Archive of SID

شناسایی پایدارترین ژنوتیپ‌های گندم دوروم با استفاده از آماره‌های ناپارامتری پایداری عملکرد

رحمت‌الله کریمی‌زاده[۱*]، علی اصغری[۲]، امید سفالیان[۲]، کمال شهبازی[۳]، طهماسب حسین‌پور[۴]، حسن قوجق[۵] و محمد آرمیون[۶]

(تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۱/۱۵ ؛ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۴/۱۳)

چکیده

گندم دوروم (*Triticum durum* Desf.) یکی از مهم‌ترین محصولات غلات است که برای تهیه ماکارونی، پاستا و دیگر غذاها به‌کار می‌رود. درک پیچیدگی اثر متقابل ژنوتیپ × محیط (GEI) و تأثیر آن در تعیین و انتخاب پایدارترین ژنوتیپ‌ها، محیط‌های کلان و دیگر اهداف سازگاری از علاقمندی‌های ویژه اصلاح‌گران نبات بوده است. روش‌های گوناگونی برای تجزیه پایداری عملکرد دانه بر اساس مفهوم‌های متفاوت پایداری وجود دارند که می‌توانند به روش‌های پارامتری، ناپارامتری و چندمتغیره گروه‌بندی شوند. در این پژوهش، ۲۰ ژنوتیپ گندم دوروم (۱۹ ژنوتیپ پیشرفته و رقم تجاری دهدشت) طی چهار سال زراعی (۹۲-۱۳۸۸) در پنج منطقه ارزیابی شدند. در هر محیط (ترکیب سال × مکان)، آزمایشات در قالب طرح بلوک‌های کامل تصادفی با چهار تکرار اجرا شدند. روش‌های چهارگانه آزمون ضربی و غیرضربی اثرات اصلی و اثرمتقابل در این پژوهش بررسی شدند. نتایج ارزیابی پایداری عملکرد دانه با استفاده از ۱۳ روش ناپارامتری در این پژوهش نشان داد که در روش‌های میانگین رتبه، انحراف معیار رتبه و درصد سازگاری ژنوتیپ‌های ۹، ۱۰ و ۱۲ در روش‌های نصار و هان و مجموع رتبه کنگ ژنوتیپ‌های ۴، ۵، ۱۰، ۱۱ و ۱۷ در روش‌های تنارازو و فوکس ژنوتیپ‌های ۶، ۹، ۱۰، ۱۲، ۱۳ و ۱۷ به‌عنوان پایدارترین ژنوتیپ‌ها انتخاب شدند. در نهایت بر اساس جمع‌بندی نتایج همه روش‌ها، ژنوتیپ‌های ۱۰ و ۱۲ به‌عنوان پایدارترین ژنوتیپ‌ها در این پژوهش انتخاب شدند. با توجه به جمع‌بندی پژوهش‌های قبلی نویسندگان پیشنهاد می‌شود در تحقیقات بعدی برای ارزیابی بهتر پایداری ژنوتیپ‌ها، یکی از روش‌های پایداری مانند آمی، رگرسیون مکانی و یا مدل‌های مخلوط به‌همراه روش‌های ناپارامتری محاسبه شود.

واژه‌های کلیدی: پایداری، گندم دوروم، ناپارامتری، مقایسه عملکرد، شرایط دیم

۱. استادیار مؤسسه تحقیقات کشاورزی دیم کشور، سازمان تحقیقات، آموزش و ترویج کشاورزی، گچساران، ایران
۲. استاد گروه زراعت و اصلاح نباتات، دانشکده کشاورزی و منابع طبیعی، دانشگاه محقق اردبیلی، اردبیل، ایران
۳. مربی مرکز تحقیقات و آموزش کشاورزی و منابع طبیعی اردبیل، سازمان تحقیقات، آموزش و ترویج کشاورزی، مغان، ایران
۴. استادیار مرکز تحقیقات و آموزش کشاورزی و منابع طبیعی لرستان، سازمان تحقیقات، آموزش و ترویج کشاورزی، خرم‌آباد، ایران
۵. مربی مرکز تحقیقات و آموزش کشاورزی و منابع طبیعی گلستان، سازمان تحقیقات، آموزش و ترویج کشاورزی، گنبد، ایران
۶. مربی مرکز تحقیقات و آموزش کشاورزی و منابع طبیعی ایلام، سازمان تحقیقات، آموزش و ترویج کشاورزی، ایلام، ایران
*: مسئول مکاتبات: پست الکترونیکی: r.karimizadeh@areeo.ac.ir

www.SID.ir

Archive of SID

مقدمه

گندم دوروم دومین گونه زراعی مهم گندم است (۳) و در دنیا در سطحی معادل ۲۱ میلیون هکتار کشت می‌شود (۷). امروزه وسعت اراضی زیر کشت گندم دوروم در مناطق غرب آسیا و شمال آفریقا بیش از ۸۵ درصد سطح زیر کشت کشورهای در حال توسعه است. در ایران نیز کشت گندم دوروم از زمان‌های قدیم رایج بوده و به‌علت سازگاری ارقام محلی به شرایط محیطی و آب‌وهوایی این مناطق، در گذشته نه چندان دور، کشت گندم دوروم، کشت غالب دیم‌زارهای مناطق جنوبی کشور به‌ویژه استان‌های کهگیلویه و بویراحمد، لرستان و خوزستان بوده است. انتخاب ژنوتیپ‌ها بر اساس عملکرد دانه در یک محیط معیار مناسبی ناست، بنابراین واریته‌ها باید حتی‌الامکان در دامنه وسیع و متنوعی از تغییرات محیطی (مکان‌ها و سال‌های مختلف) مورد ارزیابی قرار گیرند تا با اطلاعات حاصل از تخمین سازگاری و ثبات عملکرد (پایداری) آنها، معیار مطمئن‌تری برای توصیه ژنوتیپ‌ها و توسعه کشت آنها در مدت زمان کوتاه‌تر به‌دست آید و کارایی گزینش در روند معرفی ارقام افزایش یابد (۱۰).

روش‌های گوناگونی برای تجزیه پایداری عملکرد دانه بر اساس مفهوم‌های متفاوت پایداری وجود دارند که می‌توانند به روش‌های پارامتری، ناپارامتری و چندمتغیره گروه‌بندی شوند. در این پژوهش تلاش شده است که روش‌های ناپارامتری مورد بررسی و ارزیابی قرار گیرند. استفاده از روش‌های ناپارامتری به پیش‌فرض‌هایی که روش‌های پارامتری نیاز دارند، نیاز نداشته و قابلیت به‌کارگیری آنها بیشتر است. متداول‌ترین روش پارامتری آزمون وجود یا عدم وجود اثر متقابل ژنوتیپ و محیط و آنالیز واریانس است، ولی روش‌های پارامتری را نمی‌توان روی هر سری داده به‌کار برد. چون، مفروضاتی برای استفاده از این روش‌ها وجود دارد که در صورت عدم محقق شدن آنها تفسیر روش‌های مزبور دارای اعتبار آماری نیست. روش‌های پارامتری، روش‌های مرسوم آماری هستند که با مشخص بودن توزیع احتمال یک متغیر تصادفی در مورد ویژگی‌های جامعه مورد بررسی، برآوردهایی مانند میانگین، واریانس، انحراف معیار، دامنه تغییرات و چندین برآورد دیگر را انجام می‌دهند. به عبارت دیگر، زمانی که توزیع متغیرهای مورد مطالعه مشخص باشد، می‌توان پارامترهای جامعه را استنباط کرد. این شاخه مهم از آمار را آمار پارامتری گویند و در مقابل آن آمار ناپارامتری وجود دارد که از توزیع خاصی پیروی نمی‌کند.

از روش‌های ناپارامتری برای آزمون معنی‌داری اثر متقابل ژنوتیپ و محیط نیز استفاده شده است. معیارهای ناپارامتری برای آزمون اثر متقابل شامل روش‌های مبتنی بر آزمون اثرات متقابل ضربی با آزمون دیکرون و واندرلان (۸) و روش‌های مبتنی بر آزمون اثرات متقابل غیرضربی با آزمون‌های کوبینگر (۲۲)، هایلدبرند (۱۲) و بردنکمپ (۶) است. با توجه به اینکه، در اکثر موارد اثر متقابل ضربی (تغییر در رتبه) در آزمایشات ناحیه‌ای عملکرد مشاهده می‌شود، بنابراین روش دیکرون – واندرلان (۸) که می تواند این نوع اثر متقابل را نشان دهد، دارای کاربرد وسیعی در اصلاح نباتات است.

