مجله علوم كشاورزي ايران
جلد ۱-۳۷، شماره ۲، سال ۱۳۸۵ (۳۲۶-۳۱۷)

بررسي پايداري عملكرد ژنوتيپهاي جو (*Hordeum Vulgare* L.) با استفاده از آماره هاي پايداري تكرار پذير و تجزيه الگو به وسيله مدل AMMI

فرشاد فتاحي*[1] و احمد يوسفي[2]
۱. دانشجوي سابق مقطع كارشناسي ارشد، دانشكده كشاورزي، دانشگاه تربيت مدرس تهران
۲. مسوول بخش تحقيقات جو ، مؤسسه تحقيقات اصلاح و تهيه نهال و بذر كرج ، ايران ؛
(تاريخ دريافت: ۸۳/۵/۲۷ - تاريخ تصويب: ۸٤/۹/۲)

چكيده

به منظور بررسي پايداري عملكرد، آزمايشهاي يكنواخت سراسري در ۸ ايستگاه تحقيقاتي مناطق معتدل ايران در سالهاي ۱۳۷۳ تا ۱۳۷۵ با استفاده از ۱۹ ژنوتيپ جو در قالب طرح بلوكهاي كامل تصادفي با ٤ تكرار انجام شد. محاسبه‌هاي آماري شامل تجزيه واريانس مركب، تجزيه رگرسيون، برآورد تكرارپذيري ١٤ آماره پايداري و تجزيه الگو بود. تجزيه واريانس مركب نشان داد كه ژنوتيپها داراي سازگاري اختصاصي با مكانها بودند. در تجزيه رگرسيون، مجموع مربعات اثر متقابل ژنوتيپ × محيط ١٤/٢١ % از مجموع مربعات كل را به خود اختصاص داد و واريانس باقيمانده‌هاي رگرسيوني غيريكنواخت بود. بنابراين، مدل رگرسيوني و آماره‌هاي حاصل از آن براي تجزيه پايداري مناسب نبود. آماره‌هاي اكووالانس ريک، واريانس محيطي و آماره مدل **AMMI1** مناسبترين آماره‌ها و واجد تكرارپذيري مطلوب بودند. تجزيه پايداري بر اساس اين آماره‌ها و تجزيه الگو نشان داد كه ژنوتيپ شماره ٥ پرمحصول، پايدار و قابل توصيه براي همه مناطق بود، ژنوتيپ شماره ١٦ كم محصول و سازگار با مناطق كم محصول بود.

واژه‌هاي كليدي: تجزيه الگو، تجزيه پايداري، تكرارپذيري، جو، **AMMI**

مقدمه

در بيشتر برنامه‌هاي اصلاح نباتات به علت‌اثر متقابل ژنوتيپ × محيط (ژنوتيپ × مكان ، ژنوتيپ × سال ، ژنوتيپ × سال × مكان)، توصيه ژنوتيپهاي برتر براي محيطهاي وسيع دشوار است. يک آماره پايداري هنگامي مي‌تواند معياري مناسب براي گزينش ارقام برتر باشد كه وراثت پذير (١٦) يا تكرارپذير (١٤) باشد. در يک پژوهش (١٢)، آماره‌هاي پايداري ضريب رگرسيون خطي، ضريب تغييرات محيطي و ميانگين عملكرد كه با استفاده از داده‌هاي ژنوتيپهاي گندم پاييزه در ٣٦ محيط برآورد شده بودند، تكرار پذير اعلام شدند. سنلر و همكاران (١٩٩٧)، تكرارپذيري[1] سه آماره پايداري مدل AMMI[2] ويک آماره غير پارامتري را در گياه سويا، پايين ارزيابي كردند . تئودور (١٩٩٣) با بررسي ١١٦ لاين يولاف در ٣٦ محيط، آماره‌هاي ميانگين عملكرد و ضريب رگرسيون خطي را تكرار پذير اعلام كرد. براي ارزيابي قابليت پيش بيني[3] در درون آزمايش و انتخاب مدل AMMI مناسب براي تجزيه پايداري، كروسا و همكاران

* نويسنده مسئول: فرشاد فتاحي تلفن: ۸۲۲۳۳۷۸- ۰۸۳۱
E-mail: frs_fth@yahoo.com

1 . Repeatability
2 . Additive Main Effect and Multiplicative Interaction
3 . Prediction

(۱۹۹۰) از روش روايي اعتبار[1] استفاده نمودند كه بر اساس آن، داده ها به دو گروه به نام داده هاي مدل[2] و داده هاي اعتباري[3] تقسيم شدند ؛ پس از محاسبه RMSPD [4]، قابل پيش بيني بودن مدل مربوط به آزمايشهاي چند مكاني در گياه ذرت ارزيابي شد و براي انجام تجزيه پايداري ، مدل AMMI1 (مدل AMMI با يک مؤلفه اصل اثر متقابل) انتخاب و به تمام داده ها برازش داده شد . دليل استفاده از روش AMMI براي تجزيه پايداري آن بود كه كلي و دمبک (۱۹۹۵) و گش (۱۹۹۰) اعلام نمودند كه مدلهاي كاهشي[5] مانند AMMI، بهتر از مدل ميانگين كامل داده ها ، عملكرد و چگونگي نوسان آن در محيطهاي مختلف را برآورد مي كنند؛ چون بر اساس اثر استين[6]، با افزايش كوچكي در مقدار اريب، دقت مدل AMMI افزايش مي‌يابد (۱، ۸). بر اساس نظر هيوگ و گش (۱۹۹۸)، مدل AMMI مؤلفه‌هاي ضربي[7] را با هم تركيب مي‌كند و مدل مناسبي را براي انجام تجزيه پايداري ايجاد مي‌نمايد. با استفاده از همزمان از گروه بندي (تجزيه خوشه‌اي) و تجزيه به مؤلفه‌هاي اصلي در مدل AMMI و به عبارت ديگر ، با انجام تجزيه الگو[8] ، چگونگي نوسان عملكرد ژنوتيپها آشكارتر مي شود (۷، ۱۰). در يک پژوهش (٦) بر اساس معيار RMS PD مدل AMMI1 به داده‌هاي حاصل از عملكرد دانه ۱۸ ژنوتيپ گندم در ۲۵ مكان برازش داده شد و با انجام تجزيه الگو، ژنوتيپهاي شماره ٤، ۵ و ۹ پايدار معرفي شدند. رماگوسا و فاكس (۱۹۹۳) با استفاده از روش AMMI اثر متقابل ژنوتيپ × محيط را براي عملكرد دانه ۷ ژنوتيپ جهش يافته جو مطالعه كردند و بر اساس مدل پيش‌بين، AMMI1 و AMMI2 (مدل AMMI با دو مؤلفه اصلي اثر متقابل) را براي انجام تجزيه پايداري، به تمام داده‌ها برازش دادند. همچنين كورنليوس (۱۹۹۳) با استفاده از روش AMMI، ۹ ژنوتيپ ذرت را در ۲۰ محيط ارزيابي و سومين و چهارمين مؤلفه اصلي اثر متقابل را معني دار اعلام كرد .

