Archive of SID

مقاله پژوهشی

ارزیابی سازگاری برخی ژنوتیپ‌ها و ارقام زیتون در شرایط اقلیمی طارم با استفاده از روش‌های آماری چند متغیره

امیرعباس تقی‌زاده[۱]، رقیه امینیان‌دهکردی[۲]* و علی‌اصغر زینانلو[۳]

(تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۲/۲۵- تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۵/۲۷)

چکیده

این تحقیق به‌منظور مطالعه اثر متقابل ژنوتیپ × محیط و تعیین سازگاری عملکرد در برخی ژنوتیپ‌های زیتون با استفاده از روش‌های چند متغیره GGEBiplot و AMMI انجام شده است. برای انجام این تحقیق، نود و دو ژنوتیپ جمع‌آوری شده از سراسر اقلیم ایران، به همراه ۸ رقم مطرح داخلی و خارجی شامل: ارقام کرونیکی، کنسروالیا، مانزانیلا، آربیکن، زرد، روغنی، شنگه و تخم‌کبکی؛ در قالب طرح بلوک‌های کامل تصادفی (RCBD) طی شش سال از ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۶ در شرایط اقلیم طارم بررسی شدند. پس از جمع‌آوری عملکرد هر درخت در هر سال، به منظور حذف نوسانات ژنتیکی ناشی از پدیده‌ی "سال‌آوری"، از شاخص "ضریب سال‌آوری" برای هر ژنوتیپ در دوره‌ی دوساله و استفاده از آن به عنوان متغیرکمکی (کوواریت) و در نهایت تصحیح میانگین‌های عملکرد استفاده شد. اگرچه در تجزیه مرکب داده‌ها، اثرات ژنوتیپ، محیط و اثر متقابل ژنوتیپ و محیط در سطح یک درصد معنی‌دار شد ولی بالاترین توجیه واریانس توسط اثر متقابل ژنوتیپ و محیط انجام شد. رقم کرونیکی با در نظر گرفتن دو پارامتر عملکرد و پایداری، دارای حداکثر پایداری عملکرد بود، همچنین ژنوتیپ‌های 'Bn7'، 'Bn6' و 'No10' در شرایط نامساعد محیطی نیز عملکرد قابل قبولی داشتند.

کلمات کلیدی: اَبَر محیط، باغبانی، سازگاری عملکرد، AMMI، GGEBiplot

۱ - دانشجوی دکتری اصلاح نباتات، گروه ژنتیک و به‌نژادی‌گیاهی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه بین‌المللی امام خمینی(ره)، قزوین.

۲ - استادیار گروه ژنتیک و به‌نژادی‌گیاهی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه بین‌المللی امام خمینی (ره)، قزوین.

۳ - دانشیار پژوهشی پژوهشکده میوه‌های معتدله و سردسیری، موسسه تحقیقات علوم باغبانی، سازمان تحقیقات، آموزش و ترویج کشاورزی، کرج.

* پست الکترونیک: aminian@eng.ikiu.ac.ir

www.SID.ir

Archive of SID

مقدمه

زیتون با نام علمی *Olea europaea* L. و متعلق به خانواده Oleaceae، یک گیاه ویژه مناطق نیمه‌گرمسیری است. آمار ارائه شده در سال ۲۰۱۷ از سوی سازمان فائو سطح زیر کشت زیتون در دنیا را حدود ۱۰ میلیون و ۸۰۰ هزار هکتار برآورد کرده است (فائو[1]، ۲۰۱۷) که سهم ایران از این مقدار بیش از ۷۱ هزار هکتار است. تغییرات سطح زیر کشت باغ‌های بارور و غیر بارور زیتون در شهرستان طارم نشان می‌دهد که گسترش و تولید زیتون در این شهرستان از روند رو به رشدی برخوردار است. با در نظر گرفتن درجه‌ی بالای تنوع و پراکنش گسترده‌ی زیتون در ایران، ذخیره ژنتیکی آن می‌تواند در میان کشورهای زیتون خیز جهان حائز اهمیت باشد (تُرک‌زبان[2] و همکاران، ۱۳۸۹). کاشت زیتون در هر منطقه مستلزم کشت‌های آزمایشی و پایداری عملکرد آن‌هاست. هم اکنون در بسیاری از مناطق زیتون‌خیز کشور رقم‌های مختلف خارجی و داخلی کشت و ارزیابی شده‌اند.

با توجه به تأثیر پارامترهای مختلف در نتایج آماری، پرداختن به مبحث استفاده از متغیرهای کمکی (کوواریت‌ها) در کشاورزی امری ضروری است. با در نظر گرفتن چندساله بودن مواد گیاهی در تحقیقات باغبانی، توجه خاص به کوواریت‌ها در این قبیل تحقیقات از اهمیتی مضاعف برخوردار خواهد بود. چگونگی درک تأثیر متغیرهای کمکی در برآوردها و ناأریب کردن نتایج می‌تواند پژوهشگر را در تحقیق و برداشت دقیق‌تر از نتایج آماری یاری رساند. متغیرهایی مانند تفاوت سن درختان واکاری شده، "آور" و "نیاور" بودن بعضی گونه‌ها به صورت پی‌درپی در سال‌های متمادی و اثرات حاشیه‌ایی برخی واحدها را می‌توان از نمونه‌های بارز کوواریت در تحقیقات باغبانی دانست. از این‌رو ضروری است تا بعد از شناخت اثر این متغیرها بر متغیر مورد بررسی، اقدام به حذف آثار آن‌ها و تصحیح میانگین‌ها نمود.

فعل و انفعالات بین ژنوتیپ‌ها و اثرهای محیطی را اثر متقابل ژنوتیپ و محیط می‌دانند (براندی و مویتی، ۱۹۹۴). عکس‌العمل ژنوتیپ‌های مختلف معمولاً به دلیل پاسخ متفاوت ژن‌ها و یا قدرت تظاهر متفاوت آن‌ها در محیط‌های مختلف است. اثر متقابل ژنوتیپ × محیط با تغییر عملکرد نسبی ژنوتیپ در محیط‌های مختلف، گزینش ژنوتیپ‌های برتر را پیچیده و با اشکال مواجه می‌نماید (گوچ[3]، ۲۰۰۶؛ کرنلیوس[4] و کراسا[5]، ۱۹۹۹). اثر متقابل ژنوتیپ و محیط همبستگی بین اثر ژنوتیپی و فنوتیپی را کاهش داده و پیشرفت گزینش ژنوتیپ‌ها را کاهش می‌دهد. تجزیه پایداری مهم‌ترین روشی است که برای پی بردن به ماهیت اثر متقابل ژنوتیپ و محیط کاربرد دارد و با توجه به آن می‌توان ارقام پایدار و سازگار را شناسایی و مورد استفاده قرار داد (کرنلیوس وکراسا، ۱۹۹۹؛ پرکینز[6] و جینکز[7]، ۱۹۷۱). روش‌های گوناگونی برای بررسی اثر متقابل ژنوتیپ × محیط و تعیین ژنوتیپ‌های پایدار ارائه شده است (بیکر[8] و لیون[9]، ۱۹۸۸) که شامل روش‌های تک‌متغیره، چندمتغیره و ناپارامتری می‌باشند (کریمی‌زاده و همکاران، ۱۳۸۵). اگرچه محاسبه و استفاده از روش‌های تک متغیره پارامتری و ناپارامتری آسان است، ولی این روش‌ها نمی‌توانند ماهیت پیچیده و چند بُعدی اثر متقابل را به خوبی تفسیر نمایند. از این رو استفاده از روش‌های چند متغیره برای رفع این مشکل پیشنهاد شده است (گونزالس-مارتینز[10] و همکاران، ۲۰۰۴). از میان روش‌های چند متغیره می‌توان به روش بای‌پلات که بر مبنای تجزیه به مؤلفه‌های اصلی است، اشاره کرد (گابریل[11]، ۱۹۷۱؛ کپتون[12]، ۱۹۸۴؛ گوچ و زوبل[13]، ۱۹۹۶؛ یان[14] و همکاران، ۲۰۰۰). بنابراین ارائه روشی برای بررسی کوواریت‌ها و تجزیه اثر متقابل ژنوتیپ × محیط به منظور ارزیابی ژنوتیپ‌ها، محیط‌ها و روابط بین ژنوتیپ‌ها و محیط و توصیه بهترین ژنوتیپ(ها) برای محیط‌های مختلف ضرورت خواهد داشت.

