

استفاده از روش امی (AMMI) برای تخمین اثر متقابل ژنوتیپ * محیط
در هیبریدهای زود رس ذرت
Use of AMMI Method for Estimating Genotype-Environment Interaction in
Early Maturing Corn Hybrids

رحمت‌الله کریمی‌زاده، حمید دهقانی و زینبده دهقانپور

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

تاریخ دریافت: ۱۳۸۵/۵/۱۵

چکیده

کریمی‌زاده، ر.، دهقانی، ح.، و دهقانپور، ز. ۱۳۸۶. استفاده از روش امی (AMMI) برای تخمین اثر متقابل ژنوتیپ * محیط در هیبریدهای زودرس ذرت. نهال و بذر ۲۳: ۵۴۶-۵۳۱.

بر آورد اثر متقابل ژنوتیپ * محیط برای اصلاح کنندگان گیاه از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. روش امی تلفیقی از دو روش ANOVA و PCA است که هم اثر جمع‌پذیر و هم اثر ضرب‌پذیر را محاسبه می‌کند. به منظور بر آورد اثر متقابل ژنوتیپ * محیط با استفاده از روش AMMI، تعداد نه هیبرید زودرس ذرت جدید به دست آمده از آزمایش‌های نیمه‌نهایی به همراه هیبرید شاهد سینگل کراس ۳۰۱ در هفت منطقه از ایران و به مدت دو سال (۱۳۸۱-۱۳۸۲) در قالب طرح بلوک‌های کامل تصادفی یا چهار تکرار کاشته شدند. نتایج نشان داد چهار مؤلفه اصلی اول اثر متقابل در سطح احتمال ۱٪ و مؤلفه اصلی پنجم در سطح احتمال ۵٪ معنی‌دار بودند، اولین مؤلفه اصلی ۲/۲۵٪ و چهار مؤلفه اصلی باقیمانده ۱/۶۵٪ از مجموع مربعات اثر متقابل ژنوتیپ * محیط را توجیه کردند. چهار پارامتر $SIPC4$ ، $AMGE4$ ، ASV و $EV4$ برای تعیین پایداری هیبریدهای ذرت محاسبه شدند. همبستگی مثبت و بالایی بین پارامتر ASV و $اکووالانس$ ریک (۰/۷۶) $r =$ و آماره ناپایداری S_2 هان (۰/۶۷) $r =$ مشاهده شد. همچنین پارامترهای $SIPC4$ ، ASV و $EV4$ مدل امی با یکدیگر همبستگی نشان دادند. بالاترین عملکرد دانه به ترتیب با میانگین ۹۷۰۵ و ۹۲۷۲ کیلوگرم در هکتار به هیبریدهای شماره ۸ (K1263/1 * KE8212/12) و شماره ۲ (S61 * K2882/1) تعلق داشت. براساس پارامتر ASV هیبرید شماره ۸ با داشتن کمترین مقدار اثر متقابل (۲۶۰/۲۷۴) و بیشترین میانگین عملکرد (۹۷۰۵ کیلوگرم در هکتار) به عنوان پایدارترین هیبرید انتخاب شد و هیبرید شماره ۳ (K1263/1 * K33) با دارا بودن بیشترین اثر متقابل (۱۸۹۹/۵۸)، به عنوان ناپایدارترین هیبرید شناخته شد. نتایج پارامترهای $SIPC4$ ، $AMGE4$ و $EV4$ در برخی موارد تقریباً مشابه با پارامتر ASV بود. با توجه به نتایج حاصل برای تعیین پایداری، هیبرید شماره ۸ به عنوان پایدارترین هیبرید انتخاب شد و از بین پارامترهای مدل امی، پارامتر ASV با توجه به صحت نتایج مربوط به آن به عنوان بهترین پارامتر پایداری تعیین شد.

واژه‌های کلیدی: ذرت، اثر متقابل ژنوتیپ * محیط، هیبریدهای زودرس، روش AMMI، نویز.

این مقاله براساس نتایج به دست آمده از اجرای طرح تحقیقاتی شماره ۸۱۱۷۲-۱۲-۱۰۰ مؤسسه تحقیقات اصلاح و تهیه نهال و بذر تهیه شده و بخشی از پایان‌نامه کارشناسی ارشد نگارنده اول است که به گروه اصلاح نباتات دانشکده کشاورزی دانشگاه تربیت مدرس ارائه شده است.

مقدمه

(Gauch and Zobel, 1988)، روش رمل (REML)، پیفو (Piepho, 1997) و پارامتر ضریب تنوع S_i^2 هان (Huehn, 2003) اشاره کرد. این روش‌ها به دو دسته اصلی تک متغیره و چندمتغیره تقسیم می‌شوند (Lin et al., 1986). از روش‌های تک متغیره روش لین و بینز (Lin and Binns, 1988) و روش ابرهارت و راسل (Eberhart and Russell, 1966) عمومیت بیشتری دارند و از روش‌های چند متغیره مدل امی (Additive Main effects and Multiplicative Interactions: AMMI) دارای اعتبار بیشتری هستند و در حال حاضر در سطح وسیعی از جهان مورد استفاده قرار می‌گیرد (Shafii et al., 1992؛ Sneller et al., 1997؛ Adugna and Labuschagne, 2002؛ Flores et al., 1998). در روش اثر اصلی جمع‌پذیر و اثر متقابل ضرب‌پذیر (AMMI)، ابتدا تجزیه واریانس معمولی بر روی داده‌های دو طرفه ژنوتیپ و محیط انجام می‌شود و سپس از روش تجزیه به مؤلفه‌های اصلی (Principle Component Analysis: PCA) اثر متقابل محاسبه می‌شود (Cauch, 1988). برای تجزیه اثر متقابل ژنوتیپ * محیط در آزمایش‌های عملکرد زوبل و گاج (Zobel and Gauch, 1988) از روش امی استفاده کردند، این مدل در واقع تغییر یافته روشی بود که قبلاً توسط گلوب (Gollob, 1968) و مندل (Mandel, 1971) در علوم اجتماعی و علوم پایه به کار رفته بود. مدل

پدیده اثر متقابل ژنوتیپ * محیط ($G * E$) برای دانشمندان علوم ژنتیک، اصلاح نباتات و اصلاح دام دارای اهمیت ویژه‌ای است (Allard and Bradshaw, 1964). آگاهی از اثر متقابل ژنوتیپ * محیط به اصلاح گران گیاه کمک می‌کند تا در ارزیابی ژنوتیپ‌ها با کاهش اثر متقابل، مکان‌های غیرضروری را حذف کرده و در نتیجه موجب کاهش عمده هزینه‌ها شوند (Basford and Cooper, 1998؛ Kang and Magari, 1996؛ Shafii et al., 1992). پارامترهای زیادی برای تجزیه اثر متقابل ژنوتیپ * محیط ارائه شده است. از جمله این پارامترهای می‌توان به روش ییتز و کوکران (Yates and Cochran, 1938)، روش یک درجه آزادی برای غیرافزایشی بودن توکی (Tukey, 1949)، آماره θ_i پلاستد و پترسون (Plaisted and Peterson, 1959)، ضریب رگرسیون فینلی و ویلکینسون (Finlay and Wilkinson, 1963)، اکووالانس ریک (Wricke, 1962)، آماره S_{di}^2 ابرهارت و راسل (Eberhart and Russell, 1966)، پارامترهای β_i و δ_{ip}^2 پرکینز و جینکز (Perkins and Jinks, 1968)، واریانس پایداری (σ_i^2) شوکلا (Shukla, 1972)، میانگین مربعات سال‌های درون مکانی لین و بینز (Lin and Binns, 1988)، آمارهای ناپارامتری ($S_2^{(2)}, S_1^{(1)}$) نصار و هان (Nassar and Huehn, 1987)، مدل امی

