

برآورد پارامترهای ژنتیکی عملکرد دانه گندم و خصوصیات مرتبط با آن به روش تلاقی دایآل در شرایط رطوبتی مطلوب و تنفس خشکی

سیروس طهماسبی^۱، محمود خدامباشی^۱ و عبدالمجید رضائی^۲

چکیده

به منظور برآورد پارامترهای ژنتیکی و تعیین چگونگی کنترل ژنتیکی صفات عملکرد و اجزای عملکرد گندم و همچنین تعیین اثر محیط بر برآورد این پارامترها، از طرح تلاقی‌های دایآل یک طرفه با ۸ والد استفاده گردید. در این مطالعه نتایج F2 تلاقی‌ها به همراه والدین آنها در دو آزمایش مجزا یکی تحت شرایط رطوبتی مطلوب و دیگری تحت شرایط تنفس خشکی انتهایی، بر پایه طرح بلوک‌های کامل تصادفی در سه تکرار در مزرعه تحقیقاتی دانشکده کشاورزی دانشگاه شهرکرد موردنظر ارزیابی قرار گرفتند. میانگین مربعات محیط و همچنین اثر متقابل ژنتیکی × محیط برای صفات طول سنبله و تعداد دانه در سنبله معنی‌دار بودند. واریانس قابلیت ترکیب‌پذیری عمومی (GCA) برای کلیه صفات موردنظر بررسی به جز تعداد پنجه بارور در محیط بدون تنفس و عملکرد بوته در محیط بدون تنفس و برای تعداد پنجه بارور و عملکرد بوته در گردید. واریانس قابلیت ترکیب‌پذیری خصوصی (SCA) برای ارتفاع بوته در محیط بدون تنفس و برای تعداد پنجه بارور و عملکرد بوته در هر دو محیط معنی‌دار گردید. هر دو محیط معنی‌دار بود ولی برای بقیه صفات در هیچ یک از دو محیط معنی‌دار نگردید. نسبت بالا و معنی‌دار واریانس قابلیت ترکیب‌پذیری عمومی به واریانس ترکیب‌پذیری خصوصی برای ارتفاع بوته، طول سنبله و تعداد دانه در سنبله در هر دو محیط و برای تعداد سنبله در سنبله در میانگین اثراخواهی از سهم بیشتر آثار افزایشی ژن‌ها در کنترل ژنتیکی این صفات بود. برآورد پارامترهای ژنتیکی نشان داد که صفات ارتفاع بوته، طول سنبله و تعداد دانه در سنبله در هر دو محیط و تعداد سنبله در سنبله در میانگین اثراخواهی تحت تأثیر غالبیت نسبی ژن‌ها قرار داشتند ولی صفات تعداد پنجه بارور و عملکرد بوته در هر دو محیط و تعداد سنبله در سنبله در میانگین اثراخواهی بدون تنفس تحت کنترل اثر فوق غالبیت ژن‌ها بودند.

واژه‌های کلیدی: گندم، تلاقی دایآل، ترکیب‌پذیری، اثر ژنی، اثر محیط

مقدمه

به منظور طراحی و اجرای یک برنامه بهنژادی مؤثر و مفید است. انتخاب والدهای مناسب می‌تواند جهت طراحی یک برنامه بهنژادی موفق بسیار مفید باشد. این امر می‌تواند آگاهی از نحوه کنترل ژنتیکی صفت موردنظر بررسی، میزان تأثیر

۱. به ترتیب دانشجوی سابق کارشناسی ارشد و استادیار زراعت و اصلاح نباتات، دانشکده کشاورزی، دانشگاه شهرکرد
۲. استاد زراعت و اصلاح نباتات، دانشکده کشاورزی، دانشگاه صنعتی اصفهان

بنابراین آثار متقابل ژنتیپ و محیط سبب برآورده اریب اثرهای ژن‌ها و قابلیت ترکیب‌پذیری صفاتی می‌شود که نسبت به تغییرات محیطی حساسیت نشان می‌دهند. بنابراین باید به منظور جلوگیری از اشتباه در برآورد عمل ژن‌ها، آزمایش دای‌آل را در چندین محیط متفاوت تکرار نمود و مسأله اثر متقابل ژن و محیط و هم‌چنین حساسیت برآورده اثرات ژن‌ها را در محیط‌های متفاوت مورد ارزیابی قرار دارد تا پیش‌بینی عمل انتخاب با دقت بیشتری همراه باشد (۲ و ۳).

چودری و همکاران (۷) در مطالعه برخی صفات کمی در گندم تحت محیط‌های آبیاری و تنفس خشکی با استفاده از تجزیه گرافیکی نشان دادند که صفاتی مانند سطح برگ پرچم، تعداد پنجه در گیاه و طول سنبله توسط غالیت نسبی باعمل افزایشی ژن‌ها کنترل می‌شود، در حالی که وزن صد دانه و عملکرد دانه تحت شرایط آبیاری به وسیله عمل فوق غالیت ژن‌ها بروز می‌کند. اما تحت شرایط خشکی طرز عمل ژن در برخی صفات تغییر کرد به طوری که سطح برگ پرچم و طول سنبله به وسیله عمل فوق غالیت و تعداد پنجه بارور، وزن صد دانه و عملکرد دانه به وسیله عمل غالیت نسبی ژن‌ها کنترل می‌شدند.

سینگ و پارودا (۲۷) با استفاده از روش تلاقی دای‌آل در دو محیط آبیاری و تنفس خشکی نشان دادند که اکثر صفات مرتبط با عملکرد گندم در هر دو محیط تحت کنترل آثار افزایشی هستند، در حالی که صفات تعداد پنجه، بیوماس کل و عملکرد دانه تحت کنترل اجزای غیر افزایشی ژن‌ها قرار دارند. منون و شارما (۲۴) با مطالعه ژنتیک عوامل تعیین کننده عملکرد گندم در نتاج F_1 و F_2 در سه محیط (تاریخ کاشت) اثرات افزایشی و غیر افزایشی ژن‌ها را در بیان اکثر صفات در نسل‌های F_1 و F_2 مهم ارزیابی کرد. تمام صفات به جز ارتفاع گیاه، طول پدانکل، طول خوش و تعداد سنبله در سنبله در F_1 که غالیت نسبی برای آنها ثبت شد، در هر دو نسل تحت تأثیر فوق غالیت ژن‌ها بودند. ویندر و لبسک (۲۸) در مطالعه F_1 و F_2 تلاقی دای‌آل گندم دوروم برای چند صفت زراعی در دو مکان مشاهده کردند که میانگین مربعات اثر متقابل ژنتیپ × محیط برای هیریدهای F_1 و