هدف از انجام اين پژوهش، ارزيابي منابع تغيير اثر متقابل ژنوتيپ×محيط؛ بررسي تكرارپذيري آماره ميانگين عملكرد دانه ژنوتيپها و همچنين ۱۳ آماره از گروههاي چهارگانه آماره‌هاي پايداري شامل آماره‌هاي مرتبط با روشهاي محاسبه واريانس، روشهاي رگرسيوني، روشهاي چند متغيره و روشهاي غير پارامتري (۱۰)؛ انتخاب مدل مناسب و قابل پيش‌بيني AMMI، برازش اين مدل به داده‌هاي حاصل از عملكرد دانه در آزمايشهاي ناحيه‌اي جو و بررسي پايداري اين ژنوتيپها بر اساس آماره‌هاي پايداري تكرارپذير و براساس تجزيه الگو به وسيله مدل AMMI مناسب بود.

مواد و روش‌ها

آزمايشها به صورت يكنواخت سراسري به مدت ۳ سال (۱۳۷۳ تا ۱۳۷۵) در ۸ ايستگاه تحقيقات كشاورزي مناطق معتدل ايران شامل كرج (KR)، ورامين (VR)، اصفهان (ES)، كاشمر (KA)، بيرجند (BI)، ميانداوآب(MN)، يزد (YZ) و زرقان (ZR) انجام شدند (۲). سالها و مكانها به عنوان فاكتورهاي تصادفي و ژنوتيپ به عنوان فاكتور ثابت در نظر گرفته شد. در هر محيط، ۱۹ ژنوتيپ جو در قالب طرح بلوكهاي كامل تصادفي با ٤ تكرار به اجرا درآمد. تعدادي از ژنوتيپها از ارقام خارجي و تعدادي ديگر حاصل تلاقيهاي انجام يافته در مؤسسه تحقيقات اصلاح و تهيه نهال و بذر كرج بودند (۲). به هنگام برداشت، عملكرد دانه در هر واحد آزمايشي توزين و يادداشت گرديد.

محاسبه‌هاي آماري اين پژوهش شامل موارد زير بود :

1 . Cross-validation
2 . Modeling data
3 . Validation data
4 . Root Mean Square Predictive Difference
5 . Reduced models
6 . Stein effect
7 . Multiplicative
8 . Pattern analysis

شماره مصوب طرح تحقيقاتي ٧٤٣٩٦-١٢-١٠٠ پاييز سال ۱۳۷۳ به مدت سه سال، مؤسسه تحقيقات، اصلاح و تهيه نهال و بذر كرج

بررسي‌هاي اوليه به منظور مقايسه ميانگين عملكرد دانه ژنوتيپها و ارزيابي مؤلفه اثر متقابل ژنوتيپ × محيط شامل تجزيه واريانس مركب و تجزيه رگرسيون (۲۱) .

برآورد تكراريذيري آماره ميانگين عملكرد دانه ژنوتيپها $\bar{x}_i$ (۲٤) (۱۹ و .... و ۲ و ۱ = i تعداد ژنوتيپها) همچنين، تكرارپذيري ۱۳ آماره از گروههاي چهارگانه آماره‌هاي پايداري در بين تركيبهاي دوتايي از سالها با استفاده از ضريب همبستگي رتبه‌اي اسپيرمن (۱٤، ۲۰، ۲۳) براي انجام تجزيه پايداري برآورد گرديد. سيزده آماره ياد شده عبارت بودند از: ۵ آماره برآورده شده بر اساس روشهاي محاسبه واريانس شامل واريانس محيطي S_i^2 (۱۷)، ضريب تغييرات محيطي CV_i (۱۷)، اكووالانس ريک W_i^2 (۱۷)، آماره شوكلا σ_i^2 (۱۷) و واريانس درون مكاني لين وبينز $MS_{y/l(i)}$ (۱۵)؛ ٤ آماره برآورد شده بر اساس روشهاي رگرسيوني شامل ضريب رگرسيون خطي b_i (۱۷) ، ميانگين مربعات انحراف از رگرسيون S_{di}^2 (۱۷)، ضريب تبيين رگرسيون خطي $r_{l(i)}^2$ (۱۲) و ضريب تبيين رگرسيون درجه دوم $r_{q(i)}^2$ (۱۲) ؛ ۳ آماره برآورد شده بر اساس روشهاي چند متغيره شامل آماره‌هاي $AMGE1_i$, $EV1_i$,$SIPC1_i$ هر سه حاصل از مدل AMMI1 (۲۳). بر اساس روش روايي اعتبار و آزمون F، چون يک مؤلفه اصلي اثر متقابل در مدل AMMI باقي ماند، سه آماره اخير نيز بر اساس يک مؤلفه اصلي اثر متقابل برآورد شدند؛ يک آماره برآورد شده بر اساس روش غير پارامتري $\overline{R}_i$ (۲۳) و در مجموع ۱۳ آماره محاسبه شدند.

انجام تجزيه خوشه‌اي بر اساس روش UPGMA [1] بر روي آماره‌هاي مناسب و تكرارپذير (۱۷، ۱۸) به منظور گروهبندي و تجزيه پايداري.

برآورد معيار RMS PD به وسيله روش روايي اعتبار به منظور انتخاب مدل AMMI مناسب براي انجام تجزيه پايداري (۵) . پس از برآورد نُه RSM PD مربوط به ۹ مدل مختلف AMMI ،براساس كوچكترين RMS PD كه نشانگر قابل پيش‌بيني‌تر بودن مدل مربوط بود، مدل AMMI مناسب برگزيده و به همه چهار تكرار آزمايش برازش داده شد و به وسيله همين مدل، نتايج تفسير شدند.

تجزيه AMMI. مدل AMMI (روش FANOVA) به صورت زير بود (۳، ۲٦):

$$y_{ijk} = \mu + g_i + e_j + (ge)_{ij} + \varepsilon_{ijk} \quad \text{و}$$

$$(ge)_{ij} = \sum_{n=1}^{N} \sigma_n \gamma_{in} \delta_{jn} + \rho_{ij}$$

در اين مدل، y_{ijk} عملكرد ژنوتيپ iام درمحيط jام و در تكرار kام، μ ميانگين كل آزمايش، g_i اثر اصلي ژنوتيپ، e_j اثر اصلي محيط، $(ge)_{ij}$ اثر متقابل ژنوتيپ iام د رمحيطjام، ε_{ijk} عبارت مربوط به خطا، N تعداد مؤلفه‌هاي اصلي باقيمانده در مدل و $N \le \min(g-1, e-1)$ (در اين پژوهش، با توجه به نتايج حاصل از روش روايي اعتبار و همچنين آزمون F، در تجزيه AMMI , n=N=1)، σ_n مقدار منفرد[2] مربوط به n امين مؤلفه اصلي باقيمانده در مدل، γ_{in} بردار مشخصه براي i امين ژنوتيپ از nاُمين مؤلفه اصلي اثر متقابل[3] (IPC)، δ_{jn} بردار مشخصه براي j اُمين محيط از nامين مؤلفه اصلي اثر متقابل و ρ_{ij} عبارت مربوط به نويز[4] بود. همچنين درجه آزادي مؤلفه اصلي nام از رابطه (g-1)+(e-1)-(2n-1) محاسبه شد و n شماره مولفه اصلي بود. در اين پژوهش ۱۹= g، ۲٤= ۳×۸=e و براي تجزيهAMMI, n=1 .

تجزيه الگو به وسيله مدل AMMI1 برگزيده شده بر اساس روش روايي اعتبار، براي انجام تجزيه پايداري (۷، ۱۰).

با توجه به در دسترس نبودن نرم افزار MATMODEL (۹)، محاسبه‌هاي ياد شده با استفاده از نرم افزارهاي كامپيوتري SAS,SPSS,S116 انجام شد.