در یک تحقیق سازگاری نه رقم بومی و وارداتی زیتون به صورت اسپلیت‌پلات در زمان[15]، با طرح بلوک‌های کامل تصادفی در چهار ایستگاه تحقیقاتی طارم، رودبار، کازرون و سرپل ذهاب طی پنج سال ارزیابی شد. در این تحقیق

1. Food and Agriculture Organization (FAO)
2. Turkzaban
3. Gauch
4. Cornelius
5. Crossa
6. Perkins
7. Jinks
8. Becker
9. Leon
10. González-Martinez
11. Gabriel
12. Kempton
13. Zobel
14. Yan
15. Split plot in time

www.SID.ir

Archive of SID

مشخص شد که در ایستگاه تحقیقات زیتون کازرون رقم کنسروالیا[1] با عملکرد و نسبت گوشت به هسته بالا به عنوان رقم دو منظوره (کنسروی و روغنی) و رقم آمیگدالولیا[2] با عملکرد و درصد روغن بالا به عنوان رقم روغنی شناسایی شدند. در ایستگاه تحقیقاتی سرپل‌ذهاب نیز رقم کنسروالیا به عنوان یک رقم دو منظوره و در منطقه طارم ارقام کنسروالیا و زرد به عنوان ارقام دو منظوره و ارقام کرونیکی[3] و آربکین[4] به عنوان ارقام روغنی شناسایی شدند (عظیمی و همکاران، ۱۳۹۵). در تحقیقی که برای برآورد سازگاری عملکرد زیتون در اقلیم استان ایلام در طی دو سال روی دوازده رقم و ژنوتیپ انجام شد، مشخص گردید که در طی دوره بررسی، تفاوت معنی‌داری بین ژنوتیپ‌های مورد مطالعه وجود داشت. با توجه به این گزارش، رقم زرد برای صفات عملکرد و درصد روغن در مقایسه با سایر ژنوتیپ‌ها در اقلیم ایلام برتری نسبی داشته است (ارجی و بهمنی‌پور، ۱۳۹۳). در پژوهشی در ارتباط با سازگاری زیتون در اقلیم طارم و سرپل‌ذهاب که روی شش رقم تجاری زیتون یونانی شامل ارقام کنسروالیا، تیاکی[5]، چالکیدیکیس[6]، مگارون[7]، اکروماناکو[8] و پاترینی[9] در قالب طرح بلوک‌های کامل تصادفی و طی چهار سال انجام شد، مشخص گردید که تفاوت عملکرد میوه در درخت، در ارقام مختلف معنی‌دار بود و در شرایط طارم عملکرد کلیه ارقام بالاتر از سرپل‌ذهاب بود. درصد روغن در ماده خشک در شرایط سرپل ذهاب در ارقام کنسروالیا و چالکیدیکیس بالاتر از ۳۵ درصد بود، در حالی که در شرایط طارم زنجان درصد روغن کلیه ارقام بیش از ۴۸ درصد بود. به طورکلی ارقام در شرایط طارم سازگاری بهتری نسبت به سرپل‌ذهاب نشان دادند. ارقام چالکیدیکیس و تیاکی به ترتیب برای مصارف دوگانه و روغن در شرایط طارم مناسب‌تر بودند (ارجی و نوری‌زاده، ۱۳۹۳). نتایج دیگر تحقیقات ارجی و همکاران (۱۳۹۱) بر روی پانزده رقم زیتون داخلی و خارجی نشان داد که ارقام کنسروالیا، آمیگداولولیا، سویلانا[10] و مانزانیلا[11] ارقام مناسب تهیه کنسرو و ارقام زرد، روغنی و آمفی‌سیس دارای درصد روغن بالاتری بودند ولی ارقام روغنی، آمیگداولولیا و آمفی‌سیس[12] از نظر میزان عملکرد پایداری خوبی نشان ندادند.

از موارد مهم اما محجور در حیطه تحقیقات بیومتری در علوم باغبانی لحاظ نکردن کوواریت‌های پر اهمیت و بعضاً موثر و سرنوشت‌ساز در نتایج است. در این تحقیق با در نظر گرفتن کوواریت مهم و تأثیرگذار سال‌آوری[13] سعی بر آن خواهد شد که علاوه بر نشان دادن اهمیت این مسئله در محاسبات، اثر آن از اثر محیط تمیز داده شود. اگرچه بررسی‌های سازگاری به صورت محدود برروی زیتون در ایران انجام شده اما هیچ یک از آن‌ها در وسعت این مطالعه نبوده‌اند، از طرفی مطالعات پیشین تنها به تجزیه مرکب داده‌ها و در نهایت مقایسات میانگین بین آن‌ها بسنده کرده و بررسی پارامترهای سازگاری در آنها انجام نگرفته است، این عامل سبب می‌گردد که از شناخت پتانسیل حقیقی ژنوتیپ‌ها و ارقام بررسی شده در شرایط مختلف محیطی به‌ناچار صرف نظر شود.

مواد و روش‌ها

انتخاب رقم مناسب برای توسعه کشت زیتون برای تولید روغن و کنسرو در اولویت برنامه‌های تحقیقاتی زیتون می‌باشد. بدین منظور و برای انجام این مطالعه، نود و دو ژنوتیپ جمع‌آوری شده از سراسر ایران به همراه هشت رقم بومی و خارجی مطرح زیتون، شامل آربیکن، مانزانیلا، کرونیکی، کنسروالیا، روغنی[14]، زرد[15]، شنگه[16] و تخم کبکی[17] انتخاب و در ایستگاه تحقیقاتی زیتون طارم کشت گردیدند. این ارقام در قالب طرح بلوک‌های کامل تصادفی[18] (RCBD) با سه تکرار، مورد ارزیابی قرار گرفتند. مطالعات و جمع‌آوری داده‌ها از سال ششم کشت درختان، در سال ۱۳۹۱ آغاز و تا شش سال پس از آن سال (۱۳۹۶) ادامه داشت، عملکرد ۸ رقم مورد نظر بر

1. Konservolia
2. Amigdalolia
3. Koroneiki
4. Arbequin
5. Thiaki
6. Chalkidikis
7. Megaron
8. Agouromanako
9. Patrini
10. Solana
11. Manzanilla
12. Amphisis
13. Alternate bearing
14. Roghani
15. Zard
16. Shengeh
17. Tokhm-kabki
18. Randomized complete block design

www.SID.ir

Archive of SID

اساس نوع بهره‌برداری (کنسروی یا روغنی) در شهریور و آبان ماه با برداشت محصول از سه درخت هر تکرار برای هر رقم، انجام و مقدار عملکرد به ازای کیلوگرم در هر درخت جمع‌آوری گردید و سپس برای تجزیه آماری از سه درخت هر تکرار میانگین گرفته شد.