از هدر رفتن وقت و انرژی در مراحل بعدی جلوگیری نماید. ارقام دارای قابلیت ترکیب‌پذیری عمومی (GCA) بالا با دارا بودن آثار افزایشی بیشتر قادر هستند صفت مطلوب خود را به راحتی به نتاج خود منتقل نمایند. از ارقام دارای ترکیب‌پذیری خصوصی (SCA) بالا نیز می‌توان در برنامه‌های دورگ‌گیری و تولید هیرید استفاده نمود (۸). هم‌چنین نوع اثر ژن، میزان وراثت‌پذیری و نحوه توزیع آلل‌های غالب و مغلوب در والدین مورد استفاده در دورگ‌گیری نقش مهمی در میزان موقیت برنامه‌های اصلاحی دارد (۱۲). برای مطالعه خصوصیات ذکر شده در جهت پایه‌ریزی یک برنامه اصلاحی موفق می‌توان از روش تلاقی‌های دای‌آل گرفینگ و چینکر-هیمن استفاده نمود. این روش‌ها اطلاعات جامعی را در زمینه ارزش اصلاحی و توانایی ژنتیکی والدین جهت استفاده در برنامه‌های بهترادی هم‌چنین برتری ژنتیکی نتاج فراهم می‌نماید (۸).

به طور معمول، داده‌های F_1 در تجزیه و تحلیل گرفینگ مورد استفاده قرار می‌گیرد اما از داده‌های F_2 و نسل‌های دیگر نیز می‌توان استفاده کرد (۱۰). در چندین مطالعه نشان داده شد که ارزیابی نسل‌های F_2 و F_3 می‌تواند نسبت به نسل F_1 تخمین بهتری از قابلیت ترکیب‌پذیری ارائه بدهد (۵ و ۲۶).

روش تلاقی دای‌آل قابلیت و کارایی بالایی دارد و در سال‌های اخیر به طور وسیعی در بهترادی نباتات مختلف مورد استفاده قرار گرفته است، ولی ظهور فتوتیپی صفات کمی، به مقدار زیادی تحت تأثیر تغییرات محیطی است. برخی از محققان در مورد دقت و صحت روش گرفینگ، زمانی که داده‌ها از یک محیط به دست می‌آیند. ابراز تردید کرده‌اند (۲۳). در چندین مطالعه (۱۸، ۲۱، ۲۳، ۲۶ و ۲۹) مشاهده شد که GCA و SCA می‌توانند به طور معنی‌داری با محیط آثار متقابل داشته باشند. برخی از محققان (۲۲) نتیجه گرفته‌اند که برای به دست آوردن آثار قابل اعتماد برای GCA ، تجزیه و تحلیل دای‌آل باید در بیشتر از یک محیط انجام گیرد. در این گونه موارد که اثرات متقابل GCA و محیط رخ می‌دهد، انتخاب والدین و تلاقی‌ها باید بسته به مکان انتخابی صورت بگیرد.

جدول ۱. تجزیه مرکب داده‌ها در دو محیط بدون تنفس و تنفس خشکی برای صفات مورد بررسی در ۳۶ ژنوتیپ گندم

منابع تغییر آزادی	درجه	ارتفاع بوته	تعداد پینجه بارور	طول سنبله	تعداد سنبله در سنبله	تعداد دانه در سنبله	عملکرد بوته
محیط	۱	۶۴۴۰/۲**	۱۳۶/۶۲*	۰/۶۴ns	۹۴/۸۴*	۱۹/۰۳ns	۳۳۴/۴۹**
تکرار در محیط	۴	۲۵۹/۵۳۰	۱۷/۴۶	۳/۲۹	۲۳/۷۰	۲۸۱/۳	۹/۲۹
ژنوتیپ	۳۵	۳۱۱/۵۱**	۸/۱۵**	۳/۲۶**	۵/۱۶**	۲۶۳/۳۹**	۱۵/۰۵*
ژنوتیپ × محیط	۳۵	۴۲۷۳۰*	۲/۴۴**	۰/۳۶ ns	۱/۸۷*	۵۹/۳۳ ns	۴/۹۴**
خطا	۱۴۰	۳۰/۸۱	۱/۲۷	۰/۳۱	۱/۱۳	۵۲/۱۴	۲/۷۹

واریانس مرکب داده‌ها در دو محیط نیز انجام گرفت. قابلیت ترکیب‌پذیری عمومی در والدها و قابلیت ترکیب‌پذیری خصوصی در تلاقي‌های F_2 و همچنین اثر آنها برای والدها و تلاقي‌ها با استفاده از روش دوم مدل ثابت گریفینگ (۱۳، ۹ و ۱۴) محاسبه گردید. به منظور برآوردهای ژنتیکی کنترل کننده صفات، از تجزیه و تحلیل تلاقي‌های دای‌آلل بر اساس مدل هیمن-جینکز (۱۶، ۱۷ و ۱۹) استفاده شد و در صورت صادق بودن فرضیات مدل، تحلیل گرافیکی انجام گرفت و پارامترهای ژنتیکی برآوردهای گردید.

در این آزمایش برآوردهای ژنتیکی بر اساس داده‌های نسل F_2 صورت گرفت. در چنین حالتی معیارهای نمونه‌ای مورد انتظار در نسل F_2 نیز شبیه F_1 است جز آن که مقدار h به دلیل یک نسل خودگشتنی نصف می‌شود. به همین دلیل ضرایب H_1 و H_2 برابر معیارهای نمونه‌ای F_1 هستند و مقدار F نیز نصف می‌شود (۱۵، ۱۷، ۲۰ و ۲۲)، ولی بقیه تجزیه و تحلیل‌ها شبیه F_1 است.

نتایج و بحث

نتایج حاصل از تجزیه واریانس مرکب داده‌های دو محیط آبیاری و تنفس خشکی (جدول ۱) نشان داد که میانگین مربعات محیط و همچنین میانگین مربعات اثر متقابل ژنوتیپ × محیط به جز در مورد طول سنبله و تعداد دانه در سنبله معنی دار بودند. میانگین مربعات ژنوتیپ‌ها برای عملکرد بوته در سطح احتمال

والدین معنی دار ولی برای F_2 ها غیرمعنی دار بوده است. هدف از اجرای این آزمایش، تعیین خصوصیات ژنتیکی عملکرد و اجزای عملکرد دانه گندم نان در دو محیط تنفس و بدون تنفس با استفاده از نتایج تلاقي‌های دای‌آلل بوده است.

