DOI: http://dx.doi.org/10.22092/jsb.2012.658

بررسی اثر متقابل ژنوتیپ در محیط برای ارقام منوژرم چغندرقند با استفاده از روش AMMI

Study of genotype ×environment interaction for sugar beet monogerm cultivars using AMMI method

فرزاد مرادی[1]*، هوشمند صفری[2] و علی جلیلیان[3]

تاریخ دریافت: ۸۸/۱۱/۲۱ ؛ تاریخ پذیرش: ۹۰/۱۰/۷

ف. مرادی، ه. صفری و ع. جلیلیان. ۱۳۹۱. بررسی اثر متقابل ژنوتیپ در محیط برای ارقام منوژرم چغندرقند با استفاده از روش AMMI. **مجله چغندرقند ۲۸(۱): ٦٦- ٥٥**

چکیده

به منظور بررسی اثر متقابل ژنوتیپ در محیط و پایداری ارقام چغندرقند، چهار رقم منوژرم چغندرقند، شامل شیرین، زرقان، لاتیتیا و هیبرید ۷۱۱۲ در پنج منطقه مهم حوزه چغندرکاری کارخانه قند بیستون شامل کنگاور، صحنه، دینور، چم‌چمال و روانسر در قالب طرح بلوک‌های کامل تصادفی با سه تکرار به مدت سه سال (۸۷-۱۳۸۵) مورد مطالعه قرار گرفتند. نتایج تجزیه واریانس نشان داد که اثرات اصلی ژنوتیپ، محیط و اثر متقابل ژنوتیپ در محیط برای صفات عملکردریشه، عیارقند و عملکردشکر معنی‌دار است. مدل AMMIبا دو مؤلفه اصلی اول بیشترین درصد از اثرات متقابل ژنوتیپ در محیط (۹۹/۹، ۹۹/۳ و ۹۹/٤ درصد به ترتیب برای صفات عملکردریشه، عیارقند و عملکردشکر) را تبیین نمود. بای‌پلات‌های حاصل از مؤلفه‌های اصلی اثر متقابل و میانگین صفات مورد بررسی نشان داد که، لاتیتیا برترین ژنوتیپ بود، اما کمترین سازگاری عمومی را داشت و با منطقه صحنه سازگاری خصوصی نشان داد. رقم زرقان بیشترین سازگاری عمومی را با مناطق داشت اما مقادیر متوسطی برای صفات مورد مطالعه نشان داد. هیبرید ۷۱۱۲ نیز با کنگاور سازگاری خصوصی نشان داد. در بین مناطق از نظر صفات مورد مطالعه، صحنه مطلوب‌ترین منطقه بود و با چم‌چمال قرابت محیطی بالا داشت. باتوجه به میانگین صفات و دو مؤلفه اول اثر متقابل، دینور نامناسب‌ترین منطقه برای کشت ارقام مورد مطالعه بود. بنابراین صحنه و روانسر به عنوان مناطق مناسب کشت چغندرقند، توصیه می‌شوند و لاتیتیا، به‌عنوان ژنوتیپی مناسب در بین ارقام مورد بررسی برای این مناطق معرفی می‌گردد.

واژه‌های کلیدی: اثر متقابل ژنوتیپ در محیط، پایداری، چغندرقند، AMMI

۱- کارشناس ارشد اصلاح نباتات دانشگاه پیام نور کرمانشاه * - نوسینده مسئول moradi_farzad@yahoo.com
۲- مربی مرکز تحقیقات کشاورزی و منابع طبیعی استان کرمانشاه
۳- استایار مرکز تحقیقات کشاورزی و منابع طبیعی استان کرمانشاه

مقدمه

سطح زیر کشت چغندرقند (*Beta vulgaris*) در ایران در سال ۱۳۸۶، ۵۴هزار هکتار با متوسط عملکرد ۳۴ تن در هکتار اعلام گردیده است. استان کرمانشاه با میانگین عملکرد ۳۴/۲ تن در هکتار و داشتن مقام سوم از نظر سطح زیر کشت یکی از استان‌های مهم در زمینه تولید چغندرقند می‌باشد (بی نام، ۱۳۸۶). بنابراین، توجه به تولید این محصول در استان کرمانشاه ضروری می‌باشد.

وجود اثرات متقابل محیط در ژنوتیپ سبب بروز تفاوت‌های قابل ملاحظه‌ای بین تظاهر ژنوتیپ‌ها در محیط‌های مختلف می‌شود که این موضوع باعث کاهش ارتباط بین تظاهر فنوتیپی و مقادیر ژنوتیپی می‌گردد (Delacy et al. 1990). از نقطه نظر متخصصین اصلاح و نباتات این اثر متقابل اگر باعث تغییر در رتبه ژنوتیپ‌ها نشود قابل صرف‌نظر کردن است، اما اگر به اندازه‌ای بزرگ باشد که باعث تغییر رتبه ژنوتیپ‌ها در محیط‌های مختلف گردد، قابل توجه بوده و باید مورد بررسی و تفسیر قرار گیرد (Raiger and Prabhakaran, 2001). از آن جایی که تجزیه و تحلیل روش‌های معمولی مثل استفاده از جدول‌های تجزیه واریانس مرکب فقط اطلاعاتی در مورد وجود یا عدم وجود اثر متقابل ژنوتیپ در محیط به دست می‌دهد، محققین روش‌های مختلف پایداری را بررسی کرده و هر کدام روشی را پیشنهاد کرده‌اند (روستایی و همکاران، ۱۳۸۲). مطالعات متعددی در زمینه بررسی پایداری ارقام مختلف چغندرقند در مناطق مختلف با استفاده از روش‌های پارامتری تک متغیره (ابراهیمیان و همکاران ۱۳۸۷؛ کشاورز و همکاران، ۱۳۸۰؛ Campbell and Kern 1982؛ Ggyllenspetz 1998) و هم چنین با استفاده از روش‌های چندمتغیره و مدل AMMI انجام شده است (رنجی و همکاران، ۱۳۸۴؛ Paul et al. 1993). روش اثرات اصلی جمع‌پذیر و اثر متقابل ضرب‌پذیر (Additive main effects and Multiplicative interaction AMMI) یکی از قوی‌ترین روش‌های تجزیه پایداری در آزمایش‌های ناحیه‌ای می‌باشد (Crossa 1990)، در این روش وجود دو مؤلفه اول معنی‌دار بهترین حالت برای بررسی اثر متقابل ژنوتیپ در محیط است (Akura et al. 2005). علت استفاده گسترده از روش AMMI این است که، این مدل بخش بزرگی از مجمـــوع انحرافات اثر متقابـل را توجیه می‌کند و اثرهای اصلی و متقابل را از یکدیگر تفکیک می‌نماید (Ebdon and Gauch 2002).

