نشریه پژوهشهای زراعی ایران
جلد ۱۵، شماره ۱، بهار ۱۳۹۶، ص. ۱۰۲-۸۷

Iranian Journal of Field Crops Research
Vol. 15, No. 1, Spring. 2017, p. 87-102

بررسی برهمکنش اکوتیپ و تاریخ کاشت در زیره سبز (*Cuminum cyminum* L.) با استفاده از روش‌های مختلف پایداری تک متغیره

جلال قنبری[۱]- غلامرضا خواجویی‌نژاد[۲*]- قاسم محمدی‌نژاد[۳]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۳/۱۰/۲۰
تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۰۱/۱۸

چکیده

به‌منظور ارزیابی پایداری و سازگاری اکوتیپ‌های مختلف زیره سبز بر مبنای اثر متقابل اکوتیپ و تاریخ کاشت، اکوتیپ‌های مختلف زیره سبز شامل سمنان، فارس، یزد، گلستان، خراسان رضوی، خراسان شمالی، خراسان جنوبی، اصفهان و کرمان در پنج تاریخ کاشت مختلف (۵ دی، ۲۰ دی، ۵ بهمن، ۲۰ بهمن و ۵ اسفند) مورد مطالعه قرار گرفتند. آزمایش در سال زراعی ۹۱-۱۳۹۰ در مزرعه تحقیقاتی دانشکده کشاورزی دانشگاه شهید باهنر کرمان اجرا شد و در پایان فصل رشد عملکرد دانه اندازه‌گیری گردید. تجزیه واریانس مرکب حاکی از تفاوت معنی‌دار بین تاریخ‌های کاشت، اکوتیپ‌ها و اثر متقابل اکوتیپ در تاریخ کاشت بود. بیش از ۴۶ درصد از تغییرات در عملکرد دانه به اثر متقابل اکوتیپ در تاریخ کاشت اختصاص یافت؛ براین اساس بررسی پایداری و سازگاری بر اساس روش‌های ناپارامتری، رگرسیون ابرهارت و راسل و پارامترهای تک‌متغیره انجام شد. براساس روش‌های ناپارامتری (میانگین رتبه (R)، انحراف معیار رتبه (SDR) و نسبت شاخص عملکرد (YIR)) اکوتیپ‌های کرمان و خراسان شمالی به‌عنوان اکوتیپ‌های پایدار و بر مبنای پارامترهای واریانس محیطی (S^2_i) و ضریب تنوع ژنوتیپی (CV_i) اکوتیپ‌های خراسان رضوی و سمنان پایدار و اکوتیپ‌های کرمان و یزد ناپایدار شناخته شدند. براساس نتایج حاصل از روش ابرهارت و راسل و پارامترهای اکووالانس ریک و واریانس پایداری شوکلا، اکوتیپ‌های اصفهان و گلستان به‌عنوان اکوتیپ با پایداری عمومی متوسط، کرمان اکوتیپی با سازگاری خصوصی با تاریخ کاشت پنجم اسفندماه (محیط مساعد)، سمنان سازگار خصوصی با تاریخ کاشت پنجم دی‌ماه (محیط نامساعد) و خراسان شمالی حساس‌ترین اکوتیپ نسبت به تغییر در شرایط محیطی معرفی می‌شوند.

واژه‌های کلیدی: اکوتیپ، پایداری، زیره سبز، سازگاری، همبستگی رتبه

مقدمه

زیره سبز[۴] یکی از قدیمی‌ترین و مشهورترین گیاهان معطر و ادویه‌ای جهان و مهمترین گیاه داروئی اهلی در ایران است (Kafi, 2002; Bettaieb *et al*., 2012). این گیاه در حال حاضر در ایران، در استان‌های خراسان، آذربایجان شرقی، یزد، سمنان، اصفهان، گلستان، فارس و کرمان کشت می‌گردد. از دانه‌های آن برای ایجاد طعم و بوی شاخص و خوشایند در غذا (اغلب در برنج، سیب‌زمینی، نان و پنیر) استفاده می‌شود (Kafi, 2002; Zaman and Abbasi, 2009). میوه آن خاصیت داروئی دارد و برای درمان دل‌درد، سوء هاضمه، اسهال، صرع و یرقان به‌کار می‌رود. زیره سبز علاوه بر مصارف دارویی و غذایی در صنایع بهداشتی و آرایشی نیز کاربرد دارد (Kafi, 2002).

با توجه به این که در کشور ایران از اکوتیپ‌های محلی و اصلاح نشده زیره سبز استفاده می‌شود و این توده ها از نظر کمی و کیفی بسیار متفاوت هستند، بنابراین در راستای تولید و معرفی ارقام جدید زیره سبز، علاوه بر میزان عملکرد دانه مطالعه و شناخت اثرات متقابل ژنوتیپ و محیط و پایداری تولید نیز با توجه به تنوع شرایط آب و هوایی مناطق مختلف، حائز اهمیت زیادی است. اثر متقابل ژنوتیپ در محیط برای پژوهشگران علوم اصلاح نباتات دارای اهمیت ویژه ای بوده و یکی از مسائل پیچیده برنامه‌های به نژادی برای تهیه ژنوتیپ پرمحصول و پایدار به‌شمار می‌رود (Yan *et al*., 2007). آگاهی از ماهیت اثر متقابل ژنوتیپ در محیط به به‌نژادگران کمک می‌کند تا

۱- دانشجوی دکتری زراعت، انجمن پژوهشگران جوان، دانشکده کشاورزی دانشگاه شهید باهنر کرمان
۲- دانشیار زراعت، دانشکده کشاورزی، دانشگاه شهید باهنر کرمان
۳- دانشیار اصلاح نباتات، پژوهشکده فناوری تولیدات گیاهی، دانشگاه شهید باهنر کرمان
(*- نویسنده مسئول: (Email: Khajoei@uk.ac.ir
DOI: 10.22067/gsc.v15i1.43232
4- Cumin (*Cuminum cyminum* L.)

بتوانند ژنوتیپ‌ها را با دقت بیشتری ارزیابی کرده و ژنوتیپ‌های برتر از نظر پایداری و عملکرد بالا را انتخاب کنند (Roy, 2000). بر طبق نظر کروسا (Crossa, 1999) انتخاب ژنوتیپ‌های برتر در یک برنامه اصلاحی به‌طور عمده بر پایه پتانسیل و پایداری عملکرد در طیف وسیعی از محیط‌هاست. ژنوتیپ‌هایی که عملکرد متوسط پایدار در تمام محیط‌ها نشان می‌دهند از پایداری بالایی برخوردارند، در حالی‌که، ژنوتیپ‌های با پتانسیل ژنتیکی پرمحصول در شرایط خاص و پتانسیل عملکرد ضعیف در شرایط غیر هدف به‌عنوان ارقام با سازگاری خصوصی شناخته می‌شوند (Lin and Binns, 1991).

با توجه به زمان‌بر بودن آزمایش‌های پایداری و سازگاری معمولاً برای کاهش طول دوره ارزیابی می‌توان از مدیریت‌های مختلف زراعی مانند تاریخ‌های متفاوت کاشت تا حدودی به آثار ثابت یا تصادفی سال و مکان دست یافت (Mohammadinejad and Rezai, 2005). تاریخ کاشت به‌عنوان یکی از مهم‌ترین عوامل شناخته شده در مدیریت تولید تمام محصولات است، باتوجه به نقش تعیین‌کننده عوامل اقلیمی بر رشد و نمو و عملکرد گیاهان زراعی، تاریخ کاشت مناسب با انطباق دوره‌های بحرانی عملکرد و اجزای عملکرد با زمانی که منابع محیطی بیشتر در دسترس می‌باشند، می‌تواند منجر به حصول حداکثر عملکرد محصولات زراعی گردد. بنابراین تغییر در تاریخ کاشت به‌دلیل تغییر در پارامترهای آب و هوایی می‌تواند منجر به ایجاد محیط‌های رشدی متفاوت برای ارقام مختلف گیاهان زراعی باشد (Soleimani *et al*., 2011). دلاوگا و همکاران (de la Vega *et al*., 2002) نشان دادند که نسبت بالایی از کل تغییرات عملکرد مربوط به اثر متقابل ژنوتیپ در تاریخ کاشت است که این امر به شدت می‌تواند انتخاب برای سازگاری وسیع به تاریخ‌های متفاوت کاشت را پیچیده کند. در دیگر مطالعات نیز سهم قابل توجهی از تغییرات را به اثر تاریخ کاشت و اثر ژنوتیپ در تاریخ کاشت نسبت داده‌اند (de la Vega and Hall, 2002; Ullah *et al*., 2007).

بررسی پایداری/ عدم پایداری ژنوتیپ‌ها توسط یک‌سری از آزمایش‌های پایه‌ای قابل انجام است. روش‌های آماری برای تعیین نحوه واکنش ژنوتیپ‌ها به شرایط مختلف محیطی توسط بسیاری از محققان توسعه یافته است (Yates and Cochran, 1938; Finlay and Wilkinson, 1963; Eberhart and Russell, 1966). برخی از این روش‌های آماری شامل مدل‌های پارامتری تک متغیره، مانند شیب رگرسیون (فینلی و ویلکینسون) انحراف از رگرسیون (ابرهارت و راسل) و واریانس محیطی و ... می‌باشند. آماره‌های پایداری پارامتری به‌دست آمده از مدل رگرسیون خطی (Finlay and Wilkinson, 1963; Eberhart and Russell, 1966) از نظر ریاضی ساده و از نظر بیولوژیکی قابل تفسیر هستند. روش رگرسیون توسط فینلی و ویلکینسون (Finlay and Wilkinson, 1963) پیشنهاد شد و توسط ابرهارت و راسل (Eberhart and Russell, 1966) بهبود یافت. بر این اساس، پایداری ژنوتیپ توسط شیب و انحراف از خط رگرسیون برای هر یک از ژنوتیپ‌ها تخمین زده می‌شود. این یک روش محبوب در تجزیه پایداری است و در بسیاری از محصولات زراعی کاربرد دارد.

