

تجزیه اثر اصلی افزایشی و اثر متقابل ضرب پذیر (AMMI) در ژنوتیپ‌های جو  
(*Hordeum vulgare* L.)  
Additive Main Effects and Multiplicative Interaction Analysis (AMMI)  
in Barley (*Hordeum vulgare* L.) Genotypes

مجید شاه‌محمدی، حمید دهقانی و احمد یوسفی

مؤسسه تحقیقات اصلاح و تهیه نهال و بذر و دانشکده کشاورزی دانشگاه تربیت مدرس

تاریخ دریافت: ۸۲/۲/۳۱

چکیده

شاه‌محمدی، م.، دهقانی، ح.، و یوسفی، ا.، ۱۳۸۳. تجزیه اثر اصلی افزایشی و اثر متقابل ضرب پذیر (AMMI) در ژنوتیپ‌های جو (*Hordeum vulgare* L.) نهال و بذر ۲۰: ۴۱۶-۴۰۵.

به منظور تجزیه اثر متقابل ژنوتیپ × محیط و تعیین میزان پایداری عملکرد و سازگاری ژنوتیپ‌های جو، نوزده ژنوتیپ شامل سیزده ژنوتیپ اصلاح شده داخلی (حاصل تلاقی ژنوتیپ‌های دریافت شده از مراکز تحقیقاتی بین‌المللی) و شش ژنوتیپ اصلاح شده دریافتی از مراکز تحقیقاتی بین‌المللی در ده مکان مختلف به مدت سه سال (۸۰-۱۳۷۷) مورد ارزیابی قرار گرفت و داده‌های حاصل از عملکرد از طریق روش AMMI بررسی شد. نتایج حاصل نشان داد که اثر اصلی یا افزایشی ژنوتیپ و محیط و نیز اثر متقابل ضرب پذیر ژنوتیپ × محیط معنی‌دار بود که بیانگر سازگاری ژنوتیپ‌ها با محیط‌های خاص بود. به منظور تعیین پایداری ژنوتیپ‌ها در روش AMMI از سه پارامتر پایداری به نام‌های SIPC1، AMGE1 و EV1 استفاده شد، ضمن این که جهت شناسایی ژنوتیپ‌های سازگار با محیط‌های خاص روش بای پلات به کار برده شد. نتایج حاکی از آن بود که ژنوتیپ‌های Kozir، Dundy و Schulyer/L.640 با داشتن کمترین مقدار اثر متقابل پایداری و ژنوتیپ‌های K-201/3-2، Walfajre/WI-2291 و 73-M4-30 با دارا بودن بیشترین اثر متقابل ناپایداری ژنوتیپ‌ها بودند. ژنوتیپ‌های Arass/Cyclon، L.131//Cg/CM و CI-10143/Walfajre برای ایستگاه کرج، ژنوتیپ Vavilon برای ایستگاه میان‌دوآب و ژنوتیپ‌های "s" Kavir/Badia و K-201/3-2 برای ایستگاه مشهد مناسب تشخیص داده شدند.

واژه‌های کلیدی: جو، ژنوتیپ‌ها، پایداری، AMMI، بای پلات.

## مقدمه

برای تعیین اثر متقابل ژنوتیپ × محیط عموماً از تجزیه واریانس مرکب و تخمین اجزاء واریانس استفاده می‌شود (Kamidi, 2001). برآورد نااریب واریانس ژنتیکی و نیز واریانس اثر متقابل ژنوتیپ × محیط را می‌توان از طریق امید ریاضی میانگین مربعات حاصل از تجزیه واریانس در یک آزمایش تکراردار که شامل تعدادی ژنوتیپ در چندین مکان و یا در چندین سال و یا ترکیب سال و مکان است به دست آورد (صدرآبادی و همکاران، ۱۳۷۵؛ فرشاد فر، ۱۳۷۷).

پدرسون (Pederson, 1974) مقایسه ژنوتیپ‌ها را در تعداد کمی از مکان ولی در تعداد بیشتری از سال پیشنهاد کرد. کمپل و لافور (Campbell and Lafever, 1977) افزایش تعداد سال‌ها را در کاهش امید ریاضی واریانس ژنوتیپ‌ها، نسبت به افزایش تعداد مکان‌ها مؤثرتر دانستند. لیانگ و والتر (Liang and Walter, 1966) دریافتند که ارزیابی ژنوتیپ‌ها برای مدت سه سال به خصوص هنگامی که تعداد مکان‌ها افزایش می‌یابد به طور محسوسی موجب کاهش امید ریاضی واریانس ژنوتیپ‌ها می‌گردد.