نتايج

بررسي‌هاي اوليه نشان داد كه بيشترين مقدار عملكرد دانه ژنوتيپها ۱۲/۳۳۳و كمترين آن ۰/۲۸۵ تن در هكتار بود.ميانگين كل آزمايش ٦/۲۸۲ و خطاي معيار داده ها ۰/۰۳۹ تن در هكتار

1 . Unweighted Pair – Group Methods Average

2 . Singular value

3 . Interaction Principal Component

4 . Noise

برآورد شد. در تجزيه واريانس مركب (جدول ۱)، مجموع مربعات ژنوتيپ×سال× مكان ٦/٨% از مجموع مربعات كل را به خود اختصاص داد. متوسط وراثت پذيري عمومي محاسبه شده در روش تجزيه مركب ، براي عملكرد در سه سال‌آزمايش۷۵/۲% بود كه نشان از تفاوت ژنتيكي ارقام داشت . ميانگين عملكرد دانه ژنوتيپها با استفاده از روش دانكن در سطح احتمال ۵% مقايسه شدند. (جدول ۲).

جدول ۱- تجزيه واريانس مركب داده هاي حاصل از مقايسه عملكرد ۱۹ ژنوتيپ جو در مكانهاي مختلف در سالهاي ۱۳۷۳ تا ۱۳۷۵

منابع تغيير	درجه آزدي	مجموع مربعات	ميانگين مربعات
سال	۲	۱۰۰/٦۰٤	۵۰/۳۰۲$^{n.s}$
مكان	۷	۲٤۳۳/۲۵٦	۳٤۷/٦۰۸**
سال × مكان	۱٤	۷۵۰/۲۳۲	۵۳/۵۸۸**
تكرار در سال و مكان	۷۲	۲۱٤/۳٤٤	۲/۹۷۷
ژنوتيپ	۱۸	۲۰۵/۸۱۲	۱۱/٤۳٤**
ژنوتيپ × سال	۳٦	۳٦/۰۷٤	۱/۰۰۲$^{n.s}$
ژنوتيپ × مكان	۱۲٦	۳٤۱/۳۳٤	۲/۷۰۹**
ژنوتيپ × سال × مكان	۲۵۲	۳۵۱/۵٤۰	۱/۳۹۵**
خطا	۱۲۹٦	٦۹٤/۰۰۸	۰/۵۳۵
كل	۱۸۲۳	۵۱۲۷/۲۰٤	-
ضريب تغييرات	۱۱/٦۵		

n.s و** به ترتيب نشان دهنده غير معني دار و معني دار در سطح احتمال ۱%

بيشترين ميانگين عملكرد دانه مربوط به ژنوتيپ شماره ۵ و كمترين ميانگين عملكرد دانه مربوط به ژنوتيپ شماره ۳ بود. در تجزيه رگرسيون (جدول ۳)، مجموع مربعات اثر متقابل ژنوتيپ × محيط ١٤/٢١% ازمجموع مربعات كل را به خود اختصاص داد . همچنين مجموع مربعات مؤلفه خطي اثر متقابل ژنوتيپ × محيط ٤/٩٧% و مجموع مربعات مؤلفه درجه دوم اثر متقابل ژنوتيپ × محيط ۵/٤٦% از مجموع مربعات ژنوتيپ × محيط را شامل شدند . آزمون بارتلت براي بررسي يكنواخت بودن مقادير ميانگين مربعات باقيمانده هاي رگرسيونهاي خطي و درجه دوم انجام شدو χ^2 معني‌دار ($p<۰/۰۱$) به دست آمد كه نشاندهنده غير يكنواخت بودن واريانس باقيمانده‌هاي ياد شده بود.

ضرايب همبستگي رتبه اي اسپيرمن براي آماره‌هاي پايداري برآورد شده از تركيبهاي دوتايي سالها در جدول ٤ بيان شده است. ميزان تكراريذيري آماره‌هاي پايداري در جدول ٤، به صورت مقدار همبستگي رتبه‌اي مقادير برآورد شده يک آماره پايداري، بين دو زير گروه براي همه ژنوتيپها، بيان شده است. در جدول ۵، مقادير آماره‌هاي پايداري برآورد شده در طي سه سال اجراي آزمايش آمده است. آماره‌هاي ياد شده، به جز ميانگين عملكرد دانه، مربوط به گروه‌هاي چهارگانه آماره‌هاي پايداري (۱۰) بودند كه انتخاب و برآورد گرديدند. بر اساس جدول ٦، مدل AMMI 1 كمترين انحراف را از داده‌هاي اعتباري نشان داد (كمترين RMS PD مربوط به مدل AMMI 1 بود). از ۸۱ درجه آزادي مربوط به مدل ياد شده، ۲۳ درجه آزادي مربوط به محيط، ۱۸ درجه آزادي مربوط به ژنوتيپ (٤۱=۲۳+۱۸) و ٤۰ درجه آزادي باقيمانده مربوط به اولين محور مولفه اصلي بود. جدول ۷ تجزيه AMMI را بيان مي‌كند. بر اساس معيار RMS PD نظر به اينكه مدل AMMI1 از بالاترين قابليت پيش بيني برخوردار بود ، تجزيه AMMI نيز بر اساس يک مولفه اصلي اثر متقابل انجام شد. از طرف ديگر، چون مدل AMMI كاهشي است، ريشه‌هاي مشخصه حاصل از تجزيه AMMI توزيع x^2 ندارند بنابراين براي انجام آزمون F مولفه‌هاي اصلي متقابل، از F_{GH2} (F تصحيح شده) كورنليوس (۱۹۹۳) استفاده شد.

در تجزيه AMMI (جدول ۷)، مجموع مربعات اولين مولفه اصلي اثر متقابل ۳۵/۰۵% از مجموع مربعات اثر متقابل ژنوتيپ× محيط را بيان نمود كه اين مقدار، ۵/۱۵ برابر بيشتر از نسبت مجموع مربعات ژنوتيپ × سال × مكان در تجزيه واريانس مركب و ۷/۰۵ برابر بيشتر از نسبت مجموع مربعات مولفه خطي اثر متقابل ژنوتيپ × محيط در تجزيه رگرسيون بود.

جدول ۲ - مقايسه ميانگين عملكرد دانه ژنوتيپها در آزمايشهاي يكنواخت سراسري جو مناطق معتدل

ژنوتيپ	۵	۱۰	۱	۷	۸	۱۱	۱۹	۱٤	۲	۱۲	۱۸	٤	٦	۹	۱٦	۱۷	۱۳	۱۵	۳
ميانگين عملكرد دانه (تن درهكتار)	٦/۹۹۷ a*	٦/٦۹۹ ab	٦/٦۸۵ ab	٦/٦۰۹ ab	٦/٤۱۱ bc	٦/۳۸۰ bc	٦/۳٦۹ bc	٦/۳۵۸ bcd	٦/۳۵۸ bcd	٦/۳۱۳ bcd	٦/۲۷۵ bcd	٦/۲۵٤ bcd	٦/۲۳٤ bcd	٦/۱۳۸ bcd	٦/۰۲٤ cd	٦/۰۱۷ cd	۵/۹۷۲ cd	۵/۸۰۰ de	۵/٤۷۳ e

* ميانگينهاي داراي حروف غير مشابه، تفاوت معني دار در سطح احتمال ۵% را دارا مي‌باشند.