ابرهارت و راسل (Eberhart and Russell, 1966) علاوه بر میانگین عملکرد بالا، ضریب رگرسیون و انحراف از رگرسیون را معیار پایداری ارقام معرفی کردند. وسیلوسکا ایوانوا و نایدنوا (Vassilevska-Ivanova and Naidenova, 2006) از مدل پیشنهاد شده توسط ابرهارت و راسل جهت ارزیابی اثر متقابل ژنوتیپ در محیط (شامل سه سال زراعی ۲۰۰۱-۱۹۹۹) و بررسی سازگاری و پایداری لاین‌های جهش یافته نخود فرنگی[1] استفاده کرده و این مدل را برای معرفی لاین‌های جهش یافته (مواد گیاهی اولیه) نخودفرنگی برای نیازهای خاص برنامه‌های اصلاحی، مناسب و قابل استفاده دانسته‌اند و استفاده از ضریب رگرسیون را جهت ارزیابی رفتار ژنوتیپ‌ها در اثرات متقابل ژنوتیپ و محیط که مهم‌ترین ویژگی ژنوتیپ‌ها برای استفاده بهتر از منابع طبیعی است، مهم توصیف کردند. همچنین آناندراج و همکاران (Anandaraj *et al*., 2014) از این روش برای معرفی ارقام پایدار زردچوبه[2] در محیط‌های مختلف (۳۰ محیط متشکل از ۱۰ مکان و سه سال زراعی) استفاده کردند. پینتوس (Pinthus, 1973) پیشنهاد کرد از ضریب تبیین به‌جای میانگین مربعات انحراف از رگرسیون برای تخمین پایداری ژنوتیپ‌ها مختلف استفاده گردد.

ریک (Wricks, 1962) سهم هر ژنوتیپ را در تشکیل مجموع مربعات اثر متقابل در همه محیط‌های آزمایشی به‌عنوان مقیاس پایداری معرفی نمود. شوکلا (Shukla, 1972) واریانس پایداری را که شکل تغییر شکل یافته‌ای از معیار پایداری ریک است را ارائه کرد. زودای و بوسلند (Zewdie and Bosland, 2000) جهت ارزیابی اثر ژنوتیپ، محیط (سال ۱۹۹۶ در یک ایستگاه و سال ۱۹۹۷ در دو ایستگاه تحقیقاتی (سه محیط)) و اثر متقابل ژنوتیپ در محیط با استفاده از واریانس پایداری در فلفل دلمه‌ای[3]، ضمن گزارش پاسخ-های متفاوت ژنوتیپ‌ها به شرایط محیطی مختلف، عنوان کردند که می‌توان از مطالعاتی این‌چنین امکان انتخاب ژنوتیپ‌های پایدار جهت استفاده در برنامه‌های اصلاحی را فراهم ساخت.

آماره‌های پایداری غیرپارامتری رتبه (Huhn, 1979) و نسبت شاخص عملکرد (Fox and Rosielle, 1982) روش‌های دیگری برای تعیین پایداری ژنوتیپ‌های مختلف است که در بررسی اثر متقابل ژنوتیپ در محیط در گیاهان دیگر به‌کار رفته است (Kang, 1988; Ketata, 1988; Esmaeilzadeh Moghaddam *et al*., 2000). اسدی (Asadi, 2010) در بررسی اثر متقابل ژنوتیپ در

1- Pea (*Pisum sativum* L.)
2- Turmeric (*Curcuma longa* L.)
3- Chile (*Capsicum annuum* L.)

محیط در توده‌های مختلف زیره سبز در استان کرمان، با استفاده از پارامترهای پایداری ابرهارت و راسل، ضریب تبیین، اکووالانس ریک، واریانس پایداری شوکلا و واریانس محیطی ژنوتیپ‌های پایدار را معرفی نمودند.

هدف اصلی از این بررسی درک اثر متقابل اکوتیپ و تاریخ کاشت و بررسی واکنش ژنوتیپی زیره سبز به تاریخ های کاشت متفاوت با استفاده از پارامترهای مختلف پایداری تک متغیره بود.

مواد و روش‌ها

مواد گیاهی در این آزمایش متشکل از نه اکوتیپ زیره سبز شامل سمنان، فارس، یزد، گلستان، خراسان رضوی، خراسان شمالی، خراسان جنوبی، اصفهان و کرمان بود. این اکوتیپ‌ها از مناطق مختلف استان‌های مذکور که تولید کنندگان عمده زیره سبز در سطح کشور هستند جمع‌آوری شده و نمونه‌های مختلف هر استان به‌صورت بالک با یکدیگر مخلوط شدند. اکوتیپ‌های مختلف در تاریخ‌های کاشت ۵ دی، ۲۰ دی، ۵ بهمن، ۲۰ بهمن و ۵ اسفند کشت گردیدند.

آزمایش در سال زراعی ۹۱-۱۳۹۰ در مزرعه تحقیقاتی دانشکده کشاورزی دانشگاه شهید باهنر کرمان واقع در ۶ کیلومتری جنوب شرقی کرمان با طول جغرافیایی۵۶ درجه و ۵۸ دقیقه شرقی و عرض جغرافیایی ۳۰ درجه و ۱۵ دقیقه شمالی با میانگین بارندگی سالانه ۱۵۰میلی‌متر و ارتفاع ۱۷۵۴ متر از سطح دریا به اجرا درآمد. میانگین بارندگی منطقه اجرای آزمایش و مجموع درجه حرارت تجمعی (GDD) محاسبه شده برای هر تاریخ کاشت در جدول ۱ نشان داده شده است. بافت خاک مزرعه مورد آزمایش شنی لوم با pH = ۷/۴ و $EC= ۴/۴dS\ m^{-1}$ بود.

اکوتیپ‌های مختلف به‌صورت طرح اسپلیت پلات در قالب طرح بلوک‌های کامل تصادفی با سه تکرار کشت گردیدند. هر کرت شامل سه ردیف کاشت به طول دو متر، ابعاد هر کرت فرعی ۲ × ۱/۲ متر به مساحت ۲/۴ متر مربع و فاصله هر کرت فرعی از کرت فرعی مجاور ۸۰ سانتی‌متر و فاصله بین بلوک‌ها یک متر اعمال گردید. آماده‌سازی زمین توسط شخم نیمه عمیق، دو دیسک عمود برهم جهت خرد کردن کلوخه‌ها و تسطیح نهایی انجام گردید. جهت تأمین عناصر مورد نیاز گیاه به میزان ۵ کیلوگرم اوره و ۱۵ کیلوگرم سوپرفسفات تریپل (۶۰ کیلوگرم اوره و ۱۸۰ کیلوگرم سوپر فسفات تریپل در هکتار) به خاک اضافه گردید و سپس ردیف‌های کاشت به‌فاصله ۴۰ سانتی‌متر از هم آماده شدند. قبل از کاشت آبیاری انجام شد و بعد از رسیدن رطوبت خاک به حد ظرفیت مزرعه عملیات کاشت در هر تاریخ کاشت انجام شد.

بسته به میزان بارندگی آبیاری از کاشت تا جوانه زنی هر دو هفته یک‌بار و از جوانه زنی تا رسیدگی با توجه به نیاز آبی کم زیره سبز هر یک ماه یک‌بار انجام شد. عملیات تنک برای هر تاریخ کاشت دوبار و مبارزه با علف‌های هرز در سه نوبت به‌صورت وجین دستی انجام شد.

نمونه‌برداری و برداشت درنیمه اول خردادماه انجام شد. برای اندازه گیری عملکرد دانه از هر کرت به مساحت ۱/۲ مترمربع برداشت انجام شد و نمونه‌ها در هوای آزاد خشک شدند. سپس بذور از کاه و کلش جدا و وزن گردید.

جدول ۱- تاریخ‌های سبز شدن و برداشت، درجه روز رشد محاسبه شده (از سبز شدن تا برداشت) و میزان بارندگی برای هر تاریخ کاشت
Table 1- Sowing, germination and harvesting dates, GDD calculated (from germination to harvest) and rainfall for each sowing date

تاریخ کاشت Sowing date	تاریخ سبز شدن Germination date	تاریخ برداشت Harvest date	∑GDD (از سبز شدن تا برداشت) From Germination to harvest	میزان بارندگی Rainfall (mm)
۵ دی ۱۳۹۰ 26th Dec. 2011	۱۸ بهمن ۱۳۹۰ 7th Feb.2012	۵ خرداد ۱۳۹۱ 27th May.2012	1152.7	88.1
۲۰ دی ۱۳۹۰ 10th Jan.2012	۲۵ بهمن ۱۳۹۰ 14th Feb.2012	۸ خرداد ۱۳۹۱ 30th May.2012	1182.2	87.9
۵ بهمن ۱۳۹۰ 25th Jan.2012	۴ اسفند ۱۳۹۰ 23rd Feb.2012	۱۰ خرداد ۱۳۹۱ 2nd June.2012	1193.1	83.2
۲۰ بهمن ۱۳۹۰ 9th Feb.2012	۱۲ اسفند ۱۳۹۰ 2nd Mar.2012	۱۲ خرداد ۱۳۹۱ 4th June.2012	1202.4	56.3
۵ اسفند ۱۳۹۰ 24th Feb.2012	۲۰ اسفند ۱۳۹۰ 10th Mar.2012	۱۵ خرداد ۱۳۹۱ 7th June.2012	1230.8	33.5

