Archive OF SID

بررسی هم‌بستگی و تکرارپذیری آماره‌های پارامتری و چندمتغیره پایداری عملکرد دانه در جو دیم

رحمت‌الله کریمی‌زاده[۱*]، بهروز واعظی[۱]، طهماسب حسین‌پور[۲]، اصغر مهربان[۳] و حسن قوجق[۴]

(تاریخ دریافت: ۱۳۸۷/۸/۷ ؛ تاریخ پذیرش: ۱۳۸۸/۳/۲)

چکیده

اثر متقابل ژنوتیپ × محیط یکی از مسایل پیچیده برنامه‌های به‌نژادی برای تهیه ارقام پرمحصول و سازگار به‌شمار می‌رود. روش‌های زیادی برای تجزیه اثر متقابل ژنوتیپ × محیط ارایه شده است. هدف از این تحقیق ابتدا انتخاب برترین و پایدارترین ژنوتیپ جو مناسب کشت در مناطق دیم نیمه‌گرمسیر کشور بوده و سپس تعیین روابط متقابل بین پارامترهای پایداری مختلف، رابطه آنها با عملکرد دانه و تکرارپذیری این پارامترها طی سه سال متوالی است. عملکرد دانه ۱۸ ژنوتیپ جو در ۴ منطقه از ایران به‌مدت ۳ سال (۸۶-۱۳۸۴) با طرح پایه بلوک‌های کامل تصادفی با ۴ تکرار مورد ارزیابی قرار گرفت. سه دسته داده برای تعیین روابط بالا به کار گرفته شد. اولین دسته داده عملکرد ژنوتیپ‌ها در ۴ منطقه طی یک‌سال (در مجموع ۳ سری) بود. دومین دسته داده مربوط به عملکرد ژنوتیپ‌ها طی دو سال (در مجموع ۳ سری) و سومین دسته هم عملکرد ژنوتیپ‌ها در مناطق مختلف طی ۳ سال مورد آزمایش بود. نتایج به‌دست‌آمده نشان می‌دهد که آماره‌های واریانس شوکلا و اکووالانس ریک هم‌بستگی مثبت و بسیار معنی‌داری با هم دارند ولی هر دو پارامتر با میانگین عملکرد دانه هم‌بستگی نشان ندادند. پارامترهای ضریب رگرسیون، واریانس محیطی و ضریب تغییرات هم‌بستگی بالایی در سال‌های منفرد و جفتی با هم داشتند ولی باز هم با میانگین عملکرد هم‌بستگی نشان ندادند. هم‌چنین پارامتر ASV هم‌بستگی بالایی را در چند سال با اکووالانس ریک نشان داد. ارزیابی تکرارپذیری آماره‌های مختلف نشان داد که آماره‌های پایداری واریانس شوکلا، اکووالانس ریک، ASV و SIPC1 تکرارپذیری بالایی را در سال‌های مختلف اجرای آزمایش نشان دادند و توصیه می‌شود که از تعداد آماره بیشتری از جمله روش‌های ناپارامتری برای تعیین تکرارپذیر بودن آماره‌ها استفاده شود.

واژه‌های کلیدی: اثر متقابل، ژنوتیپ، پایداری، عملکرد، تکرارپذیری، جو دیم

مقدمه

پایداری فنوتیپی برای اولین بار توسط رومر (۲۲) با بزرگی واریانس یک ژنوتیپ در محیط‌های مختلف اندازه‌گیری شد. ییتز و کوکران(۲۸) از روش رگرسیون برای بررسی پایداری ۱۰ رقم جو در آزمایش‌های ناحیه‌ای استفاده کردند ولی روش پیشنهادی آنها چندان مورد توجه نبود تا این‌که مجدداً توسط

۱. اعضای هیئت علمی مؤسسه تحقیقات کشاورزی دیم کشور، ایستگاه گچساران
۲. عضو هیئت علمی مرکز تحقیقات کشاورزی و منابع طبیعی لرستان
۳. عضو هیئت علمی مرکز تحقیقات کشاورزی و منابع طبیعی مغان
۴. عضو هیئت علمی مرکز تحقیقات کشاورزی و منابع طبیعی گلستان
* : مسئول مکاتبات، پست الکترونیکی: rhkarimizadeh@gmail.com

www.SID.ir

Archive OF SID

فینلی و ویلکینسون (۶) در سال ۱۹۶۳ مورد استفاده قرار گرفت. استفاده از واریانس اثر متقابل ژنوتیپ و محیط جهت تعیین پایداری ارقام در سال ۱۹۵۹ توسط پلستید و پترسون (۲۰) پیشنهاد گردید. شاخص پایداری اکووالانس ریک که یکی از پرکاربردترین روش‌های تعیین پایداری است در سال ۱۹۶۲ توسط ریک (۲۷) ارائه شد. استفاده از ضریب شیب خط رگرسیون با پیشنهاد فینلی و ویلکینسون (۶) فراگیر گردید. آنها در سال ۱۹۶۳ با استفاده از رگرسیون، پایداری ارقام جو مورد مطالعه در استرالیا را تعیین نمودند و اعلام نمودند که روش رگرسیون می‌تواند در امر ارزیابی پایداری و سازگاری ژنوتیپ‌ها در آزمایش‌های ناحیه‌ای عملکرد به کار رود. پنج سال بعد پرکینز و جینکر (۱۷) روش رگرسیون دیگری را برای پایداری پیشنهاد کردند.

در سال ۱۹۷۱ دو روش رگرسیون دیگر، یکی توسط فریمن و پرکنیز (۹) و دیگری توسط تای (۲۵) ارائه گردید. واریانس پایداری شوکلا نیز مشابه اکوولانس ریک است که در سال ۱۹۷۲ توسط شوکلا ارائه گردید. در سال ۱۹۷۳ پینتوس (۱۹) استفاده از ضریب تغییرات در روش رگرسیون را برای تعیین پایداری ارائه کرد. ضریب تغییرات محیطی نیز در سال ۱۹۷۸ توسط فرانسیس و کانبرگ ارائه گردید. شاخص برتری نیز توسط لین و بینز در سال ۱۹۸۶ ارائه شد. لین و همکاران (۱۴) روش‌های پارامتری پایداری را به سه تیپ مختلف تقسیم‌بندی کردند که عبارت‌اند از: تیپ I : ژنوتیپی پایدار است که واریانس بین محیطی آن کوچک باشد. تیپ II : ژنوتیپی پایدار است که پاسخش به محیط‌ها موازی با میانگین پاسخ‌های کل ژنوتیپ‌ها به محیط‌ها باشد و تیپ III : ژنوتیپی پایدار است که MS باقی‌مانده از مدل رگرسیونی روی شاخص محیطی آن کوچک باشد.