استفاده از آمار ناپارامتری برای مطالعه اثر متقابل ژنوتیپ و محیط و تعیین پایداری ژنوتیپ‌های مورد مطالعه در آزمایشات ناحیه‌ای عملکرد در سال ۱۹۷۹ شروع شد. هان (۱۳) در مطالعه خود چندین روش ناپارامتری را برای تعیین پایداری ارائه کرد و سپس پارامترهای مذکور مورد تجدید نظر قرار گرفته و تصحیح شدند. توسعه و گسترش معیارهای ناپارامترهای در سال‌های اخیر بنا به دلایل ذکر شده بسیار خوب بوده است و معیارهای متعدد ناپارامتری توسط پژوهشگران متفاوتی پیشنهاد شده است. مفروضات اولیه برای استفاده از روش‌های پارامتری شامل نرمال‌بودن داده‌ها، همگنی واریانس باقی‌مانده‌ها، عدم وجود داده پرت و جمع‌پذیر بودن اثرات اصلی است. روش‌های ناپارامتری دارای یک سری از معایب نیز هستند که مهم‌ترین آنها عدم مشخص شدن اختلافات نسبی در عملکرد ژنوتیپ‌ها است. به عبارت دیگر، میزان اختلافات و بزرگی آنها را نمی‌توان مشخص کرد.

www.SID.ir

Archive of SID

روش‌های ناپارامتری مجموع رتبه کنگ (۱۶) و معیار برتری ناپارامتری فوکس و همکاران (۱۱) در اواخر دهه ۹۰ ارائه شدند. در سال ۱۹۹۵ نیز روش‌های ناپارامتری تنارازو (۳۷) ارائه شد که در آن تأکید بر این است که رتبه یک ژنوتیپ در یک محیط نبایستی بر اساس ارزش فنوتیپی مشاهده شده آن باشد و لذا پیشنهاد شده که برای حذف اثر ژنوتیپی از عملکرد مشاهده شده، ابتدا عملکرد هر ژنوتیپ تصحیح شده و سپس از روش‌های ناپارامتری برای تعیین پایداری استفاده شود (۳۷). صباغ‌نیا و همکاران (۳۳)، کریمی‌زاده و همکاران (۱۷ و ۱۸)، کایا و تورکوز (۲۰) و محمدی و همکاران (۲۶) در گندم دوروم، صباغ‌نیا و همکاران (۳۱) و کریمی‌زاده و همکاران (۱۹) در گیاه عدس و عبدالهی و همکاران (۱) در گلرنگ از روش‌های ناپارامتری هان و نصار (۱۵) و تنارازو (۳۷) استفاده کردند. همچنین، محمدی و همکاران (۲۶) در پژوهشی با استفاده از ۱۰ آماره ناپارامتری، به‌صورت جداگانه برای هر محصول، پایدارترین ژنوتیپ را بین ۲۰ ژنوتیپ گندم نان، ۱۶ ژنوتیپ گلرنگ، ۱۵ ژنوتیپ گندم دوروم و ۱۳ ژنوتیپ جو تعیین کردند. مقایسه روش‌های پارامتری و ناپارامتری پایداری عملکرد و میزان همبستگی بین نتایج این آماره‌ها در پژوهش‌های آدوگنا و لبوسشنگ (۲)، محمدی و امری (۲۳) مورد ارزیابی قرار گرفت. اکبرپور و همکاران (۴) برنامه کاملی از کلیه روش‌های ناپارامتری (Proc NPSTAB) در محیط نرم‌افزار SAS (۳۴) ارائه دادند که با استفاده از این برنامه آماره‌های ناپارامتری هان (۱۳)، هان و نصار (۱۵)، نصار و هان (۲۹)، تنارازو (۳۷)، کوبینگر (۲۲)، هیلدبراند (۱۲)، بردنکمپ (۶) و دیکرون-وندرلان (۸) محاسبه می‌شوند.

هدف از انجام این تحقیق مطالعه روش‌های ناپارامتری تجزیه پایداری عملکرد دانه در ژنوتیپ‌های گندم دوروم در مناطق دیم نیمه‌گرمسیر کشور و همچنین معرفی ژنوتیپ یا ژنوتیپ‌های پایدار و سازگار با این اقلیم بوده تا بتوان با توسعه کشت ارقام گندم اصلاح‌شده، گامی هر چند کوچک برای بهبود معیشت کشاورزان و دستیابی به توسعه پایدار برداریم.

مواد و روش‌ها

این تحقیق به‌منظور دست‌یابی به ارقام گندم دوروم پرمحصول و سازگار با شرایط آب‌وهوایی مناطق دیم نیمه‌گرمسیری کشور اجرا شد. برای تهیه زمین هر سال قبل از کشت زمینی را که در سال گذشته آیش بود، با گاوآهن شخم زده و نسبت به نرم‌کردن خاک با دیسک و روتیواتور اقدام شد. کود شیمیایی در مناطق مختلف اجرای پژوهش بر اساس تجزیه نمونه خاک منطقه، توصیه شد. به‌عنوان مثال در ایستگاه گچساران، کود شیمیایی بر مبنای ۱۰۰ کیلوگرم فسفات آمونیوم و ۷۵ کیلوگرم اوره، به هنگام عملیات تهیه زمین، به‌طور یکنواخت با خاک مخلوط شد. عملیات تهیه زمین شامل شخم، دیسک، تسطیح و فارور به‌طور معمول به عمل آمد. در طول دوره رویش گیاه یادداشت‌برداری از خصوصیات زراعی و مرفوفیزیولوژیکی ژنوتیپ‌ها و ارقام مورد ارزیابی به عمل آمد. پس از برداشت، عملکرد دانه توزین شد. مواد گیاهی (ژنوتیپ‌های) این بررسی شامل ۱۸ لاین پیشرفته گندم دوروم بودند که منشأ اصلی آنها مرکز تحقیقات بین‌المللی گندم و ذرت جهان (سیمیت) است. دو رقم معرفی شده سیمره و دهدشت هم به‌عنوان شاهد در این تحقیق به‌کار گرفته شد. اسامی و شجره لاین‌های مورد استفاده مورد استفاده در تحقیق در جدول ۱ درج شده است. از این به بعد به دلیل طولانی بودن شجره لاین‌ها از کدهای G۱، G۲، G۳، ...و G۲۰ به‌ترتیب برای اسامی لاین‌ها و دو رقم شاهد استفاده می‌شود. هر آزمایش در قالب طرح بلوک‌های کامل تصادفی در چهار تکرار و در پنج منطقه گچساران، گنبد، مغان، خرم‌آباد و ایلام به‌مدت چهار سال زراعی (۱۳۹۲-۱۳۸۸) و در کرت‌هایی به طول ۷/۰۳ متر و عرض ۱/۰۵ متر کشت شدند. تعداد خطوط کاشت برای هر لاین شش خط با فاصله خطوط ۱۷/۵ سانتی‌متر بود. تراکم ۳۰۰ دانه در مترمربع برای هر لاین در کلیه مناطق رعایت شد. شرایط جغرافیایی و مشخصات مکان‌هایی که این پژوهش در آن مکان‌ها اجرا شده در جدول ۲ درج شده

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۱. اسامی و شجره ژنوتیپ‌های گندم دوروم شرکت داده شده در این پژوهش

کد ژنوتیپ	اسامی و شجره ژنوتیپ‌ها
G1	ACUATICO_1/RASCON_33//ACUATICO_1/3/AJAIA_12/F3LOCAL (SEL.ETHIO.135.85)//PLATA_13CDSS96Y00570S-8Y-0M-0Y-1B-0Y-0B-0B
G2	GAUNT_10/SNITANCDSS97Y00638S-4Y-0M-0Y-0B-0B-3Y-0BLR-1Y-0B
G3	SOMO/CROC_4//LOTUS_1/3/KITTI/4/STOT//ALTAR 84/ALDCDSS99Y00636S-0M -0Y-34Y-0M-0Y-0B
G4	CMH82A.1062/3/GGOVZ394//SBA81/PLC/4/AAZ_1/CREX/5/HUI//CIT71/CII/6/STOT//ALTAR84/ ALDCDSS99Y00643S-0M-0Y-16Y-0M-0Y-0B
G5	SRN_1/6/FGO/DOM//NACH/5/ALTAR 84/4/ GARZA/AFN//CRA/3/GGOVZ394/7/GEDIZ /FGO//GTA/3/CNDO/8/GREEN_38/9/2*STOT//ALTAR 84/ALDCDSS00B00227T-0 TOPY-0B-6Y-0M-0Y-1B
G6	LLARETA INIA/YEBAS_8/3/MINIMUS_6 /PLATA_16//IMMERCDSS00Y01047T-0 TOPB-5Y-0BLR-1Y-0B-0Y-1B-0Y
G7	RASCON_21/3/MQUE/ALO//FOJACDSS94Y00099S-7M-0Y-0B-1Y-0B-0BLR-5Y-0B
G8	GEDIZ/FGO//GTA/3/SRN_1/4/TOTUS/5/ENTE/MEXI_2//HUI/3/YAV_1/GEDIZ/6/SOMBRA_20/7/ STOT//ALTAR 84/ALDCDSS97Y00835 S-0TOPM-4Y-0M-0Y-0B-0B-3Y-0BLR-1Y-0B
G9	STOT//ALTAR 84/ALD/3/THB/CEP7780// 2*MUSK_4CDSS99Y00366 S-3Y-0M-0Y-0BLR-1Y-0B-1M-0Y
G10	ALTAR 84/STINT//SILVER_ 45/3/STOT// ALTAR 84/ALDCDSS99Y 00373S-7Y-0M-0Y-0BLR-6Y-0B-1B-0Y
G11	STOT//ALTAR 84/ALD/3/GREEN_18/ FOCHA_1 //AIRON_1CDSS 99B00467S-0M-0Y-75Y-0M-0Y-2M-0Y
G12	RASCON_21/3/MQUE/ALO//FOJA/4/GREEN_38/BUSHEN_4/5/CADO/BOOMER_33CDSS99B 01055T-0TOPY-0M-0Y-10Y-0M-0Y-1M-0Y
G13	STOT//ALTAR84/ALD2/3/AUK/GUIL//GREENCDSS00Y00786T-0TOPB-9Y-0BLR-5Y-0B-0Y-1M-0Y
G14	SRN_1/6/FGO/DOM//NACH/5/ALTAR84/4/GARZA/AFN//CRA/3/GGOVZ394/7/GEDIZ/FGO//GTA /3/CNDO/8/GREEN_38/9/2*STOT//ALTAR 84/ALDCDSS00B00227T-0TOPY-0B-28Y-0M-0Y-1M-0Y
G15	AINZEN-1/SORD_3CDSS99B00317S-0M-0Y-104Y-0M-0Y-1M-0Y
G16	PLATA_8/4/GARZA/AFN//CRA/3/GTA/5/RASCON/6/CADO/BOOMER_33/7/STOT//ALTAR 84/ALDCDSS99B00843S-0TOPY-0M-0Y-5Y-0M-0Y-1B-0Y
G17	ALTAR 84/STINT//SILVER_45/3/CBC 503 CHILE/4/AUK/GUIL//GREENCD SS99B0 1115T -0TOPY-0M-0Y-1Y-0M-0Y-1B-0Y
G18	ALTAR 84/BINTEPE 85/3/ALTAR 84/STINT// SILVER_45/4/LHNKE/RASCON//CONA -DCD SS99B01265T-0TOPY-0M-0Y-12Y-0M-0Y-1M-0Y
G19	Saimareh
G20	Dehdasht