مواد و روش‌ها

در این آزمایش از ۸ ژنوتیپ گندم به نام‌های قدس، فلاحت، داراب، بزوستایا، کرج ۲، برکت، چمران و ارونند و نتایج F_2 حاصل از تلاقي آنها استفاده گردید. بذرهای F_2 و والدین آنها در اواسط آبان ۱۳۸۰ در مزرعه دانشگاه شهرکرد در شرایط رطوبت کافی و تنفس رطوبتی آخر فصل کشت گردیدند. در آزمایش تنفس خشکی، با توجه به شرایط آب و هوایی منطقه طی مرحله گل‌دهی تا رسیدگی فقط یک بار آبیاری صورت گرفت در حالی که در آزمایش بدون تنفس طی همین دوره سه بار آبیاری انجام شد. هر یک از آزمایش‌ها بر پایه طرح بلوك‌های کامل تصادفی در سه تکرار اجرا گردید. هر بلوك شامل نسل F_2 تلاقي‌ها و والدین آنها بود و هر ژنوتیپ در ۵ ردیف به طول ۳ متر و با فاصله ۲۰ سانتی‌متر از هم کشت گردید. فواصل کاشت روی ردیف ۵ سانتی‌متر در نظر گرفته شد. عملیات زراعی از قبیل کود دادن، وجین و سمپاشی به طور یکنواخت و مساوی برای هر دو آزمایش و کلیه تکرارها انجام پذیرفت.

پس از تجزیه واریانس مقدماتی در هر محیط، تجزیه

خشکی دارای آثار منفی و معنی دار GCA برای ارتفاع بوته بودند (جدول ۳). لذا این ارقام، والدهای مفیدی برای کاهش ارتفاع بوته در برنامه های اصلاحی خواهند بود. شاخص های آماری و پارامترهای ژنتیکی برای ارتفاع بوته در دو محیط مساعد و تنش خشکی (جدول ۴) در هر دو محیط روند یکسانی داشت. برآورد میانگین درجه غالبیت $H_1 / 4D^{1/2}$ نشان داد که این صفت در هر دو محیط تحت تأثیر غالبیت نسبی ژن ها قرار دارد. مقدار نسبت $H_2 / 4H_1$ نشان می دهد که هم در محیط مساعد و هم در محیط تنش خشکی فراوانی آلل های غالب و مغلوب در تمام مکان های ژنی والدها مساوی نیست و ارقام مورد مطالعه برای ارتفاع بوته دارای آلل های غالب بیشتری هستند. علامت ضریب رگرسیون $Wr+Vr$ و $(Wr+Vr)^2$ در هر دو محیط مثبت بود، بنابراین آلل های غالب در هر دو محیط اشرکاهنده داشتند. قابلیت توارث عمومی و خصوصی صفت ارتفاع بوته در محیط مساعد به ترتیب ۷۸ و ۶۴ درصد و در محیط تنش به ترتیب ۸۰ و ۶۹ درصد برآورد گردید (جدول ۴) که البته این مقادیر برآورد یکسانی از قابلیت توارث ارتفاع بوته در هر دو محیط می باشند.

با توجه به سهم بیشتر آثار افزایشی ژن ها در کترل ارتفاع بوته و بالا بودن نسبت وراثت پذیری عمومی و خصوصی این صفت انتخاب مستقیم برای صفت ارتفاع بوته در نسل های اولیه می تواند در هر دو محیط موفقیت آمیز باشد.

برای صفت تعداد پنجه بارور چه از طریق تجزیه واریانس ترکیب پذیری و چه از طریق تجزیه گرافیکی و برآورد پارامترهای ژنتیکی، در هر دو محیط نتایج مشابهی به دست آمد. نسبت واریانس GCA به واریانس SCA در هیچ یک از دو محیط معنی دار نبود (جدول ۲) که مانند گزارش های برخی محققین دیگر (۲۷ و ۲۹) حاکی از نقش بیشتر آثار غیر افزایشی ژن ها در کترل این صفت است. در محیط بدون تنش، رقم چمران دارای اثرات GCA مثبت و معنی دار و در محیط تنش خشکی دارای آثار مثبت ولی غیر معنی دار GCA بود (جدول ۳). با توجه به سهم بیشتر اثرات غیر افزایشی در کترل

درصد و برای سایر صفات مورد مطالعه در سطح احتمال ۱ درصد معنی دار بود. هم چنین بر مبنای نتایج حاصل از تجزیه واریانس مجزا برای هر محیط میانگین مربعات زنوتیپ ها، هم در محیط بدون تنش و هم در محیط تنش خشکی، برای کلیه صفات مورد بررسی در سطح احتمال ۱ درصد معنی دار بود. این مسئله نشان دهنده وجود تفاوت های ژنتیکی قابل ملاحظه در بین ارقام مورد مطالعه برای صفات مورد ارزیابی می باشد.

میانگین مربعات ترکیب پذیری عمومی (GCA) و خصوصی (SCA) ارقام برای تمام صفات مورد مطالعه در تلاقی های دای آلل برآورد گردیدند (جدول ۲). میانگین مربعات GCA برای صفات ارتفاع بوته، طول سنبله، تعداد سنبله چه بارور در سنبله و تعداد دانه در سنبله در هر دو محیط معنی دار بود. میانگین مربعات GCA تعداد پنجه بارور در محیط تنش معنی دار ولی در محیط بدون تنش غیر معنی دار گردید. هم چنین برای صفت عملکرد بوته میانگین مربعات GCA در محیط بدون تنش معنی دار بود ولی در محیط تنش خشکی معنی دار نگردید.

میانگین مربعات SCA برای ارتفاع بوته در محیط بدون تنش و در سطح احتمال ۵ درصد و برای تعداد پنجه بارور و عملکرد بوته در هر دو محیط در سطح احتمال ۱ درصد معنی دار بود ولی برای بقیه صفات در هیچ یک از دو محیط معنی دار نگشت. نسبت میانگین مربعات GCA به SCA برای صفات ارتفاع بوته، طول سنبله و تعداد دانه در سنبله در هر دو محیط و برای تعداد سنبله چه بارور در سنبله در محیط تنش خشکی در سطح احتمال ۱ درصد معنی دار گردید. این نسبت در بقیه موارد معنی دار نبود.