می‌دهند و ۲- چند عامل ضرب‌پذیر برای یک مدل امی تخمین زده می‌شود. برای تخمین مناسب اثر ضرب‌پذیر، گودمن و هابرم (Goodman and Haberman, 1990) آزمون‌های F_{GH2} و F_{GHI} را برای مدل امی یا هر مدل ضرب‌پذیر دیگر مثل تجزیه به مؤلفه‌های اصلی و تجزیه تابع تشخیص معرفی کردند. محاسبه عددی F_{GH2} و F_{GHI} توسط کرنلیوس (Cornelius, 1993) به صورت عملی بر روی داده‌های واقعی انجام شد. برای محاسبه F_{GH2} و F_{GHI} نیاز به برآورد یک سری پارامتر $(u_1, u_2, v_1, v_2, \dots)$ است. برای رفع این مشکل اگر تعداد ژنوتیپ کمتر از ۱۹ و تعداد محیط کمتر از ۹۹ باشد این پارامترها از جدول‌های شماره ۲ و ۳ مقاله مندل (Mandel, 1971) به دست می‌آیند، اما اگر دامنه محیط و ژنوتیپ فراتر از این حد باشد از فرمول‌های اصلی استفاده می‌شود (Cornelius, 1980). در آزمایشی گاج (Gauch, 1988) با استفاده از روش امی عملکرد ۱۵ ژنوتیپ سویا در ۱۵ محیط را مورد بررسی و تجزیه قرار داد، نتایج نشان داد اثر اصلی ژنوتیپ و محیط و اثر متقابل ژنوتیپ * محیط و همچنین سه مؤلفه اصلی اول در سطح احتمال ۱٪ معنی‌دار شدند. در تحقیقی که توسط کرنلیوس (Cornelius, 1993) بر روی عملکرد دانه نه رقم ذرت آزمایش‌های بین‌المللی سیمیت (CIMMYT) در بیست منطقه انجام شد پنج مؤلفه اصلی اول در سطح ۱٪ معنی‌دار شدند ولی بعد از تصحیح مدل با

امی ساختار داده‌های با ابعاد ماتریسی را به وسیله چند بردار مثل میانگین‌های ژنوتیپ و محیط و نیز مقادیر منفرد برای مؤلفه‌های اصلی اثر متقابل به ابعاد کوچک‌تر مدل‌بندی می‌کند (Gauch, 1988). مدل‌هایی را که براساس میانگین تیمارها بیان می‌شوند مدل‌های کامل و مدل‌هایی را که از $g * e * r$ (ژنوتیپ * محیط * تکرار) مشاهده در محاسبه استفاده می‌کنند، مدل‌های کاهشی می‌نامند. مدل‌های کامل معمولاً ناریب هستند و مدل‌های کاهشی ممکن است دارای اریب باشند. علت اریب بودن این است که در این روش‌ها از تمام مؤلفه‌های اصلی و در نتیجه ریشه‌های مشخصه مربوطه استفاده نمی‌شود (Gauch, 1990). انجام تجزیه واریانس در طرح‌های آزمایشی بدون تکرار ممکن نیست زیرا هیچ نوع برآوردی را برای خطا نمی‌توان به دست آورد. یک راه مفید برای استخراج اطلاعات مربوط به اثر متقابل این است که بر روی باقیمانده‌های حاصل از اثر جمع‌پذیر، از روش تجزیه به مقادیر منفرد (S. V. D) یا تجزیه به مؤلفه‌های اصلی استفاده شود (Crossa et al., 1990). AMMI0 فاقد محورهای IPCA است و همان مدل تجزیه واریانس است و مدل کامل امی که دارای حداقل (E-1, G-1) محور است را با AMMI1 نمایش می‌دهند (Crossa et al., 1990).

دو سؤال مهم در رابطه با مدل امی مطرح است (Cornelius, 1993): ۱- چند عامل ضرب‌پذیر پاسخ مناسب‌تر و صحیح‌تر را

مقدم، ۱۳۷۸). هدف از این تحقیق استفاده از روش امی برای تعیین و انتخاب پایدارترین هیبرید ذرت زودرس دانه‌ای بود.

مواد و روش‌ها

در این تحقیق نه هیبرید ذرت زودرس که از آزمایش‌های نیمه نهایی گزینش شده بودند در مرحله نهایی به عنوان هیبریدهای برتر به همراه هیبرید شاهد KSC301 (Karaj Single Cross 301) برای دو سال (۱۳۸۱ و ۱۳۸۲) در هفت ایستگاه مختلف در قالب طرح بلوک‌های کامل تصادفی با چهار تکرار مورد ارزیابی قرار گرفتند. هر هیبرید در چهار ردیف به طول شش متر، کاشته شد. فاصله بین ردیف‌ها ۷۵ سانتی‌متر و فاصله بین کپه‌ها روی هر ردیف ۳۶ سانتی‌متر بود. هر ردیف شامل ۱۸ کپه و مساحت کرت برداشتی ۹/۷۲ مترمربع بود. در هر کپه چهار بذر کاشته شد که پس از تنک کردن دو بوته برای هر کپه باقی ماند، به این ترتیب تراکم بوته ۷۵۰۰۰ بوته در هکتار بود. محل‌های آزمایش شامل هفت ایستگاه در شهرهای کرج، اردبیل، مشهد، اصفهان، ساری، کرمانشاه و مغان بود. آزمایش‌ها در دو سال در همه شهرها اجرا شد اما در این آزمایش داده‌های مربوط به شهرهای اصفهان و ساری در سال ۱۳۸۱ و اردبیل در سال ۱۳۸۲ مورد استفاده قرار نگرفتند.