بررسی ضرایب همبستگی رتبه‌ای بین پارامترهای پایداری محاسبه شده برای عملکردریشه و عیارقند در ارقام چغندرقند نشان داد که اطلاعات حاصل‌از تجزیه AMMI در اکثر موارد بیشتر از سایر روش‌های تجزیه پایداری است و هم‌چنین اطلاعات جدیدی توسط این روش به‌دست می‌آید که توسط سایر روش‌ها قابل شناسایی نمی‌باشد (رنجی و همکاران، ۱۳۸۴).

با توجه به این‌که در چغندرقند ارقام با عملکرد بالا، نسبت به ارقام با عملکرد متوسط پایداری کمتری دارند (Ggyllenspetz 1998)، بنابراین بررسی پایداری زراعی ارقام چغندرقند، در محیط‌های متفاوت به منظور پیدا کردن ارقام پرمحصول و پایدار یکی از مسائل مهم در برنامه‌های به نژادی چغندرقند می‌باشد. هدف از این تحقیق شناخت اثر متقابل ژنوتیپ× محیط و بررسی سازگاری عمومی و خصوصی ارقام منوژرم چغندرقند در مناطق کشت کارخانه‌قند بیستون بر اساس مدل AMMI بوده است.

مواد و روش‌ها

چهار رقم منوژرم چغندرقند شامل شیرین، زرقان، لاتیتیا و هیبرید ۷۱۱۲ در آزمایشی به‌صورت طرح بلوک‌های کامل تصادفی با سه تکرار در پنج منطقه و سه سال متوالی (۸۷-۱۳۸۵) در حوزه‌های کشت چغندرقندکاری کارخانه‌قند بیستون در استان کرمانشاه، شامل کنگاور، صحنه، دینور، چم‌چمال و روانسر مورد بررسی قرار گرفت. شیرین دیپلوئید و تیپ قندی (Z)، هیبرید ۷۱۱۲ تریپلوئید، تیپ محصولی- نرمال (N-E)، زرقان دیپلوئید، تیپ نرمال متمایل به قندی و متحمل به بیماری ریزومانیا و لاتیتیا دیپلوئید، تیپ نرمال(N) و متحمل به ریزومانیا و ریزوکتونیا می‌باشد.

در هر سال زراعی اجرای آزمایش در مناطق مختلف، عملیات زراعی در پاییز سال قبل شامل شخم عمیق (۴۰ سانتی‌متر) و پخش کودفسفاته به میزان ۳۰۰-۲۰۰ کیلوگرم در هکتار اعمال گردید. در بهار عملیات تکمیلی تهیه زمین شامل شخم سطحی، دیسک و ماله‌کشی انجام شد. پس از ماله‌کشی، کوداوره به میزان ۲۰۰-۱۰۰ کیلوگرم در هکتار مصرف گردید (میزان کودمصرفی بر اساس آزمون خاک انجام شده توسط آزمایشگاه خاکشناسی کارخانه‌قند بیستون، تعیین شد). هر کرت شامل چهار خط کاشت با فواصل ۵۰ سانتی‌متر و به طول ۱۰ متر در نظر گرفته شد. فاصله بین کرت‌ها و تکرارها یک متر بود. جهت کنترل آفات و علف‌های هرز از سموم شیمیایی و روش‌های مکانیکی استفاده شد. در مرحله برداشت، پس از حذف ردیف‌های کناری و یک متر ابتدا و انتهای ردیف‌های وسط، همهٔ بوته‌های کرت برداشت و توزین شدند، بنابراین مجموع سطح برداشت هر کرت هشت مترمربع بود. تعداد ۲۵ عدد ریشه از هر کرت به عنوان نمونه به‌طور تصادفی انتخاب و از هر نمونه خمیر ریشه تهیه گردید و در سینی‌های مخصوص در فریزر نگه‌داری شدند و سپس جهت تعیین عیار قند به آزمایشگاه کارخانه‌قند بیستون انتقال داده شدند.

