

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

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

فرزاد مرادی^{*}، هوشمند صفری^۲ و علی جلیلیان^۳

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

ف. مرادی، ه. صفری و ع. جلیلیان. ۱۳۹۱. بررسی اثر متقابل ژنوتیپ در محیط برای ارقام منوژرم چندرقند با استفاده از روش AMMI. مجله چندرقند ۲۸(۱): ۶۶-۵۵.

چکیده

به منظور بررسی اثر متقابل ژنوتیپ در محیط و پایداری ارقام چندرقند، چهار رقم منوژرم چندرقند، شامل شیرین، زرقال، لاتیتیا و هیبرید ۷۱۱۲ در پنج منطقه مهم حوزه چندرکاری کارخانه قند بیستون شامل کنگاور، صحنه، دینور، چمچمال و روانسر در قالب طرح بلوك‌های کامل تصادفی با سه تکرار به مدت سه سال (۱۳۸۵-۸۷) مورد مطالعه قرار گرفتند. نتایج تجزیه واریانس نشان داد که اثرات اصلی ژنوتیپ، محیط و اثر متقابل ژنوتیپ در محیط برای صفات عملکردیش، عیارقند و عملکردشکر معنی‌دار است. مدل AMMI با دو مؤلفه اصلی اول بیشترین درصد از اثرات متقابل ژنوتیپ در محیط (۹۹/۴ و ۹۹/۳) درصد به ترتیب برای صفات عملکردیش، عیارقند و عملکردشکر را تبیین نمود. با پلات‌های حاصل از مؤلفه‌های اصلی اثر متقابل و میانگین صفات مورد بررسی نشان داد که، لاتیتیا بترین ژنوتیپ بود، اما کمترین سازگاری عمومی را داشت و با منطقه صحنه سازگاری خصوصی نشان داد. رقم زرقال 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. با توجه 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 چندرقند، توصیه می‌شوند و لاتیتیا، به عنوان ژنوتیپی مناسب در بین ارقام مورد بررسی برای این مناطق معرفی می‌گردد.

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

moradi_farzad@yahoo.com

* - نویسنده مسئول

۱- کارشناس ارشد اصلاح بناهای دانشگاه پیام نور کرمانشاه

۲- مریبی مرکز تحقیقات کشاورزی و منابع طبیعی استان کرمانشاه

۳- استایار مرکز تحقیقات کشاورزی و منابع طبیعی استان کرمانشاه

مقدمه

پایداری ارقام مختلف چغندرقدن در مناطق مختلف با استفاده از روش‌های پارامتری تک متغیره (Campbell and Kern 1982; Gyllenspetz 1998; Keshavarz et al. 2001; Ebrahimian et al. 2008) و هم چنین با استفاده از روش‌های چندمتغیره (Paul et al. 1993) و مدل AMMI انجام شده است (Ranji et al. 2005). روش اثرات اصلی جمع‌بذری و اثر متقابل ضرب‌بذری (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 مجموع انحرافات اثر متقابل 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 عملکردیشه و عیارقدن در ارقام چغندرقدن نشان داد که اطلاعات حاصل از تجزیه AMMI در اکثر موارد بیشتر از سایر روش‌های تجزیه پایداری است و همچنین اطلاعات جدیدی توسط این روش به دست می‌آید که توسط سایر روش‌ها قابل شناسایی نمی‌باشد (Ranji et al. 2005).

سطح زیر کشت چغندرقدن (*Beta vulgaris*) در ایران در سال ۱۳۸۶، ۵۵هزار هکتار با متوسط عملکرد ۳۴ تن در هکتار اعلام گردیده است. استان کرمانشاه با میانگین عملکرد ۳۴/۲ تن در هکتار و داشتن رتبه سوم از نظر سطح زیر کشت یکی از استان‌های مهم در زمینه تولید چغندرقدن می‌باشد (بی‌نام، ۱۳۸۶). بنابراین، توجه به تولید این محصول در این استان 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 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 (Rostaei et al. 2003).