فلورس و همکاران (۷) کل روش‌های پایداری را در سه رهیافت کلی قرار دادند. رهیافت اول شامل روش‌های تک‌متغیره پارامتری، رهیافت دوم شامل روش‌های تک‌متغیره ناپارامتری و بالاخره رهیافت سوم هم شامل روش‌های چندمتغیره هستند. در حالی‌که روش‌های تک‌متغیره اعم از پارامتری و ناپارامتری تلاش دارند تا اثر متقابل ژنوتیپ و محیط را در یک یا دو آماره توصیف نمایند، هدف رهیافت سوم (روش‌های چندمتغیره) شناسایی جنبه چندبعدی اثر متقابل ژنوتیپ و محیط بوده و سعی دارد تا اطلاعات بیشتری را به‌دست آورد(۷). در تحقیقی ایگلس و فری (۳) تکرارپذیری واریانس پایداری را در ۲۴ محیط برای آزمایش‌های یک‌نواخت چاودار بررسی کردند. نتایج آنها نشان داد که هم‌بستگی واریانس پایداری با میانگین عملکرد دانه بین ۰/۷۸ تا ۰/۸۵ و با میانگین عملکرد کلش بین ۰/۸۱ تا ۰/۸۶ در ۲۴ محیط مختلف در نوسان بوده است که این نشان از تکرارپذیری خوب واریانس پایداری داشت. فام و گنک(۱۸) با استفاده از پنج دسته داده مربوط به گیاه ذرت که از آزمایش‌های یک‌نواخت ۲۷ کشور و ۴۶ منطقه به‌دست آمده بود، تکرارپذیری و هم‌بستگی بین آماره‌های مختلف پایداری از جمله واریانس شوکلا، S^2_{di} ابرهارت و راسل، ضریب رگرسیون ابرهارت و راسل، واریانس محیطی و ضریب تغییرات را مورد بررسی قرار دادند.

در تحقیق دیگری جلال‌الدین و هاریسون(۱۱) تکرارپذیری ۶ آماره‌ی پایداری عملکرد را در گندم مورد بررسی قرار دادند. آماره‌های ضریب فینلی و ویلکینسون b_i و S^2_{di} ابرهارت و راسل در محیط‌های مورد تحقیق تکرارپذیری نشان ندادند اما آماره‌های واریانس محیطی (S^2_i) و ضریب تشخیص r^2 دارای تکرارپذیری پایینی بودند هم‌چنین در این تحقیق فقط آماره‌های CV و ضریب رگرسیون دارای تکرارپذیری بالایی بودند.

مدل امی ساختار داده‌های با ابعاد ماتریسی را به‌وسیله چند بردار مثل میانگین‌های ژنوتیپ و محیط و نیز مقادیر منفرد برای مؤلفه‌های اصلی اثر متقابل به ابعاد کوچک‌تر، مدل‌بندی می‌کند (۱۰). مدل‌هایی را که براساس میانگین تیمارها بیان می‌شوند مدل‌های کامل می‌نامند که معمولاً نااریب هستند در حالی‌که مدل‌هایی که از GER (ژنوتیپ × محیط × تکرار) مشاهده در محاسبه استفاده می‌نمایند، مدل‌های کاهشی نامیده می‌شوند که ممکن است دارای اریب باشند. علت اریب‌بودن این روش‌ها

www.SID.ir

Archive OF SID

این است که در این روش‌ها از تمام مؤلفه‌های اصلی و در نتیجه ریشه‌های مشخصه مربوطه استفاده نمی‌شود (۲۹) انجام تجزیه واریانس معمولی در طرح‌های آزمایشی بدون تکرار ممکن نیست زیرا هیچ نوع برآوردی را برای خطا نمی‌توان به‌دست آورد، یک راه مفید برای استخراج اطلاعات مربوط به اثر متقابل این است که روی باقیمانده‌های حاصل از آثار جمع‌پذیر، از روش تجزیه به مقادیر منفرد (S.V.D) یا تجزیه به مؤلفه‌های اصلی استفاده گردد.

روش امی هم در واقع نوعی روش تجزیه به مقادیر منفرد است. فتاحی و یوسفی (۵) در تحقیقی پایداری عملکرد ۱۹ ژنوتیپ جو را با استفاده از آماره‌های مختلف پایداری مورد بررسی قرار دادند. آنها نشان دادند که آماره‌های MSY/L لین و بینز (۱۵) و میانگین رتبه $\overline{R}_i$ تکرارپذیر نیستند در حالی‌که آماره‌های واریانس شوکلا، اکووالانس ریک، ضریب تغییرات فرانسیس و کانبرگ، ضریب رگرسیون فینلی و ویلکینسون و آماره SIPC11 امی تکرارپذیر بودند.

اسنلر و همکاران(۲۴) با استفاده از روش AMMI تعداد ۹ آماره پایداری را تعریف کردند و با محاسبه این آماره‌ها در آزمایش‌های یک‌نواخت کلزا نشان دادند آماره SIPC11 که در واقع همان اولین مؤلفه اصلی اثر متقابل است بیشترین تکرارپذیری را نشان داد و آماره‌های EV1 و AMGE1 که هم‌بستگی بالایی با هم دارند دارای تکرارپذیری کمتری هستند. در تحقیق دیگری که اخیراً توسط باکسوانوس و همکاران(۲) طی ۶ سال متوالی و در ۲۰ منطقه از کشورهای یونان، اسپانیا و ترکیه روی ۳۶ ژنوتیپ پنبه صورت گرفت هم‌بستگی، وراثت‌پذیری و تکرارپذیری آماره‌های مختلف پایداری محاسبه و مورد ارزیابی قرار گرفت و هم‌بستگی آماره‌ی واریانس شوکلا با آماره‌های S^2_{di} و AMMI1 در اکثر سال‌ها معنی‌دار بود به طوری‌که میانگین هم‌بستگی این آماره با دو آماره دیگر به‌ترتیب ۰/۷۴ و ۰/۷۱ بود. آماره عملکرد دانه با آماره‌های S^2_{di} و واریانس شوکلا هم‌بستگی نشان نداد ولی با آماره‌های ضریب رگرسیون و AMMI1 در بعضی سال‌ها هم‌بستگی نشان داد.