داده‌های حاصل از آزمایش جهت تعیین اثر اکوتیپ، تاریخ کاشت و اثر متقابل اکوتیپ در تاریخ کاشت از نظر آماری مورد تجزیه مرکب (Freeman and Dowker, 1973) و واریانس خطای آزمایش توسط آزمون بارتلت مورد آزمون قرار گرفت (Gomez and Gomez, 1984). جهت انجام مقایسه میانگین‌ها از آزمون توکی در سطح احتمال پنج درصد استفاده گردید. آنالیزهای آماری مذکور توسط

نرم‌افزار SAS 9.1 انجام شد (SAS Institute, 2004). با توجه به اثر متقابل معنی‌دار مشاهده شده بین اکوتیپ در تاریخ کاشت پارامترهای پایداری پیشنهاد شده توسط ابرهارت و راسل (میانگین عملکرد، ضریب رگرسیون خطی (b_i) و انحراف از رگرسیون (S^2d_i)) براساس شاخص محیطی محاسبه گردید. آزمون معنی‌داری ضریب رگرسیون خطی و انحراف از رگرسیون نیز به‌ترتیب توسط آزمون‌های t و F انجام شد. همچنین جهت بررسی بیشتر اثر متقابل ژنوتیپ در محیط از اکووالانس ریک (W_i) (Wricks, 1962)، واریانس پایداری شوکلا (σ^2_i) (Shukla, 1972)، واریانس محیطی (S^2_i)، ضریب تغییرات ژنوتیپی (CV_i) و آماره‌های پایداری غیر پارامتری رتبه (R)، انحراف معیار رتبه (SDR) (Huhn, 1979) و نسبت شاخص عملکرد (YIR) (Fox and Rosielle, 1982) استفاده شد. جهت انجام و محاسبه پارامترهای پایداری از نرم‌افزارهای S116 و Excel استفاده گردید. همچنین جهت محاسبه همبستگی رتبه بین آماره‌های مختلف، ضریب همبستگی رتبه اسپیرمن با استفاده از نرم‌افزار SPSS 17.0 محاسبه گردید. بدین ترتیب که به پایدارترین ژنوتیپ براساس هر آماره، رتبه ۱ داده شد (Mohebodini *et al*., 2006; Roostaei *et al*., 2014).

نتایج و بحث

نتایج تجزیه واریانس مرکب برای عملکرد دانه بیانگر وجود اختلاف معنی‌دار بین تاریخ‌های کاشت، اکوتیپ‌ها و اثر متقابل اکوتیپ× تاریخ کاشت بود. بین اکوتیپ‌ها و تاریخ‌های مختلف کاشت تفاوت معنی‌داری مشاهده گردید، اما درصد بالایی از مجموع مربعات (۴۶/۹٪) مربوط به اثر متقابل اکوتیپ× تاریخ کاشت بود. سهم منابع تغییرات اثر تاریخ کاشت و اکوتیپ تقریباً یکسان و به‌ترتیب ۲۶/۱۵ و ۲۶/۹۵ درصد بود (جدول ۲).

جدول ۲- تجزیه واریانس مرکب برای عملکرد دانه اکوتیپ‌های مورد بررسی زیره سبز در تاریخ‌های مختلف کاشت

Table 2- Combined analysis of variance for seed yield of studied cumin ecotypes in different sowing dates

منابع تغییر Source of variation	درجه آزادی df	مجموع مربعات Sum of squares	میانگین مربعات Mean square	٪ مجموع مربعات کل Total sum of squares percent
تاریخ کاشت Sowing date	4	752516.3	188129.06**	26.15
خطای کرت اصلی Main Plot error	10	81561.6	8156.16	
اکوتیپ Ecotype	8	775579	96947.25*	26.95
اکوتیپ × تاریخ کاشت Ecotype×Sowing date	32	1349698	42178.05**	46.9
خطای کل Total error	80	716475.6	8955.95	

** و * به‌ترتیب معنی‌دار در سطح احتمال یک و پنج درصد

** and * are significant at 1% and 5%, respectively

باتوجه به اختلاف بسیار معنی‌دار اثر متقابل اکوتیپ در تاریخ کاشت میانگین عملکرد اکوتیپ‌ها در هر تاریخ کاشت جهت تعیین رتبه اثرات محیطی بر عملکرد دانه استفاده شد (Finlay and Wilkinson, 1963) (جدول ۴). در بین اکوتیپ‌ها، اکوتیپ کرمان با عملکرد دانه ۷۹۷/۱ کیلوگرم در هکتار در پنج تاریخ کاشت بیشترین عملکرد دانه را نشان داد. در بین تاریخ های کاشت، تاریخ کاشت ۵ اسفندماه با عملکرد دانه ۷۵۸/۶ کیلوگرم در هکتار بهترین تاریخ کاشت بود. دامنه تغییرات عملکرد دانه از ۳۳۷/۷ کیلوگرم در هکتار برای اکوتیپ یزد در تاریخ کاشت ۵ دی‌ماه تا ۱۰۶۷ کیلوگرم در هکتار برای اکوتیپ کرمان در تاریخ کاشت ۵ اسفندماه بود (جدول ۴). از نظر رتبه اکوتیپ‌ها در تاریخ‌های کاشت، در تاریخ اول (تاریخ کاشت ۵ دی‌ماه) اکوتیپ سمنان، در تاریخ دوم (تاریخ کاشت ۲۰ دی‌ماه) اکوتیپ کرمان، در تاریخ سوم (تاریخ کاشت ۵ بهمن) اکوتیپ خراسان شمالی، در تاریخ چهارم (تاریخ کاشت ۲۰ بهمن) اکوتیپ یزد و در تاریخ پنجم (تاریخ کاشت ۵ اسفند) اکوتیپ کرمان حائز بالاترین رتبه بودند (جدول ۳).

آماره پایداری غیر پارامتری بر پایه رتبه توسط هان (Huhn, 1979) پیشنهاد شده است. براساس روش ناپارامتری رتبه بندی ژنوتیپ‌هایی که کمترین مقدار میانگین رتبه عملکرد (Rank) (R) و انحراف معیار (SDR) را داشته باشند به‌عنوان ژنوتیپ‌های پایدار شناخته می‌شوند (Kang, 1988; Ketata, 1988). کمترین میزان SDR مربوط به اکوتیپ‌های خراسان رضوی، فارس، کرمان، خراسان شمالی و خراسان جنوبی بود و کمترین میانگین رتبه مربوط به اکوتیپ‌های کرمان و خراسان شمالی بود. بکر و لئون (Becker and

Leon, 1988) عنوان کردند که یک ژنوتیپ وقتی پایدار شناخته می‌شود که رتبه آن در محیط‌های مختلف ثابت باشد، باتوجه به کمترین میزان میانگین رتبه، انحراف معیار پایین رتبه (ثبات رتبه بیشتر) و عملکرد بالای این دو اکوتیپ، می‌توان بر این اساس آن‌ها را دارای پایداری دانست (جدول ۳).

نسبت شاخص عملکرد (Fox and Rosielle, 1982) روش ناپارامتری دیگری است که نسبت میانگین عملکرد هر ژنوتیپ در تمام محیط‌ها را به میانگین عملکرد کل به‌صورت درصد بیان می‌کند. بر اساس این پارامتر اکوتیپ‌های کرمان، خراسان شمالی، سمنان و یزد به‌ترتیب با بیشترین میزان شاخص در گروه اکوتیپ‌های پایدار قرار می‌گیرند و اکوتیپ فارس با کمترین شاخص (۸۰/۷٪) به‌عنوان اکوتیپ ناپایدار شناخته می‌شود. بنابراین اکوتیپ‌های کرمان و خراسان شمالی بر اساس آماره‌های فوق‌الذکر پایدارترین اکوتیپ‌ها شناخته شدند (جدول ۳).

رازامیولونا و همکاران (Rasamivelona *et al*., 1995) گزارش کردند که تغییر در رتبه ژنوتیپ در محیط‌های متنوع سودمندی استفاده از میانگین عملکرد ژنوتیپ به‌عنوان راهی برای انتخاب رقم پایدار را کاهش می‌دهد. بنابراین باتوجه به وجود اثر متقابل تغییر در رتبه، جهت تعیین اکوتیپ‌های پایدار و سازگار از سایر پارامترهای پایداری نیز استفاده گردید.

جدول ۴ تجزیه واریانس عملکرد دانه اکوتیپ‌ها را براساس روش ابرهارت و راسل نشان می‌دهد. همان‌طور که مشاهده می‌گردد از بین منابع تغییر تاریخ کاشت، اکوتیپ، اکوتیپ در تاریخ کاشت، تاریخ کاشت خطی، اکوتیپ در تاریخ کاشت خطی و انحراف مرکب، تنها اثر اکوتیپ در تاریخ کاشت خطی از نظر آماری معنی‌دار نبود. معنی‌دار نشدن اثر متقابل اکوتیپ در تاریخ کاشت خطی نشان دهنده‌ی عدم تفاوت معنی‌دار اکوتیپ‌ها از نظر شیب خط رگرسیون و به‌عبارتی وجود پاسخ یکسان اکوتیپ‌ها به تاریخ‌های کاشت مختلف می‌باشد. مجموع مربعات ژنوتیپ در تاریخ کاشت خطی برای اکثر اکوتیپ‌ها معنی‌دار گردید که حاکی از این است که عملکرد این اکوتیپ‌ها در تاریخ‌های کاشت مختلف از رابطه خطی تبعیت می‌کند (جدول ۴).

براساس جدول پارامترهای پایداری برمبنای روش رگرسیون (جدول ۵) اکوتیپ سمنان دارای شیب خط منفی (۰/۱۰۴-) و اکوتیپ کرمان دارای بیشترین شیب خط رگرسیون (۲/۳۰۲) بودند. به‌منظور مطالعه واکنش اکوتیپ‌ها نمودار سازگاری آن‌ها بر اساس میانگین عملکرد دانه و ضرایب رگرسیون مربوط به هر اکوتیپ ترسیم گردید (شکل ۱).