برای تجزیه اثر متقابل ژنوتیپ و محیط از مدل AMMI طبق رابطه (۱) استفاده شد.

$$Y_{ger} = \mu + \alpha_g + \beta_e + \Sigma_n \lambda_n \alpha_{gn} \gamma_{en} + \rho_{ge} + \varepsilon_{ger}$$

در این رابطه Y_{ger} عملکرد ژنوتیپ gام در محیط eام و تکرار rام، μ میانگین کل، α_g اثر اصلی ژنوتیپ (اختلاف میانگین یک ژنوتیپ از میانگین

ژنوتیپ‌ها)، β_e اثر اصلی محیط (اختلاف میانگین یک محیط از میانگین محیط‌ها)، λ_n یک مقدار ویژه برای محور مؤلفه اصلی nام، n تعداد محورهای PCA باقی‌مانده در مدل AMMI، α_{gn} بردار ویژه ژنوتیپ gام از n مؤلفه اصلی اثر متقابل (IPCA)، γ_{en} بردار ویژه محیط eام از n مؤلفه اصلی اثر متقابل، ρ_{ge} مربوط به باقیمانده اثر متقابل ژنوتیپ در محیط و ε_{ger} مربوط به خطا است (Cornelius 1993; Farshadfar and Sutka 2003). برای تعیین پایداری ژنوتیپ‌ها از مؤلفه‌های اصلی اول و دوم و به منظور ارتباط دادن ژنوتیپ‌های مختلف به محیط‌های متفاوت، از نمودارهای بای پلات استفاده شد (Gabriel 1971). برای محاسبات آماری و رسم نمودارها از نرم افزارهای آماری SPSS و Excel و برای تجزیه AMMI از نرم‌افزار IRISTAT استفاده شد.

نتایج و بحث

با توجه به این که اثر سال، اثر متقابل سال در ژنوتیپ و سال در مکان در ژنوتیپ برای صفات مورد مطالعه در آزمونF تجزیه واریانس مرکب ارقام طی سه سال بررسی در مناطق مختلف معنی‌دار نشد (جدول ۱)، بنابراین میانگین حاصل از سه سال، برای ارقام مورد بررسی در مناطق تحت مطالعه، مورد تجزیه AMMI قرار گرفت، به عبارت دیگر محیط شامل مناطق بود و اثر سال منظور نگردید.

جدول ۱ میانگین مربعات تجزیه واریانس مرکب برخی صفات اندازه گیری شده در ارقام مورد بررسی(۸۷-۱۳۸۵)

منابع تغییر	درجه آزادی	عملکرد ریشه	عیار قند	عملکرد شکر
سال	۲	۳۴/۱۰ ns	۲/۰۷ ns	۲/۴۷ ns
مکان	۴	۳۶۵/۴۴ **	۸/۸۰ **	۱۳/۸۷ **
سال × مکان	۸	۲۳/۳۳ ns	۰/۲۸ ns	۲/۲۴ *
خطای ۱	۳۰	۲۱/۰۶	۱/۲۰	۰/۸۷۵
رقم	۳	۱۴۱۵/۶۸ **	۶/۷۶ **	۵۳/۶۷ **
رقم × سال	۶	۲۵/۰۶ ns	۰/۲۸ ns	۱/۴۶ ns
رقم × مکان	۱۲	۱۰۰/۸۱ **	۱/۳۸ *	۳/۵۳ **
رقم × مکان × سال	۲۴	۲۲/۱۳ ns	۰/۸۶ ns	۱/۰۵ ns
خطای ۲	۹۰	۱۹/۳۵	۰/۷۲	۰/۹۶۷

** ، * و ns: به ترتیب معنی‌دار در سطح احتمال یک و پنج درصد و عدم وجود اختلاف معنی‌دار

نتایج تجزیه واریانس صفات نشان داد که اثر اصلی محیط و ژنوتیپ به ترتیب در سطح احتمال پنج و یک درصد معنی‌دار بودند (جدول ۲). وجود اختلاف معنی‌دار در بین ارقام بیان‌گر تفاوت پتانسیل ژنتیکی

ارقام مورد بررسی برای صفات مورد بررسی است، هم‌چنین وجود اختلاف معنی‌دار در بین مناطق مورد مطالعه نشان‌گر تنوع معنی‌دار در ساختار جمع‌پذیر داده‌ها برای صفات مورد بررسی در بین مناطق می‌باشد. نتایج مشابه توسط ابراهیمیان و همکاران (۱۳۸۷) و رنجی و همکاران (۱۳۸۴) گزارش شده است.

اثر متقابل ژنوتیپ در محیط نیز برای صفات مورد بررسی در سطح احتمال یک درصد معنی‌دار شد. سهم ژنوتیپ از درصد مجموع مربعات کل برای عملکردریشه، عیارقند و عملکردشکر به ترتیب برابر۶۱، ۳۰ و ۶۲ درصد و سهم محیط به ترتیب برابر ۲۱، ۴۵ و ۲۱ درصد برآورد گردید و برای اثر متقابل ژنوتیپ×محیط این مقادیر به ترتیب برابر۱۷/۵، ۲۳/۸ و ۱۶/۴ درصد بودند (جدول ۲). وجود میزان بالای سهم ژنوتیپ و محیط از درصد مجموع مربعات کل نشان دهنده تفاوت در پتانسیل ژنتیکی ارقام و هم‌چنین تفاوت در پتانسیل تولیدی محیط‌های مختلف می‌باشد (آقایی سربرزه و همکاران، ۱۳۸۶).

