مجله علوم گياهان زراعي ايران
دوره ۴۰، شماره ۲، ۱۳۸۸ (۲۹-۲۱)

تجزيه پايداري ژنوتيپ‌هاي نخود با استفاده از پارامتر ASV و مقايسه آن با ساير روش‌هاي تجزيه پايداري

حسن زالي[1]*، سيد حسين صباغ‌پور[2]، عزت‌اله فرشادفر[3]، پيام پزشک‌پور[4]، منصور صفي‌خاني[5]، رمضان سرپرست[6] و عبداله هاشم بيگي[7]
۱، دانشجوي سابق کارشناسي ارشد دانشگاه رازي کرمانشاه
۲، استاديار و رئيس بخش حبوبات مؤسسه تحقيقات ديم کرمانشاه
۳، استاد دانشگاه رازي کرمانشاه ۴، مربي پژوهش مرکز تحقيقات ديم لرستان
۵، مربي پژوهش مرکز تحقيقات گچساران ۶، مربي پژوهش مرکز تحقيقات و منابع طبيعي گرگان
۷، مربي پژوهش مرکز تحقيقات کشاورزي ايلام
(تاريخ دريافت: ۸۵/۳/۲۲- تاريخ تصويب: ۸۶/۷/۸)

چکيده

به منظور بررسي اثر متقابل ژنوتيپ × محيط و تجزيه پايداري، آزمايشي با استفاده از ۱۷ لاين و رقم نخود در قالب طرح بلوکهاي کامل تصادفي در چهار تکرار به مدت دو سال ۸۳-۱۳۸۲ در پنج ايستگاه تحقيقات کشاورزي کرمانشاه، لرستان، گچساران، گرگان و ايلام در شرايط ديم اجرا گرديد. نتايج تجزيه مرکب نشان داد که اثر متقابل سال × مکان، رقم × مکان و سال × مکان × رقم معني‌دارمي‌باشد. معني‌دار بودن اثر متقابل ژنوتيپ × محيط حاکي از يکسان نبودن واکنش ارقام به محيط‌هاي مختلف است، لذا تجزيه پايداري با روش‌هاي مختلف پايداري انجام شد. استفاده از روش ضريب تغييرات محيطي (CV_i) نشان داد که ژنوتيپ‌هاي ۱، ۷، ۱۳، ۱۵ و ۱۷ با عملکرد بالا و تغييرات کمتر جزء ژنوتيپ‌هاي پايدار محسوب مي‌شوند. با استفاده از روش مجموع رتبه (**RSM**)، ژنوتيپ‌هاي ۷، ۱۳ و ۵ به عنوان ژنوتيپ-هاي پايدار شناخته شدند. گزينش همزمان براي عملکرد و پايداري (Ys_i) و واريانس شوکلا (σ_i^2) نشان داد که ژنوتيپ ۱۳ از نظر پايداري و عملکرد وضعيت بهتري نسبت به بقيه ژنوتيپ‌ها دارد و همچنين نتايج تجزيه پايداري عملکرد دانه ژنوتيپ‌ها بر پايه پارامتر ارزش پايداري **AMMI** (**ASV**) نشان داد که ژنوتيپ ۱۳ پايدارترين ژنوتيپ در بين ارقام است. لذا ژنوتيپ ۱۳ (**FLIP 97-114**) با توجه به عملکرد بالاتر از ميانگين کل و وجود پايداري آن در همه روش‌ها به عنوان ژنوتيپ برتر انتخاب گرديد. نتايج حاصل از تجزيه پايداري به روش‌هاي مختلف نشان داد که تمامي روش‌هاي موجود تجزيه پايداري نتايج تقريباً مشابهي ارائه مي‌دهند. اما از بين تمامي روش‌هاي مورد مطالعه در اين تحقيق، پارامتر ارزش پايداري **AMMI** (**ASV**) به دليل اينکه يکي از کاربردي‌ترين روش‌ها براي تجزيه پايداري مي‌باشد و از طرفي توجيه ۷۶% از تغييرات مجموع مربعات اثر متقابل روش مناسب و قدرتمندي در تجزيه پايداري نسبت به ساير روش‌ها محسوب مي‌شود.

واژه‌هاي کليدي: نخود زراعي، اثر متقابل ژنوتيپ × محيط، تجزيه پايداري، پارامتر ارزش پايداري **AMMI** (**ASV**).

مقدمه

حبوبات بخاطر ويژگي مهم تثبيت نيتروژن اتمسفري در خاک موجب حاصلخيزي خاک جهت کشت محصول بعدي که عمدتاً غلات است، مي‌شود (Poustini, 1985). حبوبات به ويژه نخود از منابع مهم پروتئين گياهي بوده که داراي۱۶ تا ۲۴ در صد پروتئين است که در غذاي اکثر مردم بخصوص اقشار کم درآمد مورد استفاده قرار مي‌گيرد (Roustaei et al., 2003). ايران با سطح زيرکشت حدود

* نويسنده مسئول: حسن زالي تلفن: ۰۹۱۹-۶۳۳۷۰۱۰ E-mail: Hassanzali1382@yahoo.com

۷۰۰۰۰۰ هکتار نخود چهارمین رتبه جهان پس از هندوستان، پاکستان و ترکیه دارا مي‌باشد. ۹۵درصد سطح زیرکشت نخود در ایران در شرایط دیم کشت مي‌شود. عملکرد گیاه نخود در واحد سطح در ایران ٤۰۰ کیلوگرم در هکتار مي باشد که نسبت به میانگین عملکرد جهاني و کشورهاي مهم تولید کننده نخود، عملکرد گیاه در ایران بسیار پایین مي باشد که عوامل مختلفي در پایین بودن عملکرد نخود موثر مي‌باشند که یکي از عوامل مهم آن را مي‌توان پتانسیل تولید ارقام محلي و بومي و حساسیت به بیماري برق زدگي[1] نام برد (Sabaghpour et al., 2003).

