دانشگاه علوم کشاورزی و منابع طبیعی ساری
پژوهشنامه اصلاح گیاهان زراعی

ارزیابی تحمل به تنش کم آبی در برخی ارقام گندم و هیبریدهای آنها با استفاده از تجزیه تشخیص کانونیکی و بای پلات ژنوتیپ × صفت

محمد معتمدی[۱] و پرویز صفری[۲]

۱- گروه زراعت و اصلاح نباتات، واحد شوشتر، دانشگاه آزاد اسلامی، شوشتر، ایران، (نویسنده مسوول: motamedi555@gmail.com)
۲- باشگاه پژوهشگران جوان و نخبگان، واحد اهواز، دانشگاه آزاد اسلامی، اهواز، ایران
تاریخ دریافت: ۹۶/۷/۳ تاریخ پذیرش: ۹۷/۵/۱۶
صفحه: ۱۰۴ تا ۱۱۶

چکیده

روش‌های تجزیه تشخیص کانونیکی (CDA) در ترکیب با روش تجزیه خوشه‌ای و تجزیه بای پلات ژنوتیپ × صفت (GT) برای بررسی واکنش به تنش کم آبی ۹ رقم گندم برخوردار از درجات مختلف تحمل به تنش به همراه ۳۶ هیبرید F_1 حاصل از تلاقی دیالل جزئی بین آنها، با استفاده از شاخص‌های تحمل به تنش، در دو شرایط آبیاری و قطع آبیاری در زمان گرده‌افشانی مورد استفاده قرار گرفتند. تجزیه خوشه‌ای ژنوتیپ‌ها را به سه گروه تفکیک کرد و از نتایج آن به عنوان متغیر طبقه‌بندی برای انجام تجزیه تشخیص کانونیکی استفاده شد.اولین متغیر کانونیکی تحت تاثیر ضرایب زیاد برای شاخص تحمل به تنش (STI)، میانگین هارمونیک عملکرد (HM)، میانگین حسابی عملکرد (MP)، میانگین هندسی عملکرد (GMP)، عملکرد در شرایط نرمال (Yp) و عملکرد در شرایط تنش (Ys) بود. ضرایب کانونیکی شاخص‌های حساسیت به تنش (SSI) و شاخص تحمل (TOL) در دومین متغیر کانونیکی قابل توجه بودند. بنابراین متغیر کانونیکی اول، ژنوتیپ‌ها را بر اساس پتانسیل عملکرد و تحمل به تنش و دومین متغیر کانونیکی ژنوتیپ‌های متحمل به تنش را از حساس متمایز کرد. نمودار پراکنش دو متغیر کانونیکی معنی‌دار، سه گروه را متمایز کرد و تمام جفت فواصل ماهالانوبیس میان گروه‌ها معنی‌دار بودند. ژنوتیپ‌های گروه ۱ عملکرد بالایی در محیط‌های تنش و غیر تنش دارا بودند و ژنوتیپ‌های گروه ۳ تحمل به تنش بیشتر و حساسیت کمتری به تنش داشتند. برای شناسایی ژنوتیپ‌های متحمل و پر محصول در هر دو شرایط تنش و غیر تنش از تجزیه بای پلات GT بر اساس ترکیب دو شاخص STI و SSI استفاده شد و ژنوتیپ‌های برتر (قدس، بم، روشن، مغان و ...) که همزمان از پتانسیل عملکرد و تحمل به تنش بیشتری برخوردار هستند، معرفی شدند.

واژه‌های کلیدی: بای پلات ژنوتیپ × صفت، تجزیه تشخیص کانونیکی، شاخص‌های تحمل به تنش خشکی، گندم

مقدمه

تنش خشکی یکی از مهم‌ترین عوامل کاهش تولید محصول گندم در ایران است (۱۴). کاهش عملکرد نگرانی اصلی اصلاح‌گران است و بنابراین شاخص‌هایی که معیاری از تنش را بر اساس کاهش عملکرد تحت شرایط تنش در مقایسه با شرایط طبیعی فراهم می‌کنند برای غربال ژنوتیپ‌های متحمل استفاده می‌شوند. مقایسه عملکرد نسبی ژنوتیپ‌ها در شرایط تنش و غیر تنش را می‌توان به عنوان شاخصی مطلوب برای تصمیم‌گیری در مورد گزینش ژنوتیپ‌های متحمل به تنش در نظر گرفت (۳). برای متمایز کردن ژنوتیپ‌های متحمل به خشکی، چند شاخص گزینش بر اساس رابطه ریاضی بین محیط‌های غیر تنش و تنش پیشنهاد شده است.شاخص تحمل به تنش[۱] (TOL) توسط روزیله و هامبلین (۱۹) پیشنهاد شد و عبارت است از اختلاف عملکرد در شرایط نرمال (Yp) و تنش (Ys). مقادیر بالای TOL نشان‌دهنده حساسیت به تنش است. شاخص MP[۲]، میانگین عملکرد در هر دو محیط تنش و غیر تنش است (۱۹). همبستگی MP با Yp و Ys در اکثر آزمایشات مثبت بوده است و بنابراین گزینش بر اساس این شاخص متوسط عملکرد را در هر دو شرایط نرمال و تنش افزایش می‌دهد (۱۹). از آنجا که MP میانگین عملکرد در دو محیط نرمال و تنش است، به نظر می‌رسد گزینش بر اساس این پارامتر منجر به غربال ژنوتیپ‌های پر محصول در هر دو شرایط شود. میانگین هندسی عملکرد[۳] (GMP) بر خلاف MP به داده‌های استثنایی با مقادیر بسیار کم یا بسیار زیاد حساسیت چندانی نداشته و در شناسایی ژنوتیپ‌هایی با عملکرد زیاد در هر دو شرایط کاراتر است (۷). فیشر و مورر (۸) شاخص حساسیت به تنش[۴] (SSI) را پیشنهاد دادند. مقادیر کم SSI نشان‌دهنده تحمل بالاتر به تنش است. به عبارتی هر چه مقدار Ys و Yp نزدیکتر باشند، مقدار SSI کوچکتر و تحمل به تنش بیشتر است (۸). در بیشتر مطالعات SSI با TOL همبستگی مثبت نشان داده است و بنابراین می‌توان با استفاده از این شاخص و شاخص TOL ژنوتیپ‌های برخوردار از عملکرد خوب در محیط‌های تنش ولی دارای عملکرد ضعیف در محیط‌های نرمال را متمایز کرد (۷). کلارک و همکاران (۳) اظهار داشتند که SSI از ویژگی مطلوب برخوردار نیست و دارای محدودیت‌هایی در بررسی سازگاری ژنوتیپ‌ها به شرایط تنش است. SSI بین ژنوتیپ‌های با پتانسیل تحمل به تنش و ژنوتیپ‌هایی که از پتانسیل عملکرد کم برخوردار هستند تمایز قایل نیست و بنابراین کارایی این شاخص محدود است. ارزیابی ژنوتیپ‌ها بر اساس SSI، ژنوتیپ‌ها را صرف نظر از پتانسیل عملکرد آنها بر اساس تحمل و حساسیت تقسیم می‌کند. شاخص تحمل به تنش[۵] (STI) توسط فرناندز (۷) پیشنهاد شد. مقادیر بالای STI بیانگر تحمل زیاد به تنش و عملکرد بالقوه زیاد است. در میان شاخص‌های تحمل به تنش، مقدار بیشتر TOL و SSI نشان‌دهنده حساسیت نسبتاً بیشتر به تنش است. بنابراین مقدار کمتر TOL و SSI مطلوب هستند. گزینش بر اساس این دو معیار ژنوتیپ‌هایی با

1- Stress tolerance
2- Mean productivity
3- Geometric mean productivity
4- Stress susceptibility index
5- Stress tolerance index

[Downloaded from jcb.sanru.ac.ir on 2025-08-24]
[DOI: 10.29252/jcb.11.29.104]

