

مطالعه پارامترهای ژنتیکی عملکرد دانه و اجزای آن در پنج تلاقی گندم

بهروز مرادی عاشور^۱، احمد ارزانی^۲، عبدالمجید رضایی^۳ و سید علی محمد میرمحمدی میبدی^۴

چکیده

در این بررسی نحوه کنترل ژنتیکی عملکرد دانه و صفات مرتبط به آن در پنج تلاقی گندم پائیزه (*Triticum aestivum L.*) به روش تجزیه میانگین نسل‌ها برآورد گردید. ارقام روشن، مهدوی، اینیا، آتیلا و گاسکوین و جمعیت‌های F_1 , F_2 , BC_1 و BC_2 حاصل از تلاقی آنها بر پایه طرح کرت‌های خردشده در قالب بلوک‌های کامل تصادفی در دو تکرار ارزیابی شدند. نتایج تجزیه واریانس میانگین نسل‌ها نشان داد که تفاوت‌های معنی‌دار بین نسل‌ها برای صفات مورد مطالعه از جمله عملکرد دانه در بوته، تعداد سنبله در بوته، تعداد سنبله‌چه در سنبله و وزن دانه در سنبله وجود دارد. برای بیشتر صفات و تلاقی‌ها مقدار $\frac{F}{\sqrt{DH}}$ کوچک‌تر از یک بود که بیانگر متفاوت‌بودن علامت و بزرگی اثر ژن‌های کنترل‌کننده این صفات می‌باشد. برای عملکرد دانه وراثت‌پذیری عمومی با دامنه $28/5$ تا $58/6$ درصد و وراثت‌پذیری خصوصی با دامنه $24/5$ تا $48/5$ درصد برای پنج تلاقی برآورد گردید که کوچک‌ترین برآورد را در مقایسه با سایر صفات دارا بود. برآورد اجزای ژنتیکی میانگین نسل‌ها با برآشش مدل‌های مختلف و انتخاب بهترین مدل نشان داد که بسته به نوع صفت و ژنوتیپ نقش اجزای ژنتیکی افزایشی، غالیت و اپیستازی در کنترل صفات مورد مطالعه متفاوت است.

واژه‌های کلیدی: گندم نان، تجزیه میانگین نسل‌ها، وراثت‌پذیری، عملکرد دانه، اجزای تنوع و عملکرد

مقدمه

ژنتیکی کنترل کننده اجزای عملکرد دانه، بهزادگر را در گزینش نظام بهزادی مناسب برای افزایش عملکرد دانه کمک می‌کند. بدین منظور با انجام تلاقی بین لاین‌های خالص و تهیه بذر نسل‌های F_1 , F_2 , BC_1 و BC_2 و از طریق تجزیه و تحلیل میانگین نسل‌ها می‌توان روابط ژنتیکی موجود بین گیاهان در درون و بین نسل‌ها را تعیین و پارامترهای ژنتیکی را برآورد نمود (۶) و با تجزیه میانگین نسل‌ها آثار ژنتیکی افزایشی،

عملکرد دانه صفتی بسیار بی‌جهد است و انتخاب برای افزایش عملکرد در طی نسل‌های در حال تفکیک به لحاظ وجود اثر متقابل ژنوتیپ × محیط با مشکل مواجه می‌باشد، بدین ترتیب استفاده از برخی از اجزای عملکرد که با عملکرد دانه هم‌بستگی دارند برای انتخاب بوته‌ها و فامیل‌ها در طی نسل‌های اولیه قابل توجیه می‌باشد (۱۱). در این ارتباط آگاهی از پارامترهای

۱. محقق مرکز ملی تحقیقات گل و گیاه محلات

۲. به ترتیب استادان و دانشیار اصلاح نباتات، دانشکده کشاورزی، دانشگاه صنعتی اصفهان

نسل‌ها اجرا گردیده است.