تجزیه خوشه‌ای اکوتیپ‌ها بر مبنای ضریب رگرسیون خطی در شکل ۱ نشان داده شده است. از بین اکوتیپ‌ها اصفهان، گلستان، فارس، خراسان شمالی و خراسان رضوی در یک گروه قرار گرفتند. اکوتیپ‌های مذکور شیب خط نزدیک به ۱ دارند که از این بین اکوتیپ خراسان شمالی با عملکرد بالاتر از میانگین دارای سازگاری عمومی مطلوب، گلستان با عملکرد نزدیک به میانگین دارای پایداری عمومی و سایر اکوتیپ‌ها با عملکرد پایین حائز سازگاری عمومی ضعیف می‌باشند.

با توجه به نتایج آزمون t برای فرض H_0: $b_i=1$، هیچکدام از اکوتیپ‌ها از نظر شیب خط رگرسیون اختلاف معنی‌داری با ۱ نشان ندادند، لذا از بین این اکوتیپ‌های سازگار انتظار می‌رود اکوتیپ‌های کرمان و سمنان به ترتیب با ضرایب b_i= ۲/۳۰۲ و b_i= -۰/۱۰۴ پاسخ بهتری نسبت به محیط‌های مساعد و نامساعد داشته باشند (جدول ۵).

شکل ۲ پراکنش اکوتیپ‌ها را براساس پارامتر دوم پایداری ابرهارت و راسل (S^2d_i) و میانگین عملکرد دانه نشان می‌دهد. تجزیه خوشه‌ای اکوتیپ‌ها براساس روش وارد نشان داد که به سه گروه قابل تفکیک‌اند: در گروه اول فقط اکوتیپ خراسان شمالی قرار گرفت که دارای بالاترین مقدار انحراف از رگرسیون بود که بر این اساس ناپایدارترین اکوتیپ محسوب می‌شود. گروه دوم شامل اکوتیپ‌های کرمان، یزد، فارس و خراسان جنوبی است که S^2d_i حد واسط داشتند و در گروه سوم اکوتیپ‌های گلستان، سمنان، اصفهان و خراسان رضوی قرار گرفتند که بر این مبنا پایدارترین ژنوتیپ‌ها شناخته می‌شوند. باتوجه به اینکه در این گروه فقط اکوتیپ سمنان عملکرد بالاتر از میانگین داشت بنابراین دارای پایداری عمومی مطلوب می‌باشد. همچنین اکوتیپ گلستان با عملکرد نزدیک به میانگین دارای پایداری عمومی می‌باشد. اصفهان و خراسان رضوی نیز باتوجه به عملکرد کمتر از میانگین از پایداری عمومی ضعیف برخوردارند.

براساس پارامتر اول پایداری ابرهارت و راسل (شکل ۱) تنها اکوتیپ خراسان شمالی اکوتیپ پایدار شناخته شد که باتوجه به دارا بودن بالاترین میانگین انحراف از رگرسیون (S^2d_i) (پارامتر دوم پایداری ابرهارت و راسل) در بین اکوتیپ‌ها، نمی‌توان آن‌را به‌عنوان اکوتیپی با سازگاری عمومی مطلوب برشمرد. این اکوتیپ با b_i=۱/۱۹۴، S^2d_i = ۲۳۳۶۶/۵ و میانگین عملکرد ۷۲۹/۹ کیلوگرم در هکتار می‌تواند به عنوان حساس‌ترین اکوتیپ نسبت به تغییرات شرایط محیطی باشد.

جدول ۳- اثر متقابل تاریخ کاشت و اکوتیپ بر عملکرد دانه (کیلوگرم در هکتار) زیره سبز و پایداری عملکرد دانه اکوتیپ‌های زیره سبز مبتنی بر روش‌های ناپارامتری

Table 3- Interaction effect of sowing date and ecotypes on cumin seed yield (kg ha^{-1}) and yield stability of cumin ecotypes based on non-parametric methods

اکوتیپ Ecotypes	تاریخ‌های کاشت (Sowing dates) ۵ دی 26th Dec. 2011	۲۰ دی 10th Jan. 2012	۵ بهمن 25th Jan. 2012	۲۰ بهمن 9th Feb. 2012	۵ اسفند 24th Feb. 2012	میانگین رتبه Rank mean (R)	انحراف معیار رتبه Standard deviation rank (SDR)	نسبت شاخص عملکرد Yield index ratio (YIR)
سمنان Semnan	639.3^{c-i}	747.3^{a-g}	561.9^{d-l}	721.5^{b-g}	591.8^{c-l}	4.2	3.27	101.3
فارس Fars	440.8^{ghi}	367.9^{hi}	518.0^{d-i}	525.0^{d-i}	747.2^{a-g}	7.8	1.64	80.7
یزد Yazd	337.7^{i}	619.9^{c-i}	784.1^{a-f}	730.5^{a-g}	775.2^{a-g}	4.2	3.11	100.8
گلستان Golestan	624.9^{c-i}	694.9^{b-h}	513.3^{d-i}	594.2^{c-l}	780.1^{a-g}	5.2	2.68	99.6
خراسان رضوی Khorasan-Razavi	462.6^{f-i}	602.4^{c-i}	670.7^{b-i}	615.7^{c-i}	608.1^{c-i}	6.2	1.48	91.9
خراسان شمالی Khorasan-Shomali	471.8^{e-l}	920.5^{abc}	812.0^{a-d}	717.6^{b-g}	727.3^{b-g}	3.6	2.30	113.3
خراسان جنوبی Khorasan-Jonoubi	627.1^{c-i}	461.2^{f-i}	587.3^{c-i}	651^{b-l}	720.0^{b-g}	5.4	2.30	94.6
اصفهان Isfahan	562.3^{d-i}	569.7^{d-i}	529.5^{d-i}	559.3^{d-i}	810^{a-e}	5.6	2.51	94.1
کرمان Kerman	557.2^{d-i}	979.2^{ab}	726.8^{b-g}	655.1^{b-l}	1067.4^{a}	2.8	1.79	123.8
میانگین Mean	524.8^{C}	662.5^{AB}	633.7^{B}	641.1^{B}	758.6^{A}			

داشتن حرف مشترک بیانگر عدم تفاوت معنی‌دار براساس آزمون توکی در سطح احتمال ۵ ٪ می‌باشد.

Similar letter indicated no significant difference according to HSD test at 5% probability level.

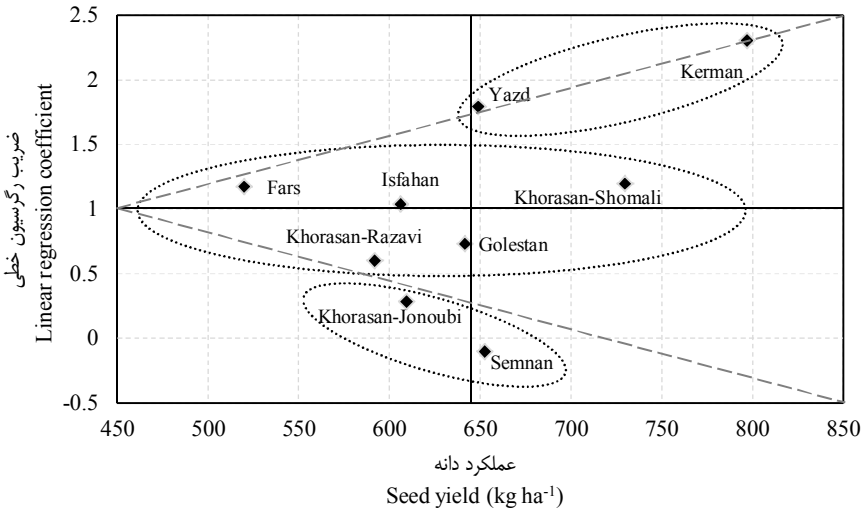
جدول ٤- تجزیه واریانس مرکب برای عملکرد دانه اکوتیپ‌های زیره سبز بر اساس روش ابرهارت و راسل

Table 4- Combined analysis of variance for seed yield of cumin ecotypes based on Eberhart and Russell regression method

منابع تغییر	Source of variation	درجه آزادی df	مجموع مربعات Sum of squares	میانگین مربعات Mean squares	F
تاریخ کاشت	Sowing date (SD)	4	250833.8	62708.44	4.46**
تکرار در تاریخ کاشت	Replication (SD)	10	81561.58	8156.16	2.73*
اکوتیپ	Ecotype (E)	8	258523.9	32315.49	2.30*
اکوتیپ در تاریخ کاشت	E× SD	32	449905.3	14059.54	4.71**
تاریخ کاشت (خطی)	SD (linear)	1	250833.8	250833.8	-
اکوتیپ در تاریخ کاشت (خطی)	E× SD (linear)	8	121415.8	15176.97	1.25 ns
انحراف مرکب	Combined deviation	27	328488.03	12166.22	4.08**
سمنان	Semnan	3	25491.78	8497.26	2.85 ns
فارس	Fars	3	42726.43	14242.14	4.77**
یزد	Yazd	3	51290.38	17096.79	5.73**
گلستان	Golestan	3	26209.5	8736.50	2.93*
خراسان رضوی	Khorasan-Razavi	3	13947.07	4649.02	1.56 ns
خراسان شمالی	Khrasan-Jonoubi	3	70099.56	23366.52	7.83**
خراسان جنوبی	Khorasan-Shomali	3	34471.39	11490.46	3.85*
اصفهان	Isfahan	3	23033.72	7677.91	2.57 ns
کرمان	Kerman	3	41218.21	13739.4	4.60**
اشتباه مرکب	Combined error	80	238825.2	2985.30	-

*، ** و ns به‌ترتیب معنی‌دار در سطح احتمال ۵ و ۱ درصد و غیرمعنی‌دار

*, ** and ns, are significant at 5%, 1% and non-significant, respectively



شکل ۱- پراکنش اکوتیپ‌ها براساس میانگین عملکرد دانه و ضریب رگرسیون خطی (پارامتر اول) ابرهارت و راسل. (خط عمودی از نقطه میانگین عملکرد دانه می‌گذرد).

