مجله علوم گياهان زراعي ايران
دوره ۴۰، شماره ۱، ۱۳۸۸ (۱۵۹-۱۴۷)

تجزيه سازگاري و پايداري عملكرد هيبريدهاي ذرت دانه‌اي با استفاده از روش الگوي پراكنش ژنوتيپي

محمدمهدي مرتضويان[1*]، محمدرضا بي‌همتا[2]، عباسعلي زالي[3]، عليرضا طالعي[4] و رجب چوگان[5]
۱، ۲، ۳، ۴، دانشجوي سابق كارشناسي ارشد، استادان، پرديس كشاورزي و منابع طبيعي دانشگاه تهران
۵، عضو هيات علمي، مؤسسه تحقيقات اصلاح نهال و بذر كرج
(تاريخ دريافت: ۸۴/۷/۱۰- تاريخ تصويب: ۸۶/۷/۱۸)

چكيده

در راستاي بررسي اثرمتقابل ژنوتيپ×محيط و تعيين الگوهاي سازگاري عمومي و خصوصي عملكرد هيبريدهاي ذرت دانه‌اي، از روش امي (تجزيه اثرات اصلي جمع پذير و اثر متقابل ضرب پذير) استفاده شد. در اين تحقيق ۱۲ هيبريد ديررس و متوسط رس ذرت در ۲٤ محيط شامل دو سال و ۱۲ مكان مورد مطالعه قرار گرفت. آزمايش در ۲ سال زراعي ۱۳۸۱ و ۱۳۸۲ و در قالب طرح بلوكهاي كامل تصادفي با چهار تكرار انجام شد. براساس نتايج بدست آمده از تجزيه واريانس‌هاي ساده و مركب تفاوت هاي معني‌داري بين كليه ژنوتيپ‌ها مشاهده شد. براساس تجزيه امي مشخص شد كه اثرات تيمار، مدل، ژنوتيپ، محيط و اثر متقابل ژنوتيپ × محيط بسيار معني‌دار هستند و چهار مولفه اول در مجموع بيش از ۸۰% از مجموع مربعات اثر متقابل را بيان نمودند. بر مبناي باي پلات اجزاء ژنوتيپ، مكان و محيطي اولين مولفه اصلي اثر متقابل و ميانگين‌هاي عملكرد ژنوتيپ‌ها، محيط‌ها و مكانها و همچنين نتايج تجزيه خوشه‌اي ارزشهاي ژنوتيپي و محيطي نتيجه‌گيري شد كه **Sc 76** با دارا بودن كمترين **IPC1** پايدارترين واكنش را دارد. گروهبندي ژنوتيپ‌ها بر اساس آماره‌هاي پايداري مدل **AMMI4** (**SIP4**، **EV4** و **AMGE4**) تاييد كننده نتيجه فوق بود، تجزيه الگوي واكنش ژنوتيپي بر اساس دو مولفه اول معني‌دار مدل، نيز **Sc 76** را به عنوان پايدارترين رقم جهت گزينش و يا ورود به برنامه‌هاي اصلاحي متمايز كرد. لذا بر مبناي نتايج اين پژوهش سينگل كراس هاي ۷۲۵ و ۷۲٦ به ترتيب با عملكردهاي ۱۱/۹۳ و ۱۱/۸٤ تن در هكتار و واكنش پايدار در همه محيط‌ها به عنوان ارقام مناسب پايدار براي توصيه به زارعين و يا ورود به برنامه‌هاي اصلاحي معرفي مي‌شوند.

واژه‌هاي كليدي: ذرت دانه‌اي، هيبريدهاي ديررس و متوسط رس، پايداري عملكرد، تجزيه الگوی پراكنش ژنوتيپي.

مقدمه

توليدات كشاورزي تا به امروز نياز غذايي مردم جهان را با استفاده از ايده‌هاي مبتكرانه و به كمك تلاشهاي محققين كشاورزي تأمين كرده است. در حال حاضر جمعيت جهان بالغ بر ۶ ميليارد نفر مي‌باشد كه انتظار مي‌رود در نيمه قرن ۲۱ تقريباً به دو برابر يعني حدود ۱۰ ميليارد نفر افزايش يابد (Kang & Gorman, 1989). يک راه حل براي دو برابر كردن محصولات كشاورزي افزايش كارايي در استفاده از منابع (افزايش عملكرد در هر هكتار و به ازاي هر واحد پولي) مي‌باشد كه لازمه آن درک بهتر اثر

* نويسنده مسئول: سيد محمدمهدي مرتضويان تلفن: ۰۹۱۵-۳۰۵۱۲۵۶ E-mail: mortazavian@gmail.com

متقابل ژنوتيپ در محيط و راه‌هاي بهره‌برداري از آن است. ذرت از پر محصول‌ترين غلات به شمار مي‌رود و از لحاظ مقدار كل توليد بعد از گندم و برنج سومين محصول غله‌اي جهان بوده و مقدار توليد آن تقريبا برابر حجم توليد هر يک از دو غله گندم و برنج است (Khodabandeh, 1995). ذرت از قدرت تطابق و سازگاري خوبي با شرايط اقليمي گوناگون برخوردار بوده و يكي از محصولات مهم مناطق معتدله و نيمه گرمسيري به شمار مي‌رود(Farzad, 1997). ذرت علاوه بر آنكه علوفه‌اي بسيار مطلوب براي دام مي‌باشد از نظر تامين انرژي نيز اهميت به سزايي دارد. بر اساس تقسيم‌بندي FAO، هيبريدهاي ذرت در ۱۰ دسته از خيلي زودرس تا خيلي ديررس قرار مي‌گيرند. معمولا ارقام زودرس به دليل طول دوره رشد كمتر عملكرد كمتري دارند (Khodabandeh, 1995). بيشترين سطح زير كشت ذرت به دليل شرايط آب و هوايي مساعد در ناحيه واقع بين ۴۰ تا ۴۵ درجه عرض جغرافيايي در نيمكره شمالي است كه به كمربند ذرت معروف است (Fehr & Hadley, 1980). بزرگترين مناطق توليد كننده ذرت به ترتيب شامل ايالات متحده با حدود ۴۳% توليد جهان و به دنبال آن آسيا (۲۵%) و آمريكاي لاتين و مركزي (۱۳%) مي‌باشند. براساس آمار سازمان خوار و بار و كشاورزي جهاني (FAO) سطح زير كشت ذرت دنيا در سال ۲۰۰۳ برابر ۱۴۲/۶۸۵ ميليون هكتار و ميزان عملكرد ۴۴۷۲ كيلوگرم در هكتار بوده است. براساس همين آمار، ايران در سال۲۰۰۳ با سطح برداشت تقريباً ۲۱۰ هزارهكتار و توليد بيش از ۱/۸۰۰ ميليون تن دانه عملكردي معادل ۸۵۷۱ كيلو گرم در هكتار توليد نموده است (سايت رسمي فائو).

اغلب گياهان در محيط‌هاي جغرافيايي كشت مي‌شوند كه به خوبي با آن محيط‌ها سازگار نيستند، لذا براي معرفي يک گياه مناسب به نواحي جديد نياز به يک سري آزمايشات منطقه‌اي است تا سازگاري آن مشخص شود. در آزمايشات چند محيطي به دنبال واريته‌اي هستيم كه نسبت به سال‌هاي مختلف و تغييرات محيطي سازگارتر و پايدارتر بوده و نوسانات كمتري داشته باشد. واژه سازگاري در منابع اصلاح نباتات و ژنتيک بسيار به چشم مي‌خورد، اما تعريف روشني از معني آن بندرت ديده مي‌شود.

Byth (1981) و Clements et al. (1983) در تلاش براي تعريفي واحد از سازگاري از "فرايند" و "وضعيت" نام بردند (به نقل از ۲). "وضعيت" يا سطح سازگاري موجود در فرد يا جامعه مورد نظر به وضعيت ژنتيكي آن ژنوتيپ(ها) و چگونگي همراه شدن گياه با محيط پيراموني آن مربوط مي‌شود (Bidinger et al., 1996). مفهوم پايداري، عملكرد را از نظر ثبات زماني و مفهوم سازگاري، عملكرد را از نظر ثبات مكاني در بر مي‌گيرد (Evans et al., 2002; Lin et al., 1986). Sprague & Federer (1951) اثر متقابل ژنوتيپ×محيط را به عنوان معيار سازگاري ارقام معرفي كرده و بزرگي نسبي اجزاء اثرات متقابل ژنوتيپ يا اجزاء محيطي را براي تعيين اثر مكان و سال روي ثبات گروهي از ژنوتيپ‌ها مورد استفاده قرار دادند، اما اين روش به علت اينكه نمي‌توانست سازگاري ارقام را به طور جداگانه بررسي كند كنار گذاشته شد. وجود اثر متقابل ژنوتيپ×محيط نشان دهنده اين است كه بهترين ژنوتيپ در يک محيط ممكن است در محيط‌هاي ديگر بهترين ژنوتيپ نباشد.