اثر متقابل ژنوتیپ×محیط به دو مؤلفه اصلی معنی‌دار ($p<0/05$) تفکیک گردید. سهم اولین مؤلفه اصلی اثر متقابل برای عملکردریشه، عیارقند و عملکردشکر از واریانس اثر متقابل ژنوتیپ در محیط به ترتیب برابر ۹۳/۱، ۶۲/۱۹ و ۷۴/۸ درصد و برای مؤلفه اصلی دوم به ترتیب برابر ۶/۸، ۳۲/۹ و ۲۴/۶ درصد بود (جدول ۲). تبیین درصد بالایی از واریانس اثر متقابل بین ژنوتیپ و محیط با دو مولفه اول اثر متقابل، بیان‌گر این مطلب است که این دو مؤلفه به‌خوبی تنوع معنی‌دار اثر متقابل ژنوتیپ و محیط ناشی از ساختار ضرب‌پذیر داده‌ها را بیان نمودند. فرشادفر و همکاران (۱۳۸۹) بیان داشتند، روش AMMI با توجه به این که با دو مؤلفه اصلی اول و دوم ۸۹/۳۰ درصد از تغییرات اثر متقابل ژنوتیپ در محیط را توجیه می‌کند، روش مناسبی برای تجزیه پایداری می‌باشد.

مقادیر مؤلفه‌های اصلی اثر متقابل (Interaction Principal components Score= IPCs) اول و دوم برای ژنوتیپ‌ها و مناطق در جدول‌های ۳ و ۴ ارائه شده است. نتایج مقایسه میانگین‌ها به روش دانکن برای اثرات اصلی محیط و ژنوتیپ نیز در همان جداول ارائه شده است. با توجه به نتایج مشخص می‌گردد که در بین مناطق مورد بررسی، صحنه و روانسر برای هر سه صفت مقادیر مطلوبی نسبت به دیگر مناطق داشتند و دینور ضعیف‌ترین مقادیر را برای این صفات به خود اختصاص داد. در بین ارقام لاتیتیا با توجه به هر سه صفت دارای بیشترین مقادیر بود و شیرین از این نظر نامطلوب‌ترین ژنوتیپ محسوب شد.

جدول ۲ تجزیه AMMI برای صفات مورد بررسی در ارقام چغندرقند (۸۷-۱۳۸۵)

منابع تغییر	درجه آزادی	عملکرد ریشه			عیار قند			عملکرد شکر		
		مجموع مربعات	درصد مجموع مربعات	میانگین مربعات	مجموع مربعات	درصد مجموع مربعات	میانگین مربعات	مجموع مربعات	درصد مجموع مربعات	میانگین مربعات
ژنوتیپ	۳	۴۷۱/۸۹	۶۱/۳۸^{a}	۱۵۷/۲۰**	۲/۴۸۶	۳۰/۱۷^{a}	۰/۸۲۸*	۱۷/۸۹	۶۲/۱۸^{a}	۵/۹۶**
محیط	۴	۱۶۲/۴۲	۲۱/۱۲^{a}	۴۰/۶۰*	۳/۷۸۵	۴۵/۹۳^{a}	۰/۹۴۶*	۶/۱۶	۲۱/۴۲^{a}	۱/۵۴*
ژنوتیپ×محیط	۱۲	۱۳۴/۴۱	۱۷/۵۰^{a}	۱۱/۲۰**	۱/۹۶۸	۲۳/۸۸^{a}	۰/۱۶۴**	۴/۷۲	۱۶/ ۴۰^{a}	۰/۳۹**
$IPCA_1$	۶	۱۲۵/۱۵	۹۳/۱۰^{b}	۲۰/۸۶**	۱/۲۲۴	۶۲/۱۹^{b}	۰/۲۰۴*	۳/۵۳	۷۴/۸۰^{b}	۰/۵۹*
$IPCA_2$	۴	۹/۱۵	۶/۸۰^{b}	۲/۲۹*	۰/۶۴۸	۳۲/۹۲^{b}	۰/۱۶۲*	۱/۱۶	۲۴/ ۶۰^{b}	۰/۲۹*
باقیمانده	۲	۰/۱۱	۰/۱۰^{b}	۰/۰۶	۰/۰۹۴	۴/۷۷^{b}	۰/۰۴۷	۰/۰۳	۰/۶۰^{b}	۰/۰۲
کل	۱۹	۷۶۸/۷۳			۸/۲۳۹			۲۸/۷۷		

** و *: به ترتیب معنی‌دار در سطح احتمال یک و پنج درصد

a و b : به ترتیب درصد از مجموع مربعات کل و مجموع مربعات اثر متقابل تیمار در محیط است.

جدول ۳ مقادیر مؤلفه اول و دوم اثر متقابل و میانگین صفات برای مناطق مورد بررسی (۸۷-۱۳۸۵)

محیط	عملکرد ریشه (تن در هکتار)			عیار قند (درصد)			عملکرد شکر (تن در هکتار)		
	میانگین	$IPCs_1$	$IPCs_2$	میانگین	$IPCs_1$	$IPCs_2$	میانگین	$IPCs_1$	$IPCs_2$
کنگاور	۲۹/۸۳ c	-۰/۶۷۵	۰/۱۱۹	۱۷/۴۹ a	۰/۵۳۹	۰/۲۸۴	۵/۲۴ cd	-۰/۲۹۵	۰/۲۵۷
صحنه	۳۷/۲۵ a	۲/۰۸۹	۰/۳۷۰	۱۷/۱۷ ab	-۰/۷۸۱	-۰/۲۱۴	۶/۴۰ a	۰/۸۴۹	-۰/۱۸۵
دینور	۳۰/۲۳ c	-۲/۳۷۷	-۰/۵۱۵	۱۶/۴۳ b	۰/۱۸۶	-۰/۲۸۹	۴/۹۷ d	-۱/۰۶۵	-۰/۲۶۹
چم چمال	۳۲/۸۱ bc	۰/۸۶۹	-۰/۵۷۷	۱۷/۴۱ a	-۰/۲۶۴	۰/۵۷۷	۵/۷۳ bc	۰/۴۱۹	-۰/۲۲۱
روانسر	۳۵/۱۹ ab	۰/۰۹۵	۱/۳۴۳	۱۷/۶۷ a	۰/۳۲۰	-۰/۳۵۸	۶/۲۵ ab	۰/۰۹۲	۰/۴۱۸

حروف مشابه در هر ستون معرف عدم اختلاف معنی‌دار در سطح احتمال پنج درصد بر اساس آزمون دانکن است.