محل انجام پروژه در شهرستان طارم علیا و بخش گیلوان از توابع استان زنجان، قرار داشت که علی‌رغم نزدیکی به دریای خزر، از رطوبت و بارندگی‌های شمالی کمتر بهره‌مند است و دارای اقلیم نیمه‌خشک شدید با تابستان‌های بسیار گرم و زمستان‌های ملایم می‌باشد.

مقدار ضریب سال آوری برای هر ژنوتیپ برای دوره‌های دوساله آزمایش از طریق فرمول زیر محاسبه شد:

$$I = \frac{\sum \frac{|Y_{i+1} - Y_i|}{Y_{i+1} + Y_i}}{n-1}$$

در این فرمول:

I: ضریب سال‌آوری، Y: عملکرد، i: سن درخت و n: تعداد سال‌های مطالعه شده است (هابلن[1] و همکاران، ۱۹۳۶). به دلیل استفاده از فرمول ضریب سال‌آوری برای دوره‌های دوساله، به‌ناچار باید از داده‌های یک سال صرفنظر کرد، همچنین به دلیل ماهیت درصدی ضریب سال‌آوری از تبدیل رادیکالی برای نرمال‌سازی متغیر کوواریت استفاده شد. پس از آن، برای بررسی اثر متقابل و تأثیر کوواریت در مدل، داده‌های عملکرد به همراه کوورایت سال‌آوری در قالب طرح مرکب[2]، تجزیه شدند و با استفاده از متغیر کمکی مقدار میانگین عملکرد برای هر محیط تصحیح شده و از میانگین تعدیل شده برای انجام مطالعات پایداری استفاده گردید.

برای انتخاب ژنوتیپ و ارقام پُرمحصول با سازگاری خصوصی و عمومی از مدل‌های AMMI[3] و GGEBiplot با استفاده از نرم‌افزار R-project© استفاده گردید. مدل AMMI به صورت زیر محاسبه گردید (زوبل، ۱۹۸۸):

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

Y_{ijk}: عملکرد ژنوتیپ iام در محیط jام در تکرار kام، μ: میانگین کل، g_i: اثر ژنوتیپ iام (اختلاف میانگین ژنوتیپ iام از میانگین کل ژنوتیپ‌ها، e_j: اثر اصلی jام (اختلاف میانگین محیط jام از میانگین کل محیط‌ها)، δ_n: مقدار منفرد مربوط به nامین مولفه اصلی باقی‌مانده در مدل که برابر با جذر ریشه مشخصه مربوط به همان مولفه اصلی است. N تعداد مولفه‌های اصلی[4] برهم‌کنش در مدل AMMI است، ζ_{in}: بردار مشخص برای iامین ژنوتیپ از nامین مولفه اصلی اثر متقابل، η_{in}: بردار مشخصه jامین محیط از nامین مولفه اصلی اثر متقابل، θ_{ij}: مقدار باقی مانده، ε_{ijk}: خطا.

همچنین مدل GGEBiplot به صورت زیر است:

$$\hat{y}_{ij} - \mu - \beta_j = \lambda_1 \zeta_{i1} \eta_{1j} + \lambda_2 \zeta_{i2} \eta_{2j} + \varepsilon_{ij}$$

λ_1: مقادیر منفرد اولین مولفه اصلی، λ_2: مقادیر منفرد[5] دومین مولفه‌ی اصلی، ξ_{i1}: بردار ویژه ژنوتیپ iام برای مولفه اصلی اول، ξ_{i2}: بردار ویژه iام برای مولفه اصلی دوم، η_{1j}: بردار ویژه jام برای مولفه اصلی اول، η_{2j}: بردار ویژه jام برای مولفه اصلی دوم. این روش بر مبنای ریشه‌های راکد منفرد دو مولفه اول بنا نهاده شده است (یان و کانگ، ۲۰۰۳).

نتایج و بحث

پیش از انجام تجزیه واریانس مرکب، به منظور آزمون همگنی واریانس خطاهای آزمایشی، آزمون بارتلت انجام شد، مقدار χ^2 محاسبه شده کمتر از جدول χ^2 برآورد گردید و در نتیجه فرض همگنی واریانس خطای آزمایشات در سطح ۱٪ رد نشد. یکی از مهم‌ترین عواملی که مطالعات سازگاری را تحت تأثیر قرار می‌دهد، توجه به معنی‌دار شدن جزء اثر متقابل ژنوتیپ × محیط در جدول تجزیه واریانس است (کانگ[6]، ۱۹۹۷؛ کانگ وگوچ، ۱۹۹۶؛ کوپر[7] و هامر[8]، ۱۹۹۶). با توجه به جدول (۲)، واریانس این جزء در سطح یک درصد معنی‌دار شده است. این جزء به تنهایی توانست بیش از یک سوم از واریانس کل تصحیح شده را پوشش دهد (نسبت جزء سال به کل). توجیه بالای این جزء نشان دهنده‌ی تاثیر بسزای سال در بروز متفاوت عملکرد ژنوتیپ‌ها در شرایط مختلف اقلیمی است. در این آزمایش علاوه بر اثر متقابل، تفاوت بین

1. Hoblyn
2. Combined analysis
3. Additive main effects and multiplicative interaction
4. Principal Component
5. Singular value
6. Kang
7. Cooper
8. Hammer

www.SID.ir

Archive of SID

ژنوتیپ‌ها و سال‌های مطالعه شده در سطح یک درصد نیز معنی‌دار است. در این آزمایش، جهت حذف نوسانات ناشی از سال‌آوری، در محاسبات از تجزیه کوواریانس استفاده شده است و باتوجه به تخمین اثر سال‌آوری به عنوان کوواریت به‌ناچار از یک محیط چشم‌پوشی شد. اثر کوواریت در ژنوتیپ‌ها در سطح یک‌درصد معنی‌داری گردید. با توجه به ماهیت داخلی (ژنتیکی) سال‌آوری، تأثیر آن در این جزء دور از انتظار نیست.

یکی از موارد تعیین کننده‌ی ماهیت اصلی عملکرد در گیاهان باغی، حذف کردن اثر سال‌آوری از میانگین‌های عملکرد و خالص‌سازی مقدار آن است. زمانی که اثر کوواریت در تجزیه مرکب معنی‌دار شود، نیاز است به نحوی اثر این متغیر از مدل حذف گردد (فرشادفر، ۱۳۸۹). با استفاده از تجزیه کوواریانس و استفاده از کوواریت‌های تجزیه مرکب، می‌توان مقدار عملکرد را تصحیح نمود و نواسانات ناشی از اثر سال‌آوری را از مدل حذف کرد. در غیر این‌صورت اثر داخلی سال‌آوری از برآورد صحیح سازگاری ارقام جلوگیری می‌کند. عملکرد ژنوتیپ‌ها، تحت تأثیر سال‌آوری در یک سال بالا و در سال بعد پایین است و این کاهش و افزایش ژنتیکی (درونی) مستقل از اثر واقعی محیط است و از طرفی، تمامی ارقام و ژنوتیپ‌ها همواره به یک اندازه متأثر از سال‌آوری نیستند. بنابراین توجه به خالص‌سازی میانگین‌های عملکرد از این متغیر ضروری است. یکی از راه‌های تعدیل میانگین‌ها محاسبه شاخص سال‌آوری (I) و استفاده از آن در مدل است. از میانگین تصحیح شده هر ژنوتیپ در محیط جهت تجزیه‌های چند متغیره استفاده شده است. در روش تجزیه‌ی اثرات اصلی جمع‌پذیر و اثرات متقابل ضرب‌پذیر (AMMI) دو مولفه‌ی اول مدل، توانسته‌اند بیش از ۸۵ درصد از کل واریانس را توجیه نمایند. سال ۱۳۹۵ به دلیل داشتن حداکثر طول بردار، بالاترین مقدار واریانس و نامتعادل‌ترین شرایط در بین سال‌های آزمایش را به خود اختصاص داده است. یکی از ویژگی‌های مهم این محیط، تمایز بالای آن با سایر محیط‌های مطالعه شده است. ژنوتیپ 'QG12' با کمترین فاصله از مبدا مختصات، دارای حداکثر ثبات عملکرد در محیط‌های آزمایشی است (بدون در نظر گرفتن مقدار عملکرد) و به ترتیب ژنوتیپ 'abbasi2' در سال ۱۳۹۳، ژنوتیپ 'Bn7' در سال ۱۳۹۵، ژنوتیپ‌های 'Shiraz'، 'valipor'، 'QG3' و 'Ds5' در سال ۱۳۹۱ و ۱۳۹۲، ژنوتیپ 'Tso2' در سال ۱۳۹۴ دارای عملکردی قابل قبول هستند (شکل ۱ الف).