در روش‌هایی که پاسخ و واکنش ژنوتیپ با محیط به صورت یک رابطه یک متغیره در نظر گرفته می‌شود نظیر واریانس محیطی (Lin et al., 1986)، ضریب تغییرات فرانسیس و کانبرگ (Francis and Kannenberg, 1978)، اکوالانس ریک (Wrick, 1962)، واریانس

اثر متقابل ژنوتیپ × محیط یکی از مسائل پیچیده برنامه‌های به‌نژادی برای تهیه ژنوتیپ‌های پرمحصول و سازگار به شمار می‌رود و وجود آن موجب کاهش بازده این گونه ژنوتیپ‌ها می‌گردد (Liang and Walter, 1966). اثر متقابل ژنوتیپ × محیط به حالتی گفته می‌شود که ژنوتیپ‌های متفاوت به تغییرات محیطی واکنش‌های مختلف نشان دهند (Roy, 2000)؛ اگر رتبه (Francis and Kannenberg, 1978). عملکرد ژنوتیپ‌ها در دامنه‌ای از شرایط محیطی ثابت بماند اثر متقابل ژنوتیپ × محیط وجود نخواهد داشت (Roy, 2000).

Comstock and Moll (1963) نشان دادند که اگر اثر متقابل ژنوتیپ × محیط زیاد باشد، همبستگی میان فنوتیپ و ژنوتیپ کاهش می‌یابد و بازده ژنتیکی کم می‌شود. به طور کلی می‌توان گفت که اگر اثر متقابل ژنوتیپ × محیط افزایش یابد، پایداری کاهش می‌یابد و تصمیم‌گیری به‌نژادگر مشکل می‌شود.

Allard and Bradshaw (1964) انواع اثرهای متقابل ژنوتیپ × محیط را برای  $m$  ژنوتیپ و در  $n$  محیط از رابطه  $(mn!/m!n!)$  برآورد و اعلام کردند که تعداد اثرهای متقابل ممکن برای ده ژنوتیپ در ده محیط معادل  $10^{140}$  خواهد شد که تعداد آن‌ها بیش از گیاهان روی زمین می‌شود.

مورد تجزیه و تحلیل قرار دادند و اظهار داشتند که مدل AMMI ترکیبی از مدل تجزیه واریانس و تجزیه به مؤلفه‌های اصلی است و شامل اثرهای اصلی ژنوتیپ و محیط و یک یا چند اثر متقابل ضربی است و یک مؤلفه تصادفی به نام باقیمانده یا خطا به آن اضافه می‌شود.

مدل AMMI برای عملکرد ژنوتیپ  $g$  ام در محیط  $e$  ام و با تکرار  $r$  ام ( $Y_{ger}$ ) به صورت زیر است (Richard *et al.*, 1988):

$$Y_{ger} = \mu + \alpha_g + \beta_e + \sum_n \lambda_n \gamma_{gn} \delta_{en} + \rho_{ge} + \varepsilon_{ger}$$

در این فرمول  $\mu$  میانگین کل آزمایش،  $\alpha_g$  و  $\beta_e$  به ترتیب اثرهای اصلی ژنوتیپ و محیط،  $\sum_n \lambda_n \gamma_{gn} \delta_{en}$  اثر متقابل ژنوتیپ  $\times$  محیط،  $\lambda_n$  مقدار منفرد (Singular value) برای محور مؤلفه اصلی  $n$  ام (IPC)،  $\gamma_{gn}$  بردار ویژه ژنوتیپ برای محور  $n$  ام،  $\delta_{en}$  بردار ویژه محیط برای محور  $n$  ام و  $\rho_{ge}$  مقدار نویز (Noise) یا باقیمانده حاصل از اثرات ضرب‌پذیر و بالاخره  $\varepsilon_{ger}$  عبارت مربوط به خطا است.

اسنلر و همکاران (Sneller *et al.*, 1997) با استفاده از داده‌های حاصل از عملکرد سویا از روش AMMI برای تجزیه اثر متقابل ژنوتیپ  $\times$  محیط استفاده کردند و برای ارزیابی پایداری ژنوتیپ‌های سویا از سه آماره مختلف (Sum of the value of the IPC scores) و EV1 (Eigenvector values)، SIPC1 (Sum across environments of GEI)

شوگلا (Shukla, 1972)، ضریب رگرسیون فیلسی و ویلکینسون (Finlay and Wilkinson, 1963) و نیز ضریب رگرسیون پرکینز و جینکس (Perkins and Jinks, 1968) سعی می‌شود که پاسخ ژنوتیپ به محیط از طریق محاسبه یک شاخص پایداری توجیه شود، لذا ممکن است یک ژنوتیپ خاص در یک ارزیابی پایدار و در روش دیگر ناپایدار شناخته شود و نتیجه مشابهی به دست نیاید، اما در تجزیه‌های چند متغیره پاسخ و واکنش یک ژنوتیپ در چند محیط مختلف ممکن است در یک فضای چند بعدی توصیف شود و لذا این روش‌ها می‌توانند تفسیر آزمایش‌های یکنواخت سراسری عملکرد را ساده‌تر کنند و ارتباطات پیچیده و مرکب بین مکان‌ها، ژنوتیپ‌ها و یا بین هر دو را به دقت توسط یک دیاگرام پراکنش توضیح دهند. یکی از روش‌های چند متغیره مدل تجزیه به مؤلفه‌های اصلی است. ریچارد و همکاران (Richard *et al.*, 1988) نشان دادند که مدل تجزیه به مؤلفه‌های اصلی یک مدل ضربی (Multiplicative) است و بنابراین هیچ نوع منبع تغییری برای آزمون اثرهای اصلی جمع‌پذیر در آن وجود ندارد. پس روش تجزیه به مؤلفه‌های اصلی دارای مشکل تفسیر اثرهای اصلی است و در نتیجه اثر متقابل نیز که طبق تعریف، باقیمانده حاصل از مدل جمع‌پذیر است به خوبی ارزیابی نمی‌شود. ریچارد و همکاران (Richard *et al.*, 1988) مدل AMMI را به طور مفصل بسط داده و