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 کرتهای و تکرارها یک متر بود. جهت کنترل آفات و علفهای هرز از سوم شیمیایی و روش‌های مکانیکی استفاده شد. در مرحله برداشت، پس از حذف ردیفهای کناری و یک متر ابتدا و انتهای ردیف‌ها، همه بوتهای ردیفهای وسط کرت برداشت و توزین شدند، بنابراین مجموع سطح برداشت هر کرت هشت مترمربع بود. تعداد ۲۵ عدد ریشه از هر کرت به عنوان نمونه به طور 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.

(۱)

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

در این رابطه Y_{ger} عملکرد ژنوتیپ یا میزان گیاه در محیط ایام و تکرار ایام، μ میانگین کل، α_g اثر اصلی ژنوتیپ (اختلاف میانگین یک ژنوتیپ از میانگین

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

مواد و روش‌ها

چهار رقم منوژرم چندرقند شامل شیرین، زرقان، لاتیتیا و هیبرید ۷۱۱۲ در طرحی به صورت بلوک‌های کامل تصادفی با سه تکرار در پنج منطقه و سه سال متوالی (۱۳۸۵-۸۷) در حوزه‌های کشت چندرقند کاری کارخانه‌قند بیستون در استان کرمانشاه، شامل کنگاور، صحنه، دینور، چمچمال و روانسر مورد بررسی قرار گرفت. شیرین دیپلوبید و تیپ قندی (Z)، هیبرید ۷۱۱۲ تریپلوبید، تیپ محصولی - نرمال (N-E)، زرقان دیپلوبید، تیپ نرمال متمایل به قندی و متتحمل به بیماری ریزومنانیا و لاتیتیا دیپلوبید، تیپ نرمال (N) و متتحمل به ریزومنانیا و ریزوکتونیا می‌باشد.

در هر سال زراعی اجرای آزمایش در مناطق مختلف، عملیات آماده‌سازی زراعی در پاییز سال قبل شامل شخم عمیق (۴۰ سانتی‌متر) و پخش کودفسفاته

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 آزمون F₁ 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.

کل ژنوتیپ‌ها، β اثر اصلی محیط (اختلاف میانگین) یک محیط از میانگین محیط‌ها)، λ_n یک مقدار ویژه PCA برای محور مؤلفه اصلی a_{gn} ، n تعداد محورهای PCA باقی‌مانده در مدل $AMMI = a_{gn} \alpha_{en} + \gamma_{en}$ بردار ویژه ژنوتیپ‌ها از n مؤلفه اصلی اثر متقابل (IPCA)، ρ_{ge} مربوط به باقی‌مانده اثر متقابل ژنوتیپ در محیط و ϵ_{ger} مربوط به خطأ است (Cornelius 1993; Farshadfar and Sutka 2003). برای تعیین پابداری 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

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

منابع تغییر	درجه آزادی	عملکرد ریشه	عيار 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	۲۳/۲۳ 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 *	۲/۵۱ **
رقم × مکان × سال	۲۴	۲۲/۱۳ ns	۰/۸۶ ns	۱/۰۵ ns
خطای ۲	۹۰	۱۹/۳۵	۰/۷۲	۰/۹۶۷

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

یک درصد معنی‌دار بودند (جدول ۲). وجود اختلاف معنی‌دار در بین ارقام بیان‌گر تفاوت پتانسیل ژنتیکی

نتایج تجزیه واریانس صفات نشان داد که اثر اصلی محیط و ژنوتیپ به ترتیب در سطح احتمال پنج و

اصلی دوم به ترتیب برابر $۶/۸$ و $۳۲/۹$ و $۲۴/۶$ درصد بود (جدول ۲). تبیین درصد بالایی از واریانس اثر متقابل بین ژنتیپ و محیط با دو مؤلفه اول اثر متقابل، بیان گر این مطلب است که این دو مؤلفه به خوبی تنوع معنی دار اثر متقابل ژنتیپ و محیط ناشی از ساختار ضرب پذیر داده ها را بیان نمودند. فرشادفر و همکاران (2010) بیان داشتند، روش AMMI با توجه به این که با دو مؤلفه اصلی اول و دوم $۸۹/۳۰$ درصد از تغییرات اثر متقابل ژنتیپ در محیط را توجیه می کند، روش مناسبی برای تجزیه پایداری می باشد.