مهمترين مسئله‌اي كه تحت تاثير اثر متقابل ژنوتيپ×محيط قرار مي‌گيرد مساله سازگاري به شرايط محيطي است (Crossa, 1990). عوامل مختلفي مانع تجزيه ساده واريانس فنوتيپي هستند. اين موانع اثر متقابل ژنوتيپ ـ محيط (اثر متقابل G×E)، همبستگي ژنوتيپ ـ محيط (همبستگي G×E) و جور شدن گزينشي مي‌باشند (Fatahi et al., 2003). مقالات متعددي در ارتباط با اثرات متقابل ژنوتيپ و محيط وجود دارد. دو مسير كلي در مقوله بحث از G×E مي‌توان در نظر گرفت: اولين راه، شناسايي منطقه و سپس گزينش بهترين ژنوتيپ براي هر منطقه است كه اين شيوه عملكرد را در كليه مناطق كاشت به حداكثر مي‌رساند. دومين گزينه، پيدا كردن ژنوتيپ‌هاي پايداري است كه عملكرد خوبي در كليه محيط‌ها دارا باشند، كه اين مورد اطميناني از حداقل عملكرد در هر مكان فراهم مي‌آورد. براساس نظر هالدن (به نقل از ۲۵) GEI[1] تنها در صورتي مهم است كه رتبه ژنوتيپ‌ها از يک محيط به محيط ديگر تغيير كند. براساس منابع زماني كه جزء اثر متقابل حدود ۵۰% يا بيشتر از جزء واريانس ژنتيكي را تشكيل مي‌دهد عدم سودمندي گزينش را خواهيم داشت (Crossa et al., 1991). طبق برآورد Gauch (1990) حدود ۸۰ تا ۹۰ درصد از آزمايشات عملكرد در كشاورزي از نظر آماري داراي ۵ تا ۵۰ درصد انواع اثرات متقابل تيماري (تركيبات رقم×محيط)

1. Genotype-Environment Interaction

مي‌باشند. به كمك روش‌هاي تجزيه پايداري مي‌توان منابع موجود را در برنامه‌هاي اصلاحي به نحو شايسته‌تري تخصيص داد (Marcelo Soriano Viana & Cruz, 2002). آماره‌هاي پارامتري و غيرپارامتري مختلفي جهت تفكيك اثر متقابل به اجزاء ساده‌تر پيشنهاد شده‌اند كه از آن جمله مي‌توان به رگرسيون خطي، تجزيه به اثرات اصلي جمع‌پذير و اثر متقابل ضرب‌پذير (AMMI) روش‌هاي طبقه‌بندي[1] و سلسله مراتبي[2] اشاره كرد. به طور كلي، اساس روش‌هاي تجزيه اثر متقابل ژنوتيپ × محيط به دو نوع مدل كامل[3] و مدل كاهشي[4] تقسيم مي‌شود. مدلهاي تجزيه واريانس و رگرسيون معمولي از نوع مدل‌هاي كامل هستند و تجزيه امي نوعي مدل ناقص محسوب مي‌شود (Bidinger et al., 1996). اغلب داده‌هاي حاصل از مطالعات كشاورزي به دليل آنكه در هر آزمايش صفات متعددي روي هر كدام از ژنوتيپ‌ها، تيمارهاي زراعي و نظاير آن اندازه‌گيري مي‌شود ماهيتاً چند متغيره‌اند، لذا روش‌هاي آماري چند متغيره مي‌توانند به تفسير آزمايشات چند مكاني ژنوتيپ‌ها و درك دلايل زيست‌شناختي اثر متقابل ژنوتيپ×محيط كمك نمايند (Hayward et al., 1993). روش‌هاي سلسله مراتبي نظيرتجزيه به مولفه‌هاي اصلي، تجزيه به مختصات اصلي و تجزيه به عامل‌ها غالباً درصد زيادي از تنوع E بعدي اصلي را در تعداد كمتري بعد نشان مي‌دهند و بنابراين مي‌توانند تفسير ساختار G×E را ساده‌تر نمايند. در اصلاح نباتات، آزمايش‌هاي چند محيطي[5] (MET) براي ارزيابي سازگاري عمومي و خصوصي ارقام مهم هستند. در مطالعه قبلی از روش‌تجزيه به مولفه‌هاي اصلي و از تجزيه خوشه‌اي براي گروه‌بندي ژنوتيپ‌ها و محيط‌ها از حيث پايداري استفاده گرديد (Tai, 1979). همچنين از تجزيه به عامل‌ها (F.A)[6] و تجزيه الگوي واكنش ژنوتيپي (P.A)[7] براي طبقه‌بندي محيط‌ها از نظر اثر متقابل ژنوتيپ×محيط استفاده شده است. در محاسبه مؤلفه‌هاي اصلي به منظور پي بردن به اثر متقابل ژنوتيپ×محيط از جدول دو طرفه اثر متقابل ژنوتيپ × محيط (Zij) استفاده مي شود. مزيت استفاده از مؤلفه‌هاي اصلي آن است كه مي‌توان رابطه بين ژنوتيپ‌ها يا محيط‌ها را در يك فضاي چند بعدي مشاهده نمود و موقعيت ژنوتيپ‌ها را نسبت به يكديگر و نسبت به مناطق مورد آزمايش شناسايي كرد. در مدل PCA مشاهدات با استفاده از مقادير ويژه ماتريس واريانس ـ كوواريانس به سه جزء زير تجزيه مي شود:

۱. مدل ضرب پذير با يك تا N مؤلفه اصلي.
۲. باقيمانده در صورتي كه كليه مؤلفه‌هاي اصلي وارد مدل نگردند.
۳. جزء خطا.

بنابراين:

$$Y_{ger} = \mu + \sum_{n=1}^{N} \sigma_n \zeta_{gn} \eta_{en} + \theta_{ge} + \varepsilon_{ger}$$

در اين مدل μ ميانگين كل، θ_{ge} ميزان نويز[8] (باقيمانده) مدل است و ε_{ger} خطاي مدل مي‌باشد. پارامترهاي ضرب‌پذير مدل نيز عبارتند از: δ_n ارزش منفرد مربوط به n امين محور كه مساوي با جذر ريشه مشخصه مؤلفه nام (λ^{05}) مي‌باشد، ζ_{gn} بردار ويژه ژنوتيپ براي مؤلفه nام و η_{en} بردار ويژه محيط مؤلفه nام است (Kang, 2002). تجزيه كلاستر به منظور گروه‌بندي مكان‌هايي كه بين ژنوتيپ‌ها به يک صورت تفكيک مي-شوند يا براي تخليص الگوهاي عملكرد ژنوتيپي در كليه محيط‌ها به كار مي‌رود (Crossa et al., 1991). مدل تجزيه اثرات اصلي جمع‌پذير و اثرات متقابل ضرب‌پذير ابزاري بسيار قوي در تجزيه و تفسير ماتريس‌هاي بزرگ ژنوتيپ×محيط محسوب مي‌شود. Kempton (1984) اولين فردي بود كه به صورت كاربردي از روش امي براي تجزيه داده‌هاي حاصل از عملكرد استفاده نمود. سپس Gauch & Zobel (1988, 1990) روش امي را به‌طور مفصل گسترش داده و مورد تجزيه و تحليل قرار دادند. به مدل امي، FANOVA، مدل دو گانه خطي و مدل دوگانه جمع‌پذير نيز گفته مي‌شود. اين روش كه هر دوي اجزاء ضرب‌پذير و اثرات اصلي جمع‌پذير را تواما‌ن دارد در ابتدا اثرات اصلي ژنوتيپ و محيط را با استفاده از تجزيه واريانس استخراج نموده و سپس با استفاده از تجزيه به

1. Ordination
2. Hierarchical Methods
3. Full Model
4. Reduced Model
5. Multi-Environmental Trials
6. Factor Analysis
7. Pattern Analysis
8. Noise

مولفه‌هاي اصلي به جستجوي مؤلفه‌هاي اصلي‌توجيه‌كننده اثر متقابل G×E و مقدار باقيمانده يا نويز مي‌پردازد. به عبارت ديگر در روش امي تجزيه واريانس و تجزيه به مولفه‌هاي اصلي در يک تجزيه همزمان گنجانده مي‌شود. بدليل ناقص بودن تجزيه امي، حتي در مورد داده‌هاي بدون تكرار هم مي‌توان با اين روش برآوردي از خطا فراهم نمود (Willers et al., 1995). شرط نرمال بودن و مستقل بودن خطاها براي آزمون F در مدل‌هاي خطي لازم است، اما چون در روش امي، تمام مؤلفه‌هاي اصلي و در نتيجه ريشه‌هاي مشخصه مربوط در نظر گرفته نمي شود، ريشه‌هاي مشخصه توزيع مشخص ندارند و بايد آزمون‌هاي F را تصحيح نمود. كرنليوس از آزمون F تصحيح شده (FGH_2) براي آزمون مؤلفه‌هاي اصلي استفاده نمود (Baker, 2002).

به نظر Gauch (1990) اگر تعداد تكرار كم باشد (بين ۲ تا ۱۰)، عموماً روش امي بهتر از بلوك‌بندي باعث كنترل خطا مي‌شود. در آزمايشي كه در مركز بين‌المللي اصلاح گندم و ذرت (سيميت) براي ارزيابي ژرم‌پلاسم ذرت با استفاده از روش امي با دو تكرار صورت گرفت، دقت آزمايش مشابه اجراي طرح به صورت بلوک‌هاي كامل تصادفي با ۵ تكرار بر آورد شد (Crossa et al., 1990). در ترسيم باي‌پلات (نمودار دو بعدي) براي اولين مؤلفه اصلي، محور افقي مربوط به ميانگين اثر اصلي(عملكرد) ژنوتيپ‌ها و محيط‌ها و محور عمودي مربوط به مقادير اولين مؤلفه اصلي ژنوتيپ‌ها و محيط‌هاست (Kearsay & Pooni, 1996). ژنوتيپ‌ها و محيط‌هايي كه تقريباً بر روي يك خط عمودي قرار دارند، داراي ميانگين (اثر اصلي) مشابه هستند و ژنوتيپ‌ها يا محيط‌هايي كه تقريباً بر روي يك خط افقي قرار مي‌گيرند، داراي الگوهاي اثرمتقابل مشابه هستند. هر ژنوتيپ كه از IPC نزديك به صفر برخوردار باشد، داراي سازگاري عمومي يعني اثرمتقابل كم و جزئي است.ژنوتيپ‌ها يا محيط‌هاي داراي مقادير مؤلفه‌هاي اصلي بزرگ (مثبت يا منفي)، داراي اثرمتقابل بزرگ هستند و سازگاري خصوصي به محيط‌هاي مجاور نشان مي‌دهند. همچنين ژنوتيپ‌ها و محيط‌هايي كه داراي مقادير IPC يكساني از نظر علامت باشند، داراي اثر متقابل ويژه مثبت با يكديگر هستند. مقدار اين اثر متقابل به بزرگي اين مقادير مربوط است، در حالي كه مقادير IPC با علامت مخالف، نمايانگر اثر متقابل منفي است (Crossa et al., 1990; Kearsay & Pooni, 1996; Kempton, 1984). از Gauch & Zobel (1990) آزمايش‌هاي چند مكاني در مركز تحقيقات بين‌المللي ذرت و گندم، سيميت مكزيك استفاده نمودند. در آزمايش اول، عملكرد دانه ۱۷ ژنوتيپ ذرت در ۳۶ محيط و در آزمايش دوم عملكرد دانه ۹ ژنوتيپ در ۳۸ محيط ارزيابي شد. در هر دو آزمايش با استفاده از روش امي اثرات اصلي ژنوتيپ، محيط و اثر متقابل ژنوتيپ×محيط بسيار معني‌دار شدند. در آزمايش‌هاي اول و دوم به ترتيب ۵ و ۴ محور مؤلفه‌هاي اصلي معني‌دار بودند. در آزمايش اول، مدل امي۱ بهترين مدل تشخيص داده‌شد. اولين مؤلفه اصلي اين مدل بيش از ۵۴/۶% از مجموع مربعات اثر متقابل را تبيين كرد. افزايش دقت ناشي از اين روش شبيه افزايش تكرار در ساير روش‌ها بود. بنابراين مي‌توان از اين روش به منظور كاهش تعداد تكرار استفاده كرد تا با كاهش تعداد تكرار امكان ارزيابي مواد بيشتري فراهم شده و در نتيجه بازده گزينش براي بهترين ژنوتيپ‌ها افزايش يابد.

