳۷

جدول ۳- مقادیر دو مؤلفه اصلی اولیه (PCs1، PCs2) برای مناطق مورد بررسی

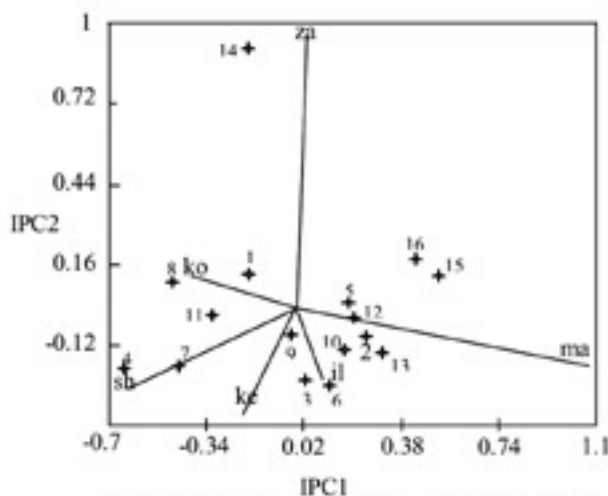
کد	سال	ژنوتیپ			۱۳۷۹			۱۳۸۰			میانگین سه سال		
		عملکرد	PCs1	PCs2	عملکرد	PCs1	PCs2	عملکرد	PCs1	PCs2	عملکرد	PCs1	PCs2
۱	Ptz Niskal/Ut1556-170 Wrb860365	۱۱۶۴	-۵۷۶	۳/۹۴	۱۵۳۵	-۰/۷۷	-۵/۴۸	۱۸۳۹	۰/۴۳	۰/۸۴	۱۵۱۳	-۱/۵۷	۰/۵۱
۲	Pvn"s"/Chi/Sabalan	۱۲۹۴	۷/۹۷	-۲/۹۶	۱۵۰۱	۰/۱۱	-۷/۷۳	۱۷۹۸	-۲۲/۱۵	-۱۴/۴۲	۱۵۳۱	-۸/۳۱	-۹/۸۷
۳	Bow"s"/Crow"s"/3Rsh/Kal/Bb	۱۱۱۱	۰/۹۳	-۷/۶۵	۱۵۳۲	۱۲/۸۵	-۱/۲۳	۲۰۳۱	۱۸۵۲	-۶/۳۱	۱۵۵۸	۹/۰۸	-۹/۳
۴	Dnm1/Sut/Ag(Es86-7)/3.Opatu/4/Tx71A1039-V7*3/Amt-Osc-3Yc-0Yc-1Yc-Yc	۹۲۸	-۲۰/۳۲	-۶/۲۶	۱۷۷۶	۱۴/۷۹	۷/۴۵	۱۹۹۹	۲۴/۴۸	۵/۸۱	۱۵۶۷	۲۱/۱۷	۵/۵۴
۵	Bow"s"/Gen/Shahi	۱۳۶۱	۵/۹۹	۰/۹۲	۱۷۵۶	۱/۰۰	۱۴/۹۸	۲۰۶۶	-۱۴/۱۴	۴/۴۴	۱۷۲۸	-۵/۴	۳/۰۷
۶	Bow"s"/Gen/Shahi	۱۳۸۲	۳/۵۲	-۸/۴۴	۱۷۴۸	-۳/۹۸	-۲/۴۳	۲۲۰۷	-۱/۵۰	-۰/۲۲	۱۷۷۹	۰/۶۴	-۱/۴۹
۷	87ZHONG291	۱۱۳۶	-۱۳/۹۷	-۶/۳۱	۱۸۲۶	۵/۹۳	-۴/۲۷	۲۴۴۱	۲۸/۵۹	-۰/۱۷	۱۸۰۱	۱۶/۶۵	۲/۰۲
۸	Ks7944/Seri SWM15172-1H-OYC-9YC-OYC	۸۸۳۵	-۱۴/۴۹	۲/۹۸	۱۴۳۸	-۰/۹۴	۱/۵۸	۱۹۴۴	۱۲/۶۸	-۱۲/۲۱	۱۴۲۲	۱۰/۴۷	۱/۷۵
۹	Seifallah	۱۱۲۵	-۰/۴۵	-۲/۷۶	۱۶۶۹	۱۲/۹۳	۱/۸۳	۱۸۸۸	-۱/۰۴	-۷/۹۰	۱۵۶۱	۳/۵	-۶/۳۵
۱۰	Pvn"s"/Chi/Sabalan	۱۳۶۹	۵/۲۹	-۴/۵۳	۱۴۶۱	۰/۳۳	-۱/۷۴	۲۲۱۸	-۵/۴۹	-۶/۱۶	۱۷۱۶	-۲/۷	-۶/۱۲
۱۱	Heng-Sk1-7004/Bow/Ks794681/Sk1CIT89131T-OSE-OYC-4YC-OYC	۸۶۸۲	-۹/۷۹	-۰/۷۳	۱۵۶۳	۳/۵۵	-۳/۴۱	۱۸۴۹	۱۲/۶۶	۶/۲۰	۱۴۲۳	۶/۱	۲/۲۶
۱۲	Ogostia/Seifed	۱۴۶۵	۶/۷۸	-۸/۶	۱۷۱۷	-۷/۴۰	-۸/۰۴	۲۰۶۰	-۸/۸۵	۲/۱۷	۱۷۴۷	-۹/۴	-۲/۳۰
۱۳	Fengkang15/Seifid	۱۴۵۰	۹/۸۵	-۴/۶۵	۱۶۸۸	۴/۷۵	-۶/۳۵	۱۹۵۵	-۱۲/۶۶	-۶/۸۳	۱۷۰۰	-۱۰/۰۶	-۱۱/۱۲
۱۴	Son64/4/Wr51/Midar/N.Th/3/K117	۱۳۶۳	-۵/۵۲	۲۸/۷۰	۱۸۶۸	-۱۱/۰۴	۱۴/۷۳	۲۰۱۷	-۹/۰۴	۲۰/۹۲	۱۷۵۰	-۸/۶۹	۲۲/۱۸
۱۵	Azar-2	۱۶۴۹	۱۶/۴۴	۳/۵۸	۲۰۶۱	-۱۵/۳۱	۷/۳۴	۲۰۳۴	-۱۳/۳۷	۵/۱۸	۱۹۱۱	-۱۰/۴۰	۴/۷۹
۱۶	Sardari	۱۶۸۱	۱۳/۷۳	۵/۱۷	۱۷۸۶	-۱۶/۸۱	-۸/۲۰	۲۱۳۴	-۸/۰۲	۸/۴۵	۱۸۶۷	-۱۰/۹۳	۴/۴۱