روش AMMI ————— FANOVA (Factorial Analysis of Variance) در واقع

استفاده از FGH1 و FGH2 فقط دو مؤلفه اصلی اول معنی‌دار شدند. براساس تحقیقی در سیمیت کروسا و همکاران (Cossa et al., 1990) آزمایش‌های چند مکانی انجام دادند، در آزمایش اول، عملکرد دانه هیجده ژنوتیپ ذرت در ۳۶ محیط و در آزمایش دوم تعداد نه ژنوتیپ ذرت در ۳۸ محیط ارزیابی شدند، در آزمایش اول، پنج محور مؤلفه اصلی و در دوم، چهار محور مؤلفه اصلی معنی‌دار بودند. ارزیابی نهایی نشان داد مؤلفه اصلی اول بیش از ۵۶/۶٪ از مجموع مربعات اثر متقابل را بیان می‌کند و مؤلفه‌های اصلی دوم و سوم به ترتیب ۲۵/۴٪ و ۱۸/۳٪ از مجموع مربعات اثر متقابل را بیان می‌کنند. مجموعه‌ای از داده‌ها که از آزمایش‌های مختلف به دست آمده بودند با استفاده از دو روش AMMI و تجزیه رگرسیون توسط انیکچیاریکو (Annicchiarico, 1997) تجزیه شدند. داده‌های مذکور در مکان‌ها و فصول کاشت متفاوت و برای محصولات مختلف (گندم دوروم، ذرت و چاودار) به دست آمده بودند. نتایج نشان داد که واریانس اثر متقابل ژنوتیپ * منطقه برای همه محصولات به جز چاودار بیشتر از واریانس اثر متقابل ژنوتیپ * فصل و کمتر از اثر متقابل ژنوتیپ * منطقه * فصل (GLS) بود (Annicchiarico, 1997). تحقیقات زیادی در زمینه تجزیه پایداری در ایران به ویژه در مؤسسه تحقیقات اصلاح و تهیه نهال و بذر انجام شده است (بهشتی، ۱۳۷۶؛ پورشهبازی، ۱۳۷۶؛ چوکان، ۱۳۷۸؛ دهقانپور و

ژنوتیپ و محیط به یک تا n مؤلفه اصلی استفاده می‌کند، اما باید توجه داشت که در روش امی، محاسبات بر روی مقادیر اثر متقابل ژنوتیپ و محیط ($Z_{ij} = Y_{ij} - \bar{Y}_i - \bar{Y}_j + \bar{Y}_{..}$) ولی در مؤلفه‌های اصلی، محاسبات بر روی تفاضل داده‌های اصلی از میانگین کل داده‌ها ($Y_{ij} - \bar{Y}_{..}$) انجام می‌شود (Gauch, 1988). به دلیل این که از تمام مؤلفه‌ها استفاده نشد، نویز (P_{ge}) که باقیمانده حاصل از اثر متقابل است وجود داشت. نویز به وسیله مدل‌های کاهش‌ی مانند امی و خطا توسط طرح‌های آزمایشی مناسب برآورد شد. البته منابع تغییرات دیگر نیز دارای نویز هستند اما معمولاً مورد توجه قرار نمی‌گیرند، در ورش امی نویز از اثر متقابل استخراج می‌شود (Ebdon and Gauch, 2002)؛ (Gauch, 1990). بردارهای ویژه ژنوتیپ و محیط طوری مقیاس‌بندی می‌شوند که دارای مجموع صفر و مجموع مربعات یک باشند که این ویژگی مدل امی را خاصیت ارتو‌مالیزه مدل می‌گویند (Van Eeuwijk, 1995)؛ (Cornelius, 1993).

ترکیبی از مدل تجزیه واریانس (ANOVA) و تجزیه به مؤلفه‌های اصلی (P.C.A) است و مدل آن به صورت زیر است (Gauch, 1992):

$$Y_{ger} = \mu + \alpha_g + \beta_e + \sum_{n=1}^N \lambda_n \gamma_{gn} \sigma_{en} + \rho_{ge} + \varepsilon_{ger}$$

در این فرمول عملکرد ژنوتیپ g ام در محیط e ام در تکرار r ام است. μ میانگین کل آزمایش، α_g و β_e به ترتیب اثر اصلی ژنوتیپ و محیط، λ_n مقدار منفرد برای محور اصلی n ام، γ_{gn} بردار ویژه ژنوتیپ برای محور n ام، σ_{en} بردار ویژه محیط برای محور n ام و ρ_{ge} مقدار نویز (Noise) و عبارت مربوط به خطاست. بخش اول امی یعنی بخش جمع‌پذیر از تجزیه واریانس معمولی استفاده می‌کند میانگین کل با ($\bar{Y}_{..}$)، اثر ژنوتیپی (α_g) به صورت انحراف ژنوتیپ از میانگین کل ($\bar{Y}_i - \bar{Y}_{..}$) و اثر محیطی β_e به صورت انحراف محیطی ($\bar{Y}_j - \bar{Y}_{..}$) برآورد می‌شود (Gauch, 1992). بخش دوم، قسمت ضرب‌پذیر مدل امی است که از روی تجزیه به مؤلفه‌های اصلی به منظور تجزیه اثر متقابل

$$\sum_g \gamma_g^2 = \sum_e \sigma_e^2 = 1 \quad \sum_{n=1}^N \sigma_n \gamma_{gn} \sigma_{en} = \sum_{n=1}^N (\sigma_n^{0.5} \gamma_{gn}) (\sigma_n^{0.5} \sigma_{en}) = \sum_{n=1}^N (\lambda_n^{0.25} \gamma_{gn}) (\lambda_n^{0.25} \sigma_{en})$$

ژنوتیپ در مقدار مؤلفه اصلی یک محیط برابر با مقدار اثر متقابل بین آن ژنوتیپ خاص و محیط ویژه است (Cossa et al., 1990).

بردارهای ویژه γ_g و σ_e بدون واحد هستند در حالی که مقدار منفرد σ_n دارای واحد عملکرد است (Gauch, 1992) حاصل ضرب مقدار مؤلفه اصلی یک

$$IPCA_{Genotype} = \sigma_n^{0.5} \gamma_{gn} = \gamma_n^{0.25} \gamma_{gn}$$

$$IPCA_{Environment} = \sigma_n^{0.5} \sigma_{en} = \gamma_n^{0.25} \sigma_{en}$$

$$ASV = \sqrt{\frac{SSIPCA1}{SSIPCA2} (IPCA1)^2 + (IPCA2)^2}$$

برای کلیه تجزیه‌ها و محاسبات مدل AMMI از نرم‌افزار (Version 6) GENSTAT استفاده شد.