هدف از انجام این تحقیق بررسی هم‌بستگی و روابط بین آماره‌های پایداری و هم‌چنین تکرارپذیری آماره‌های پایداری است.

مواد و روش‌ها

این تحقیق به منظور دست‌یابی به ارقام پرمحصول جو و سازگار با شرایط آب و هوایی مناطق دیم معتدل و نیمه‌گرمسیر کشور اجرا شد. تعداد ۱۷ ژنوتیپ جو به همراه رقم شاهد ایذه که از آزمایش‌های A-Test گزینش شده بودند در قالب طرح بلوک‌های کامل تصادفی در ۴ تکرار و ۴ منطقه گچساران، مغان، گنبد و کوهدشت به‌مدت سه سال (۱۳۸۶-۱۳۸۴) کشت شدند (جدول۱). بذرها در کرت‌هایی به طول ۷ متر و عرض ۱/۰۵ متر روی ۶ خط با فاصله ۱۷/۵ سانتی‌متر و تراکم ۲۰۰ دانه در مترمربع کشت گردیدند.

روش‌های مورد استفاده

۱- بررسی‌های اولیه میانگین عملکرد دانه و انجام تجزیه واریانس مرکب.

۲- برآورد پایداری عملکرد دانه با استفاده از روش‌های پارامتری شامل روش‌های پایداری فنوتیپی رومر(۲۲)، روش ضریب رگرسیونی فینلی و ویلکینسون (۶)، شاخص پایداری اکووالانس ریک (۲۷)، واریانس پایداری شوکلا (۲۳)، ضریب تغییرات محیطی فرانسیس و کانبرگ (۸)، میانگین مربعات درون مکانی لین و بینز(۱۵) و روش چند متغیره امی و در نهایت هم دو آماره SIPC11 و ASV امی محاسبه شدند. در این قسمت به توضیح برخی از این روش‌ها می‌پردازیم:

- پایداری فنوتیپی بر طبق مفهوم استاتیکی آن توسط رومر(۲۲) و با استفاده از واریانس یک ژنوتیپ در محیط‌های مختلف اندازه‌گیری شد (۸). فرمول واریانس محیطی به صورت زیر است :

$$S_i^2 = \frac{\sum (x_{ij} - \bar{x}_{i.})^2}{q-1}$$

www.SID.ir

Archive OF SID

در این فرمول xij میانگین عملکرد ژنوتیپ iام (i= 1, 2,..., P) در محیط jام (j=1,2,.., q) می‌باشد و xi میانگین ژنوتیپ iام در کل محیط‌هاست. واریانس محیطی در واقع سهم ژنوتیپ iام در آزمایش در اثر متقابل ژنوتیپ با محیط است (۱۴).

– روش ضریب رگرسیونی توسط فینلی و ویلکینسون(۶) ارائه شد و مدل آن به صورت زیر است :

$$Y_{ijk} = M + p_i + (۱+\beta_i)V_j + \delta_{ij} + \varepsilon_{ijk}$$

در این مدل M میانگین کل آزمایش، PI اثر اصلی ژنوتیپ iام، βi ضریب رگرسیون خطی برای ژنوتیپ i، yj اثر اصلی محیط، δij اثر متقابل ژنوتیپ و محیط و بالاخره εijk اثر خطاست. در این روش عملکرد ژنوتیپ‌ها به‌صورت آثار اصلی برای ژنوتیپ‌ها و محیط‌ها و حاصل‌ضرب آثار اصلی محیط در ضرایب رگرسیون ژنوتیپی بیان می‌شود.

– روش اکووالانس توسط ریک(۲۷) به‌صورت زیر پیشنهاد شد:

$$W_i = \sum x_{ij}^2 - \left(\frac{2}{S}\right)\sum x_{ij}x_{.j} + \left(\frac{1}{S^2}\right)\sum x_{.j}^2 - \left(\frac{1}{t}\right)(x_{i.} - \frac{x^2_{..}}{S})^2$$

رابطه بالا را به‌صورت زیر هم می‌توان نوشت:

$$W_i = \sum(x_{ij} - \bar{x}_{i.} - \bar{x}_{.j} + \bar{x}_{..})^2, \quad \sum W_i = SSGE$$

نظر به این‌که اکووالانس ریک سهم هر ژنوتیپ را در اثر متقابل GE اندازه می‌گیرد، بنابراین هر ژنوتیپ با W_i^2=۰ را پایدار گویند. طبق معنی اکووالانس این ژنوتیپ (W_i^2=۰) پایدار دارای اکووالانس بالایی است، زیرا پایین بودن W_i^2 برابر با بالابودن اکووالانس است.