با هیچکدام از مناطق تمرکز محیطی نشان ندادند و ژنوتیپ‌های ۱۱ و ۱۲ با منطقه ایلام و ژنوتیپ‌های ۱۰، ۱۱، ۱۲ و ۱۳ با منطقه مراغه سازگاری خصوصی داشتند. ژنوتیپ‌های ۱، ۵، ۶، ۹، ۱۰، ۱۱، ۱۲ سازگاری عمومی خوبی برای تمامی مناطق در بررسی این بای پلات نشان دادند.

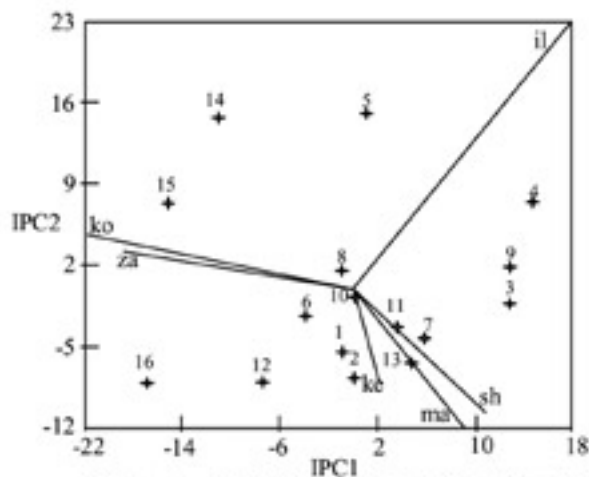
Hant و Yan (۱۸) با استفاده از بای پلات‌ها داده‌های حاصل از تجزیه دی آلل برای مقاومت به فوزاریوم را در ۷ ژنوتیپ گندم مورد ارزیابی قرار دادند و قدرت ترکیب پذیری عمومی و خصوصی ژنوتیپ‌های مورد بررسی را اندازه‌گیری کردند، برای این منظور ابتدا میانگین مؤلفه اصلی اول و دوم را برای ژنوتیپ‌ها محاسبه کرده و مختصات میانگین بدست آمده را در بای پلات مکان یابی کرده و محورهای مختصات را بر حسب میانگین جدید دوران دادند و مختصات ژنوتیپ‌ها را با توجه به محورهای جدید بررسی نمودند.