نتایج و بحث

جدول ۱ مشخصات جغرافیایی محیط‌های مورد آزمایش و جدول ۲ مشخصات هیبریدهای ذرت زودرس را نشان می‌دهند. تجزیه واریانس ساده برای هر یک از آزمایش‌ها (ترکیبی از سال و مکان) به صورت جداگانه انجام شد و اختلاف بین هیبریدها در اکثر آزمایش‌ها معنی‌دار بود که نشان از تنوع بین هیبریدهای مورد استفاده بود. در این تحقیق به علت بالا بودن خطای آزمایشی مربوط به مناطق اصفهان و ساری در سال ۱۳۸۱ و اردیبه‌ل در سال ۱۳۸۲، آزمایش‌های مذکور حذف شدند و تجزیه آماری براساس محیط (ترکیب سال * مکان) انجام شد. آزمون بارتلت برای تست یکنواختی واریانس خطاهای آزمایشی برای تجزیه مرکب یازده محیط معنی‌دار نشد ($x^2 = 9.91^{ns}$)، این امر نشان‌دهنده یکنواختی واریانس خطاهای آزمایشی در محیط‌های مختلف بود. مقایسه میانگین‌ها برای هیبریدهای زودرس ذرت و محیط‌های مورد آزمایش انجام شد و نتایج به ترتیب در جدول‌های ۲ و ۳ درج شده است. سهم تجمعی مؤلفه‌های اصلی محاسبه شد، از آن

σ_n مقدار منفرد n امین مؤلفه اصلی است که جذر ریشه مشخصه همان مؤلفه اصلی است. γ_{gn} و σ_{en} به ترتیب بردارهای مشخصه ارتونرمالیزه ژنوتیپ و محیط هستند (Grossa *et al.*, 1990).

برای انجام تجزیه امی ابتدا ماتریس Z یا ماتریس انحراف حاصل از اثر جمع‌پذیر 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.

مدل امی دارای سه آماره مختلف است که برای ارزیابی پایداری ژنوتیپ‌ها مورد استفاده قرار می‌گیرند و عبارتند از پارامترهای SIPC (Sum of the value of the IPC Scores)، AMGE (Eigenvector) و EV (Sum across environments of GEI) (Sneller *et al.*, 1997).

$$SIPC = \sum_{n=1}^N \gamma_n^{0.5} \gamma_{gn} \quad EV = \sum_{n=1}^N \gamma_{gn}^2 / N$$

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

در این فرمول‌ها N تعداد مؤلفه اصلی باقیمانده در مدل، M تعداد محیط‌ها و λ_n ریشه مشخصه محور n ام است.

پارامتر جدید روش امی که توسط آدوگن‌ا و لبوسش‌نگ (Adunga and Labuschagne, 2002) پیشنهاد شده (AMMI's Stability Value) ASV هستند که از فرمول زیر به دست می‌آید:

جا که پنج مؤلفه اول بیش از ۹۰٪ تغییرات کلی را توجیه می‌کردند لذا سایر مؤلفه‌ها حذف شدند و به نوبت اضافه شدند. نتایج حاصل از تجزیه واریانس امی نیز در جدول ۴ درج شده است. معنی‌دار بودن F تیمار نشان‌دهنده اختلاف بین ترکیب‌های مختلف ژنوتیپ و محیط بود. معنی‌دار بودن F مدل نیز بیانگر برازش خوب مدل امی با داده‌ها بود. مجموع مربعات اثر

جدول ۱- ویژگی‌های جغرافیایی مناطق مختلف

Table 1. Geographical parameters for the environments

محیط Environment	ارتفاع Altitude (m)	طول جغرافیایی Longitude (E)	عرض جغرافیایی Latitude (N)
Karaj	1321	51.10	35.97
Moghan	10.01	48.00	39.58
Mashhad	1002	59.66	36.21
Kermanshah	1374	47.06	34.31
Ardebil	1332	48.30	38.25
Sari	10.61	53.19	36.64
Isfahan	1570	51.67	32.66

جدول ۲- مشخصات، مقایسه میانگین عملکرد دانه و مقادیر مؤلفه‌های اصلی

برای هیبریدهای زودرس ذرت

Table 2. Characteristics, mean comparison and interaction principle components (IPCA) of grain yield for early maturing corn hybrids

شماره هیبرید Hybrid No.	نام یا تلاقی Name or Cross	رتبه Rank	عملکرد دانه Grain yield (kg ha ⁻¹)	ریشه مشخصه Eigen value	مؤلفه اثر مقابل اول IPCA1	مؤلفه اثر مقابل دوم IPCA2	مؤلفه اثر مقابل سوم IPCA3
8	KE8212/12 * K1263/1	1	9705 a	16.847	0.87795	-0.48162	0.70800
2	K2882/1 * S61	2	9272 b	13.258	0.61906	0.55649	-0.88756
7	KE721/1 * K1263/1	3	9263 b	9.159	-1.16501	-0.38786	0.08131
1	K1264/5-1 * K1263/2-1	4	9087 bc	7.659	0.28897	-0.47070	-0.54501
3	K33 * K1263/1	5	8878 cd	3.432	0.12385	0.59978	-0.36343
9	K1728/8 * K1263/1	6	8682 de	2.972	-0.30427	-1.00508	-0.10541
6	K1369/4 * K33	7	8612 de	0.986	-0.97694	0.26720	-0.34572
5	K1728/8 * K1263/17	8	8610 de	0.323	0.31908	-0.35925	0.52235
10	KSC 301	9	8592 de	0.124	-0.33341	1.07161	0.93490
4	K1263/17 * K1263/3	10	8390 e	0.000	0.55071	0.20943	0.00057

میانگین‌های دارای حروف مشابه طبق آزمون دانکن در سطح احتمال ۵٪ اختلاف معنی‌دار ندارند.

Mean followed by similar letters are not significantly different at 5% probability level according to Duncan's multiple range test.

جدول ۳- مقایسه میانگین و مقادیر مؤلفه‌های اصلی عملکرد دانه برای یازده محیط مورد آزمایش

Table 3. Mean comparison and interaction principle components (IPCA) of grain yield for all environments

محیط Environment	کد محیط Environment code	عملکرد دانه Grain yield (kg ha ⁻¹)	مؤلفه اثر متقابل اول IPCA1	مؤلفه اثر متقابل دوم IPCA2	مؤلفه اثر متقابل سوم IPCA3
Isfahan (2003)	9	12699 a	0.09397	0.21367	0.90073
Karaj (2002)	1	11029 b	0.29705	-1.2106	0.08078
Mashhad (2003)	7	11008 b	0.69652	-0.54978	0.18972
Mashhad (2002)	3	10546 bc	1.34460	0.52404	-0.26358
Ardabil (2002)	11	10235 bc	0.24951	0.26788	-0.16853
Karaj (2003)	5	9876 c	-0.00578	0.18627	0.34327
Kermanshah (2002)	4	9341 c	-0.44724	-0.39902	-1.2196
Moghan (2003)	6	7601 d	-0.37081	0.17960	0.06082
Sari (2003)	10	5991 e	-0.29740	0.34511	-0.44938
Kermanshah (2003)	8	5332 e	-0.97707	-0.51102	0.48811
Moghan (2002)	2	4140 f	-0.58334	0.95389	0.03766

میانگین‌های دارای حروف مشابه طبق آزمون دانکن در سطح احتمال ۵٪ اختلاف معنی‌دار ندارند.

Mean followed by similar letters are not significantly different at 5% probability level according to Duncan's multiple range test.