– به منظور تعیین پایداری ژنوتیپ‌ها، شوکلا(۲۳) براساس باقی‌ماندهٔ حاصل از گروه‌بندی دوطرفه اثر متقابل ژنوتیپ × محیط، برآورد نااریب واریانس ژنوتیپ‌ها در تمام محیط‌ها را پیشنهاد داد و این پارامتر را واریانس پایداری نام‌گذاری کرد که با σ_i^2 نشان داده می‌شود و از رابطه زیر به‌دست می‌آید:

$$\delta_i^2 = \left[\frac{p}{(p-2)(q-1)}\right] \times \sum_{j=1}^{q}(x_{ij} - \bar{x}_{i.} - \bar{x}_{.j} + \bar{x}_{..})^2 - \frac{SSGE}{(p-1)(p-2)(q-1)}$$

– ضریب تغییرات محیطی (CVi) در واقع انحراف یک ژنوتیپ از میانگین ژنوتیپ در کلیه محیط‌ها را اندازه می‌گیرد. بر طبق این معیار ژنوتیپی پایدار است که CV آن کمتر باشد (۸). فرمول ضریب تغییرات محیطی به صورت زیر است :

$$CV_i = \left[\frac{\sqrt{S_i^2}}{\bar{Y}_{i.}}\right] \times 100$$

– بنابر اعتقاد لین و همکاران(۱۴) مکان عاملی نیست که قابل کنترل نباشد و نیازی نیست که یک واریته برای چندین منطقه توصیه شود، بنابراین آن را به عنوان یک عامل ثابت در نظر گرفتند و عامل سال را غیرقابل پیش‌بینی و غیرقابل کنترل گزارش کردند. بنابراین سال را عامل تصادفی در نظر گرفتند و بیان کردند واریته‌ای پایدار است که در طول سال‌های مورد آزمایش نوسان کمتری داشته باشد و به همین خاطر میانگین واریانس بین سال‌های درون مکان‌ها (MSY/L) را به عنوان پارامتر پایداری پیشنهاد دادند. k, j, i به‌ترتیب نشان‌دهنده ژنوتیپ، سال و مکان است (۱۵).

$$MS_{y/L} = \frac{\sum\sum(x_{ijk} - \bar{x}_{ij.})^2}{q} \lim_{x\to\infty}$$

– آماره پایداری ASV از فرمول زیر محاسبه می‌شود و اولین بار توسط پورشاز (۲۱) به کار برده شد:

$$ASV = \sqrt{\frac{SSIPCA\ 1}{SSIPCA\ 2}(IPCA\ 1)^2 + (IPCA\ 2)^2}$$

۳– تعیین تکرارپذیری روش‌های محاسبه شده بدین صورت انجام می‌گیرد که ضرایب هم‌بستگی هر روش را در ترکیب دوتایی سال‌های اجرای آزمایش محاسبه می‌کنیم و با توجه به معنی‌دار بودن این ضریب در تعداد بیشتری از ترکیبات دوتایی تکرارپذیری آن روش تعیین می‌گردد.

۴– محاسبه هم‌بستگی بین روش‌های پایداری مورد تحقیق

لازم به یادآوری است که در روش چندمتغیره آثار اصلی جمع‌پذیر و آثار متقابل ضرب‌پذیر(AMMI) ابتدا تجزیه واریانس معمولی روی داده‌های دوطرفه ژنوتیپ و محیط انجام می‌شود و سپس از روش تجزیه به مؤلفه‌های اصلی آثار متقابل محاسبه می‌شود (۱۰). در این تحقیق برای انجام محاسبات پایداری از نرم‌افزارهای تجزیه آماری GENSTAT

www.SID.ir

Archive OF SID

جدول ۱. اسامی ژنوتیپ‌های جو مورد استفاده مطالعه

شماره ژنوتیپ	نام یا شجره ژنوتیپ
۱	Alger/Ceres//Sls/3/ER/Apm/4/Wi2197/Mazurkal ICB92-0944-OAP-OAP
۲	Moroco9-75/Wi2291/Wi2269
۳	Rhn-03//Lignee 527/As 45 ICB93-0815-OAP-5AP-OAP-OAP)
۴	Wi2291/Tipper ICB93-1156-OAP-22AP-OAP-OAP
۵	Hyb 85-6//As46/Aths*2 ICB91-0736-OAP-OAP-OAP
۶	Arizona5968/Aths//Avt/Attiki
۷	BKF/Maguelone1604/3/Apro//SV
۸	Alanda/5/Aths/4/Pro/Toli//Cer*2/Toli/3/5106/6/Avt/. -8G -3 G
۹	Bda/Cr. 115/Pro/Bc/3/Api/Cm67/4/ Giza121/... -9G -2 G)
۱۰	Emir/Nacta//As907/3/Avt_(9-9) ACSAD-1290-6AP-OTR-OAP-6AP-OAP-OAP
۱۱	Lth/3/Nopal//Prol/11012-2/4/Kabaa-03ICB94-0498-OAP-3AP-OAP-OAP
۱۲	Himalaya-12/Plaisant ICBH95-0630-OAP-OAP-16AP
۱۳	MoB1337/Wi2291//Bonita//Weeah/3/Atahualpa ICB98-0563
۱۴	Weeah11/wi2291/Bgs/3/ER/Apm//Ac253 ICB94-0707-OAP-OAP
۱۵	26216/4/Arar/3/Mari/Aths*2//M-ATT-73-337-1 ICB94-0517-37AP-OAP
۱۶	MK1272//Manker/Arig8/3/Alanda ICB93-0448-OAP-6AP-OAP
۱۷	Moghan Local Barley
۱۸	IZEH (CHECK)

مدل نهم و SPSS مدل پانزدهم استفاده شد.

نتایج و بحث

ابتدا در هر منطقه تجزیه واریانس و در کل مناطق تجزیه واریانس مرکب روی داده‌ها اجرا گردید. در تجزیه واریانس مرکب F معنی‌دار برای ژنوتیپ‌ها تفاوت لاین‌ها را از نظر عملکرد دانه نشان داد. معنی‌دار بودن اختلاف بین محیط‌ها نیز نشان‌دهنده سازگاری اختصاصی ژنوتیپ‌ها با محیط‌های مختلف بود و برای به‌دست آوردن اطلاعات بیشتر، نیاز به تجزیه‌های دیگری بود. آزمون بارتلت نیز بر روی داده‌ها انجام شد و با کای اسکور برابر با ۹/۶۴ نشان از یک‌نواختی واریانس خطاهای آزمایشی داشت. بررسی‌های اولیه نشان داد که بیشترین مقدار عملکرد دانه ژنوتیپ‌ها ۲۵۲۳ و کمترین آن ۱۹۷۴ کیلوگرم در هکتار بود که به‌ترتیب متعلق به ژنوتیپ‌های شماره ۱۴ و ۶ می‌باشد. میانگین کل آزمایش ۲۳۲۷/۷۲ و خطای معیار داده‌ها ۲۴/۷۸ کیلوگرم در هکتار برآورد شد.