Figure 1- Scatter plot of seed yield mean and linear regression coefficient (first parameter) of Eberhart and Russell. (Vertical line shows the seed yield mean)

جدول ۵- پارامترهای پایداری بر مبنای روش رگرسیون ابرهارت و راسل در اکوتیپ‌های زیره سبز

Table 5- Stability parameters based on Eberhart and Russell regression method in ecotypes of cumin

اکوتیپ Ecotypes	میانگین عملکرد† Yield mean	ضریب رگرسیون†† Regression coefficient	عرض از مبدا Intercept	مجموع مربعات رگرسیون خطی Sum of squares of regression deviation	انحراف از رگرسیون خطی Linear regression deviation	ضریب تبیین Coefficient of determination
سمنان Semnan	652.4^{bc}	-0.104^{ns}	0.04	299.3	8497.26*	1.2
فارس Fars	519.8^{d}	1.173^{ns}	2.69	38325.3	14242.14**	47.3
یزد Yazd	648.8^{bc}	1.791^{ns}	5.23	89385.9	17096.79**	63.5
گلستان Golestan	641.5^{bc}	0.729^{ns}	1.69	14798.6	8736.5*	36.1
خراسان رضوی Khorasan-Razavi	591.9^{cd}	0.597^{ns}	2.13	99199.0	4649.02	41.6
خراسان شمالی Khorasan-Shomali	729.9^{ab}	1.194^{ns}	1.7	39722.1	23366.52**	36.2
خراسان جنوبی Khorasan-Jonoubi	609.3^{cd}	0.284^{ns}	0.2	2250.3	11490.46*	6.1
اصفهان Isfahan	606.2^{cd}	1.035^{ns}	3.89	29840.4	7677.9	56.4
کرمان Kerman	797.1^{a}	2.302^{ns}	10.75	147710.3	13739.4**	78.2

† داشتن حرف مشترک بیانگر عدم تفاوت معنی‌دار براساس آزمون توکی در سطح احتمال ۵ ٪ می‌باشد.

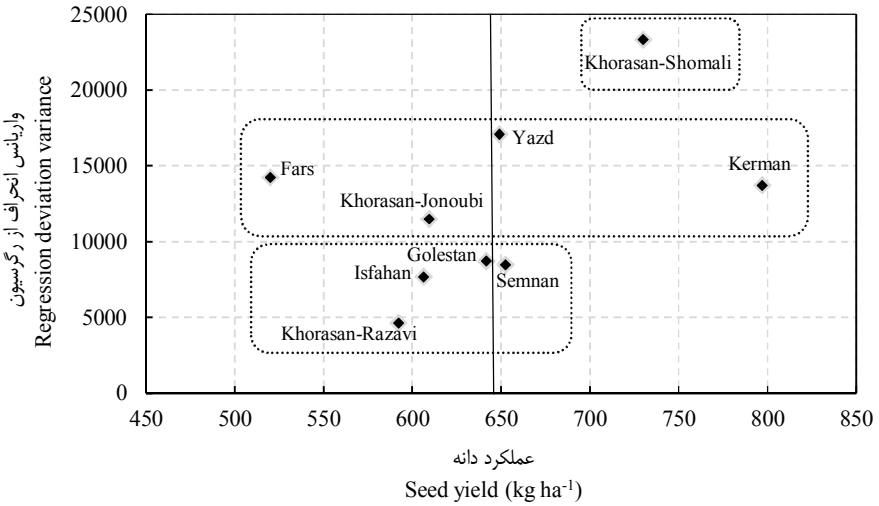
†† نتیجه آزمون t برای فرض $H_0: b_i=1$ در سطح احتمال ۵ درصد

*، ** و ^{ns} به‌ترتیب معنی‌دار در سطح احتمال ۵ و ۱ درصد و غیرمعنی‌دار.

†Similar letter indicated no significant difference according to HSD test at 5% probability level.

†† Result of t test for the hypothesis H_0: $b_i = 1$, at 5% probability level.

*, ** and ^{ns}, are significant at 5%, 1% and non-significant, respectively.



شکل ۲- پراکنش اکوتیپ‌ها براساس میانگین عملکرد دانه و واریانس انحراف از رگرسیون (پارامتر دوم ابرهارت و راسل). (خط عمودی از نقطه میانگین عملکرد دانه می‌گذرد)

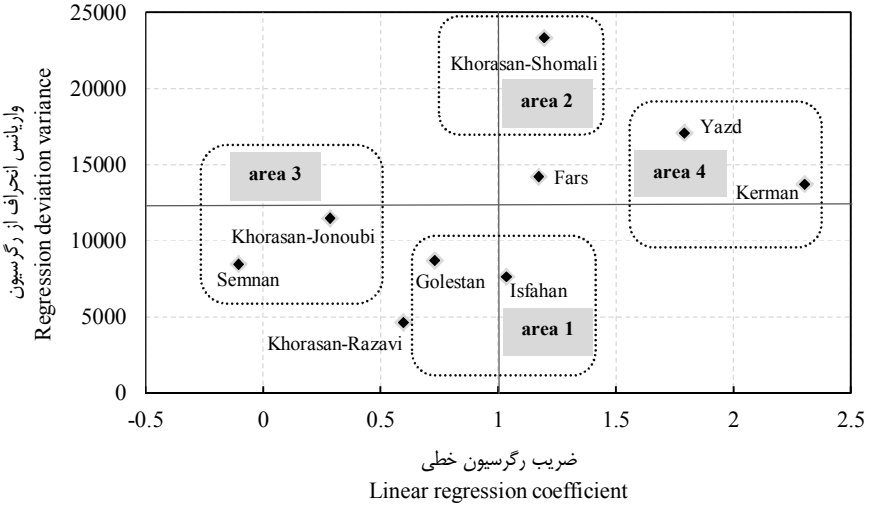
Figure 2- Scatter plot of seed yield mean and regression deviation variance (second parameter of Eberhart and Russell). (Vertical line shows the seed yield mean)

جهت بررسی دقیق‌تر پایداری و سازگاری اکوتیپ‌ها براساس روش رگرسیونی نمودار پراکنش براساس ضریب رگرسیون خطی و انحراف از رگرسیون بر اساس روش پیشنهاد شده توسط هاف و جیدل (Haufe and Geidel, 1978) ترسیم گردید. نمودار پیشنهاد شده در این روش دارای چهار منطقه می‌باشد که در شکل ۳ توسط خطوط منقطع نشان داده شده است. منطقه ۱ منطقه پایداری بالا و منطقه ۲ منطقه‌ای با پایداری پایین می‌باشد. مناطق ۳ و ۴ نیز به‌ترتیب دارای سازگاری به محیط‌های نامساعد و مساعد می‌باشند. بر این اساس اکوتیپ‌های اصفهان و گلستان دارای پایداری بالا، اکوتیپ خراسان شمالی ناپایدار، اکوتیپ‌های کرمان و یزد دارای سازگاری خصوصی با محیط‌های مساعد و اکوتیپ‌های خراسان جنوبی و سمنان سازگار خصوصی با محیط‌های نامساعدند. باتوجه به عملکرد نزدیک به میانگین اکوتیپ‌های گلستان و اصفهان نمی‌توان آن‌ها را با پایداری عمومی مطلوب دانست بلکه دارای پایداری عمومی متوسط اند.

پینتوس (Pinthus, 1973) پیشنهاد کرد از ضریب تبیین به‌جای میانگین مربعات انحراف از رگرسیون برای تخمین پایداری ژنوتیپ‌ها مختلف استفاده گردد. بر اساس ضریب تبیین پینتوس (r_i^2) اکوتیپ کرمان با بیشترین ضریب تبیین (r_i^2 = ۷۸/۲٪) به‌عنوان اکوتیپ پایدار و اکوتیپ‌های سمنان و خراسان جنوبی (به‌ترتیب با ضرایب تبیین ۱/۲ و ۶/۱ درصد) که در تجزیه خوشه‌ای در یک گروه نیز قرار گرفتند، به‌عنوان ناپایدارترین اکوتیپ‌ها شناخته شدند (جدول ۵).

ژنوتیپ‌هایی که ضریب اکووالانس (W_i) و واریانس پایداری (σ_i^2) کمتر و در نتیجه سهم کمتری از مجموع مربعات اثر متقابل را داشته باشند براساس پارامترهای اکووالانس ریک و واریانس پایداری شوکلا پایدارند. تجزیه خوشه‌ای بر مبنای این دو پارامتر (شکل‌های ۳ و ۴) نشان داد که اکوتیپ‌های خراسان رضوی، اصفهان و گلستان با کمترین مقادیر پایدارترین اکوتیپ‌ها بودند و در یک گروه قرار گرفتند. که از این بین تنها اکوتیپ گلستان با عملکرد بسیار نزدیک به میانگین دارای پایداری عمومی بود. اکوتیپ کرمان با بالاترین مقادیر اکووالانس و واریانس پایداری و با توجه به عملکرد بالا دارای سازگاری خصوصی با محیط‌های مساعد شناسایی گردید (شکل‌های ۳ و ۴).