با توجه به معنی دار بودن نسبت میانگین مربعات GCA به SCA (جدول ۲) می توان نتیجه گرفت که نقش آثار افزایشی در کترل ارتفاع بوته بیشتر است. سینگ و پارودا (۲۷) و هم چنین حسنی و همکاران (۱) در مطالعه این صفت به نتایج مشابهی دست یافته اند. رقم چمران در محیط بدون تنش و ارقام فلات، داراب و قدس هم در محیط بدون تنش و هم در محیط تنش

جدول ۲. میانگین مربعات قابلیت ترکیب پذیری عمومی و خصوصی صفات موردنرسی در دو محیط

میانگین مربعات		ارتفاع بوده						درجه تغییر					
		تعداد دانه در سنبله			تعداد سنبله در سنبله			طول سنبله			تعداد پنجه بارود		
	عملکرد بوده	بدون تنفس	تنفس	بدون تنفس	تنفس	بدون تنفس	تنفس	بدون تنفس	تنفس	بدون تنفس	تنفس	بدون تنفس	تنفس
۱/۰	ns	۸۸/۵۵**	۱/۲/۹۷/۹۷**	۱/۳۶/۳۶**	۱/۲/۳۴*	۲/۳۵**	۱/۷/۷**	۱/۳۴*	۱/۲/۲*	۰/۲/۰	۰/۹۴**	۱/۹۷/۰	۰/۹۷/۰**
۲/۴۹**	۴/۵۰*	۱/۵/۹۴ ns	۳/۱/۵۱ ns	۱/۶/۳۹	۰/۶/۳۹	۰/۷۶	۰/۱۸*	۰/۷۶*	۰/۴۵	۰/۴۵	۰/۳۹	۰/۳۹	۰/۴۹ ns
۰/۴۸*	۱/۳۶*	۸/۳۹*	۱/۶/۳۹	۰/۱۸*	۰/۱۸*	۰/۱۱	۰/۱۱	۰/۱۱	۰/۱۱	۰/۱۱	۰/۱۱	۰/۱۱	۰/۱۱
۰/۴۳ ns	۱/۰/۱	۵/۵۵**	۴/۱۱/۱**	۷/۰/۸**	۷/۰/۸**	۸/۰/۸**	۱/۰/۸**	۱/۰/۸**	۱/۰/۸**	۱/۰/۸**	۱/۰/۸**	۱/۰/۸**	۱/۰/۸**

* و ** به ترتیب معنی دار سطوح ۵ و ۱ درصد

جدول ۳. اثرات قابلیت ترکیب پلیمری عمومی برای صفات مورد مطالعه در محیط بدون تنش خشکی و تنش خشکی

عملکرد بورته	تعداد دانه در سنبله		تعداد سنبله در سنبله		طول سنبله		تعداد پینجه با رور		ارتفاع بورته	
	بدون تنش	تشن	بدون تنش	تشن	بدون تنش	تشن	بدون تنش	تشن	بدون تشن	والد
-۰/۲۵	-۰/۲۴	۱/۴۸	*۰/۳۵	*۰/۲۴*	*۰/۳۰	*۰/۴۵	-۰/۰۵	-۰/۰۷**	-۰/۹۳*	قدس
۰/۴۸	*۰/۹۶	۱/۷۳	*۰/۱۰	۰/۱۸	۰/۰۱	۰/۰۶	۰/۰۸۲	۰/۰۲	-۰/۴۷**	فلاحت
-۰/۰	۰/۰۳۱	۱/۵	*۰/۰۰	*۰/۰۳*	*۰/۰۳	*۰/۰۸*	-۰/۰۷	-۰/۰۲	-۰/۱۶**	داراب
۰/۰۹	-۰/۰۳۸	-۰/۰۴*	-۰/۰۶*	-۰/۰۱*	-۰/۰۸*	-۰/۰۷**	-۰/۰۳*	-۰/۰۶	-۰/۱۳*	برستایا
-۰/۰۷	-۰/۰۱۳*	-۰/۰۶۲	-۰/۰۶۵	-۰/۰۱۳۹	۰/۰۱	-۰/۰۲	-۰/۰۱۴	-۰/۰۱۳۲	-۰/۰۳۰**	کرج
-۰/۰۴۶	۰/۰۳۸	۱/۸۷	۱/۸۸	۰/۰۳۴*	۰/۱۱	-۰/۰۹	-۰/۰۶	-۰/۰۸	-۰/۰۶*	برکت
۰/۰۴۳	۰/۰۵۹	۱/۷۹*	-۰/۰۴	-۰/۰۵	-۰/۰۵	-۰/۰۸*	-۰/۰۵*	-۰/۰۴	-۰/۰۳*	پیمان
-۰/۰۵	-۰/۰۵	-۱/۹۵	-۱/۷۲	-۰/۰۲۵	-۰/۰۲۹	-۰/۰۴*	-۰/۰۳۰	-۰/۰۷	-۰/۰۱	اروند
۰/۰۲۰	۰/۰۴۶	۱/۸۵۷	۱/۱۹۸	۰/۱۲۸	۰/۰۵۸	۰/۰۹۶	۰/۰۹۹	۰/۰۱۰	-۰/۰۱۵	
										SE(g)

* و ** به ترتیب معنی دارد سطح ۵ و ۱ درصد

جدول ۴. برآورد پارامترهای ژئوکی صفات موردنظر مطالعه در محیط بدون تشن و تشن خشکی

پارامترها و شاخص‌ها	ارتفاع بونه		تعداد پیچه باز رو		طول سنبله		تعداد سنبله‌چه در سنبله		تعداد دانه در سنبله		بیانات	
	بدون تشن	تشن	بدون تشن	تشن	بدون تشن	تشن	بدون تشن	تشن	بدون تشن	تشن	بدون تشن	تشن
D	۹۵/۲۹	۹۶/۲۳	۰/۰۶	-	۰/۰۴	-	۰/۰۷	-	۰/۰۴	-	۰/۰۵	-
H ₁	۱۸۱/۳۰	۱۶۱/۳۸	۰/۴۸	۰/۴۸	۰/۲۲۳۴	۰/۱۳۵	۰/۱۴۸	۰/۱۴۸	۰/۰۵۰	۰/۰۵۰	۰/۰۵۵	۰/۰۵۵
H ₂	۱۵۵/۸۳	۷۶/۱۴	۰/۱۲۱	۰/۱۲۱	۰/۲۰۳۴	۰/۱۳۳	۰/۰۵۰	۰/۰۵۰	۰/۰۴۳	۰/۰۴۳	۰/۰۵۹	۰/۰۵۹
F	۱۳/۵۱	۱۰/۵۹	۰/۰۵۹	۰/۰۵۹	۰/۱۷۷	۰/۰۱۰	۰/۰۰۹	۰/۰۰۹	۰/۰۰۹	۰/۰۰۹	۰/۰۵۹	۰/۰۵۹
h ²	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	۰/۰۹۸	۰/۰۹۸
H ₁ -H ₂	۰/۰۴۷	۰/۰۴۷	-	-	۰/۰۴۴	۰/۰۴۴	۰/۰۴۴	۰/۰۴۴	۰/۰۴۴	۰/۰۴۴	۰/۰۴۷	۰/۰۴۷
H ₂ /4H ₁	۰/۰۱۴	۰/۰۱۴	-	-	۰/۰۳۰	۰/۰۳۰	۰/۰۲۲	۰/۰۲۲	۰/۰۲۲	۰/۰۲۲	۰/۰۳۱	۰/۰۳۱
نسبت فراوانی آللهای	۱/۱۰	۱/۱۰	-	-	۰/۰۹	۰/۰۹	۰/۰۹	۰/۰۹	۰/۰۹	۰/۰۹	۰/۰۹۳	۰/۰۹۳
۴h ² /H ₂	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
(H ₁ /4D) ^{0.5}	۰/۰۹	۰/۰۹	-	-	۰/۰۴۷	۰/۰۴۷	۰/۰۴۷	۰/۰۴۷	۰/۰۴۷	۰/۰۴۷	۰/۰۷۳	۰/۰۷۳
b[(W+Vt)Yt]	۰/۰۷۸	۰/۰۷۸	-	-	-	-	-	-	-	-	(Hb)	(Hb)
(Hn)	۰/۰۴	۰/۰۴	-	-	۰/۰۶۵	۰/۰۶۵	۰/۰۶۵	۰/۰۶۵	۰/۰۶۵	۰/۰۶۵	۰/۰۶۴	۰/۰۶۴