## مواد و روش‌ها

نوزده ژنوتیپ جو شامل سیزده ژنوتیپ اصلاح شده داخلی و شش ژنوتیپ معرفی شده از طرف مراکز تحقیقاتی دیگر کشورها که مشخصات و شجره آنها در جدول ۱ آمده است در ده ایستگاه تحقیقاتی به مدت سه سال در ده (۸۰-۱۳۷۷) مورد بررسی قرار گرفتند. از بین ژنوتیپ‌های نامبرده، ژنوتیپ‌های شماره ۵، ۷ و ۱۲ از آمریکا و ژنوتیپ‌های شماره ۶ و ۱۴ از روسیه و ژنوتیپ شماره ۱۳ از کشور الجزایر دریافت شدند. بقیه ژنوتیپ‌ها، ژنوتیپ‌های اصلاح شده توسط مؤسسه تحقیقات اصلاح و تهیه نهال و بذر کرج بودند. ایستگاه‌های تحقیقاتی در زمره مناطق سرد کشور شامل ایستگاه‌های مشهد و نیشابور در شمال شرق کشور، ایستگاه‌های خوی، اردبیل، میاندوآب و تبریز واقع در شمال غرب کشور و ایستگاه‌های همدان، زنجان و اراک در غرب کشور و ایستگاه کرج در مرکز کشور بودند. به منظور نمایش ایستگاه‌ها در نمودار بای پلات از علائم اختصاری به صورت Kr (کرج)، Ar (اردبیل)، Kh (خوی)، Tb (تبریز)، Zn (زنجان)، Ny (نیشابور)، Mn (میاندوآب)، Ma (مشهد)، Ak (اراک) و Hm (همدان) استفاده شد.

آزمایش‌ها در کلیه ایستگاه‌ها در قالب طرح بلوک‌های کامل تصادفی با چهار تکرار و به مدت سه سال به طور یکنواخت به اجرا درآمدند. نظر به این که آزمایش‌ها در سه سال و

AMGE1 استفاده کردند که به صورت زیر

به دست می‌آیند:

$$SIPC = \sum_{n=1}^N \lambda_n^{0/5} \gamma_{gn}$$

$$AMGE = \sum_{n=1}^N \sum_{g=1}^M \lambda_n \gamma_{gn} \delta_{en}$$

$$EV = \sum_{n=1}^N \gamma_{gn}^2 / N$$

Acciarsi and Chidichimo (1999) اثر

متقابل ژنوتیپ × محیط را در ژنوتیپ‌های گندم به کمک مدل AMMI به همراه رگرسیون توأم (Joint regression) بررسی کردند و به این نتیجه رسیدند که تجزیه AMMI در بررسی اثر متقابل ژنوتیپ × محیط بسیار مؤثرتر و کاراتر از مدل رگرسیونی است.

تای و بیجیگا (Taye and Bejiga, 2000)

ضمن به کار بردن مدل AMMI به همراه بای پلات برای تعیین سازگاری عملکرد ۳۶ ژنوتیپ نخود زراعی، اتیوپی را به ۱۸ ناحیه اصلی و ۴۹ زیر ناحیه تقسیم کردند و این امر را در تخصیص واریته‌ها به محیط‌های مختلف ضروری دانستند.

با توجه به وقت و هزینه نسبتاً زیادی که در جریان اصلاح یک ژنوتیپ و نیز با در نظر گرفتن این که جو جزء چهار غله مهم کشور محسوب می‌شود، لزوم انجام این تحقیق بیش از پیش آشکار می‌شود تا ضمن معرفی پایدارترین ژنوتیپ یا ژنوتیپ‌ها، سازگارترین ژنوتیپ برای هر ایستگاه معرفی شود.

در حالی که پارامتر EV1 در ارتباط با متوسط مجموع مربعات اثرهای متقابل (بردارهای مشخصه) می‌باشد و پارامتر AMGE1 تابع مؤلفه‌های ژنوتیپ و محیط است. اندیس یک در سه پارامتر مذکور نشان دهنده این مطلب است که برای محاسبه این پارامترها اولین مؤلفه اصلی در نظر گرفته شده است. مقادیر EV1 و SIPC1 فقط مثبت است اما مقادیر AMGE1 که بر اساس اثر متقابل ژنوتیپ  $\times$  محیط است می‌تواند منفی یا مثبت باشد. به منظور ارزیابی پایداری ژنوتیپ‌ها و مکان‌ها و نیز برای ارتباط دادن ژنوتیپ‌های مختلف به مناطق گوناگون از مدل AMMI به همراه تجزیه واکنش ژنوتیپی (استفاده همزمان از روش‌های دسته بندی و برداریابی (Crossa et al., 1990؛ Hayward et al., 1993؛ Van Eeuwijk, 1992) استفاده شد. در نمودار برای پلات محور افقی نمایانگر اثرهای اصلی جمع پذیر یا میانگین و محور قائم اثرهای متقابل ضربی یا مقادیر اولین مؤلفه‌های اصلی می‌باشد.