جدول ۲. برخی ویژگی‌های اقلیمی و اکولوژیکی مناطق اجرای آزمایش

ویژگی اقلیمی	گچساران	گنبد	خرم‌آباد	ایلام	مغان
طول جغرافیایی	۵۰ ۵۰′ N	۵۵ ۱۲′ N	۴۸ ۲۸′ N	۴۶ ۳۶′ N	۴۷ ۸۸′ N
عرض جغرافیایی	۳۰ ۱۷′ E	۳۷ ۱۶′ E	۳۳ ۳۹′ E	۳۳ ۴۷′ E	۳۹ ۳۹′ E
ارتفاع از سطح دریا (متر)	۷۱۰	۴۵	۱۱۲۵	۹۷۵	۱۰۰
بافت خاک	سیلتی‌رسی‌لوم	سیلتی‌رسی‌لوم	سیلتی‌رسی‌لوم	رسی‌لومی	رسی‌لومی
متوسط میزان بارندگی (میلی‌متر)	۴۵۰	۵۵۰	۵۲۰	۳۵۰	۳۱۲
میزان مواد آلی خاک (درصد)	۱	۱/۳	۱ >	۱ >	۱ >
تعداد روزهای یخبندان سال	۱۵	۱۷	۲۵	۱۷	۱۲
متوسط حداکثر درجه حرارت	۴۵	۴۵	۳۹	۳۹	۴۲

www.SID.ir

Archive of SID

است، همچنین روش‌های به‌کار گرفته شده در این پژوهش به تفکیک در جدول ۳ آمده است. برای تجزیه و تحلیل داده‌ها نرم‌افزار SAS (۳۴) به‌کار گرفته شد.

نتایج و بحث

روش‌های آزمون ضربی و غیرضربی اثرات اصلی و اثر متقابل

بر اساس نتایج به‌دست آمده از روش‌های ناپارامتری آزمون وجود اثر متقابل ژنوتیپ × محیط (جدول ۴)، سه آزمون بردنکمپ (۶)، هیلدبراند (۱۲) و دیکرون – واندرلان (۸) در سطح احتمال یک درصد معنی‌دار بود و این امر نشانگر وجود اثر متقابل ژنوتیپ × محیط غیر ضربی بر اساس آزمون‌های بردنکمپ و هایلدبرند و وجود اثر متقابل ژنوتیپ × محیط به صورت ضربی (غیرافزایشی) بر اساس آزمون دیکرون – واندرلان (۸) است. تروبرگ و هان (۳۸) و هان و لئون (۱۴) در تحقیقات جداگانه، آزمون‌های فوق را بررسی کرده و آنها را در دو گروه مجزا قرار دادند. به‌طوری که، روش های کوبینگر، هایلدبرند و بردنکمپ بر اساس مفهوم غیرضربی بودن اثرات متقابل و روش دیکرون – واندرلان بر اساس مفهوم اثر متقابل کراس‌اور (ضربی) بودند. پژوهش‌های موت و همکاران (۲۸) در گندم نان، عبداللهی و همکاران (۱) در گلرنگ، فرشادفر و همکاران (۱۰) در نخود و اکبرپور و همکاران (۴) در جو از آزمون‌های ناپارامتری برای تعیین ضرب‌پذیر یا افزایشی بودن اثرات متقابل ژنوتیپ × محیط استفاده کردند (جدول ۴). برخلاف نتایج به‌دست آمده از پژوهش نوروزی و عبادی (۳۰)، در این تحقیق روش کوبینگر (۲۲) نامناسب تشخیص داده شد. زارعی سلطان‌کوهی و فرشادفر (۳۹) با استفاده از این آزمون‌ها در آزمایشات مقایسه عملکرد گندم نان، گزارش کردند که اثرات متقابل فقط با استفاده از آزمون بردنکمپ معنی‌دار شد و این اثرات در سه آزمون دیگر معنی‌دار نبودند. این نتایج در تضاد با نتایج این پژوهش و سایر تحقیقات ذکر شده در این پژوهش بود.

مرتضویان و عزیزی‌نیا (۲۷) با استفاده از داده‌های عملکرد دانه چندمکانی کلزا، آزمون‌های ناپارامتری بردنکمپ (۶)، هیلدبراند (۱۲) و دیکرون – واندرلان (۸) را به‌کار بردند و نتایج آنها نشان داد که اثر اصلی ژنوتیپ با استفاده از آزمون های هایلدبراند (۱۲) و کوبینگر (۶) معنی دار نشده ولی با استفاده از آزمون دیکرون – واندرلان (۸) معنی دار شده است و به عبارت دیگر، وجود اثرات ضربی و عدم وجود اثرات افزایشی در اثر ژنوتیپ را تأیید می‌کند که این نتیجه در تقابل با نتایج به‌دست آمده از این تحقیق است. مرتضویان و عزیزی‌نیا (۲۷) گزارش کردند که اثر اصلی محیط نیز با استفاده از آزمون‌های هایلدبراند و دیکرون – واندرلان معنی‌دار شد و به عبارت دیگر وجود اثرات ضربی و اثرات افزایشی در اثر محیط را تأیید می‌کند که با نتایج به‌دست آمده از این تحقیق همخوانی دارد. اکبرپور و همکاران (۴) نیز با استفاده از داده‌های چندمکانی جو معنی‌داری اثرات اصلی ژنوتیپ و محیط را با استفاده از آزمون‌های ناپارامتری بردنکمپ، هایلدبراند، کوبینگر و دیکرون – واندرلان آزمون کردند. نتایج نشان داد که برای اثر ژنوتیپ فقط آزمون هایلدبراند (افزایشی و غیرضربی) معنی‌دار شد و سایر آزمون‌ها معنی‌داری اثر ژنوتیپ را نشان ندادند. نتایج معنی داری اثر ژنوتیپ در پژوهش اکبرپور و همکاران (۴) با نتایج این تحقیق همخوانی نداشت و آنها گزارش کردند که اثر اصلی محیط نیز با استفاده از همه آزمون‌ها معنی‌دار شد و به عبارت دیگر وجود اثرات ضربی و اثرات افزایشی در اثر محیط را تأیید کردند.

روش‌های میانگین، انحراف معیار رتبه و درصد سازگاری PA

رتبه هر ژنوتیپ برای عملکرد دانه در مجموع آزمایش‌ها محاسبه و میانگین رتبه، انحراف معیار رتبه و درصد سازگاری ژنوتیپ تعیین شد (جدول ۵). ژنوتیپ ۱۰ در بین ژنوتیپ‌های مورد مطالعه با اختصاص کمترین میانگین رتبه و دومین رتبه از لحاظ انحراف معیار رتبه (به‌ترتیب ۴/۶۵ و ۴/۵۶) پایدارترین ژنوتیپ بود. ژنوتیپ‌های ۹ و ۱۲ در گروه دوم ژنوتیپ‌های پایدار و ژنوتیپ‌های ۳، ۷، ۴ و ۵ در گروه سوم ژنوتیپ‌های پایدار با اختصاص کمترین میانگین رتبه و انحراف معیار رتبه

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۳. روش‌های ناپارامتری پایداری عملکرد دانه به‌کار گرفته شده در این پژوهش