در مطالعه Burak & Broccoli (2000)، ۱۴ هيبريد تجاري پاپ كورن آمريكايي وارد شده به آرژانتين در سال‌هاي ۱۹۹۷ و ۱۹۹۸ در سه مكان ارزيابي شد. روش آماري امي با استفاده از تجزيه باي پلات در تفسير تنوع موجود در اثرات متقابل محيط براي متغيرهاي عملكرد و گستردگي حجم دانه بكار رفت. اثر متقابل توسط دو مولفه ضربي در يک باي‌پلات نشان داده شد. طول خط رقم منعكس كننده مقدار اثر متقابل براي هر رقم بود و از اين رو ۴ رقم داراي بيشترين اثر متقابل بلندترين طول خط را دارا بودند. ژنوتيپ‌هاي نزديک‌تر به مركز باي پلات پايداري بيشتري داشتند.

Torrecillas & Bertoia (2000) در تحقيق خود به ارزيابي پايداري ۱۸ ژنوتيپ ذرت علوفه‌اي، از طريق دو روش تجزيه پايداري پرداختند. ژنوتيپ‌هاي مورد ارزيابي شامل چهار جمعيت بومي، دو كمپوزيت كمي اصلاح شده و تلاقي‌هاي آنها همراه با لاين‌هاي P1 و P2 بودند. صفات مورد مطالعه نيز شامل عملكرد ماده خشک گياه كامل، عملكرد ماده خشک علوفه و عملكرد ماده خشک بلال بود. آزمايش در چهار محيط و طي دو سال انجام گرفت. تجزيه اثرات اصلي جمع‌پذير و اثر متقابل ضربي و آزمون شرطي دقيق (ECT)[1] كروز مدينا اعمال شد. اولين و دومين

1. Exact Conditional Test

محور مولفه اصلي (PCA) در مدل امي ۸۹/۷% مجموع مربعات اثر متقابل ژنوتيپ×محيط براي عملكرد ماده خشک را نشان داد. در تجزيه ECT فقدان تصحيح مدل ضربي براي ۴ ژنوتيپ ديده شد. ژنوتيپ‌هاي ناپايدار تعيين شده به اين روش با روش امي هم‌خواني داشتند. محيط‌هاي۱و۲سهم بيشتري در اثر متقابل ژنوتيپ×محيط داشتند. در نهايت نتيجه‌گيري شد كه تلاقي‌هاي با عملكرد بالا با ناپايداري بالا نيز همراه بوده و مواد به صورت پايدار رفتار مي‌نمودند.

در اين مطالعه هدف بررسي الگوهاي سازگاري و پايداري ژنوتيپ‌ها بر مبناي تفكيک اثر متقابل ژنوتيپ در محيط با روش تجزيه الگوي پراكنش ژنوتيپ‌هاست.

مواد و روش‌ها

يازده هيبريد سينگل كراس ديررس و متوسط رس جديد ذرت شامل سينگل كراس هاي ۷۰۸، ۷۶، ۷۵، ۷۳، ۷۰۷، ۷۲۲، ۷۲۳، ۷۲۴، ۷۲۵، ۷۲۶ و ۶۴۷ به همراه سينگل كراس۷۰۴ به‌عنوان شاهد در قالب طرح بلوک‌هاي كامل تصادفي با ۴ تكرار در دوازده مكان (كرج، قزوين، شيراز، داراب، كرمان، كرمانشاه، خرم آباد، اصفهان، مغان، همدان، گرگان و دزفول) در دو سال ۸۲ـ۱۳۸۱ و ۸۳ـ۱۳۸۲ كشت شدند. عمليات تهيه زمين در اوايل مهرماه آغاز گشت. در زمان تهيه زمين و پس از شخم و ديسک و لولر قبل از ديسک نهايي ۱۳۸ كيلوگرم كود فسفات آمونيوم و ۹۲ كيلوگرم اوره در هكتار به زمين داده شد و ۹۲ كيلوگرم در هكتار اوره نيز در مرحله ۷ برگه شدن بوته‌ها به صورت سرک به صورت رديفي در هر هكتار مصرف گرديد. قالب طرح در كليه مكان‌ها يكسان بود و هر هيبريد در هر كرت در ۴ رديف ۱۴ كپه اي به طول ۵ متر كشت گرديد. در هر كپه ۲ بوته با فاصله بوته ۳۸ سانتي‌متر از يكديگر و فاصله خطوط ۷۵ سانتي‌متر كشت شد. در انتهاي هر بلوک، ۴ رديف حاشيه كشت شده از هيبريدهاي سينگل كراس ۷۰۴ قرار داده شد. به منظور اطمينان از سبز شدن يكنواخت كرت‌ها، در هر كپه ۴ بذر كشت گرديد و در مرحله ۵-۴ برگه شدن بوته‌ها، در هر كپه تنها دو بوته نگهداري و مابقي حذف شدند. مبارزه با علف‌هاي هرز به صورت مكانيكي در طول عمليات داشت انجام مي گرفت و آبياري بر حسب شرايط اقليمي هر ۷ تا ۱۰ روز و گاهي ۱۵ روز يكبار انجام مي‌شد. در زمان رسيدن فيزيولوژيكي، برداشت هر هيبريد جهت محاسبه عملكرد از دو خط مياني پس از حذف اثر حاشيه صورت گرفت كه بدين ترتيب مساحت كرت برداشتي معادل ۸ مترمربع (۱۴×۱/۵×۰/۳۸) بود. بلال‌هاي هر كرت جداگانه برداشت و توزين شدند و سپس به طور هم زمان نسبت به تعيين درصد چوب بلال و درصد رطوبت دانه اقدام گرديد و در نهايت پس از انتقال به بخش و تعيين وزن۱۰۰۰ دانه و درصد رطوبت، عملكرد هر كرت بر حسب كيلوگرم در هكتار بعد از تصحيح بر حسب ۱۴% رطوبت دانه تعيين گرديد. تجزيه واريانس ساده و مركب در۲۴ محيط با فرض ثابت بودن اثر ژنوتيپ‌ها، و تصادفي بودن اثر محيط‌ها و تجزيه پايداري به روش امي صورت گرفت.

مدل تجزيه امي از دو بخش تشكيل شده، بخش اول يعني بخش جمع‌پذير كه از تجزيه واريانس معمولي استفاده مي‌كند و قسمت دوم يعني بخش ضرب‌پذير مدل كه از مولفه‌هاي اصلي به منظور تجزيه اثر متقابل يک تا N محور مولفه اصلي استفاده مي نمايد. به منظور تفكيک بين PCA و امي پارامترهاي ضرب‌پذير امي را با IPCA نشان مي‌دهند. محور IPCA داراي G+E-2n-1 درجه آزادي است. مدل امي به صورت زير است:

$$Y_{ijK} = \mu + g_i + e_j + \sum_{n=1}^{N} \delta_n \zeta_{in} \eta_{jn} + \theta_{ij} + \varepsilon_{ijk}$$

در اين فرمول، Yijk عملكرد ژنوتيپ i ام در محيط j ام و در تكرار k ام، μ ميانگين كل، g_i اثر اصلي ژنوتيپ، e_j اثر اصلي محيط، δ_n مقدار منفرد مربوط به n امين مؤلفه اصلي باقيمانده در مدل و N تعداد مولفه‌هاي اصلي اثر متقابل (I.P.C.) در مدل امي است كه برابر است با $(N \le \min(g-1),(e-1))$. ζ_{in} بردار مشخصه براي iامين ژنوتيپ از n امين مؤلفه اصلي اثر متقابل (IPC)، η_{jn} بردار مشخصه براي j امين محيط از n امين مولفه اصلي اثر متقابل (IPC)، θ_{ij} عبارت مربوط به مقدار باقيمانده (نويز) و ε_{ijk} عبارت مربوط به خطاست (Gauch, 1988). مدل امي داراي سه آماره مختلف SIPC، EV، AMGE است كه براي ارزيابي پايداري ژنوتيپ‌ها مورد استفاده قرار مي‌گيرند (Sneller et al., 1997).

$$SIPC = \sum_{n=1}^{N} \left| \lambda_n^{.05} \zeta_{in} \right|$$

$$Ev = \sum_{n=1}^{N} \zeta_{in}^2 \Big/ N$$

$$AMGE = \sum_{n=1}^{N} \sum_{j=1}^{M} \lambda_n \zeta_{in} \eta_{jn}$$

در این فرمول‌ها N تعداد مؤلفه‌هاي اصلي باقيمانده در مدل، M تعداد محيط‌هاي تحت بررسي و λ_n ریشه مشخصه مؤلفه n ام است. هر آماره به سه حالت محاسبه مي‌شود. براي مثال N در SIPC1 كه يك مؤلفه اصلي محاسبه مي‌گردد برابر يك است. در SIPCv، برابر با تعداد مؤلفه‌هاي اصلي است كه داراي اعتبار آماري هستند و در SIPCf برابر با تمام مؤلفه‌هاي اصلي در نظر گرفته مي‌شود. به دليل اينكه مدل امي برخوردار از يك و يا چند مولفه اصلي داراي پارامترهاي خطي نيست، اختصاص دادن درجه آزادي g+e-2n-1 روشي تقريبي به حساب مي‌آيد (Crossa et al., 1990; Zobel et al., 1988).