### نتایج و بحث

نتایج حاصل از تجزیه AMMI نشان داد که منابع تغییرات ژنوتیپ و محیط و اثر متقابل ژنوتیپ  $\times$  محیط و نیز هشت مؤلفه اصلی اثر متقابل برای سه سال آزمایش در سطح احتمال یک درصد معنی دار بود (جدول ۲). معنی دار

ده مکان انجام شد، جمعاً تعداد سی محیط در آزمایش وجود داشت. محیط‌ها به عنوان فاکتور تصادفی و ژنوتیپ‌ها نیز به عنوان فاکتور ثابت در نظر گرفته شدند. طول هر کرت ۶ متر و عرض آن ۱/۲۰ متر بود. در نتیجه مساحت هر کرت برابر ۷/۲ مترمربع بود که در هنگام برداشت از دو طرف طول هر کرت ۰/۵ متر حذف شد و در نهایت مساحت برداشت به ۶ متر مربع تقلیل یافت. تراکم بذر نیز حدود ۳۵۰ بذر در مترمربع منظور شد. تاریخ‌های کاشت در ایستگاه‌های ذکر شده از اواسط مهر تا اوایل آبان ماه بود. در مرحله برداشت میزان عملکرد برای هر ژنوتیپ در هر محیط به صورت کیلوگرم در واحد آزمایشی (۶ مترمربع) تعیین و به تن در هکتار تبدیل شد. در پایان یادداشت برداری محاسبات آماری بر روی نتایج هر سال انجام و در پایان سال سوم نیز تجزیه واریانس مرکب انجام شد.

جهت انجام تجزیه AMMI ابتدا ماتریس Z یا ماتریس انحراف حاصل از اثرهای جمع پذیر محاسبه شد و سپس تجزیه به مؤلفه‌های اصلی یک بار بر روی ماتریس Z برای ژنوتیپ‌ها و بار دیگر بر روی ماتریس Z' برای محیط‌ها انجام شد. سهم تجمعی مؤلفه‌های اصلی نیز محاسبه گردید.

به منظور ارزیابی پایداری ژنوتیپ‌ها با استفاده از مؤلفه اصلی اول پارامترهای SIPC1، EV1 و AMGE1 محاسبه شد. پارامتر SIPC1 در حقیقت همان ضرایب عاملی هستند،

جدول ۱- مشخصات ژنوتیپ‌های مورد مطالعه در آزمایش

Table 1. Characteristics of genotypes in the experiment

ژنوتیپ	شجره	ژنوتیپ	شجره
Genotype	Pedigree	Genotype	Pedigree
1	Gerbel/Alger	11	L.1242//L.640/L.527
2	Schulyer/L.640	12	Dundy
3	Star/Alger	13	K-201/3-2
4	Arass/Cyclon	14	Kozir
5	Bahtim7-DI/79-w40762	15	CI-10143/Walfajre
6	Vavilon	16	L.1242/Kossak
7	OwB70173-2H-OII	17	Walfajre/WI-2291
8	L.131//Cg/CM	18	Cossak/Gerbel//Harmal
9	73-M4-30	19	Tojji's*/Robur
10	Kavir/Badia"s"	-	-

بودن F تیمار نشان دهنده اختلاف بین ترکیب مختلف ژنوتیپ × محیط بود. از آنجا که هشت مؤلفه اول بیش از هشتاد درصد تغییرات کلی را توجیه کردند لذا سایر مؤلفه‌ها در باقیمانده ادغام شدند. معنی‌دار بودن F<sup>۲</sup> مدل نیز بیانگر برآزش خوب مدل AMMI با داده‌ها بود (Crossa *et al.*, 1990).  
مجموع مربعات اثر متقابل ژنوتیپ × محیط، ۱۷/۷۵٪ از مجموع مربعات کل را به خود اختصاص داد در حالی که سهم ژنوتیپ و محیط

جدول ۲- تجزیه AMMI برای ژنوتیپ‌های جو در محیط‌های مختلف

Table 2. AMMI analysis of barley genotypes in different environments

S. O. V.	منابع تغییرات	درجه آزادی df.	مجموع مربعات SS	میانگین مربعات MS
Treatment	تیمار	569	4148.412	7.291**
Model	مدل	343	4058.407	11.832**
Genotype (G)	ژنوتیپ	18	146.394	8.133**
Environment (E)	محیط	29	3280.375	113.116**
G × E	ژنوتیپ × محیط	522	720.252	1.379**
IPC1		44	152.856	3.474**
IPC2		42	120.000	2.857**
IPC3		40	82.000	2.050**
IPC4		38	68.742	1.809**
IPC5		36	55.800	1.551**
IPC6		34	48.620	1.430**
IPC7		32	40.960	1.280**
IPC8		30	37.200	1.240**
Residual	باقیمانده	226	113.366	0.502
Pooled error	خطای مرکب	1710	1136.213	0.664
Total	کل	2279	5284.625	-

\*\* : Significant at 1% probability level.