اثر متقابل ژنوتیپ×محیط یکي از مسائل مهم دراصلاح نباتات است که در توسعه و گسترش واریته‌هاي اصلاح شده حائز اهمیت فراوان مي‌باشد (Farshadfar, 1997). به علت وجود اثر متقابل بین ژنوتیپ و محیط، ارزیابي ارقام جدید در محیط‌هاي مختلف و شناسایي ارقام پایدار یک ضرورت محسوب مي‌شود. از آنجائي که تجزیه و تحلیل روش‌هاي معمول مثل استفاده از تجزیه واریانس مرکب فقط اطلاعاتي در مورد اثر متقابل ژنوتیپ و محیط به دست مي‌دهد، محققین معیارهاي متفاوتي را جهت تشخیص پایداري ارقام و معرفي آنها به کار برده‌اند (Zali, 2006). بطور کلي روش‌هاي تجزیه پایداري را مي‌توان به دو قسم، تك متغیره و چند متغیره تقسیم نمود (Farshadfar, 1996). در روش‌هاي تك متغیره سعي مي‌شود که پاسخ ژنوتیپ به محیط از طریق محاسبه یك شاخص پایداري توجیه شود. لذا ممکن است یك ژنوتیپ در یك ارزیابي پایدار و در روش دیگر ناپایدار شناخته شود و نتیجه مشابهي به دست نیاید. اما در تجزیه‌هاي چند متغیره مانند تجزیه AMMI[2] (Gauch, 1992; Fashadfar, 1996)، پاسخ و واکنش یك ژنوتیپ در چند محیط مختلف ممکن است در یك فضاي چند بعدي توصیف شود و لذا این روش‌ها مي‌توانند تفسیر آزمایش‌هاي یکنواخت سراسري عملکرد را ساده‌تر کنند و ارتباط پیچیده و مرکب بین مکان‌ها، ژنوتیپ‌ها و یا بین هر دو را به دقت توسط یك دیاگرام پراکنش توضیح دهند.

هر گروه از محققین یکي از روش‌هاي تجزیه پایداري را در مطالعات خود جهت یافتن ژنوتیپ‌هاي پرمحصول و پایدار به کار برده‌اند و هر کدام یك روش پایداري را به عنوان بهترین روش معرفي کرده‌اند براي مثال بر اساس نتایج بررسي‌هاي Lin & Binns (1998) پارامتر تیپ چهار به علت وراثت‌پذیر بودن در مقایسه با سایر پارامترها بهتر مي‌تواند در گزینش ژنوتیپ‌هاي پرمحصول و پایدار به اصلاحگران کمك نماید. Roustaei et al. (2003) بیان داشتند روش رتبه در شرایط دیم بهتر از سایر روش هاي پایداري مي باشد. Moghadam (2002) استفاده از آماره عملکرد و پایداري را بخاطر تأکید بیشتر بر جزء پایداري و گزینش عملکرد و پایداري در یك معیار مشخص نسبت به سایر روش‌هاي تك متغیره روش مناسب‌تري معرفي نمود.

Kang (1988, 1991 & 1993) سه روش و مطابق با آن سه معیار گزینش همزمان براي عملکرد و پایداري ارائه نمود. وي در سال ۱۹۸۸روش مجموع رتبه[3] (RSM)، در سال ۱۹۹۱ روش مجموع رتبه تغییر یافته (KMR) و در سال ۱۹۹۳ آماره عملکرد- پایداري (Ys_i) را معرفي نمود.

Schoeman (2003) براي بررسي اثر متقابل ژنوتیپ× محیط در آفتابگردان از روش‌هاي مختلف پایداري استفاده نمود و بیان داشت که مدل AMMI نه تنها پایدارترین ژنوتیپ‌ها را معرفي مي‌کند بلکه مي‌تواند بیانگر سازگاري خصوصي ارقام نیز باشد. بنابراین مدل AMMI ابزار مفیدي در تشخیص اثر متقابل ژنوتیپ × محیط است. همچنین AMMI دقیق‌ترین برآورد از پتانسیل عملکرد حقیقي ارقام و محیط‌هاي خاص که ژنوتیپ‌ها در آنها ارزیابي مي‌شوند را بیان مي‌کند و در نهایت روش AMMI کاربردي‌ترین روش براي تجزیه پایداري مي باشد.

Albert (2004) در بررسي اثر متقابل ژنوتیپ × محیط و براي تعیین پایداري هیبریدهاي ذرت، روش‌هاي مختلف پایداري را با هم مقایسه کرد هر چند نتایج روش پایداري AMMI (ASV) مشابه با واریانس شوکلا و انحراف از خط رگرسیون بود ولي در نهایت مدل AMMI را مناسب‌ترین روش براي تجزیه پایداري معرفي کرد. دلایل ایشان نیز مانند Schoman (2003) بود.

اولین کسي که به صورت عملي از مدل AMMI در تجزیه داده‌هاي حاصل از عملکرد استفاده نمود Kempton (1984) مي باشد. در مدل AMMI براي تعیین پایداري ارقام مي توان از پارامتر ارزش پایداري AMMI[4] (ASV) که توسط Purchase (1997) بیان شد استفاده کرد. هدف

1. *Ascochyta rabiei*
2. The Additive Main effect and Multiplication Interaction
3. Rank-sum
4. AMMI Stability Value

از اين آزمايش ارزيابي سازگاري عملكرد ژنوتيپ هاي نخود و گزينش ژنوتيپ‌هاي پايدار با عملكرد بالا با استفاده از بيشتر روش هاي پايداري مخصوصاً پارامتر ارزش پايداري AMMI (ASV) مي باشد.

مواد و روش‌ها

اين آزمايش با ۱۷ لاين نخود به همراه رقم آرمان (جدول۱) در قالب طرح بلوكهاي كامل تصادفي در چهار تكرار در پنج ايستگاه تحقيقات كشاورزي كرمانشاه، لرستان، گچساران، گرگان و ايلام به مدت دو سال (۸۳-۱۳۸۲) اجرا گرديد. هر لاين در چهار خط ٤متري با فاصله ۳۰ سانتيمتر و بوته ها با فواصل ۱۰ سانتي متر كشت گرديدند. عمليات آماده سازي زمين شامل شخم و ديسك و ايجاد خطوط كشت در پاييز انجام شد و در نيمه دوم آبان ماه هر سال ارقام مورد آزمايش در مناطق مختلف، كشت گرديدند. مقدار كود لازم طبق توصيه هاي بخش خاك و آب در هر ايستگاه به هنگام كشت، به زمين محل آزمايش بر اساس ۲۰ كيلو گرم ازت خالص و ۳۰ كيلوگرم P_2O_5 اضافه گرديد. در طول دوران رشد و نمو مراقبت هاي معمول زراعي نظير وجين علف هاي هرز در دو نوبت و مبارزه با آفت هليوتيس در زمان گل دهي با سم سوين به مقدار۳ كيلو گرم در هكتار در يک نوبت، انجام گرفت. در هنگام برداشت هر كرت پس از حذف ۲۵ سانتي متر از ابتدا و انتهاي دو خط وسط يعني با طول ۳/۵ متر و با سطح ۲/۱ متر مربع هر كرت بطور جداگانه برداشت گرديدند و عملكرد هر كرت تبديل به كيلوگرم در هكتار شد. در اين آزمايش اثر ايستگاه و سال تصادفي و اثر ژنوتيپ ثابت فرض شده است و آزمون F با توجه به اميد رياضي منابع تغييرات انجام شده است.