پتانسیل عملکرد کم تحت شرایط غیر تنش و عملکرد زیاد تحت شرایط تنش را ممکن می‌سازد. از سوی دیگر، گزینش بر اساس STI و GMP ژنوتیپ‌هایی با تحمل به تنش بیشتر نتیجه می‌دهد (۷). گزینش بر اساس ترکیبی از شاخص‌ها ممکن است یک معیار بسیار مفیدتر برای بهبود تحمل به تنش فراهم کند. بنابراین می‌توان از روش‌هایی مثل تجزیه خوشه‌ای، تجزیه به مولفه‌های اصلی، تجزیه بای پلات و تجزیه تشخیص کانونیکی برای شناسایی ژنوتیپ‌های برتر در هر دو محیط تنش و غیر تنش استفاده کرد. تجزیه تشخیص کانونیکی[1] (CDA) ترکیبی از تجزیه به مولفه‌های اصلی و تجزیه همبستگی کانونیک است (۲۴). از تجزیه به مولفه‌های اصلی، ترکیبات خطی از متغیرهای اصلی که بیشترین تنوع کل را توجیه می‌کنند، ایجاد می‌شود. از همبستگی کانونیک، یک ارتباط خطی بین متغیرهای پیش‌بینی کننده و اندازه‌های معیار تعیین می‌شوند (۵). با توجه به یک متغیر طبقه‌بندی و چند متغیر کمّی، CDA متغیرهای کانونیکی را به دست می‌آورد. متغیرهای کانونیکی ترکیبات خطی از اندازه‌های کمّی اصلی هستند که دارای بیشترین همبستگی چندگانه ممکن با هر گروه هستند و این که بهترین خلاصه‌کننده تنوع بین گروهی هستند. ضرایب ترکیب خطی، ضرایب کانونیکی یا وزن‌های کانونیکی هستند. متغیرهای کانونیکی غیر پیوسته هستند حتی اگر صفات اندازه‌گیری شده بسیار همبسته باشند. در CDA تمایز گروه‌ها بر اساس همبستگی میان متغیرهای مستقل و روابط آنها با متغیر وابسته (متغیر طبقه‌بندی) است (۲۴). حداکثر همبستگی چندگانه، اولین همبستگی کانونیک نامیده می‌شود. دومین همبستگی کانونیک توسط پیدا کردن ترکیب خطی غیر پیوسته با اولین متغیر کانونیکی که از بالاترین همبستگی چندگانه با گروه‌ها برخوردار است، به دست می‌آید. فرآیند استخراج متغیرهای کانونیکی را می‌توان تا زمانی تکرار کرد که تعداد متغیرهای کانونیکی معادل تعداد متغیرهای اصلی یا تعداد کلاس‌ها منهای یک (هر کدام کمتر باشند) باشد.در CDA به عنوان یک روش آماری چند متغیره، تمام متغیرها به طور همزمان در تمایز گروه‌ها در نظر گرفته می‌شوند. CDA می‌تواند اثرات بین گروهی را از اثرات درون گروهی به وسیله حداکثر کردن تمایز میان گروه‌ها هنگامی که در مقابل تنوع درون گروهی آزمون می‌شوند، جدا کند (۱۸). پس از تعیین تنوع بین گروهی آماره فاصله ماهالانوبیس (D^2) را می‌توان به عنوان شاخصی از تفاوت بین گروه‌ها مورد استفاده قرار داد (۱۲). اطلاعات حاصل از CDA را سپس می‌توان برای گروه‌بندی جمعیت‌ها به زیر گروه‌های کوچکتر که مشابه یکدیگر هستند مورد استفاده قرار داد.

روش بای پلات GGE[2] در اصل برای تجزیه داده‌های آزمایش‌های چند محیطی پیشنهاد شد (۲۷) ولی به همان اندازه برای کلیه انواع داده‌های دو طرفه مانند ژنوتیپ × صفت (GT) قابل کاربرد است. ارزیابی ژنوتیپی باید بر اساس صفات متعددی باشد که به عنوان اهداف اصلاحی در نظر گرفته می‌شوند. داده‌های ژنوتیپ × صفت را می‌توان با استفاده از بای پلات GT به صورت گرافیکی مطالعه کرد. مدل بای پلات GT (۲۸) مشابه بای پلات GGE است با این تفاوت که داده‌ها باید مقیاس‌بندی شوند تا واحد صفات حذف شوند (۲۶). مقیاس‌بندی با استفاده از انحراف استاندارد (SD) صفت، رایج‌ترین روش مورد استفاده در تجزیه داده‌های چند صفت است. برای داده‌های تکراردار روش مقیاس‌بندی بر اساس SD و وزن داده شده با h (جذر وراثت‌پذیری) ترجیح داده می‌شود (۲۶).

سیّاح و همکاران (۲۱) با بررسی ۲۱ ژنوتیپ گندم تحت شرایط طبیعی و خشکی نشان دادند که مناسب‌ترین معیار تحمل تنش برای غربال ژنوتیپ‌ها میانگین تولید (MP)، میانگین هندسی (GMP) و شاخص تحمل تنش (STI) هستند و هنگامی که تنش شدید بود، شاخص حساسیت به تنش (SSI) مفیدترین شاخص در تمایز ژنوتیپ‌های مقاوم شناخته شد. CDA در ارزیابی تنوع ژنتیکی و صفاتی که تنوع ژنتیکی را بهتر توصیف می‌کنند در جمعیت‌های جنس ماشک مفید واقع شد (۲۹). هنشاو و همکاران (۱۰) از CDA برای توصیف کاربردی آرد واریته‌های لوبیا چشم بلبلی استفاده کردند و دو متغیر کانونیکی اول ۷۸ درصد تنوع بین گروهی را توجیه کردند و نمودار حاصل از مقادیر دو متغیر کانونیکی علاوه بر گروه‌بندی واریته‌ها به شناسایی متمایز کننده‌ترین صفات مرتبط با خصوصیات آرد کمک کرد. ریجز (۱۸) از تجزیه کانونیک برای گزینش درون یک جمعیت از جو بهاره استفاده کرد و پیشنهاد داد که این روش می‌تواند به عنوان یک روش جایگزین برای شاخص گزینش در زمانی که اختصاص وزن‌های اقتصادی مناسب به صفات دشوار است، استفاده شود. وایلای و فن سانتن (۲۴) نیز از CDA برای ارزیابی تنوع ژنتیکی درفسکیوی بلند (*Loliumarundinaceum*) استفاده کردند و تنوع ژنتیکی معنی‌داری بین گروه‌های سنی مشاهده کردند. راسیو و همکاران (۱۷) از تجزیه تشخیص برای شناسایی صفات فیزیولوژیکی که توانایی تمایز بین ژنوتیپ‌های گندم دوروم برای سازگاری با محیط‌های نیمه خشک را دارند، استفاده کردند و نشان دادند که تابعی مبتنی بر ۱۳ صفت مورفو فیزیولوژیکی برای تمایز ژنوتیپ‌ها به سه گروه سازگار، نیمه سازگار و غیر سازگار موثر بود. عبدولشاهی و همکاران (۲) برای معرفی معیار گزینش یکپارچه برای تحمل به تنش خشکی در برنامه‌های اصلاح گندم با استفاده از تجزیه تشخیص ۴۰ ژنوتیپ گندم را مورد ارزیابی قرار دادند و شاخص شامل ده صفت را برای استفاده در برنامه‌های اصلاحی پیشنهاد دادند. فرشادفر و همکاران (۶) و عبدی و طاهری مازندرانی (۱) از تجزیه بای پلات برای ارزیابی تحمل به تنش خشکی در گندم توسط شاخص‌های تحمل به تنش استفاده کردند و ژنوتیپ‌های برتر را معرفی کردند.

هدف از انجام این مطالعه، بکار گیری روش‌های تجزیه تشخیص کانونیکی و تجزیه بای پلات GT به منظور بررسی شاخص‌های تحمل به تنش برای شناسایی روابط میان شاخص‌ها و ارزیابی ژنوتیپ‌ها بر اساس استفاده همزمان از شاخص‌های تحمل به تنش است.

1- Canonical Discriminant Analysis

2- GGE biplot

[Downloaded from jcb.sanru.ac.ir on 2025-08-24]

[DOI: 10.29252/jcb.11.29.104]

مواد و روش‌ها

در این پژوهش به منظور بررسی واکنش ژنوتیپ‌های گندم به تنش کم آبی با استفاده از شاخص‌های تحمل به تنش، ۴۵ ژنوتیپ گندم نان بهاره به صورت آزمایش کرت‌های خرد شده در قالب طرح بلوک‌های کامل تصادفی با سه تکرار در سال ۱۳۹۴ در مزرعه پژوهشی دانشکده کشاورزی دانشگاه آزاد اسلامی واحد شوشتر ارزیابی شدند. تیمار آبیاری در کرت‌های اصلی شامل دو سطح (آبیاری و قطع آبیاری از زمان گرده افشانی) و ژنوتیپ‌ها در کرت‌های فرعی قرار گرفتند.این ژنوتیپ ها حاصل از تلاقی نه رقم گندم (ماهوتی، ارگ، بم، روشن، مغان، بهار، نوید، الوند و قدس) با درجات مختلف مقاومت و حساسیت به خشکی بودند که به صورت طرح دای آلل جزئی در سال ۱۳۹۳ تلاقی داده شده بودند. بذر ارقام والدی از بانک بذر موسسه تحقیقات اصلاح و تهیه نهال و بذر تهیه شدند.جهت تهیه بستر کشت، شخم نسبتاً عمیقی زده شد و سپس عملیات دیسک زنی اجرا شد. کرت‌های آزمایشی در ابعاد ۳ × ۳ متر ایجاد شدند. فاصله بین تکرارها ۱/۵ متر بود. در وسط هر کرت مزرعه‌ای یک راهرو برای ایجاد سهولت رفت و آمد و اندازه‌گیری در نظر گرفته شد و به این ترتیب هر کرت به دو قسمت برای کشت تقسیم شد. طول هر ردیف کشت ۱۱۰ سانتی‌متر بود که در آن ۱۲ بذر با فاصله ۱۰ سانتی‌متر کشت شدند. فاصله بین ردیف‌ها ۱۵ سانتی‌متر بود. در ابتدا و انتهای ردیف‌های کشت هر کرت ردیف‌هایی به عنوان حاشیه کشت شدند. عملیات کاشت به صورت دستی انجام شد. پس از کشت تا زمان گرده‌افشانی، آبیاری در هر دو شرایط تیمار آبیاری و قطع آبیاری به طور یکسان انجام شد. مقدار نیتروژن مورد نیاز گیاه از منبع اوره به مقدار ۲۰۰ کیلوگرم در هکتار استفاده شد. پخش کود همراه با آب آبیاری در طی دو مرحله انجام گرفت. همچنین ۱۰۰، ۵۰ و ۵۰ کیلوگرم در هکتار فسفات آمونیوم و سولفات پتاسیم و سولفات روی قبل از کاشت مصرف شد. وجین علف‌های هرز به دفعات مورد نیاز به صورت دستی انجام گرفت. برای اجرای صحیح نمونه‌برداری و حذف اثرات حاشیه‌ای، بوته‌های واقع در ردیف‌های ابتدایی و انتهایی هر کرت مزرعه‌ای و همچنین بوته‌های ابتدا و انتهای هر ردیف کشت در نظر گرفته نشدند و اندازه‌گیری‌ها برای عملکرد دانه (گرم در بوته) بر روی ۱۰ بوته از هر ردیف انجام گرفت. پس از آزمون نرمال بودن باقی‌مانده‌ها تجزیه واریانس (۹) با استفاده از برنامه آماری SAS 9.0 (۲۰) برای شناسایی تفاوت‌های معنی‌دار میان نسل‌ها برای عملکرد دانه انجام گرفت.