نام روش	فرمول یا روش محاسبه
بردنکمپ (۶)	$\frac{12lm}{N^2(N+1)}\sum_{i=1}^{l}\sum_{j=1}^{m}(R_{ij.}^2-\frac{1}{m^2}R_{i..}^2-\frac{1}{l^2}R_{.j.}^2)+3(N+1)$
هایلدبرند (۱۲)	$\frac{12}{lm(N+1)}\sum_{i=1}^{l}\sum_{j=1}^{m}\left(\bar{R}_{ij.}-\bar{R}_{i..}-\bar{R}_{.j.}+\bar{R}...\right)^2$
کوبینگر (۲۲)	$\frac{12}{lm(N+1)}\sum_{i=1}^{l}\sum_{j=1}^{m}\left(\bar{R}^*_{ij.}-\bar{R}^*_{i..}-\bar{R}^*_{.j.}+\bar{R}^*...\right)^2$
دیکرون–وندرلان (۸)	$\frac{12}{\ln^2(\ln+1)}\left(\sum_{i=1}^{l}\sum_{j=1}^{m}R_{ij.}^2-\frac{1}{m}\sum_{i=1}^{l}R_{i..}^2\right)$
میانگین اختلافات رتبه هان (۱۳) و واریانس رتبه (نصار و هان، ۲۹)	$S_i^{(1)}=2\sum_{j}^{n-1}\sum_{j'=j+1}^{n}\left\|r_{ij}-r_{ij'}\right\|/[n(n-1)]$ و $S_i^{(2)}=\sum_{j=1}^{n}(r_{ij}-\bar{r}_{i.})^2/(n-1)$
معیار سوم نصار و هان (۲۹) و معیار ششم هان (۱۳)	$S_i^{(3)}=\frac{\sum_{j=1}^{n}(r_{ij}-\bar{r}_{i.})^2}{\bar{r}_{i.}}$ و $S_i^{(6)}=\frac{\sum_{j=1}^{n}\left\|r_{ij}-\bar{r}_{i.}\right\|}{\bar{r}_{i.}}$
معیارهای اول و دوم تنارازو (۳۷)	$NP_i^{(1)}=\frac{1}{n}\sum_{J=1}^{n}\left\|r^*_{ij}-M^*_{di}\right\|$ و $NP_i^{(2)}=\frac{1}{n}\left[\sum_{J=1}^{n}\left\|r^*_{ij}-M^*_{di}\right\|/M_{di}\right]$
معیارهای سوم و چهارم تنارازو (۳۷)	$NP_i^{(3)}=\frac{\sqrt{\sum\left(r^*_{ij}-\bar{r}^*_{i.}\right)^2/n}}{\bar{r}_{i.}}$ و $NP_i^{(4)}=\frac{2}{n(n-1)}\left[\sum_{j=1}^{n-1}\sum_{[j'=j+1]}^{n}\left\|r^*_{ij}-r^*_{ij'}\right\|/\bar{r}_{i.}\right]$
درصد سازگاری PA (استپیره و همکاران (۳۵))	درصد تجمعی محیطی کسب شده برای هر ژنوتیپ تعیین می‌شود. برای این کار تعداد محیط‌هایی که ژنوتیپ موردنظر رتبه‌ای بهتر از میانگین رتبه ژنوتیپ‌ها داشته بر تعداد کل محیط‌ها تقسیم شده و در
میانگین و انحراف معیار رتبه (هان، ۱۳)	رتبه هر ژنوتیپ بر اساس عملکرد دانه در هر محیط محاسبه و میانگین رتبه و انحراف معیار رتبه‌های به‌دست‌آمده برای هر ژنوتیپ تعیین می‌شود.
معیار برتری ناپارامتری (فوکس و همکاران (۱۱))	در این روش رتبه‌بندی بر اساس عملکرد ژنوتیپ‌ها در هر مکان است. بر اساس درصد قرارگیری ژنوتیپ‌ها در بالا، متوسط و پایین، معیارهای Top، Mid و Low توصیف می‌شود. هرچه میزان آماره Top یک ژنوتیپ بیشتر باشد، پایدارتر است.
مجموع رتبه کنگ (کنگ (۱۶))	حاصل جمع رتبه حاصل از میانگین عملکرد ژنوتیپ‌ها و رتبه حاصل از واریانس پایداری شوکلا را مجموع رتبه گویند. مقدار پایین این آماره معرف پایداری بیشتر ژنوتیپ‌ها است.

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۴. روش‌های ناپارامتری آزمون وجود اثر متقابل ژنوتیپ و محیط ضربی و غیرضربی

نوع آزمون	درجه آزادی	ژنوتیپ X^2	درجه آزادی	محیط X^2	درجه آزادی	اثر متقابل X^2
آزمون‌های غیر ضربی (افزایشی)						
بردنکمپ	۱۹	۱۶/۸۷^{ns}	۱۹	۱۴۱۴/۰۳**	۳۶۱	۱۰۵۳۷/۴۵**
هیلدبراند	۱۹	۲۷۸/۵۹**	۱۹	۱۴۰۶/۴۸**	۳۶۱	۱۵۸۷/۰۳**
کوبینگر	۱۹	۴۹/۲۱**	۱۹	۱۶۱۱/۵۹**	۳۶۱	۱۸۱/۸۸^{ns}
آزمون ضربی (غیرافزایشی)						
دیکرون – واندرلان	۱۹	۱۰۴/۵۸**	۱۹	۰	۳۶۱	۵۱۲/۰۰**

** و ns: به‌ترتیب معنی‌دار در سطح احتمال یک درصد و عدم وجود اختلاف معنی‌دار

جدول ۵. رتبه، میانگین رتبه، انحراف معیار رتبه و آماره درصد سازگاری (PA) ژنوتیپ‌های گندم دوروم استفاده شده در ۲۰ محیط مورد پژوهش

ژنوتیپ/ محیط	$\overline{R}$	S_R	PA
۱	۹/۶۰	۶/۱۷	۵۵
۲	۱۲/۲۵	۵/۹۶	۳۵
۳	۱۱/۹۰	۵/۴۸	۴۰
۴	۹/۸۵	۴/۹۲	۵۵
۵	۹/۱۵	۵/۰۹	۶۰
۶	۱۳/۵۵	۵/۶۰	۱۵
۷	۱۱/۲۰	۶/۴۴	۴۵
۸	۸/۴۵	۵/۵۵	۵۵
۹	۷/۵۰	۴/۴۸	۷۰
۱۰	۴/۶۵	۴/۵۶	۹۰
۱۱	۱۰/۴۰	۵/۴۲	۴۵
۱۲	۶/۷۵	۴/۵۶	۸۵
۱۳	۱۳/۶۵	۴/۹۱	۲۵
۱۴	۱۳/۳۰	۴/۹۱	۲۰
۱۵	۱۱/۱۵	۶/۲۳	۵۰
۱۶	۱۲/۱۰	۵/۳۴	۳۰
۱۷	۱۰/۵۰	۴/۹۳	۴۰
۱۸	۱۰/۱۰	۵/۶۷	۴۵
۱۹	۱۲/۴۵	۵/۴۴	۳۰
۲۰	۱۱/۵۰	۶/۲۷	۴۵

www.SID.ir

Archive of SID

در رده‌های بعدی قرار گرفتند. درصد سازگاری ژنوتیپ‌ها با محاسبه نسبت تعداد محیط‌هایی که ژنوتیپ موردنظر عملکرد دانه بیشتر از میانگین عملکرد دانه ژنوتیپ‌ها در آن محیط را داشت، به تعداد کل محیط‌ها به‌دست می‌آید (۳۵). نتایج این پژوهش نشان داد که ژنوتیپ‌های ۱۰ و ۱۲ به‌ترتیب با اختصاص ۹۰ و ۸۵ درصد سهم محیطی، با استفاده از این شاخص به‌عنوان سازگارترین ژنوتیپ‌ها انتخاب شدند. ژنوتیپ ۹ با ۷۰ درصد سهم محیطی در رتبه سوم سازگارترین ژنوتیپ قرار گرفت. کایا و تورکوز (۲۰) از این سه روش برای تعیین پایداری ژنوتیپ‌های گندم دوروم در ترکیه استفاده کردند و گزارش کردند که شاخص درصد سازگاری (PA) همبستگی مثبت و معنی‌داری با شاخص‌های میانگین و انحراف معیار رتبه نشان می‌دهد. مرتضویان و عزیزی‌نیا (۲۷) علاوه‌بر استفاده از روش‌های میانگین و انحراف معیار رتبه، این دو شاخص را بر اساس عملکرد تصحیح شده، تصحیح کردند و دو شاخص جدید را معرفی کردند. هر چند، نتایج به‌دست آمده از این دو شاخص جدید تقریباً مشابه روش‌های تصحیح نشده قبلی بود.