تشكيل جدول تجزيه واريانس امي، تعيين مدل مناسب و برآورد ميزان نويز (باقيمانده)، محاسبه مقادير مولفه‌هاي اصلي ژنوتيپ×محيط و پارامترهاي اثر متقابل ژنوتيپ×محيط براي ژنوتيپ‌ها و محيط‌ها و محاسبه آماره‌هاي پايداري در مدل امي به نام‌هاي EV_4 , $SIPC_4$, $AMGE_4$ همچنين تجزيه خوشه‌اي ژنوتيپ‌ها و محيط‌ها و تجزيه الگوي واكنش ژنوتيپي بر مبناي مقادير مولفه‌هاي اصلي اول تا سوم و آماره‌هاي پايداري مدل امي۴ انجام شد. در نهايت ترسيم نمودار دو بعدي IPC_1 با ميانگين، IPC_2 با ميانگين و تركيبات IPC_3 –, IPC_1 جهت تفسير بهتر اثرات متقابل ژنوتيپ×محيط و انتخاب ژنوتيپ‌هاي با سازگاري خاص به نواحي خاص ترسيم شد. در اين پژوهش از نرم‌افزارهاي SAS، Minitab، SPSS، EXCEL و برنامه‌هاي GEST و IRRISTAT استفاده گرديد.

نتايج و بحث

تجزيه واريانس ساده عملكرد هيبريدها حاكي از تفاوتهاي معني‌دار بين ارقام در محيط‌هاي آزمايش بود كه نشان‌دهنده وجود اختلاف معني‌دار بين ارقام در هر محيط مي‌باشد (جدول۱). نتايج تجزيه واريانس مركب و آزمون F عملكرد هيبريدها نيز نشان داد كه بين هر كدام از شرايط محيطي (سال و مكان به تنهايي) و شرايط توام آنها تفاوت معني‌داري وجود داشته و به عبارت ديگر عملكرد ارقام از محيطي به محيط ديگر به شدت در نوسان بوده است (جدول۲).

نتايج مقايسه ميانگين ارقام از طريق آزمون دانكن در جدول مربوطه آمده است (جدول۳). با توجه به معني‌دار بودن اثر متقابل سه طرفه ژنوتيپ × مكان × سال جهت روشن نمودن بيشتر ماهيت اين اثر و كمك در گزينش ارقام پايدار و سازگار در محيط‌هاي مختلف، تجزيه پايداري عملكرد برمبناي روش الگوي واكنش ژنوتيپي صورت گرفت. پس از محاسبه مقادير اثر متقابل، ماتريس Z يا ماتريس انحراف حاصل از اثرات جمع پذير بدست آمد و تجزيه به عامل‌ها بر مبناي روش مولفه‌هاي اصلي يک بار بر روي ماتريس Z براي ژنوتيپ‌ها و بار ديگر بر روي ماتريس Z' براي محيط‌ها انجام شد. نتايج تجزيه واريانس عملكرد دانه بر مبناي روش امي در جدول ۴ آورده شده است. منابع ژنوتيپ، محيط و اثر متقابل ژنوتيپ × محيط بسيار معني‌دار بودندو چهار مؤلفه اول درسطح احتمال۱% معني‌دارگرديدند.

جدول ۱- تجزيه واريانس ساده (ميانگين مربعات) عملكرد دانه هيبريدهاي ذرت در سال ها و مكان هاي مختلف

منابع تغيير	درجه آزادي	كرج		قزوين		شيراز		داراب		كرمان		كرمانشاه	
		۸۱	۸۲	۸۱	۸۲	۸۱	۸۲	۸۱	۸۲	۸۱	۸۲	۸۱	۸۲
تكرار	۳	۱۵/۲۱ **	۷/۱۶ $^{n.s.}$	۱۶/۳۱ *	۴/۳۴ **	۲۴/۵۲**	۷/۱۹ **	۵/۵۵**	۴/۲۲ $^{n.s.}$	۴/۳۶ $^{n.s.}$	۰/۳۵ $^{n.s.}$	۱۴/۸۰**	۲۱/۱**
ژنوتيپ	۱۱	۵/۹۰ $^{n.s.}$	۲/۳۴ $^{n.s.}$	۸/۶۲$^{n.s.}$	۳/۸۲ **	۸/۹۹**	۱۳/۲۴**	۱/۵۱$^{n.s.}$	۴/۷۸ $^{n.s.}$	۵/۰۶ $^{n.s.}$	۶/۶۴ **	۶/۹۳ $^{n.s.}$	۸/۵۵ $^{n.s.}$
خطا	۳۳	۲/۹۴	۲/۹۰	۵/۳۹	۰/۶۸	۰/۸۴	۱/۲۳	۱/۰۳	۳/۱۲	۴/۵۲	۲/۶۱	۳/۸۵	۵/۳۹
% CV		۱۲/۳۸	۱۸/۱۳	۲۰/۵	۱۲/۷۰	۷/۰۵	۱۳/۸۰	۶/۳۹	۱۶/۳۵	۱۵/۳۴	۱۵/۴۶	۱۷/۸۹	۱۷/۲۴

منابع تغيير	درجه آزادي	خرم آباد		اصفهان		مغان		همدان		گرگان		دزفول	
		۸۱	۸۲	۸۱	۸۲	۸۱	۸۲	۸۱	۸۲	۸۱	۸۲	۸۱	۸۲
تكرار	۳	۱/۵۰ $^{n.s.}$	۱۸/۷۲**	۳۲/۳۸**	۱/۹۷$^{n.s.}$	۵/۷۱$^{n.s.}$	۳/۹۵ *	۶۶/۳۹**	۱/۷۶$^{n.s.}$	۱۹/۰۹**	۳/۴۵ *	۴/۶۶$^{n.s.}$	۲/۲۶$^{n.s.}$
ژنوتيپ	۱۱	۳/۲۳$^{n.s.}$	۱۰/۳۸**	۲/۴۴**	۲/۱۳ *	۵/۲۶$^{n.s.}$	۵/۴۵ **	۳/۲۲$^{n.s.}$	۶/۴۳*	۳/۵۱**	۳/۰۲ **	۵/۶۸$^{n.s.}$	۱/۹۱$^{n.s.}$
خطا	۳۳	۲/۵۱	۲/۴۶	۰/۵۵	۰/۸۷	۲/۸۹	۱/۳۴	۴/۶۵	۳/۱۸	۰/۹۵	۰/۹۵	۲/۷۷	۱/۲۵
% CV		۱۴/۵۸	۱۳/۷۵	۷/۱۰	۷/۷۹	۱۴/۲۱	۸/۷۸	۱۵/۶۱	۱۳/۰۸	۱۵/۲۰	۱۳/۳۳	۱۴/۰۵	۱۴/۱۲

n.s. و * و **: به ترتيب عدم اختلاف معني‌دار، معني‌داري در سطح احتمال ۵% و ۱%.

جدول ۲- تجزيه واريانس مركب عملكرد هيبريدهاي ذرت در ۱۲ مكان و ۲ سال

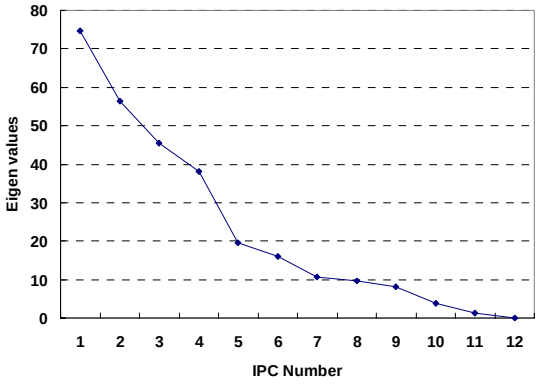
منابع تغييرات	درجه آزادي	ميانگين مربعات	مقدار F
مكان	۱۱	۳۸۱/۷۸	۲ n.s.
سال	۱	۵۱۸/۹۱	۲/۷۲ n.s.
مكان× سال	۱۱	۱۹۰/۵۸	۱۷/۹۸**
تكراردرون محيط	۷۲	۱۰/۶۰	۴/۷۵
رقم	۱۱	۱۶/۷۲	۳/۷۰**
محيط	۲۲	۹۷/۳۴	۲۰/۸۰**
رقم × محيط	۲۴۲	۴/۶۸	۲/۰۹**
رقم × مكان	۱۲۱	۴/۸۵	۱/۲۳ n.s.
رقم × سال	۱۱	۷/۲۶	۱/۸۵ n.s.
رقم×مكان×سال	۱۲۱	۳/۹۳	۱/۷۶**
خطا	۷۹۲	۲/۲۳	-
كل	۱۱۵۱	۹/۵۶	-

n.s. و ** : به ترتيب غير معني دار و معني‌دار در سطح احتمال ۱%.

جدول ۳- مقايسه ميانگين عملكرد دانه هيبريدهاي متوسط رس و ديررس ذرت دانه اي به روش دانكن در محيط هاي مختلف (α =۵%)

نام هيبريد	ميانگين عملكرد	گروه بندي دانكن
SC 725	۱۱/۹۳	a
SC 726	۱۱/۸۴	a
SC 73	۱۱/۷۶	a
SC 722	۱۱/۱۸	b
SC 704	۱۱/۱۳	b
SC 75	۱۱/۰۹	b
SC 76	۱۱/۰۶	b
SC 723	۱۱/۰۲	b
SC 708	۱۰/۹۱	b
SC 647	۱۰/۹۰	bc
SC 724	۱۰/۸۴	bc
SC 707	۱۰/۵۲	c
ميانگين كل	۱۱/۱۸	

ميانگين‌هايي كه داراي حروف مشترک هستند از نظر آماري غيرمعني‌دار هستند.