مقدار وراثت پذيري عمومي عملكرد در روش AMMI، ۸٤/۷٤% برآورد گرديد كه ۱/۱۲ برابر بزرگتر از مقدار وراثت پذيري در روش تجزيه مركب بود. نتايج حاصل از تجزيه AMMI به وسيله دو نوع باي پلات، باي پلات ژنوتيپ – محيط و باي پلات ژنوتيپ– مكان قابل بررسي بود. باي پلات ژنوتيپ – محيط از نظر بررسي يكنوا[1] بودن و چگونگي تغييرات مكانها داراي اهميت بيشتر بود ولي براي تفسير ساده‌تر و مطالعه روشنتر اثرات متقابل ژنوتيپها و مكانها، باي پلات ژنوتيپ – مكان مناسبتر بود. براي ترسيم باي پلات ژنوتيپ – مكان و انجام تجزيه الگو، ميانگين عملكرد مكانها ($\bar{x}_j$ بر حسب تن در هكتار، j تعداد مكانها) و مقادير اولين مولفه اصلي آنها محاسبه شد (جدول ۸).

1. Monotonous

جدول ۳ - تجزيه رگرسيون اثر متقابل ژنوتيپ × محيط براي داده‌هاي آزمايشهاي يكنواخت سراسري جو در سالهاي ۱۳۷۳ تا ۱۳۷۵

منابع تغيير	درجه آزادي	مجموع مربعات	ميانگين مربعات
ژنوتيپ	۱۸	۲۰۵/۸۱۲	۱۱/٤۳٤ **
محيط	۲۳	۳۲۸٤/٤۰۰	۱٤۲/۸۰۰ **
ژنوتيپ × محيط	٤۱٤	۷۲۸/٦٤۰	۱/۷٦۰ **
ژنوتيپ × محيط (خطي)*	۱۸	۳٦/۲۷۰	۲/۰۱۵ **
ژنوتيپ × محيط (درجه ۲)*	۱۸	۳۹/۷۹۸	۲/۲۱۱ **
باقيمانده	۳۷۸	٦۵۲/۵۷۲	۱/۷۲٦
خطاي مركب	۱۳٦۸	۹۰۸/۳۵۲	۰/٦٦٤
كل	۱۸۲۳	۵۱۲۷/۲۰٤	-

**معني دار در سطح احتمال ۱%

*غير يكنواختي شيب خطوط رگرسيون

جدول٤- ضرايب همبستگي رتبه اي اسپيرمن براي آماره هاي پايداري برآورد شده بر اساس عملكرد ژنوتيپهاي جو در تركيبهاي دوتايي سالها

تركيبهاي دوتايي سالها	$\bar{x}_i$	S_i^2	CV_i	W_i^2	σ_i^2	$MS_{y/l(i)}$	b_i	S_{di}^2	$r_{l(i)}^2$	$r_{q(i)}^2$	SIPC1$_i$	EV1$_i$	AMGE1$_i$	$\bar{R}_i$
۱۳۷۳-۱۳۷٤	**	*	**	**	**	**	**	**	**	**	**	**	**	*
۱۳۷٤-۱۳۷۵	۰/۸۱۲	۰/۵۲۸	۰/۵۳۹	۰/۸۳۵	۰/۸۳۲	۰/٦۳۷	۰/۳۵۹	۰/۸۱۹	۰/۷۰٤	۰/۷۱۷	۰/٦۵۲	۰/٦٤۷	۰/٦۵۲	۰/٤۲۱
۱۳۷۳-۱۳۷٤	**	**	**	**	**	**	**	**	**	**	**	**	**	n.s
۱۳۷۵-۱۳۷٦	۰/۸۷۸	۰/٤۵۷	۰/٤۵۳	۰/۷۳٤	۰/۷۲۷	۰/۱۳٤	۰/۵٤۲	۰/۷۰۸	۰/٦۷۰	۰/٦۵۳	۰/٦۷۸	۰/٦۹۰	۰/٦۷۸	۰/۲٦۸
۱۳۷٤-۱۳۷۵	**	**	**	**	**	n.s	**	**	**	**	n.s	n.s	n.s	n.s
۱۳۷۵-۱۳۷٦	۰/۸۷۳	۰/٦۸۹	۰/٦۸۳	۰/۸۵۵	۰/۸٤۹	۰/۲٦۱	۰/۵۰۰	۰/۸۲٦	۰/۷۰۳	۰/۷۱۱	۰/۳۸۲	۰/۳۸۲	۰/۳۸۲	۰/۳۵۹
میانگین	۰/۸۵۳	۰/۵٤۹	۰/۵۵۰	۰/۸۰٦	۰/۸۰۰	۰/۲۸۱	۰/٤۵۹	۰/۷۸۲	۰/٦۹۲	۰/٦۹۳	۰/۵۵۲	۰/۵۵٤	۰/۵۵۲	۰/۳٤۳

*معني دار سطح احتمال ۵%　　**معني دار در سطح احتمال ۱%　　**n.s** غير معني دار

جدول ۵- مقادير آماره هاي پايداري برآورد شده براي ژنوتيپهاي جو مورد مطالعه در سالهاي ۱۳۷۳ تا ۱۳۷۵