مواد و روش‌ها

نسل‌های P_1 , P_2 , F_1 , F_2 , BC_1 و BC_2 تلاقي‌های مهدوی × روشن، آتیلا × روشن، گاسکوین × روشن، اينيا × روشن و مهدوی × اينيا در قالب بلوک‌های کامل تصادفی در ۲ تکرار، در مزرعه تحقیقاتی دانشکده کشاورزی دانشگاه صنعتی اصفهان واقع در لورک نجف‌آباد در سال زراعی ۱۳۷۹-۱۳۷۸ کشت گردیدند و از لحاظ صفات عملکرد دانه در بوته، تعداد سنبله بارور در بوته، تعداد سنبله ارزیابی شدند. به منظور برطرف کردن اثر احتمالی ناشی از نامتجانسی خاک نسل‌های مربوط به هر تلاقي در کنار یکدیگر کشت شدند. نسل‌ها در هر تلاقي به طور مجزا و به صورت تصادفی در بلوک قرار گرفتند. در هر کدام از تلاقي‌ها، نسل‌های P_1 , P_2 , F_1 , F_2 , BC_1 و BC_2 در ۲ خط به طول ۳ متر و نسل F_2 در ۴ خط به طول ۳ متر کشت گردید. فاصله بین ردیف‌ها ۳۰ سانتی‌متر و فاصله بین کرت‌های آزمایش (نسل در هر تلاقي) ۵۰ سانتی‌متر در نظر گرفته شد. صفات مورد بررسی در ۱۵ بوته والدین و F_1 ‌ها، ۳۰ بوته، BC_1 و BC_2 و ۵۰ بوته F_2 که به طور تصادفی در هر کرت مشخص شدند، اندازه‌گیری شدند. تجزیه میانگین نسل‌ها برای هر پنج تلاقي و هر صفت به طور جداگانه به روش ماتر و چینکر (۶) انجام گرفت. برآورده آثار ژنتیکی با استفاده از مدل شش پارامتری شامل میانگین نسل‌ها (m)، اثر افزایشی [d]، اثر غالیت [h]، اثر متقابل بین آثار افزایشی [i]، اثر متقابل بین آثار افزایشی و غالیت [j]، اثر متقابل بین آثار غالیت [l] انجام شد. با توجه به این که تعداد مشاهده برای برآورده اجزای واریانس‌ها در هر نسل متفاوت بودند، برآورده پارامترها با استفاده از روش حداقل مربعات وزنی (weighted least squares) انجام شد (۴ و ۶). به منظور ارائه مناسب‌ترین مدل برای توجیه میانگین‌های مشاهده شده شده، تمام نسل‌ها با مدل دو، سه، چهار، پنج و شش پارامتری آزمون شدند. این مدل‌ها برای میانگین‌های مشاهده شده به وسیله آزمون مربع کای با چهار، سه، دو و یک

غالیت، اپیستازی و درجه غالیت در هر تلاقي برآورد کرد (۳). این روش در مقایسه با دیگر طرح‌های ژنتیکی به آزمایش‌های کوچک‌تری از لحاظ مواد ژنتیکی و سطح زیر کشت نیاز دارد و به سادگی می‌توان آن را به مدل‌های پیچیده‌تری شامل اپیستازی دو طرفه (digenic) و سه طرفه (trigenic) تعمیم داد و آثار آنها را برآورد نمود (۱۱ و ۴). ضمن این که روش مبتنی بر تجزیه واریانس (سایر روش‌ها) از خطای کوچک‌تری برخوردار می‌باشدند (۳).

در مطالعه‌ای در گندم بهاره، اهمیت بیشتر اثر غالیت ژن در مقایسه با اثر افزایشی با استفاده از تجزیه میانگین نسل‌ها در تلاقي‌ها و نقش مهم اثر متقابل ژنی یا اپیستازی در کنترل صفات تعداد پنجه در بوته، عملکرد دانه در بوته، تعداد دانه در سنبله و روز سنبله‌دهی گزارش شده است (۱۰). در گزارش دیگری معنی دار بودن عمل افزایشی ژن و اپیستازی افزایشی × افزایشی برای عملکرد دانه با استفاده از تجزیه و تحلیل میانگین نسل‌ها در دو تلاقي گندم دیده شد (۱۲). یاواو و همکاران (۱۴) مدل ساده افزایشی - غالیت را برای صفات تعداد پنجه در بوته و عملکرد دانه در بوته کافی ندانسته‌اند و حداقل یک نوع اثر متقابل از جمله اثر متقابل غالیت × غالیت را در کنترل آنها معنی دار یافتند. منون و شارما (۸) اثر غالیت را برای صفت عملکرد دانه در بوته گزارش کرده‌اند. سینگ و سینگ (۱۳) با استفاده از تجزیه میانگین نسل‌ها، چهار جزء عملکرد را در چهار تلاقي گندم بررسی نمودند و برای صفات تعداد دانه در خوش اثر افزایشی و اثر متقابل افزایشی × افزایشی، برای وزن دانه در خوش اثر غالیت و آثار متقابل افزایشی × غالیت و افزایشی × افزایشی و برای عملکرد دانه در بوته در ۲ تلاقي از ۴ تلاقي فقط جزء افزایشی را معنی دار گزارش نمودند. اطلاع از توارث و اجزای ژنتیکی کنترل کننده صفات کمی کنترل کننده عملکرد و اجزای آن در بهترادی و ایجاد ارقام پر محصول سودمند می‌باشد. بررسی حاضر با هدف بررسی پارامترهای ژنتیکی عملکرد دانه و اجزای آن در گروهی از ارقام گندم نان رایج در کشور با استفاده از روش تجزیه و تحلیل میانگین