مقادیر مؤلفه های اصلی اثر متقابل (Interaction Principal components Score= IPCs) اول و دوم برای ژنتیپ ها و مناطق در جدول های ۳ و ۴ ارائه شده است. نتایج مقایسه میانگین ها به روش دانکن برای اثرات اصلی محیط و ژنتیپ نیز در همان جداول ارائه شده است. با توجه به نتایج مشخص می گردد 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، لاتیتیبا با توجه به هر سه صفت دارای بیشترین مقادیر بود و شیرین از این نظر نامطلوب ترین ژنتیپ محسوب شد.

ارقام مورد بررسی برای صفات مورد بررسی است، همچنین وجود اختلاف معنی دار در بین مناطق مورد مطالعه نشان گر تنوع معنی دار در ساختار جمع پذیر داده ها برای صفات مورد بررسی در بین مناطق می باشد. نتایج مشابه توسط ابراهیمیان و همکاران (2008) و رنجی و همکاران (2005) گزارش شده است.

اثر متقابل ژنتیپ در محیط نیز برای صفات مورد بررسی در سطح احتمال یک درصد معنی دار شد. سهم ژنتیپ از درصد مجموع مربعات کل برای عملکرد ریشه، عیارقند و عملکرد شکر به ترتیب برابر $۱۶/۴$ و ۳۰ و ۶۲ درصد و سهم محیط به ترتیب برابر $۴۵/۲$ و ۲۱ درصد برآورد گردید و برای اثر متقابل ژنتیپ در محیط این مقادیر به ترتیب برابر $۱۷/۵$ ، $۱۷/۸$ و $۲۳/۸$ درصد بودند (جدول ۲). وجود میزان بالای سهم ژنتیپ و محیط از درصد مجموع مربعات کل نشان دهنده تفاوت در پتانسیل ژنتیکی ارقام و همچنین تفاوت در پتانسیل تولیدی محیط های مختلف می باشد (Aghaee et al. 2007).

اثر متقابل ژنتیپ در محیط به دو مؤلفه اصلی معنی دار ($p < 0.05$) تفکیک گردید. سهم اولین مؤلفه اصلی اثر متقابل برای عملکرد ریشه، عیارقند و عملکرد شکر از واریانس اثر متقابل ژنتیپ در محیط به ترتیب برابر $۹۳/۱$ ، $۶۲/۱۹$ و $۷۴/۸$ درصد و برای مؤلفه