ژنوتيپ	$\bar{x}_i$	S_i^2	%CV_i	W_i^2	σ_i^2	$MS_{y/l(i)}$	b_i	S_{di}^2	%$r_{l(i)}^2$	%$r_{q(i)}^2$	*SIPC1$_i$	EV1$_i$	AMGE1$_i$	$\bar{R}_i$
۱	٦/٦۸	۲/۳۱	۲۲/۷	۱۱/۷۹	۰/۵۵	۱/۱۲	۱/۰۰	۰/۵۳	۷۸/۷	۷۹/۳	۰/۳۸	۰/۰۲	۱/٦۳	۲/۵۱
۲	٦/۳٦	۲/۲۱	۲۳/۳	٤/۲۹	۰/۱۸	۰/۸۳	۱/۰٦	۰/۱۹	۹۲/۲	۹۲/۵	۰/۱۱	۰/۰۰	۰/٤۷	۱/۷٤
۳	۵/٤۷	۱/۹۹	۲۵/۷	۲۳/۹۰	۱/۱٤	۱/۱۳	۰/۷۸	۰/۹۹	۵٤/۵	۵۸/۹	-۰/۹۸	۰/۱٦	٤/۱۹	۵/٦۰
٤	٦/۲۵	۱/٦۹	۲۰/۸	٤/۵۳	۰/۱۹	۰/٦۰	۰/۹۲	۰/۱۹	۸۹/٦	۹۱/۰	-۰/۷۲	۰/۰۸	۳/۰۸	۲/۱۳
۵	٦/۹۹	۲/۰۲	۲۰/۳	٦/۰٦	۰/۲۷	۱/۰۹	۰/۹۹	۰/۲۷	۸۷/۵	۸۷/٦	-۰/۳۱	۰/۰۱	۱/۳٦	۱/۷٤
٦	٦/۲۳	۱/۹٤	۲۲/۳	٤/۹۰	۰/۲۱	۰/۷۷	۰/۹۸	۰/۲۲	۸۹/۵	۹۰/۳	۰/۳۷	۰/۰۲	۱/۵۸	۱/۰۳
۷	٦/٦۱	۱/۹۸	۲۱/۳	۳/۷۳	۰/۱٦	۰/۸۳	۱/۰۰	۰/۱۷	۹۲/۲	۹٤/٤	۰/٦۵	۰/۰۷	۲/۷۸	۱/۵۱
۸	٦/٤۱	۲/۳۷	۲٤/۰	٦/٤۸	۰/۲۹	۰/۹۵	۱/۰۸	۰/۲۸	۸۹/۲	۸۹/۲	۰/۷۰	۰/۰۸	۳/۰۰	۳/۳۲
۹	٦/۱٤	۱/۸۵	۲۲/۱	٦/۰۲	۰/۲۷	۰/۸٤	۰/۹٤	۰/۲۷	۸٦/۸	۸۷/٦	-۰/٤۷	۰/۰۳	۱/۹۹	۰/۱٤
۱۰	٦/۱۹	۲/۳۵	۲۲/۹	۹/۱۳	۰/٤۲	۰/۹۳	۱/۰۵	۰/٤۱	۸٤/۰	۸٤/۸	۰/۷۸	۰/۰۹	۳/۲۲	۱/۷۸
۱۱	٦/۳۸	۲/۱۰	۲۲/۷	۱۱/۵٦	۰/۵٤	۰/۸۳	۰/۹۵	۰/۵۲	۷۷/۳	۷۷/٤	۰/٦۲	۰/۰٦	۲/٦۳	۰/۸٦
۱۲	٦/۳۱	۲/۸٤	۲٦/۷	۱۳/۹۵	۰/٦۵	۱/۲۷	۱/۱۳	۰/٦۰	۸۰/٦	۸۳/٦	-۰/٤۰	۰/۰۲	۱/۷۱	۰/٦٦
۱۳	۵/۹۷	۲/۸۳	۲۸/۱	۱۳/۳۱	۰/٦۲	۱/٤۵	۱/۱۳	۰/۵۷	۸۱/۵	۸۱/۵	۰/۷٤	۰/۰۸	۳/۱۵	۱/۰٦
۱٤	٦/۳٦	۲/۳۸	۲٤/۲	۱۱/۲٦	۰/۵۲	۱/۰۷	۱/۰۳	۰/۵۱	۸۰/۳	۸۰/٤	۰/۵۳	۰/۰٤	۲/۲٦	۱/۲٦
۱۵	۵/۸۰	۲/۳۵	۲۵/٦	۱۹/۱۱	۰/۹۰	۲/٤٤	۰/۹۳	۰/۸٦	٦٦/۵	٦۸/۳	-۰/۸۸	۰/۱۳	۳/۷۵	۰/۸۲
۱٦	٦/۰۲	۱/۵۱	۲۰/٤	٤/۷۹	۰/۲۱	۰/۷۸	۰/۸٦	۰/۱۸	۸۹/۰	۸۹/۱	-۰/۱۵	۰/۰۰	۰/٦۳	۱/۰۵
۱۷	٦/۰۲	۱/۵۸	۲۰/۸	٦/٦۷	۰/۳۰	۰/۷۷	۰/۸٦	۰/۲٦	۸٤/٦	۸٤/۹	-۰/٦۸	۰/۰۷	۲/۹۲	۳/۰٦
۱۸	٦/۲۷	۲/۲٦	۲۳/۹	٦/۹۰	۰/۳۱	۱/۳۸	۱/۰۵	۰/۳۱	۸۷/۸	۸۹/۱	۱/۰۱	۰/۰۰	۰/۰۵	۲/۵۰
۱۹	٦/۳٦	۳/۲۲	۲۸/۲	۱۳/۹۱	۰/٦۵	۱/٤۵	۱/۲۳	۰/۵۲	۸۵/۱	۸۵/٤	۰/۳۳	۰/۰۲	۱/٤۱	۰/۵۲

SIPC1$_i$ یا IPC-1$_i$ژنوتيپها

جدول ٦- متوسط RMS PD هاي برآورد شده براي ۹ مدل AMMI بر اساس داده هاي مربوط به عملكرد دانه جو

مدل	درجه آزادي	RMS PD (كيلوگرم در هكتار)
*AMMI.	٤١ (١٨ + ٢٣)	RMS PD . = ٨٩٥/٤
**AMMI١	٨١(٤١+٤٠)	RMS PD ١ = ٨٠٧/٣
AMMI٢	١١٩(٨١+٣٨)	RMS PD ٢ = ٨٤٥/٢
AMMI٣	١٥٥(١١٩+٣٦)	RMS PD ٣ = ٨٦٨/٥
AMMI٤	١٨٩(١٥٥+٣٤)	RMS PD ٤ = ٨٧٥/٦
AMMI٥	٢٢١(١٨٩+٣٢)	RMS PD ٥ = ٨٨٤/٣
AMMI٦	٢٥١(٢٢١+٣٠)	RMS PD ٦ = ٨٩١/٧
AMMI٧	٢٧٩(٢٥١+٢٨)	RMS PD ٧ = ٨٩٧/١
***AMMI F	٤٥٥(٢٧٩+١٧٦) = [(١٩×٢٤)-١]	RMS PD F=٩٣٨/٥

* مدل AMMI بدون اثر متقابل

** مدل AMMI انتخاب شده بر اساس ارزيابي قابليت پيش بيني

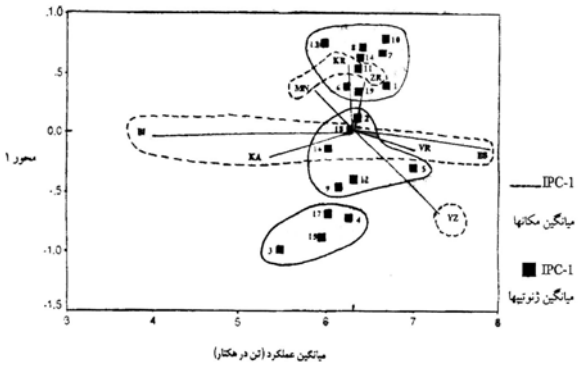
*** مدل كامل بر اساس تمام تركيبهاي ژنوتيپ – محيط

جدول ۷- تجزيه AMMI براي داده هاي آزمايش هاي يكنواخت سراسري جو در سالهاي ۱۳۷۳ تا ۱۳۷۵

منابع تغيير	درجه آزادي	مجموع مربعات	ميانگين مربعات
ژنوتيپ	١٨	٢٠٥/٨١٢	١١/٤٣٤**
محيط	٢٣	٣٢٨٤/٤٠٠	١٤٢/٨٠٠**
ژنوتيپ × محيط	٤١٤	٧٢٨/٦٤٠	١/٧٦٠**
اولين مولفه اصلي اثر متقابل	٤٠	٢٥٥/٤١٨	٦/٣٨٥***
باقيمانده (نويز)	٣٧٤	٤٧٣/٢٢٢	١/٢٦٥
خطاي مركب	١٣٦٨	٩٠٨/٣٥٢	٠/٦٦٤
كل	١٨٢٣	٥١٢٧/٢٠٤	-
ضريب تغييرات	١٢/٩٧		

** معني دار در سطح احتمال ۱%

* معني دار به وسيله آزمون F_{GH2} كورنليوس (۱۹۹۳)



شكل ۱ – تجزيه الگو در باي پلات ميانگين عملكرد دانه ژنوتيپهاي جو و مكانها و مقادير مؤلفه هاي اصلي اول آنها

جدول ۸- ميانگين عملكرد مكانها و مقادير اولين مولفه اصلي آنها براي داده‌هاي آزمايشهاي يكنواخت سراسري جو در سالهاي ۱۳۷۳ تا ۱۳۷۵

مكان	$\bar{x}_j$	*IPC-1 $_j$
اصفهان	٧/٩٣	-٠/١٨
بيرجند	٤/٠١	-٠/١٣
زرقان	٦/٤٦	٠/٤٤
كاشمر	٥/٣٥	-٠/٢٠
كرج	٦/٢٦	٠/٥٨
ميانداوآب	٥/٨٦	٠/٣٦
ورامين	٧/٠٥	-٠/١٨
يزد	٧/٣٤	-٠/٧١

*مقادير اولين مولفه اصلي مكانها

شكل ۱ نتايج حاصل از تجزيه الگو را در باي پلات ژنوتيپ – مكان نشان مي دهد .