متوسط غالبیت را نشان می‌دهد. برآوردهای توارث پذیری عمومی بر اساس واریانس جمعیت‌ها محاسبه گردید. ضرایب همبستگی ژنتیکی و فوتیپی با استفاده از ماتریس واریانس و کوواریانس و نیز امید ریاضی موجود در جدول تجزیه واریانس و با استفاده از نرم‌افزار SAS برآورد شدند.

نتایج

نتایج تجزیه واریانس میانگین نسل‌ها نشان داد نسل‌های مختلف از نظر صفات مورد بررسی تفاوت‌های معنی‌داری در سطح احتمال ۱ درصد داشتند. با توجه به تفاوت‌های ژنتیکی بین نسل‌ها از نظر صفات مورد مطالعه، تجزیه میانگین نسل‌ها انجام شد که نتایج آن در جدول ۱ آورده شده است. برای سهولت در ارائه نتایج، هر صفت به طور جداگانه مورد بررسی قرار گرفت.

۱. تعداد سنبله بارور در بوته

منفی بودن مقدار پارامتر ژنتیکی F برای این صفت (جدول ۱) در تلاقی‌های روشن \times مهدوی، روشن \times اینیا و مهدوی \times اینیا بیانگر غالب بودن ژن‌های کنترل کننده تعداد سنبله در بوته در والد مهدوی (روشن \times مهدوی) و اینیا (روشن \times اینیا و مهدوی \times اینیا) بود که دلیل آن تعداد سنبله بیشتر می‌باشد. این مقدار در تلاقی‌های روشن \times آتیلا و مهدوی \times گاسکوین مثبت بود که نشان می‌دهد ژن‌های کنترل کننده این صفت در این تلاقی‌ها در والد روشن به دلیل تعداد سنبله بیشتر غالب بودند. قدر مطلق و مقدار پارامتر $\frac{F}{\sqrt{D.H}}$ در تمام تلاقی‌ها برای این صفت کوچک‌تر از یک بود، بنابراین اثر ژن‌های مسئول این صفت از نظر علامت و بزرگی در مکان‌های مختلف متفاوت است. در این حالت برآورد $\sqrt{\frac{H}{D}}$ متوسط غالبیت را نشان می‌دهد که در تلاقی‌های روشن \times اینیا، روشن \times آتیلا و مهدوی \times گاسکوین حاکی از عمل فوق غالبیت و در تلاقی روشن \times مهدوی غالبیت کامل و در تلاقی مهدوی \times اینیا نشان‌دهنده غالبیت نسبی است.

درجه آزادی برای نکوئی برازش (goodness of fit) امتحان گردیدند. این روش چون از اطلاعات تمامی نسل‌ها استفاده می‌کند به آزمون وزنی توام (joint scaling test) معروف است. عکس و ضرب کردن ماتریس‌ها به وسیله برنامه آماری مینی‌تب (Minitab) انجام شد و بر اساس روش ماتر و جینکز (۶) اجزای واریانس محاسبه گردیدند. این اجزای براساس امید ریاضی فرمول‌های زیر محاسبه شدند:

$$E_W = \frac{1}{4} (V_{P_1} + V_{P_2} + 2V_{F_1}) \quad [1]$$

$$D = 4V_{F_1} - 2(V_{BC_1} + V_{BC_2}) \quad [2]$$

$$H = 4(V_{BC_1} + V_{BC_2} - V_{F_1} - E_W) \quad [3]$$

$$F = V_{BC_1} - V_{BC_2} \quad [4]$$

در فرمول‌های فوق E_W جزء غیرقابل توارث (محیطی)، D جزء افزایشی واریانس، H جزء غالبیت واریانس، F بخش ناشی از همبستگی d و h روی تمام مکان‌های ژنی می‌باشد. چنانچه مقدار پارامتر ژنتیکی F صفر (یا نزدیک به صفر) باشد، نشان‌دهنده این است که ژن‌های غالب اکثراً در والدی هستند که مقدار بیشتری را از لحاظ صفت اندازه‌گیری شده (نسبت به والد دیگر) دارا می‌باشد. به همین ترتیب مقدار منفی پارامتر ژنتیکی F بیانگر این است که ژن‌های غالب اکثراً در والدی قرار دارند که مقدار کمتری از لحاظ صفت مورد مطالعه (نسبت به والد دیگر) دارا است. همچنین نسبت غالبیت یعنی $\sqrt{\frac{H}{D}}$ به عنوان معیاری از انحرافات غالبیت در مکان‌های ژنی $\frac{F}{\sqrt{D.H}}$ متفاوت برآورد شدند. چنانچه $\frac{F}{\sqrt{D.H}}$ برابر با یک (یا نزدیک به یک) باشد، نشان‌دهنده این است که بزرگی و علامت غالبیت برای تمام ژن‌های مسئول صفت مورد مطالعه یکسان است. در این حالت $\sqrt{\frac{H}{D}}$ می‌تواند برآورد خوبی از غالبیت باشد، ولی اگر نسبت $\frac{F}{\sqrt{D.H}}$ برابر با صفر (و یا نزدیک به صفر) باشد، بیانگر این است که ژن‌های کنترل کننده صفت اندازه‌گیری شده از لحاظ علامت و بزرگی متفاوت می‌باشند، در این حالت $\sqrt{\frac{H}{D}}$

جدول ۱. اجزای واریانس برای صفات تعداد سنبله در بوته، تعداد سنبلاچه در سنبله، وزن دانه در سنبله
و عملکرد دانه در بوته نسل‌های مختلف گندم

F/ \sqrt{DH}	$\sqrt{H/D}$	E _W	F	H	D	تلاقی	صفات
-0/.02	.0/.92	21/52	-0/.89	36/34	42/17	روشن × مهدوی	تعداد سنبله در بوته
-0/.20	.0/.00	30/53	-6/47	45/54	22/15	روشن × اینیا	
.0/.11	1/53	26/52	5/51	73/74	33/13	روشن × آتیلا	
.0/.13	1/28	30/18	4/39	44/54	23/07	روشن × گاسکوین	
-0/.09	.0/.29	18/12	-1/20	3/76	42/75	مهدوی × اینیا	
-0/.29	.0/.71	2/.9	-0/.78	1/88	3/68	روشن × مهدوی	تعداد سنبلچه در سنبله
.0/.01	.0/.44	2/10	1/55	1/33	6/82	روشن × اینیا	
-0/.13	1/16	2/42	-0/.54	4/61	3/42	روشن × آتیلا	
.0/.04	1/79	2/35	0/11	4/25	1/35	روشن × گاسکوین	
.0/.24	.0/.70	2/48	0/40	1/18	2/35	مهدوی × اینیا	
.0/.24	.0/.86	0/.9	0/.02	0/.08	0/.10	روشن × مهدوی	وزن دانه در سنبله
.0/.15	.0/.50	0/.06	0/.02	0/.07	0/.29	روشن × اینیا	
.0/.20	.0/.32	0/.10	0/.01	0/.02	0/.25	روشن × آتیلا	
.	.0/.84	0/.05	.	0/.10	0/.15	روشن × گاسکوین	
1/.05	1/92	0/.07	0/.4	0/.34	0/.42	مهدوی × اینیا	
.0/.30	.0/.57	105/71	12/5	23/46	70/62	روشن × مهدوی	عملکرد دانه در بوته
-0/.17	1/46	94/39	-22/72	187/73	87/26	روشن × اینیا	
.0/.17	.0/.58	62/46	14/11	46/58	135	روشن × آتیلا	
-0/.11	.0/.98	72/16	-14/72	126/25	131/52	روشن × گاسکوین	
.0/.28	1/01	60/40	19/19	68/77	66/57	مهدوی × اینیا	

روشن × مهدوی و روشن × آتیلا نشانگر غالب بودن ژن‌های کنترل کننده این صفت در این تلاقي‌ها به ترتیب در والد مهدوی و آتیلا بود. همچنان مثبت بودن این مقدار در تلاقي‌های روشن × اينيا، مهدوی × گاسکوين و مهدوی × اينيا نمایانگر غالب بودن ژن‌های مسؤول این صفت در والد روشن (تلاقي روشن × اينيا و مهدوی × گاسکوين) و والد مهدوی (تلاقي مهدوی × اينيا) بود که احتمالاً تعداد سنبليچه بيشتر می‌تواند علت آن باشد، مقدار و قدر مطلق پارامتر $\frac{F}{\sqrt{D \cdot H}}$ در تمام تلاقي‌ها کوچک‌تر از یک بود، بنابراین اثر ژن‌ها از نظر علامت و بزرگی در مکان‌های گوناگون، متفاوت است و برآورد $\sqrt{\frac{H}{D}}$ متوسط غالبيت را نشان می‌دهد که تفاوت فاحش اين برآورد با مقادير $\frac{H}{D}$ دليل براین ادعا می‌باشد. مقادير $\sqrt{\frac{H}{D}}$ در تلاقي روشن × آتیلا و مهدوی × گاسکوين حاکی از عمل فوق غالبيت بوده و با مراجعه به مقادير وراثت‌پذيری مشاهده می‌شود که تفاوت فاحشي بين مقادير وراثت‌پذيری عمومي و خصوصي در اين تلاقي‌ها وجود دارد که بيانگر اهميت غالبيت می‌باشد. برآوردهای $\sqrt{\frac{H}{D}}$ در تلاقي‌های روشن × مهدوی، روشن × اينيا و مهدوی × اينيا غالبيت نسبي را نشان می‌دهد.