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

منابع تغییر	عملکرد شکر			عيار قند			عملکرد ریشه					
	ژنوتیپ	محیط	ژنوتیپ × محیط	IPCA ₁	IPCA ₂	باقیمانده	ژنوتیپ	محیط	ژنوتیپ × محیط	IPCA ₁	IPCA ₂	باقیمانده
۳	۵/۹۶**	۶۲/۱۸ ^a	۱۷/۸۹	-۰/۸۲۸*	۳۰/۱۷ ^a	۲/۴۸۶	۱۵۷/۲۰**	۶۱/۳۸ ^a	۴۷۱/۸۹	۳	ژنوتیپ	
۴	۱/۵۴*	۲۱/۴۲ ^a	۶/۱۶	-۰/۹۴۶*	۴۵/۹۴ ^a	۳/۷۸۵	۴۰/۶۰*	۲۱/۱۲ ^a	۱۶۲/۴۲	۴	محیط	
۱۲	۰/۳۹**	۱۶/۴۰ ^a	۴/۷۲	-۰/۱۶۴**	۳۳/۸۸ ^a	۱/۹۶۸	۱۱/۲۰**	۱۷/۵۰ ^a	۱۳۴/۴۱	۱۲	ژنوتیپ × محیط	
۶	۰/۵۹*	۷۴/۸۰ ^b	۳/۵۳	-۰/۲۰۴*	۶۲/۱۹ ^b	۱/۲۲۴	۲۰/۸۶**	۹۳/۱۰ ^b	۱۲۵/۱۵	۶	IPCA ₁	
۴	۰/۲۹*	۲۴/۶۰ ^b	۱/۱۶	-۰/۱۶۲*	۳۲/۹۲ ^b	۰/۶۴۸	۲/۲۹*	۶/۸۰ ^b	۹/۱۵	۴	IPCA ₂	
۲	۰/۰۲	۰/۶۰ ^b	۰/۰۳	-۰/۰۴۷	۴/۷۷ ^b	۰/۰۹۴	۰/۰۶	۰/۱۰ ^b	۰/۱۱	۲	باقیمانده	
کل	۲۸/۷۷			۸/۲۳۹			۷۶۸/۷۳			۱۹		

** و *: به ترتیب معنی دار در سطح احتمال یک و پنج درصد

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

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

محیط	عملکرد ریشه (تن در هکتار)			عملکرد شکر (تن در هکتار)			عيار قند (درصد)					
	IPC _{S2}	IPC _{S1}	میانگین	IPC _{S2}	IPC _{S1}	میانگین	IPC _{S2}	IPC _{S1}	میانگین	IPC _{S2}	IPC _{S1}	میانگین
کنگاور	-۰/۲۵۷	-۰/۲۹۵	۵/۲۴ cd	-۰/۲۸۴	-۰/۵۳۹	۱۷/۴۹ a	-۰/۱۱۹	-۰/۶۷۵	۲۹/۸۳ c	-	-	-
صحنه	-۰/۱۸۵	-۰/۸۴۹	۶/۴۰ a	-۰/۲۱۴	-۰/۷۸۱	۱۷/۱۷ ab	-۰/۳۷۰	-۰/۰۸۹	۳۷/۲۵ a	-	-	-
دینور	-۰/۲۶۹	-۱/۰۶۵	۴/۹۷ d	-۰/۰۲۸۹	-۰/۱۸۶	۱۶/۴۳ b	-۰/۰۵۱۵	-۰/۲۳۷۷	۳۰/۲۳ c	-	-	-
چم چمال	-۰/۰۲۱	-۰/۴۱۹	۵/۷۳ bc	-۰/۰۵۷۷	-۰/۰۲۶۴	۱۷/۴۱ a	-۰/۰۵۷۷	-۰/۰۸۶۹	۳۲/۸۱ bc	-	-	-
روانسر	-۰/۴۱۸	-۰/۰۹۲	۶/۲۵ ab	-۰/۰۳۵۸	-۰/۰۳۲۰	۱۷/۶۷ a	-۰/۱۳۴۳	-۰/۰۹۵	۳۵/۱۹ ab	-	-	-

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

جدول ۴ مقادیر مؤلفه اول و دوم اثر متقابل و مقایسه میانگین صفات برای ژنوتیپ‌های مورد بررسی (۱۳۸۵-۸۷)