در اين شكل، ژنوتيپها و مكانها بر اساس مقادير ميانگين عملكرد دانه (محور افقي، جدولهاي ۲ و ۸) و مقادير اولين مؤلفه اصلي اثر متقابل (محور ۱ يا $IPC1_{i,j}$، جدول‌هاي ۵ و ۸) نقطه‌يابي شدند. خطهاي پيوسته و خط چينها به ترتيب، گروه‌بندي‌هاي حاصل از انجام تجزيه خوشه‌اي را بر روي مقادير اولين مؤلفه اصلي ژنوتيپها (آماره $SIPC1_i$ در جدول ۵) و مقادير اولين مؤلفه اصلي مكانها (آماره $IPC\text{-}1_j$ در جدول ۸) نشان مي‌دهند .

بحث

در تجزيه واريانس مركب (جدول ۱)، F معني‌دار براي ژنوتيپها تفاوت ارقام را از نظر عملكرد دانه نشان داد. معني دار بودن اختلاف بين مكانها نيز نشاندهنده پتانسيل توليد مختلف در اين مكانها بود. همچنين، معني دار بودن اثر متقابل ژنوتيپ × مكان نشان دهنده سازگاري اختصاصي ژنوتيپها با مكانهاي مختلف بود و براي بدست آوردن اطلاعات بيشتر، نياز به تجزيه‌هاي ديگري بود. معني دار نشدن اثر سال و اثر متقابل ژنوتيپ × سال نيز بيانگر آن بود كه متوسط عملكرد ارقام و متوسط تفاوت ارقام در طي سالهاي مختلف، تغييرات چنداني نداشته است. ضريب تغييرات ۱۱/٦٥% نيز مناسب بودن دقت آزمايش را نشان داد.

پژوهشگران اظهار نموده‌اند كه براي مفيد بودن تجزيه رگرسيون در تجزيه پايداري، بايد دست كم ۵۰% از مجموع مربعات كل، به وسيله مجموع مربعات اثر متقابل ژنوتيپ × محيط در مدل رگرسيون بيان شده باشد (۲۵)؛ همچنين ضريب تبيين معادله‌هاي رگرسيوني نبايد كمتر از ۷۰% باشد و واريانس انحرافات حاصل از رگرسيون بايد يكنواخت باشند. بنابراين، نظر به نتايج به دست آمده از تجزيه رگرسيون در اين پژوهش و با وجود اينكه آماره‌هاي پايداري حاصل از روش رگرسيوني تكرارپذير بودند (جدول ٤)، استفاده از مدل تجزيه رگرسيون براي انجام تجزيه پايداري در شرايط اين آزمايش مناسب نبود. اين مطلب، ضرورت انجام تجزيه رگرسيون و همچنين بررسي يكنواخت بودن و يا نبودن ميانگين مربعات باقيمانده‌هاي رگرسيونهاي خطي و درجه دوم را، پيش از بررسي تكرارپذيري آماره‌هاي حاصل از روش رگرسيوني، خاطر نشان مي‌كند. يادآوري مي‌شود كه استفاده از روش تبديل داده‌ها در تجزيه پايداري توصيه نمي‌شود زيرا پژوهشگران (۱۱) معتقدند كه اين روش منجر به از دست رفتن بخشي از اطلاعات و احياناً تصميم گيري نادرست مي‌شود. در پژوهش ديگري كه به وسيله جانسون و اشميت (۱۹٦۸) بر روي پايداري عملكرد گندم قرمز سخت زمستانه انجام شد، واريته‌هايي پيدا شدند كه از مدل رگرسيوني پيروي نكردند .

بررسي جدول ٤ نشان داد كه به دليل تكرارپذير نبودن دو آماره پايداري $\overline{R}_i, MS_{y/l(i)}$ در دو تركيب دوتايي از سالها، اين دو آماره براي بررسي پايداري ژنوتيپها مناسب نبودند. آماره S_i^2 (واريانس بين محيطهاي مربوط به يک واريته) واجد تكرارپذيري در حد متوسط بود. پژوهشگران اظهار داشته اند كه اين آماره، با اثر سال، مكان و اثر متقابل سال و مكان اختلاط مي‌يابد و داراي اريب است (۲۷). ولي عده‌اي از محققان اعلام نموده‌اند كه آماره S_i^2 براي برآورد هموستازي ژنوتيپي صفت عملكرد مفيد است (۱۲) ؛ بنابراين آماره S_i^2 براي بررسي پايداري ژنوتيپها در نظر گرفته شد. به دليل مرتبط بودن تكرارپذيري آماره CV_i به تكرارپذيري آماره هاي $\bar{x}_i$ و S_i^2 (۱۲)، تفسير پايداري نسبي ژنوتيپها بر اساس آماره CV_i مشكل بود و بنابراين، اين آماره براي بررسي پايداري ارقام در نظر گرفته نشد. با وجود آنكه تكرارپذيري آماره $\bar{x}_i$ بالا بود ، چون $\bar{x}_i$ يک صفت كمي است و ژنها يا بلوكهاي ژني كنترل كننده آن تقريباً هميشه بر روي كروموزومهاي مختلف قرار دارند، گزينش ژنوتيپهاي پايدار و واجد ميانگين عملكرد بالا، تنها بر اساس آماره $\bar{x}_i$ ، كار ساده‌اي نيست (۱۲). در اين پژوهش با توجه به اينكه تكرار پذيري آماره‌هاي W_i^2 و σ_i^2 بالاتر از تكرارپذيري آماره S_i^2 بود (جدول ٤)، تجزيه پايداري ژنوتيپهاي جو بر اساس اين دو آماره مي‌توانست در شرايط اين آزمايش مفيد باشد؛ چون تكرارپذيري آماره W_i^2 كمي بيشتر از تكرارپذيري آماره σ_i^2 بود، آماره W_i^2 نيز (با تأكيد بيشتري نسبت به آماره S_i^2) براي بررسي پايداري ژنوتيپها در نظر گرفته شد. جدول ٤ نشان داد كه تكرارپذيري آماره‌هاي $AMGE1_i, EV1_i, SIPC1_i$ حاصل از مدل AMMI1 در حد متوسط بود و اين ۳ آماره در دو تركيب دوتايي از سالها نيز تكرارپذير بودند . بنابراين، بررسي پايداري ژنوتيپهاي جو بر اساس مدل AMMI1 نيز مي‌توانست در شرايط اين آزمايش مناسب باشد. قابل ذكر آنكه چون سه آماره ياد شده داراي همبستگي رتبه‌اي بالاي با يكديگر بودند، فقط آماره $SIPC1_i$ در نظر گرفته شد (۲۳). ظاهراً در شرايط آزمايشهاي مختلف، تكرارپذيري آماره‌هاي پايداري متفاوت است؛ به طور مثال فام و كانگ (۱۹۸۸) اعلام نمودند كه تكرارپذيري آماره هايb_i ، σ_i^2 و S_{di}^2 كه بر اساس آزمايشهاي انجام شده بر روي گياه ذرت برآورد شده بودند ، پايين بود. بايد توجه داشت كه قابل اطمينان بودن تكرارپذيري آماره‌هاي پايداري، با افزايش تعداد محيطها، افزايش مي‌يابد. بنابراين براي حصول به نتيجه‌گيري‌هاي قطعي و قابل تعميم به آزمايشهاي ديگر، برآورد تكرارپذيري بايد با استفاده از تعداد بيشتري از محيطها انجام شود .