از مهم‌ترین ویژگی‌های یک ژنوتیپ مطلوب علاوه بر ثبات عملکرد در طی محیط‌های مطالعه شده، داشتن حداکثر مقدار عملکرد است. ژنوتیپ با ثبات در تولید، اما عملکرد پایین، در عمل نمی‌تواند رقمی مطلوب باشد (یان و کانگ، ۲۰۰۳). در روش دوم AMMI حاصل از پلات کردن دو مولفه اول، این مطلوب حاصل نمی‌شود (شکل ۱ ب). در روش اول AMMI علاوه بر مولفه مهم اول مدل، عملکرد نیز در انتخاب دخیل خواهد بود. با توجه به این موضوع، رقم کرونیکی با داشتن حداکثر میانگین عملکرد در محیط‌های بررسی شده و کمترین مقدار مولفه‌ی اول، هر دو شرط یک رقم مطلوب را داراست. پس از رقم کرونیکی، رقم کنسروالیا و ژنوتیپ‌های 'Kh10'، 'Kh2'و 'Bn6' مطلوب‌ترین ژنوتیپ‌های بررسی شده در این آزمایش هستند. در میان ارقام داخلی شرکت کننده در این آزمایش نیز، رقم زرد از نظر دو ویژگی عملکرد بالا و ثبات در عملکرد، نسبت به سایر ارقام داخلی مطلوب‌تر بود.

کیم[1] و همکاران (۲۰۰۸) از مدل‌های AMMI در ارزیابی مقدماتی برای میانگین ۳۶ ژنوتیپ کاج ژاپنی (*Pinus densiflora*) در ۱۱ منطقه از کره جنوبی استفاده کردند. اولین مولفه AMMI در این پژوهش سطح سازگاری ژنوتیپ‌ها را بخوبی بیان کرد. همچنین روش AMMI توسط تی‌بی[2] (۲۰۱۴) برای مطالعه سازگاری ژنوتیپ‌های کاج سیاه (*Pinus nigra* ssp. *Salzmannii*) و حلب (*Pinus halepensis* Mill.) استفاده شد.

یکی دیگر از روش‌های چند متغیره در شناسایی سازگاری مواد ژنتیکی در محیط‌های مختلف استفاده از روش GGEBiplot است. این روش با در نظر گرفتن دو جزء مهم‌تر اثراتِ متقابل و ژنوتیپ، از واریانس محیط چشم‌پوشی می‌کند و نتایج را بر اساس آن دو واریانس کاربردی ارائه می‌دهد (یان و کانگ، ۲۰۰۳). شکل چند ضلعی ایجاد شده توسط این روش، اساس مطالعات برآورد سازگاری خصوصی است (شکل ۲ الف). در این چند ضلعی، که به "کدام-برتر-کجا" معروف است، توزیع ژنوتیپ‌ها، ارقام و محیط‌ها و سازگاری خصوصی هر ژنوتیپ با محیط تعیین می‌گردد. در سال ۱۳۹۵ که

1. Kim
2. Taibi

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۱- جدول پارامترهای محیطی برای هر محیط آزمایشی*

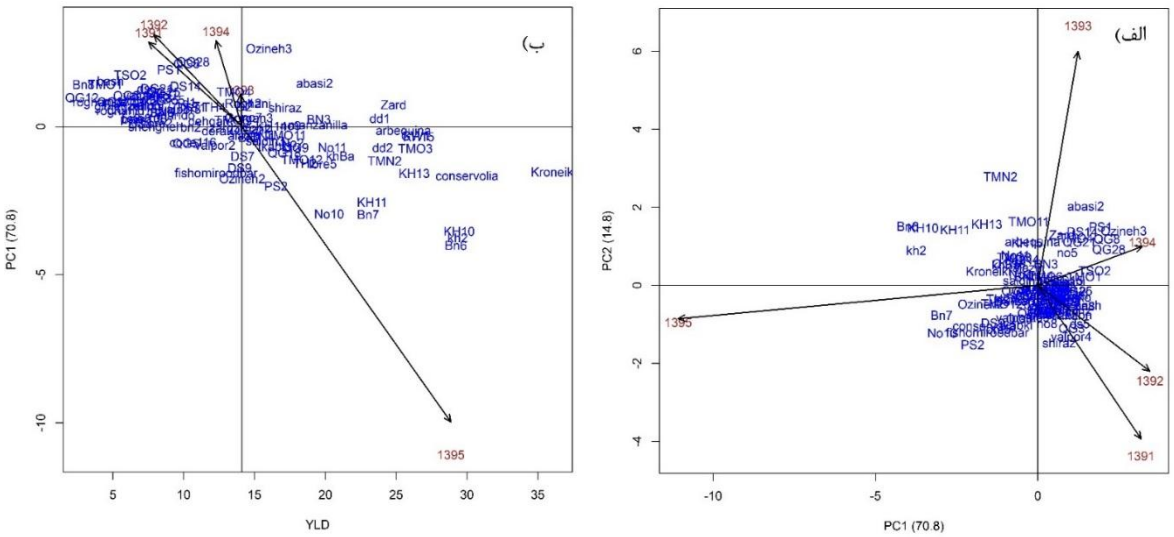
سال آزمایش / پارامتر	۲۰۱۲	۲۰۱۳	۲۰۱۴	۲۰۱۵	۲۰۱۶	۲۰۱۷
میانگین دمای سالیانه (سانتی‌گراد)	۱۸/۲۸	۱۸/۳۷	۱۸/۵۴	۱۸/۴۰	۱۸/۳۰	۱۸/۸۲
میانگین بارش سالیانه (برای هر ماه)	۲۴/۶۵	۱۹/۱۳	۱۸/۹۷	۲۶/۵۷	۱۹/۱۲	۱۴/۶۱
حداقل دمای سالیانه (سانتی‌گراد)	-۳/۴	-۲/۸	-۶/۸	-۱/۶	-۵/۲	-۴/۲

*(منبع: سازمان هواشناسی ایران[1]، 2017)