براساس واریانس محیطی (S_{xi}^2) و ضریب تنوع (CV_i) اکوتیپ‌های خراسان رضوی (با S_i^2= ۶۴۴۷/۷ و CV_i = ۱۲/۳۱) و سمنان (با S_i^2= ۵۹۶۶/۷ و CV_i = ۱۳/۰۵) با کمترین مقادیر دارای بالاترین پایداری بودند و بر اساس نتایج حاصله از تجزیه خوشه‌ای به روش وارد در یک گروه قرار گرفتند. اکوتیپ کرمان بر اساس پارامتر واریانس محیطی با بیشترین مقدار (S_i^2= ۴۷۲۳۲/۱) ناپایدارترین اکوتیپ شاخته شد که بر مبنای تجزیه خوشه‌ای با اکوتیپ یزد در یک گروه قرار گرفت. تجزیه خوشه‌ای برای CV_i نشان داد که اکوتیپ‌های یزد، فارس و کرمان با بیشترین ضرایب تنوع به ترتیب ۲۸/۹، ۲۷/۴ و ۲۷/۳ ناپایدارترین اکوتیپ‌ها بوده و در یگ گروه قرار گرفتند (جدول ۶).



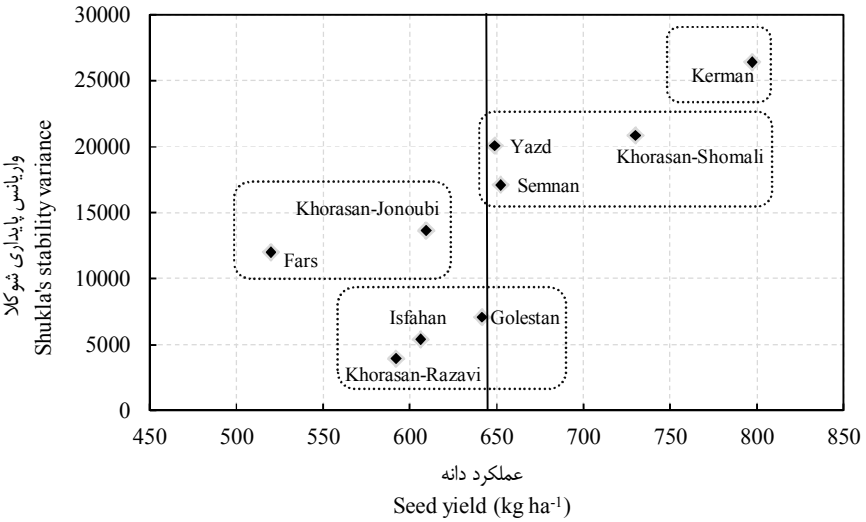
شکل ۳- پراکنش اکوتیپ‌ها براساس ضریب رگرسیون خطی و واریانس انحراف از رگرسیون

Figure 3- Scatter plot of regression deviation variance and linear regression coefficient

جدول ٦- سایر آماره‌های پایداری مورد استفاده جهت بررسی اثر متقابل اکوتیپ × تاریخ کاشت در زیره سبز

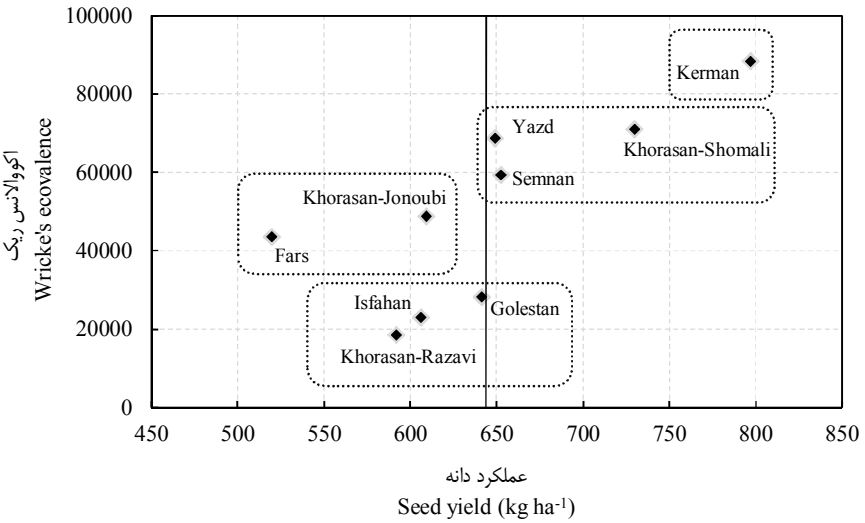
Table 6- Other stability statistics used to investigate the effect of ecotype × sowing date in cumin

اکوتیپ Ecotypes	اکووالانس ریک Wricke's ecovalence (W_i)	واریانس پایداری شوکلا Shukla's stability variance (σ^2_i)	واریانس محیطی Environmental variance (S^2_i)	ضریب تنوع Coefficient of variation (CV_i)
سمنان Semnan	59438.3	17096.7	6447.7	31.12
فارس Fars	43557.2	11992	20262.9	27.39
یزد Yazd	68722.2	20080.8	35169.1	28.9
گلستان Golestan	28261.3	7075.5	10252.1	15.78
خراسان رضوی Khorasan-Razavi	18482.7	3932.4	5966.7	13.05
خراسان شمالی Khorasan-Shomali	71146.6	20860	27455.6	22.7
خراسان جنوبی Khorasan-Jonoubi	48753.7	13662.3	9180.5	15.72
اصفهان Isfahan	23067.3	5406	13218.5	18.97
کرمان Kerman	88474.5	26429.7	47232.1	27.26



شکل ٤- پراکنش اکوتیپ‌ها براساس میانگین عملکرد دانه و واریانس پایداری شوکلا (خط عمودی از نقطه میانگین عملکرد دانه می‌گذرد).

Figure 4- Scatter plot of Shukla's stability variance and seed yield mean (vertical line shows the seed yield mean).



شکل ۵- پراکنش اکوتیپ‌ها براساس میانگین عملکرد دانه و اکووالانس ریک (خط عمودی از نقطه میانگین عملکرد دانه می‌گذرد).
Figure 5- Scatter plot of Wricke's ecovalence and seed yield mean (vertical line shows the seed yield mean).

اثر متقابل معنی‌دار اکوتیپ در تاریخ کاشت بیانگر پاسخ متفاوت اکوتیپ‌ها به تغییر در شرایط محیطی بود. نسبت بالایی از تغییرات در عملکرد دانه مربوط به اثر متقابل ژنوتیپ در تاریخ کاشت بود که این مسئله سودمندی میانگین عملکرد اکوتیپ‌ها را به‌عنوان یک پارامتر برای اندازه‌گیری پایداری عملکرد کاهش می‌دهد (Anandaraj *et al*., 2014). بنابراین با توجه به درصد بالای مجموع مربعات اثر متقابل (۴۶/۹٪) و مشاهده اثر متقابل تغییر در رتبه استفاده از پارامترهای میانگین عملکرد اکوتیپ‌ها جهت معرفی اکوتیپ‌های پایدار چندان قابل استناد نمی‌تواند باشد. باتوجه به جدول همبستگی رتبه اسپیرمن (جدول ۷) و عدم ارتباط بین این آماره‌ها با سایر روش‌ها نیز تأییدی بر این مطلب است. از این روش‌ها در مطالعات مختلف برای بررسی اثر متقابل ژنوتیپ در محیط و معرفی ژنوتیپ‌های پایدار در گیاهان مختلف استفاده شده است (Kang, 1988; Ketata, 1988; Esmaeilzadeh Moghaddam *et al*., 2000). در نهایت براساس روش‌های غیر پارامتریک اکوتیپ‌های کرمان و خراسان شمالی پایدارترین اکوتیپ‌ها شناخته شدند، که براساس واریانس محیطی و ضریب تنوع ژنوتیپی ناپایدار بودند. جدول ضرایب همبستگی رتبه اکوتیپ‌ها بین این آماره‌ها (جدول ۷) نشان می‌دهد که بین آماره‌های غیر پارامتریک با S^2_i و CV_i همبستگی منفی و غیر معنی‌داری وجود دارد که عدم ارتباط بین آن‌ها را تأیید می‌کند. براساس S^2_{xi} و CV_i خراسان رضوی و سمنان پایدار شناخته شدند و اکوتیپ‌های کرمان و یزد ناپایدارترین بودند (جدول ۶). اسدی (Asadi, 2010) از واریانس محیطی جهت بررسی پایداری در اکوتیپ‌های زیره سبز استفاده کرده و این روش را را جهت گزینش مناسب ندانستند. نجفی میرک (Najafi Mirak, 2011) از روش های فوق در ارزیابی پایداری عملکرد دانه ژنوتیپ‌های گندم نان در اقلیم سرد ایران استفاده کردند.

براساس روش رگرسیون (b_i و S^2d_i) گلستان به‌عنوان اکوتیپ با پایداری عمومی، کرمان سازگار خصوصی با محیط‌های مساعد (تاریخ کاشت ۵ اسفند)، سمنان و خراسان جنوبی سازگار خصوصی با محیط‌های نامساعد (تاریخ کاشت ۵ دی) و اکوتیپ خراسان شمالی ناپایدارترین اکوتیپ شناخته شدند. با توجه به ارتباط بسیار قوی که بین رتبه اکوتیپ‌ها براساس پارامترهای اکووالانس و واریانس پایداری (۱/۰۰۰**) (جدول ۷) وجود داشت نتایج هردو پارامتر کاملاً یکسان بود که بر این اساس اکوتیپ گلستان پایدار عمومی و اکوتیپ کرمان سازگار خصوصی با محیط‌های مساعد بودند. در مجموع روش‌های رگرسیون و اکووالانس و واریانس پایداری نیز نتایج تقریبا مشابهی نشان دادند. زودای و بوسلند (Zewdie and Bosland, 2000) جهت ارزیابی اثر ژنوتیپ، محیط و اثر متقابل ژنوتیپ در محیط با استفاده از واریانس پایداری در فلفل دلمه‌ای، این آماره را برای انتخاب ژنوتیپ‌های پایدار جهت استفاده در برنامه‌های اصلاحی مناسب توصیف کردند.