بررسي ميانگين عملكرد مكانها (جدول ۸) و تجزيه خوشه اي آن نشان داد كه ايستگاههاي ورامين، اصفهان و يزد واجد ميانگين عملكرد بالا، ايستگاههاي كاشمر، ميانداوآب، كرج و زرقان داراي عملكرد متوسط و ايستگاه بيرجند واجد عملكرد پايين بودند. از طرف ديگر، تجزيه خوشه‌اي بر روي مقادير حاصل از آماره W_i^2 (جدول ۵) نشان داد كه ژنوتيپهاي شماره ۵ و ۷ واجد W_i^2 پايين بودند ولي نتايج حاصل از مقايسه عملكرد

دانه ژنوتيپها (جدول ۲) نشان داد كه دو ژنوتيپ ياد شده واجد ميانگين عملكرد بالا بودند. بنابراين، از نظر آماره W_i^2، ژنوتيپهاي شماره ۵ و ۷ ايده آل و قابل توصيه براي كشت در مناطق معتدل كشور بودند. ژنوتيپهاي شماره ۳ و ۱۵ داراي W_i^2 بالا و $\bar{x}_i$ پايين بودند. پس ژنوتيپهايي ناپايدار و كم محصول بودند و قابل توصيه نبودند. ميانگين عملكرد ژنوتيپ شماره ۸ بالاتر از ميانگين كل آزمايش و واجد W_i^2 پايين بود. پس اين ژنوتيپ نيز پس از ژنوتيپهاي شماره ۵ و ۷، ژنوتيپ مناسبي بود. ژنوتيپهاي شماره ۲ ، ٤ ، ٦ ، ۹ و ۱۸ واجد W_i^2 پايين و ميانگين عملكرد در حد ميانگين كل آزمايش بودند و ژنوتيپهاي شماره ١٦ و ۱۷ نيز واجد W_i^2 پايين و ميانگين عملكرد پايين‌تر از ميانگين آزمايش بودند؛ بنابراين همه ژنوتيپهاي ياد شده داراي سازگاري ويژه با مناطق كم محصولتر بودند. ژنوتيپهاي شماره ۱، ۱۰، ۱۱ و ۱۹ واجد ميانگين عملكرد بالاتر از ميانگين كل آزمايش و W_i^2 متوسط بودند ؛ بنابراين به مناطق پرمحصول سازگار بودند . ژنوتيپهاي شماره ۱۲ و ١٤ نيز واجد W_i^2 متوسط بودند ولي عملكرد آنها در حد ميانگين كل آزمايش بود . ژنوتيپ شماره ۱۳ واجد W_i^2 متوسط و ميانگين عملكرد پايين تر از ميانگين كل آزمايش بود .

نتايج حاصل از تجزيه خوشه‌اي بر روي مقادير حاصل از آماره S_i^2 (جدول ۵) نيز نشان دادكه ژنوتيپهاي شماره ۵ و ۷ واجد S_i^2 پايين تر از متوسط بودند؛ يعني بر اساس آماره ياد شده ، اين دو ژنوتيپ نسبتاً پايدار و بر اساس نتايج حاصل از مقايسه عملكرد دانه (جدول ۲)، پرمحصول بودند. ژنوتيپ شماره ۳ داراي S_i^2 متوسط ولي پايين‌تري عملكرد بود و بنابراين ژنوتيپ قابل توصيه‌اي نبود. ژنوتيپهاي شماره ٤، ١٦ و ۱۷ داراي كمترين S_i^2 بودند اما ميانگين عملكرد آنها از ميانگين كل آزمايش كمتر بود؛ بنابراين داراي سازگاري ويژه با مناطق كم محصول بودند. ژنوتيپ شماره ۱۱ واجد S_i^2 متوسط و ميانگين عملكرد بالاتر از ميانگين كل آزمايش بود و بنابراين به مناطق پرمحصول سازگار بود. ژنوتيپ شماره ١٤ نيز داراي S_i^2 متوسط و ميانگين عملكرد بالاتر از ميانگين كل آزمايش بود. در مورد ساير ژنوتيپها، نتايج حاصل از آماره S_i^2 با نتايج حاصل از آماره W_i^2 متفاوت بود .

در پژوهش‌هايي كه غيريكنواختي واريانسها وجود دارد (مانند همين پژوهش)، استفاده از مدلهاي ضربي (مانند AMMI) ضروري است (٢٦). پژوهشگران (۲۲) اظهار داشته‌اند كه چون روشهاي تجزيه بردارهاي مشخصه مانند (AMMI) باعث كاهش نويز مي‌شوند، مي‌توانند دقت برآورد عملكرد را افزايش دهند و اثر متقابل ژنوتيپ×محيط را به شكل روشن بيان نمايند، حتي اگر درصد اثر متقابل بيان شده به وسيله مؤلفه‌هاي اصلي كم باشد. ترسيم گرافيكي نتايج حاصل از مدل AMMI1 (شكل ۱) چگونگي اثر متقابل ژنوتيپ× مكان را آشكارتر نمود. چون براي محاسبه آماره $SIPC1_i$ براي ژنوتيپها فقط از مولفه اصلي اول استفاده شد، مقادير اولين مولفه اصلي ژنوتيپها ($IPC1_i$ژنوتيپها) در محور قائم شكل ياد شده، همان مقادير $SIPC1_i$ يا ضرايب عاملي بودند. محور افقي نيز نمايانگر اثر اصلي جمع‌پذير (ميانگين عملكرد) يا AMMI0 بود. ژنوتيپها و ايستگاههاي واقع بر روي يک خط عمودي يا نزديک به آن، داراي واكنش اثر اصلي جمع‌پذير مشابه بودند در حاليكه ژنوتيپها و ايستگاههاي واقع بر روي يک خط افقي يا نزديک به آن، واجد واكنش اثرمتقابل مشابه بودند . ژنوتيپها و ايستگاههاي داراي مقادير اولين مؤلفه اصلي با علامت يكسان، واجد اثر متقابل مثبت با همديگر بودندو وجود مقادير اولين مؤلفه اصلي با علامتهاي مختلف، واكنش اثر متقابل منفي را نشان داد. همچنين، ميزان و چگونگي اثر متقابل نيز با بررسي بزرگي و كوچكي مقادير مؤلفه‌هاي اصلي سنجيده شد. با انجام تجزيه الگو (شكل ۱) مشخص شد كه ژنوتيپهاي شماره ۱، ۵، ۷و ۱۰ و ايستگاههاي يزد، اصفهان و ورامين داراي عملكرد بالا بودند. همچنين ژنوتيپهاي شماره ٤، ۷، ۱۰ و ۱۵ و نيز ايستگاههاي يزد، كرج و زرقان داراي اثر متقابل بزرگ بودند. با توجه به الگوهاي اثر متقابل، ژنوتيپهاي شماره ۲ ، ۵ ، ١٦ ، ۱۸ داراي اثر متقابل كوچک و بنابراين پايدار بودند. از طرف ديگر، ژنوتيپهاي شماره ۲ ، ۵ و ۱۲ براي مكانهاي اصفهان و ورامين و ژنوتيپهاي شماره ۹، ١٦ و ۱۸ براي ايستگاه‌هاي كاشمر و بيرجند قابل توصيه بودند. ژنوتيپهاي شماره ۱، ٦، ۷، ۸، ۱۰، ۱۱، ۱۳، ١٤و

۱۹ داراي واكنش اثر متقابل مشابه با مكانهاي زرقان، كرج و ميانداوآب بودند و ژنوتيپهاي شماره ٤، ۱۵ و ۱۷ نيز واجد واكنش اثر متقابل مشابه با ايستگاه يزد بودند.