جدول ۲- تجزیه مرکب عملکرد زیتون برای پنج سال و ۱۰۰ ژنوتیپ

منابع تغییرات	درجه آزادی	مجموع مربعات	درصد توجیه	میانگین مربعات	F	P
سال	۴	۵۶۶۳۸/۶۵	۱۸/۲۶	۱۴۱۵۹/۶۶**	۱۷۲/۶۴	۰/۰۰
کوواریت (محیطی)	۱	۳۸/۵۰	۰/۰۱	۳۸/۸۰ns	۰/۴۷	۰/۵۱
تکرار(سال)	۹	۷۳۸/۱۷	۰/۲۴	۸۲/۰۲	۱/۲۷	
ژنوتیپ	۹۹	۷۷۷۵۵/۱۰	۲۵/۰۷	۷۸۵/۴۱**	۱۲/۱۴	۰/۰۰
ژنوتیپ × سال	۳۹۶	۱۰۲۸۹۸/۷۰	۳۳/۱۷	۲۵۹/۸۵**	۴/۰۲	۰/۰۰
کوواریت (ژنتیکی)	۱	۸۱۹۱/۸۹	۲/۶۴	۸۱۹۱/۸۹**	۱۲۶/۶۳	۰/۰۰
باقی مانده	۹۸۸	۶۳۹۱۵/۶۱	۲۰/۶۱	۶۴/۶۹	۱/۱۳	
کل	۱۴۹۸	۴۲۶۰۲۷				

ns ,*, **: به ترتیب غیر معنی‌دار، معنی‌دار در سطح احتمال پنج و یک درصد



شکل ۱- الف) مدل دوم تجزیه AMMI، پلات مولفه اول در برابر مولفه دوم؛ ب) مدل اول AMMI، پلات مولفه اول در برابر میانگین عملکرد

1. Islamic Republic of Iran Meteorological Organization

www.SID.ir

Archive of SID

نسبت به سایر سال‌های مطالعه شده از واریانس بالاتری برخوردار بود، ژنوتیپ 'Bn6' با ثبات‌ترین ژنوتیپ تعیین شد و ژنوتیپ‌های 'kh2'، 'Bn7' و 'kh10' به ترتیب، در رتبه‌های بعدی قرار داشتند. سایر محیط‌های آزمایشی یعنی سال‌های ۱۳۹۱، ۱۳۹۲، ۱۳۹۳ و ۱۳۹۴ در مجموع یک اَبَر محیط را ایجاد کرده‌اند. در این اَبَر محیط ارقام زرد و کرونیکی برنده شناخته شده‌اند. اَبَر محیط، عبارت از محیطی است که در آن اثر متقابل ژنوتیپ و محیط متقاطع عمده وجود ندارد. برای چنین اَبَر محیطی، یک یا چند مکان آزمایشی برای شناسایی بهترین ارقام، به منظور توصیه برای کلیه مکان‌های درون آن اَبَر محیط کافی است (یان و راجکان[1]، ۲۰۰۲).

یکی از کاربردهای منحصربفرد روش GGEBiplot انتخاب مواد ژنتیکی بر اساس دو ویژگی پایداری و عملکرد بالاست. در شکل ۳-ب ژنوتیپ ایده‌آل فرضی با توجه به این دو پارامتر تعیین شده است. هریک از مواد آزمایشی به این ژنوتیپ فرضی نزدیک‌تر باشد، از نظر ثبات و عملکرد مطلوب‌تر است. در این میان ارقام کرونیکی و آربکین کمترین فاصله را با این ژنوتیپ فرضی دارند، بنابراین مساعدترین رقم در شرایط اقلیم طارم شناخته می‌شوند. ریو- سی- دل[2] و همکاران (۱۹۹۴) با مقایسه ارقام زیتون در کوردوبا اسپانیا گزارش دادند که رقم کرونیکی در سومین سال پس از کشت، وارد مرحله باردهی شده و مجموع محصول تولید شده در چهار سال اول، برتر از سایر ارقام بود. پس از این دو رقم، ژنوتیپ‌های 'kh15', 'kh13' و 'TMN2' در رتبه‌ی بعدی قرار دارند. در میان ارقام داخلی رقم زرد، نسبت به سایر ارقام داخلی مطلوب‌تر بوده و همتراز با رقم کنسروالیا بود. در مطالعات سازگاری علاوه بر بررسی ارقام و ژنوتیپ‌های شرکت کننده در آزمایش، نیاز است تا عملکرد محیط‌های آزمایشی نیز مطالعه شود. روش GGEBiplot با استفاده از تعیین محیط ایده‌آل فرضی در مشخص ساختن جایگاه محیط‌ها به محقق کمک می‌کند. با استفاده از شکل ۳-ج مشخص می گردد که سال ۱۳۹۳ مطلوب‌ترین محیط را از نظر عملکرد و ثبات در عملکرد برای ژنوتیپ‌های و ارقام این آزمایش فراهم کرده است. همان‌طور که با استفاده از روش AMMI نیز مشخص گردید، محیط ۱۳۹۵ به دلیل حداکثر واریانس، متفاوت‌ترین محیط این آزمایش بوده است، اما از سویی دیگر این محیط بالاترین میانگین عملکرد را در بین تمامی محیط‌های آزمایشی به خود اختصاص داده است. شکل ۳-د بردار میانگین عملکرد و بردار متعامد آن یعنی اثر متقابل را نشان می‌دهد. خط افقی که با یک پیکان نشان داده شده است معیار ثبات عملکرد است و تلاقی این خط نماینده‌ی میانگین ژنوتیپ‌هاست. هرژنوتیپی که در راستای مثبت از تلاقی دور باشد عملکرد بیشتری دارد و خطوط عمودی کوتاه‌تر بیانگر پایداری بیشتر است. رقم کرونیکی از میانگین سایر ژنوتیپ‌ها و ارقام در جهت مثبت فاصله بیشتری داشته و بالاترین مقدار تولید را دارد. ژنوتیپ‌های 'kh10'، 'kh2' و 'Bn6' اگرچه عملکرد بالایی دارند، اما از ثبات کافی برخوردار نیستند و همچنین، رقم زرد و ژنوتیپ 'dd1' دارای تولیدی خوب با ثباتی نسبتاً بالا هستند.

نتیجه‌گیری کلی

اتخاذ تصمیم نهایی جهت شناسایی رقم پایدار منوط به دقت در دو عامل ثبات و عملکرد است و صرف‌نظر از هریک از این دو عامل سبب اشتباه در انتخاب می‌گردد. یکی دیگر از عوامل کلیدی در شناسایی سازگاری ارقام با محیط‌های بررسی، افزایش دامنه مطالعات از نظر زمانی و طولانی بودن دوره‌ی بررسی است. هرچه مقدار این بازه بیشتر باشد دقت در کشف اثرات متقابل بیشتر است. در مجموع با توجه به بررسی‌های بعمل آمده به نظر می‌رسد رقم کرونیکی بیشترین سازگاری و عملکرد را در اقلیم طارم ارائه می‌دهد و رقم زرد و 'dd1' نیز از ثبات و عملکرد مطلوبی نسبت به سایر ژنوتیپ‌های داخلی برخوردارند. اگرچه در این تحقیق به گوشه‌ایی از تاثیرات محیط در ژنوتیپ اشاره شد، اما به دلیل پر هزینه بودن مطالعات روی گیاهان باغی به دلیل ماهیت چندساله و پیچیدگی‌های مطالعاتی و تاثیر چشمگیر متغیرهای کمکی بر گیاهان باغی، ضروری به نظر می‌رسد که پژوهشگران این حیطه اهتمام بیشتری به جمع‌آوری اطلاعات در بازه‌های زمانی طولانی‌تر و دقت در انتخاب روش‌های منطقی برآورد سازگاری و حذف متغیرهای کمکی موثر، برای طیف بیشتری از گونه‌های باغی داشته باشند.