ژنوتیپ	عملکرد ریشه (تن در هکتار)			عملکرد شکر (تن در هکتار)			عيار قند (درصد)					
	IPC _{S2}	IPC _{S1}	میانگین	IPC _{S2}	IPC _{S1}	میانگین	IPC _{S2}	IPC _{S1}	میانگین	IPC _{S2}	IPC _{S1}	میانگین
لاتیتیا	-۰/۱۳۲	۱/۲۱۲	۷/۲۴ a	-۰/۶۱۴	-۰/۲۲۲	۱۷/۵۰ a	-۰/۳۷۵	-۰/۷۸۸	۴۱/۰۸ a	-	-	-
ھیبرید ۷۱۱۲	-۰/۳۹۱	-۰/۵۶۶	۵/۶۳ b	-۰/۰۳۷	-۰/۸۵۳	۱۷/۵۸ a	-۰/۳۱۶	-۰/۱۰۳۱	۲۲/۰۵ b	-	-	-
شیرین	-۰/۰۵۰	-۰/۰۷۹	۴/۶۷ c	-۰/۰۱۲۷	-۰/۰۵۷۱	۱۶/۶۹ b	-۰/۶۷۳	-۰/۱۵۳۰	۲۸/۰۶ c	-	-	-
زرقان	-۰/۴۷۳	-۰/۰۶۷	۵/۳۴ b	-۰/۰۵۲۴	-۰/۰۶۱	۱۷/۱۶ ab	-۰/۱۳۶۳	-۰/۰۲۲۷	۳۱/۰۶ b	-	-	-

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

دیگر در میانه واقع شدند، از طرف دیگر تنها رقم زرCAN 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.

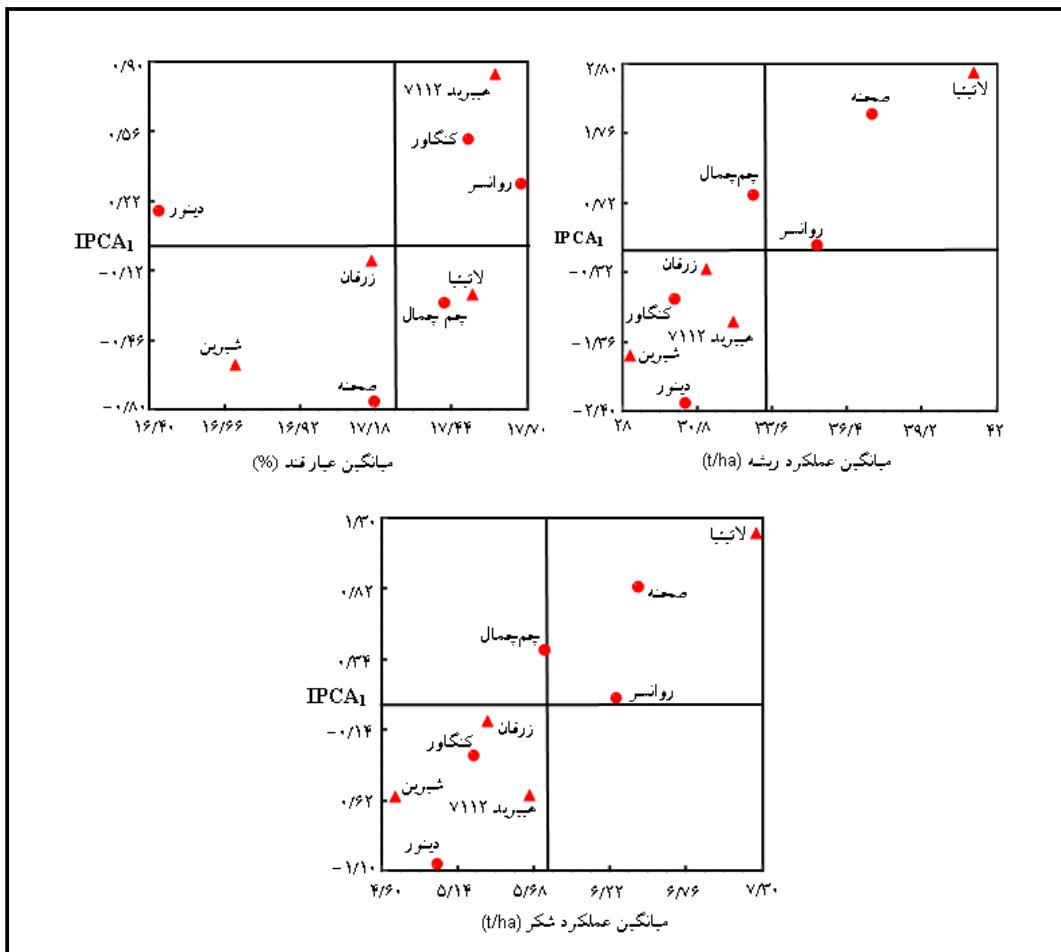
در بای پلات‌ها مطلوب این است که از دو مؤلفه، برخوردار از بیشترین توجیه واریانس موجود استفاده شود (Zali et al. 2006)؛ تفسیر ساختار اثر مقابل ژنوتیپ و محیط با استفاده از بای‌پلات حاصل از مؤلفه اول و دوم اثر مقابل (استفاده از مدل $AMMI_2$) در مطالعات متعددی گزارش شده است (Danyaie et al. 2011; Farshadfar and Sutka 2003; Kaya et al. 2002). بای‌پلات عملکردشکر در شکل ۲ بیان گر 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