شكل ۱- نمودار رتبه بندي (اسكري گراف) مولفه‌هاي اصلي اثر متقابل ژنوتيپ × محيط

براساس آزمون فيشر هشت مؤلفه غيرمعني‌دار باقيمانده با نويز ادغام شدند. نمودار رتبه‌بندي[1] مولفه‌هاي اصلي ترسيم گرديد (شكل۱). در اين شكل محور افقي نشان دهنده شماره مولفه‌هاي اصلي و محور عمودي بيانگر ريشه‌هاي مشخصه مي‌باشند. اولين چهار مولفه اصلي اثر متقابل بيشترين سهم را در بيان اثر متقابل ژنوتيپ و محيط داشته و بيش از هفتاد و پنج درصد تغييرات كلي را توجيه نمودند و بقيه مولفه‌ها در درجات بعدي اهميت قرار گرفتند. معني‌دار بودن F مدل بيانگر برازش خوب مدل امي با داده‌ها بود. اثر متقابل ژنوتيپ×محيط در حدود ۱۰/۳۱% از مجموع مربعات كل را به خود اختصاص داد. همچنين سهم درجه آزادي اثر متقابل ژنوتيپ×محيط از درجه آزادي كل ۲۱ % بود. در مدل امي سهم اولين مؤلفه اصلي ۲۶/۳۱% از مجموع مربعات اثر متقابل G×E بود و چهار مؤلفه اول در مجموع ۸۱/۵۳% ازمجموع مربعات اثر متقابل ژنوتيپ×محيط را تبيين نمودند. در مدل امي۴ نويز ۱۸/۴۵% از مجموع مربعات اثر متقابل ژنوتيپ×محيط را تشكيل داد (جدول ۴).

جدول ۴- تجزيه واريانس عملكرد دانه ۱۲ هيبريد ذرت در ۲۳ محيط بر مبناي روش امي

منابع تغيير	درجه آزادي	ميانگين مربعات	F
بلوك درون محيط	۷۲	۱۰/۶۰	٤/۷۵
ژنوتيپ	۱۱	۱۶/۷۲	۷/۱۸ **
محيط	۲۲	۳۲٤/٦۱	۱۳۵/۳۹ **
ژنوتيپ × محيط	۲۴۲	٤/٦۸	۲/۰۱ **
IPCA 1	۳۲	۹/۳۳	۴ **
IPCA 2	۳۰	۸/۱۲۵	۳/۴۸ **
IPCA 3	۲۸	۷ /٦۲	۳/۲۷ **
IPCA 4	۲۶	٦/۵۲	۲/۷۹ **
نويز	۱۳۶	۱/۵٤	۰/۶۶ n.s.
خطا	۷۹۲	۲/۲۳	-
كل	۱۱۵۱	-	-

n.s. و **: به ترتيب غيرمعني‌دار و معني‌دار در سطح احتمال ۱ درصد

جهت ارزيابي پايداري ژنوتيپ‌ها و محيط‌ها در نمودار دوبعدي و همچنين براي محاسبه پارامترهاي پايداري مدل امي ۴ پارامترهاي اثر متقابل محاسبه شد. به منظور ارزيابي تغييرات محيط‌ها و همچنين ارتباط دادن

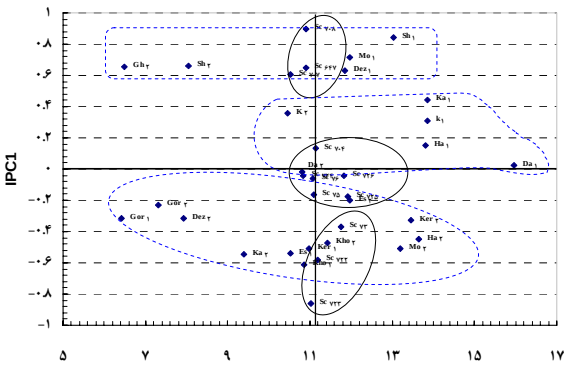
1. Scree graph

ژنوتیپ‌هاي پایدار به محیط‌هاي مختلف از نمودار باي‌پلات استفاده گردید. تجزیه الگوي واکنش ژنوتیپي که عبارت از استفاده هم زمان از تجزیه کلاستر و تکنیک‌هاي برداریابي است بر اساس IPC1 و میانگین عملکرد (شکل۲) مشخص نمود که هیبریدهاي سي نگل کراس ۷۶، ۷۲۴ و ۷۲۶ داراي کمترین اثر متقابل ژنوتیپ×محیط هستند و از بین این هیبریدها سینگل کراس ۷۲۶ با IPC1 نزدیك به صفر و عملکرد بالاتر از میانگین به‌عنوان پایدارترین ژنوتیپ پرمحصول شناسائي شد در حالي که سینگل کراس ۷۶ تنها از نظر پایداري عملکرد مطلوب‌ترین تعیین گردید. هیبریدهاي سینگل کراس ۷۰۴، ۷۵ و ۷۲۵ بر اساس IPC1 داراي واکنش پایداري مشابهي بودند که با توجه به عملکرد بالاتر از میانگین، هیبرید سینگل کراس ۷۲۵ ژنوتیپ پایدار و پرمحصول تشخیص داده شد. بر این مبنا سینگل کراس‌هاي ۷۰۷، ۶۴۷ و ۷۰۸ داراي اثر متقابل بزرگ و مثبت، ۷۳، ۷۲۲ و ۷۲۳ داراي ثر متقابل منفي و بزرگ مي‌باشند. بر این اساس مشاهده شد که در بین محیط‌هاي مورد آزمایش داراب و کرج کمترین سهم را در ایجاد اثر متقابل ژنوتیپ×محیط داشته‌است. به نظر مي‌رسد بر این مبنا مي‌توان سینگل کراس ۷۰۷، ۶۴۷ و ۷۰۸ را واجد سازگاري خصوصي به شیراز و سینگل کراس‌هاي ۷۳، ۷۲۳ و ۷۲۲ را داراي سازگاري خصوصي به خرم آباد دانست (شکل ۲ و ۳). در این بررسي بر اساس آزمون F چهار مؤلفه اصلي اول معني‌دار شدند؛ لذا به منظور ارزیابي پایداري ژنوتیپ‌ها از مدل امي ۴ و پارامترهاي SIPC4، EV4، AMGE4 براي برآورد پایداري کلیه ژنوتیپ‌ها استفاده شد (جدول۵).

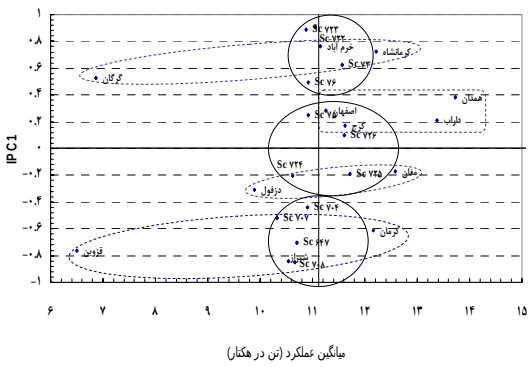
جدول ۵- آماره‌هاي پایداري براي ژنوتیپ ها در مدل AMMI4

ژنوتیپ	$SIPC_4$	EV_4	AMGE4
SC 708	۱/۳۲۲	۰/۰۰۳۳	۰/۱۹۳
SC 76	۰/۸۰۵	۰/۰۰۱۹	۰/۲۵۴
SC 75	۰/۹۷۴	۰/۰۰۱۷	۰/۲۸۸
SC 73	۱/۲۴۸	۰/۰۰۲۷	۰/۰۶۸
SC 707	۱/۶۵۸	۰/۰۰۳۳	-۰/۷۰۳
SC 722	۱/۷۴۶	۰/۰۰۴۳	۰/۴۱۱
SC 723	۱/۳۲۸	۰/۰۰۲۹	۰/۲۹۴
SC724	۱/۴۰۹	۰/۰۰۳۴	-۰/۰۵۳
SC 725	۱/۲۴۰	۰/۰۰۴۴	۰/۱۳۸
SC 726	۱/۲۳۲	۰/۰۰۴۳	-۰/۳۲۷
SC 647	۱/۵۲۲	۰/۰۰۲۹	۰/۱۵۱
SC 704	۱/۶۷۵	۰/۰۰۴۶	۰/۳۱۵

AMGE4 و$SIPC_4$ و EV4 پارامترهاي پایداري براي مدل AMMI4 مي‌باشند



شکل۲- نمودار دو بعدي مقادیر میانگین عملکرد دانه و IPC1 ژنوتیپ‌ها و محیط‌ها. گروه‌بندي ژنوتیپ‌ها و محیط‌ها براساس نتایج تجزیه خوشه‌اي با روش وارد و بر مبناي مقادیر IPC۱ صورت‌گرفته‌است.

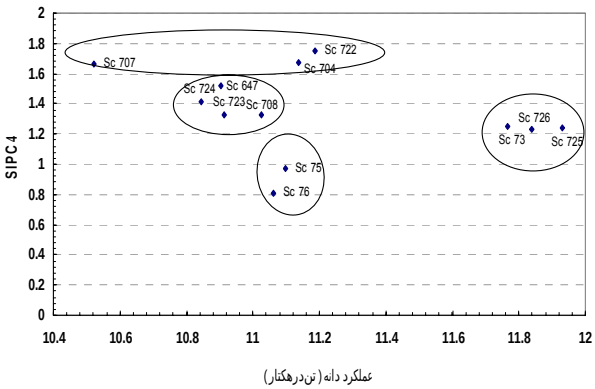


شکل ۳- نمودار دو بعدي حاصل از مقادیر میانگین عملکرد دانه و IPC1 ژنوتیپ‌ها و مکان‌ها