شاخص‌های تحمل به تنش خشکی با استفاده از روابط زیر برای تعداد ۳۶ هیبرید به همراه والدین محاسبه شدند:

رابطه ۱ (۸): $\mathrm{SSI}=\left[1-\left(Ys-Yp\right)\right]/\left[1-\left(\bar{Ys}-\bar{Yp}\right)\right]$

رابطه ۲ (۱۱): $\mathrm{MP}=\left(Yp+Ys\right)/2$

رابطه ۳ (۱۹): $\mathrm{TOL}=Yp-Ys$

رابطه ۴ (۷) $\mathrm{STI}=\left(Yp\times Ys\right)/\left(\bar{Yp}\right)^2$

رابطه ۵ (۷): $\mathrm{GMP}=\left(Yp\times Ys\right)^{1/2}$

رابطه ۶ (۲۲): $\mathrm{HM}=2\left(Yp\times Ys\right)/\left(Yp+Ys\right)$

که در آن Ys عملکرد دانه تحت شرایط تنش خشکی، Yp عملکرد دانه تحت شرایط غیر تنش، $\bar{Ys}$ و $\bar{Yp}$ به ترتیب میانگین عملکرد ژنوتیپ‌ها تحت شرایط تنش و غیر تنش هستند و $1-\left(\bar{Ys}-\bar{Yp}\right)$ شدت تنش است.

CDA معادل تجزیه همبستگی کانونیک (CCA) بین متغیرهای کمّی و یک مجموعه از متغیرهای موهومی کد شده از متغیر طبقه‌بندی است. در نمادگذاری پیش رو، متغیرهای موهومی با y و متغیرهای کمّی با x نشان داده می‌شوند. ماتریس واریانس کوواریانس نمونه‌ای کل برای x و y برابر است با:

رابطه ۷
$$S=\begin{bmatrix} S_{xx} & S_{xy} \\ S_{yx} & S_{yy} \end{bmatrix}$$

هنگامی که c تعداد گروه‌ها است، n_t تعداد مشاهدات در گروه t است و S_t ماتریس کوواریانس نمونه برای متغیرهای x در گروه t است، ماتریس کوواریانس تجمیع شده درون کلاسی برای متغیرهای x عبارت است از:

رابطه ۸
$$S_p=\frac{1}{\sum n_t-c}\sum\left(n_t-1\right)S_t$$

همبستگی‌های کانونیکی ρ_i، ریشه‌های دوم مقادیرویژه λ_i ماتریس زیر هستند:

رابطه ۹
$$S_p^{-1/2}S_{xy}S_{yy}^{-1}S_p^{-1/2}$$

با در نظر گرفتن V به عنوان ماتریس با بردارهای ویژه v_i که متناظر با مقادیر ویژه غیر صفر به عنوان ستون‌ها است، ضرایب کانونیکی خام به صورت زیر محاسبه می‌شوند:

رابطه ۱۰
$$R=S_p^{-1/2}V$$

ضرایب کانونیکی استاندارد شده درون کلاسی تجمیع شده عبارتند از:

رابطه ۱۱
$$P=\mathrm{diag}\left(S_p\right)^{1/2}R$$

و ضرایب کانونیکی استاندارد شده نمونه کل عبارتند از:

رابطه ۱۲
$$T=\mathrm{diag}\left(S_{xx}\right)^{1/2}R$$

با در نظر گرفتن X_c با متغیرهای x تصحیح شده به عنوان ستون‌ها، نمرات کانونیکی ممکن است به صورت یکی از موارد زیر محاسبه شوند:

[Downloaded from jcb.sanru.ac.ir on 2025-08-24]

[DOI: 10.29252/jcb.11.29.104]

$$X_c R$$
$$X_c \mathrm{diag}\left(S_p\right)^{-1/2} P$$
$$X_c \mathrm{diag}\left(S_{xx}\right)^{-1/2} T$$

رابطه ۱۳

برای آزمون‌های چند متغیره مبتنی بر $E^{-1}H$، E و H به صورت زیر محاسبه می‌شوند:
روابط ۱۴ و ۱۵

$$E = (n-1)\left(S_{yy} - S_{yx} S_{xx}^{-1} S_{xy}\right)$$
$$H = (n-1) S_{yx} S_{xx}^{-1} S_{xy}$$

که در آن n تعداد کل مشاهدات است.
تفاوت بین مقادیر مرکز دو گروه فاصله ماهالانوبیس D^2 است و به صورت زیر محاسبه می‌شود:
رابطه ۱۶

$$D^2 = \left(\bar{x}_1 - \bar{x}_2\right)' S^{-1} \left(\bar{x}_1 - \bar{x}_2\right)$$

که S^{-1} معکوس ماتریس واریانس کوواریانس نمونه تجمیع شده است و $\bar{x}_1$ و $\bar{x}_2$ بردارهای متناظر از اندازه‌گیری‌ها برای گروه‌های x_1 و x_2 هستند (۵).

تجزیه خوشه‌ای و تجزیه تابع تشخیص با نرم‌افزار SPSS 16.0 (۲۳) انجام شد. برای انجام تجزیه خوشه‌ای ابتدا ضریب فاصله بین ژنوتیپ‌ها از روش مربع فاصله اقلیدوسی محاسبه و سپس دندروگرام به روش Ward ترسیم شد. نقطه برش دندروگرام بر اساس نتایج تابع تشخیص تعیین شد. پس از برش دندروگرام، صحت گروه‌بندی اولیه به دست آمده از تجزیه خوشه‌ای با تابع تشخیص مورد ارزیابی قرار گرفت. تجزیه تشخیص کانونیکی و ترسیم نمودار پراکنش گروه‌ها بر اساس متغیرهای کانونیکی با نرم‌افزار SAS 9.0 (۲۰) انجام شد. رویه CANDISC[1] برای تجزیه تشخیص کانونیکی به کار گرفته شد.

مدل مورد استفاده برای تجزیه بای پلات GT عبارت از تجزیه به مولفه‌های اصلی تصحیح شده بر اساس میانگین صفتو استاندارد شده توسط انحراف استاندارد است:
رابطه ۱۷

$$\hat{Y}_{ij} - \mu - \beta_j / d_j = g_{i1} e_{1j} + g_{i2} e_{2j} + \varepsilon_{ij}$$

که در آن $\hat{Y}_{ij}$ مقدار مورد انتظار برای ژنوتیپiدر ترکیب با صفتj است؛ μ میانگین کل تمام ترکیب‌های ژنوتیپ× صفت ؛ β_j اثراصلی صفتj؛ g_{i1} و e_{1j} به ترتیب اثرهای اولیه برای ژنوتیپi و صفتj ؛ g_{i2} و e_{2j} به ترتیب اثرهای ثانویه برای ژنوتیپi و صفتj ؛ d_j انحراف استاندارد فنوتیپی در صفت jو ε_{ij} عبارت از مقدار باقی‌مانده توجیه نشده به وسیله اثرهای اولیه و ثانویه است. یک بای پلات به وسیله رسم g_{i1} در مقابل g_{i2} و e_{1j} در مقابل e_{2j} در یک نمودار پراکنش ایجاد می‌شود. برای به کار گیری معادله فوق رایج‌ترین روش، استفاده از تجزیه به مقادیر منفرد[2] (SVD) است:
رابطه ۱۸

$$\hat{Y}_{ij} - \mu - \beta_j / d_j = \lambda_1 \xi_{i1} \eta_{1j} + \lambda_2 \xi_{i2} \eta_{2j} + \varepsilon_{ij}$$

که در آن λ_1 و λ_2 به ترتیب مقادیر منفرد اولین و دومین مولفه اصلی بزرگ (PC1 و PC2) هستند. ξ_{i1} و ξ_{i2} به ترتیب بردارهای ویژه ژنوتیپi برای PC1 و PC2 و η_{1j} و η_{2j} به ترتیب بردارهای ویژه صفت j برای PC1 و PC2 هستند. این روش آماری توسط یان و کانگ (۲۷) و یان (۲۶) توصیف شده است. بای پلات‌های ارایه شده توسط نرم افزار GGEBiplot ایجاد شدند.