خشکی این صفت بیشتر تحت کنترل آثار افزایشی ژن‌ها قرار دارد.

هم‌چنین تجزیه گرافیکی و برآورد پارامترهای ژنتیکی تعداد سنبلاچه بارور در سنبله (جدول ۴) در دو محیط غیر تنفس و تنفس خشکی نیز متفاوت بود. میانگین درجه غالبیت $1/10^{1/2}$ ($H_{1/4}D$) برای محیط مساعد و تنفس خشکی به ترتیب $1/10^{0.72}$ و $1/10^{0.5}$ برآورد شده است. مقادیر این نسبت دلالت بر این موضوع دارد که تعداد سنبلاچه بارور در سنبله در محیط بدون تنفس احتمالاً تحت کنترل فوق غالبیت ژن‌ها قرار دارد در حالی که در محیط تنفس خشکی این صفت تحت کنترل غالبیت نسبی ژن‌هاست. در محیط بدون تنفس در والدهای مورد مطالعه آلل‌های غالب کنترل کننده این صفت بیشتر از آلل‌های مغلوب ظهور پیدا می‌کنند در حالی که در محیط تنفس خشکی والدهای مورد مطالعه دارای آلل‌های مغلوب بیشتری برای کنترل صفت تنفس سنبلاچه بارور در سنبله هستند. قابلیت توارث عمومی و خصوصی این صفت بر مبنای روش هیمن- جینکر در محیط بدون تنفس به ترتیب 34% و 14% درصد و در محیط تنفس خشکی به ترتیب 60% و 57% درصد محاسبه شد. نتایج به دست آمده در مورد تعداد سنبلاچه بارور در سنبله نشان داد که ژن‌هایی که این صفت را کنترل می‌کنند به مقدار زیادی تحت تأثیر شرایط تنفس آبی قرار دارند.

نتایج تجزیه واریانس قابلیت ترکیب‌پذیری (جدول ۲) نشان می‌دهد که برای صفت تعداد دانه در سنبله نسبت واریانس‌های GCA/SCA در هر دو محیط در سطح احتمال ۱ درصد معنی‌دار است. بنابراین می‌توان انتظار داشت که در هر دو محیط آثار افزایشی ژن‌ها سهم بیشتری را در کنترل ژنتیکی صفت تعداد دانه در سنبله داشته است. بسیاری از محققین (۸، ۲۴ و ۲۶) نیز با مطالعه این صفت در محیط‌های مختلف نتایج مشابهی کسب کرده‌اند.

در محیط بدون تنفس ارقام قدس و فلات برای صفت تعداد دانه در سنبله دارای اثرات GCA مثبت و معنی‌دار بودند (جدول ۳). این در حالی است که در محیط تنفس خشکی والد

تعداد پنجه بارور در هر دو محیط انتظار می‌رود که با استفاده از این رقم در تلاقي با ارقام دیگر بتوان در نتاج حاصل گياهانی با تعداد پنجه بیشتر را انتخاب کرد. در محیط بدون تنفس هیچ کدام از تلاقي‌ها از نظر تعداد پنجه بارور در بوته SCA مثبت و معنی‌دار نداشتند در حالی که در محیط تنفس خشکی تلاقي ارونند \times بزوستایا دارای آثار مثبت و معنی‌دار SCA از نظر این صفت بود. با توجه به وراثت‌پذیری پایین (جدول ۴) و سهم بیشتر اثرات غیر افزایشی در کنترل تعداد پنجه بارور، انتخاب مستقیم برای این صفت در نسل‌های اولیه مؤثر نیست و گزینش برای این صفت باید به نسل‌های پیشرفته برنامه بهنژادی موكول گردد.

میزان نسبتاً بالا و معنی‌دار واریانس GCA به SCA در هر دو محیط مورد مطالعه (جدول ۲)، نشان داد که اثرات افزایشی سهم بیشتری را در کنترل صفت طول سنبله دارا می‌باشند که برخی از محققین (۴ و ۲۵) نیز به این امر اشاره کرده‌اند. ارقام قدس، داراب و ارونند در هر دو محیط بدون تنفس و تنفس خشکی دارای GCA مثبت و معنی‌دار بودند (جدول ۳). لذا در نتایج حاصل از تلاقي این ارقام می‌توان ژنتیپ‌های با طول سنبله بیشتر را در هر دو محیط گزینش نمود. هم‌چنین با توجه به سهم زیاد اثرات افزایشی ژن‌ها و بالا بودن نسبت وراثت‌پذیری عمومی و خصوصی در هر دو محیط انتخاب مستقیم برای صفت طول سنبله در نسل‌های اولیه در این گونه محیط‌ها می‌تواند موفقیت‌آمیز باشد.

برای صفت تعداد سنبلاچه بارور در سنبله، تجزیه ترکیب‌پذیری نشان‌دهنده روند متفاوت در دو محیط مورد مطالعه بود. بدین ترتیب که نسبت واریانس GCA به SCA در محیط بدون تنفس و تنفس خشکی به ترتیب $1/86$ و $7/08$ برآور شد (جدول ۲). معنی‌دار نبودن این نسبت در محیط آبیاری نشان می‌دهد که این صفت در محیط مساعد رطوبتی بیشتر تحت کنترل اثرات غیر افزایشی ژن‌هاست. در حالی که این نسبت در محیط تنفس خشکی بالا و در سطح احتمال ۱ درصد معنی‌دار است و نشان می‌دهد که در محیط تنفس