تجزیه واریانس مدل امی نشان داد (جدول ۲) که مجموع مربعات ژنوتیپ × محیط ۱۸/۰۶ درصد از مجموع مربعات کل را به خود اختصاص داد. در این روش مجموع مربعات اولین مؤلفه اصلی اثر متقابل ۲۷/۶۶ درصد از مجموع اثر متقابل ژنوتیپ × محیط را توجیه نمود و مؤلفه‌های دوم، سوم و چهارم به‌ترتیب ۱۹/۸، ۱۷/۲ و ۱۱/۱ درصد از مجموع اثر متقابل ژنوتیپ × محیط را بیان نمودند و در مجموع این ۴ مؤلفه ۷۵/۹ درصد از سهم اثر GE را شامل شدند و در مدل باقی ماندند.

www.SID.ir

Archive OF SID

جدول ۲. تجزیه واریانس روش امی برای عملکرد دانه ژنوتیپ‌های جو مورد تحقیق

منابع تغییر	درجه آزادی	مجموع مربعات × ۱۰۵	میانگین مربعات × ۱۰۳	F	P-Value
کل	۸۶۳	۳۲۵۷/۸	۳۷۷/۵	–	–
تیمار	۲۱۵	۲۵۸۴/۴	۱۲۰۲/۱	۱۱/۷	۰/۰۰۰
ژنوتیپ	۱۷	۱۷۶/۳	۱۰۳۶/۹	۱۰/۰۹	۰/۰۰۰
محیط	۱۱	۱۸۱۹/۷	۱۶۵۴۳	۱۳۳/۸۹	۰/۰۰۰
تکرار	۳۶	۴۴/۵	۱۲۳/۶	۱/۲	۰/۱۹۷
اثر متقابل	۱۸۷	۵۸۸/۴	۳۱۴/۷	۳/۰۶	۰/۰۰۰
IPCA۱	۲۷	۱۶۲/۸	۶۰۲/۹	۵/۸۷	۰/۰۰۰
IPCA۲	۲۵	۱۱۶/۶	۴۶۶/۴	۴/۵۴	۰/۰۰۰
IPCA۳	۲۳	۱۰۱/۷	۴۴۲/۳	۴/۳	۰/۰۰۰
IPCA۴	۲۱	۶۵/۷	۳۱۲/۶	۳/۰۴	۰/۰۰۰
IPCA۵	۱۹	۵۲/۹	۲۷۸/۷	۲/۷۱	۰/۰۰۰
IPCA۶	۱۷	۳۷/۲	۲۱۹/۱	۲/۱۳	۰/۰۰۵
IPCA۷	۱۵	۲۸/۴	۱۸۹/۳	۱/۸۴	۰/۰۲۶
باقی‌مانده	۴۰	۲۳/۱	۵۷/۷	۰/۵۶	۰/۹۸۷
خطا	۶۱۲	۶۲۸/۹	۱۰۲/۸	–	–

آماره‌های مختلف پایداری عملکرد شامل واریانس محیطی رومر، ضریب تغییرات، ضریب رگرسیون، واریانس شوکلا، اکووالانس ریک و میانگین مربعات درون‌مکانی لین و بینز و هم‌چنین آماره‌های SIPC11 و ASV از روش AMMI برای تمام ژنوتیپ‌ها در سه سال آزمایش محاسبه شد که نتایج در جدول ۳ درج شده است. در روش واریانس محیطی رومر ژنوتیپ‌های شماره ۸ و ۱۱ کمترین مقادیر واریانس محیطی را نشان دادند ولی با توجه به این‌که میانگین عملکرد ژنوتیپ ۸ کمتر از میانگین کل است، ژنوتیپ شماره ۱۱ به عنوان پایدارترین لاین انتخاب می‌شود. در روش ضریب تغییرات فرانسیس و کاننبرگ(۸) ژنوتیپ‌های شماره ۱۱ و ۷ به ترتیب با میانگین عملکرد ۲۴۷۳ و ۲۳۴۷ کیلوگرم در هکتار پایدارترین ژنوتیپ‌ها بودند. ژنوتیپ‌های شماره ۲، ۱۲ و ۱۸ با ضرایب رگرسیون نزدیک به یک در روش فینلی ویلکینسون (۶) پایدارترین ژنوتیپ‌ها بودند. در روش‌های واریانس شوکلا(۲۳) و اکووالانس ریک(۲۷) ژنوتیپ‌های شماره ۲ و ۱۱ پایدارترین ژنوتیپ‌ها بودند هرچند که ژنوتیپ‌های ۶ و ۱۳ کمترین مقادیر این آماره‌ها به خود اختصاص داده بودند ولی به دلیل عملکرد پایین، این لاین‌ها انتخاب نشدند. میانگین مربعات درون‌مکانی لین و بینز(۱۵) هم ژنوتیپ‌های شماره ۷ و ۱۱ را پایدارترین ژنوتیپ‌ها معرفی کرد. آماره‌های مدل امی در وهله اول ژنوتیپ‌های شماره ۵ و ۱۸ و در مرحله دوم ژنوتیپ‌های شماره ۱۱ و ۷ را به عنوان پایدارترین ژنوتیپ‌ها معرفی کردند.

در مرحله بعد برای هر سال به طور جداگانه و هم‌چنین ترکیب دوتایی سال‌ها با همدیگر این آماره‌ها محاسبه شدند و ضرایب هم‌بستگی این پارامترها با یکدیگر مورد ارزیابی قرار گرفت که نتایج در جدول ۴ درج شده است. هم‌چنین هم‌بستگی اسپیرمن بین آماره‌ها پارامتری و چندمتغیره در سال‌های جفتی در جدول ۵ درج شده است. نتایج به‌دست‌آمده نشان می‌دهد که آماره‌های واریانس پایداری شوکلا و اکووالانس ریک هم‌بستگی مثبت و بسیار معنی‌داری با هم دارند ولی هر دو پارامتر با میانگین عملکرد دانه هم‌بستگی نشان ندادند که این نتایج گزارش فام و کنگ(۱۸) را نقض می‌کند و همسو با بخشی از نتایج ایگلس و فری(۳) است. پارامترهای