نتایج و بحث

تجزیه واریانس عملکرد دانه ژنوتیپ‌های مورد بررسی تحت دو شرایط آبیاری مطلوب و قطع آبیاری از زمان گرده افشانی نشان داد که تفاوت معنی‌داری بین ژنوتیپ‌ها برای عملکرد دانه وجود دارد و همچنین معنی‌داری اثر متقابل ژنوتیپ × تیمار آبیاری بیانگر واکنش متفاوت ژنوتیپ‌ها به تیمار آبیاری و تنش بود (جدول ۱). نتایج حاصل از مطالعه ضرایب همبستگی بین عملکرد در شرایط تنش و غیر تنش و شاخص‌های تحمل به تنش خشکی را می‌توان برای انتخاب مناسب‌ترین شاخص‌های تحمل به خشکی و گزینش ژنوتیپ‌ها به کار برد. عملکرد در هر دو شرایط همبستگی مثبت و معنی‌دار با MP، GMP، HM، STI و TOL نشان دادد (جدول ۲). مطلوب‌ترین شاخص گزینش ژنوتیپ‌های متحمل، شاخصی است که همبستگی نسبتاً زیادی با عملکرد دانه در هر دو شرایط داشته باشد. وجود همبستگی مثبت و معنی‌دار بین شاخص‌ها و عملکرد در هر دو شرایط به این معنی است که این شاخص‌ها برای ارزیابی تحمل به خشکی ژنوتیپ‌ها مطلوب هستند. روزیله و هامبلین (۱۹) نشان دادند که در اکثر آزمایشات مقایسه‌ای، همبستگی بین عملکرد و MP در هر دو شرایط مثبت است. مطابق این گزارش، گزینش بر اساس MP منجر به غربال ژنوتیپ‌های پر محصول در هر دو شرایط می‌شود. فرناندز (۷) نشان داد که حساسیت شاخص GMP به تفاوت بین Yp و Ys کمتر از MP است و بنابراین GMP توانایی بیشتری برای تفکیک ژنوتیپ‌ها در مقایسه با MP را دارد. مقادیر بیشتر STI نشان دهنده تحمل بیشتر به تنش است. STI به عنوان بهترین شاخص برای گزینش ژنوتیپ‌ها معرفی شد چرا که این شاخص قادر است ژنوتیپ‌های برخوردار از عملکرد زیاد در هر دو شرایط نرمال و تنش (گروه A) را از ژنوتیپ‌های گروه‌های B و C (به ترتیب عملکرد زیاد در شرایط نرمال و تنش) متمایز سازد (۷). زنگی (۳۰) گزارش کرد که مقدار بیشتر TOL معرف حساسیت بیشتر به تنش است و لذا مقدار کم این شاخص برای گزینش ژنوتیپ‌ها مطلوب است. هر قدر تفاوت بین Yp و Ys بیشتر باشد، مقدار TOL افزایش می‌یابد و بنابراین معرف حساسیت بیشتر است. TOL همبستگی متوسطی با Yp (۰/۴۸۲**) و همبستگی ناچیزی

1- CANDISC Procedure
2- Singular Value Decomposition

[Downloaded from jcb.sanru.ac.ir on 2025-08-24]
[DOI: 10.29252/jcb.11.29.104]

با Ys (۰/۱۹۶) داشت. بنابراین گزینش بر اساس TOL برای افزایش عملکرد در محیط تنش نتیجه‌بخش نیست و گزینش بر اساس TOL زمانی که محیط هدف غیرتنش باشد تا حدودی موفق خواهد بود. به طور کلی TOL برای تشخیص بهترین ژنوتیپ‌ها نا توان بود، زیرا این پارامتر تمایل به گزینش ژنوتیپ‌های با عملکرد کم دارد. SSI همبستگی منفی با Ys داشت (۰/۲۸۱-) و تقریباً فاقد همبستگی با Yp بود (۰/۰۲۳-). با توجه به این که مقادیر کم SSI مطلوب است، ژنوتیپ‌های برخوردار از SSI کم به عنوان متحمل به تنش در نظر گرفته می‌شوند زیرا این ژنوتیپ‌ها کاهش کمتری در عملکرد دانه تحت تنش نسبت به شرایط نرمال نشان می‌دهند. هرچند که SSI به طور گسترده‌ای توسط پژوهشگران برای شناسایی ژنوتیپ‌های حساس و متحمل مورد استفاده قرار گرفته است (۳، ۲۵) ولی شاخص SSI توانایی تمایز ژنوتیپ‌های با پتانسیل تحمل به تنش بیشتر و ژنوتیپ‌های دارای عملکرد کم را ندارد (۱۵). SSI بر اساس نسبت عملکرد هر ژنوتیپ تحت شرایط تنش به غیر تنش در مقایسه با این نسبت در کل ژنوتیپ‌ها ارزیابی می‌شود، بنابراین ژنوتیپ‌های با عملکرد کم یا زیاد می‌توانند از SSI یکسان در هر دو شرایط برخوردار باشند. ارزیابی ژنوتیپ‌ها بر اساس SSI مواد آزمایشی را صرف نظر از پتانسیل عملکرد آنها، بر اساس تحمل و حساسیت تقسیم می‌کند (۳). SSI کمتر از یکنشان‌دهنده تحمل زیاد به تنش است (۸). گزینش بر اساس ترکیبی از شاخص‌ها می‌تواند یک معیار بسیار مفیدتر برای بهبود تحمل به تنش گندم فراهم کند اما مطالعه ضرایب همبستگی در پیدا کردن درجه رابطه خطی بین دو صفت مفید است.

تجزیه خوشه‌ای ژنوتیپ‌ها را به سه گروه تفکیک کرد (شکل ۱) که گروه‌های ۱ تا ۳ به ترتیب شامل ۸، ۲۷ و ۱۰ ژنوتیپ بودند. به منظور بررسی صحت گروه‌بندی‌های به دست آمده از روش تجزیه خوشه‌ای، از تابع تشخیص استفاده شد که نتایج گروه‌بندی تابع تشخیص در جدول ۳ ارایه شده است. نتایج استفاده از تابع تشخیص نشان می‌دهد که در گروه‌های ۱ تا ۳ به ترتیب ۱۰۰٪، ۹۶/۳٪ و ۱۰۰٪ ژنوتیپ‌ها به طور صحیح گروه‌بندی شده‌اند. میزان موفقیت کل تابع تشخیص ۹۷/۸٪ بود. این میزان نشان می‌دهد که تابع تشخیص تا چه حد در گروه‌بندی یا تشخیص بین گروه‌ها موفق بوده است.

جدول ۱- تجزیه واریانس طرح کرت‌های خرد شده با طرح پایه بلوک‌های کامل تصادفی

Table 1. ANOVA for split plot design with randomized complete block design

منابع تغییر	درجه آزادی	میانگین مربعات
تکرار	۲	۱۷/۳۲^{ns}
تیمار آبیاری	۱	۷۴/۵۱*
خطای کرت اصلی	۲	۲/۴۷
ژنوتیپ	۴۴	۴۹/۰۷**
ژنوتیپ × تیمار آبیاری	۴۴	۱/۵۶*
ژنوتیپ × تکرار†	۸۸	۲/۱۱**
خطای کرت فرعی	۸۸	۰/۹۵
ضریب تغییرات (درصد)	۱۹/۳۹	

† به دلیل معنی‌داری اثر متقابل ژنوتیپ × تکرار و به منظور افزایش دقت، این اثر متقابل از خطای کرت فرعی تفکیک شد.

ns: غیر معنی‌دار و * و **: به ترتیب معنی‌دار در سطوح احتمال ۵ و ۱ درصد

جدول ۲- ضرایب همبستگی بین شاخص‌های تحمل به تنش

Table 2. Correlation coefficients among stress tolerance indices

	Yp	Ys	HM	MP	GMP	STI	SSI	TOL
Yp	۱	۰/۹۵۴**	۰/۹۸۴**	۰/۹۹۰**	۰/۹۸۷**	۰/۹۶۳**	-۰/۰۲۳	۰/۴۸۲**
Ys		۱	۰/۹۹۲**	۰/۹۸۷**	۰/۹۸۹**	۰/۹۶۴**	-۰/۲۸۱	۰/۱۹۶
HM			۱	۰/۹۹۹**	۱/۰۰**	۰/۹۷۵**	-۰/۱۷۱	۰/۳۲۰*
MP				۱	۱/۰۰**	۰/۹۷۵**	-۰/۱۴۷	۰/۳۵۱*
GMP					۱	۰/۹۷۵**	-۰/۱۵۹	۰/۳۳۵*
STI						۱	-۰/۱۲۳	۰/۳۲۹*
SSI							۱	۰/۷۴۴**

[Downloaded from jcb.sanru.ac.ir on 2025-08-24]

[DOI: 10.29252/jcb.11.29.104]

جدول ۳- نتایج تابع تشخیص برای ارزیابی صحت گروه‌بندی تجزیه خوشه‌ای

Table 3. The results of discriminant function analysis to assess the accuracy of the classification of cluster analysis

گروه‌بندی		اعضای پیش‌بینی شده گروه‌ها			جمع کل
		۱	۲	۳	
مجموع	۱	۸	۰	۰	۸
	۲	۰	۲۶	۱	۲۷
	۳	۰	۰	۱۰	۱۰
درصد	۱	۱۰۰	۰	۰	۱۰۰
	۲	۰	۹۶/۳	۳/۷	۱۰۰
	۳	۰	۰	۱۰۰	۱۰۰
درصد کل گروه‌بندی صحیح				۹۷/۸	