با توجه به برآوردهای اجزاي ژنتيكي ميانگين برای اين صفت (جدول ۲)، در تلاقي روشن × مهدوی و مهدوی × اينيا علاوه بر اثر افزايشي و غالبيت تنها اثر متقابل افزايشي × غالبيت [j] معني دار بود و در تلاقي روشن × آتیلا تنها اثر متقابل افزايشي × غالبيت غيرمعني دار بود و بقیه آثار معني دار بودند. در تلاقي روشن × اينيا تنها اثر متقابل افزايشي × افزايشي معني دار بود. در تلاقي مهدوی × گاسکوين مدل شش پارامتری كافي بود و پيشنهاد می‌گردد از ساير نسل‌ها به منظور برآورد بهتر اجزاي ژنتيكي ميانگين استفاده گردد.

متوسط وراثت‌پذيری عمومي از ۳۸/۷۴ درصد در تلاقي مهدوی × اينيا تا ۶۳/۹۴ درصد در تلاقي روشن × اينيا متغير بود. بيشترین وراثت‌پذيری خصوصي به تلاقي روشن × اينيا تعلق

وجود تفاوت زياد بین برآوردهای وراثت‌پذيری عمومی و خصوصی تلاقي‌های روشن × اينيا، روشن × آتیلا، مهدوی × گاسکوين (جدول ۳) نيز بيانگر سهم بيشتر اثر غالبيت بود. براساس آزمون χ^2 اجزاي ژنتيكي ميانگين برای اين صفت (جدول ۲) در تلاقي‌های روشن × مهدوی و روشن × آتیلا معنى دار بود. برای تعیین دقیق مدل و معنى داری یا غيرمعنى داری λ^2 نمی‌توان از مدل شش پارامتری استفاده نمود و برای اين منظور نياز به نسل‌های بيشتری می‌باشد. بنابراین در اين تلاقي‌ها پيشنهاد می‌شود از نسل‌های پيشرفته‌تر و در نتیجه از مدل‌هایي با تعداد پارامتر بيشتر استفاده گردد تا چنانچه اثر متقابل سه‌گانه‌ای وجود داشته باشد، آشكار گردد. با اين حال جزء [d] در اين تلاقي‌ها و نيز در تلاقي روشن × اينيا معنى دار نبود که اين می‌تواند به علت اثرافزايشي [d] کوچک‌تر در مقاييسه با ساير آثار باشد. در تلاقي مهدوی × گاسکوين على رغم معنى دار نبودن λ^2 در اكثربالها اجزاي موجود در آن مدل‌ها نيز معنى دار نبود، دليل اين يافته احتمالاً نزديک‌بودن ميانگين‌ها در اين تلاقي باشد. در تلاقي مهدوی × اينيا چون اثر متقابل معنى داری مشاهده نشد، مدل ساده افزايشي - غالبيت مناسب تشخيص داده شد.

به کارگيري فرمول‌های متفاوت، منجر به برآوردهای متفاوتی از وراثت‌پذيری عمومی شد (جدول ۳)، با اين حال متوسط وراثت‌پذيری عمومي از ۴۰/۰۵ درصد در تلاقي مهدوی × گاسکوين تا ۵۵/۶۲ درصد در تلاقي روشن × آتیلا متغير بود. بيشترین وراثت‌پذيری خصوصي در تلاقي مهدوی × اينيا مشاهده شد. بيشترین پيشرفت ژنتيكي نيز در اين تلاقي مشاهده شد، بنابراین انتخاب مستقيم برای اين صفت در اين تلاقي نسبت به ساير تلاقي‌ها مؤثر خواهد بود. ضرائب همبستگي ژنتيكي و فنتوتيب (جدول ۴) نشان داد که تعداد سنبليچه با عملکرد دانه در بوته همبستگي مثبت و معنى دار (به ترتیب ۰/۷۵ و ۰/۴۶) دارد.