www.SID.ir

Archive OF SID

جدول ۳. مقادیر برخی آماره‌های پایداری برای ژنوتیپ‌های جو در سه سال اجرای آزمایش

ژنوتیپ	عملکرد	S_i^2	CV_i	b_i	W_i^2	σ_i^2	$MS_{Y/L}$	ASV	SIPC11
۱	۲۵۵۴	۴۴۶۳/۹	۲۶/۱۶	۱/۲۷	۱۰۳۷	۱۰۱۱/۴	۹۱۰/۸۶	۲۹۲۱	−۱۸/۸۷
۲	۲۴۵۸	۲۹۹۷/۶	۲۲/۲۷	۱/۰۵	۵۰۸/۱	۴۷۰/۵	۸۲۷/۰۰	۸۲۸	۵/۳۵
۳	۲۳۱۷	۲۱۲۳/۹	۱۹/۸۹	۰/۸۲	۷۱۶/۴	۶۸۳/۵	۶۸۳/۵۸	۱۸۹	۱/۲۲
۴	۲۲۹۰	۳۷۸۳/۲	۲۶/۸۶	۱/۱۷	۷۶۷/۷	۷۳۵/۹	۸۹۳/۳۹	۷۳۴	−۴/۷۴
۵	۲۳۸۴	۳۷۲۱/۹	۲۵/۵۹	۱/۲۵	۲۷۹/۴	۲۳۶/۵	۸۳۷/۵۹	۷۸	−۰/۵۱
۶	۱۹۷۴	۲۰۶۵/۸	۲۳/۰۳	۰/۸۵	۴۹۳/۱	۴۵۵/۱	۸۳۶/۷۵	۳۵۹	−۲/۳۲
۷	۲۳۴۷	۱۸۲۰/۷	۱۸/۱۸	۰/۶۹	۱۰۲۲/۹	۹۹۶/۹	۵۴۵/۴۶	۷۷۴	۵/۰۰
۸	۲۱۴۴	۱۵۹۱/۵	۱۸/۶۱	۰/۷۳	۵۸۲/۵	۴۵۶/۶	۶۱۴/۵۲	۴۰۷	−۲/۶۳
۹	۲۳۹۳	۳۵۰۴/۱	۲۴/۷۴	۰/۹۲	۱۷۳۴/۳	۱۷۲۴/۵	۹۵۹/۰۴	۳۱۹۹	۲۰/۶۷
۱۰	۲۱۳۸	۲۳۸۳/۲	۲۲/۸۳	۰/۷۴	۱۴۱۶/۱	۱۳۹۹/۱	۶۶۴/۱۳	۱۷۴۶	۱۱/۲۸
۱۱	۲۴۷۳	۱۷۷۱/۶	۱۷/۰۲	۰/۷۷	۵۶۵/۶	۵۲۹/۳	۵۷۸/۷۱	۷۱۸	−۴/۶۴
۱۲	۲۴۰۳	۲۹۸۱/۵	۲۲/۷۳	۱/۰۱	۷۰۴/۶	۶۷۱/۴	۶۹۹/۷۷	۲۰۳۵	−۱۳/۱۵
۱۳	۲۳۲۶	۲۴۷۹/۵	۲۱/۴۱	۰/۹۵	۴۵۰	۴۱۱/۱	۷۵۹/۴۱	۸۹۵	−۵/۷۸
۱۴	۲۵۲۳	۴۳۵۰/۸	۲۶/۱۴	۱/۲۵	۹۷۰/۵	۹۴۳/۴	۸۳۵/۳۱	۱۸۹۷	−۱۲/۲۵
۱۵	۲۳۵۳	۴۱۰۸/۲	۲۷/۲۴	۱/۲۵	۷۴۹/۳	۷۱۷/۱	۹۷۰/۰۱	۱۷۵۶	−۱۱/۳۴
۱۶	۲۲۹۰	۳۵۴۸/۶	۲۶/۰۱	۱/۱۱	۸۳۳	۸۰۲/۸	۹۷۰/۰۵	۱۴۷۳	۹/۵۲
۱۷	۲۱۶۶	۴۳۰۰/۲	۳۰/۲۷	۱/۱۱	۱۶۵۲/۶	۱۶۴۱	۱۰۹۵/۸۴	۳۱۳۷	۲۰/۲۷
۱۸	۲۳۶۶	۲۷۴۰/۷	۲۲/۱۲	۱/۰۵	۲۲۸/۴	۱۸۴/۴	۶۲۰/۹۶	۴۵۳	۲/۹۳

SIPC1=Sum of the value of the IPC Scores , **ASV**=- AMMI Stability Value, $\mathbf{MS_{Y/L}}$ =Mean of Square years in Location(Lin & Binns 1988),

σ_i^2 = Shukla Variance 1972, W_i^2 = Ecovalence of Wricke 1962, $\mathbf{b_i}$ = Correlation Coefficient of Finlay & Wilkinson 1963, CV_i = Coefficient of Variance of Francis & Kannenberg 1978, S_i^2 = Environmental Variance of Roemer 1917

ضریب رگرسیون، واریانس محیطی و ضریب تغییرات هم‌بستگی بالایی در سال‌های منفرد و جفتی با هم داشتند ولی باز هم با میانگین عملکرد هم‌بستگی نشان ندادند و از این نظر با نتایج باکسوانوس و همکاران (۲) مطابقت نشان داد ولی با نتایج فتاحی و یوسفی (۵) مطابقت ندارد. پارامتر ASV هم‌بستگی بالایی را در چند سال با اکووالانس ریک نشان داد که این نتایج با نتایج کریمی‌زاده و همکاران (۱۲) همخوانی دارد. آماره SIPC11 به‌جز در سال ۸۶-۱۳۸۵ که هم‌بستگی معنی‌داری با عملکرد دانه نشان داد با هیچ‌کدام از آماره‌های پایداری هم‌بستگی نشان نداد که از این نظر موافق با نتایج کریمی‌زاده و همکاران (۱۲) نیست اما نتایج آدوگنا و لبوسشنگ (۱) را تأیید می‌کند.