جدول ۴- آماره‌های چند متغیره و تقریب‌های آزمون F

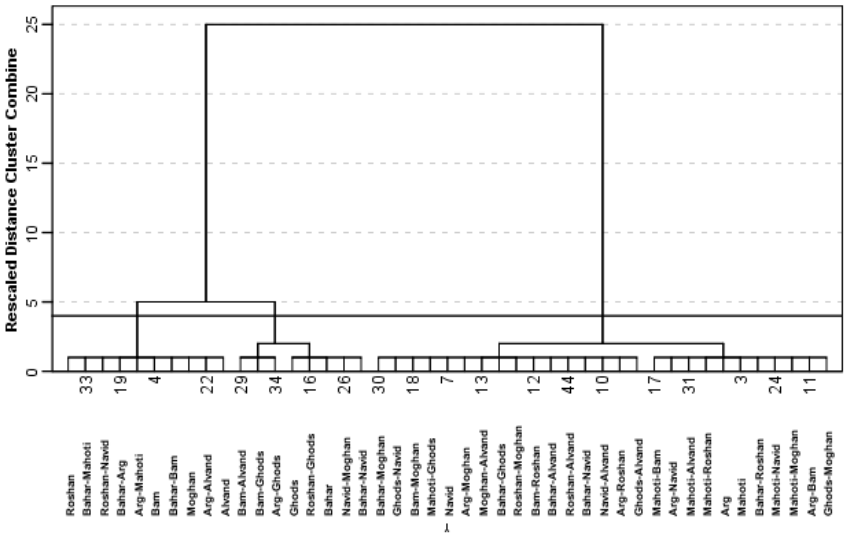
Table 4. Multivariate statistics and F approximations

آماره	مقدار	DF صورت	DF مخرج	مقدار F
ویلکس لامبدا (Wilks' Lambda)	۰/۰۴۱	۱۶	۷۰	۱۷/۱۸**
اثرپیلای (Pillai's Trace)	۱/۴۲۷	۱۶	۷۲	۱۱/۲۶**
اثرهتلینگ- لاولی (Hotelling-Lawley Trace)	۱۱/۷۶۶	۱۶	۵۳/۷۹	۲۵/۲۱**
بزرگترین ریشه روی (Roy's Greatest Root)	۱۰/۷۰۶	۸	۳۶	۴۸/۱۸**

نتیجه حاصل از گروه‌بندی تجزیه خوشه‌ای به عنوان متغیر طبقه‌بندی مورد استفاده قرار گرفت و تجزیه تشخیص کانونیکی با در نظر گرفتن این متغیر طبقه‌بندی و شاخص‌های محاسبه شده با رویه CANDISC برنامه SAS (۲۰) انجام گرفت. این رویه، MANOVA یک طرفه انجام می‌دهد و چهار آزمون فرض برابری بردارهای میانگین گروه‌ها را ارایه می‌دهد. این آزمون‌ها در جدول ۴ ارایه شده‌اند و نشان می‌دهد که هیچ یک از بردارهای میانگین یکسان نیستند. با توجه به دو یا تعداد بیشتری از گروه‌های مشاهدات حاوی چند متغیر کمّی، CDA یک ترکیب خطی از متغیرهایی را که از بالاترین همبستگی ممکن با گروه‌ها برخوردار هستند را ایجاد می‌کند. اولین همبستگی کانونیک بیشترین همبستگی چندگانه ممکن با گروه‌هایی است که می‌توان با استفاده از یک ترکیب خطی از متغیرهای کمّی به دست آورد. متغیر کانونیکی دوم بیشترین تفاوت بین میانگین گروه‌ها را نشان می‌دهد در حالی که با متغیر کانونیکی اول غیر پیوسته است. همبستگی‌های کانونیکی در جدول ۵ ارایه شده است. یک آزمون نسبت درستنمایی برای این فرض که همبستگی‌های کانونیکی فعلی و تمام همبستگی‌های کوچکتر معادل صفر هستند نیز ارایه شده است. از یک تقریب F (۱۶) برای آزمون این ضرایب استفاده می‌شود. بارهای کانونیکی، که ساختارهای کانونیکی نیز نامیده می‌شوند، همبستگی خطی ساده بین یک متغیر مستقل اصلی و متغیر کانونیکی هستند. بنابراین بارهای کانونیکی منعکس کننده تنوع مشترکی است که متغیرهای اندازه‌گیری شده با متغیر کانونیک دارند و آنها را می‌توان در ارزیابی سهم نسبی هر متغیر در هر متغیر کانونیکی تفسیر کرد (۴). اولین متغیر کانونیکی تحت تاثیر بارهای زیاد برای STI، HM، MP، GMP، Yp و Ys بود. بارهای کانونیکی صفات SSI و TOL در دومین متغیر کانونیکی قابل توجه بودند (جدول ۶). بنابراین اولین متغیر کانونیکی می‌تواند ژنوتیپ‌ها را بر اساس پتانسیل عملکرد و تحمل به تنش متمایز کند. با در نظر گرفتن مقادیر مثبت و زیاد این متغیر، ژنوتیپ‌های گزینش شده عملکرد بالایی در محیط‌های تنش و غیر تنش خواهند داشت. دومین متغیر کانونیکی ژنوتیپ‌های متحمل به تنش را از حساس متمایز می‌کند. بنابراین گزینش ژنوتیپ‌های برخوردار از مقدار زیاد برای اولین متغیر و مقدار کم برای دومین متغیر برای هر دو محیط تنش و غیر تنش مناسب خواهد بود. میانگین گروه‌ها برای متغیرهای کانونیکی نیز در جدول ۷ ارایه شده است. از دو متغیر کانونیکی اول برای ترسیم نمودار پراکنش استفاده شد (شکل ۲). نمودار سه گروه را متمایز کرد و فواصل گروه‌ها به وسیله معیار فاصله ماهالانوبیس (D^2) محاسبه شد (جدول ۸). در این تجزیه اندازه‌گیری شباهت به طور مستقیم از متغیرهای کانونیکی محاسبه می‌شود و مقادیر میانگین متغیرهای کانونیکی به عنوان مراکز گروه در نظر گرفته می‌شوند. همه جفت فواصل بین گروه‌ها معنی‌دار بودند. هر گروه تنوع درون گروهی کمی نسبت به تنوع بین گروهی دارد و در حقیقت ژنوتیپ‌های هر گروه فاصله کمی با یکدیگر دارند.

[Downloaded from jcb.sanru.ac.ir on 2025-08-24]

[DOI: 10.29252/jcb.11.29.104]



شکل ۱- دندروگرام مربوط به خوشه‌بندی ژنوتیپ‌ها
Figure 1. Dendrogram for genotypes clustering

جدول ۵- همبستگی‌های کانونیکی و مقادیر ویژه
Table 5. Canonical correlations and eigenvalues

متغیر کانونیکی	همبستگی کانونیکی	مقدار ویژه	نسبت تجمعی	نسبت درستنمایی	مقدار F تقریبی
۱	۰/۹۵۶	۱۰/۷۰۷	۰/۹۵۹	۰/۰۴۱	۱۷/۱۱**
۲	۰/۷۱۶	۱/۰۵۹	۱/۰۰	۰/۴۸۶	۵/۴۵**

جدول ۶- ضرایب کانونیکی برای متغیرهای کانونیکی
Table 6. Canonical coefficients for canonical variables

متغیر اندازه‌گیری شده	متغیر کانونیکی اول	متغیر کانونیکی دوم
STI	۰/۹۶۹	۰/۱۴۰
Yp	۰/۹۹۱	-۰/۰۳۰
Ys	۰/۹۶۰	-۰/۰۹۱
HM	۰/۹۸۶	-۰/۰۶۱
GMP	۰/۹۸۷	-۰/۰۶۰
MP	۰/۹۸۸	-۰/۰۵۹
SSI	-۰/۰۶۶	۰/۵۱۷
TOL	۰/۳۷۸	۰/۴۷۸

جدول ۷- میانگین گروه‌ها برای متغیرهای کانونیکی
Table 7. Class means for canonical variables

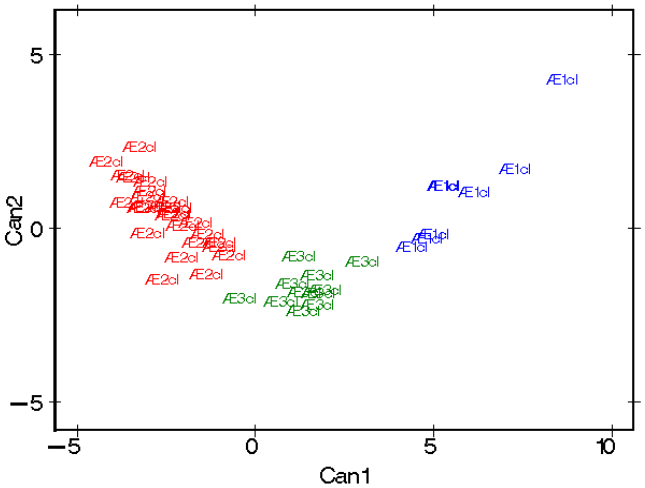
گروه‌ها	متغیر کانونیکی اول	متغیر کانونیکی دوم
گروه ۱	۵/۸۷۴	۱/۰۷۶
گروه ۲	-۲/۴۱۱	۰/۳۸۲
گروه ۳	۱/۴۲۸	-۱/۶۸۴

جدول ۸- جفت فواصل ماهالانوبیس بین گروه‌ها (بالای قطر) و آماره F* (پایین قطر)
Table 8. Pairwise squared Mahalanibis distances (above diameter) and F statistics (below diameter)

	گروه ۱	گروه ۲	گروه ۳
گروه ۱	۰	۶۹/۲۱	۲۷/۴۰
گروه ۲	۴۴/۱۱**	۰	۱۹/۰۳
گروه ۳	۱۳/۲۱**	۱۵/۳۲**	۰

* درجه آزادی صورت، ۸ و درجه آزادی مخرج، ۲۸۶.