۲. تعداد سنبليچه در سنبليچه
منفي بودن مقدار پارامتر ژنتيكي F برای اين صفت در تلاقي‌های

جدول ۲. برآوردهای اجزای زنگنه میانگین برای صفات تعداد سنبله در بوته و تعداد سنبله در سنبله در پنج تالقی گندم

صفات	تالقی	m	[d]	[h]	[i]	[j]	[l]	χ^2
روشن × مهدوی	۲۷/۷۷±۵/۱۰**	۱/۴۴ ^{ns}	۴۴/۷۷±۱۲/V ^{**}	-۱۴/۲۲±۵/۰۱**	۹/۱۲±۳/V ^{**}	-۲۱/۹۰±۷/V ^{**}	-	۰
روشن × اینبا	۲۰/۳۳±۲/V ^{**}	-۰/۹۲ ^{ns}	-۸/۳۶±۰/۴ ^(*)	-۶/۰۱±۰/۱۹ [*]	-۶/۰۲/V ^{**}	-	-	۲/۲۵ ^{ns}
تعداد	روشن × آتیلا ۵	۲۷/۵۵±۶/V ^{**}	-۱/۵۲±۱/V ^{ns}	۳۰/۵۰±۱/V [*]	-۱۱/۹۲±۶/V ^(*)	۱۱/۰۴±۴/V [*]	-۲۲/۱۷±۱۱/V [*]	۰
سنبله در بوته	روشن × آتیلا ۵	-	-	-	-	-	-	۲/۵۶*
روشن × گاسکوین	-	-	-	-	-	-	-	-
مهدوی × اینبا	۱۳/۳۴±۰/V ^{**}	-۲/۰۲±۰/V [*]	-۳/۰۹±۰/V [*]	-	-	-	-	۰/۳۶(*)
روشن × مهدوی	۱۵/۵۳±۰/V ^{**}	۰/۴۷±۰/V ^(*)	۱/۹۹±۰/۴۲**	-	-	۲/۳۲±۱/۰۳**	-	۰/۴۹ ^{ns}
روشن × اینبا	۱۹/۴۲±۰/V ^{**}	۰/۸۳±۰/V ^{**}	-۲/۷۵±۱/۱۳*	-۲/۱۷±۰/V ^{**}	-	-	-	۰/۴۵ ^{ns}
تعداد	روشن × آتیلا ۵	۱۱/۵۱±۱/V ^{**}	۱/۴۳±۰/V ^{**}	۱/۵۷±۰/V ^{**}	۰/۹۷±۱/V ^{**}	-	-	۰/۲۱ ^{ns}
سنبله در	روشن × گاسکوین	۱۲/۶۸±۰/V ^{**}	۱/۲۲±۰/V ^{**}	۱/۰۴±۰/V ^{**}	۰/۹۵±۰/V ^{**}	-۶/۰۵±۱/V ^{**}	-۱۱/۰۵±۱/V ^{**}	-
سنبله	مهدوی × اینبا	۱۴/۴۵±۰/V ^{**}	۱/۲۷±۰/V ^{**}	۱/۰۸±۰/V ^{**}	۰/۵۱**	-۵/۰۱±۱/V ^{**}	-۵/۰۱±۱/V ^{**}	۰/۸۴ ^{ns}

مطالعه پارامترهای ژنتیکی عملکرد دانه و اجزای آن در پنج تلاقي گندم

ادامه جدول ۲.

صفات	تلاقي	m	[d]	[h]	[i]	[j]	[l]	[r]
وزن دانه	روشن × مهدوی	۰/۷۰±۰/۰۴**	—/۱۳±۰/۰۴**	۱/۵۷±۰/۰۴**	۰/۷۸±۰/۱۵**	—	—	۱/۸۳ns
در سنبله	روشن × اينبا	۰/۹۷±۰/۰۵**	۰/۰۵±۰/۰۳(*)	۱±۰/۰۲**	۰/۳۷±۰/۰۱**	—	—	۰/۸۵ns
بنزه	روشن × آتيلا ۵	۱/۳۳±۰/۰۴**	۰/۱۲±۰/۰۰**	۰/۳۱±۰/۰۱**	—	—	—	۲/۲۸ns
عملکرد	روشن × گاسکوین	—/۰/۰۵±۰/۰۳**	۰/۱۱±۰/۰۳**	۰/۷۰±۰/۰۱**	۱/۰۵±۰/۰۱**	۰/۵۸±۰/۰۲**	—۲/۴۸±۰/۰۲**	۰
دانه در	مهدوی × اينبا	۱/۲۸±۰/۰۳**	۰/۲۳±۰/۰۳**	۰/۵۷±۰/۰۱**	—	—	—	۲/۰۴ns
روشن × مهدوی	روشن × اينبا	۲۱/۳۵±۰/۱۴**	۰/۰۹±۱/۰۴ns	۲۴/۲۲±۰/۷۷/۰۲۳**	—	۱۶/۰۴۲±۰/۵۳*	—۳۹/۰۴۲±۰/۸۸**	۳/۴۹(*)
	روشن × آتيلا ۵	۴۲/۴۲±۰/۰۹**	۰/۰۵±۰/۰۱**	۰/۰۷۸±۰/۰۲۳**	۰/۰۹۰±۰/۰۷۳*	—	—۵/۰۳۴±۰/۰۵۶ns	—
روشن × گاسکوین	روشن × اينبا	۱۹/۰۷۰±۰/۰۷۱**	۰/۰۵±۰/۰۳۶**	۰/۰۸۰±۰/۰۱**	—۴/۰۲۰±۰/۰۸۲	—	—۱/۰۱۸ns	—
	مهدوی × اينبا	—ns	—ns	—ns	—ns	—ns	—ns	—ns