\*\* : معنی‌دار در سطح احتمال ۱٪.

مربعات کل را به خود اختصاص داد و مابقی (۱۱٪) هم سهم اثر متقابل ژنوتیپ × محیط بود.

به طور متوسط اولین مؤلفه اصلی اثر متقابل ۲۱/۲۲٪ از مجموع مربعات اثر متقابل ژنوتیپ × محیط را توجیه نمود در حالی که مؤلفه‌های اصلی باقیمانده در مدل ۶۳/۰۳٪ از مجموع مربعات ژنوتیپ × محیط را تبیین کردند. نتایج به دست آمده از دو پارامتر SIPC1 و AMGE1 در بسیاری از موارد مشابه بود (جدول ۳). بر اساس این دو پارامتر ژنوتیپ‌های شماره ۱۲، ۱۴ و ۲ با داشتن حداقل مقادیر اثر متقابل (منفی یا مثبت) به عنوان

هر کدام به ترتیب ۳/۶۱٪ و ۸۰/۸۳٪ بود، به عبارت دیگر محیط بیشترین سهم را در واریانس کل دارا بود. موتزو و همکاران (Motzo et al., 1962) نیز در بررسی‌های خود به این نتیجه رسیدند که در آزمایش‌های ناحیه‌ای عملکرد سهم محیط در واریانس کل بیشتر از سهم اثر متقابل ژنوتیپ × محیط و سهم اثر متقابل ژنوتیپ × محیط نیز بیش‌تر از سهم ژنوتیپ است. در تحقیق دیگری که توسط سیوایپالان و همکاران (Sivapalan et al., 2000) انجام شد اثرهای اصلی ژنوتیپ فقط ۲٪ از تغییرات کل را توجیه کرد، در حالی که مجموع مربعات محیط ۸۷٪ از مجموع

جدول ۳- عملکرد دانه و پارامترهای پایداری ژنوتیپ‌های جو به روش AMMI

Table 3. Grain yield and stability parameters for barley genotypes in AMMI model

ژنوتیپ*	عملکرد Yield (tha <sup>-1</sup> )	پارامترهای پایداری Stability parameters		
		SIPC1	EV1	AMGE1
1	5.809	0.399	0.0077	-0.080
2	5.806	0.128	0.0014	-0.026
3	5.861	0.296	0.0076	-0.060
4	5.723	0.622	0.0220	0.114
5	6.382	0.165	0.0017	0.033
6	5.594	0.389	0.0056	0.088
7	5.499	0.245	0.0050	-0.049
8	5.720	0.461	0.0134	0.092
9	6.243	0.692	0.0640	0.123
10	5.822	0.617	0.0190	-0.013
11	6.146	0.164	0.0015	-0.033
12	5.817	0.031	0.0003	-0.006
13	5.497	0.807	0.0470	0.161
14	6.070	0.075	0.0003	0.015
15	6.058	0.450	0.0083	0.090
16	5.687	0.132	0.0440	0.026
17	6.250	0.701	0.0900	0.140
18	6.243	0.252	0.0040	-0.050
19	5.960	0.257	0.0060	-0.051

\* For list of genotypes see Table 1.

مؤلفه اصلی ژنوتیپ‌ها (IPC1) و نیز اولین مؤلفه اصلی مکان‌ها (IPC1) انجام شد که نتایج حاصل از گروه‌بندی ژنوتیپ‌ها و مکان‌ها به ترتیب به وسیله خطوط پیوسته و نقطه‌چین در روی نمودار بای‌پلات مشخص شده‌اند (شکل‌های ۱ و ۲). تجزیه کلاستر بر روی اولین مؤلفه اصلی ژنوتیپ‌ها (IPC1) سه گروه را مشخص کرد (شکل ۱): گروه اول شامل ژنوتیپ‌های شماره ۸، ۱۵، ۶، ۱۳، ۴ و ۱۰ بود که بالاترین مقدار IPC1 را داشتند. گروه دوم شامل دو ژنوتیپ شماره ۱۷ و ۹ بود که کمترین مقدار IPC1 را به خود اختصاص داده بودند و بالاخره بقیه ژنوتیپ‌ها در گروه سوم قرار گرفتند که مقادیر حد واسط IPC1 را دارا بودند. ضمناً تجزیه کلاستر بر روی اولین مؤلفه اصلی مکان‌ها نیز انجام شد و سه گروه به دست آمد (شکل ۱). مکان‌های Kh، Kr، Ma، Ny و Mn در گروه اول قرار گرفتند که بیشترین مقدار مؤلفه اصلی اول را دارا بودند. ایستگاه Ar به تنهایی در گروه دوم قرار گرفت که دارای کمترین مقدار IPC1 بود و ایستگاه‌های Tb، Ak، Zn و Hm هم با داشتن IPC1 متوسط در گروه سوم جای گرفتند.