[Downloaded from jcb.sanru.ac.ir on 2025-08-24]
[DOI: 10.29252/jcb.11.29.104]



شکل ۲- گروه‌بندی ژنوتیپ‌ها بر اساس دو متغیر کانونیکی معنی‌دار اول و دوم
Figure 2. Plot of first two canonical variables for genotypes classification

با توجه به شکل ۲ ملاحظه می‌شود ژنوتیپ‌های گروه ۱ از بیشترین مقدار برای متغیر کانونیکی اول برخوردار هستند و اکثر این ژنوتیپ‌ها دارای مقادیر مثبت برای متغیر کانونیکی دوم هستند. مقادیر میانگین این گروه برای دو متغیر کانونیکی اول و دوم این امر را تایید می‌کند (جدول ۹). این گروه از بیشترین میانگین برای متغیرهای کانونیکی اول و دوم برخوردار بود. ژنوتیپ‌های گروه ۳ از کمترین مقدار برای متغیر کانونیکی دوم برخوردار بودند. بنابراینژنوتیپ‌های گروه ۱ عملکرد بالایی در محیط‌های تنش و غیر تنش داشتند و ژنوتیپ‌های گروه ۳ تحمل به تنش بیشتر و حساسیت کمتری به تنش داشتند. به منظور مقایسه میانگین گروه‌ها از نظر شاخص‌های محاسبه شده، تجزیه واریانس بر اساس طرح کاملاً تصادفی نا متعادل انجام شد به طوری که گروه‌ها به عنوان تیمار و ژنوتیپ‌های درون آنها به عنوان تکرار منظور شدند (جدول ۱۰). نتایج حاکی از تفاوت معنی‌دار بین گروه‌ها برای تمامی صفات بود. اولین گروه دارای بیشترین مقادیر برای Yp، Ys، HM، GMP، TOL، MP و STI بود. گروه‌های ۲ و ۳ مقادیر کمتری از TOL را نسبت به گروه ۱ داشتند ولی Yp و Ys آنها کمتر از گروه ۱ بود.

با انتخاب مدل تجزیه مقدار منفرد داده‌های استاندارد شده بر اساس انحراف استاندارد درون صفتی، در نرم‌افزار GGEbiplot، بای پلات GT ایجاد شد (شکل ۳) که در آن صفات شاخص‌های تحمل به خشکی و ژنوتیپ‌ها نمایش داده شدند. این نوع بای پلات به درک روابط متقابل میان صفات و ارزیابی ژنوتیپی بر اساس صفات کمک می‌کند. مدل مورد استفاده (مدل ۲، استاندارد شده بر اساس SD) و درصد توجیه GT به وسیله هر محور (۷۶ و ۲۲ درصد به ترتیب توسط مولفه‌های اصلی اول و دوم) در گوشه بالای سمت چپ بای پلات نشان داده شده است. به این ترتیب بای پلات ۹۸ درصد از تغییرات کل را توجیه می‌کند. کسینوس زاویه بین دو صفت همبستگی بین آنها را برآورد می‌کند. بنابراین ارتباط میان تمامی صفات را می‌توان به راحتی از بای پلات تجسم کرد. بردارهای مربوط به صفات خطوطی هستند که از مبداء بای پلات سرچشمه می‌گیرند و به علایم شاخص‌ها وصل می‌شوند. زوایای حاده میان بردارهای شاخص‌های Yp، Ys، HM، MP، GMP و STI مشاهده شدند و بنابراین این شاخص‌ها همبستگی زیادی با یکدیگر دارند. با توجه به زاویه حاده بین SSI و TOL، آن دو نیز همبستگی بالایی با کدیگر داشتند. زاویه بین شاخص‌های Yp، Ys، HM، MP، GMP و STI با SSI منفرجه بودند که نشان‌دهنده وجود همبستگی منفی بین این دو گروه (Ys، HM، MP، GMP و STI در مقابل SSI و TOL) است. روابط مشخص شده در بای پلات را می‌توان از جدول همبستگی عددی (جدول ۲) تایید کرد. مقایسه زوایای واقع در شکل ۳ و ضرایب همبستگی، مطابقت زیاد بین آنها را آشکار می‌سازد. از بای پلات شکل ۳ می‌توان برای شناسایی صفات زاید نیز استفاده کرد. اگر برخی از صفات دارای زاویه‌های کوچک باشند، پس همبستگی مثبت بالایی دارند. بنابراین اطلاعات حاصل از ژنوتیپ‌ها در این صفات باید مشابه باشند و یک صفت از میان آنها کافی است. همان‌طور که مشاهده می‌شود همبستگی‌های زیادی میان معیارهای مختلف وجود دارند و به نظر می‌رسد برای مطالعه ژنوتیپ‌ها بر اساس این معیارها به تمامی آنها نیازی نیست و می‌توان برخی از آنها را کنار گذاشت. با توجه به اهمیت بیشتر شاخص‌های STI و SSI، از این دو برای ارزیابی ژنوتیپی استفاده شد. شکل ۴ نمایش گرافیکی ژنوتیپ‌ها بر اساس ترکیب شاخص‌های STI و SSI را ممکن می‌سازد.

[Downloaded from jcb.sanru.ac.ir on 2025-08-24]
[DOI: 10.29252/jcb.11.29.104]

جدول ۹- میانگین شاخص‌های محاسبه شده برای گروه‌ها

Table 9. Indices means for groups

شاخص	گروه‌ها		
	۱	۲	۳
STI	۳/۳۰	۰/۳۰	۱/۴۰
Yp	۸/۹۱	۳/۳۶	۵/۹۸
Ys	۷/۲۰	۲/۷۰	۵/۲۵
HM	۷/۹۶	۳/۰۱	۵/۴۹
GMP	۸/۰۱	۲/۹۶	۵/۵۳
MP	۸/۰۵	۳/۰۸	۵/۵۷
SSI	۱/۰۵	۱/۱۱	۰/۸۱
TOL	۱/۷۰	۰/۵۹	۰/۸۳

جدول ۱۰- تجزیه واریانس به منظور مقایسه گروه‌ها (میانگین مربعات)

Table 10. Analysis of variance to compare groups (mean of squares)

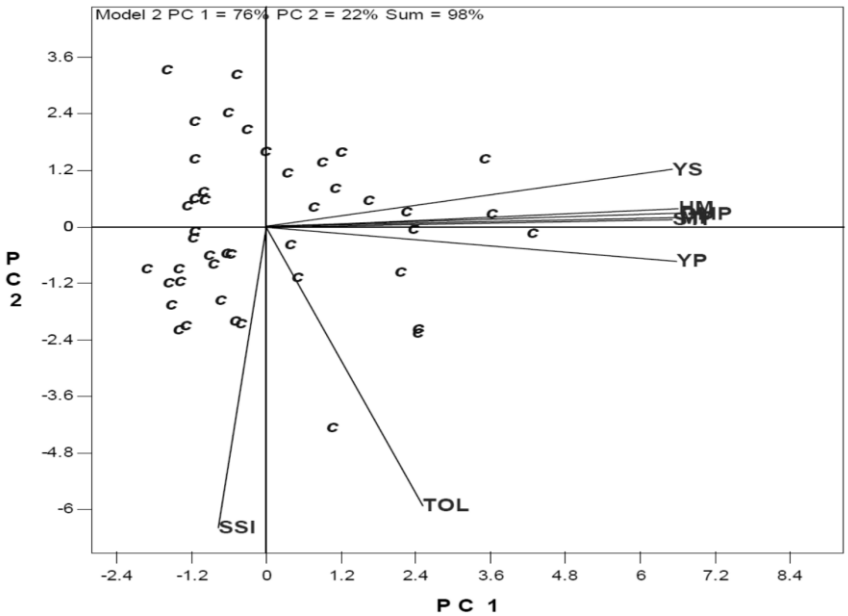
منبع تغییر	درجه آزادی	STI	Yp	Ys	HM	GMP	MP	SSI	TOL
گروه‌ها	۴	۲۸/۱۸**	۱۹۲/۱۵**	۱۴۴/۶۲**	۱۶۶/۳۷**	۱۶۶/۸۹**	۱۶۷/۴۶**	۹/۷۱**	۳/۷۴*
خطا	۲۹۳	۰/۲۰	۱/۰۱	۱/۲۲	۰/۹۶	۰/۹۴	۰/۹۲	۱/۴۶	۰/۷۷

جدول ۱۱- ژنوتیپ‌های موجود در هر گروه

Table 11. Genotypes in each group

گروه ۱	بهار، قدس، روشن- قدس، نوید- مغان، بم- الوند، بهار- نوید، ارگ- قدس، بم- قدس
گروه ۲	ارگ، ماهوتی، نوید، نوید- الوند، ارگ- بم، بم- روشن، مغان- الوند، ارگ- مغان، ماهوتی- بم، بم- مغان، ماهوتی- قدس، بهار- الوند، بهار- روشن، ماهوتی- نوید، قدس- الوند، ارگ- روشن، بهار- مغان، ماهوتی- الوند، ماهوتی- روشن، ماهوتی- مغان، بهار- قدس، روشن- مغان، قدس- نوید، قدس- مغان، ارگ- نوید، روشن- الوند، بهار- نوید
گروه ۳	بم، روشن، مغان، الوند، روشن- نوید، بهار- ارگ، ارگ- الوند، ارگ- ماهوتی، بهار- ماهوتی، بهار- بم

این کار با اتصال دو صفت و پیدا کردن نقطه میانه آنها انجام می‌شود و از این نقطه به عنوان صفت مجازی برای ارزیابی ژنوتیپ‌ها استفاده می‌شود (۲۶، ۲۷). STI ژنوتیپ‌ها را بر اساس پتانسیل عملکرد و تحمل به تنش و SSI ژنوتیپ‌های متحمل از حساس را متمایز می‌کنند. با توجه به بای پلات شکل ۴، برترین ژنوتیپ‌ها عبارتند از الوند، قدس، روشن × قدس، ارگ × قدس و بم × الوند که فهرست کامل رتبه ژنوتیپ‌ها بر اساس ترکیب این دو شاخص در جدول ۱۲ ارایه شده است.