جدول ٤ مقادیر مؤلفه اول و دوم اثر متقابل و مقایسه میانگین صفات برای ژنوتیپ‌های مورد بررسی (۸۷-۱۳۸۵)

ژنوتیپ	عملکرد ریشه (تن در هکتار)			عیار قند (درصد)			عملکرد شکر (تن در هکتار)		
	میانگین	$IPCs_1$	$IPCs_2$	میانگین	$IPCs_1$	$IPCs_2$	میانگین	$IPCs_1$	$IPCs_2$
لاتیتیا	۴۱/۰۸ a	۲/۷۸۸	۰/۳۷۵	۱۷/۵۰ a	-۰/۲۲۲	۰/۶۱۴	۷/۲۴ a	۱/۲۱۲	۰/۱۳۲
هیبرید ۷۱۱۲	۳۲/۰۵ b	-۱/۰۳۱	۰/۳۱۶	۱۷/۵۸ a	۰/۸۵۳	۰/۰۳۷	۵/۶۳ b	-۰/۵۶۶	۰/۳۹۱
شیرین	۲۸/۰۶ c	-۱/۵۳۰	۰/۶۷۳	۱۶/۶۹ b	-۰/۵۷۱	-۰/۱۲۷	۴/۶۷ c	-۰/۵۷۹	-۰/۰۵۰
زرقان	۳۱/۰۶ b	-۰/۲۲۷	-۱/۳۶۳	۱۷/۱۶ ab	-۰/۰۶۱	-۰/۵۲۴	۵/۳۴ b	۰/۰۶۷	-۰/۴۷۳

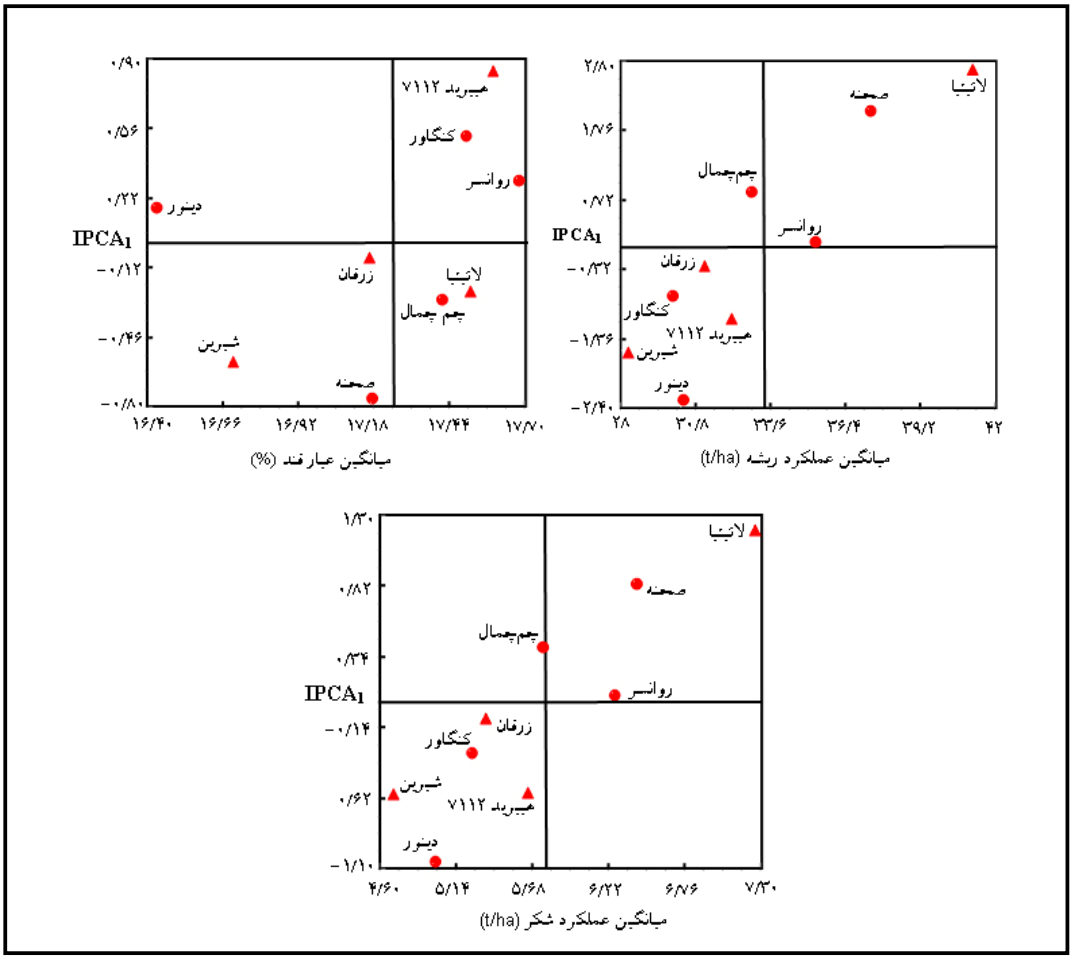
حروف مشابه در هر ستون معرف عدم اختلاف معنی‌دار در سطح احتمال پنج درصد بر اساس آزمون دانکن است.