در اين آزمايش پس از پايان دو سال اجراي تحقيق تجزيه واريانس مركب براي بررسي اثر متقابل ژنوتيپ × محيط به عمل آمد و در ادامه در تمامي محيط‌هاي مورد آزمايش، پارامترهاي پايداري واريانس محيطي (Romer, 1917)، ضريب تغييرات(Francis & Kannenberg, 1963)، اكووالانس ريك (Wrick, 1962)، واريانس پايداري (Shokla, 1972)، ميانگين رتبه (R)، انحراف معيار رتبه (SDR) و پارامتر گزينش همزمان براي عملكرد و پايداري (Kang, 1993) محاسبه گرديد. در ادامه جهت انجام تجزيه AMMI ابتدا ماتريس Z يا ماتريس انحراف حاصل از اثرهاي جمع‌پذير محاسبه شد و سپس تجزيه به مؤلفه‌هاي اصلي براي ژنوتيپ‌ها انجام شد. سپس از پارامتر ارزش پايداري AMMI (ASV) به منظور تجزيه پايداري ژنوتيپ ها استفاده شد.

آزمون بارتلت در سطح احتمال ۱% معني‌دار شد و چون تبديل داده‌ها منجر به از دست رفتن قسمتي از اطلاعات و تصميم‌گيري نادرست در تجزيه پايداري مي‌شود، در ضمن بعضي از محققين آنرا توصيه نمي‌كنند (Hugh & Guach, 1988)، لذا از تبديل داده‌ها استفاده نگرديد و همچنين از روش‌هاي مبتني بر تجزيه واريانس مركب داده‌ها مانند ابرهارت و راسل استفاده نشد. از طرفي براي اطمينان از نتايج پارامترهاي پايداري، از روش غيرپارامتري رتبه استفاده شد كه نتايج اين روش تقريباً مشابه با ساير روش‌هاي پارامتري بود.

در مدل AMMI تجزيه واريانس و مؤلفه هاي اصلي در يك تجزيه واحد تركيب مي شوند. مدل تجزيه AMMI به صورت زير است:

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

در مدل AMMI بخش جمع‌پذير از تجزيه واريانس معمولي بدست مي‌آيد. در فرمول بالا Y_{ger} عملكرد ژنوتيپ gام در محيط eام و تكرارام ، μ ميانگين كل، σ_g اثر اصلي ژنوتيپ (اختلاف ميانگين يك ژنوتيپ از ميانگين ژنوتيپ-ها)، β_e اثر اصلي محيط (اختلاف ميانگين يك محيط از ميانگين محيط ها) مي باشد.

قسمت ضرب پذير مدل AMMI از مؤلفه‌هاي اصلي به منظور تجزيه اثر متقابل به يك تا N محور مؤلفه اصلي استفاده مي كند.

λ_n يك مقدار منفرد براي محور مؤلفه اصلي nام، كه برابر با مقدار ويژه[1] مربوط به همان مؤلفه اصلي است. N تعداد محورهاي[2] PCA باقيمانده در مدل AMMI مي‌باشد ($N \leq \min(g-1, e-1)$). γ_{gn} بردار ويژه[3] ژنوتيپ gام از n مؤلفه اصلي اثر متقابل[4] (IPCA) و δ_{en} بردار ويژه محيط eام از n مؤلفه اصلي اثر متقابل، ρ_{ge} عبارت مربوط به

1. Eigen value
2. Principal component analysis
3. Eigen vector
4. Interaction principal component analysis

باقیمانده (نویز[1]) و ε_{ger} عبارت مربوط به خطا (درصورتي که آزمایش تکرار داشته باشد) مي باشد.

پارامتر ارزش پایداري AMMI (ASV) براي بررسي پایداري ارقام توسط Purchase (1997) بیان شد و با استفاده از فرمول زیر محاسبه مي شود:

$$ASV = \sqrt{[((IPCA_1SS/IPCA_2SS)\ (IPCA_1score))^2 + (IPCA_2\ score)^2]}$$

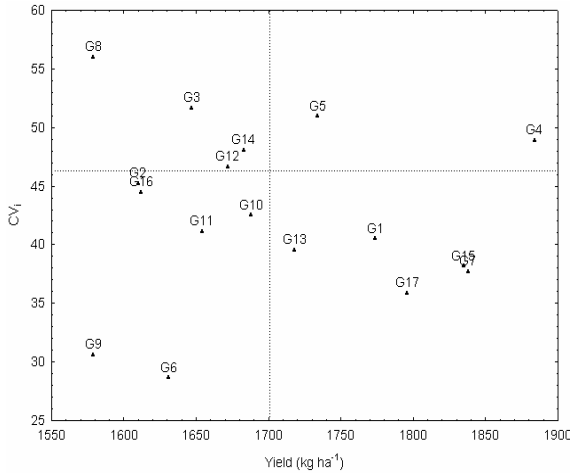
در فرمول بالا $IPCA_1SS$ و $IPCA_2SS$ به ترتیب مجموع مربعات مؤلفه‌هاي اصلي اثر متقابل اول و دوم، $IPCA_1score$ و $IPCA_2$ score مقدار مؤلفه اصلي اول و دوم اثر متقابل براي هر یك از ژنوتیپ ها مي باشد.

نتایج و بحث

اثر متقابل ژنوتیپ× محیط در سطح ۱ % معني‌دار شد که نشان مي‌دهد ژنوتیپ‌ها در محیط‌هاي مختلف عملکرد متفاوتي داشتند. لذا لازم است با استفاده از روش‌هاي آماري اثر متقابل ژنوتیپ × محیط تجزیه شود تا بتوان ژنوتیپ‌هاي پایدار را معرفي کرد (جدول ٤).