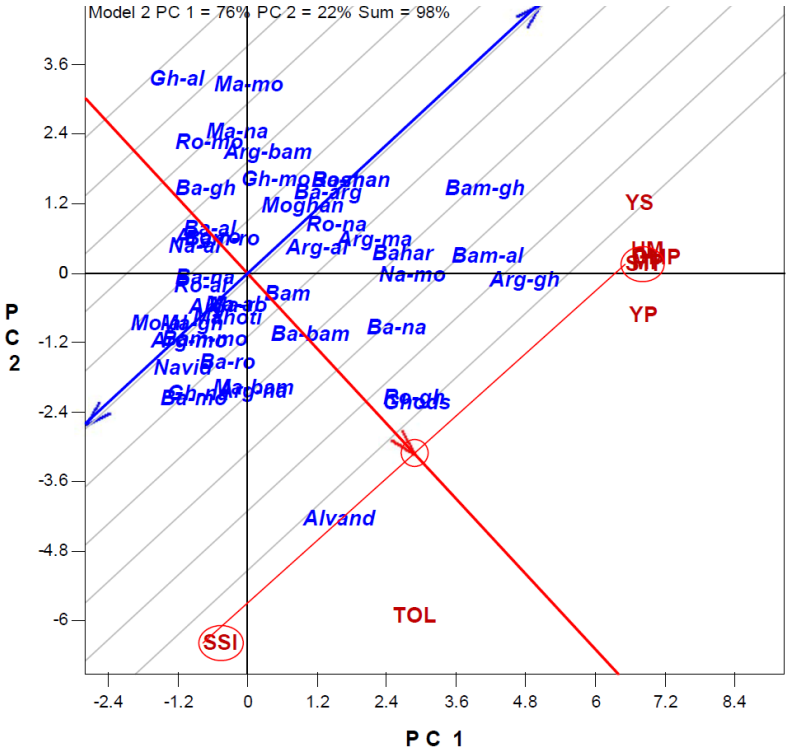


شکل ۳- نمای بردار صفات بای پلات GT

Figure 3. Vector view of GT biplot

[Downloaded from jcb.sanru.ac.ir on 2025-08-24]

[DOI: 10.29252/jcb.11.29.104]



شکل ۴- ارزیابی ژنوتیپی بر اساس ترکیب صفات STI و SSI در بای پلات GT

Figure 4. Genotypic evaluation based on combination of STI and SSI in GT biplot

جدول ۱۲- رتبه‌بندی ژنوتیپ‌ها در بای پلات بر اساس ترکیب شاخص‌های STI و SSI

Table 12. Genotypes ranking in the GT biplot based on the combined STI and SSI indices

رتبه	ژنوتیپ	رتبه	ژنوتیپ
۱	الوند	۲۴	قدس- مغان
۲	قدس	۲۵	ماهوتی
۳	روشن- قدس	۲۶	ارگ
۴	ارگ- قدس	۲۷	ارگ- بم
۵	بم- الوند	۲۸	قدس- نوید
۶	بم- نوید	۲۹	بهار- مغان
۷	نوید- مغان	۳۰	بم- روشن
۸	بهار	۳۱	بهار- نوید
۹	بم- قدس	۳۲	روشن- الوند
۱۰	ارگ- ماهوتی	۳۳	بهار- الوند
۱۱	بهار- بم	۳۴	بم- مغان
۱۲	روشن- نوید	۳۵	ماهوتی- قدس
۱۳	ارگ- الوند	۳۶	نوید
۱۴	بهار- ماهوتی	۳۷	ارگ- روشن
۱۵	روشن	۳۸	ماهوتی- نوید
۱۶	بم	۳۹	نوید- الوند
۱۷	بهار- ارگ	۴۰	ارگ- مغان
۱۸	مغان	۴۱	ماهوتی- مغان
۱۹	ارگ- نوید	۴۲	بهار- قدس
۲۰	ماهوتی- بم	۴۳	روشن- مغان
۲۱	ماهوتی- روشن	۴۴	مغان- الوند
۲۲	بهار- روشن	۴۵	قدس- الوند
۲۳	ماهوتی- الوند		

[Downloaded from jcb.sanru.ac.ir on 2025-08-24]

[DOI: 10.29252/jcb.11.29.104]

ژنوتیپ‌های دارای رتبه‌های بالاتر به ترتیب از مقادیر زیاد و کم برای شاخص‌های STI و SSI برخوردار بودند و بنابراین این ژنوتیپ‌ها را می‌توان به عنوان ژنوتیپ‌های مناسب برای محیط‌های تنش و غیر تنش انتخاب کرد.

تنش خشکی اثرات معنی‌داری بر عملکرد ژنوتیپ‌های گندم داشت و برخی شاخص‌ها توانایی شناسایی ژنوتیپ‌های متحمل را داشتند. بنابراینشاخص‌های برخوردار از بالاترین وراثت‌پذیری و همبستگی با عملکرد دانه نشانه‌های موثری در شناسایی ژنوتیپ‌های گندم متحمل هستند. نتایج مطالعه شاخص‌های تحمل نشان داد که بین ژنوتیپ‌های مورد مطالعه تنوع ژنتیکی معنی‌داری وجود داشت و برخی از ژنوتیپ‌ها با داشتن توان تولید بالا و یا صفات مطلوب دیگر می‌توانند در برنامه‌های به‌نژادی تحمل به تنش خشکی مورد استفاده قرار گیرند و منشاء ارقام اصلاح شده باشند. تجزیه تشخیص کانونیکی نیز در محاسبه میزان تنوع و شناسایی صفات موثر در تنوع موفق عمل کرد. ژنوتیپ‌ها به طور صحیح بر طبق شاخص‌های تحمل طبقه‌بندی شدند. افزون بر این، کارایی نسبی تحمل ژنوتیپ‌های گندم می‌تواند بهتر باشد زمانی که چند صفت ادغام شوند. بر اساس نتایج، ژنوتیپ‌های گروه ۱ عملکرد بالایی در محیط‌های تنش و غیر تنش داشتند و ژنوتیپ‌های گروه ۳ تحمل به تنش بیشتر و حساسیت کمتری به تنش داشتند که می‌توان از آنها برای بهبود تحمل به تنش خشکی در برنامه‌های اصلاحی گندم استفاده کرد.تجزیه تشخیص کانونیکی (CDA) در ترکیب با روش تجزیه خوشه‌ای در شناسایی تنوع ژنتیکی و شاخص‌هایی که بهترین توصیف برای تغییرات میان لاین‌ها است، موفق عمل کرد.

از آنجا که بای پلات تقریباً به طور کامل تغییرات موجود در داده‌ها را توجیه می‌کند، کسینوس زاویه‌ها انطباق زیادی با ضرایب همبستگی داشتند. با وجود این، در صورتی که بای پلات کلیه تغییرات موجود در یک مجموعه از داده‌ها را توضیح ندهد، زاویه‌ها می‌توانند اطلاعات کافی برای ارایه یک تصویر کلی از روابط متقابل میان صفات را فراهم کنند (۲۷). یک ژنوتیپ را می‌توان به عنوان مجموعه‌ای از صفات در نظر گرفت. بنابراین ارزیابی ژنوتیپی بر اساس صفاتی انجام می‌شود که به عنوان اهداف اصلاحی در نظر گرفته می‌شوند. از بای پلات GT برای درک روابط میان صفات و ارزیابی ژنوتیپ‌ها بر اساس چند صفت به صورت گرافیکی استفاده شد و نشان داده شد که این بای پلات یک روش موثر در تجسم روابط میان صفات یود و همچنین راهنمای مفیدی برای مطالعه و گزینش برترین ژنوتیپ‌ها بر اساس ترکیب شاخص‌های تحمل به تنش خشکی مختلف بود.