**، * و (*): به ترتیب معنی دار در سطح احتمال ۰.۰۵ و ۰.۱ درصد
ns: عدم اختلاف معنی دار

جدول ۳. درجه غالبیت، برآوردهای وراثت پذیری به وسیله روش‌های متفاوت و پیشرفت زنگنه برای صفات تعداد سنبله در بوته و تعداد سنبله در سنبله

(GA)	پیشرفت زنگنه (h_{NS})	وراثت پذیری ویژگی	وراثت پذیری عمومی (h_{BS})	درجه غالبیت			دراجه غالبیت (h/d)	صفات
				۵	۴	۳		
۶/۹۱	۴۰/۷	۵۱/۲	۵۸/۳	۴۹/۲	۸۵/۷	۳۱/۹	۳۰/۹	۱/۳۴۳
۳/۱۳	۲۰/۸	۴۵/۳۲	۴۲/۳	۴۵/۸	۳۳	۵۲/۸	۵۲/۷	-/۶۳
۴/۱	۲۵/۷	۵۵/۶۲	۵۶/۱	۵۵/۵	۵۸/۲	۵۴/۲	۵۳/۱	تعداد سنبله در بوته
۳/۲۶	۲۱/۸	۴۰/۰۵	۳۲/۹	۳۹/۳	۵۳/۴	۳۲۳۵	۳۲/۳	-/۱۱
۱۱/۴۷	۵۲/۸	۵۲/۳۴	۵۰/۲	۵۱/۶	۴۵/۸	۴۴/۶	۴۴/۵	-/۱۱
۱/۸۱	۴۱/۹	۵۳/۱	۵۲/۴	۵۳/۲	۵۰/۳	۵۲/۸	۵۴/۶	۱) روشن × مهدوی
۲/۸۹	۵۷/۷۹	۶۳/۹۴	۶۲/۵	۶۴/۱	۶۱/۸	۶۵/۲	۶۵/۱	۲) روشن × اینبا
۱/۵۴	۳۲/۵	۵۶/۸۴	۵۴/۲	۵۷	۴۵/۳	۶۴/۸	۶۴/۹	۳) روشن × آینلا
۰/۶۹	۱۶/۵	۴۶/۱۸	۴۶/۹	۴۵/۸	۳۲	۵۶/۳	۵۱/۹	۴) روشن × گاسکوین
۱/۲۳	۳۰	۳۸/۷۴	۳۷/۳	۳۹/۱	۳۲/۲	۴۲/۴	۴۲/۴	۵) مهدوی × اینبا

مطالعه پارامترهای ژئوتکنیکی عملکرد دانه و اجزای آن در پنج تلاقي گندم

ادامه جدول ۳.