روش‌های ناپارامتری نصار و هان (۲۹)، هان (۱۳) و مجموع رتبه کنگ (۱۶)

ابتدا داده‌های عملکرد دانه ژنوتیپ‌های گندم دوروم بر اساس اختلاف عملکرد دانه ژنوتیپ iام در محیط jام ($\overline{X}_{ij}$) با میانگین عملکرد ژنوتیپی ($\overline{X}_{i.}$) تصحیح شد و سپس به داده‌ها در هر محیط رتبه داده شد (جدول درج نشده است). رتبه‌های تصحیح شده ژنوتیپی در محیط‌ها نشان داد که ژنوتیپ شماره ۹ در مجموع بالاترین میانگین نمره‌ها را در ۲۰ محیط مختلف به خود اختصاص داد، اما ژنوتیپ ۱۳ کمترین میانگین نمره‌ها را داشت. چهار آماره پایداری ناپارامتری که توسط نصار و هان (۲۹) و هان (۱۳) بیان شد، برای هر ژنوتیپ در بیست محیط محاسبه شدند (جدول ۶). نتایج به‌دست آمده از محاسبه آماره‌های ناپارامتری مختلف نشان داد که ژنوتیپ‌های ۱۷، ۱۶، ۱۴، ۴، ۵ و ۱۰ دارای کمترین مقادیر $S_i^{(1)}$ و $S_i^{(2)}$ بودند و بنابراین به‌عنوان پایدارترین ژنوتیپ‌ها در این روش معرفی شدند. البته به‌دلیل عملکرد پایین ژنوتیپ‌های ۱۴ و ۱۶، این ژنوتیپ‌ها از لیست ژنوتیپ‌های پایدار و با عملکرد مطلوب حذف شدند. ژنوتیپ‌های دارای مقادیر $S_i^{(1)}$ کمتر از میانگین ($E(S_1) = ۶/۷۰$) در گروه ارقام پایدار و مقادیر بیش‌تر از امید ریاضی $S_i^{(1)}$ در گروه ژنوتیپ‌های ناپایدار قرار می‌گیرند (۲۰، ۲۷، ۲۹، ۳۱ و ۳۳). در مورد $S_i^{(2)}$ هم وضعیت به همین صورت است و ژنوتیپ‌های دارای مقادیر کمتر از ۳۳/۳۶ در گروه ژنوتیپ‌های پایدار قرار می‌گیرند. با توجه به مقادیر واریانس و میانگین (امید ریاضی) این دو آماره در جدول ۶ و همچنین با محاسبه ضریب تغییرات آنها می‌توان گفت که دقت آماره‌ی $S_i^{(1)}$ از آماره $S_i^{(2)}$ بیشتر است. زیرا، بر اساس روابط ریاضی محاسباتی این دو آماره، امید ریاضی و واریانس $S_i^{(1)}$ همیشه کوچک‌تر از امید ریاضی و واریانس آماره $S_i^{(2)}$ است و در نتیجه احتمال معنی‌دار شدن آن هم بیشتر است (۹، ۲۹ و ۳۱). نصار و هان (۲۹) با استفاده از آزمون کای اسکور و برای آزمون پایداری بین ژنوتیپ‌ها، مقادیر Z_1 و Z_2 را به‌صورت انفرادی و تجمعی برای هر ژنوتیپ و مجموع ژنوتیپ‌ها محاسبه کردند و مقدار Z به‌دست آمده را با کای سکور Z جدول در سطوح احتمال پنج و یک درصد مقایسه کردند. فرض صفر در این آزمون برابری پایداری کلیه ژنوتیپ‌ها و فرض مخالف آزمون تفاوت معنی‌دار در پایداری ژنوتیپ‌ها بود. مقادیر Z_1 و Z_2 کلیه ژنوتیپ‌ها در سطح احتمال پنج درصد معنی‌دار نشد و این نشان از عدم تفاوت معنی‌دار بین سطوح پایداری ژنوتیپ‌های گندم دوروم بود. مقادیر مجموع Zها نیز از مقادیر کای اسکور جدول کمتر بود که مشابه با نتیجه گرفته شده از داده‌های انفرادی Z است. ژنوتیپ‌های دارای کمترین مقادیر $S_i^{(1)}$، $S_i^{(2)}$، $S_i^{(3)}$ و $S_i^{(6)}$ دارای پایداری عملکرد بالایی هستند (۲۱). نتایج پژوهش‌های هان و لئون (۱۴) و چلیک و

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۶. برآورد آماره‌های ناپارامتری نصار و هان (۲۹)، هان و نصار (۱۵) و کنگ (۱۶)

ژنوتیپ	میانگین عملکرد (کیلوگرم در هکتار)	میانگین رتبه تصحیح شده	$S_i^{(1)}$	Z_1	$S_i^{(2)}$	Z_2	$S_i^{(3)}$	$S_i^{(6)}$	R-Sum
۱	۳۲۶۴	۱۲/۰۰	۷/۰۷	۰/۳۴	۳۷/۱۶	۰/۳۱	۷۵/۲۹	۱۱/۰۴	۲۳
۲	۳۰۹۸	۹/۶۵	۶/۹۰	۰/۱۲	۳۵/۱۹	۰/۰۸	۵۵/۱۶	۸/۲۰	۲۸
۳	۳۰۷۴	۹/۰۰	۷/۱۹	۰/۵۵	۳۸/۱۱	۰/۴۷	۴۷/۸۸	۸/۲۲	۳۱
۴	۳۲۳۱	۱۰/۴۵	۶/۴۲	۰/۱۰	۳۰/۱۶	۰/۱۹	۴۶/۷۶	۸/۰۲	۱۱
۵	۳۲۰۳	۹/۷۰	۶/۳۶	۰/۱۶	۳۰/۲۲	۰/۱۹	۵۳/۸۳	۸/۹۵	۱۶
۶	۳۰۶۶	۱۰/۵۰	۶/۶۸	۰/۰۰	۳۲/۷۹	۰/۰۰	۴۳/۹۱	۶/۸۶	۳۱
۷	۳۱۵۳	۱۰/۰۵	۷/۶۲	۱/۷۵	۴۲/۸۹	۱/۸۷	۷۰/۲۹	۱۰/۱۴	۲۳
۸	۳۲۳۹	۱۰/۴۵	۶/۶۳	۰/۰۰	۳۲/۰۵	۰/۰۳	۶۹/۲۲	۱۱/۳۷	۱۳
۹	۳۴۰۴	۱۳/۰۵	۷/۱۰	۰/۳۸	۳۷/۸۴	۰/۴۲	۵۰/۸۰	۱۰/۰۰	۱۸
۱۰	۳۴۷۰	۱۲/۱۰	۶/۵۳	۰/۰۳	۳۰/۹۴	۰/۱۱	۸۴/۸۵	۱۳/۵۳	۱۰
۱۱	۳۲۰۷	۱۰/۵۵	۶/۹۵	۰/۱۷	۳۴/۷۹	۰/۰۵	۵۳/۷۳	۸/۹۶	۱۱
۱۲	۳۳۴۳	۱۱/۳۰	۶/۲۹	۰/۲۴	۲۹/۰۶	۰/۳۵	۵۸/۶۳	۱۰/۵۲	۱۸
۱۳	۲۹۹۵	۷/۶۵	۶/۸۴	۰/۰۷	۳۷/۵۰	۰/۳۶	۳۳/۵۹	۶/۰۳	۳۸
۱۴	۳۰۷۳	۱۰/۲۰	۶/۲۰	۰/۳۸	۲۷/۹۶	۰/۵۶	۳۴/۴۵	۵/۷۳	۱۹
۱۵	۳۲۵۲	۱۲/۸۰	۷/۰۲	۰/۲۶	۳۶/۵۹	۰/۲۲	۶۶/۲۴	۹/۶۵	۲۵
۱۶	۳۱۴۳	۱۰/۱۰	۶/۰۲	۰/۷۴	۲۶/۷۳	۰/۸۶	۴۴/۷۸	۷/۴۴	۲۳
۱۷	۳۲۰۰	۱۰/۵۰	۵/۵۳	۲/۳۷	۲۳/۳۲	۱/۹۹	۴۳/۹۰	۷/۲۴	۱۶
۱۸	۳۲۲۲	۱۰/۷۵	۶/۸۱	۰/۰۵	۳۴/۰۹	۰/۰۱	۶۰/۵۷	۹/۱۳	۱۶
۱۹	۳۰۸۹	۹/۵۵	۶/۶۱	۰/۰۰	۳۱/۸۴	۰/۰۴	۴۵/۲۲	۷/۷۲	۱۹
۲۰	۳۱۲۰	۹/۶۵	۷/۱۸	۰/۵۴	۳۸/۰۳	۰/۴۶	۶۴/۹۶	۹/۴۸	۳۱
			$\sum Z_2 = 8/58$			$\sum Z_1 = 8/23$			

سطح احتمال = 0/05	μ= 3192 Kg.ha^{-1}	$E(S_2) = 33/36$	$E(S_1) = 6/70$
X^2 =31/41 برای مجموع Z_1 و Z_2	X^2= 9/14 برای Z_1 و Z_2	$Var(S_2) = 22/42$	$Var(S_1) = 0/23$

همکاران (۲۱) نشان داد که بین $S_i^{(1)}$ و $S_i^{(2)}$ همبستگی بسیار بالایی وجود دارد، حتی وقتی که از عملکرد تصحیح نشده برای نمره‌دهی استفاده شود. معمولاً نمره‌های ژنوتیپی به‌دست آمده از عملکرد تصحیح‌شده و تصحیح‌نشده باهم متفاوتند و همبستگی متوسط تا ضعیفی بین این دو نوع نمره‌دهی وجود دارد. در پژوهش‌های مشابه دیگری محمدی و همکاران (۲۴) و کایا و تورکوز (۲۰) نشان دادند که همبستگی بالایی بین هر چهار شاخص ناپارامتری $S_i^{(1)}$، $S_i^{(2)}$، $S_i^{(3)}$ و $S_i^{(6)}$ وجود دارد. درحالی‌که، نتایج آکورا و کایا (۵) نشان داد که بین نتایج $S_i^{(1)}$ و $S_i^{(2)}$ با $S_i^{(3)}$ و $S_i^{(6)}$ همبستگی وجود ندارد و بیشترین همبستگی بین $S_i^{(1)}$ و $S_i^{(2)}$ وجود دارد. تمسژن و همکاران (۳۶) در تحقیقی گزارش کردند که همبستگی بسیار بالایی بین دو آماره‌ی $S_i^{(3)}$ و $S_i^{(6)}$ وجود دارد.