1. Rajcan
2. Rio-c-del

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۳- میانگین تولید، درصد روغن و خاستگاه ژنوتیپ‌های مورد آزمایش

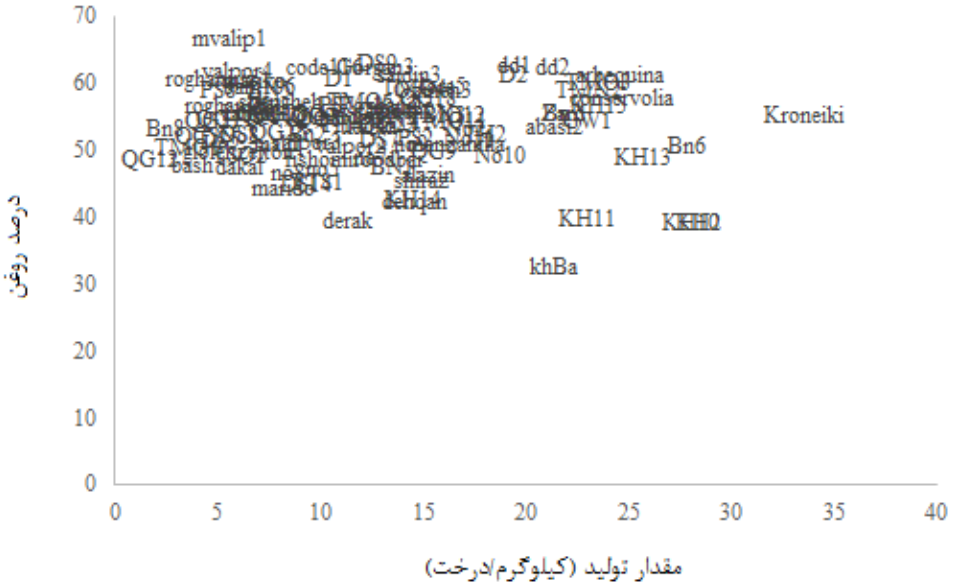
ژنوتیپ	میانگین تولید	درصد روغن	خاستگاه	ژنوتیپ	میانگین تولید	درصد روغن	خاستگاه
Abasi2	۲۱/۴۳	۵۳/۵۲	استان زنجان -طارم علیا	No2	۱۷/۰۷	۵۳/۰۵	استان فارس –شیراز
Alazin	۱۵/۲۵	۴۶/۴۰	استان گلستان -علی‌آباد -آلازین	No3	۶/۰۶	۵۱/۹۵	استان فارس –شیراز
Arbequina	۲۴/۵۷	۶۱/۰۹	اسپانیا -کاتالونیا	No5	۱۰/۰۹	۴۷/۲۱	استان فارس –شیراز
Bam106	۶/۹۹	۵۹/۵۲	استان کرمان –بم -بروات	No7	۱۲/۳۸	۴۸/۸۳	استان فارس –شیراز
Bash	۳/۷۱	۴۷/۶۳	استان فارس –شیراز	No8	۸/۴۱	۴۶/۵۷	استان فارس –شیراز
BN1	۱۳/۵۸	۴۷/۴۵	استان کرمانشاه -بان آواره	No9	۱۴/۳۵	۵۰/۸۸	استان فارس –شیراز
Bn2	۹/۳۱	۵۲/۲۶	استان کرمانشاه -بان آواره	Ozineh2	۱۳/۷۱	۵۵/۸۰	استان گلستان ، گرگان
BN3	۱۶/۰۵	۵۵/۱۲	استان کرمانشاه -بان آواره	Ozineh3	۱۵/۴۷	۵۸/۹۸	استان گلستان ، گرگان
BN4	۱۳/۷۷	۵۴/۴۱	استان کرمانشاه -بان آواره	PS1	۷/۴۲	۵۶/۲۱	استان کرمانشاه -سرپل زهاب
BN5	۷/۶۰	۵۹/۰۳	استان کرمانشاه -بان آواره	PS2	۱۴/۶۶	۵۱/۸۷	استان کرمانشاه -سرپل زهاب
Bn6	۲۷/۸۱	۵۰/۶۷	استان کرمانشاه -بان آواره	PS7	۱۰/۸۵	۵۶/۵۲	استان کرمانشاه -سرپل زهاب
Bn7	۲۱/۷۹	۵۵/۳۶	استان کرمانشاه -بان آواره	PS8	۵/۰۹	۵۸/۷۷	استان کرمانشاه -سرپل زهاب
Bn8	۲/۴۰	۵۳/۱۴	استان کرمانشاه -بان آواره	QG11	۷/۳۱	۵۵/۵۸	استان قزوین -طارم سفلی
Code116	۱۰/۱۸	۶۲/۳۰	استان کرمان –رابر	QG12	۱/۷۲	۴۸/۶۳	استان قزوین -طارم سفلی
Conservolia	۲۴/۶۵	۵۷/۶۳	یونان	QG15	۷/۸۳	۵۵/۲۳	استان قزوین -طارم سفلی
D1	۱۰/۹۶	۶۰/۷۲	استان کرمانشاه –منطقه دالاهو –بابا یادگار	QG17	۵/۳۲	۵۴/۴۸	استان قزوین -طارم سفلی
D2	۱۹/۴۷	۶۱/۰۸	استان کرمانشاه –منطقه دالاهو –بابا یادگار	QG18	۱۵/۱۹	۵۷/۷۰	استان قزوین -طارم سفلی
Dakal	۶/۰۹	۴۷/۵۵	استان فارس –شیراز	QG21	۸/۰۷	۵۵/۳۶	استان قزوین -طارم سفلی
dd1	۱۹/۴۷	۶۲/۵۷	استان کرمانشاه –منطقه دشت دیره	QG22	۱۳/۳۰	۵۳/۷۶	استان قزوین -طارم سفلی
dd2	۲۱/۲۷	۶۲/۳۷	استان کرمانشاه –منطقه دشت دیره	QG25	۷/۹۴	۵۲/۶۹	استان قزوین -طارم سفلی
Dehqan	۱۴/۵۶	۴۲/۳۳	استان فارس –شیراز	QG27	۴/۷۳	۱۹/۵۴	استان قزوین -طارم سفلی
Derak	۱۱/۲۹	۳۹/۴۰	استان فارس -شیراز	QG28	۹/۹۳	۵۴/۹۵	استان قزوین -طارم سفلی
DS14	۹/۳۵	۴۴/۹۲	استان کرمانشاه –سرپل زهاب –ده سفید	QG3	۴/۰۳	۵۱/۹۸	استان قزوین -طارم سفلی
DS5	۵/۱۷	۵۱/۵۳	استان کرمانشاه –سرپل زهاب –ده سفید	QG5	۹/۷۴	۵۵/۳۶	استان قزوین -طارم سفلی
DS7	۱۲/۸۸	۵۱/۳۸	استان کرمانشاه –سرپل زهاب –ده سفید	QG8	۹/۹۱	۵۴/۵۴	استان قزوین -طارم سفلی
DS9	۱۲/۷۸	۶۳/۰۰	استان کرمانشاه –سرپل زهاب –ده سفید	Roghani	۱۲/۶۹	۵۶/۴۸	استان زنجان -طارم
Fishomirodbar	۱۱/۶۸	۴۸/۷۳	استان گیلان – رودبار	Roghanid	۵/۳۵	۵۶/۷۳	استان فارس
Glolehzeiton	۶/۰۳	۴۹/۸۵	استان زنجان –طارم	Roghaniriz	۴/۷۲	۶۰/۵۳	استان فارس
Gorgan3	۱۲/۷۵	۶۲/۴۳	استان گلستان –گرگان	Saidin3	۱۴/۳۲	۶۱/۳۳	استان گیلان -رودبار
GW1	۲۲/۹۹	۵۴/۱۹	استان کرمانشاه –گیلان غرب	Shengheh	۸/۰۴	۵۷/۳۱	استان گیلان -رودبار
KH10	۲۸/۰۳	۳۹/۱۱	استان خوزستان –اهواز –مرکز تحقیقات کشاورزی	Shiraz	۱۴/۹۶	۴۵/۳۵	استان فارس -شیراز
KH11	۲۲/۲۷	۴۰/۴۴	استان خوزستان –اهواز –مرکز تحقیقات کشاورزی	TH2	۱۸/۰۰	۵۲/۲۴	استان زنجان –طارم -هارون آباد
KH13	۲۵/۷۰	۴۸/۹۰	استان خوزستان –اهواز –مرکز تحقیقات کشاورزی	TH4	۱۰/۹۹	۵۳/۸۲	استان زنجان –طارم -هارون آباد
KH14	۱۴/۵۲	۴۲/۵۳	استان خوزستان –اهواز –مرکز تحقیقات کشاورزی	Tokhm Kabki	۱۲/۳۷	۵۳/۵۴	استان فارس -شیراز
KH15	۲۳/۵۸	۵۶/۶۲	استان خوزستان –اهواز –مرکز تحقیقات کشاورزی	TMN2	۲۳/۰۲	۵۸/۹۸	استان زنجان طارم علیا –گیلوان
KH2	۲۸/۳۷	۳۹/۱۱	استان خوزستان –اهواز –مرکز تحقیقات کشاورزی	TMO1	۳/۵۲	۵۰/۳۹	استان زنجان طارم علیا –گیلوان
KhBa	۲۱/۳۶	۳۲/۵۴	استان خوزستان –باغملک1	TMO11	۱۶/۲۵	۵۴/۲۲	استان زنجان طارم علیا –گیلوان