و هیبریدهای ۳ و ۷ بیشترین مقدار را به خود اختصاص دادند. بقیه هیبریدها بین این دو گروه قرار گرفتند. بنابراین هیبریدهای ۳ و ۷ بیشترین تغییرات را در محیط‌های گوناگون نشان دادند و ناپایدار بودند، ضمن این که هیبریدهای ۶، ۱۰ و ۴ با داشتن کمترین تغییرات در گروه ارقام پایدار قرار گرفتند.

برای درک آسان‌تر مدل AMMI، بای‌پلات (شکل ۱) حاصل از دو مؤلفه اصلی اول و دوم رسم شد. براساس این شکل هم می‌توان هیبریدهای پایدار را معرفی کرد و هم محیط‌های مختلف را گروه‌بندی نمود. این بای‌پلات ۵۵/۲ درصد (۳۱/۱) و ۲۴/۱ درصد به ترتیب برای مؤلفه اصلی اول و دوم) تغییرات موجود در داده‌ها را توجیه کرد. هیبریدها و

متقابل ژنوتیپ * محیط در کل ۱۱/۷۲٪ از مجموع مربعات کل را به خود اختصاص داده بود و سهم درجه آزادی اثر متقابل ژنوتیپ * محیط ۳۷/۶۸٪ از درجه آزادی کل بود. به طور متوسط اولین مؤلفه اصلی اثر متقابل ۲۵/۲٪ از مجموع مربعات اثر متقابل E * G را توجیه نمود در حالی که مؤلفه‌های اصلی باقیمانده در مدل، ۶۵/۱٪ از مجموع مربعات E * G را بیان کردند. ضمناً مؤلفه‌های اصلی باقیمانده در مدل (IPCI)، ۸/۴۳٪ از درجات آزادی اثر متقابل E * G را به خود تخصیص دادند. اثر متقابل ژنوتیپ و محیط از طریق حاصل ضرب بردار مشخصه در ریشه دوم ریشه مشخصه $(\lambda^{1/4} \gamma_{ik})(\lambda^{1/4} \sigma_{jk})$ محاسبه شد (جدول ۵). هیبریدهای ۶، ۱۰ و ۴ کمترین مقدار

هیبریدهای ۲ و ۵ با محیط‌های ۴ (کرمانشاه ۸۱) و ۸ (کرمانشاه ۸۲) دیده می‌شد که از بیشترین مقادیر مثبت مؤلفه اصلی دوم برخوردار بودند. هیبرید ۱ و محیط ۲ (مغان ۸۱) دارای بیشترین مقادیر منفی مؤلفه اصلی اول و دوم بودند و نسبت به هم سازگاری اختصاصی داشتند. البته در این تحقیق چون میزان تغییرات توجیه شده توسط دو مؤلفه اصلی او و دوم کم (۵۵/۲) بود و حدود نصف تغییرات را توجیه می‌کرد، لذا به نظر نمی‌رسد که نتایج ذکر شده چندان اعتبار داشته باشند و بهتر است از نتایج آماره‌های مدل امی که با آزمون F معنی‌دار شده‌اند برای تعیین پایداری استفاده کرد.

محیط‌هایی که در مرکز پنج بای پلات قرار گیرند، از حداقل میزان اثر متقابل برخوردار هستند، بنابراین هیبریدهای شماره ۸ و ۱۰ به همراه محیط‌های ۵، ۶، ۹، ۱۰ و ۱۱ چنین وضعیتی داشته و از نظر عدم برخوردارگی از اثر متقابل نسبت به سایر هیبریدها و محیط‌ها برتر بودند.

هیبریدهای دارای مقادیر زیاد مؤلفه اصلی اول یا دوم (مثبت یا منفی) اثر متقابل بالایی با محیط داشتند ولی نسبت به یکدیگر سازگاری اختصاصی داشتند، بنابراین به ترتیب هیبرید ۳ و محیط ۳ (مشهد ۸۱) دارای بیشترین مقادیر مثبت مؤلفه اصلی اول بود و به یکدیگر سازگاری اختصاصی داشتند. چنین شرایطی برای

جدول ۴- تجزیه واریانس روش امی برای عملکرد دانه هیبریدهای زودرس ذرت

Table 4. AMMI analysis of variance for grain yield of early maturing corn hybrids

S. O. V.	منابع تغییرات	درجه آزادی df.	میانگین مربعات MS	F _{Gollab}	نویز Noise
Total	کل	239	8.00	-	-
Treatment	تیمار	109	29.87	41.28**	-
Model	مدل	103	31.58	43.64**	-
Genotype	ژنوتیپ	9	7.44	10.28**	9.73
Environment	محیط	10	296.44	232.41**	0.24
Interaction	اثر متقابل	90	2.49	3.44**	29.06
IPCA1	مؤلفه اصلی اول	18	3.87	5.35**	-
IPCA2	مؤلفه اصلی دوم	16	3.38	4.67**	-
IPCA3	مؤلفه اصلی سوم	14	2.58	3.56**	-
IPCA4	مؤلفه اصلی چهارم	12	2.53	3.49**	-
IPCA5	مؤلفه اصلی پنجم	10	1.44	1.99*	-
Residual	باقیمانده	20	0.97	1.34 ^{ns}	-
Error	خطا	330	0.77	-	-
Replication	تکرار	3	14.03	19.38**	8.70**
Pure error	خطای خالص	297	0.72	-	-

CV% = 9.55

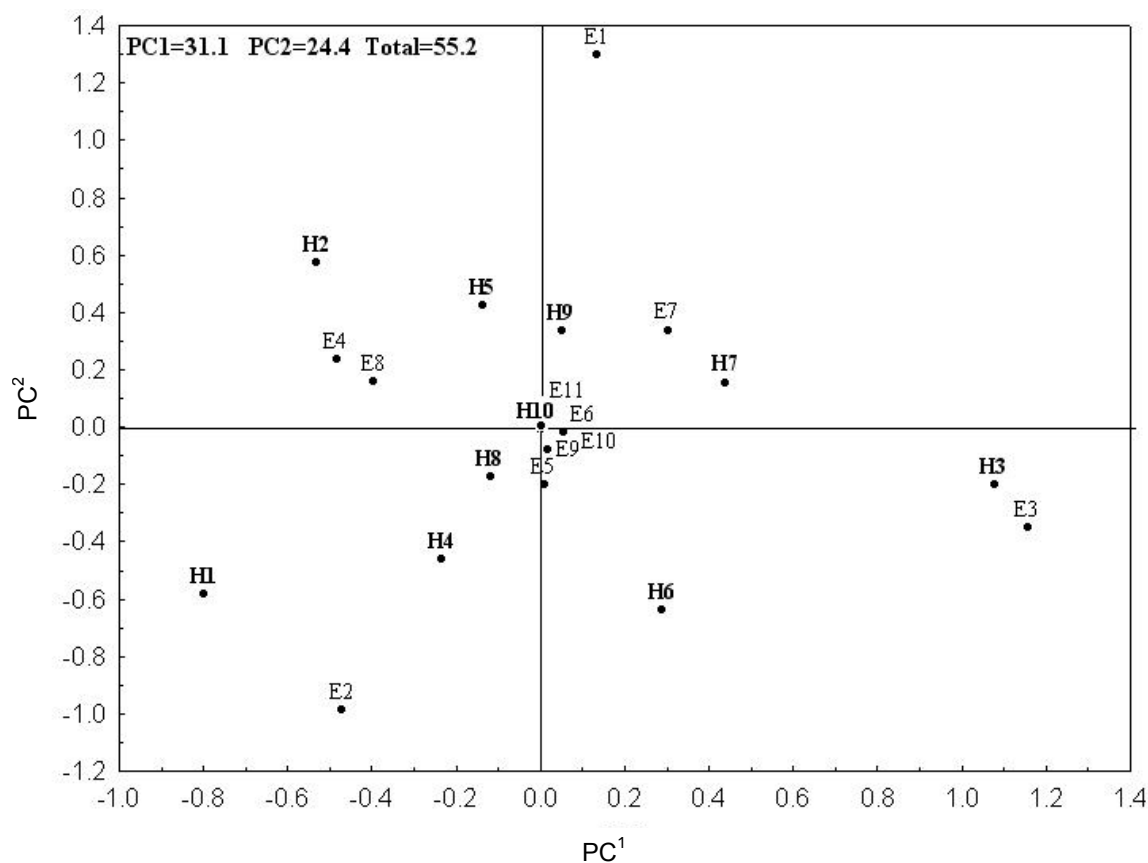
* و **: به ترتیب معنی دار در سطح احتمال ۵٪ و ۱٪.