نتایج به‌دست آمده از این تحقیق مطابق با نتایج تمسژن و همکاران (۳۶) نشان داد که آماره‌های $S_i^{(3)}$ و $S_i^{(6)}$ دارای همبستگی بالایی با همدیگر هستند. بنا به گزارش هان و لئون (۱۴) و کریمی‌زاده و همکاران (۱۹) به چند دلیل $S_i^{(1)}$ بر $S_i^{(2)}$ برتری دارد. این پارامتر خیلی راحت محاسبه می‌شود و تفسیر واضح و آشکاری دارد (میانگین مطلق نمره اختلاف بین محیط‌ها) و علاوه بر این آزمون مناسبی برای

www.SID.ir

Archive of SID

نشان‌دادن معنی‌داری است. نتایج به‌دست آمده از آماره‌های $S_i^{(3)}$ و $S_i^{(6)}$ که توسط هان (۱۳) ارائه شدند نیز مشابه با دو آماره قبلی تفسیر می‌شوند. مقادیر ژنوتیپی کمتر نشان‌دهنده پایداری بیشتر ژنوتیپ است. در این تحقیق ژنوتیپ‌های ۱۳ و ۱۴ دارای کمترین مقادیر آماره‌های $S_i^{(3)}$ و $S_i^{(6)}$ بودند. بنابراین، به‌عنوان ژنوتیپ‌های پایدار انتخاب شدند. با توجه به اینکه هر دو ژنوتیپ دارای میزان عملکرد دانه کمتر از میانگین عملکرد کل ژنوتیپ‌ها بودند، بنابراین ژنوتیپ‌های قرار گرفته در رتبه‌های بعدی بایستی به‌عنوان ژنوتیپ‌های پایدار انتخاب شوند. ژنوتیپ‌های ۴ و ۱۷ با عملکرد دانه متوسط به‌عنوان ژنوتیپ‌های پایدار و با عملکرد مطلوب در این دو روش انتخاب شدند. با توجه به نتایج به‌دست آمده از این چهار آماره، می‌توان نتیجه‌گیری کرد که آماره‌های $S_i^{(1)}$ و $S_i^{(2)}$ مناسب برای انتخاب ژنوتیپ‌های پایدار با پتانسیل عملکرد بالا برای کشت در مناطق پربازده است و به عبارت دیگر اگر هدف انتخاب ژنوتیپ‌های مطلوب برای کشت در مناطق با سازگاری اختصاصی باشد، بهتر است از این دو آماره استفاده شود. اما اگر هدف اصلاح‌گر انتخاب و معرفی یک یا چند ژنوتیپ پایدار با عملکرد متوسط و قابل قبول برای کلیه مناطق اعم از کم‌بازده و پربازده باشد، بهتر است از آماره‌های $S_i^{(3)}$ و $S_i^{(6)}$ استفاده شود. مجموع رتبه حاصل از میانگین عملکرد ژنوتیپ‌ها و رتبه حاصل از واریانس پایداری شوکلا، عدد مربوط به آماره مجموع رتبه کنگ (۱۹۸۸) را فراهم می‌کند. نتایج به‌دست آمده از روش مجموع رتبه کنگ نشان می‌دهد که ژنوتیپ‌های ۱۰، ۱۱ و ۴ به‌ترتیب با مجموع رتبه ۱۰، ۱۱ و ۱۱ به‌عنوان پایدارترین ژنوتیپ‌ها و ژنوتیپ ۱۳ با بیشترین مجموع رتبه به عنوان ناپایدارترین ژنوتیپ در این روش شناخته شدند. این روش برای تعیین پایداری محصولات مختلف در پژوهش‌های زیادی به‌کار رفته است (۴، ۵، ۲۱، ۲۴، ۲۶، ۲۷ و ۳۹). در پژوهش آکورا و کایا (۵) این آماره فقط با آماره‌های ناپارامتری $S_i^{(1)}$ و $S_i^{(2)}$ همبستگی نشان داد و با دیگر آماره‌های پایداری همبستگی معنی‌داری نشان نداد.

روش‌های ناپارامتری تنارازو (۳۷) و فوکس و همکاران (۱۱)

بر اساس اولین آماره ناپارامتری تنارازو (NP1)، ژنوتیپ‌های ۱۷، ۱۴، ۱۲ و ۱۰ با دارا بودن کمترین میزان این آماره به‌عنوان ژنوتیپ‌های پایدار و ژنوتیپ‌های ۷ و ۱۵ با دارا بودن بیشترین مقدار آماره‌ی NP1 به‌عنوان ژنوتیپ‌های ناپایدار در این روش معرفی شدند (جدول ۷). بر اساس آماره دوم تنارازو (NP2)، ژنوتیپ‌های ۱۴، ۱۶ و ۱۷ با دارا بودن کمترین میزان این آماره به‌عنوان ژنوتیپ‌های پایدار و ژنوتیپ ۱۰ با دارا بودن بیشترین مقدار آماره NP2 به‌عنوان ناپایدارترین ژنوتیپ در این روش معرفی شدند (جدول ۷). بر اساس نتایج آماره‌های سوم و چهارم، ژنوتیپ‌های ۶، ۱۷، ۱۴، ۱۳ و ۱۹ با دارا بودن کمترین میزان این آماره به‌عنوان ژنوتیپ‌های پایدار و ژنوتیپ‌های ۹ و ۱۰ با دارا بودن بیشترین مقدار این آماره‌ها به‌عنوان ژنوتیپ‌های ناپایدار در این دو روش معرفی شدند (جدول ۷). همان‌طور که ملاحظه می‌شود، نتایج سه آماره NP2، NP3 و NP4 کاملاً مشابه هم بوده و ژنوتیپ‌هایی را به‌عنوان ژنوتیپ پایدار معرفی کردند که میانگین عملکرد پایینی داشتند و به عبارت دیگر این آماره‌ها با عملکرد رابطه مثبتی نداشته و ژنوتیپ‌هایی با عملکرد بالا را به‌عنوان ژنوتیپ‌های ناپایدار معرفی می‌کند.

در پژوهش‌های صباغ‌نیا و همکاران (۳۱)، محمدی و همکاران (۲۴)، عبداللهی و همکاران (۱)، عبادی صغرلو و همکاران (۹) و نوروزی و عبادی (۳۰) همبستگی بالایی بین چهار آماره ناپارامتری تنارازو (۳۷) وجود داشت که با توجه به تفاوت آماره NP1 با سه آماره‌ی دیگر در این تحقیق، نتایج این تحقیق را تأیید نمی‌کند. فرشادفر و همکاران (۱۰) گزارش کردند که همبستگی آماره NP1 با سایر آماره‌ها بسیار پایین و در سطح احتمال پنج درصد معنی‌دار نبود. سه آماره دیگر دارای همبستگی بالایی با یکدیگر بودند که این نتایج کاملاً با

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۷. آماره‌های ناپارامتری تنارازو (۳۷) و فوکس و همکاران (۱۱)

شماره ژنوتیپ	میانگین عملکرد (کیلوگرم در هکتار)	NP1	NP2	NP3	NP4	Top	Mid	Low
۱	۳۲۶۴	۵/۱۰۰	۰/۵۶۷	۰/۶۱۹	۰/۷۳۷	۳۵	۳۵	۳۰
۲	۳۰۹۸	۴/۷۵۰	۰/۳۵۲	۰/۴۷۲	۰/۵۶۳	۳۰	۲۰	۵۰
۳	۳۰۷۴	۵/۲۰۰	۰/۴۷۳	۰/۵۰۶	۰/۶۰۴	۳۰	۳۰	۴۰
۴	۳۲۳۱	۴/۶۵۰	۰/۴۸۹	۰/۵۴۳	۰/۶۵۱	۲۰	۵۰	۳۰
۵	۳۲۰۳	۴/۶۰۰	۰/۵۱۱	۰/۵۸۶	۰/۶۹۵	۳۰	۴۰	۳۰
۶	۳۰۶۶	۴/۹۰۰	۰/۳۶۳	۰/۴۱۲	۰/۴۹۳	۱۵	۳۵	۵۰
۷	۳۱۵۳	۵/۶۵۰	۰/۴۳۵	۰/۵۷۰	۰/۶۸۰	۳۰	۲۰	۵۰
۸	۳۲۳۹	۴/۶۵۰	۰/۵۱۷	۰/۶۵۳	۰/۷۸۴	۴۰	۴۰	۲۰
۹	۳۴۰۴	۵/۲۵۰	۰/۶۵۶	۰/۷۹۹	۰/۹۴۷	۴۰	۵۵	۵
۱۰	۳۴۷۰	۴/۶۰۰	۱/۵۳۳	۱/۱۶۶	۱/۴۰۴	۸۰	۱۰	۱۰
۱۱	۳۲۰۷	۴/۹۵۰	۰/۴۱۳	۰/۵۵۳	۰/۶۶۹	۳۰	۴۰	۳۰
۱۲	۳۳۴۳	۴/۴۰۰	۰/۶۷۷	۰/۷۷۸	۰/۹۳۳	۵۰	۳۵	۱۵
۱۳	۲۹۹۵	۴/۷۵۰	۰/۳۶۵	۰/۴۳۷	۰/۵۰۱	۵	۵۰	۴۵
۱۴	۳۰۷۳	۴/۳۰۰	۰/۲۸۷	۰/۳۸۷	۰/۴۶۶	۱۵	۲۰	۶۵
۱۵	۳۲۵۲	۵/۳۰۰	۰/۵۰۵	۰/۵۲۹	۰/۶۳۰	۳۵	۲۵	۴۰
۱۶	۳۱۴۳	۴/۲۰۰	۰/۳۵۰	۰/۴۱۶	۰/۴۹۸	۲۰	۴۰	۴۰
۱۷	۳۲۰۰	۳/۷۰۰	۰/۳۲۲	۰/۴۴۸	۰/۵۲۶	۲۰	۶۰	۲۰
۱۸	۳۲۲۲	۴/۶۵۰	۰/۴۶۵	۰/۵۶۳	۰/۶۷۴	۳۰	۴۵	۲۵
۱۹	۳۰۸۹	۴/۸۵۰	۰/۳۴۶	۰/۴۴۲	۰/۵۳۱	۲۰	۳۰	۵۰
۲۰	۳۱۲۰	۵/۰۵۰	۰/۳۶۱	۰/۵۲۳	۰/۶۲۵	۲۵	۲۰	۵۵