بای‌پلات مؤلفه اصلی اول ژنوتیپ‌ها (با علامت مربع) و مکان‌ها (با علامت مثلث) نشان داد که ژنوتیپ‌های شماره ۹ و ۱۷ دارای اثر متقابل بزرگ و منفی هستند و میانگین عملکرد آن‌ها بیش‌تر از میانگین کل آزمایش

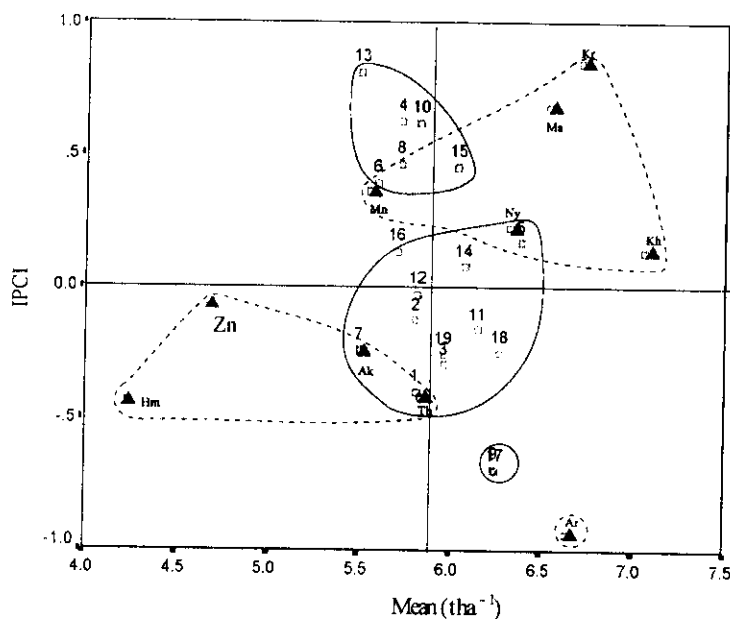
پایدارترین ژنوتیپ‌ها انتخاب شدند و ژنوتیپ‌های شماره ۱۳، ۱۷ و ۹ به‌خاطر داشتن اثر متقابل بزرگ ناپایدار شناخته شدند. نتایج حاصل از سومین پارامتر پایداری AMMI، (EV1) نیز با کمی تغییر در ترتیب معرفی ژنوتیپ‌های پایدار، ژنوتیپ‌های شماره ۱۲، ۱۴ و ۲ پایدارتر از بقیه بودند و ژنوتیپ‌های ۱۷، ۹ و ۱۳ به ترتیب ناپایدارترین ژنوتیپ‌ها بودند (جدول ۳). اسنلر و همکاران (Sneller et al., 1997) نیز اظهار داشتند که همبستگی رتبه‌ای (Rank correlation) معیارهای پایداری در روش AMMI (SIPC1, EV1, AMGE1) مثبت و معنی‌دار است ( $r=0/97^{**}$ )، به خصوص وقتی آزمایش‌ها بیش‌تر از دو سال یا در تعداد محیط بیشتری انجام گیرد. شاه‌محمدی (۱۳۸۱) نیز نشان داد که تکرارپذیری پارامترهای ضریب رگرسیون و پارامترهای پایداری AMMI در حد متوسط است و اگر در محاسبه پارامتر SIPC1 از مؤلفه اصلی دیگری نیز استفاده شود میزان همبستگی این پارامتر با سایر پارامترهای پایداری افزایش می‌یابد. این مطلب حاکی از آن است که پارامترهای استخراج شده از AMMI (مانند SIPC1) از اثرهائی سرچشمه گرفته‌اند که با افزایش تعداد مؤلفه‌های اصلی استقلال آن‌ها کمتر می‌شود (Sneller et al., 1997).

به منظور بررسی دقیق‌تر پایداری ژنوتیپ‌ها و مکان‌ها، تجزیه کلاستر بر روی مقادیر اولین



اصلی اول تنها یک پنجم اثرهای متقابل را توجیه کرد (۲۱/۲۲٪) لذا به منظور دستیابی به نتایج مطمئن تر از اطلاعات دومین مؤلفه اصلی نیز استفاده شد و بای پلات به همراه تجزیه کلاستر بر روی مؤلفه‌های اصلی اول و دوم اثر متقابل انجام شد (شکل ۲). با توجه به این

بود (شکل ۱). ژنوتیپ‌های شماره ۱۳، ۴، ۱۰، ۱۵، ۸ و ۶ دارای اثر متقابل بزرگ و مثبت بودند و میانگین عملکرد آنها به غیر از ژنوتیپ شماره ۱۵ کمتر از آزمایش کل آزمایش بود. ژنوتیپ‌های فوق‌الذکر در گروه ژنوتیپ‌های با پایداری کم قرار گرفتند. از آن جا که مؤلفه



شکل ۱- بای پلات میانگین ژنوتیپ‌ها و مکان‌ها و مقادیر مؤلفه‌های اصلی اول آنها

خطوط پیوسته و خط‌چین‌ها گروه‌بندی‌های حاصل از تجزیه کلاستر بر روی مقادیر IPC1 ژنوتیپ‌ها و مکان‌ها را به ترتیب نشان می‌دهد.