لازم است به این نکته اشاره کرد که اثر متقابل ژنوتیپ × محیط ۱۶/۷۱٪ از مجموع مربعات کل را به خود اختصاص داد، در حالیکه این مقدار براي ژنوتیپ و محیط به ترتیب برابر با ۱/٦۷ ٪ و ۸۱/٦۲ ٪ بود. هر چند اثر متقابل، منبع اصلي تغییرات نیست ولي۱۰ برابر اثر ژنوتیپ مي‌باشد که اهمیت نسبي اثر متقابل را نشان مي‌دهد (جدول ٤).

براي تعیین ژنوتیپ‌هاي پایدار با استفاده از ضریب تغییرات (CV_i)، موقعیت ژنوتیپ‌ها با توجه به عملکرد دانه (محور افقي) و ضریب تغییرات (محور عمودي) در محورهاي مختصات دو بعدي نشان داده شدند (شکل ۱).



شکل ۱- نمودار پراکنش ژنوتیپ‌هاي نخود بر حسب عملکرد دانه و ضریب تغییرات

1. Noise

جدول ۱- میانگین عملکرد دانه، پارامترهاي مختلف پایداري و رتبه ژنوتیپ‌هاي نخود

ژنوتیپ	نام ژنوتیپ	میانگین	رتبه	واریانس محیطي	رتبه	ضریب تغییرات	رتبه	اکووالانس ریك	رتبه	واریانس شوکلا	رتبه	ASV	رتبه
۱	FLIP 97-211	۱۷۷۴a	۵	۵۸۲۳۹۶	۱۰	۴۰/۵۱	۷	۱۰۳۰۳۲۳	۱۲	۱۲۳۱۳۱**	۱۲	۲۹/۰۴	۱۴
۲	FLIP 97-113	۱۶۱۰a	۱۵	۶۹۱۳۸۵	۱۳	۴۵/۲۴	۱۱	۸۶۸۳۵۸	۸	۱۰۲۷۳۵**	۸	۲۷/۷۰	۱۳
۳	FLIP 97-85	۱۶۴۷a	۱۲	۸۹۸۰۱۸	۱۷	۵۱/۶۴	۱۶	۴۹۲۲۷۰	۴	۵۵۳۷۶*	۴	۱۷/۱۷	۵
۴	FLIP 97-78	۱۸۸۴a	۱	۷۷۱۱۸۴	۱۴	۴۸/۹۰	۱۴	۱۱۹۴۵۳۸	۱۴	۱۴۳۸۰۹**	۱۴	۳۰/۲۶	۱۵
۵	FLIP 97-41	۱۷۳۴a	۶	۸۱۶۶۰۱	۱۵	۵۰/۹۴	۱۵	۱۱۶۵۰۹۰	۱۳	۱۴۰۱۰۱**	۱۳	۱۹/۸۶	۶
۶	FLIP 97-30	۱۶۳۱a	۱۳	۲۴۶۴۹۰	۱	۲۸/۶۳	۱	۵۸۳۴۴۶	۱۷	۶۶۸۸۵۷**	۱۷	۲۰/۹۴	۷
۷	FLIP 97-102	۱۸۳۸a	۲	۴۱۹۹۷۷	۶	۳۷/۷۲	۴	۹۹۶۳۲۴	۱۰	۱۱۸۸۴۹**	۱۰	۲۱/۰۰	۸
۸	FLIP 97-79	۱۵۷۹a	۱۶	۸۹۴۳۶۳	۱۶	۵۶/۰۳	۱۷	۲۴۸۷۹۰	۱	۲۴۷۱۵^{ns}	۱	۱۲/۶۲	۲
۹	X95TH1	۱۵۷۹a	۱۶	۲۶۵۶۴۸	۲	۳۰/۶۲	۲	۳۱۷۰۲۷	۲	۳۳۳۰۸^{ns}	۲	۱۲/۷۸	۳
۱۰	X95TH154	۱۶۸۸a	۸	۵۰۴۹۲۹	۹	۴۲/۵۰	۹	۱۳۸۴۳۵۴	۹	۱۶۷۷۱۲**	۱۵	۳۶/۹۲	۱۷
۱۱	FLIP 97-43	۱۶۵۴a	۱۱	۴۶۲۹۹۱	۷	۴۱/۱۴	۸	۶۹۲۹۳۱	۶	۸۰۶۴۴**	۶	۲۳/۶۰	۹
۱۲	FLIP 97-95	۱۶۷۲a	۱۰	۵۷۹۱۴۹	۱۱	۴۶/۶۶	۱۲	۱۰۱۲۰۲۰	۱۱	۱۲۰۸۲۶**	۱۱	۲۷/۳۶	۱۲
۱۳	FLIP 97-114	۱۷۱۸a	۷	۴۱۵۷۲۱	۵	۳۹/۵۳	۶	۳۰۱۹۳۶	۳	۳۱۴۰۸^{ns}	۳	۱۰/۸۳	۱
۱۴	X94TH45K10	۱۶۸۳a	۹	۵۹۹۶۲۶	۱۲	۴۸/۰۴	۱۳	۸۰۰۱۱۳	۷	۹۴۱۴۱**	۷	۲۴/۱۴	۱۰
۱۵	X95TH5K10	۱۸۳۵a	۳	۳۷۷۵۸۲	۴	۳۸/۱۷	۵	۱۶۰۲۵۶۱	۱۶	۱۹۵۱۹۰**	۱۶	۲۶/۸۱	۱۱
۱۶	X45TH150K10	۱۶۱۲a	۱۴	۴۹۲۹۶۶	۸	۴۴/۴۷	۱۰	۶۶۳۳۵۸۳	۵	۷۶۹۴۸**	۵	۱۵/۵۹	۴
۱۷	Arman	۱۷۹۶a	۴	۳۲۰۴۷۵	۳	۳۵/۸۵	۳	۹۳۲۴۵۹	۹	۱۱۰۸۰۷**	۹	۳۰/۴۶	۶

^{ns}، * و **: به ترتیب غیرمعني‌دار، معني‌دار در سطح احتمال ۵% و ۱%.