نتایج این تحقیق همخوانی و مشابهت دارد. در تحقیق اکبرپور و همکاران (۴) نیز همبستگی دو آماره اول با همدیگر و دو آماره دوم هم با همدیگر بسیار بالا بود که تا حدود زیادی مطابق با نتایج به‌دست آمده از این تحقیق است. با توجه به نتایج آماره‌های هان و تنارازو مشخص است که مفاهیم پایداری در این روش‌ها بیشتر مبتنی بر مفاهیم بیولوژیکی و استاتیکی بوده و در این روش‌ها معمولاً ژنوتیپ‌هایی با عملکرد پایین به‌عنوان ژنوتیپ‌های پایدار معرفی می‌شوند. در عین‌حال، انتخاب ژنوتیپ‌های پایدار با توجه به مقدار عملکرد (بر اساس نمودار)، منجر به انتخاب ژنوتیپ‌هایی با پایداری بیشتر از نوع استاتیکی می‌شود.

شاخص ناپارامتری فوکس و همکاران (۱۱) دارای سه پارامتر Top، Mid و Low است. این شاخص ژنوتیپ‌ها را بر اساس پایداری و میزان عملکرد در سه گروه بالا، متوسط و پایین قرار می‌دهد. هرچه مقدار پارامتر Top یک ژنوتیپ بیشتر باشد، میزان پایداری و مطلوبیت آن نیز بیشتر است. نتایج به‌دست آمده از عملکرد ژنوتیپ‌های گندم دوروم در ۲۰ محیط این پژوهش نشان داد که ژنوتیپ ۱۰ با میزان ۸۰ درصد Top، ۱۰ درصد Mid و ۱۰ درصد Low به‌عنوان مطلوب‌ترین ژنوتیپ در این پژوهش بود. ژنوتیپ ۱۲ نیز با دارا بودن ۵۰ درصد Top، ۳۵ درصدMid و ۱۵ درصد Low در رده بعدی قرار گرفت. ژنوتیپ ۹ با داشتن ۴۰ درصد Top، ۵۵ درصد Mid و ۵ درصد Low به‌عنوان سومین ژنوتیپ پایدار و مطلوب از نظر روش ناپارامتری فوکس و همکاران (۱۱) قرار گرفت. البته میزان شاخص Top ژنوتیپ هشت برابر ۴۰ درصد بود ولی به‌دلیل کمتر بودن شاخص Mid آن نسبت به ژنوتیپ ۹، این ژنوتیپ در جایگاه چهارم مطلوب‌ترین ژنوتیپ‌های این پژوهش قرار گرفت (جدول ۷). نامطلوب‌ترین و در واقع ناپایدارترین

www.SID.ir

Archive of SID

ژنوتیپ در این روش با اختصاص میزان بالای شاخص Low (۶۵ درصد)، ژنوتیپ ۱۴ بود که دارای متوسط عملکرد پایینی بود و بعد از این ژنوتیپ، رقم دهدشت با دارا بودن ۵۵ درصد Low به‌عنوان دومین ژنوتیپ ناپایدار از نظر شاخص فوکس و همکاران (۱۱) معرفی شد. محمدی و همکاران (۲۴ و ۲۶)، در دو پژوهش جداگانه از شاخص Top برای ارزیابی ژنوتیپ‌های گندم دوروم، گندم نان، جو و گلرنگ استفاده کردند و نتایج این دو پژوهش حاکی از وجود همبستگی مثبت و معنی‌دار بین شاخص Top و آماره‌های تنارازو (۳۷) و هان (۱۳) بود. فرشادفر و همکاران (۱۰)، مرتضویان و عزیزی‌نیا (۲۷) گزارش کردند که شاخص Top همبستگی معنی‌داری فقط با میانگین عملکرد دانه و میانگین رتبه داشته و با سایر آماره‌های ناپارامتری همبستگی نشان نداد. همبستگی بین روش‌های مختلف ناپارامتری و شاخص Top در پژوهش‌های چلیک و همکاران (۲۱) و کایا و تورکوز (۲۰) روی داده‌های عملکرد دانه ژنوتیپ‌های گندم دوروم محاسبه شد.

در این تحقیق ژنوتیپ‌های ۱۰ و ۱۲ با دارا بودن عملکرد دانه مناسب، به‌عنوان پایدارترین ژنوتیپ‌ها معرفی شدند. استفاده از روش‌های پارامتری و ناپارامتری پایداری عملکرد در تحقیقات آینده، به‌عنوان مکمل روش‌های چندمتغیره نتایج مطلوب‌تری به‌دنبال خواهد داشت. در صورت استفاده از این روش‌ها سعی شود از روش‌های شاخص برتری، شاخص مطلوبیت، ضریب رگرسیون فینلی و ویلکینسون و آماره فریمن و پرکینز استفاده شود. در مورد روش‌های ناپارامتری هم آماره‌های $S_i^{(1)}$ و $S_i^{(3)}$ نصار و هان، آماره کنگ و NP1 تنارازو به‌دلیل همبستگی بیشتر با سایر آماره‌های پایداری توصیه می‌شود.

منابع مورد استفاده

1. Abdulahi, A., R. Mohammadi and S. S. Pourdad. 2007. Evaluation of safflower (*Carthamus spp.*) genotypes in multi-environment trials by nonparametric methods. *Asian Journal of Plant Sciences* 6(5): 827–832.
2. Adugna, W. and M. T. Labuschagne. 2003. Parametric and nonparametric measures of phenotypic stability in linseed (*Linum usitatissimum* L.). *Euphytica* 129: 211–218.
3. Aghaee Sarbarze, M., M. Dastfal, H. Farzadi, B. Andarzian, A. Shahbaz Pour Shahbazi, M. Bahari, and H. Rostami. 2012. Evaluation of durum wheat genotypes for yield and yield stability in warm and dry areas of Iran. *Seed and Plant Breeding Journal* 28(1): 315-325.
4. Akbarpour, O. A., H. Dehghani, B. Sorkheh Lalelu and M. S. Kang. 2016. A SAS macro for computing statistical tests for two-way table and stability indices of nonparametric method from genotype-by-environment interaction. *Acta Scientiarum Agronomy* 38(1): 35–50.
5. Akcura, M. and Y. Kaya. 2008. Nonparametric stability methods for interpreting G × E interaction of bread wheat genotypes (*Triticum aestivum* L.). *Genetic and Molecular Biology* 31(4): 906-913.
6. Bredenkamp, J. 1974. Nonparametriche prufung von wechsew-irkungen. *Psychology Beitrage* 16: 398–416.
7. CIMMYT. 2014. Wheat in Developing World. International Maize and Wheat Improvement Center. Mexico.
8. de Kroon, J. and P. Van Der Laan. 1981. Distribution free test procedures in two-way layouts: A concept of rank interaction. *Statatistica Neerlandica* 35: 189–213.
9. Ebadi Segherloo, A., S. H. Sabaghpour and H. Dehghani. 2008. Non-parametric measures of phenotypic stability in chickpea genotypes (*Cicer arietinum* L.). *Euphytica* 162(2): 221–229.
10. Farshadfar, E., S. H. Sabaghpour and H. Zali. 2012. Comparison of parametric and non-parametric stability statistics for selecting stable chickpea (*Cicer arietinum* L.) genotypes under diverse environments. *Australian Journal of Crop Science* 6(3): 514–524.
11. Fox, P. N., B. Skovmand, B. K. Thompson and H. J. Braun. 1990. Yield and adaptation of hexaploid spring triticale. *Euphytica* 47(1): 57–64.
12. Hildebrand, H. 1980. Asymptotosch verteilungsfreie rangtests in linearen modellen. *Medical Informatics Statistics* 17: 344–349.
13. Huhn, M. 1979. Beitrage zur Erfassung der phanotypischen stabilitat. I. Vorschlag einiger auf Ranginformationnen beruhenden stabilitatsparameter. *EDV in Medizin und Biologie* 10: 112–117 (In German).
14. Huhn, M. and J. Leon. 1995. Nonparametric analysis of cultivar performance trials: experimental results and