به طور کلی با توجه به نتایج تجزیه تشخیص کانونیکی متغیر کانونیکی اول توانای تمایز ژنوتیپ‌ها بر اساس پتانسیل عملکرد و تحمل به تنش را دارد چرا که ضرایب شاخص‌های STI، HM، MP، GMP، Yp و Ys در این متغیر قابل توجه بودند. محمدنیا و همکاران (۱۳) نیز نشان دادند که از شاخص‌های مذکور می‌توان برای شناسایی ارقام متحمل به تنش در شرایط دیم استفاده نمود و این شاخص‌ها را برای شناسایی لاین‌های با عملکرد زیاد و مقاوم به خشکی در گندم دوروم پیشنهاد دادند. با توجه به بزرگ بودن ضرایب SSI و TOL در متغیر کانونیکی دوم، این متغیر توانایی تمایز ژنوتیپ‌های متحمل را از حساس را دارا بود. بنابراین گزینش ژنوتیپ‌های برخوردار از مقدار زیاد برای اولین متغیر و مقدار کم برای دومین متغیر، ژنوتیپ‌های مناسب برای هر دو شرایط تنش و غیر تنش را متمایز می‌سازد. تجزیه بای پلات ژنوتیپ × صفت روابط بین شاخص‌ها را به صورت گرافیکی نمایان ساخت که با نتایج حاصل از همبستگی بین شاخص‌ها و نتایج CDA انطباق داشت. با در نظر گرفتن روابط مشاهده شده بین بردارهای شاخص‌ها و با حذف شاخص‌های زاید و انتخاب STI و SSI به عنوان مهم‌ترین شاخص‌ها، ژنوتیپ‌ها بر اساس ترکیب این دو شاخص رتبه‌بندی شدند. به این ترتیب ژنوتیپ‌های برتر از پتانسیل عملکرد و تحمل بیشتر به تنش برخوردار بودند.

منابع

1. Abdi, H. and M.T. Mazandarani. 2016. Study of drought tolerance in bread wheat cultivars using biplot. International Journal of Life-Sciences Scientific Research, 2(6): 651-657.
2. Abdolshahi, R., M. Nazari, A. Safarian, T.S. Sadathossini, M. Salarpour and H. Amiri. 2015. Integrated selection criteria for drought tolerance in wheat (*Triticumaestivum* L.) breeding programs using discriminant analysis. Field Crops Research, 174: 20-29.
3. Clarke, J.M., R.M. DePauw and T.F. Townley-Smith. 1992. Evaluation of methods for quantification of drought tolerance in wheat. Crop Science, 32(3): 723-728.
4. Cruz-Castillo, J.G., S. Ganeshanandam, B.R. MacKay, G.S. Lawes, C.R.O. Lawoko and D.J. Woolley. 1994. Applications of canonical discriminant analysis in horticultural research. Horticultural Science, 29(10): 1115-1119.
5. Dillon, W.R. and M. Goldstein. 1984. Multivariate analysis: methods and applications. John Wiley and Sons, New York
6. Farshadfar, E., B. Jamshidi and M. Aghaee. 2012. Biplot analysis of drought tolerance indicators in bread wheat landraces of Iran. International Journal of Agriculture and Crop Sciences, 4(5): 226-233.
7. Fernandez, G.C. 1992. Effective selection criteria for assessing plant stress tolerance. In: Proceedings of the International Symposium on Adaptation of Vegetables and other Food Crops in Temperature and Water Stress, pp: 257-270.
8. Fischer, R.A. and R. Maurer. 1978. Drought resistance in spring wheat cultivars. I. Grain yield responses. Crop and Pasture Science, 29(5): 897-912.

[Downloaded from jcb.sanru.ac.ir on 2025-08-24]

[DOI: 10.29252/jcb.11.29.104]

9. Gomez, K.A. and A.A. Gomez. 1984. Statistical procedures for agricultural research. John Wiley & Sons.
10. Henshaw, F.O., K.H. McWatters, J.O. Akingbala and Y.C. Hung. 2002. Functional characterization of flour of selected cowpea (*Vignaunguiculata*) varieties: canonical discriminant analysis. Food Chemistry, 79(3): 381-386.
11. Hossain, A.B.S., R.G. Sears, T.S. Cox and G.M. Paulsen. 1990. Desiccation tolerance and its relationship to assimilate partitioning in winter wheat. Crop Science, 30(3): 622-627.
12. Loos, B.P. 1993. Morphological variation in Lolium (poacea) as a measure of species relationships. The genus Lolium; taxonomy and genetic resources. Plant Systematics and Evolution, (2): 23-35.
13. Mohammadnia, S., A. Asghari, O. Sofalian, H. MohammaddoustChamanabad, R. Karimizadeh and A.K. Shokouhian. 2016. Evaluation of durum wheat lines using drought stress indices. Journal of Crop Breeding, 8(20): 11-23.
14. Nezhadahmadi, A., Z.H. Prodhan and G. Faruq. 2013. Drought tolerance in wheat. The Scientific World Journal, 2013: 1-12.
15. Ramirez-Vallejo, P. and J.D. Kelly. 1998. Traits related to drought resistance in common bean. Euphytica, 99(2): 127-136.
16. Rao, C.R. 2009. Linear statistical inference and its applications (Vol. 22). John Wiley & Sons.
17. Rascio, A., E. Carlino, G. Santis and N. Fonzo. 2012. A discriminant analysis to categorize durum wheat varieties in drought-tolerance classes on the basis of rheological and physiological traits. Cereal Research Communications, 41(1): 88-96.
18. Riggs, T.J. 1973. The use of canonical analysis for selection within a population of spring barley. Annals of Applied Biology, 74(2): 249-258.
19. Rosielle, A.A. and J. Hamblin. 1981. Theoretical aspects of selection for yield in stress and non-stress environment. Crop science, 21(6): 943-946.
20. SAS Institute. 2002. SAS user's guide: Statistics version 9 for windows. SAS Institute. Carry, NC.
21. Sayyah, S.S., M. Ghobadi, S. Mansoorifar and A.R. Zebarjadi. 2012. Evaluation of drought tolerant in some wheat genotypes to post-anthesis drought stress. Journal of Agricultural Science, 4(11): 248-256.
22. Schneider, K.A., R. Rosales-Serna, F. Ibarra-Perez, B. Cazares-Enriquez, J.A. Acosta-Gallegos, P. Ramirez-Vallejo, N. Wassimi and J.D. Kelly. 1997. Improving common bean performance under drought stress. Crop Science, 37(1): 43-50.
23. SPSS. 2007. The SPSS system for Windows. Release 16.0. SPSS Inc., an IBM Company Headquarters, USA.
24. Vaylay, R. and E. van Santen. 2002. Application of canonical discriminant analysis for the assessment of genetic variation in tall fescue. Crop Science, 42(2): 534-539.
25. Winter, S.R., J.T. Musick and K.B. Porter. 1988. Evaluation of screening techniques for breeding drought-resistanct winter wheat. Crop science, 28(3): 512-516.
26. Yan, W. 2014. Crop variety trials: data management and analysis. Wiley-Blackwell.
27. Yan, W. and M.S. Kang. 2003. GGE biplot analysis: A graphical tool for geneticists, breeders, and agronomists. CRC Press. Boca Raton, FL.
28. Yan, W. and I. Rajcan. 2002. Biplot analysis of test sites and trait relations of soybean in Ontario.Crop Science, 42(1): 11-20.
29. Yeater, K.M., G.A. Bollero, D.G. Bullock, A.L. Rayburn and S. Rodriguez-Zas. 2004. Assessment of genetic variation in hairy vetch using canonical discriminant analysis. Crop Science, 44(1): 185-189.
30. Zangi, M.R. 2005. Correlation between drought resistance indices and cotton yield in stress and non-stress conditions. Asian Journal of Plant Science, 4: 106-108.

[Downloaded from jcb.sanru.ac.ir on 2025-08-24]

[DOI: 10.29252/jcb.11.29.104]

Evaluation of Water Deficient Stress Tolerance in some Wheat Cultivars and Their Hybrids using Canonical Discriminant Analysis and Genotype by Trait Biplot

Mohammad Motamedi[1] and Parviz Safari[2]

1- Department of Plant Breeding, Shoushtar Branch, Islamic Azad University, Shoushtar, Iran
2- Young Researches and Elite club, Ahvaz Branch, Islamic Azad University, Ahvaz, Iran
Received: September 25, 2017 Accepted: August 7, 2018

Abstract

Canonical discriminant analysis (CDA) in combination with cluster analysis and genotype by trait (GT) biplot analysis methods were used to assess 9 wheat cultivars having different degrees of tolerance along with 36 F_1 hybrids derived from partial diallel crosses, using stress tolerance indices, in two levels (well watered and cessation of irrigation at pollination stage). Cluster analysis classified genotypes into three clusters and the results used to CDA as classifying variable. The first canonical variable was under the influence of high canonical coefficients for STI, HM, MP, GMP, Yp and Ys. Canonical coefficients for SSI and TOL in the second canonical variable were remarkable. The first canonical variable differentiated genotypes based on yield potential and stress tolerance and the second canonical variable distinguished stress tolerant genotypes from the sensitive ones. The scatter plot of two significant canonical variables characterized three distinct groups and all pairwise Mahalanobis distances among groups were significant. The genotypes in group 1 had high yield in stress and non-stress conditions and the genotypes of group 3 had more stress tolerance and less susceptibility to stress. To identify tolerant and high yielding genotypes in both stress and non- stress conditions, GT biplot analysis based on combination of STI and SSI was used and superior genotypes which simultaneously have higher yield potential and stress tolerance were introduced.

Keywords: Genotype by trait biplot, Canonical discriminant analysis, Drought tolerance indices and Wheat

[Downloaded from jcb.sanru.ac.ir on 2025-08-24]

[DOI: 10.29252/jcb.11.29.104]