* and **: Significant at 5% and 1% probability level, respectively.

جدول ۵- پارامترهای پایداری امی برای هیبریدهای ذرت زودرس

Table 5. AMMI stability parameters for early maturing corn hybrids

هیبرید Hybrid	AMGE4	ASV	SIPC4	EV4	$\sum \lambda^{0.5} \gamma_{ik} \sigma_{jk}$	W_i^2	b_i	$S_i^{(1)}$	$S_i^{(2)}$
1	$0.48 * 10^{-5}$	1225.3	-2.72	-0.49	4.01	4.44	1.25	3.71	10.07
2	$0.25 * 10^{-5}$	803.6	0.60	1.00	2.48	5.71	1.13	3.92	10.87
3	$0.87 * 10^{-5}$	1899.6	0.90	0.82	9.12	6.84	0.78	3.05	7.05
4	$-0.02 * 10^{-5}$	329.2	-0.02	-0.04	2.27	1.95	1.15	2.95	6.27
5	$-0.14 * 10^{-5}$	379.5	0.59	0.64	4.05	3.36	0.97	3.09	6.85
6	$0.44 * 10^{-5}$	1129.5	-0.57	0.10	0.28	3.61	1.07	3.45	8.42
7	$0.22 * 10^{-5}$	1301.4	1.66	1.20	6.20	4.28	0.78	4.00	11.67
8	$0.01 * 10^{-5}$	260.3	-1.10	-0.18	3.88	1.56	1.05	2.84	5.87
9	$0.38 * 10^{-5}$	1291.6	0.08	0.37	2.96	6.48	0.78	4.40	14.49
10	$-0.46 * 10^{-5}$	434.7	0.58	-0.24	1.51	4.87	0.99	3.49	8.61



شکل ۱- نمودار بای پلات مقادیر مؤلفه‌های اصلی اول و دوم هیبریدها و محیط‌های

Fig. 1. Biplot of the first two principal axis scores of hybrids and environments

جدول ۶- محاسبه F_{GH1} و F_{GH2} برای هیبریدهای زودرس ذرتTable 6. Calculation of F_{GH1} and F_{GH2} for early maturing corn hybrids

Column	Row	IPCA (N)	U_1	U_2	F_{GH1}	F_{GH2}
10	9	IPCA 1	30.14	5.97	13.08	13.05
9	8	IPCA 2	26.40	5.68	9.25	9.23
8	7	IPCA 3	22.68	5.40	5.14	5.13
7	6	IPCA 4	19.00	5.07	4.28	4.28
6	5	IPCA 5	15.36	4.69	1.07	1.06

منفی یا مثبت باشند. براساس این دو معیار مقادیر کوچک و نزدیک به صفر (منفی یا مثبت) حاکی از عدم اثر متقابل $G * E$ برای ژنوتیپ مربوطه است و مقادیر بزرگ نشان‌دهنده وجود اثر متقابل زیاد در آن هیبرید است. نتایج به دست آمده از پارامتر $SIPC4$ نشان داد که هیبریدهای ۴، ۹ و ۶ با داشتن حداقل مقادیر اثر متقابل (منفی یا مثبت) پایدارترین هیبریدها و هیبریدهای ۱، ۷ و ۸ به خاطر داشتن اثر متقابل بزرگ ناپایدار شناخته شدند. براساس پارامتر $AMGE4$ نیز مشخص شد که هیبریدهای ۸، ۴ و ۵ با داشتن حداقل اثر متقابل (منفی یا مثبت) پایدارترین هیبریدها و هیبریدهای ۳، ۱ و ۱۰ به خاطر داشتن اثر متقابل بزرگ ناپایدار شناخته شدند. نتایج حاصل از سومین پارامتر پایداری $AMMI$ ($EV4$) نیز تا حدودی در معرفی هیبریدهای پایدار مشابه پارامتر $SIPC4$ بود. براساس پارامتر مذکور سه هیبرید ۴، ۶ و ۸ پایدارتر از بقیه شناخته شدند و هیبریدهای ۲ و ۷ ناپایدارترین هیبریدها بودند. براساس پارامتر ASV هیبریدهای ۸، ۴ و ۵ با داشتن کمترین مقادیر اثر متقابل، به ترتیب ۳/۲۶۰، ۲/۳۲۹ و ۵/۳۷۹ به عنوان پایدارترین هیبریدها انتخاب

براساس روابط ارائه شده توسط کرنلیوس (Cornelius, 1980) مقادیر $U1$ و $U2$ محاسبه شد و با استفاده از $U1$ و $U2$ مقادیر $V1$ ، $V2$ و F_{GH1} و F_{GH2} محاسبه گردید (جدول ۶). نتایج نشان داد که مؤلفه‌های اصلی سوم و چهارم ($IPCA3$ ، $IPCA4$) که قبلاً در سطح احتمال ۱٪ معنی‌دار بودند پس از تصحیح فقط در سطح ۵٪ معنی‌دار شدند و مؤلفه اصلی پنجم ($IPCA5$) که قبل از تصحیح در سطح ۵٪ معنی‌دار بود با این تصحیح معنی‌دار نشد. در جدول ۴ مقادیر نويز برای اثر اصلی ژنوتیپ، محیط و اثر متقابل ژنوتیپ * محیط درج شده است. در این آزمایش میزان نويز برای اثر هیبرید ۹/۷۳۴٪ به دست آمد، که نشان‌دهنده انحراف میانگین برآورد شده است. با استفاده از چهار مؤلفه اصلی پارامترهای $SIPC4$ ، $EV4$ ، $AMGE4$ و ASV برای تک تک هیبریدها محاسبه شدند که نتایج آن در جدول ۵ درج شده است. مقادیر اولین، دومین و سومین مؤلفه اصلی اثر متقابل برای هیبریدها و محیط‌ها به ترتیب در جدول‌های ۲ و ۳ درج شده است. مقادیر $SIPC4$ و $AMGE4$ براساس اثر متقابل ژنوتیپ و محیط است، بنابراین می‌توانند