SCA مثبت و معنی دار بودند. این در حالی است که در محیط تنش خشکی هیچ کدام از تلاقي ها اثرات SCA مثبت و معنی داری برای عملکرد بوته نداشتند (جدول ۵). فرضیات مدل تجزیه ژنتیکی در محیط آبیاری با حذف دو والد ارونده و قدس و در محیط تنش خشکی نیز پس از حذف والد چمران برای عملکرد بوته صادق گردید. بر مبنای تجزیه و تحلیل ژنتیکی روش هیمن-جینکز در هر دو محیط پارامترهای H۱ و H۲ بسیار بالاتر از D و معنی دار بودند (جدول ۴). بنابراین هم در محیط بدون تنش و هم در محیط تنش خشکی صفت عملکرد تحت تأثیر اثرات فوق غالبیت ژن ها قرار دارد. نتایج مشابهی نیز توسط لاریک و ویرک (۲۱) و همچنین حسنی و همکاران (۱) در مورد صفت عملکرد دانه در بوته گزارش شده است. تجزیه گرافیکی و برآورد میانگین درجه غالبیت $H_1/4D$ نیز این نتیجه گیری را تصدیق می کند. منون و شارما (۲۴) با استفاده از تجزیه گرافیکی نتایج مشابهی را در دو محیط آبیاری و تنش خشکی به دست آورند. اما چودری و همکاران (۷) با استفاده از تجزیه گرافیکی برای این صفت در محیط آبیاری فوق غالبیت و در محیط تنش خشکی غالبیت نسبی ژن ها را برآورد کرده اند. برای عملکرد بوته (جدول ۴) نسبت $H_1/4H_2$ در محیط بدون تنش نشان دهنده نامساوی بودن فراوانی آلل های غالب و مغلوب در والد ها بود در حالی که در محیط تنش خشکی فراوانی آلل های غالب و مغلوب در والد ها نزدیک به هم برآورد گردید. قابلیت توارث عمومی و خصوصی در محیط بدون تنش به ترتیب ۶۶ و ۱۰ درصد و در محیط تنش خشکی به ترتیب ۷۱ و ۴ درصد برآورد شدند (جدول ۴). با توجه به این که واریانس افزایشی بخش بسیار کوچکی از واریانس ژنتیکی را در کنترل عملکرد بوته تشکیل می دهد و همچنین برآورد قابلیت توارث خصوصی پائینی برای این صفت در هر دو محیط و پیچیدگی زیاد و راثت این خصوصیت، می توان نتیجه گرفت که بازدهی انتخاب، به خصوص در نسل های اولیه، در برنامه های بهثزادی این صفت پائین خواهد بود.

چمران دارای اثرات GCA مثبت و معنی دار و والد های قدس، فلاط، داراب و برکت دارای اثرات GCA مثبت ولی غیر معنی دار بودند (جدول ۳). بنابراین انتظار می رود در نتاج حاصل از تلاقي ارقام مذکور با ارقام دیگر، بازده انتخاب برای بهبود صفت تعداد دانه در سنبله بیشتر شود. برای این صفت در محیط بدون تنش حتی پس از حذف دو والد داراب و قدس فرض های مدل تجزیه ژنتیکی هیمن-جینکز صادق نگردید و تجزیه و تحلیل دای آلل به روش مذکور انجام نگرفت. در محیط تنش خشکی میانگین درجه غالبیت $H_1/4D$ نشان دهنده وجود غالبیت نسبی برای تعداد دانه در سنبله می باشد. برای این صفت در محیط تنش خشکی فراوانی آلل های غالب بیشتر از آلل های مغلوب است (جدول ۴). علامت منفی ضریب رگرسیون Yr و (Wr+Vr) نشان می دهد که آلل های غالب اثر افزاینده دارند. قابلیت توارث عمومی و خصوصی بر مبنای روش هیمن-جینکز در این محیط به ترتیب ۷۰ و ۴۹ درصد برآورد گردیده است.

نسبت واریانس های GCA به SCA در محیط آبیاری و تنش خشکی برای صفت عملکرد بوته به ترتیب ۱/۰۱ و ۰/۴۳ بود که این نسبت ها در هر دو محیط معنی دار نگردید (جدول ۲). پائین بودن و غیر معنی دار بودن نسبت واریانس های GCA به SCA در محیط آبیاری و تنش خشکی برای عملکرد بوته تأیید می نماید که این صفت در هر دو محیط، بیشتر توسط اثرات غیر افزایشی ژن ها کنترل می گردد. محققین دیگر (۱۱) و (۲۷) نیز با مطالعه این خصوصیت در محیط های متفاوت و با استفاده از این روش تجزیه و تحلیل ژنتیکی نتایج مشابهی را گزارش کرده اند. در محیط آبیاری رقم فلاط دارای اثرات GCA مثبت و معنی دار بود. در محیط تنش خشکی اثرات GCA هیچ کدام از ارقام معنی دار نگشت ولی ارقام فلاط و چمران دارای اثرات مثبت برای GCA بودند (جدول ۳). این امر نشان می دهد که ارقام فلاط و چمران ترکیب شونده های خوبی برای عملکرد بوته در شرایط تنش خشکی هستند. در محیط بدون تنش تلاقي های فلاط × قدس و ارونده × برکت دارای اثرات

جدول ۵. اثرات قابلیت ترکیب پذیری خصوصی برای صفات مورد مطالعه در دو محیط بدون تنش و تنش خشکی