www.SID.ir

Archive of SID

comparison of different procedures based on ranks. *Agronomy Journal* 87: 627–632.
15. Huhn, M. and R. Nassar. 1989. On tests of significance for nonparametric measures of phenotypic stability. *Biometrics* 45: 997–1000.
16. Kang, M. S. 1988. A rank–sum method for selecting high-yielding, stable corn genotypes. *Cereal Research Communication* 16: 113–115.
17. Karimizadeh, R., M. Mohammadi, N. Sabaghnia and M. K. Shefazadeh. 2012. Using Huehn nonparametric stability statistics to investigate genotype-environment interaction. *Notulae Botanicae Horti Agrobotanici Cluj-Napoca* 40(1): 293-301.
18. Karimizadeh, R., M. Mohammadi, N. Sabaghnia, M. K. Shefazadeh, T. Hosseinpour and M. Armion. 2013. Exploring of genotype by environment interaction by nonparametric stability procedures. *Natura Montegrina* 12(1): 181-203.
19. Karimizadeh, R., M. Safikhani Nasimi, M. Mohammadi, F. Seyyedi, A. A. Mahmoodi and B. Rostami. 2008. Determining Rank and Stability of Lentil Genotypes in Rainfed Condition by Nonparametric Statistics. *Journal of Science and Technology of Agriculture and Natural Resources* 12(43): 93-102.
20. Kaya, Y. and M. Turkoz. 2016. Evaluation of genotype by environment interaction for grain yield in durum wheat using non-parametric stability statistics. *Turkish Journal of Field Crops* 21(1): 51–59.
21. Kilic, H., M. Akcura and H. Aktas. 2010. Assessment of parametric and non-parametric methods for selecting stable and adapted durum wheat genotypes in multi-environments. *Notulae Botanicae Horti Agrobotanici Cluj-Napoca* 38(3): 271–279.
22. Kubinger, K. D. 1986. A note on non-parametric tests for the interaction on two- way layouts. *Biometrical Journal* 28: 67–72.
23. Mohammadi, R. and A. Amri. 2008. Comparison of parametric and nonparametric methods for selecting stable and adapted durum wheat genotypes in variable environments. *Euphytica* 159: 419–432.
24. Mohammadi, R., A. Abdullahi, R. Haghparast, M. Aghaee and M. Rostaii. 2007. Nonparametric methods for evaluating of winter wheat genotypes in multi-environment trials. *World Journal of Agricultural Sciences* 3(2): 137–242.
25. Mohammadi, R., E. Farshadfar and A. Amri. 2016. Comparison of rank-based stability statistics for grain yield in rainfed durum wheat. *New Zealand Journal of Crop and Horticultural Science* 44(1): 25-40.
26. Mohammadi, R., M. Aghaee, R. Haghparast, S. S. Pourdad, M. Rostaii, Y. Ansari. A. Abdullahi and A. Amri. 2009. Association among non-parametric measures of phenotypic stability in four annual crops. *Middle Eastern and Russian Journal of Plant Science and Biotechnology* 3(Special Issue I): 20–24.
27. Mortazavian, S. M. M. and S. H. Azizzi nia. 2014. Nonparametric stability analysis in multi-environment trial of canola. *Turkish Journal of Field Crops* 19(1): 108–117.
28. Mut, Z., N. Aydin, H. O. Bayramoglu and H. Ozcan. 2009. Interpreting genotype × environment interaction in bread wheat (*Triticum aestivum* L.) genotypes using nonparametric measures. *Turkish Journal of Agriculture and Forestry* 33(2): 127–137.
29. Nassar, R. and M. Huhn. 1987. Studies on estimation of phenotypic stability: Test of significance for non-parametric measures of phenotypic stability. *Biometrics* 43: 45–53.
30. Noruzi, E. and A. Ebadi. 2015. Comparison of parametric and non-parametric methods for analyzing genotype × environment interactions in sunflower (*Helianthus annuus* L.) Inbred Lines. *Jordan Journal of Agricultural Sciences* 11(4): 959-979.
31. Sabaghnia, N., H. Dehghani and S. H. Sabaghpour. 2006. Nonparametric methods for interpreting genotype × environment interaction of lentil genotypes. *Crop Science* 46(3): 1100–1106.
32. Sabaghnia, N., M. Mohammadi and R. Karimizadeh. 2013. Interpreting genotype× environment interaction of beard wheat genotypes using different nonparametric stability statistics. *Agriculture and Forestry* 59(2): 21─35.
33. Sabaghnia, N., R. Karimizadeh and M. Mohammadi. 2012. The use of corrected and uncorrected nonparametric stability measurements in durum wheat multi-environmental trials. *Spanish Journal of Agricultural Research* 10: 722-730.
34. SAS Institute. 1996. SAS/STAT User's Guide, Second Edition. SAS Institute Inc., Cary, NC.
35. St-Pierre, C. A., H. R. Klinck and F. M. Gauthier. 1967. Early generation selection under different environments as it influences adaptation of barley. *Canadian Journal of Plant Science* 47: 507–517.
36. Temesgen, T., G. Kenenib, T. Seferaa and M. Jarso. 2015. Yield stability and relationships among stability parameters in faba bean (*Vicia faba* L.) genotypes. *The Crop Journal* 3(3): 258–268.
37. Thennarasu, K. 1995. On Certain Non–Parametric Procedures for Studying Genotype–Environment Interactions and Yield Stability. New Dehli, IN: PJ School; Iari.
38. Truberg, B. and M. Huhn. 2000. Contribution to the analysis of genotype by environment interactions: comparison of different parametric and nonparametric tests for interactions with emphasis on crossover interactions. *Journal of*

www.SID.ir

Archive of SID

Agronomy and Crop Science 185: 267–274.
39. Zarei Soltankohi, M. and M. Farshadfar. 2015. Evaluation of genotype × environment interaction in landraces of common wheat using non-parametric stability indicators. *Biological Forum–An International Journal* 7(1): 945–950.

www.SID.ir

Archive of SID

Journal of Crop Production and Processing
Vol. 9, No. 1, Spring 2019, Isfahan University of Technology, Isfahan, Iran

Identification of the Most Stable Durum Wheat Genotypes Using Nonparametric Yield Stability Statistics

R. Karimizadeh[1*], A. Asghari[2], O. Sofalian[2], K. Shahbazi[3], T. Hosseinpour[4], H. Ghojogh[5] and M. Armion[6]

(Received: April 4-2018; Accepted: July 4-2018)

Abstract

Durum wheat (*Triticum durum* desf.) is one of the most important cereal crops used to make pasta, macaroni and other foods. Understanding the complexity of the genotype × environment interaction (GEI) and its impact on determining the most stable genotypes, mega environments and other adaptation goals has been a special concern for the plant breeders. Various methods exist for the stability analysis of grain yields based on different sustainability concepts that can be grouped into parametric, nonparametric and multivariate methods. In this research, 20 genotypes of durum wheat (19 advanced genotypes and Dehdasht commercial variety) were evaluated in five regions during four years (2009-2013). Experiments were carried out in a randomized complete block design with four replications in each environment (year × location). Based on the results of grain yield stability assessment using 13 nonparametric methods in the methods of mean rank, standard deviation and adaptability percentage, genotypes 9, 10 and 12, in the methods of Nassar and Huhn and sum rank of Kang, genotypes 4, 5, 10, 11 and 17 and in the Thennarasu and Fox methods, genotypes 6, 9, 10, 12, 13 and 17 were selected as the most stable genotypes. Finally, based on summarizing the results of all methods genotypes 10 and 12 were selected as the most stable genotypes. According to the previous studies of the authors, it is suggested that in the next researches, in order to better evaluate the stability of genotypes, one of the sustainability methods such as AMMI, spatial regression or mixed models, along with nonparametric methods, must be considered.

Keywords: Stability, Durum Wheat, Nonparametric, Yield Trial, Rain-fed Conditions

1. Assistant Professor, Dryland Agricultural Research Institute, Agricultural Research, Education and Extension Organization (AREEO), Gachsaran, Iran
2. Professor, Department of Agronomy and Plant Breeding, Faculty of Agriculture and Natural Resources, University of Mohaghegh Ardabili, Ardabil, Iran
3. Instructor, Ardabil Agricultural and Natural Resources Research and Education Center, Agricultural Research, Education and Extension Organization (AREEO), Moghan, Iran
4. Assistant Professor, Lorestan Agricultural and Natural Resources Research and Education Center, Agricultural Research, Education and Extension Organization (AREEO), Khorramabad, Iran
5. Instructor, Golestan Agricultural and Natural Resources Research and Education Center, Agricultural Research, Education and Extension Organization (AREEO), Gonbad, Iran
6. Instructor, Ilam Agricultural and Natural Resources Research and Education Center, Agricultural Research, Education and Extension Organization (AREEO), Ilam, Iran

*: Corresponding Author, Email: r.karimizadeh@areeo.ac.ir

www.SID.ir