بررسی بای‌پلات عملکرد ریشه (شکل ۱) نشان می‌دهد که ژنوتیپ‌های لاتیتیا و شیرین به ترتیب دارای بیشترین و کمترین عمکردریشه (برابر ۴۱/۰۸ و ۲۸/۰۶ تن در هکتار) بوده و دو رقم دیگر در میانه قرار داشتند، از طرف دیگر تنها رقم زرقان و تا حدودی رقم هیبرید ۷۱۱۲ با توجه به مؤلفه اول سازگاری عمومی مناسبی نشان دادند. در بین مناطق نیز دو منطقه صحنه و روانسر عملکردریشه بالاتری داشتند، اما میزان مؤلفه اول برای روانسر کمتر از صحنه بود.

بای‌پلات عیارقند (شکل ۱) نشان داد که بیشترین میزان عیارقند مربوط به ژنوتیپ‌های هیبرید۷۱۱۲ و لاتیتیا به ترتیب با ۱۷/۵۸ و ۱۷/۵۰ درصد می‌باشد. با توجه به مولفه اول بیشترین سازگاری عمومی در بین این دو رقم مربوط به رقم لاتیتیا بود. هرچند که رقم زرقان دارای بیشترین میزان سازگاری عمومی بود، اما میانگین عیارقند آن کمتر از متوسط ارقام بود. در مورد مناطق نیز سه منطقه روانسر، کنگاور و چم‌چمال بیشترین میزان عیار قند را داشتند. در بین این سه منطقه، روانسر و چم‌چمال کمترین میزان مؤلفه اول را برای این صفت داشتند، هرچند منطقه دینور دارای کمترین $IPCA_1$ بود، اما این منطقه کمترین میزان عیارقند تولیدی را برای ارقام مورد بررسی نشان داد. بای‌پلات عملکردشکر (شکل ۱) تا حد زیادی با بای‌پلات عملکردریشه منطبق بود و برای این بای‌پلات نیز ژنوتیپ‌های لاتیتیا و شیرین به ترتیب دارای بیشترین و کمترین عملکردشکر بودند و دو رقم دیگر در میانه واقع شدند، از طرف دیگر تنها رقم زرقان و تا حدودی رقم هیبرید ۷۱۱۲ با توجه به مؤلفه اول سازگاری عمومی مناسبی نشان دادند. در بین مناطق نیز دو منطقه صحنه و روانسر عملکردشکر بالاتری داشتند، ولی میزان $IPCA_1$ عملکردشکر در منطقه روانسر کمتر بود.

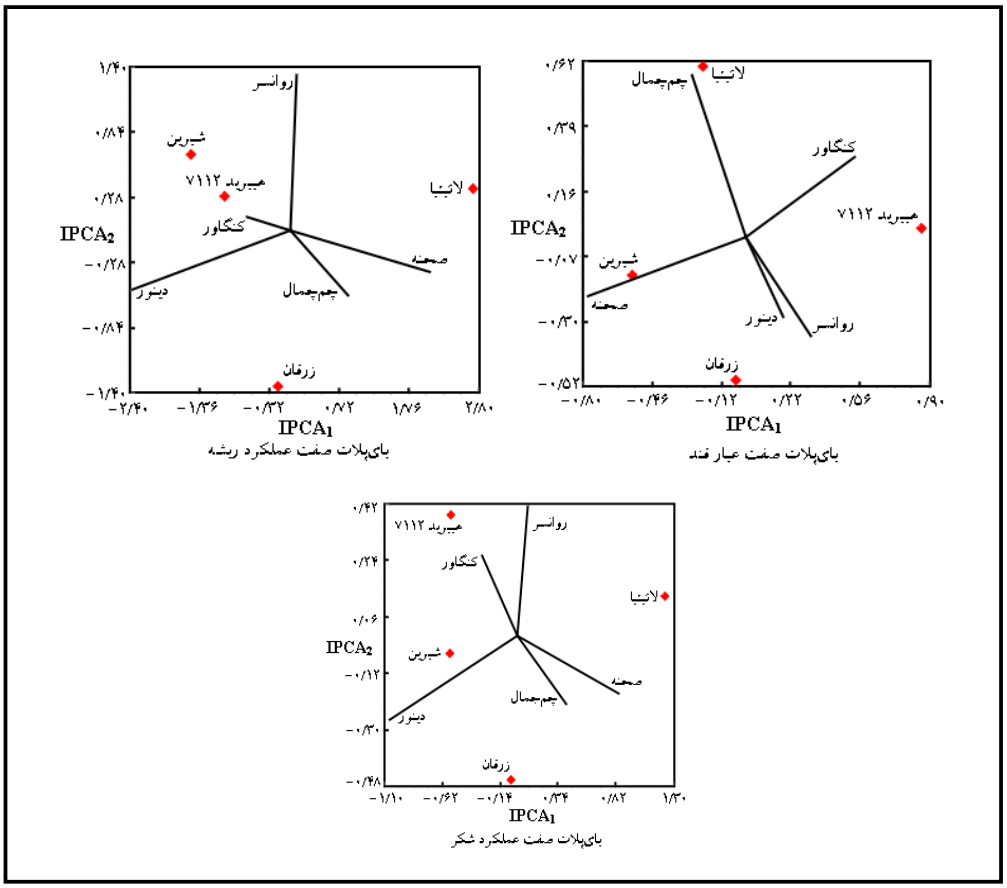
در بای پلات‌ها مطلوب این است که از دو مؤلفه، برخوردار از بیشترین توجیه واریانس موجود استفاده شود (زالی و همکاران، ۱۳۸۶)، تفسیر ساختار اثر متقابل ژنوتیپ و محیط با استفاده از بای‌پلات حاصل از مؤلفه اول و دوم اثر متقابل (استفاده از مدل $AMMI_2$) در مطالعات متعددی گزارش شده است (Danyaie et al. 2011; Farshadfar and Sutka 2003; Kaya et al. 2002). بای‌پلات عملکردریشه در شکل ۲ بیان‌گر قرابت بالای محیطی برای دو منطقه صحنه و چم‌چمال، و نیز سازگاری خصوصی رقم لاتیتیا با منطقه صحنه و سازگاری خصوصی هیبرید ۷۱۱۲ با منطقه کنگاور بود. با توجه به این بای‌پلات هیبرید ۷۱۱۲ بیشترین سازگاری عمومی را با مناطق نشان داد. براساس بای‌پلات عیارقند (شکل ۲) دو منطقه روانسر و دینور برای این صفت قرابت محیطی نزدیک و ارقام هیبرید ۷۱۱۲، شیرین و لاتیتیا به ترتیب با مناطق کنگاور، صحنه و چم‌چمال سازگاری خصوصی داشتند. بای‌پلات عملکردشکر نیز نشان داد که منطقه صحنه با چم‌چمال و منطقه روانسر با کنگاور قرابت محیطی بالاتر و رقم شیرین با منطقه دینور