Crossa (۳) در بررسی ارقام ذرت با استفاده از تجزیه AMMI اولین مؤلفه اصلی اثر متقابل را به منظور ارزیابی ژنوتیپ‌ها مورد بررسی قرار داد و ژنوتیپ‌هایی به عنوان پایدار ترین ژنوتیپ‌ها شناسائی شدند که مقادیر اولین مؤلفه اصلی اثر متقابل برای آنها نزدیک به صفر بود.

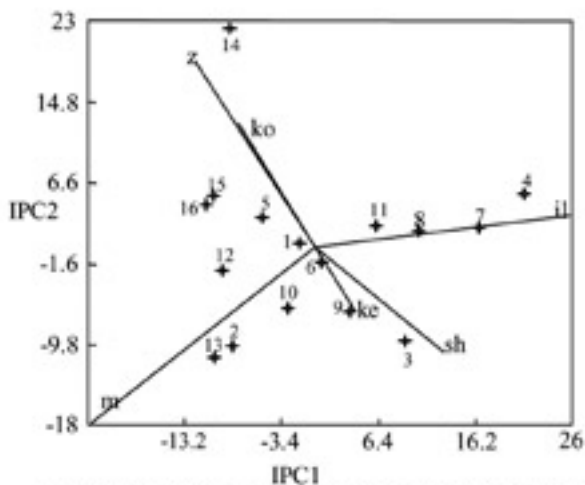
در مجموع ژنوتیپ‌های ۱، ۶، ۱۰ و ۱۱ بیشترین سازگاری عمومی را برای محیط‌های مورد بررسی داشتند. وارپته‌های سرداری و آذر-۲ که به عنوان شاهد استفاده شدند سازگاری عمومی کمتری نسبت به ژنوتیپ‌های معرفی شده داشتند بنابراین ژنوتیپ‌های مذکور قابل توصیه برای تمامی مناطق می‌باشند. ژنوتیپ‌های ۱۵، ۱۴، ۱۵، ۱۶ و ۱۶ برای مناطق کردستان و زنجان، ژنوتیپ‌های ۱۰، ۹، ۷ و ۱۱ برای منطقه شیروان، ژنوتیپ‌های ۹ و ۱۰ برای منطقه کرمانشاه، ژنوتیپ‌های ۷، ۴، ۳ و ۱۱ برای منطقه ایلام و ژنوتیپ‌های ۱۲، ۲ و ۱۳ برای منطقه مراغه بیشترین سازگاری خصوصی را نشان دادند و قابل توصیه برای مناطق مذکور می‌باشند. ژنوتیپ ۱۴ در تمامی آزمایشات بیشترین سهم اثر متقابل را به خود اختصاص داد و کمترین سازگاری عمومی را با محیط‌ها نشان داد. در بررسی محیط‌ها نیز مناطق کرمانشاه و شیروان با تمرکز محیطی بالا در یک گروه قرار گرفتند و مناطق زنجان و کردستان نیز با توجه به تمرکز محیطی بالا در یک گروه قرار گرفتند.



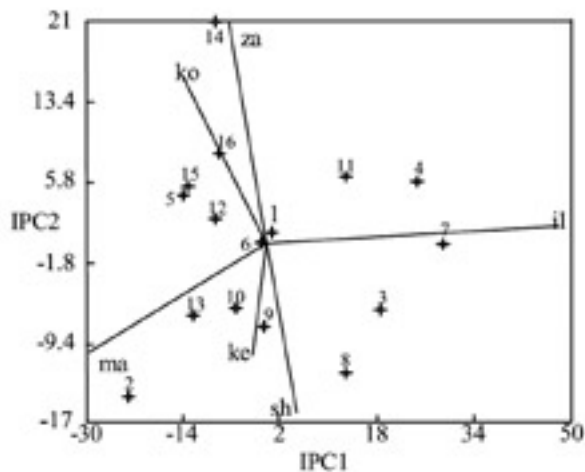
شکل ۱- بای پلات اولین و دومین مولفه اثر متقابل برای سال ۱۳۷۸



شکل ۲- بای پلات اولین و دومین مولفه اثر متقابل برای سال ۱۳۷۹



شکل ۳- بای پلات اولین و دومین مولفه اثر متقابل برای سال ۱۳۸۰



شکل ۴- بای پلات اولین و دومین مولفه اثر متقابل برای سال ۱۳۸۰

adaptation in a plant breeding program . Aust, J, Agric. Res.14: 742-754.