با توجه به شكل ۱ ژنوتيپي پايدار است كه علاوه بر عملكرد بالا، ضريب تغييرات كمتري داشته باشد. بنابراين ژنوتيپ‌هاي ۱، ۷، ۱۳، ۱۷ و ۱۵ مورد توجه هستند. Francis & Kannenberg (۱۹۷۸) به منظور تعيين پايداري ارقام ذرت از CV_i استفاده و ژنوتيپ‌ها را در ٤ گروه دسته بندي كردند. Zaeifizadeh et al. (1994) پايداري ۲۰ ژنوتيپ گندم را با شش روش پايداري در چهار منطقه طي سه سال بررسي نمودند و روش ضريب تغييرات درون مكاني را روشي مناسب جهت تعيين پايداري دانستند. Dashtaki et al. (2004) براي بررسي پايداري ژنوتيپ‌هاي گندم از روش‌هاي مختلف پايداري از جمله CV_i استفاده كردند و بيان داشتند كه نتايج حاصل از روش‌هاي مختلف پايداري تقريباً مشابه است.

با توجه به اينكه آماره‌هايي كه در يك گروه با هم طبقه‌بندي مي‌شوند، يا مشابه بوده و يا به طور يكسان ژنوتيپ‌ها را گروه‌بندي مي‌كنند. بنابراين چنين انتظار مي‌رود كه همبستگي رتبه‌اي بين آماره‌هاي داخل يك گروه بالا و بين گروه‌هاي مختلف احتمالاً پايين باشد. با توجه به اينكه S_i^2 و CV_i در يك گروه قرار دارند و از طرف ديگر به علت شباهت نزديك رتبه بندي اين دو پارامتر (جدول۱) بنابراين نتايج مشابهي دارند.

براساس نتايج واريانس شوكلا (σ_i^2)، ژنوتيپ هاي ۸، ۹ و ۱۳ با توجه به داشتن كمترين مقدار رتبه (كمترين مقدار واريانس شوكلا) و غيرمعني‌دار بودن، جزء ژنوتيپ-هاي پايدار محسوب مي شوند، اما تنها ژنوتيپ ۱۳ به علت داشتن عملكرد بالاتر از ميانگين كل به عنوان ژنوتيپ پايدار با عملكرد بالا شناخته شد. از طرفي ژنوتيپ ۶ با توجه به داشتن بالاترين رتبه (بالاترين مقدار واريانس شوكلا) ناپايدارترين ژنوتيپ شناخته شد (جدول۱). همچنين نتايج حاصل از رتبه بندي واريانس شوكلا و اكووالانس ريك (W_i^2) نشان داد كه نتايج اين دو آماره دقيقاً شبيه به هم است و مي‌توان ترجيحاً از يكي از اين دو پارامتر استفاده كرد.

مراحل و نتايج محاسبه آماره عملكرد و پايداري و گزينش همزمان براي عملكرد دانه و پايداري در جدول ۲ درج گرديده است. در اين روش ژنوتيپ‌هايي كه Ys_i بالاتر از ميانگين (Ys_i/n) دارند انتخاب مي‌شوند. بر همين اساس ژنوتيپ‌هاي ۱۳، ٤، ۷، ۱۵، ۱۷، ۱ و ۵ به ترتيب با Ys_{13} =۱۲، Ys_4 =۱۰، Ys_7 =۹، Ys_{15} = ۸، Ys_{17} =۷، Ys_1 =٦ و Ys_5 = ۵ و ميانگين ۱۷۹۷ كيلوگرم در هكتار به عنوان ژنوتيپ‌هاي برتر شناخته شدند. از طرفي ژنوتيپ ۱۳ با ۱۲ = Ys_{13}، برترين ژنوتيپ نسبت به ساير ارقام شناخته شد و رقم ۲ با ۱۰- = Ys_2، به عنوان ضعيف ترين ژنوتيپ معرفي شد.

Moghadam (2002) از روش گزينش همزمان براي عملكرد و پايداري براي تعيين پايداري ارقام ذرت استفاده كرد و اين روش را با ساير روش‌هاي پايداري مقايسه كرد و بيان داشت تفاوتي بين معيارهاي متفاوت گزينش وجود ندارد.

Sabaghpour et al. (2003) به منظور بررسي و انتخاب ارقام پرمحصول و سازگار نخود زراعي در ٦ ايستگاه تحقيقاتي كشور و طي سه سال، از روش گزينش همزمان براي عملكرد و پايداري استفاده كردند كه پايدارترين ژنوتيپ لاين FLIP 93-93 شناخته شد و اين رقم براي استان هاي كرمانشاه، گچساران، لرستان، گرگان، ايلام و اروميه جهت آزاد سازي پيشنهاد شد.

نتايج حاصل از تجزيه پايداري با روش غيرپارامتري رتبه نشان داد كه كمترين ميزان ميانگين رتبه متعلق به ژنوتيپ ٤ با ٥/٦ = R بود و بعد از آن ژنوتيپ هاي ۱۵، ۷، ۵، ۱ و ۱۳ مقدار R كمتري را دارا بودند (جدول ۳). كم بودن R نشان دهنده پرمحصول تر بودن ژنوتيپ مي باشد. همچنين نتايج حاصل از انحراف معيار رتبه (SDR) نيز نشان داد كه كمترين مقدار انحراف معيار رتبه به ترتيب به ژنوتيپ‌هاي ۸ و ۹ و بعد از آنها به ژنوتيپ‌هاي ۶، ۳، ۲، ۱۳ و ۷ مربوط بود. با در نظر گرفتن همزمان R و SDR ژنوتيپ‌هاي ۷، ۱۱، ۸، ۱۳ و ۵ به عنوان ژنوتيپ‌هاي پايدار محسوب مي‌شوند. اما با توجه به عملكرد ژنوتيپ‌هاي ۷، ۱۳ و ۵ كه بالاتر از ميانگين كل مي‌باشد مي‌توان اين ارقام را به عنوان ژنوتيپ‌هاي برتر معرفي كرد.