وسیلوسکا ایوانوا و نایدنوا (Vassilevska-Ivanova and Naidenova, 2006) از روش ابرهارت و راسل جهت بررسی سازگاری و پایداری لاین‌های جهش یافته (مواد اولیه گیاهی) نخود فرنگی استفاده کرده و این مدل را مناسب و قابل استفاده دانسته‌اند. همچنین آنانداراج و همکاران (Anandaraj *et al*., 2014) از این روش برای معرفی ارقام پایدار زردچوبه در محیط‌های مختلف استفاده کردند. اسدی (Asadi, 2010) در بررسی اثر متقابل ژنوتیپ در محیط در توده‌های مختلف زیره سبز در استان کرمان، با استفاده از

پارامترهای پایداری ابرهارت و راسل اکوتیپ صدرا و با استفاده از اکووالانس ریک، واریانس پایداری شوکلا اکوتیپ‌های صدرا، نائین و کلاته را پایدار معرفی نمودند. در دیگر منابع نیز از این پارامترها جهت معرفی ژنوتیپ‌های پایدار استفاده شده است (Esmaeilzadeh Moghaddam *et al*., 2000; Najafi Mirak, 2011).

جدول ۷ ضرایب همبستگی رتبه اسپیرمن را بین آماره‌های مختلف پایداری و عملکرد دانه نشان می‌دهد. همان‌طور که مشاهده می‌گردد، آماره‌های R و YIR با دیگر آماره‌ها همبستگی رتبه منفی نشان دادند. ضریب تبیین r_i^2 و SDR نیز با سایر آماره‌ها همبستگی نشان نداد و همبستگی r_i^2 با S_i^2 و CV_i نیز معنی‌دار و منفی بود، همبستگی منفی بین r_i^2 و S_i^2 در گیاه ذرت منفی و معنی‌دار و در جو منفی و غیر معنی‌دار گزارش شده است (Becker and Leon, 1988). نتایج فوق نشان دهنده‌ی این است که نتایج حاصله از این پارامترها (R، YIR، SDR و r_i^2) با هیچکدام از پارامترهای مورد استفاده در این بررسی در یک راستا نیست.

ضریب رگرسیون (b_i) با آماره‌های W_i و σ_i^2 همبستگی مثبت و متوسط (r_s=۰/۵۶۷) و با سایر آماره‌ها در این بررسی همبستگی ناچیزی نشان داد. نتایج مشابه در مطالعه بکر و لئون (Becker and Leon, 1988) گزارش شده است. همبستگی انحراف از رگرسیون (S^2d_i) با آماره‌های W_i، σ_i^2، S_i^2 و CV_i مثبت و معنی‌دار در سطح احتمال ۵ درصد بود. روستائی و همکاران (Roostaei *et al*., 2014) در گندم و بکر و لئون (Becker and Leon, 1988) در سه گیاه ذرت، جو و یولاف ضریب همبستگی رتبه را بین انحراف از رگرسیون (S^2d_i) با آماره‌های W_i و σ_i^2 و مثبت و بسیار معنی‌دار گزارش کردند. همبستگی بین S^2d_i و S_i^2 فقط در گیاه یولاف مثبت و معنی‌دار گزارش شده است (Becker and Leon, 1988). ضریب همبستگی بین پارامترهای W_i و σ_i^2 بسیار بالا و معنی‌دار بود (r_s= ۱**). این دو پارامتر نتایج دقیقاً یکسانی را نشان داد که تأییدی بر این مطلب می‌باشد. نتایج مشابه در عدس گزارش شده است (Mohebodini *et al*., 2006). همچنین میان دو آماره S_i^2 و CV_i نیز همبستگی بالا و معنی‌داری در سطح احتمال ۱ درصد مشاهده گردید (r_s= ۰/۹۰۰**). این ضریب در عدس نیز ۰/۹ گزارش شده است (Mohebodini *et al*., 2006).

جدول ۷- ضرایب همبستگی رتبه اسپیرمن بین آماره‌های پایداری مختلف مورد استفاده

Table 7- Spearman's rank correlations among the different statistics parameters

	R	SDR	YIR	b_i	S^2d_i	r_i^2	W_i	σ_i^2	S_i^2
SDR	-0.433	1							
YIR	1.0**	-0.433	1						
b_i	-0.617	0.2	-0.617	1					
S^2d_i	-0.417	0.067	-0.417	0.05	1				
r_i^2	0.05	0.283	0.05	0.00	-0.25	1			
W_i	-0.85**	0.233	-0.85**	0.567	0.750*	-0.2	1		
σ_i^2	-0.85**	0.233	-0.85**	0.567	0.750*	-0.2	1.0**	1	
S_i^2	-0.483	0.033	-0.483	0.083	0.767*	-0.733*	0.70*	0.700*	1
CV	-0.1	-0.083	-0.1	-0.133	0.750*	-0.767*	0.433	0.433	0.90**

** و * به‌ترتیب معنی‌دار در سطح احتمال ۱ و ۵ درصد

* and ** Significant at 5% and 1% respectively.

نتیجه‌گیری

باتوجه به اثر مثبت و بسیار معنی‌دار تاریخ‌های کاشت بر عملکرد و همچنین پاسخ متفاوت اکوتیپ‌ها به تغییر در تاریخ کاشت (به‌ترتیب ۲۶/۱۵ و ۴۶/۹ درصد از مجموع مربعات کل) بنابراین می‌توان انتظار داشت که از تاریخ‌های متفاوت کاشت تاحدی می‌توان به‌عنوان محیط‌های متفاوت جهت انجام مطالعات سازگاری و پایداری عملکرد بهره جست.

نتایج نشان داد که استفاده از روش‌های غیر پارامتری R، SDR، YIR و r_i^2 در این مطالعه جهت معرفی اکوتیپ‌های پایدار نمی‌تواند مناسب باشد. براساس پارامترهای S_i^2 و CV_i اکوتیپ‌های خراسان رضوی و سمنان پایدار و اکوتیپ‌های کرمان و یزد ناپایدار شناخته شدند. بر اثر عدم وجود ارتباط قوی بین b_i، S^2d_i (جدول ۸) معرفی اکوتیپی با پایدار عمومی مطلوب با استفاده از روش رگرسیون در این مطالعه مقدور نبود؛ اما اکوتیپ‌های اصفهان و گلستان دارای پایداری عمومی متوسط شناخته شدند و اکوتیپ‌های کرمان و سمنان به‌ترتیب واجد سازگاری خصوصی با محیط‌های مساعد و نامساعد بودند. نتایج حاصله از روش‌های ریک و شوکلا نیز مشابه با روش رگرسیونی بود. به‌طور کلی اکوتیپ‌های اصفهان و گلستان دارای پایداری عمومی متوسط، کرمان واجد سازگاری خصوصی با محیط‌های مساعد (تاریخ کاشت ۵ اسفندماه)، سمنان سازگار خصوصی با محیط‌های نامساعد (تاریخ کاشت ۵ دی‌ماه)، و خراسان شمالی حساس‌ترین اکوتیپ نسبت

به تغییر در شرایط محیطی معرفی می‌شوند.

References

1. Anandaraj, M. D., Prasath, K., Kandiannan, T., John Zachariah, V., Srinivasan, A. K. Jha, B. K., Singh, A. K., Singh, V. P., Pandey, S. P., Singh, N., Shoba, J. C., Jana K., Kumar R., and Uma Maheswari, K. 2014. Genotype by environment interaction effects on yield and curcumin in turmeric (*Curcuma longa* L.). Industrial Crops and Products 53: 358-364.
2. Asadi, Z. 2010. Evaluation of genotype×environment interaction in different cumin ecotypes at Kerman. MSc thesis, Graduate University of Advance Technology, Kerman, Iran. 132 pp.
3. Becker, H. C., and Leon, J. 1988. Stability analysis in plant breeding. Plant Breeding 101:1-23.
4. Bettaieb, R. I., Jabri-Karoui, I., Hamrouni-Sellami, I., Bourgou, S., Limam, F., and Marzouk, B. 2012. Effect of drought on the biochemical composition and antioxidant activities of cumin (*Cuminum cyminum* L.) seeds. Industrial Crops and Products 36:238-245.
5. Crossa, J. 1990. Statistical analysis of multilocation trials. Advances in Agronomy 44:55-85.
6. de la Vega, A. J., and Hall, A. J. 2002. Effect of planting date, genotype, and their interaction on sunflower yield. II. Components of oil yield. Crop Science 42:1202-1210.
7. de la Vega, A. J., Hall, A. J., and Kroonenberg, P. M. 2002. Investigating the physiological bases of predictable and unpredictable genotype by environment interactions using three-model pattern analysis. Field Crops Research 78:165-183.
8. Eberhart, S. A., and Russell, W. A. 1966. Stability parameters for comparing varieties. Crop Science 6:36-40.
9. Esmaeilzadeh Moghaddam, M., Zakizadeh, M., Akbari Moghaddam, H., Abedini Esfahlani, M., Sayahfar, M., Nikzad, A.R., Tabib Ghaffari, S.M., and Aeineh, A. L. 2000. Study of grain yield stability and genotype – environment interaction in 20 bread wheat lines in warm and dry areas of south of Iran. Electronic Journal of Crop Production 3(3): 179-200. (in Persian with English abstract)
10. Finlay, K. W., and Wilkinson, G. N. 1963. The analysis of adaptation in a plant breeding program. Australian Journal of Agriculture Research 14:742-754.
11. Fox, D. N., and Rosielle, A. 1982. Reducing the influence of environmental main effects of plant breeding environments. Euphytica 31:645-656.
12. Freeman, G. H., and Dowker, B. D. 1973. Statistical methods for the analysis of genotype-environments. Heredity 33:339-354.
13. Gomez, K. A., and Gomez, A. A. 1984. Statistical procedures for agricultural research, second ed. Wiley, New York.
14. Haufe, W., and Geidel, H. 1978. Zur Beurteilung der Ertragssicherheit von Sorten und Zuchtstämmen. I. Definitionen, Stabilitätsparameter und deren Interpretationsmöglichkeiten. Zeitschrift fur Pflanzenzüchtung 80: 24-37.
15. Huhn, M. 1979. Beitrage zur erfassung der phanotypischen stabilitat. I. Vorschlag einiger auf Ranginformationnen beruhenden stabilitatsparameter. EDV in Medizin Und Biologie 10:112-117.
16. Kafi, M. 2002. Cumin (*Cuminum cyminum*): Production Technology and Processing. Mashhad: Ferdowsi University Press, pp 195.
17. Kang M.S. 1988. A rank-sum method for selecting high yielding, stable corn genotypes. Cereal Research Communication, 16:113-115.
18. Ketata, H. 1988. Genotype environment interaction, ICARDA, Proceeding of Biometrical technique for Cereal Breeders 16-32 pp.
19. Lin, C. S., and Binns, M. R. 1991. Assessment of a method for cultivar selection based on regional trial data. Theoretical and applied genetics 82: 505-509.
20. Mohammadinejad, G., and Rezai, A. M. 2005. Analysis of Genotype × Environment Interaction and Study of Oat (*Avena sativa* L.) Genotypes Pattern. JWSS - Isfahan University of Technology 9 (2):77-89.
21. Mohebodini, M., Dehghani, H., and Sabaghpour, S. H. 2006. Stability of performance in lentil (Lens culinaris Medik) genotypes in Iran. Euphytica 149:343-352.
22. Najafi Mirak, T. 2011. Study of grain yield stability of bread wheat genotypes in cold agro-climatic zone of Iran. Iranian Journal of Crop Sciences 13(2): 380-394. (in Persian with English abstract).
23. Rasamivelona, A., Gravois, K. A., and Dilday, R. H. 1995. Heritability and genotype_environment interactions for straithead in rice. Crop Science 35:1365-1368.
24. Pinthus, J. M. 1973. Estimate of genotype value: a proposed method. Euphytica 22:121-123.
25. Roostaei, M., Mohammadi, R., and Amri, A. 2014. Rank correlation among different statistical models in ranking of winter wheat genotypes. The crop journal 2:154-163.
26. Roy, D. 2000. Plant breeding analysis and exploitation of variation. Alpha Science International, Ltd. U. K.
27. SAS Institute. 2004. Base SAS 9.1 procedures guide. Cary (NC): SAS Institute Inc.