6- Fox, P.N; and Rosielle, A. A; 1982; Reducing the environmental main effects on pattern analysis of plant breeding environments. Euphytica, 31: 645-656.

7-Gabriel, K. R; 1971;The biplot graphic display of matrices with application to principal component analysis. Biometrika, 58, 453- 467. In Kroonenberg, P. M; 1995, Introduction to biplots for GXE tables. Centre for statistics the University of Queensland. Researches Report, 51

8-Gauch, H. G; 1982; Noise reduction by eigen vector ordinations. Ecology, 63: 1643-1649.

9-Gauch, H. G; and Zobel, R. W; 1996; AMMI analysis of yield trials. In kang, M. S; and Gauch(ed,) H. G; Genotype-by-

### منابع مورد استفاده

1-Baril, C. P; Denis, J. B; Wustman, R; and Van Eewijk, F. A; 1995; Analyzing genotype-by-environment interaction in Dutch potato variety trials using factorial regression. Euphytica, 82: 149-155.

2-Cornelius, P. L; 1993; Statistical tests and retention of terms in the additive main effects and multiplicative interaction model for cultivar trials. Crop Sci, 33: 1186-1193.

3-Crossa, J; 1990; Statistical analysis of multilocation trials. Advances in Agronomy, Vol: 44.

4-Crossa, J; Gauch, H. G; and Zobel, R. W; 1990; Additive main effects and multiplicative interaction analysis of two international maize cultivar trials. Crop Sci, 30: 493-500.

5-Finlay, K. W; and Wilkinson, G. N; 1963; The analysis of

- environment interaction. CRC Press, Boca Raton, FL.
- 10-Gauch, H. G; and Zobel, R. W; 1997; Identifying mega-environments and targeting genotypes. *Crop Sci*, 73: 311-326.
- 11-Gollob, H. F; 1968; *Psychometrika*, 33: 73-116. in Crossa, j; 1990, *Statistical analysis of multilocation trials. Advances in Agronomy. Vol: 44.*
- 12-Kroonenberg, P. M; 1995; *Introduction to biplots for GXE tables. Centre for statistics the University of Queensland. Researches Report, 51.*
- 13-Mandel, J; 1961; *Non-additivity in two-way analysis of variance. J, AM, Stat Ass*, 56: 878-888.
- 14-Mandel, J; 1969; *J, Res, Natl, Bur Stand, (U.S.) 11*, 411- 429. in Crossa, j; 1990, *Statistical analysis of multilocation trials. Advances in Agronomy. Vol: 44.*
- 15-Van Eeuwijk, F. A; and Elgersma, A; 1993; Incorporating environmental information in an analysis of genotype by environment interaction for seed yield in perennial Ryegrass. *The Genetical Society of Great Britain. 44: 447-457.*
- 16-Williams, E. J; 1952; *Biometrika*, 39, 65-81. In Crossa, j; 1990; *Statistical analysis of multilocation trials. Advances in Agronomy. vol: 44.*
- 17-Yan, W; and Hant, L. A; 2001; Interpretation of genotype  $\times$  environment interaction for winter wheat yield in Ontario. *Crop Sci*, 41: 19-25.
- 18-Yan, W; and Hunt L. A; 2002; *Biplot analysis of diallel data. Crop Sci*, 42: 21-30.
- 19-Yan, W; Hant, L. A; Sheng, Q; and Szlavnic, Z; 2000; *Cultivar evaluation and mega- environment investigation based on the GGE biplot. Crop Sci*, 40: 597-605
- 20-Yates, F; and Cochran, W. G; 1988; *The analysis of groups of experiments. J, Agric Sci, Camb*, 28: 556-580.