سازگاری خصوصی داشت. هیبرید ۷۱۱۲ با مناطق روانسر و کنگاور و لاتیتیا با منطقه صحنه سازگاری خصوصی داشتند. بیشترین سازگاری عمومی نیز به رقم شیرین تعلق داشت.



شکل ۱ نمودار بای‌پلات مقادیر مؤلفه اصلی اول اثر متقابل با میانگین ژنوتیپ‌ها و محیط‌ها برای صفات مورد مطالعه در چغندر قند (۸۷-۱۳۸۵)

با توجه به تطابق نسبی پراکنش ارقام و بردارهای مناطق در بای‌پلات‌های حاصل از صفات عملکردریشه و عملکردشکر می‌توان بیان داشت که روند تفاوت رتبه ارقام مورد بررسی در مناطق مورد مطالعه (اثر متقابل ژنوتیپ در محیط) برای دو صفت تقریباً یکسان است، به عبارت دیگر در این تحقیق عملکردشکر بیشتر تحت تأثیر عملکردریشه می‌باشد تا عیارقند.



شکل ۲ نمودار بای‌پلات مقادیر مؤلفه‌های اصلی اول و دوم برای صفات مورد بررسی (۸۷-۱۳۸۵)

در مجموع باتوجه به اثر اصلی جمع‌پذیر برای ارقام (مقایسه میانگین)، هم‌چنین بررسی اثرات متقابل ضربی ارقام در مناطق، رقم لاتیتیا دارای پتانسیل ژنتیکی بالایی برای صفات مورد مطالعه بود، اما سازگاری عمومی کمتری در مناطق داشت و به‌علت سازگاری خصوصی با مناطق صحنه و چم‌چمال قابل معرفی برای این مناطق می‌باشد. رقم شیرین ضعیف‌ترین رقم در بین ارقام مورد بررسی بود، و هرچند سازگاری خصوصی با مناطق کنگاور و دینور داشت، اما بهتر است از این رقم در مناطق مورد مطالعه استفاده نگردد. ارقام زرقان و هیبرید ۷۱۱۲ دارای پتانسیل ژنتیکی متوسطی برای صفات مورد بررسی بودند، اما رقم زرقان به علت سازگاری عمومی بالا قابل معرفی در تمامی مناطق می‌باشد، از طرف دیگر رقم هیبرید ۷۱۱۲ به‌علت داشتن IPC بزرگ دارای سازگاری عمومی کمتری بود و به‌علت سازگاری خصوصی با مناطق دینور و کنگاور قابل معرفی برای این مناطق است. بنابراین بیشترین سازگاری عمومی به رقمی تعلق گرفت که دارای مقادیر متوسطی برای صفات بود. این مسئله که در چغندرقند ارقام با عملکرد

متوسط پایداری عملکرد بیشتری در مناطق دارند، در تحقیقات دیگری گزارش شده است (ابراهیمیان و همکاران ۱۳۸۷؛ Ggyllenspetz 1998).

در بین مناطق نیز برای منطقه روانسر مقادیر IPC کمتری بر اساس مؤلفه اول و دوم به‌دست آمد، بنابراین محدودیت در معرفی رقم برای این منطقه وجود نداشت و ارقام لاتیتیا، زرقان و هیبرید ۷۱۱۲ قابل معرفی می‌باشند. مناطق کنگاور و دینور ضعیف‌ترین مناطق با توجه به صفات بودند، اما قرابت محیطی بین این دو منطقه وجود نداشت و تفاوت رتبه ارقام برای صفات مورد بررسی در منطقه کنگاور کمتر از دینور بود، به عبارت دیگر منطقه کنگاور مقادیر مؤلفه اول و دوم کمتری نسبت به منطقه دینور داشت، به همین دلیل منطقه دینور ضعیف‌ترین منطقه برای چغندرکاری بود. مناطق صحنه و چم‌چمال با همدیگر قرابت محیطی داشتند، اما مقادیر به‌دست آمده برای صفات در منطقه صحنه بیشتر از چم‌چمال بود و بر همین اساس مناطق صحنه و روانسر برای کشت چغندرقند مناسبتر بودند، و ژنوتیپ لاتیتیا برای کشت در مناطق صحنه و چم‌چمال در بین ارقام مورد بررسی مناسب‌تر می‌باشد.