تلاقی	ارتفاع بوته											
	عملکرد بوته		تعداد دانه در سنبله		تعداد سنبلاچه در سنبله		طول سنبله		تعداد پنجه بارور		ارتفاع بوته	
	تنش	بدون تنش	تنش	بدون تنش	تنش	بدون تنش	تنش	بدون تنش	تنش	بدون تنش	تنش	بدون تنش
قدس × فلات	-۰/۰۶	۲/۷۸*	۵/۶۸*	۲/۹۲	۰/۳۴	-۰/۲۰	-۰/۱۱	-۰/۴۳	-۱/۲۴	-۰/۴۷	-۲/۷**	۸/۸**
قدس × داراب	-۱/۶۳*	-۲/۷۸*	-۲/۹۶	-۹/۶۱*	-۰/۷۰	-۱/۲۳	-۰/۳۶	۰/۲۰	-۰/۲۸	۰/۲۸	-۵/۷۵*	-۵/۹۵
قدس × بزوستایا	-۱/۷۳*	-۲/۱۷	-۲/۹۶	-۳/۲۸	۰/۹۰*	-۱/۱۳	-۰/۶۰	-۰/۶۵*	-۲/۲**	-۰/۵۰	۱/۷۶	-۴/۵۶
قدس × کرج ۲	۰/۴۶	-۰/۸۱	-۳/۵۳	-۳/۶۴	۰/۰۱	-۰/۱۲	۰/۰۷	-۰/۰۶	۱/۱۸	-۰/۲۹	۱/۰۰	۱/۱۱
قدس × برکت	-۰/۰۷	-۱/۱۵	-۱/۵۲	-۳/۴۲	۰/۱۹	۰/۴۹	-۰/۳۸	-۰/۰۳	-۰/۹۰	-۱/۰۸	۶/۲۱*	۲/۹۴
قدس × چمران	۰/۴۷	-۰/۳۱	۳/۵۸	-۱/۱۰	۰/۵۹	۰/۰۸	۰/۲۶	-۰/۲۰	۰/۱۸	۰/۳۰	۱/۱۲	-۵/۸۷
قدس × اروندا	-۰/۴۱	-۱/۷۴	۰/۲۲	-۳/۴۳	-۰/۵۹	-۱/۵۱*	-۰/۳۵	-۰/۰۷	-۱/۵۲*	-۱/۴۵*	۱/۳۹	۱/۶۳
فلات × داراب	-۰/۶۷	-۱/۳۸	۲/۵۷	۴/۰۶	۰/۲۴	-۰/۰۵	-۰/۲۸	-۰/۰۰۱	-۰/۴۸	-۰/۱۸	۱/۰۱	۰/۳۵
فلات × بزوستایا	-۱/۸۱*	-۱/۹۳	-۶/۷۱*	۱/۰۳	۰/۳۸	-۰/۹۷	۰/۶۳*	۰/۲۸*	-۰/۲۰	-۰/۴۱	-۱۰/۹**	-۴/۲۳
فلات × کرج ۲	۰/۲۹	-۰/۹۵	۶/۲۰*	۰/۶۷	۰/۴۸	۰/۳۸	۰/۱۱	۰/۱۱	-۰/۵۶	-۰/۶۹	۰/۹۳	۰/۳۸
فلات × برکت	-۰/۶۰	-۰/۱۰	-۴/۳۹	۲/۰۴	-۰/۷۳	-۰/۲۴	۰/۲۸	۰/۴۳	-۰/۹۵	-۰/۷۵	-۰/۵۸	-۳/۲۸
فلات × چمران	-۱/۴۳*	۰/۳۲	-۰/۸۸	-۴/۳۵	۰/۶۹	-۰/۷۰	۰/۰۶	-۰/۲۰	-۱/۶۳*	-۰/۰۳	۰/۷۵	۱/۰۹
فلات × اروندا	۰/۲۷	-۰/۷۶	۴/۱۷	-۷/۰۵	-۰/۲۲	۱/۴۶*	-۰/۱۱	-۰/۲۶	-۰/۰۳	-۰/۳۶	۳/۶۲	-۱/۲۲
داراب × بزوستایا	۰/۲۰	-۰/۶۶	۱/۹۲	-۶/۳۶	-۰/۱۷	-۰/۲۸	-۰/۴۵	-۰/۴۲	-۰/۲۱	-۰/۳۶	۱/۸۱	۵/۲۱
داراب × کرج ۲	-۱/۴۴*	۰/۴۴	۱/۶۴	۱/۲۹	۰/۴۵	۰/۶۷	۰/۱۲	۰/۰۱	-۱/۰۶	-۰/۵۸	-۱/۳۶	-۱/۳۴
داراب × برکت	-۰/۳۹	-۲/۶۷*	-۲/۷۳	-۲/۰۴	۰/۲۲	-۱/۶۰*	۰/۲۲	-۰/۰۳	-۰/۶۳	-۲/۳**	۱/۵۷	۲/۱۹
داراب × چمران	-۰/۴۶	-۲/۲۸*	-۵/۰۶	-۵/۳۶	-۰/۲۱	-۰/۷۶	-۰/۰۳	۰/۶۱	-۰/۷۸	-۰/۰۷	-۰/۱۲	-۷/۹**
داراب × اروندا	-۱/۴۶*	۰/۰۷	-۲/۶۱	۰/۳۹	۰/۱۰	۰/۸۳	-۰/۲۷	-۰/۰۵	-۰/۶۵	-۰/۷۲	۱/۲۱	۶/۷**
بزوستایا × کرج ۲	۰/۰۳	۰/۲۷	-۱/۳۴	-۴/۱۳	-۰/۵۴	-۰/۸۷	-۰/۲۲	-۰/۰۵	-۰/۸۹	۰/۲۴	۳/۳۴	۰/۹۶
بزوستایا × برکت	-۰/۷۴	-۰/۸۲	۲/۰۵	-۰/۴۱	-۰/۳۹	-۱/۴۸*	-۰/۲۳	-۰/۲۳	-۰/۳۶	-۰/۴۵	-۱/۸۳	۲/۸۷
بزوستایا × چمران	۰/۵۸	۱/۹۹	۴/۱۰	۰/۹۲	-۰/۰۵۳	۰/۰۷	-۰/۷۲*	-۰/۱۵	-۱/۱۸	۰/۴۴	۰/۸۲	۲/۵۶
بزوستایا × اروندا	۱/۲۲	-۰/۲۸	۲/۷۵	-۲/۵۷	۰/۱۶	۰/۲۲	-۰/۶۳*	-۰/۲۱	۱/۷۶*	-۰/۴۳	۲/۶۵	۱/۳۲
کرج × برکت	-۱/۰۷	۰/۳۴	-۲/۱۳	-۲/۹۹	۰/۳۳	-۰/۲۷	۰/۱۴	۱/۱**	-۰/۹۳	-۰/۰۲	-۴/۴۱	-۳/۰۵
کرج × چمران	-۱/۷۳*	-۲/۱۰	-۵/۰۳	-۳/۴۵	۰/۱۲	-۰/۵۷	-۰/۴۰	-۰/۱۰	-۰/۸۷	-۰/۶۹	-۱/۷۸	۰/۹۹
کرج × اروندا	-۱/۲۴	۲/۵۱*	-۴/۷۶	-۰/۱۲	-۰/۱۲	-۰/۹۷	-۰/۰۶	-۰/۶۶*	-۰/۲۶	-۰/۲۷	-۰/۲۰	-۱۳/۰۶**
برکت × چمران	-۲/۰۳**	۱/۳۷	-۱/۰۰	۲/۵۱	-۰/۵۱	۱/۶۴*	-۰/۶۹*	۰/۰۱	-۲/۲**	-۰/۳۰	-۱/۴۳	۷/۷۱*
برکت × اروندا	-۱/۰۳	۲/۵۱*	۱/۴	۵/۱۶	۰/۳۷	۰/۵۵	-۰/۱۳	-۰/۲۸	-۱/۲۴	۰/۸۸	-۲/۳۶	۱/۵۲
چمران × اروندا	-۰/۳۳	۱/۸۲	-۴/۸۰	-۳/۳۵	-۰/۱۹	-۰/۷۷	۰/۰۷	۰/۳۲	-۰/۸۵	۰/۶۳	-۳/۱۵	-۱/۱۴
SE(sij)	۰/۵۴۸	۰/۹۲	۲/۲۸	۳/۱۹	۰/۳۴	۰/۶۸	۰/۲۵۶	۰/۲۶۶	۰/۵۳۲	۰/۴۹۳	۲/۱۹۶	۲/۸۰۶