به منظور تجزيه اثر متقابل ژنوتيپ × محيط با استفاده از مدل AMMI تجزيه به مؤلفه‌هاي اصلي روي ماتريس باقيمانده صورت گرفت كه چهار مؤلفه اصلي اول در سطح احتمال ۱٪ معني‌دار شدند. اولين مؤلفه اصلي ٤۸٪ از مجموع مربعات اثر متقابل را به خود اختصاص داد كه اين مقدار براي $IPCA_2$، $IPCA_3$ و $IPCA_4$ به ترتيب برابر با ۲۸ ٪، ۱۰٪ و ۸ ٪ بود. مؤلفه اصلي باقيمانده در مدل يا نويز تنها ٦ ٪ از مجموع مربعات اثر متقابل را توجيه نمود. در كل، مدل AMMI با دو مؤلفه اصلي اول (مدل

$AMMI_2$)، ۷۶ ٪ از تغییرات اثر متقابل را توجیه کرد (جدول٤). در مدل AMMI براي ارزیابي پایداري ارقام مي‌توان از آماره‌هاي $SIPC_1$[1]، EV_1[2]، $AMGE_1$[3] و ASV استفاده نمود. از معایب سه آماره اول این است که براي محاسبه آنها تنها از اولین مؤلفه‌ي اصلي اثر متقابل استفاده مي شود و اندیس یك در این سه پارامتر مؤید این مطلب است. اما در روش ارزش پایداري AMMI (ASV) از دو مولفه اصلي اول اثر متقابل استفاده مي شود و این مطلب یکي از نقاط قوت این روش مي باشد.

1. Sum of the value of the IPC scores
2. Eigenvector values
3. Sum across environments of GEI

جدول ۲- تجزیه پایداري عملکرد دانه ژنوتیپ‌هاي نخود به روش گزینش همزمان براي عملکرد و پایداري

ژنوتیپ	عملکرد	رتبه عملکرد	تصحیح رتبه عملکرد	رتبه تصحیح شده	واریانس پایداري	میزان پایداري	اثر توام عملکرد و پایداري
۱	۱۷۷۴	۱۳	+۱	۱۴	۱۲۳۱۳۱**	-۸	۶♦
۲	۱۶۱۰	۳	-۱	-۲	۱۰۲۷۳۵**	-۸	-۱۰
۳	۱۶۴۷	۶	-۱	۵	۵۵۳۷۶*	-۴	۱
۴	۱۸۸۴	۱۷	+۲	۱۸	۱۴۳۸۰۹**	-۸	۱۱♦
۵	۱۷۳۴	۱۲	+۱	۱۳	۱۴۰۱۰۱**	-۸	۵♦
۶	۱۶۳۱	۵	-۱	۴	۶۶۸۸۵۷**	-۸	-۴
۷	۱۸۳۸	۱۶	+۱	۱۷	۱۱۸۸۴۹**	-۸	۹♦
۸	۱۵۷۹	۲	-۱	۱	۲۴۷۱۵ns	۰	۱
۹	۱۵۷۹	۱	-۱	۰	۳۳۳۰۸ns	۰	-۱
۱۰	۱۶۸۸	۱۰	-۱	۹	۱۶۷۷۱۲**	-۸	۱
۱۱	۱۶۵۴	۷	-۱	۶	۸۰۶۴۴**	-۸	-۲
۱۲	۱۶۷۲	۸	-۱	۷	۱۲۰۸۲۶**	-۸	-۱
۱۳	۱۷۱۸	۱۱	+۱	۱۲	۳۱۴۰۸ns	۰	۱۲♦
۱۴	۱۶۸۳	۹	-۱	۸	۹۴۱۴۱**	-۸	۰
۱۵	۱۸۳۵	۱۵	+۱	۱۶	۱۹۵۱۹۰**	-۸	۸♦
۱۶	۱۶۱۲	۴	-۱	۳	۷۶۹۴۸**	-۸	-۵
۱۷	۱۷۹۶	۱۴	+۱	۱۵	۱۱۰۸۰۷**	-۸	۷♦
میانگین	۱۷۰۲						LSD%5 = 139 (kg ha^{-1})†

ns، * و **: به ترتیب غیر معني دار، معني دار در سطح احتمال ۵% و ۱%. ♦: ژنوتیپ هاي برتر

جدول ۳- تجزیه پایداري عملکرد دانه ژنوتیپ هاي نخود براساس روش غیرپارامتري رتبه در محیط هاي مختلف

ژنوتیپ	انحراف معیار (SDR)	رتبه	میانگین رتبه (R)	رتبه
۱	۵/۱۰	۱۴	۷/۹۰	۶
۲	۴/۱۵	۵	۹/۵۵	۱۰
۳	۴/۱۰	۴	۱۰/۳۵	۱۳
۴	۵/۵۴	۱۷	۵/۶۰	۱/۵
۵	۴/۶۹	۹	۷/۸۰	۵
۶	۳/۶۲	۳	۱۰/۰۰	۱۷
۷	۴/۳۹	۷	۷/۲۰	۳
۸	۲/۹۶	۱	۹/۹۰	۱۴
۹	۳/۳۴	۲	۱۱/۸۵	۱۶
۱۰	۴/۷۰	۱۱/۵	۱۰/۶۰	۱۵
۱۱	۴/۵۰	۸	۷/۳۵	۴
۱۲	۴/۸۷	۱۳	۸/۱۰	۷/۵
۱۳	۴/۲۰	۶	۸/۱۰	۷/۵
۱۴	۵/۴۵	۱۵	۸/۲۰	۹
۱۵	۶/۵۲	۱۶	۶/۵۰	۱/۵
۱۶	۴/۷۰	۱۱/۵	۹/۷۰	۱۲
۱۷	۴/۶۴	۱۰	۸/۶۵	۱۱

در روش ارزش پايداري AMMI (ASV) ژنوتيپي پايدار است كه داراي ASV كمتري باشد بنابراين ژنوتيپ ۱۳ به علت داشتن كمترين رتبه (پايين‌ترين مقدار ASV) و عملكرد بالاتر از ميانگين كل به عنوان پايدارترين ژنوتيپ و با عملكرد بالا شناخته شد. از طرفي ژنوتيپ‌هاي ۱۰، ۱۶ و ۱۵ با داشتن رتبه بالا جزء ژنوتيپ‌هاي ناپايدار بودند (جدول۵). پارامتر ارزش پايداري AMMI (ASV) با توجه به اينكه براي محاسبه آن از مجموع مربعات مؤلفه‌هاي اصلي اول و دوم استفاده شد و از طرفي اين دو مؤلفه ۷۶% درصد (جدول ۴) مجموع مربعات اثر متقابل را توجيه كرد، روش مناسبي براي بررسي اثر متقابل ژنوتيپ × محيط بود.