سپاسگزاری

بدین وسیله از کارکنان بخش چغندرکاری کارخانه‌قند بیستون و آزمایشگاه خاک‌شناسی که در این بررسی همکاری داشتند کمال تشکر و قدر دانی را داریم.

منابع مورد استفاده: References:

Aghaee-Sarbarzeh M, Safari H, Rostaei M, Nadermahmoodi K, Pour Siabidi MM, Hesami A, Solaimani K, Ahmadi MM, Mohammadi R. Study of general and specific adaptation in dryland advance wheat (Triticum aestivum L.) lines using GE biplot based on AMMI model. Pajouhesh and sazandegi. 2007; 77:41-48. (in persian)

Akura M, Kaya Y, Taner S. Genotype-environment interaction and phenotypic stability analysis for grain yield of durum wheat in the central Anatolian region. J. Agric.2005; 29: 369-375.

Anonymous. Amarnameh Agriculture, Department of Planning and Budget, Office of Statistics and Information, Ministry of Agriculture., 2007; pp.135.

Campbell IG, Kern JJ. Cultivar × envirvonmental interactions in sugar beet yield trials. Agron. Journal. 1982; 22: 932-935.

Cornelius PL. Statistical tests and retention of terms in the additive main effects and multiplicative interaction model for cultivar trials. Crop Sci. 1993; 33: 1186-1193.

Crossa J. Statistical analyses of multilocation trials. Advances in Agronomy. 1990; 44: 55-85.

Danyaie A, Tabaei-Aghdaei SR, Jafari AA, Matinizadeh M, Mousavi A. Additive main effect and multiplicative interaction analysis of flower yield in various *Rosa damascena* Mill. genotypes across 8 environments in Iran. Journal of Food, Agriculture & Environment. 2011. 9(2): 464-468.

Delacy IH, Eisemann RL, Cooper M. The importance of genotype by environment interaction in regional variety trials. Pp. 287-300 In: kang. M.S., (Eds). Genotype by Environment Interaction and plant Breeding Baton Rouge. Louisiana state university, USA.1990; pp. 333.

Ebdon JS, Gauch HG. Additive main effect and multiplicative interaction analysis of natural turf grass performance trials. Crop Scie. 2002; 42: 497-506.

Ebrahimian HR, Sadeghian SY, Jahadakbar MR, Abasi Z. Study of adaptability and stability of sugar beet monogerm cultivars in different locations of IRAN. Journal of sugar beet. 2008. 24(2): 1-13. (in Persian, abstract in English)

Farshadfar E, Sutka J. Locating QTL_S controlling adaptation in wheat using AMMI Model. Cereal Research Communication. 2003; 31: 3-4.

Farshadfar M, Moradi F, Mohebi A, Safari H. Investigation of yield stability of 18 agropyron elongatum genotypes in stress and non-stress environments,using AMMI model. Iranian Journal of Ranglands and Forests Plant Breeding and Genetic Research. 2010. 18(1):45-54. (in persian)

Gabriel KR. The biplot graphic display of matrices with application to principal component analysis. Biometrika. 1971; 58: 453-467

Ggyllenspetz U. Genotype × environment interaction and stability of diploid and triploid sugar beet (Beta vulgaris L.) varieties. Sveriges Lantbruksuniv, Uppsala (Sweden).1998; pp191.

Kaya Y, Palta C, Taner S. Additive main effects and multiplicative interactions analysis of yield performances in bread wheat genotypes across environments. Turk j. Agric.2002; 26: 275-279.

Keshavarz S, Mesbah M, Ranji Z, Amiri R. Study on stability parameters for determining the adaptation of sugar beet commercial varieties in different areas of IRAN. Journal of sugar beet. 2001. 17(1): 15-36. (in Persian, abstract in English)

Paul H, Van Eeuwijk, FA, Heijbroek, W. Multiplicative models for cultivar by location interaction in testing sugar beets for resistance to beet necrotiv yellow vein virus. Euphytica. 1993; 71: 63-74.

Raiger HL, Prabhakaran VT. A study on the performance of a few non-parametric stability measures using pearl-millet data. Indian Journal of Genetics. 2001; 61: 7-11.

Ranji Z, Mesbah M, Amiri R, Vahedi S. Study on the efficiency of AMMI method and pattern analysis for determination of stability in sugar beet varieties. Iranian Journal of crop sciences.2005. 7(1): 1-21. (in Persian, abstract in English)

Rostaee M, Sadeghzadeh Ahari D, Hesami A, Soleimani K, Pashahpoure H, Nader Mahmodi K, Porsiabidi MM. Ahmadi MM, Hasanpor Hasani M, Abedi Asel A. .Study of adaptability and stability of grain yield of bread wheat in cold and moderate –cold dryland areas.2003.19(2):263-280. (in persian)

Zali H, Sbaghpour SH, Pezeshkpor P, Safikhani M, Sarparast R, Hashembaigi A. Stability Analysis of Yield in Chickpea Genotypes using Additive Main effects and multiplicative interaction effects (AMMI). Journal of sciences and thecnology of agriculture and natural resources. 2006.11(42):173-180. (in Persian, abstract in English)