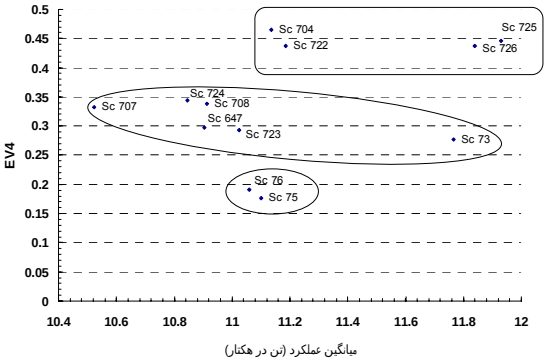
پارامتر SIPC4 از مجموع مقادیر جذر ریشه مشخصه، $\lambda_k^{\frac{1}{4}}\gamma_{ik}$ ، بدست مي‌آید که در حقیقت همان ضرایب عاملي هستند. پارامتر EV4 در ارتباط با متوسط مجموع مربعات پارامترهاي اثر متقابل (بردارهاي مشخصه) مي‌باشد و پارامتر AMGE4 تابع مولفه‌هاي ژنوتیپ و محیط است. اندیس چهار در سه پارامتر مذکور نشان‌دهنده آن است که براي محاسبه این پارامترها چهار مولفه اصلي اول در نظر گرفته شده است. براساس این معیارها، مقادیر قدر مطلق کوچک و نزدیک صفر حاکي از عدم اثر متقابل ژنوتیپ×محیط براي ژنوتیپ مربوطه است و مقادیر بزرگ نشان دهنده وجود اثر متقابل زیاد در آن رقم است. نتایج تجزیه خوشه‌اي ژنوتیپ‌ها بر مبناي آماره SIPC4 نشان داد که هیبریدهاي SC75 و SC76 با دارا بودن کمترین

مقدار SIPC4 ارقام پايدار هستند. هيبريدهاي SC722، SC704 و SC707 در گروه سوم با بالاترين مقادير SIPC4، ناپايدارترين ژنوتيپ‌ها در نظر گرفته شدند. تجزيه الگوي واكنش ژنوتيپي بر مبناي اين آماره پايداري و ميانگين عملكرد ژنوتيپ‌ها (شكل۴) نشان داد كه هيبريدهاي سينگل كراس ۷۲۶ و ۷۲۵ با پايين‌ترين مقدار اثرمتقابل و عملكرد بالاتر از ميانگين، ژنوتيپ‌هاي پايدار و با عملكرد بالا هستند.

تجزيه خوشه‌اي ژنوتيپ‌ها بر اساس آماره پايداري EV4 ژنوتيپ‌ها را به سه دسته متفاوت از لحاظ پايداري تقسيم كرد. گروه اول شامل SC76 و SC75 بود كه با كمترين مقدار EV4 پايدارترين ژنوتيپ‌ها در نظر گرفته شدند. ژنوتيپ‌هاي گروه دوم شامل سينگل كراس‌هاي ۷۰۷، ۷۲۴، ۷۰۸، ۶۴۷، ۷۲۳ و ۷۳ با مقدار EV4 حد واسط، داراي پايداري متوسط بودند. گروه سوم شامل سينگل كراس‌هاي ۷۲۲، ۷۲۶، ۷۲۵ و ۷۰۴ با بالاترين ميزان EV4 بود كه ناپايدارترين گروه مي‌باشد. تجزيه الگوي واكنش ژنوتيپي بر اساس EV4 گروه‌بندي تقريباً مشابهي با SIPC4 ارائه نمود. بر اساس اين نمودار نيز SC75 و SC76 بعنوان پايدارترين ژنوتيپ‌ها شناسائي شدند (شكل۵). در هر دو گروه‌بندي حاصل از تجزيه خوشه‌اي بر اساس EV4 و SIPC4 گروه‌هاي پايداري يكسان بودند و تنها اختلاف در جابجايي برخي ژنوتيپ‌ها از گروه متوسط به گروه ناپايدار مي‌باشد.



شكل ٤- نمودار دو بعدي حاصل از مقادير ميانگين عملكرد دانه و SIPC4 ژنوتيپ‌ها. خطوط پيوسته گروه‌بندي‌هاي حاصل از تجزيه خوشه‌اي ژنوتيپ‌ها را بر مبناي مقادير SIPC4 نشان مي‌دهند.



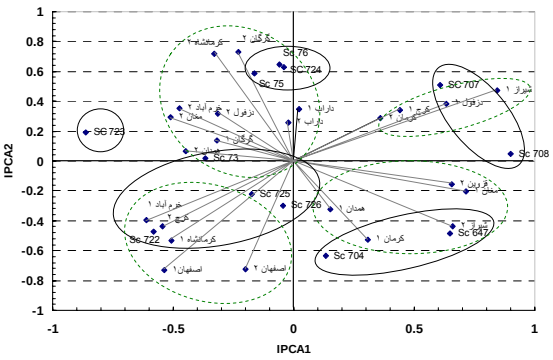
شكل ۵- نمودار دو بعدی حاصل از مقادير ميانگين عملكرد دانه و EV4 ژنوتيپ‌ها. خطوط پيوسته گروه‌بندیهای حاصل از تجزيه خوشه‌ای ژنوتيپ‌ها را بر مبنای مقادير EV4 نشان می‌دهند.

Chapman et al. (1977) در ارزيابي ده ژنوتيپ ذرت متحمل به خشكي طي مراحل گلدهي و پرشدن دانه و با هدف مطالعه پتانسيل بالاي عملكرد، از روش‌هاي برداريابي و تجزيه الگوي واكنش ژنوتيپي استفاده نمودند. در اين روش‌ها امكان شناسايي ژنوتيپ‌هايي كه داراي الگوي پاسخ مشابه در يك طيف از محيط‌ها باشند امكان‌پذير است. همچنين تجزيه الگوي واكنش ژنوتيپي امكان شناسايي محيط‌هايي كه پاسخ‌هاي مشابه نشان مي‌دهند را فراهم مي‌كند. در ضمن با استفاده از تجزيه الگوي واكنش ژنوتيپي مي‌توان ژنوتيپ‌هاي با سازگاري خصوصي را به محيط‌هاي مربوط منتسب نمود. Shah Mohammadi (2003) تجزيه خوشه‌اي را براساس فاصله اقليدسي به روش وارد و Chapman et al. (1997) تجزيه خوشه‌اي را بر مبناي ماتريس عدم تشابه بر اساس مربع فاصله اقليدسي به روش وارد انجام دادند. در مطالعه Shah Mohammadi (2003) باي‌پلات بر روي دو مؤلفه اول ژنوتيپ و محيط ترسيم شد. در مطالعه مذكور سه گروه و در مطالعه Chapman et al. (1997) چهار گروه مشتق شده از تجزيه خوشه‌اي ژنوتيپ‌ها بر اساس ميانگين، بر روي اين نمودار متمايز شدند. با استفاده از اين نمودار امكان بررسي ارتباط بين ژنوتيپ‌ها و محيط‌ها فراهم گرديد. در مطالعه Chapman et al. (1997) عنوان شد كه زاويه بين بردارهاي محيطي در تفسير مشابهت‌هاي محيطي ارزشمند بوده و زاويه حاده بين دو بردار محيطي مشخص‌كننده همبستگي بالاي دو محيط است. زاويه قائمه بين دو بردار محيطي بيانگر عدم وجود همبستگي

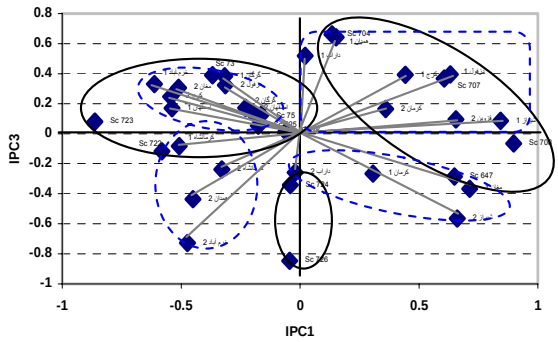
است و زاويه بزرگتر از ۹۰ درجه بين دو بردار محيطي بيانگر همبستگي منفي دو محيط از لحاظ ايجاد اثر متقابل مي باشد. در آزمايش Burak & Broccoli (2000) نيز اثر متقابل ژنوتيپ×محيط توسط دو مولفه ضربي در يک نمودار دو بعدي نشان داده شد. در اين مطالعه طول خط رقم منعکس کننده مقدار اثر متقابل براي هر رقم و ارقام داراي بيشترين اثر متقابل داراي بلندترين طول عنوان شدند. زاويه بين خطوط رقم مرتبط با اثر متقابل باقيمانده‌ها معرفي شد و ژنوتيپ‌هاي نزديک‌تر به مرکز نمودار دو بعدي پايدارتر مطرح گرديدند. در مطالعه Mohammadinejad (2001) نيز تجزيه الگوي واکنش ژنوتيپي بر روي مولفه‌هاي اصلي اول و دوم و هر کدام جداگانه با ميانگين ترسيم شد در اين مطالعه دو مولفه اول در مجموع بيش از ۸۰ % از مجموع مربعات اثر متقابل ژنوتيپ×محيط را توجيه مي‌نمودند.

ژنوتيپ‌ها و محيط‌ها بر اساس مقادير مؤلفه‌هاي اصلي اول و دوم نقطه‌يابي شده‌اند. اين بای‌پلات جمعاً ۴۶% اطلاعات مربوط به اثر متقابل ژنوتيپ × محيط را توجيه کرد. به منظور دسته‌بندي ژنوتيپ‌ها و محيط‌ها بر اساس اطلاعات بيان شده توسط مؤلفه‌هاي اصلي اول تا سوم اثرمتقابل، تجزيه الگو بر روي مقادير مؤلفه‌هاي اصلي اول، دوم و سوم اثرمتقابل ژنوتيپ‌ها و نيز مؤلفه‌هاي اصلي اول تا سوم اثرمتقابل محيط‌ها به طور هم زمان انجام شد. گروه ۱ که در آن هيبريدهاي با IPC1 و IPC2 کوچك قرار گرفته‌اند، شامل ژنوتيپ‌هاي سينگل کراس‌هاي SC ۷۲۵، SC ۷۲۶ و SC ۷۳ مي‌باشد. بقيه گروه‌ها با فاصله از دو محور قرار داشته و در نتيجه با واکنش ناپايداري همراه هستند. بديهي است که با توجه به اين‌که سهم مؤلفه اصلي اول در دستجات مذکور بيشتر از سهم مؤلفه اصلي دوم است، گروه‌بندي‌هاي فوق‌الذکر بيشتر بر اساس اطلاعات اولين IPC بوده و تا حدود زيادي مشابه گروه‌بندي بر مبناي IPC1 مي‌باشد (شکل۶).