تکرارپذیری آماره‌های پایداری نیز نشان داد که آماره‌های واریانس محیطی، ضریب رگرسیون و ضریب تغییرات تکرارپذیر نبودند که از این جهت با نتایج فتاحی و یوسفی (۵) و جلال‌الدین و هاریسون (۱۱) موافق نبود ولی همسو با نتایج فام و کنگ (۱۸) است. آماره‌های پایداری واریانس شوکلا، اکووالانس ریک، ASV و SIPC1 تکرارپذیری بالایی را در سال‌های مختلف اجرای آزمایش نشان دادند و از این نظر مطابق با تحقیقات فتاحی و یوسفی (۵)، باکسوانوس و همکاران(۲) و فام و کنگ(۱۸) است. البته این نتایج مربوط به همین آزمایش و همین داده‌هاست و نباید به کل تعمیم داده شود.

با توجه به نتایج به‌دست‌آمده از این تحقیق تکرارپذیری

www.SID.ir

Archive OF SID

جدول ۴. ضرایب رتبه‌ای اسپیرمن بین میانگین عملکرد و هشت آماره پایداری

آماره	با آماره	۱۳۸۴	۱۳۸۵	۱۳۸۶	۸۵ و۱۳۸۴	۸۶ و۱۳۸۴	۸۶ و۱۳۸۵	(سه ساله) ۸۶-۱۳۸۴
ASV	SIPC11	-۰/۰۱	-۰/۰۲	۰/۰۵	-۰/۱۲	-۰/۰۳	۰/۰۱	۰/۰۱
ASV	S_i^2	-۰/۳۰	۰/۳۷	۰/۳۶	۰/۱۱	۰/۴۸*	۰/۶۷*	۰/۵۸*
ASV	W_i^2	-۰/۱۴	۰/۹۰**	۰/۸۹**	۰/۰۶	۰/۲۱	۰/۶۶*	۰/۷۳**
ASV	CV	-۰/۲۷	۰/۳۵	۰/۳۴	۰/۲۳	۰/۴۲	۰/۶۵*	۰/۵۱*
Shukla σ_i^2	SIPC11	۰/۱۸	-۰/۰۵	-۰/۰۶	۰/۳۸	۰/۲۷	-۰/۰۸	۰/۲۷
Shukla σ_i^2	S_i^2	۰/۷۵**	۰/۴۳	۰/۴۴	۰/۰۲	۰/۱۵	۰/۷۱**	۰/۳۷
Shukla σ_i^2	W_i^2	۰/۹۹**	۰/۹۸**	۰/۹۷**	۰/۹۹**	۰/۹۱**	-۰/۹۶**	۱/۰**
Shukla	b_i	۰/۱۴	۰/۰۷	۰/۰۷	-۰/۱۷	-۰/۱۱	۰/۱۱	۰/۰۳
Yield	ASV	۰/۵۱*	۰/۰۴	۰/۰۵	۰/۴۶	۰/۰۴	-۰/۳۲	۰/۳۱
Yield	SIPC11	-۰/۱۱	-۰/۳۶	-۰/۳۹	-۰/۲۹	-۰/۶۳*	۰/۱۸	-۰/۴۱
Yield	S_i^2	۰/۰۱	۰/۴۴	۰/۴۳	۰/۲۶	۰/۳۳	۰/۳۱	۰/۳۷
Yield	W_i^2	-۰/۱۱	-۰/۰۶	-۰/۰۶	۰/۰۴	-۰/۰۷	-۰/۱۴	-۰/۰۴
CV	S_i^2	۰/۹۴**	۰/۹۷**	۰/۹۶**	۰/۹۴**	۰/۸۹**	۰/۸۹**	۰/۹۲**
CV	W_i^2	۰/۷۸**	۰/۴۸*	۰/۴۷*	۰/۳۶	۰/۲۷	۰/۸۵**	۰/۴۴*
CV	b_i	۰/۶۲**	۰/۸۶**	۰/۸۵**	۰/۸۶**	۰/۸۳**	۰/۴۷*	۰/۸۱**
b_i	Yield	۰/۳۵	۰/۵۴*	۰/۵۵*	۰/۳۶	۰/۳۷	۰/۴۸*	۰/۴۱
b_i	S_i^2	۰/۷۱**	۰/۸۹**	۰/۸۸**	۰/۹۴**	۰/۹۳**	۰/۷۲**	-۰/۳۷

* و **: به‌ترتیب معنی‌دار در سطوح احتمال ۵٪ و ۱٪

جدول۵. ضرایب هم‌بستگی اسپیرمن آماره‌های پایداری براساس عملکرد ژنوتیپ‌ها در ترکیب جفتی سال‌ها

ترکیب دوتایی سال‌ها	میانگین عملکرد	σ_i^2	W_i^2	ASV	SIPC11	CV	bi	S_i^2
۱۳۸۳-۸۴ ۱۳۸۴-۸۵	۰/۷۵**	۰/۷۸**	۰/۷۷**	۰/۷۱**	۰/۶۳*	۰/۴۴	۰/۰۷	۰/۲۷
۱۳۸۳-۸۴ ۱۳۸۵-۸۶	۰/۳۷	۰/۶۱*	۰/۶۴*	-۰/۶۸*	۰/۷۴**	۰/۵۲**	۰/۰۶	-۰/۰۳
۱۳۸۴-۸۵ ۱۳۸۵-۸۶	۰/۴۸*	۰/۷۴*	۰/۶۶*	-۰/۶۲*	۰/۵۹*	-۰/۲۱	۰/۰۱	-۰/۰۴

* و **: به‌ترتیب معنی‌دار در سطوح احتمال ۵٪ و ۱٪

آماره‌ها عامل مهمی برای استفاده از آنها طی سال‌های متوالی است و هر آماره‌ای که تکرارپذیرتر باشد یا هم‌بستگی بالایی با دیگر آماره‌های پایداری داشته باشد می‌تواند پارامتری مناسب برای تعیین ژنوتیپ پایدار باشد. از این‌رو از بین آماره‌های ذکرشده آماره‌های واریانس شوکلا، اکووالانس ریک SIPC1 و ASV می‌توانند به عنوان آماره‌های برتر مورد استفاده قرار گیرند. آماره‌های ناپارامتری متعددی توسط محققین کشور در بخش‌های مختلف تحقیقات کشاورزی برای تعیین پایداری

www.SID.ir

Archive OF SID

ارقام مورد استفاده قرار می‌گیرد (۱۳) بنابراین پیشنهاد می‌شود که در پژوهش‌های بعدی از تعداد آماره‌ی بیشتری از جمله روش‌های ناپارامتری نصار و هان (۱۶) و تنارازو (۲۶) برای تعیین تکرارپذیری و هم‌بستگی و در نهایت تعیین بهترین روش‌ها استفاده شود.