و یلکینسون (Finlay and Wilkinson, 1963) نیز همبستگی معنی دار با هیچکدام از پارامترهای دیگر نشان نداد. همچنین آماره‌های ناپارامتری S1 و S2 همبستگی مثبت و معنی داری ($R = 0.99$) با یکدیگر در سطح ۱٪ نشان دادند (جدول ۷). در تحقیقی که پایداری شش ژنوتیپ باززایی شده، دو ژنوتیپ تلاقی داده شده و دو ژنوتیپ شاهد کتان در شش منطقه از کشور اتیوپی و در طول سه سال بررسی و از پارامتر ASV مدل AMMI و واریانس پایداری شوکلا استفاده شد، نتایج حاصل نشان داد که این دو آماره دارای همبستگی مثبت و بالا با یکدیگر هستند و مفهوم دینامیک پایداری را می‌رسانند (Adugna and Labuschagne, 2002) در تحقیق اخیر نیز کووالانس ریک (Wricke, 1962) که نتایج مشابهی با واریانس پایداری شوکلا دارد، از چنین مفهومی برخوردار بود و هر دو روش ژنوتیپ‌های مشابهی را به عنوان ژنوتیپ پایدار معرفی کردند.

شدند و هیبرید ۳ با دارا بودن بیشترین اثر متقابل ۱۸۹۹/۶، به عنوان ناپایدارترین هیبرید شناخته شد (جدول ۵).

به منظور بررسی همبستگی بین پارامترهای امی با برخی آماره‌های پایداری تعداد چهار آماره پایداری (کریمی‌زاده و همکاران، ۱۳۸۵) انتخاب شدند و همبستگی آن‌ها با سه پارامتر امی (EV4، ASV، و SIPC4) مورد بررسی قرار گرفت (جدول ۷). پارامترهای برآورد شده در روش امی مستقل از یکدیگرند، لذا همبستگی آن‌ها با یکدیگر یا با سایر روش‌ها می‌تواند سودمند باشد. پارامترهای SIPC4 و EV4 (Sneller, 1997) همبستگی معنی داری با هیچکدام از پارامترهای دیگر نشان ندادند ولی از طرف دیگر پارامتر پایداری امی (ASV) همبستگی مثبت و معنی داری را با ($R=0.76$) اکوالانس ریک (Wricke, 1962) و همچنین آماره ناپارامتری S2 ($R=0.67$) در سطح ۵٪ نشان داد (جدول ۷). شیب خط رگرسیون روش فیلی و

جدول ۷- ضرایب همبستگی اسپیرمن بین پارامترهای امی و سایر آماره‌های پایداری

Table 7. Spearman correlation coefficients among AMMI parameters and other stability statistics

Stability parameters	EV4	SIPC4	ASV	W ²	b _i	S _i ⁽¹⁾
SIPC4	0.60 ^{ns}					
ASV	0.59 ^{ns}	0.28 ^{ns}				
W ²	0.52 ^{ns}	0.04 ^{ns}	0.76*			
b _i	-0.44 ^{ns}	-0.01 ^{ns}	-0.50 ^{ns}	-0.39 ^{ns}		
S ⁽¹⁾	0.52 ^{ns}	0.08 ^{ns}	0.59 ^{ns}	0.58 ^{ns}	-0.24 ^{ns}	
S ⁽²⁾	0.53 ^{ns}	0.10 ^{ns}	0.67*	0.66*	-0.26 ^{ns}	0.99**

* و **: به ترتیب معنی دار در سطح احتمال ۵٪ و ۱٪.

ns: غیر معنی دار

* and **: Significant at 5% and 1% probability levels, respectively.
ns: Not significant.

عنوان پایدارترین هیبرید شناخته شد (جدول ۵). با توجه به این که هدف این بررسی پیدا کردن همبستگی بین پارامترهای امی با دیگر آماره‌ها بود، لذا سایر همبستگی‌ها مورد بحث قرار نگرفت.

با توجه به مقایسات انجام شده برای تعیین پایدارترین هیبرید ۸ به عنوان پایدارترین هیبرید انتخاب شد و از بین پارامترهای مدل امی، پارامتر ASV با توجه به صحت نتایج مربوط به آن و همچنین همبستگی بالا با آماره‌های اصلی پایدار (Adugna and Labuschagne, 2002) به عنوان بهترین پارامتر انتخاب شد.

سیاسگزاری

بدینوسیله از همکاران بخش تحقیقات ذرت و گیاهان علوفه‌ای مؤسسه تحقیقات اصلاح و تهیه نهال و بذر کرج به خصوص آقای مهندس علی مقدم که در انجام این بررسی همکاری داشتند سپاسگزاری می‌شود.

در تحقیقی که برای مطالعه پایداری یازده ژنوتیپ عدس در کشت بهاره و در مناطق سردسیری کشور انجام شده بود همبستگی مثبت و معنی‌داری بین پارامتر ASV مدل امی و میانگین عملکرد ژنوتیپ‌ها به دست آمد و با توجه به قرار گرفتن میانگین عملکرد در این گروه انتخاب ژنوتیپ‌های پایدار عدس بهاره براساس این پارامتر منجر به انتخاب ژنوتیپ‌هایی با عملکرد بالا شد (محب‌الدینی، ۱۳۸۴). در این تحقیق نیز مشخص شد که ژنوتیپ پایدار (هیبرید ۸) براساس پارامتر ASV مدل امی دارای میانگین عملکرد بالایی بود و به عبارت دیگر به نظر می‌رسد پارامتر ASV مدل امی دارای مفهوم زراعی پایداری هستند. در این مفهوم پایداری، یک پاسخ قابل پیش‌بینی نسبت به عوامل محیطی وجود دارد و احتمال این که عملکرد ژنوتیپ‌ها با بهبود شرایط محیطی افزایش یابد وجود دارد (Flores *et al.*, 1998). نتایج به دست آمده از ASV و آماره‌های ناپارامتری S1 و S2 مشابه بود و در هر چهار روش هیبرید ۸ به

References

منابع مورد استفاده

- بهشتی، ع. ۱۳۷۶. مقایسه عملکرد ارقام هیبرید سورگوم دانه‌ای و سازگاری آن‌ها به شرایط اقلیمی مشهد. نهال و بذر ۱۳(۱): ۵-۱.
- پورشهبازی، ع. ش. ۱۳۷۶. بررسی پایداری عملکرد ارقام مختلف سویا. نهال و بذر ۱۳(۴): ۲۱-۱۲.
- چوکان، ر. ۱۳۷۸. بررسی پایداری عملکرد هیبریدهای ذرت دانه‌ای با استفاده از معیارهای مختلف پایداری. نهال و بذر ۱۵(۳): ۱۸۳-۱۷۰.