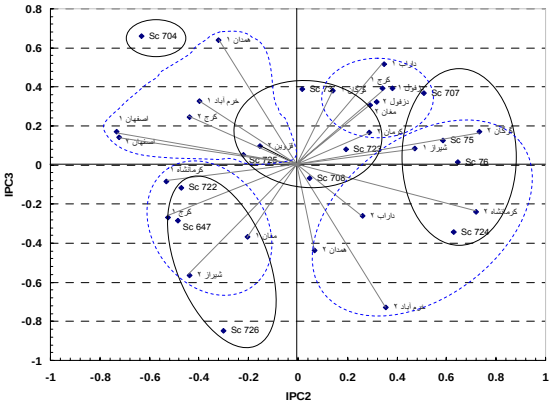
تجزيه خوشه‌اي بر روي مقادير مؤلفه‌هاي اصلي اول (IPC1) و سوم (IPC3) اثرمتقابل ژنوتيپ‌ها و محيط‌ها نيز هيبريدهاي سينگل کراس‌هاي SC ۷۶ ، SC ۷۵ و SC ۷۲۵ را پايدارترين ژنوتيپ‌ها معرفي نمود (شکل۷) در حالي که تجزيه الگوي واکنش ژنوتيپي بر اساس مولفه‌هاي دوم و سوم ژنوتيپ‌هاي SC 73، SC 725، SC 723 و SC 708 را پايدار تر از بقيه نشان داد (شکل ۸).



شکل ٦- نمودار دو بعدي حاصل از مقادير IPC۱ و IPC۲ ژنوتيپ‌ها و محيط‌ها. خطوط پيوسته و خطچين به ترتيب گروه‌بنديهاي حاصل از تجزيه خوشه‌اي ژنوتيپ‌ها و محيط‌ها بر مبناي مقادير دو مولفه اصلي اول را نشان مي‌دهند. خطوط افقي و عمودي ممتد به ترتيب ازنقاط IPC1 و IPC۲ برابربا صفر مي‌گذرند.

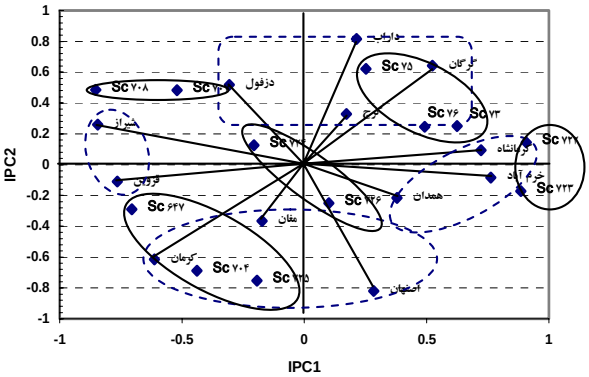


شکل ۷- نمودار دو بعدي حاصل از مقادير IPC۱ و IPC۳ ژنوتيپ‌ها و محيط‌ها. خطوط پيوسته و خطچين به ترتيب گروه‌بنديهاي حاصل از تجزيه خوشه‌اي ژنوتيپ‌ها و محيط‌ها برمبناي مقادير دو مولفه اصلي اول و سوم را نشان مي‌دهند.خطوط افقي و عمودي ممتد به ترتيب از نقاط IPC1 و IPC۳ برابر با صفر مي گذرند.



شکل ۸- نمودار دو بعدي حاصل از مقادير IPC۲ و IPC۳ ژنوتيپ‌ها و محيط‌ها. خطوط پيوسته و خطچين به ترتيب گروه بندي‌هاي حاصل از تجزيه خوشه‌اي ژنوتيپ‌ها و محيط‌ها بر مبناي مقادير دو مولفه اصلي دوم و سوم را نشان مي‌دهند. خطوط افقي و عمودي ممتد به ترتيب از نقاط IPC2 و IPC۳ برابربا صفر مي گذرند.

تجزيه خوشه‌اي بر مبناي تركيب دو تايي مقادير اولين تا سومين مؤلفه اصلي چهار گروه محيطي را تفكيك كرد كه نتايج حاصله تا حدودي متفاوت از يكديگر بودند زيرا هر يک جنبه خاصي از اثر متقابل موجود را توجيه مي‌نمودند به طور مثال در پلات حاصل از دو مولفه دوم و سوم قزوين ۲ كمترين مقدار را نشان مي داد در حالي كه در دو پلات ديگر نسبت به مبدا در فاصله دورتري قرار گرفته بود. در نمودارهاي تجزيه الگوي واكنش ژنوتيپي خطوط پيوسته و خطچين به ترتيب گروه‌بندي‌هاي حاصل از تجزيه خوشه‌اي بر روي مقادير مولفه‌هاي اصلي مربوطه ژنوتيپ‌ها و محيط‌ها را نشان مي‌دهد (شكل‌هاي ۲ تا ۹). بر اساس واكنش توأم دو IPC اول مشاهده مي‌گردد كه SC726 داراي بيشترين پايداري عمومي است. SC724 و SC725 نيز پايداري عمومي داشتند. بر اين اساس هيبريد SC722 داراي اثر متقابل بالا و منفي بودند و SC707 اثر متقابل بالا و مثبت را نشان دادند. بر مبناي نمودار دو بعدي IPC1 و ميانگين مي‌توان هيبريدهاي SC647 و SC704 را واجد سازگاري خصوصي با منطقه كرمان دانست و SC722 را داراي سازگاري خصوصي با منطقه كرمانشاه تلقي نمود. همچنين مي‌توان رقم SC723 را با منطقه خرم اباد، و ارقام SC73، SC75 و SC76 را نسبت به منطقه گرگان واجد سازگاري خصوصي دانست (شكل۹).



شكل ۹- نمودار دو بعدي حاصل از مقادير IPC۱ و IPC۲ ژنوتيپ‌ها و مكان‌ها. خطوط پيوسته و خطچين به ترتيب گروه‌بنديهاي حاصل از تجزيه خوشه‌اي ژنوتيپ‌ها و مكان‌ها بر مبناي مقادير دو مولفه اصلي اول را نشان مي‌دهند. خطوط افقي و عمودي ممتد به ترتيب ازنقاط IPC1 و IPC۲ برابربا صفر مي‌گذرند.

بردارهاي محيطي نمودار پراكنش IPC1 در مقابل IPC2 بيانگر همبستگي مثبت بين شيراز ۱، دزفول ۱، كرج۱ و كرمان۲ در بيان اثر متقابل مي‌باشند (شكل۷). مقايسه باي‌پلات‌هاي ترسيم شده براي مدل AMMI نشان داد كه در اكثر نمودارهاي تجزيه الگوي واكنش ژنوتيپي ترسيم شده بر مبناي SIPC4 و EV4 هيبريدهاي SC75 و SC76 و بر مبناي بردارهاي مولفه اصلي SC725 و SC726 واكنش پايداري عمومي را از خود نشان دادند كه SC725 با دارا بودن عملكرد بيش از ميانگين واجد سازگاري عمومي مطلوب مي‌باشد، SC76 به دليل عملكرد كمتر از ميانگين، رقمي با سازگاري عمومي ضعيف در نظر گرفته شد. تفسيرهاي ارائه شده بر مبناي باي‌پلات‌هاي فوق به دليل توجيه سهم‌هاي متفاوت هر باي‌پلات از اثر متقابل ژنوتيپ×محيط تا حدودي متفاوت بود. اين تفاوت در باي‌پلات‌هاي با درجه بالاتر به دليل در برداشتن سهم كمتر اثر متقابل بيشتر بود. ولي در اكثر باي‌پلات‌ها، SC704 به عنوان ناپايدارترين ژنوتيپ‌ها تشخيص داده شدند،و ساير هيبريدها واكنشي بين ناپايداري تا پايداري ضعيف را نشان دادند. در تجزيه كلاستر بر روي اولين مولفه اصلي مكان‌ها، مناطق كرمانشاه، خرم آباد و گرگان داراي بيشترين مقدار IPC1 و مثبت بودند و مناطق كرمان، شيراز و قزوين داراي IPC1 منفي و بزرگ بودند. در گروه سوم با كمترين مقدار IPC دو گروه مجزاي داراي مولفه مثبت و منفي به ترتيب شامل همدان، داراب، اصفهان و كرج و گروه دوم شامل مغان و دزفول گروه‌بندي شد. اعمال نتايج حاصله بر روي نمودار دو بعدي IPC1 و ميانگين عملكرد در شكل۳ نشان داده شده است. ژنوتيپ ها و مكان هاي داراي واكنش ضربي مشابه داراي واكنش اثر متقابل يكساني بوده و لذا در مجاورت يكديگر قرار گرفته‌اند. براساس اين نمودار، ژنوتيپ و مكان‌هاي نزديک خط افقي (محور IPC) داراي كمترين اثرات متقابل ضربي و واكنش مشابه و ژنوتيپ‌ها و محيط‌هاي نزديک خط عمودي (ميانگين عملكرد) داراي واكنش اثرات اصلي جمع‌پذير مشابه و متوسط بودند. از آنجا كه ژنوتيپ‌ها و مكان‌هاي داراي IPC بزرگ منفي و مثبت داراي بيشترين اثرات متقابل مي‌باشند لذا ناپايدارترين‌ها محسوب مي‌گردند. ژنوتيپ‌ها و مكان‌هاي داراي علامت يكسان واكنش ضربي (اثر متقابل) همسو و با علامت مختلف داراي واكنش اثر متقابل منفي مي‌باشند.