28. Shukla, G. K. 1972. Some statistical aspects of partitioning genotype-environmental components of variability. Heredity 29:237-245.
29. Soleimani, B., Khosh-Khui, M., and Ramezani, S. 2011. Planting date effects on growth, seed yield essential oil content and chemical composition of ajowan. Journal of Applied Biological Sciences 5 (3): 7-11.
30. Ullah, I., Ayub, M., Khan, M. R., Ashraf, M., Mirza, M. Y., and Yousef, M. 2007. Graphical analysis of multi-environment trial (MET) data in sunflower (*Helianthus annuus* L.) through clustering and GGE biplot technique. Pakistan Journal of Botany 39:1639-1646.
31. Vassilevska-Ivanova, R., and Naidenova, N. 2006. Assessment of the stability and adaptability of waxbloom and waxless pea (*Pisum sativum* L.) mutant lines. Scientia Horticulturae 109:15-20.
32. Wricks, G. 1962. Ube Eien method Zut Erfussung Der Okologischen streubreite in feldversuchen. Z. Pflanzenzuecht 47:92-96.
33. Yan, W., Kang, M. S., Ma, B., Woods, S., and Cornelius P. L. 2007. GGE biplot vs. AMMI analysis of genotype-by-environment data. Crop Science 47:643-655.
34. Yates, F., and Cochran, W. G. 1938. The analysis of groups of experiments. The Journal of Agricultural Science 28:556-580.
35. Zaman, U., and Abbasi, A. 2009. Isolation, purification and characterization of a nonspecific lipid transfer protein from Cuminum cyminum. Phytochemistry 70:979-987.
36. Zewdie, Y., and Bosland, P. W. 2000. Evaluation of genotype, environment, and genotype-by-environment interaction for capsaicinoids in Capsicum annuum L. Euphytica 111:185-190.

Iranian Journal of Field Crops Research
Vol. 15, No. 1, Spring. 2017, p. 87-102

نشریه پژوهشهای زراعی ایران
جلد ۱۵، شماره ۱، بهار ۱۳۹۶، ص. ۱۰۲-۸۷

Study of Ecotype and Sowing Date Interaction in Cumin (*Cuminum cyminum* L.) using Different Univariate Stability Parameters

J. Ghanbari[1]- Gh. R. Khajoei-nejad[2*]- Gh. Mohammadi-nejad[3]

Received: 10-01-2015
Accepted: 06-04-2016

Introduction

Cumin is one of the most important medicinal plants in Iran and today, it is in the second level of popularity between spices in the world after black pepper. Cumin is an aromatic plant used as flavoring and seasoning agent in foods. Cumin seeds have been found to possess significant biological and have been used for treatment of toothache, dyspepsia, diarrhoea, epilepsy and jaundice. Knowledge of GEI is advantageous to have a cultivar that gives consistently high yield in a broad range of environments and to increase efficiency of breeding program and selection of best genotypes. A genotype that has stable trait expression across environments contributes little to GEI and its performance should be more predictable from the main several statistical methods have been proposed for stability analysis, with the aim of explaining the information contained in the GEI. Regression technique was proposed by Finlay and Wilkinson (1963) and was improved by Eberhart and Russell (1966). Generally, genotype stability was estimated by the slope of and deviation from the regression line for each of the genotypes. This is a popular method in stability analysis and has been applied in many crops. Non-parametric methods (rank mean (R), standard deviation rank (SDR) and yield index ratio (YIR)), environmental variance (S^2_i) and genotypic variation coefficient (CV_i) Wricke's ecovalence and Shukla's stability variance (Shukla, 1972) have been used to determine genotype-by-environment interaction in many studies. This study was aimed to evaluate the ecotype × sowing date interaction in cumin and to evaluation of genotypic response of cumin to different sowing dates using univariate stability parameters.

Materials and Methods

In order to study of ecotype × sowing date interaction, different cumin ecotypes: Semnan, Fars, Yazd, Golestan, Khorasan-Razavi, Khorasan-Shomali, Khorasan-Jonoubi, Isfahan and Kerman in 5 different sowing dates (26th December, 10th January, 25th January, 9th February and 24th February) were studied. The experiment was conducted during growing season of 2011-2012 in Agricultural Research field of Shahid Bahonar University of Kerman, Iran; and grain yield was measured in the end of the growing season. Combined ANOVA, Bartlett test and mean comparison (Duncan's multiple range test) was performed using SAS 9.1 software. Considering the significant interaction between ecotypes and sowing dates, non-parametric methods (rank mean (R), standard deviation rank (SDR) and yield index ratio (YIR)), and different methods of univariate stability parameters include: environmental variance (S^2_i), genotypic variation coefficient (CV_i), Wricke's ecovalence, Shukla's stability variance, and Regression technique (Eberhart and Russell parameters) was applied to study Ecotype × Sowing date interaction. Calculation of different stability parameters were done by S116 and Excel softwares. In order to investigate the relationship between stability statistics, the Spearman's rank correlation coefficient was calculated by using SPSS 17.0 software.

Results and Discussion

Combined ANOVA revealed that significant differences among sowing dates, ecotypes and ecotype by sowing date interaction. More than 46 percent of variation in yield was devoted to the ecotype by sowing date interaction; on this basis, stability and adaptability studies were performed based on non-parametric methods,

1- Ph.D Student of Agronomy, Young Researcher Society, Shahid Bahonar University, Kerman, Iran
2- Associate Professor of Agronomy, Shahid Bahonar University, Kerman, Iran
3- Associate Professor of Plant Breeding, Research and Technology Institute of Plant Production (RTIPP), Shahid Bahonar University, Kerman, Iran
(*- Corresponding Author Email: Khajoei@uk.ac.ir)

Eberhart and Russell regression method and univariate parameters. Based on non-parametric methods (rank mean (R), standard deviation rank (SDR) and yield index ratio (YIR)) Kerman and Khorasan-Shomali were identified as stable ecotypes, and based on environmental variance (S^2_i) and genotypic variation coefficient (CV_i) parameters Khorasan-Razavi and Semnan ecotypes were diagnosed as stable while Kerman and Yazd ecotypes were categorized as unstable ecotypes. According to the results from Eberhart and Russell, Wricke's ecovalence and Shukla's stability variance parameters Isfahan and Golestan ecotypes were categorized as relatively stable ecotypes. Kerman ecotype showed specific adaptability to 24th February sowing date (favorable environment) while Semnan had specific adaptability reaction to 26th December sowing date (unfavorable environment). Khorasan-Shomali showed highest sensitivity reaction to different environments (sowing dates). According to the Spearman correlation the regression coefficient (b_i) showed moderate correlation coefficient with W_i and σ^2_i statistics (r_s = 0.567) and with other statistics in this study showed little correlation. Similar results in the study of Becker and Leon (1988) have been reported. Correlation between the deviation from regression (S^2d_i) with W_i, σ^2_i, S^2_i and CV_i statistics was positive and significant at 5% probability level. YIR and R statistics showed negative rank correlation and coefficient of determination (r^2_i) and SDR don't show any significant correlation coefficient with other parametric statistics. Therefore, in this study, the results of these statistics did not match with parametric methods to introduce stable ecotypes.

Conclusions

Isfahan and Golestan ecotypes were categorized as relatively stable ecotypes. Kerman and Semnan ecotype showed specific adaptability reaction to 24th February sowing date (favorable environment) and 26th December sowing date (unfavorable environment) respectively. Khorasan-Shomali showed highest sensitivity reaction to different sowing dates.

Keywords: Adaptability, Cumin, Ecotype, Rank correlation, Stability