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۳ (ادامه)- میانگین تولید، درصد روغن و خاستگاه ژنوتیپ‌های مورد آزمایش

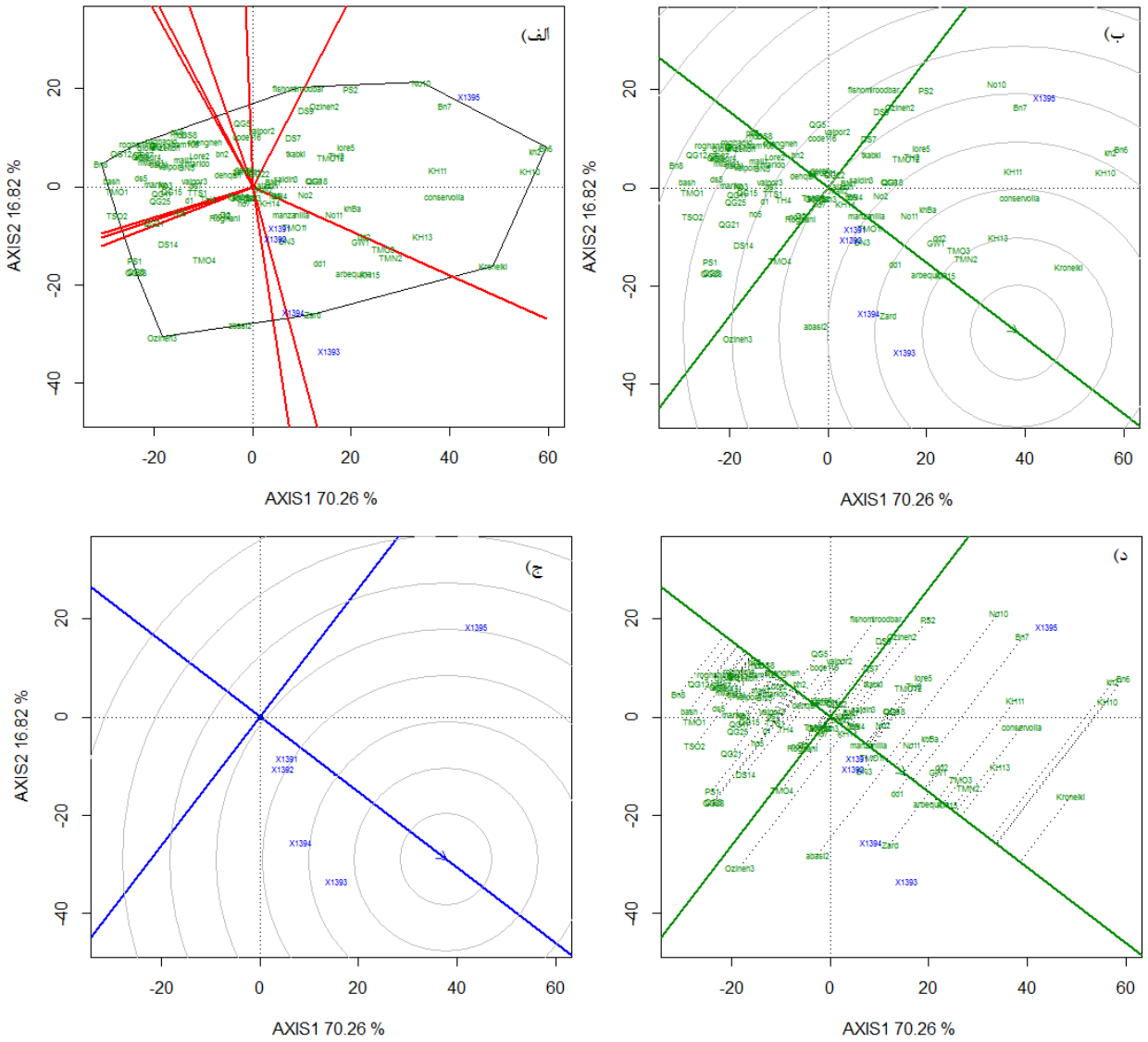
ژنوتیپ	میانگین تولید	درصد روغن	خاستگاه	ژنوتیپ	میانگین تولید	درصد روغن	خاستگاه
Kroneiki	۳۳/۵۱	۵۵/۰۸	یونان	TMO12	۱۶/۱۵	۵۵/۱۹	استان زنجان طارم علیا –گیلوان
Lore2	۶/۵۸	۵۵/۵۱	استان لرستان –خرم آباد	TMO3	۲۳/۵۳	۵۹/۹۵	استان زنجان طارم علیا –گیلوان
Lore5	۱۵/۹۴	۵۹/۵۴	استان لرستان –سپید دشت	TMO4	۱۴/۵۷	۵۹/۰۸	استان زنجان طارم علیا –گیلوان
Mali1	۷/۹۴	۵۰/۹۳	استان گیلان –رودبار	TMO6	۱۱/۹۹	۵۷/۱۸	استان زنجان –طارم علیا –باغ گیلوان
Mali2	۱۳/۷۶	۵۶/۱۹	استان گیلان –رودبار	TSO2	۶/۰۸	۴۹/۲۳	استان زنجان –طارم –سرخه دیزج
Manzanilla	۱۶/۵۹	۵۰/۸۰	اسپانیا –آندولس	TTS1	۹/۸۵	۴۵/۱۷	استان زنجان –طارم –سرخه دیزج
Marido	۸/۲۳	۴۴/۲۲	استان فارس	Valpor1	۶/۸۰	۵۵/۵۷	استان گیلان –رودبار
Mariko	۶/۸۳	۶۰/۴۱	استان فارس	Valpor2	۱۱/۵۰	۵۰/۶۳	استان گیلان –رودبار
Mvalip1	۵/۶۳	۶۶/۵۵	استان گیلان -رودبار	Valpor3	۹/۳۱	۵۱/۱۶	استان گیلان –رودبار
No10	۱۸/۸۱	۴۹/۲۰	استان فارس –شیراز	Valpor4	۶/۰۲	۶۱/۶۶	استان گیلان –رودبار
No11	۱۷/۲۴	۵۱/۸۳	استان فارس –شیراز	Zard	۲۱/۸۷	۵۵/۴۱	ایران
No12	۱۲/۶۱	۵۵/۱۸	استان فارس –شیراز	Zardzit1	۱۱/۷۳	۵۵/۰۱	ایران