در مطالعه اثرات متقابل ژنوتيپ×محيط و تجزيه پايداري ارقام جو با استفاده از روش امي توسط

Shah Mohammdi (2003) تنها از دو مولفه اول براي ترسيم نمودارهاي دو بعدي استفاده شد. Mohammadinejad (2002) در مطالعه ارقام يولاف در شش محيط دو مولفه اصلي را با توجيه بيش از ۸۰ % از تغييرات اثر متقابل ژنوتيپ×محيط انتخاب كرد. در اين مطالعه از نمودار دو بعدي مكان‌ها و ژنوتيپ‌ها براي تفسير نتايج استفاده شد. Annicchiarico (1997) در ارزيابي اثر متقابل ژنوتيپ×محيط، ۱۰ لاين يولاف طي ۳ سال در ۷ مكان بر اساس تجزيه واريانس مركب، اثرات متقابل ژنوتيپ×سال و ژنوتيپ×سال×منطقه معني‌داري را مشاهده كرد، ولي اثر متقابل ژنوتيپ×مكان معني‌داري را مشاهده ننمود. در ارزيابي اثر متقابل ژنوتيپ×مكان بر اساس مدل امي، آزمون F براي مؤلفه اصلي اول بسيار معني‌دار و براي مؤلفه اصلي دوم غيرمعني‌دار بود، در حالي كه با آزمون F پيشنهادي توسط كرنليوس يا FGH2 مؤلفه اول در سطح احتمال ۵ درصد معني‌دار و مولفه دوم غيرمعني‌دار بود. در ارزيابي ۱۸ ژنوتيپ گندم در همين پژوهش، ۵ مؤلفه اصلي بر مبناي آزمون F معني‌دار بودند، ولي با آزمون FGH_2 فقط دو مؤلفه بسيار معني‌دار در توجيه اثرمتقابل ژنوتيپ×مكان مشاهده شدند. Fatahi et al. (1998) در ارزيابي پايداري ژنوتيپ‌هاي جو در مكان‌هاي مختلف كشور باترسيم باي‌پلات مؤلفه‌هاي اصلي اول و دوم براي ژنوتيپ‌ها و محيط‌ها نشان دادند كه گروهي از ژنوتيپ‌ها داراي اثر متقابل كوچك بوده و پايدارتر از ساير ژنوتيپ‌ها هستند. در ضمن بين محيط‌ها، مكان‌هاي يزد و ورامين اثر متقابل كوچك‌تري نشان دادند، لذا توصيه‌هاي مربوط به آنها از قابليت اطمينان بيشتري برخوردار بود.

نتايج كلي اين آزمايش را مي‌توان به اين صورت ارائه نمود: تجزيه واكنش ژنوتيپ‌ها در قالب مدل چند متغيره امي بر مبناي دو مؤلفه اصلي اثر متقابل ۴۶% تغييرات اثر متقابل ژنوتيپ×محيط را توجيه كرد. بر اساس باي‌پلات حاصل از اولين مؤلفه اصلي و ميانگين ژنوتيپ‌ها، هيبريدهاي سينگل كراس SC۷۲۴، SC۷۲۶ ، SC۷۲۵ و SC۷۶ پايدارترين واكنش را نشان دادند و كمترين IPC1 متعلق به سينگل كراس ۷۶ SC بود، در حالي كه سينگل كراسSC۷۲۳، SC۷۰۷ و SC۷۲۲ ناپايدار تلقي گرديدند. در نهايت تجزيه الگوي واكنش ژنوتيپي بر مبناي دو مؤلفه اصلي اول و دوم سينگل كراس‌هاي SC۷۲۶ و SC۷۲۵ را پايدارترين هيبريدها معرفي كرد. همچنين بر اساس اين مدل ارزيابي ژنوتيپ‌هاي اميدبخش ذرت در سال‌ها و مكان‌هاي مختلف، جهت تجزيه واكنش سازگاري و انتساب ارقام به مكان‌هاي خاص كشور پيشنهاد مي‌شود.

سپاسگزاری

در پايان از همكاري‌هاي بخش تحقيقات ذرت و گياهان علوفه‌اي موسسه تحقيقات اصلاح و تهيه نهال و بذر كرج، معاونت پژوهشي پرديس كشاورزي و منابع طبيعي كرج و كليه دست اندركاران انجام اين پژوهش و زحمات صميمانه جناب آقاي مهندس معيني در بخش تحقيقات ذرت و گياهان علوفه‌اي موسسه تحقيقات اصلاح و تهيه نهال و بذر كرج سپاسگزاريم.

REFERENCES

1. Allard, R. W. & Bradshaw, A. D. (1964). Implications of genotype-environment interactions in applied plant breeding. *Crop Sci*, 4, 503-508.
2. Annicchiarico, P. (1997). Joint regression vs AMMI analysis of genotype – environment interactions for cereals in Italy. *Euphytica*, 94, 53 – 62.
3. Arnulf Kanzler. (2002). *Genotype x Environment Interaction in Pinus patula and its implications in South Africa*, A Doctoral thesis of Philosophy to the Graduate Faculty of North Carolina State University.
4. Baker, R. B. (2002). *Additive main effect and multiplicative interaction*, http://chke.usask.ca/r baker/g×e/html/
5. Bidinger, F. R., Hammer, G. L. & Muchow, R. C. (1996). The physiological Basis of genotype by Environment Interaction in Crop Adaptaion, *Canadian Journal of Plant Science*, 68, 405-410.
6. Burak, R. & Broccoli, A. M. (2000). Genotype by environment interaction on popping expansion and yield in popcorn hybrids cultivated in Argentina , *MNL,* 74, 44
7. Byth, D. E. (1981). A conceptual basis of genotype x environment interaction for plant movement. p.27-50. In D.E. Byth, and V.E. Mungomery (eds). Interpretation of plant response and adaptation to agricultural environments. Queensland Branch, Australian Institute of Agricultural Science, Brisbane.
8. Chapman, S., Crossa, J. & Edmeades, O. G. (1997). Genotype by environment effects and selection for drought tolerance in tropical maize. I. Two mode pattern analysis of yield, Euphytica, 95,101-109

9. Clements, R. J., Williams, R. J., Grof, B. & Hacker, J. B. (1983). In R. L. Burt, P. P. Rotar, J. L. Walkerand M. W. Silvey (eds)., "The Role of Centrosema, Desmodium and Strlosanthes in Improving Tropical Pastures", Westview Tropical Agriculture Series No 6 pp. 69-96.
10. Crossa, J. (1990). Statistical analyses of multilocation trials. *Adv Agron*, 44, 55-85.
11. Crossa, J., Fox, P. N., Pfeiffer, W. H., Rajaram, S. & Gauch, H. G. (1991). AMMI adjustment for statistical analysis of an international wheat yield trial. *Theor Appl Genet*, 81, 27-37.
12. Crossa, J., Gauch, H. G., Jr. & Zobel, R. W. (1990). Additive main effects and multiplicative interaction analysis of two international maize cultivar trials. *Crop Sci*, 30, 493 – 500.
13. Eberhart, S. A. & Russell, W. A. (1966). Stability parameters for comparing varieties, *Crop Sci*, 6, 36 – 40.
14. Evans, D. M., Gillespie, N. A. & Martin, N. G. (2002). Biometrical genetics, *Biological Psychology*, 61, 33-51.
15. Farzad, M. (1997). *Maize hybrid introduction, Agricultural Research and Education Organization* (AREO).
16. Fatahi, F., Moghadam, M., Gerami, A. & Yusefi, A. (2003). Stability Analysis in Barley Cutivares Using Redundancy Analysis and LISREL Methods, *Agricultural Science Journal*, 13 (4), 87-102.
17. Fatahi, F., Moghadam, M., Gerami, A. & Yusefi, A.(1998). Repeatability assessment of some stability parameters in Barley, Abstract book, In: Proceedings of *5th Iranian Agronomy Congress, Seed & Plant Certification and Registration Research Institute*, P.23
18. Fehr, W. R. & Hadley, H. H. (1980). Hybridization of Crop Plants. American Society of Agronomy, Inc. Madison, Wis.
19. Gauch, H. G. & Zobel, R. W. (1988). Predictive and postdictive success of statistical analyses of yield trials. *Theor Appl Genet*, 76,1-10.
20. Gauch, H. G. (1990). Full and reduced models for yield trials, *Theor Appl Genet*, 80, 153 – 160.
21. Gauch, H. G. & Zobel, R. W. (1990). Imputing missing yield trial data. *Theor Appl Genet*, 79, 753-761.
22. Gauch, H. G. (1988). Model selection and validation for yield trials with interaction. *Biometrics*,44,705-715.
23. Hayward, M. D., Bosemark, N. O. & Romagosa, I. (1993). *Plant breeding, principles and prospects, Chapman and Hall*. London, U. K.
24. Kang, M. S. (2002). *Quantitative Genetics, Genomics and Plant breeding*. CRC Press, Louisiana state University, USA.
25. Kang, M. S. & Gorman, D. P. (1989). Genotype×environment interaction in maize. *Agron J*, 18, 662 – 664.
26. Kearsay, M. J. & Pooni, H. S. (1996). *The genetical analysis of quantitative traits*. Chapman and Hall, London.
27. Kempton, R. A. (1984). The use of biplots in interpreting variety by environment interaction. *Agr Sci* 103, 123–135.
28. Khodabandeh, N. (1995). *Cereals*, 4th Ed., UT Press
29. Lin, C. S., Binns, M. R. & Lefkovitch, L. P. (1986). Stability analysis: where do we stand? *Crop Sci*, 26, 894 – 899.
30. Marcelo Soriano Viana, J. & Cruz, C. D. (2002). Analysis of stability and adaptability through different models of linear regression, *Ciênc Agrotec Lavras*, 26, 455-462.
31. Mohammadinejad, G. (2002). *Comparison of different stability parameters in Oat varieties,* M. Sc. thesis in Plant breeding, Isfahan University of Technology
32. Shah Mohammadi, M. (2003). *Yield stability determination in Barley using different stability methods*, M.Sc. thesis, Tarbiat Modarres University
33. Sneller, C. H., Kilgore, L. & Dombek, D. (1997). Repeatability of yield stability statistics in soybean. *Crop Sci*, 37, 383 – 390.
34. Sprague, G. F. & Federer, W. T. (1951). A comparison of variance components in corn yield trials. 2. Error, year x variety, location x variety, and variety components. *Agron J*, 43, 535-541.
35. Tai, G. C. C. (1979). Analysis of genotype environment interaction of potato yield. *Crop Sci*, 19, 434 – 438.
36. Torrecillas, M. G. & Bertoia, L. M. (2000). Stability analysis of forage response in maize. *Maize Genetics Cooperation Newsletter*, 74, 45.
37. Willers, J. L., Wagner, T. L., Sequeira, R. A., Theseirea, G. W. & Boykin, D. L. (1995). Analysis of deterministic simulation models using methods application. *Agron J*, 87, 478 – 492.
38. Zobel, R. W., Wright, M. J. & Gauch, H. G. (1988). Statistical analysis of a yield trial. *Agron J*, 80, 388 – 393.