سپاسگزاری

بدین‌وسیله از همکاری صمیمانهٔ بخش غلات معاونت مؤسسهٔ تحقیقات کشاورزی دیم کشور، رئیس ایستگاه تحقیقات کشاورزی گچساران جناب آقای دکتر محتشم محمدی و هم‌چنین همکاران سایر ایستگاه‌های تحقیقات شهرستان‌ها که ما را مورد لطف خود قرار دادند سپاسگزاری می‌شود.

منابع مورد استفاده

1. Adugna, W. and M.T. Labusghagne. 2003. Parametric and nonparametric measures of phenotypic stability in linseed (*Linum usitatissimum* L.). Euphytica 129: 211–218.
2. Baxevanos, D., C. Goulas, S. Tzortzios and A. Mavromatis. 2008. Interrelationship among and repeatability of seven stability indices estimated from commercial cotton variety evaluation trials in three Mediterranean countries. Euphytica 161(3): 371-382.
3. Eagles, H.A. and K.J. Frey. 1977. Repeatability of stability variance statistics in oats. Crop Sci. 6:253–256.
4. Eberhart, S.A. and W.A. Russell. 1966. Stability parameters for comparing varieties. Crop Sci. 6: 36-40.
5. Fattahi, F. and A. Yousefi, 2006. Study on yield stability in baley genotypes by using repeatable stability statistics and pattern analysis by AMMI model. Seed and Plant 37-1(2): 317-326.
6. Finlay, K.W. and G.N. Wilkinson. 1963. The analysis of adaptation in a plant breeding program. Aust. J. Agric. Res. 14: 742-754.
7. Flores, F., M.T. Moreno and J.I. Cubero. 1998. A comparison of univariate and multivariate methods to analyze G × E interaction. Field Crop Res. 56:271-286.
8. Francis, T.R. and L.W. Kannenberg. 1978. Yield stability studies in short –season maize. Can. J. Plant Sci. 58: 1025-1034.
9. Freeman, G.H. and J.M. Perkins. 1971. Environmental and genotype- environmental components of variability VIII. Relations between genotypes grown in different environments and measures of these environments. Heredity 27: 15-23.
10. Gauch, H.G. 1992. Statistical Analysis of Regional Yield Trials: AMMI Analysis of Factorial Designs. Elsevier, Netherlands, Amsterdam.
11. Jalaluddin, M.D. and S.A. Harrison. 1993. Repeatability of stability statistics for grain yield in wheat. Crop Sci. 33:720–725.
12. Karimizadeh, R., H. Dehghani and Z. Dehghanpour. 2008. Use of AMMI method for estimating genotype-environment interaction in early maturity of corn (*Zea mays*). Seed and Plant 23(4): 531-546
13. Karimizadeh, R., M. Safikhani, M. Mohammadi, F. Seyyedi, A. Mahmoodi and B. Rostami. 2008. Determining rank and stability of lentil in rainfed condition by nonparametric statistics. J. Sci. & Technol. Agric. & Natur. Resour. 43(1): 93-103.
14. Lin, C.S., M.R. Binns and L.P. Lefcovitch. 1986. Stability analysis : where do we stand? Crop Sci. 26: 894-900.
15. Lin, C.S. and M.R. Binns. 1988. A method of analyzing cultivar× location× year experiments: A new stability parameter. Theor. Appl. Genet. 75:425-430.
16. Nassar, R. and M. Huhn. 1987. Studies on estimation of phenotypic stability: Tests of significance for nonparametric measures of phenotypic stability. Biometrics 43:45-53.
17. Perkins, J.M. and J.L. Jinks. 1968. Environment and genotype-environmental components of variability. Heredity 23: 339-3256.
18. Pham, H.N. and M.S. Kang. 1988. Interrelationship among and repeatability of several stability statistics estimated from international maize trials. Crop Sci. 28:925–928
19. Pinthus, J.M. 1973. Estimate of genotype value: a proposed method. Euphitica 22: 121-123.
20. Plaisted, R.L. and L.C. Peterson. 1959. A technique for evaluating the ability of selections to yield consistently in different locations or seasons. Am. Pot. J. 36:381-385.
21. Purchase J.L. 1997. Parametric analysis to describe genotype × environment interaction and yield stability in winter wheat. Ph.D. Thesis, Department of Agronomy, Faculty of Agriculture of the University of the Free State, Bloemfontein, South Africa.

www.SID.ir

Archive OF SID

22. Roemer, T. 1917. Sin die ertragsreichen sorten ertragssicherer. Mitt. DLG. 32 : 87-89.
23. Shukla, G.K. 1972. Some statistical aspects of partitioning genotype-environmental components of variability. Heredity 29:237-245.
24. Sneller, C.H., L. Kilgore-Norquest and D. Dombek. 1997. Repeatability of yield stability statistics in soybean. Crop Sci. 37:383–390.
25. Tai, G.C. 1971. Genotypic stability analysis and application to potato regional trials. Crop Sci. 11: 184–190.
26. Thennarasu, K. 1995. On certain non-parametric procedures for studying genotype-environment interactions and yield stability. Ind. J. Genet. 60: 433-43.
27. Wricke, G. 1962. Uber eine methode zur refassung der okologischen streubretite in feldversuchen. Flazenzuecht 47: 92-96.
28. Yates, F. and W.G. Cochran. 1938. The analysis of groups of experiments. J. Agric. Sci. 28: 556-580.
29. Zobel, R.W. and H.G. Gauch. 1988. Statistical analysis of a yield trial. Agron. J. 80: 388-393.

www.SID.ir