دهقانپور، ز.، و مقدم، ع. ۱۳۷۸. گزینش همزمان برای عملکرد و پایداری هیبریدهای زودرس و خیلی زودرس ذرت. نهال و بذر ۱۵ (۳): ۱۹۱-۱۸۴.

کریمی زاده، ر.، دهقانی، ح.، و دهقانپور، ز. ۱۳۸۵. تعیین رتبه‌های ژنوتیپی و پایداری هیبریدهای زودرس ذرت با استفاده از آمار ناپارامتری. مجله علوم کشاورزی ایران ۳۷ (۱): ۳۸۸-۳۸۱.

محب‌الدینی، م. ۱۳۸۴. عملکرد و تجزیه پایداری در تعدادی از ارقام عدس بهاره. پایان‌نامه کارشناسی ارشد اصلاح نباتات، دانشکده کشاورزی، دانشگاه تربیت مدرس. ۱۳۶ صفحه.

Adugna, W., and Labuschagne, M. T. 2002. Genotype- environment interactions and phenotypic stability analysis of linseed in Ethiopia. *Plant Breeding* 121: 66-71.

Allard, R. W., and Bradshaw, A. D. 1964. Implication of genotype- environmental interactions in applied plant breeding. *Crop Science* 4: 503-508.

Annicchiarico, P. 1997. Joint regression vs AMMI analysis of genotype- environment interactions for cereals in Italy. *Euphytica* 94: 1072-1077.

Basford, K. E., and Cooper, M. 1998. Genotype \times environment interactions and some considerations of their implications for wheat breeding in Australia. *Australian Journal of Agricultural Research* 49: 153-174.

Cornelius, P. L. 1980. Functions approximating Mandel's tables for the means and standard deviations of the first three roots of a wishart matrix. *Technometrics* 224: 613-616.

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

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.

Ebdon, J. S., and Gauch, H. G. 2002. Additive main effect and multiplicative interaction analysis of national Turfgrass performance trials: I. Interpretation of genotype \times environment interaction. *Crop Science* 42: 489-496.

Eberhart, S. A., and Russell, W. A. 1966. Stability parameters for comparing varieties. *Crop Science* 6: 36-40.

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.

- Flores, F., Moreno, M. T., and Cubero, J. I. 1998.** A comparison of univariate and multivariate methods to analyse $G \times E$ interaction. *Field Crops Research* 56: 271-286.
- Flores, F., Moreno, M. T., Martinez, A., and Cubero, J. I. 1996.** Genotype-environment interaction in faba bean: Comparison of AMMI and Principal Coordinate models. *Field Crops Research* 47: 117-127.
- Gauch, H. G. 1988.** Model selection and validation for yield trials with interaction. *Biometrics* 44: 705-715.
- Gauch, H. G. 1990.** Full and reduced models for yield trials. *Theoretical and Applied Genetics* 80: 153-160.
- Gauch, H. G., and Zobel R. W. 1988.** Predictive and postdictive success of statistical analysis of yield trials. *Theoretical and Applied Genetics* 76: 1-10.
- Genstat, G. 2002.** Genstat committee. Reference Manual. Clarendon Press. Oxford, UK.
- Gollob, H. F. 1968.** A statistical model which combines features of factor analytic and analysis of variance techniques. *Psychometrika* 33: 367-376.
- Goodman, L. A., and Haberman, S. J. 1990.** The analysis of nonadditivity in two-way analysis of variance. *Journal of American States Association* 85: 139-145.
- Huehn, M. 2003.** A note on the variance of the stability parameter (environmental variance). *Euphytica* 103: 335-339.
- Kang, M. S., and Magari, R. 1996.** New developments in selecting for phenotypic stability in crop breeding. pp. 1-14. In: Kang, M. S., and Zobel, H. G. (eds.). *Genotype by Environment Interaction*. CRC Press, Boca Raton.
- Lin, C. S., and Binns, M. R. 1988.** A method of analyzing cultivar \times location \times year experiments: A new stability parameter. *Theoretical and Applied Genetics* 75: 425-430.
- Lin, C. S., Binns, M. R., and Lefcovitch, L. P. 1986.** Stability analysis: Where do we stand? *Crop Science* 26: 894-900.
- Mandel, J. 1971.** A new analysis of variance model for non-additive data. *Technometrics* 13: 1-18.
- Nassar, R., and Huehn, M. 1987.** Studies on estimation of phenotypic stability: Tests of significance for nonparametric measures of phenotypic stability. *Biometrics* 43: 45-53.

- Perkins, J. M., and Jinks, J. L. 1968.** Environment and genotype- environmental components of variability. *Heredity* 23: 339-356.
- Piepho, H. P. 1997.** Analyzing genotype- environment data by mixed models with multiplicative terms. *Biometrics* 53: 761-766.
- Plaisted, R. L., and Peterson, L. C. 1959.** A technique for evaluating the ability of selections to yield consistently in different locations or seasons. *American Potato Journal* 36: 381-385.
- Shafii, B., Mahler, K. A., Price, W. J., and Auld D. L. 1992.** Genotype- environment interaction effects on winter rapeseed yield and oil content. *Crop Science* 32: 922-927.
- Shukla, G. K. 1972.** Some statistical aspects of partitioning genotype- environmental components of variability. *Heredity* 29: 237-245.
- Sneller, C. H., Cilgore-Norquest, L., and Dombek, D. 1997.** Repeatability of yield stability statistics in soybean. *Crop Science* 37: 383-390.
- Tukey, W. J. 1949.** One degree of freedom for non-additivity. *Biometrics* 5: 232-242.
- Van Eeuwijk, F. A. 1995.** Multiplicative interaction in generalized linear model. *Biometrics* 51: 1017-1031.
- Wricke, G. 1962.** Uber eine methode zur refassung der okologischen streubretite in feldversuchen, *Flazenzuecht* 47: 92-96.
- Yates, F., and Cochran, W. G. 1938.** The analysis of groups of experiments. *Journal of Agricultural Science* 28: 556-580.
- Zobel, R. W., and Gauch, H. G. 1988.** Statistical analysis of a yield trial. *Agronomy Journal* 80: 388-393.

آدرس نگارندگان:

رحمت‌الله کریمی‌زاده (دانشجوی کارشناسی ارشد سابق) و حمید دهقانی - گروه اصلاح نباتات، دانشکده کشاورزی، دانشگاه تربیت مدرس، تهران.
 زینده دهقانپور - بخش تحقیقات ذرت و گیاهان علوفه‌ای، مؤسسه تحقیقات اصلاح و تهیه نهال و بذر، صندوق پستی ۴۱۱۹، کرج ۳۱۵۸۵.
 ناصر صباغ‌نیا -