در مجموع بر اساس دو آماره پايداري S_i^2 و w_i^2 و نيز با توجه به نتايج حاصل از تجزيه الگو به وسيله مدل AMMI1، ژنوتيپ شماره ۵ پرمحصول و پايدار و قابل توصيه براي همه مناطق بود؛ ژنوتيپ شماره ۱٦ كم محصول وسازگار با مناطق كم محصول بود ولي ژنوتيپ شماره ۳، قابل توصيه نبود.

در پژوهشهاي ديگر در اين زمينه، فاكس و روسيل (۱۹۸۲) روش AMMI و تجزيه الگو را براي بررسي پايداري ژنوتيپهاي گندم به كار بردند و مدلهاي AMMI با دو، سه و چهار مؤلفه اصلي را به عنوان بهترين مدلها گزارش نمودند. همچنين هيوگ و گش (۱۹۸۸)، پانزده ژنوتيپ سويا را در پانزده محيط (سه سال و پنج مكان) با روشAMMI ارزيابي نمودند و پايداريهاي عمومي و اختصاصي ژنوتيپها را با استفاده ازبهترين مدل AMMI پيش بين و با يک مؤلفه اصلي اثر متقابل مشخص كردند. ناچيت و همكاران (۱۹۹۲) از روشهاي تجزيه رگرسيون و AMMI براي بررسي پايداري بيست و يک ژنوتيپ گندم دو روم در بيست و دو مكان استفاده كردند و سرانجام مدل AMMI1، بهترين مدل معرفي شد و ژنوتيپهاي پايدار مشخص شدند. فان اوويک (۱۹۹۲) نيز براي بررسي اثر متقابل ژنوتيپ × محيط براي ۹ ژنوتيپ راي گراس در واگنينگن هلند، از مدل AMMI1 استفاده كرد. به طور كلي در اين گونه پژوهشها، معيار استفاده از روشهاي مختلف تجزيه پايداري بستگي به نوع طرح، عقيده پژوهشگر و ساير شرايط دارد. مهم آن است كه بتوان ساختار اثر متقابل بين دو عامل ژنوتيپ و محيط را در جداول دو طرفه، مشخص و دسته بندي نمود. در اين پژوهش، معيار استفاده از روشهاي ياد شده، تكرارپذير بودن آنها در محيطهاي مختلف و قابل پيش بيني تر بودن آنها بود. خاطر نشان مي‌گردد كه استفاده از مدلهاي پيشرفته‌تر كه بتوانند ژنوتيپها را با عوامل واقعي فيزيولوژيكي، فنولوژيكي و محيطي مرتبط سازند، به فهم بهتر و تفسير صحيحتر اثرمتقابل ژنوتيپ × محيط كمک قابل توجهي خواهند كرد (۲۵).

سپاسگزاري

از جناب آقاي دكتر محمد مقدم و جناب آقاي دكتر عباس گرامي به خاطر توصيه‌هاي ارزنده شان، نهايت سپاسگزاري را مي‌نمايد.

منابع مورد استفاده

REFERENCES

۱. فتاحي، ف. ۱۳۷۷. بررسي روش AMMI و مقايسه آن با ساير روشها در تعيين پايداري ارقام جو. پايان نامه كارشناسي ارشد، دانشكده كشاورزي، دانشگاه تربيت مدرس.

۲. يوسفي،ا. ۱۳۷٦ . نتايج تحقيقات به نژادي جو . انتشارات موسسه تحقيقات اصلاح و تهيه نهال و بذر كرج.

3. Clay , H. & D. Dombek. 1995. Comparing soybean cultivar ranking and selection for yield with AMMI and full-data performance estimates. Crop Sci. 35:1536-1541.

4. Cornelius, P.L .1993. Statistical tests and retention of terms in the additive main effects and multiplicative interaction model for cultivar trials. Crop Sci.3:1186-1193.

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

6.Crossa, J., P. N. Fox, W. H. Pffeifer, S.Rajaram & H.G.Gauch. 1991.AMMI adjustment for statistical analysis of an international wheat yield trials. Theor.Appl.Genet.81:27-37.

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

8.Gauch, H.G. 1990.Full and reduced models for yield trials. Theor.Appl.Genet.80:153-160.

9.Gauch, H.G. & R.E. Furnas. 1991. Statistical analysis of yield trials with MATMODEL.Agron. J. 83:916-920.

10. Hayward, M.D., N.O.Bosemard & I.Romagosa.1993. Plant Breeding. Chapman and Hall, London.

11.Hugh, G. & H. G. Gauch.l988.Model selection and validation for yield trials with interaction. Biometrics 44:705-715.
12.Jalaluddin, Md. & S. A. Harrison. 199 3. Repeatability of stability estimators for grain yield in wheat. Crop Sci.33:720-725.
13.Johnson, D.E. &, W. Schmidt. 1968.Regression analysis of general adaptation in hard red winter wheat. Crop Sci. 8:187-191.
14.Leon, J. & H. C. Becker. 1988.Repeatability of some statistical measures of phenotypic stability-correlations between single year results and multi-year results. Plant Breeding 100:137-142.
15.Lin, C .S. & M.R. Binns. 1988. A method of analyzing cultivar× location × year experiments: A new stability parameter.Theor.Appl.Genet.76:425-430.
16. Lin, C .S. & M. R. Binns. 1991.Genetic properties of four types of stability parameters. Theor. Appl. Genet. 82:505-509.
17.Lin , C. S., M.R. Binns & L. P. Lefkovitch. 1986. Stability analysis : where do we stand ? Crop Sci . 26: 894-900.
18.Lin, C. S. & G. Butler. 1990. Cluster analysis for analyzing two-way classification data. Agron. J. 82:344-348.
19.Nachit, M. M., G . Nachit , H. Ketata, H.G. Gauch & R.W. Zobel.1992. Use ofAMMI and linear regression models to analyze genotype-environment interaction in durum wheat. Theor.Appl.Genet.83:597-601.
20. Pham, H.N. & M.S. Kang. 1988. Interrelationships among and repeatability of several stability statistics estimated from international maize trials. Crop Sci.28:925-928.
21.Richard,M .J., R.W Zobel & H.G. Gauch. 1988. Statistical analysis of a yield trial. Agron. J. 80:388-393.
22.Romagosa, M. & P.N. Fox. 1993. Integration of statistical and physiological adaptation in barley cultivars. Theor. Appl.Genet.86:822-826.
23.Sneller,C. H., L. Kilgore-Norquest & D. Dombek. 1997.Repeatability of yield stability in soybean. Crop Sci. 37:383-390.
24.Theodore, C.H. 1993.Selection for yield and stability among oat lines. Crop Sci.33:423-426.
25. Van Eeuwijk, F.A.1992.Multiplicative models for genotype-environment interaction in plant breeding. Statistica Applicata 4:393-406.
26.Van Eeuwijk, F.A.1995. Multiplicative interaction in generalized linear models. Biometrics 51:1017-1031.
27. Xie , M.1996. Selection of stable cultivars using phenotypic variances. Crop Sci.36:572.