Fig. 1. Biplot of means of genotypes and locations on IPC1

Solid and dash lines show grouping of IPC1 genotypes and locations, respectively.

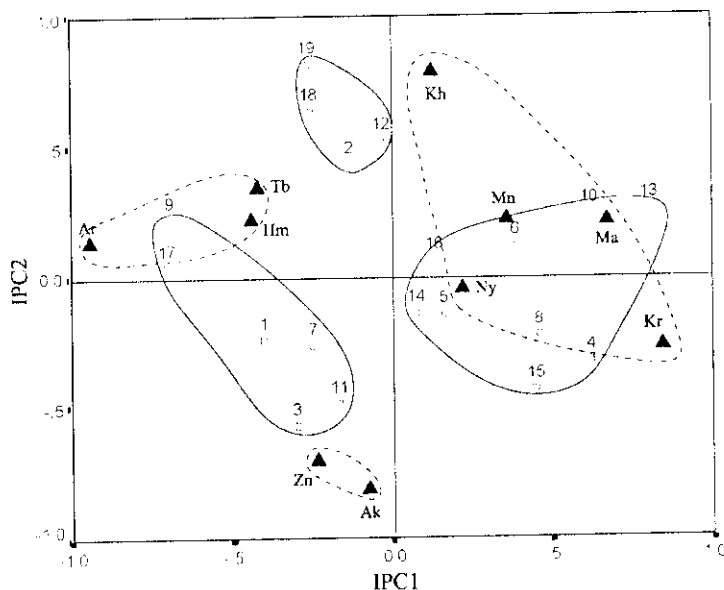
Ak نیز دارای چنین وضعیتی بودند. با توجه به این که واکنش اثر متقابل ژنوتیپ‌های فوق مشابه واکنش اثر متقابل ایستگاه Ak بود، لذا این ژنوتیپ‌ها دارای سازگاری اختصاصی با این مکان بودند. ژنوتیپ‌های شماره ۹ و ۱۷ نیز دارای اثر متقابل بزرگ و بنابراین ناپایدار بودند. با توجه به واکنش اثر متقابل ایستگاه‌های Ar،

مطلب که سهم مؤلفه اصلی اول در تفکیک دستجات مذکور بیش تر از مؤلفه اصلی دوم است، بنابراین گروه‌بندی فوق‌الذکر بیشتر بر اساس اطلاعات اولین IPC بوده و تا حد زیادی مشابه شکل ۱ بود. در نهایت ژنوتیپ‌های شماره ۳، ۱۱، ۷ و ۱ دارای اثرهای متقابل بزرگ و منفی بودند ضمن این که دو ایستگاه Zn و

۱۴، ۵ و ۱۶ نیز دارای پایداری عمومی بودند، به علاوه این که سه ژنوتیپ شماره ۴، ۸ و ۱۵ دارای اثرهای متقابل مشابه با ایستگاه K۲ بودند. ژنوتیپ شماره ۶ با ایستگاه Mn و ژنوتیپ‌های شماره ۱۰ و ۱۳ با ایستگاه Ma اثرهای متقابل

Tb و Hm این ژنوتیپ‌ها برای سه مکان یاد شده مناسب می‌باشند.

اطلاعات حاصل از شکل ۲ همچنین نشان داد که ژنوتیپ‌های شماره ۲، ۱۲، ۱۸ و ۱۹ با ایستگاه Kh سازگار هستند. ژنوتیپ‌های شماره



شکل ۲- بای پلات مقادیر مؤلفه‌های اصلی اول و دوم ژنوتیپ‌ها و مکان‌ها

خطوط پیوسته و خط‌چین‌ها گروه‌بندی‌های حاصل از تجزیه کلاستر بر روی مقادیر IPC1 و IPC2 ژنوتیپ‌ها و مکان‌ها را به ترتیب نشان می‌دهد.

Fig. 2. Biplot of the first and second IPC of genotypes and locations

Solid and dash lines show grouping of IPC1 and IPC2 of genotypes and locations, respectively.

### سپاسگزاری

از آقایان مهندس نیکخواه و مهندس قرینبی به خاطر همکاری در اجرا و راهنمایی و مساعدت در انجام تحقیق سپاسگزاری می‌شود.

مشابه نشان دادند. اکثر نتایج به دست آمده همانند اطلاعات روش استفاده از IPC1 بود و تنها در چند مورد نتایج جدید به دست آمد. در هر حال استفاده همزمان از دو مؤلفه اصلی با توجه به این که اطلاعات کامل‌تری را در بر دارد، معتبرتر می‌باشد (Gauch, 1992).