Purchase et al. (2000) از پارامتر ASV براي مقايسه با سه پارامتر واريانس شوكلا، اكوالانس ريك و ميانگين مربعات انحراف از خط رگرسيون ابرهارت و راسل در گندم آفريقاي جنوبي استفاده كردند و بيان داشتند كه ASV با سه پارامتر مذكور همبستگي بالايي دارد و براي رتبه‌بندي ژنوتيپ‌ها روش مناسبي است.

به طور كلي در اين آزمايش روش‌هاي مختلف پايداري نتايج كم و بيش مشابهي نشان دادند و در بيشتر روش‌ها ژنوتيپ ۱۳ به عنوان ژنوتيپ برتر و با عملكرد بالا شناخته شد. معمولاً روش هاي مختلف پايداري، هر كدام جنبه‌اي خاص از پايداري را بيان مي كنند و بر آن اساس ژنوتيپ‌ها را گروه‌بندي مي‌كند. براي مثال در روش انتخاب همزمان براي عملكرد و پايداري (Ys_i)، تأكيد بيشتر بر جزء عملكرد مي‌باشد تا پايداري و ممكن است ژنوتيپ‌هايي كه به عنوان ژنوتيپ پايدار انتخاب مي‌شوند در روش ديگر از پايداري خوبي برخوردار نباشد. معيار استفاده از هر يک از اين روش‌ها، بستگي به نوع طرح، عقيده محقق و ساير شرايط دارد. بطور مثال اگر اثر متقابل، عامل تصميم‌گيري در مورد تفكيک ژنوتيپ‌ها از لحاظ پايداري باشد، گروه‌بندي بايد براساس اثر متقابل ژنوتيپ × محيط استوار باشد. در اين تحقيق، پارامتر ارزش پايداري AMMI (ASV) به دليل سادگي تفسير و توجيه ۷۶% از تغييرات مجموع مربعات اثر متقابل روش مناسب و قدرتمندي در تجزيه پايداري نسبت به ساير روش‌ها محسوب مي‌شود و توصيه مي‌شود محققان از اين پارامتر براي تجزيه پايداري استفاده كنند. هر چند در مدل AMMI محاسبات كمي پيچيده مي‌باشد و براي تجزيه نياز به نرم‌افزارهاي‌كامپيوتري نظير IRRISTAT و GENSTAT مي‌باشد ولي نتايج آن از اطمينان بيشتري برخوردار مي‌باشد و از طرفي در مطالعاتي كه واريانس‌ها همگن نيستند استفاده از مدلAMMI و روش‌هاي غيرپارامتري براي تجزيه داده‌ها ضرورت پيدا مي‌كند.

جدول ۴- تجزيه واريانس مدل AMMI براي عملكرد دانه ژنوتيپ‌هاي نخود در محيط‌هاي مختلف در سال‌هاي زراعي (۱۳۸۲-۸۳)

منابع تغييرات	درجه آزادي	مجموع مربعات (SS)	%SS	ميانگين مربعات
كل	۶۷۹	۴۰۶۱۹۱۱۴۱		
تيمار	۱۶۹	۳۴۱۹۶۴۷۱۰		۲۰۲۳۴۶۰**
ژنوتيپ	۱۶	۵۷۱۴۷۰۵	۱/۶۷	۳۵۷۱۶۹^{ns}
محيط	۹	۲۷۹۱۰۵۵۱۷	۸۱/۶۲	۳۱۰۱۱۷۲۴**
اثرمتقابل‌ژنوتيپ×محيط	۱۴۴	۵۷۱۴۴۴۸۸	۱۶/۷۱	۳۹۶۸۳۷**
$IPCA_1$	۲۴	۲۷۵۶۶۳۲۱	۴۸	۱۱۴۸۵۹۷**
$IPCA_2$	۲۲	۱۶۱۲۹۵۰۴	۲۸	۷۳۳۱۵۹**
$IPCA_3$	۲۰	۵۵۳۴۱۱۵	۱۰	۲۷۶۷۰۶**
$IPCA_4$	۱۸	۴۴۱۷۴۶۷	۸	۲۴۵۴۱۵**
باقيمانده (نويز)	۶۰	۳۴۹۷۰۸۰	۶	۵۸۲۸۵^{ns}
خطاي ادغام شده	۵۱۰	۶۴۲۲۶۴۳۱		۱۲۵۹۳۴

ns و **: به ترتيب غير معني دار و معني دار در سطح احتمال ۱%.

جدول ۵- ارزش پايداري امي (ASV) و مقادير مؤلفه‌هاي اصلي اول و دوم(IPCA1 & 2) ژنوتيپهاي نخود در محيط‌هاي مختلف در سال هاي زراعي (۸۳-۱۳۸۲)

ژنوتيپ	$IPCA_1$	$IPCA_2$	ASV	رتبه
۱	-۱۶/۷۷۹۳۰	۴/۶۰۳۴۷	۲۹/۰۴	۱۴
۲	۱۶/۱۰۶۶۰	۳/۰۶۶۳۸	۲۷/۷۰	۱۳
۳	-۹/۶۴۸۳۸	۴/۷۷۷۳۰	۱۷/۱۷	۵
۴	-۱۵/۹۴۴۳۹	-۱۳/۱۵۲۳۱	۳۰/۲۶	۱۵
۵	۱۰/۹۳۱۶۴	-۶/۷۴۴۳۵	۱۹/۸۶	۶
۶	۱۱/۰۶۵۴۵	-۸/۹۹۸۸۶	۲۰/۹۴	۷
۷	-۸/۸۶۲۹۰	-۱۴/۵۴۶۸۰	۲۱/۰۰	۸
۸	۶/۳۸۰۲۶	۶/۳۵۷۷۵	۱۲/۶۲	۲
۹	۴/۳۹۹۴۲	-۱۰/۳۳۳۰۰	۱۲/۷۸	۳
۱۰	-۲۱/۳۹۲۲۹	۵/۱۴۱۲۵	۳۶/۹۲	۱۷
۱۱	۱۳/۷۶۶۳۱	۱/۷۹۳۳۳	۲۳/۶۰	۹
۱۲	۱۴/۷۰۶۲۵	۱۰/۸۱۵۷۳	۲۷/۳۶	۱۲
۱۳	۴/۳۵۷۷۱	-۷/۸۶۰۷۳	۱۰/۸۳	۱
۱۴	۱۲/۳۷۱۵۰	-۱۱/۶۴۷۴۴	۲۴/۱۴	۱۰
۱۵	-۰/۶۳۷۳۶	۲۶/۷۸۷۰۵	۲۶/۸۱	۱۱
۱۶	-۳/۲۰۸۵۶	۱۴/۵۹۷۸۷	۱۵/۵۹	۴
۱۷	-۱۷/۶۱۱۹۷	-۴/۶۵۶۶۱	۳۰/۴۶	۱۶