* و **: به ترتیب معنی دار در سطح ۵ و ۱ درصد

وراثت‌پذیری پائین و سهم بیشتر اثرات غیر افزایشی ژن‌ها در کنترل تعداد پنجه بارور، انتخاب مستقیم در نسل‌های اولیه مؤثر نیست و گزینش برای این صفت باید به نسل‌های پیشرفته برنامه بهترزایی موکول گردد. عملکرد بوته نیز توسط اثرات غیرافزایشی ژن‌ها کنترل می‌شود و به‌دلیل پائین بودن وراثت‌پذیری خصوصی آن در هر دو محیط تنش (۴ درصد) و بدون تنش (۱۰ درصد) انتخاب مستقیم برای عملکرد موفق نخواهد بود.

به طور کلی بر اساس نتایج به‌دست آمده از این مطالعه می‌توان از ارقام فلات، داراب و قدس در برنامه‌های اصلاحی به عنوان والدین تلاقي جهت کاهش ارتفاع بوته استفاده نمود. با توجه به سهم بیشتر اثرات افزایشی ژن‌ها در کنترل ارتفاع بوته و طول سنبله و بالا بودن وراثت‌پذیری این صفات انتخاب مستقیم برای ارتفاع بوته و طول سنبله در نسل‌های اولیه می‌تواند در هر دو محیط تنش و بدون تنش مفید باشد. اما بر عکس به دلیل

منابع مورد استفاده

۱. حسنی، م.، ق. سعیدی و ع. رضائی: ۱۳۸۴. برآورد پارامترهای ژنتیکی و قابلیت ترکیب‌پذیری برای عملکرد دانه و اجزای آن در گندم نان. علوم و فنون کشاورزی و منابع طبیعی ۹(۱): ۱۷۱-۱۵۷.
۲. فرشادفر، ع. ۱۳۷۵. روش‌های تجزیه ژنتیکی مقاومت به خشکی در گندم. چکیده چهارمین کنگره زراعت و اصلاح نباتات ایران.
۳. فرشادفر، ع. ۱۳۷۷. کاربرد ژنتیک کمی در اصلاح نباتات. جلد اول، انتشارات دانشگاه رازی کرمانشاه.
4. Abdel-Sabour, M.S., A.M. Hassan, H.S. Abdel Sharif and A.A. Hamada. 1996. Genetic analysis of diallel cross in breed wheat under different environmental conditions in Egypt. 2. F2 and parents. Indian J. Genet. 56: 49-61.
5. Bhullar, G.S., K.S. Gill and A.S. Khana. 1979. Combing ability analysis over F1-F5 generation in diallel cross of breed wheat. Theor. Appl. Genet. 55: 77-80.
6. Celliers, P. R., M. T. Labuschange, C. S. Derenter and C.S. van derenter. 1999. Combining ability effects of some spring wheat cultivars at two different temperature levels. South African J. Plant and Soil 16: 15-17.
7. Chowdhry , M. A., I. Rasool, I. Khalig, T. Mahmood and M.M Gilani. 1999. Genetic of some metric traits in spring wheat under normal and drought environments. Rachis. 18: 34-39.
8. Chowdhry, A.M., M. Rafiq and K. Alam. 1992. Genetic architecture of grain yield and certain other traits in breed wheat. Pakistan J. Agric. Sci. 13(2): 216-220.
9. Christie, B. R., V.I. Shattuck and J.A. Dick. 1988. The diallel cross: its analysis and interaction. University of Guelph, Ontario, Canada.
10. Christie, B. R. and V.I. Shattuck. 1992. The diallel cross: design, analysis and use for plant breeders. Plant Breed. Rev. 9: 9-36.
11. Dasgupta, T. and A.B. Mondal. 1988. Diallel analysis in wheat. Indian J. Genet. 48(2): 167-170.
12. Falconer, D.S. and T.F.C. Mackay. 1996. Introduction to Quantitative Genetics. Longman, London.
13. Griffing, B. 1950. A generalized treatment of use of diallel crosses in quantitative inheritance. Heredity 10: 31-50.
14. Griffing, B. 1956. Concept of general and specific combining ability in relation to diallel crossing system. Aust. J. Biol. Sci. 9: 463-493.
15. Hayman, B.I. 1957. Interaction heterosis and diallel crosses. Genetics 42: 236-355.
16. Hayman, B.I. 1954. The analysis of variance of diallel tables. Biometrics 10: 235-244.
17. Haymen, B.I. 1954. The theory and analysis of diallel crosses. Genetics 39: 789-809.
18. Heyes, J.D. and R.S. Paroda, 1974. Parental generation in relation to combining ability in spring barley. Theor. Appl. Genet. 44: 373-377.
19. Jinks, J.L. and B.I. Hayman. 1953. The analysis of diallel crosses. Maize Genet. Coop News 27. 48-54.
20. Jinks, J. L. 1956. The F2 and backcross generation from a set of diallel crosses. Heredity 10: 1-30.
21. Larik, A.S. and P.S. Virik. 1983. Diallel analysis over environments in wheat-plant characters and harvest index, Indian J. Genet. 43: 21-27.
22. Mather, K. and J.L. Jinks. 1982. Biometrical Genetics: Study of continuous variation. Chapman and Hall Publishers, New York.
23. Matzinger, D. F. Sprague and C.C. Cockerham. 1956. Diallel crosses of maize in experiments repeated over location and years. Agron. J. 51:346-350.
24. Menon, U. and S.N. Sharma. 1997. Genetic of yield determining factors in spring wheat over environments. Indian

- J. Genet. 57: 301-306.
25. Nanda, G.S., P.S. Virk and K.S. Gill. 1983. Diallel analysis over environments in wheat-plant characters and harvest index. Indian J. Genet. 43: 21-27.
26. Patil, V.D. and P.R. Chapde. 1981. Combining ability analysis over environments in diallel cross of linseed (*Linum Usitatissimum*). Theor. Appl. Genet. 60:339-343.
27. Singh, I and R. S. Paroda. 1986. Partial diallel analysis including parents for combining ability in wheat. Indian J. Genet. 46: 490-495.
28. Winder, J.N. and K.L. Lebsock. 1973. Combining ability in durum wheat: I. Agronomic characteristics. Crop Sci. 13: 163-167.
29. Yadav, M.S., I. Singh, S.K. Sharma and K.P. Singh. 1988. Combining ability analysis over environments in spring wheat. Int. J. Tropical Agric. 6: 102-105.

Archive of SID