بررسی بای‌پلات عملکرد ریشه (شکل ۱) نشان می‌دهد که ژنوتیپ‌های لاتیتیا و شیرین به ترتیب دارای بیشترین و کمترین عملکردشکر (برابر ۴۱/۰۸ و ۶۲/۰۲ تن در هکتار) بوده و دو رقم دیگر تنها رقم زرCAN 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، اما میزان مؤلفه اول برای روانسر کمتر از صحنه بود.

بای‌پلات عیارقند (شکل ۱) نشان داد که بیشترین میزان عیارقند مربوط به ژنوتیپ‌های هیبرید ۷۱۱۲ و لاتیتیا به ترتیب با ۱۷/۵۰ و ۱۷/۵۸ درصد می‌باشد. با توجه به مؤلفه اول بیشترین سازگاری عمومی در بین این دو رقم مربوط به رقم لاتیتیا بود. هرچند که رقم زرCAN 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 عیارقند 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 عملکردشکر منطبق بود و برای این بای‌پلات نیز ژنوتیپ‌های لاتیتیا و شیرین به ترتیب دارای بیشترین و کمترین عملکردشکر بودند و دو رقم

بیشترین سازگاری عمومی نیز به رقم شیرین تعلق داشت.

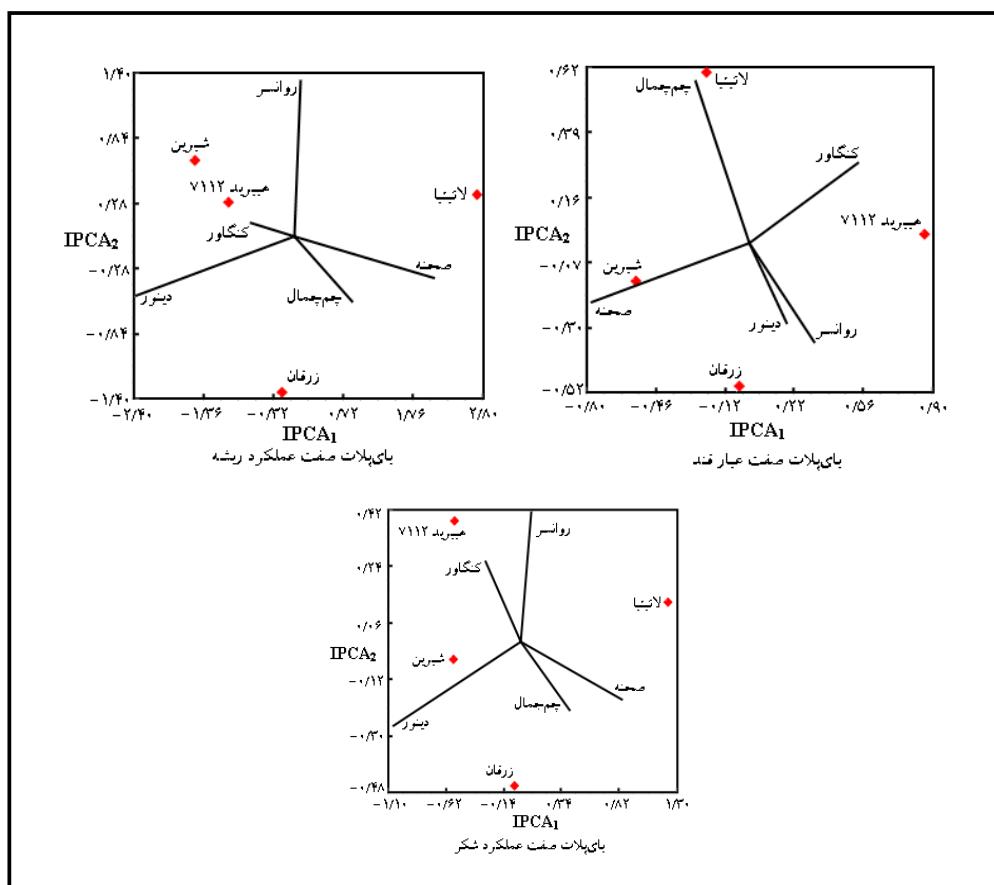
دادشت. هیبرید ۷۱۱۲ با مناطق روانسر و کنگاور و لاتیتیا با منطقه صحنه سازگاری خصوصی داشتند.