REFERENCES

1. Albert, M. J. A. (2004). *A comparison of statistical methods to describe genotype × environment interaction and yield stability in multi-location maize trials.* M. Sc. Thesis. University of Free State. Bloemfontein, South Africa.
2. Becker, H. C. & Leon, J. (1988). Stability analysis in plant breeding. *Plant Breeding*, 101, 1-23.
3. Dashtaki, M., Yazdansepas, A., Najafi Mirak, T., Ghannadha, M. R., Joukar, R., Islampour, M. R., Moayedi, A. A., Kouchaki, A. R., Nazeri, M., Abedi Oskooie, M. S., Aminzadeh, G., Soltani, R. & Ashouri, S. (2004). Stability of grain yield and harvest index in winter and facultative bread wheat (*Triticum aestivum* L.) genotypes. *Seed and Plant*, 20, 263-279. (In Farsi).
4. Farshadfar, E. (1997). Biometrical genetic in plant breeding. University of Razi, Kermanshah, Iran. 396pp.
5. Francis, T. R. & Kannenberg, L. W. (1978). Yield stability studies in short-season maize. 1. A descriptive method for grouping genotypes. *Canadian Journal of Plant Science,* 58, 1029-1034.
6. Gauch, H. G. (1992). Statistical analysis of regional trials. AMMI analysis of factorial designs. Elsevier, Amsterdam, Netherlands. 287pp.
7. Hugh, G. & Gauch, G. H. (1988). Model selection and validation for yield trials with interaction. *Biometrics*, 44, 705-715.
8. Kang, M. S. (1988). A rank - sum method for selecting high- yielding, stable corn genotypes. *Cereal Research Communications*, 16, 113- 115.
9. Kang, M. S. (1991). Modified rank- sum method for selecting high- yield, stable crop genotype. *Cereal Research Communications*, 19, 361- 364.
10. Kang, M. S. (1993). Simultaneous selection for yield and stability in crop performance trials: Consequences for growers. *Agronomy Journal*, 85, 754-757.
11. Kempton, R. A. (1984). The use of biplot in interpreting variety by environment interaction. *Journal of Agricarcheral Science*, Cambridge, 122, 335-342.
12. Lin, C. S. & Binns, M. R. (1988). A method of analyzing cultivar × location × year experiments: A new stability parameter. *Theoretical and Applied Genetics*, 76, 425- 430.
13. Moghadam, A. (2002). Simultaneous selection for yield and stability and it's comparison with several stability statistics. *Seed and Plant*, 19, 1-13. (In Farsi).
14. Pike, E. W. & Silverberg, T. R. (1952). Designing mechanical computers. *Machine Design*, 24, 131-137.
15. Plaited, R. L. & Peterson, L. C. (1959). A technique for evaluation the ability of selection to yield consistently in different location or seasons. *American Potato Journal*, 36, 381- 385.
16. Poustini, K. (1985). *Evaluation of quantitative and qualitative characteristics of several chickpea cultivars in relation to cold and water amount*. M. Sc. Thesis. College of Agricultural University of Tehran, Iran. (In Farsi).
17. Purchase, J. L. (1997). *Parametric analysis to describe genotype × environment interaction and yield stability in winter wheat.* Ph. D. dissertation, Department of Agronomy, University of Free State, Bloemfontein, South Africa.
18. Purchase J. L., Hatting, H. & Vandeventer, C. S. (2000). Genotype × environment interaction of winter wheat (*Triticum aestivum* L.) in South Africa: Π. Stability analysis of yield performance. South Africa. *Journal of Plant Soil*, 17, 101-107.
19. Romer, T. (1917). Sind die ertragsreichen sorten ertragssichere, 32, 87-89.
20. Roustaei, M., Sadeghzadeh Ahari, A., Hesami, A., Soleymani, K., Pashapour, H., Nader Mahmoudi, K., poursiahbidi, M., Masood Ahmadi, M. M. & Hassanpour Hassani, M. (2003). A study of adaptability and stability of grain yield in bread wheat genotypes in cold and semi-cold dryland areas. *Seed and Plant,* 19, 263-280. (In Farsi).
21. Sabaghpour, S. H., Pezeshkpour, P., Safikhani, M., Sarparast, R., Saeid, A., Beygi, A., Mahmoodi, F. & Zali, H. (2005). The study of yield and adaptability in chickpea cultivars under rainfed in fall planting. In: Proceedings of *First Legume National Conference*. Mashhad. (In Farsi).
22. Sabaghpour, S. H., Sadeghi, E. & Malhotra, S. (2003). Present status and future prospects of chickpea cultivation in Iran. In: Proceedings of *International Chickpea Con. J*, 20-22. India Gandhi Agricaltural University, Raipur Chhattisgarh, India.
23. Shokla, G. K. (1972). Some statistical aspects of partitioning genotype-environmental components of variability. *Heredity*, 29, 237-245.
24. Schoeman, L. J. (2003). Genotype × *environment interaction in sunflower (Helianthus annuus) in South Africa*. M. Sc. Thesis, Department of Agronomy. Faculty of Agricarcheral., University of Free State., Bloemfontein.
25. Wrick , G. (1962). Über eine Methode zür Erfassung der Okologischen Streubreite in Feldresuchen. *Z Pflanzenzuchtg*, 47, 92-96.
26. Williams, E. J. (1952). The interpretation of interaction in factorial experiments. *Biometrical*, 39, 65-81.

27. Zaeifizadeh, M., Moghadam, M., Akbari, A. & Mahfoozi, S. (1994). Evaluation of stability different parameters and determination of stable cultivars in spring wheat of semi-warm areas of Khazar seaside. In: Proceedings of *4th Sciences Conference of Agronomy and Plant Bread*. Esfahan. (In Farsi).
28. Zali, H. (2006). *Evaluation of adaptation of yield in chickpea genotypes using AMMI model and path analysis*. M. Sc. Thesis. College of agricalture. University of Razi., Kermanshah, Iran. (In Farsi).