## References

## منابع مورد استفاده

- شاه‌محمدی، م. ۱۳۸۱. تجزیه اثر متقابل ژنوتیپ و محیط در ارقام جو به روش AMMI و مقایسه آن با سایر روش‌ها. پایان‌نامه کارشناسی ارشد، اصلاح نباتات، دانشگاه تربیت مدرس تهران. ۱۳۲ صفحه.
- صدر آبادی، ر.، مرعشی، ح.، و نصیری، م. ۱۳۷۵. اصول اصلاح گیاهان زراعی. (ترجمه). چاپ اول. انتشارات دانشگاه فردوسی (مشهد). ۵۳۸ صفحه.
- فرشاد فر، ع. ۱۳۷۷. کاربرد ژنتیک کمی در اصلاح نباتات، جلد دوم. انتشارات طاق بستان (کرمانشاه). ۳۸۱ صفحه.
- Acciarsi, H. A., and Chidichimo, H. O. 1999.** Genotype-environment interaction in wheat in the IV and V-south Argentinean subregions. *Cereal Research Communication* 27: 115-122.
- Allard, R. W., and Bradshaw, A. D. 1964.** Implication of genotype-environmental interaction in applied plant breeding. *Crop Science* 4: 505-507.
- Campbell, L. G., and Lafever, H. N. 1977.** Cultivar  $\times$  environment interaction of soft red winter wheat yield. *Crop Science* 22: 932-935.
- Comstock, R. E., and Moll, P. H. 1963.** Genotype-Environment Interactions, Symposium on Statistical Genetic and Plant Breeding. NAS-NRC Publication, U.S.A.
- 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.
- Finlay, K. W., and Wilkinson, G. N. 1963.** The analysis of adaptation in a plant-breeding program. *Australian Journal of Agricultural Research* 14: 742-754.
- Francis, T. R., and Kannenberg, L. W. 1978.** Yield stability studies in short-season maize. *Canadian Journal of Plant Science* 58: 1025-1034.
- Gauch, H. G. 1992.** Full and reduced models for yield trials. *Theoretical and Applied Genetics* 80: 153-163.
- Hayward, M. D., Bosemard, N. O., and Romagosa, I. 1993.** *Plant Breeding*. 4th ed. London: Chapman and Hall, U. K.
- Kamidi, R. E. 2001.** Relative stability, performance and superiority of crop genotypes across environments. *J. Agric. Bio. Envir. Stat* 6: 449-460.

- Liang, C.H.L., and Walter, E.G. 1966.** Estimation of variety× environment interaction in yield tests of three small grains and their significance of the breeding programs. *Crop Science* 6: 135-139.
- Lin, C. S., Binns, M. R., and Lefcovitch, L. P. 1986.** Stability analysis: where do we stand? *Crop Science* 26: 894-900.
- Motzo, R., Guinta, F., and Deidda, M. 1962.** Factors affecting the genotype × environment interaction in spring triticale grown in Mediterranean environment. *Euphytica* 121: 317-324.
- Pederson, D. G. 1974.** The stability on variety performance over years. *Heredity* 32: 85-94.
- Perkins, J. M. and Jinks, J. L. 1968.** Environmental and genotype-environmental components of variability. III. Multiple lines and crosses. *Heredity* 23: 339-356.
- Richard, M. J., Zobel, R. W., and Gauch, H. G. 1988.** Statistical analysis of a yield trial. *Agronomy Journal* 80: 388-393.
- Roy, D. 2000.** Plant Breeding Analysis and Exploitation of Variation. Alpha Science International Ltd., U.K.
- Shukla, G. K. 1972.** Some statistical aspects of partitioning genotype-environmental components of variability. *Heredity* 29: 237-245.
- Sivapalan, S., Brien, L., Ferrara, G., Hollamby, J. G., and Barclay, P. J. 2000.** An adaptation analysis of Australian and CIMMYT/ICARDA wheat germplasm in Australian production environments. *Australian Journal of Agricultural Research* 51: 903-915.
- Sneller, C. H., Cilgore-Norquest, L., and Dombek, D. 1997.** Repeatability of yield stability in soybean. *Crop Science* 37: 383-390.
- Taye, G.G.T., and Bejiga, G.G. 2000.** AMMI adjustment for yield estimate and classification on genotype and environment in field pea. *Journal of Genetic Breeding* 54: 183-191.
- Van Eeuwijk, F. A. 1992.** Multiplicative models for genotype-environment interaction in plant breeding. *Stat. Appl.* 4: 393-406.
- Wrick, G. 1962.** Uber eine Methode zur Refassung der Okologischen Streubreite in Feldversuchen. *Flazenzuecht* 47: 92-96.

---

آدرس نگارندگان:

مجید شاه‌محمدی و حمید دهقانی- گروه اصلاح نباتات، دانشکده کشاورزی دانشگاه تربیت مدرس، تهران.  
 احمد یوسفی- بخش تحقیقات غلات، موسسه تحقیقات اصلاح و تهیه نهال و بذر، صندوق پستی ۴۱۱۹، کرج ۳۱۵۸۵.