شکل ۲- مقدار عملکرد ژنوپیپ‌ها در برابر درصد روغن هر ژنوتیپ

www.SID.ir

Archive of SID



شکل ۳- الف) چند ضلعی روش GGEBiplot؛ ب) موقعیت ژنوتیپ ایده‌ال فرضی، ج) موقعیت محیط ایده آل فرضی، د)خط پایداری

سپاسگزاری

این نتایج حاصل از پروژه مصوب شماره ۸۹۱۷۲-۰۳-۰۳-۰۰ ۲ و تأمین اعتبار از سوی سازمان تحقیقات آموزش و ترویج کشاورزی است.

منابع

ارجی، ع. و بهمنی‌پور، ف. ۱۳۹۳. سازگاری ارقام و ژنوتیپ های زیتون در استان ایلام، مجله به‌نژادی نهال و بذر (نهال و بذر)، ۳۰(۴): ۷۶۱-۷۷۵.

ارجی، ع.، زینانلو، ع.ا.، حاجی‌امیری ا. و نجفی، م. ۱۳۹۱. بررسی سازگاری و خصوصیات رویشی و زایشی برخی از ارقام زیتون در شرایط آب و هوایی سرپل ذهاب، تولیدات گیاهی، ۳۵(۴): ۱۷-۲۷.

ارجی، ع. و نوری‌زاده، م. ۱۳۹۳. سازگاری برخی ارقام زیتون در شرایط آب و هوایی طارم و سرپل ذهاب، مجله به‌نژادی نهال و بذر (نهال و بذر)، ۳۰(۴): ۷۰۳-۷۱۷.

تُرک‌زبان، ب.، عطایی، س.، صبورا، ع.، عظیمی، م. و حسینی مزینانی، س.م. ۱۳۸۹. بررسی تنوع برخی ژنوتیپ‌های ناشناخته زیتون در کلکسیون ایستگاه تحقیقات طارم با استفاده از مارکرهای ریخت شناسیک. زیست‌شناسی ایران، ۲۳(۴): ۵۲۰-۵۳۱.

www.SID.ir

Archive of SID

عظیمی، م.، ارجی، ع.، زینانلو، ع.ا.، تسلیم‌پور، م.ر. و رمضانی‌ملک‌رودی م. ۱۳۹۵. ارزیابی سازگاری برخی ارقام زیتون (*Olea europaea* L.) در اقلیم‌های مختلف ایران، مجله به‌نژادی نهال و بذر (نهال و بذر)، ۳۲(۲): ۲۷۵-۲۹۲.

فرشادفر، ع. ۱۳۸۹. اصول روش‌های آماری چند متغیره. انتشارات دانشگاه رازی، کرمانشاه، ۴۶۹ ص.

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

ناشناس. ۱۳۸۹. آمارنامه محصولات باغی و زراعی. وزارت جهاد کشاورزی.

Beker, H.C. and Leon, J. 1988. Stability analysis in plant breeding. Plant Breeding, 101: 1-23.

Brandiej, E. and Meverty, B.E. 1994. Genotype × environmental interaction and stability of seed yield of oil rapeseed. Crop Science, 18: 344-353.

Cooper, M. and Hammer, G.L. 1996. Plant adaptation and crop improvement. CAB International, Wallingford, UK, ICRISAT, Patancheru, India, and IRRI, Manila, Philippines.

Cornelius, P.L. and Crossa, J. 1999. Prediction assessment of shrinkage estimators of multiplicative models for multi-environment trials. Crop Science, 39: 998–1009.

FAO. 2017. Olive. http://fenix.fao.org/wds/excels/e05fe853-df33-478a-b934-1545ba36da4b.xls.

Gabriel, K.R. 1971. The biplot graphic display of matrices with application to principal component analysis. Biometrka, 58: 453–467.

Gauch, (Ed) Genotype by environment interaction. CRC Press, Boca Raton, pp. 1-40.

Gauch, H.G. 2006. Statistical analysis of yield trials by AMMI and GGE. Crop Science, 46: 1488-1500.

Gauch, H.G. and Zobel, R.W. 1996. AMMI analysis of yield trials. M. S. Kang and H.G.

Gauch, H.G. Genotype-by environment interaction. CRC Press, Boca Raton, FL.

González-Martinez, S.C., Mariette, S., Ribeiro, M.M., Burban, C., Raffin, A., Chambel, M.R., Ribeiro, C.A.M., Aguiar, A., Plomion, C., Alia, R., Gil, L., Vendramin, G.G. and Kremer, A., 2004. Genetic resources in maritime pine (P*inus pinaster* Aiton): molecular and quantitative measures of genetic variation and differentiation among maternal lineages. Forest Ecology and Management, 197: 103–115.

Hoblyn, T.N., Grubb, N.H. and Painter, A.C., and Wates, B.l. l936. Studies in biennial bearins-International Journal of Pomology and Horticultural Science, 1,1:39-76.

IRIMO. 2017. Islamic Republic of Iran Meteorological Organization at: https://www.irimo.ir/. Accessed 16.

Kang, M.S. 1997. Using genotype-by-environment interaction for crop ciltivar development. Advances in Agronomy. 62: 199-252.

Kang, M.S. and Gauch, H.J. 1996. Genotype-by-envi-ronment interaction. CRC Press, Boca Raton, FL.

Kempton, R.A. 1984. The use of bi-plots in interpreting variety-by-environment interactions. Journal of Agricultural Science, 103: 123-135.

Kim, I., Kwon, H., Ryu, K. and Choi, W.Y. 2008. Provenance by Site Interaction of Pinus densiflora in Korea. Silvae Genetica, 57(3), 131–139.

Perkins, J.M. and Jinks, J.L. 1971. Environmental and genotype environment components of variability.III. Multiple line and crosses. Heredity, 23: 339-356.

Rio-c-del, R., Caballero, J., Lavee, S. and Klein, I. 1994. Preliminary agronomical characterization of 131 cultivars introduced in the Olive Germplasm Bank of Cordoba in March 1987. Acta Horticulture, 356: 110-115.

Taibi, K. 2014. Integrated approach for addressing assisted population migration programs in forest management to climate change: Out planting performance, genotype by environment interactions, physiological and molecular response. Doctoral dissertation. The Polytechnic University of Valencia, Spain.

Team, R.C. 2013. A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. URL http://www.R-project.org/.

Yan, W. and Kang, M.S. 2003. GGE biplot analysis: A graphical tool for breeders, geneticists, and agronomists. CRC Press, Boca Raton, FL.

www.SID.ir

Archive of SID

Yan, W. and Rajcan, I. 2002. Biplot analysis of test sites and trait relations of soybean in Ontario. Crop Science, 42: 11-20.

Yan, W., Hunt, L.A., Sheng, Q. and Szlavnics, Z. 2000. Cultivar evaluation and mega environment investigations based on the GGE biplot. Crop Science, 40:597-605.

Zobel, R.W., M.J. Wright, and H.G. Gauch. 1988. Statistical analysis of a yield trial. Agronomy Journal, 80: 388-393.

www.SID.ir