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

مطالعه (اثر متقابل ژنتیپ در محیط) برای دو صفت تقریباً یکسان است، به عبارت دیگر در این تحقیق عملکردشکر بیشتر تحت تأثیر عملکردشکر می‌باشد تا عیارقند.

با توجه به تطابق نسبی پراکنش ارقام و بردارهای مناطق در بای‌پلات‌های حاصل از صفات عملکردشکر و عملکردشکر می‌توان بیان داشت که روند تفاوت رتبه ارقام مورد بررسی در مناطق مورد



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

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 به علت داشتن IPC بزرگ دارای سازگاری عمومی کمتری به علت 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 چندرقند ارقام با عملکرد

در مجموع با توجه به اثر اصلی جمع‌بذری 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 به علت سازگاری خصوصی با مناطق صحنه و چم‌جمال 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

چندرکاری بود. مناطق صحنه و چمچمال با همدیگر قرابت محیطی داشتند، اما مقادیر به دست آمده برای صفات در منطقه صحنه بیشتر از چمچمال بود و بر همین اساس مناطق صحنه و روانسر برای کشت چندرقند مناسبتر بودند، و ژنتیپ لاتیتیا برای کشت در مناطق صحنه و چمچمال در بین ارقام مورد بررسی مناسب‌تر می‌باشد.

سپاسگزاری

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

متوسط پایداری عملکرد بیشتری در مناطق دارند، در تحقیقات دیگری گزارش شده است (Gyllenspetz 1998; Ebrahimian et al. 2008)

در بین مناطق نیز برای منطقه روانسر مقادیر IPC کمتری بر اساس مؤلفه اول و دوم به دست آمد، بنابراین محدودیت در معرفی رقم برای این منطقه وجود نداشت و ارقام لاتیتیا، زرقال 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

References:

منابع مورد استفاده:

- 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. (in Persian)

- Campbell IG, Kern JJ. Cultivar \times environmental 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.
- Danyaei A, Tabaei-Aghdai SR, Jafari AA, Matinizadeh M, Mousavi A. Additive main effect and multiplicative interaction analysis of flower yield in various *Rosa damascena* Mill. genotypes across * environments in Iran. *Journal of Food, Agriculture & Environment*. 2011. 9(2): 464-468. (in Persian)
- 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 QTLs 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 Rangelands 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

- Gyllenspetz U. Genotype \times 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 necrotic 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)
- Rostae 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 Technology of Agriculture and Natural Resources. 2006.11(42):173-180. (in Persian, abstract in English)