(GA)	(h_{NS})	پیشرفت ژئوتکنیکی	وراثت پذیری	وراثت پذیری عمومی (h_{BS})					درجه غالبیت	ناتفوی	صفات	
				۵	۴	۳	۲	۱				
۰/۲۷	۲۲/۷			۴۶/۱۲	۴۴/۴	۴۶/۴	۳۹/۲	۵۰/۵	۵۰	۵	(۱) روشن × مهدوی	
۰/۶۸	۶۹/۵			۷۷/۵۲	۷۳/۹	۷۸/۲	۶۰/۸	۸۷/۸	۸۶/۹	۶/۴	(۲) روشن × اینبا	
۰/۵۸	۵۸/۳			۹۲/۷۲	۵۷/۵	۶۴/۱	۳۷/۵	۷۷/۵	۷۷	۳/۵۵	(۳) روشن × آتیلا ۵ وزن	
۰/۴۱	۵۰			۶۹/۴۶	۶۷/۵	۶۸/۷	۴۲/۵	۷۶/۸	۷۱/۸	۴/۹	(۴) روشن × گاسکوین دانه در سبیله	
۰/۴۶	۵۱/۴			۸۳	۸۱	۸۲/۹	۷۵/۶	۸۹/۱	۸۶/۴	۲/۵۸	(۵) مهدوی × اینبا	
۱/۰/۵۸	۲۴			۲۸/۵۴	۲۸	۲۸/۶	۲۶	۳۱	۲۹/۹	۱۵/۲	(۱) روشن × مهدوی	
۱/۰/۶۱	۲۳/۶			۵۲/۶۶	۴۸/۹	۵۳/۶	۳۵	۶۳	۶۲/۸	۲/۳۷	(۲) روشن × اینبا	
۱/۱/۷۱	۲۵/۸			۵۴/۶۲	۵۵/۸	۵۶/۲	۴۰/۷	۵۱/۴	۵۱	۱/۳۴	(۳) روشن × آتیلا ۵ عملکرد	
۱/۰/۲۸	۲۸/۷			۵۸/۶۶	۵۷/۴	۵۸/۷	۵۳/۴	۶۲/۵	۶۱/۳	۱/۰۷	(۴) روشن × گاسکوین دانه در بورته	
۱/۰/۵	۳۰			۴۶/۶	۴۵/۵	۴۶/۸	۴۱/۵	۴۹/۷	۴۹/۵	۴/۴۱	(۵) مهدوی × اینبا	
$V_{P1} + V_{Pr} + V_{VF1} / \sqrt{V_{P1} * V_{Pr}}$ و $۴ / \sqrt{V_{F1} * V_{F2}}$ در این نسبت، اثر محیطی (E_W) برای روابط ۳، ۲، ۱ و ۵ به ترتیب عبارتست از: $۲ / (V_{P1} + V_{P2})$ ، $(V_{F1} + V_{F2}) / (V_{F1} * V_{F2})$ - ۱												

- ۱- میانگین ۵ روش مغایرت
- ۲- $h_{NS}^2 = [2V_{F2}(V_{BC1} + V_{BC2})] / V_{F2} - ۱$
- ۳- $K = ۱/۰۹$ ، $GA = K \times \sqrt{V_{F2} \times h_{NS}^2} - ۱$

جدول ۴. ضرایب همبستگی ژنتیکی (اعداد بالای قطر) و فنوتیپی (اعداد پایین قطر) صفات مورد بررسی در ۳۰ ژنوتیپ ۵ تلاقی و ۶ نسل (گندم)

صفات	تعداد سنبله بارور در بوته	تعداد سنبله بارور در سنبله	وزن دانه در سنبله	عملکرد دانه در بوته	وزن دانه در سنبله	عملکرد دانه در سنبله
تعداد سنبله بارور در بوته	-	-	-	۰/۷۵	-۰/۶۸	۰/۰۰۲
تعداد سنبلچه در سنبله	۰/۰۳	-	-	۰/۸۸	۰/۵۰	-
وزن دانه در سنبله	-۰/۴۱	۰/۳۳	-	۰/۷۷	-	-
عملکرد دانه در بوته	۰/۴۶	۰/۵۳	۰/۵۲	-	-	-

همبستگی‌های بزرگ‌تر از $\frac{H}{D} = 0/0$ و کوچک‌تر از $\frac{H}{D} = 0/355$ در سطح احتمال ۵ درصد و همبستگی‌های بزرگ‌تر از $\frac{H}{D} = 0/456$ و کوچک‌تر از $\frac{H}{D} = 0/456$ در سطح احتمال ۱ درصد معنی‌دار می‌باشد.

تخمین خوبی از غالیت می‌باشد و با مقدار $\frac{H}{D}$ تقریباً تطابق داشته و حاکی از عمل فوق غالیت می‌باشد و با مراجعه به وراثت‌پذیری مشاهده می‌شود که تفاوت فاحشی بین مقادیر وراثت‌پذیری عمومی و خصوصی در این تلاقی وجود داشته و بیانگر اهمیت غالیت می‌باشد.

با توجه به برآوردهای اجزای ژنتیکی میانگین برای این صفت، ملاحظه می‌شود که در تلاقی روشن \times آتیلا و مهدوی \times اینیا مدل ساده افزایشی - غالیت کفايت نموده و هیچ گونه اثر متقابل غیرآلی وجود ندارد. در تلاقی‌های روشن \times مهدوی و روشن \times اینیا تنها اثر متقابل افزایشی \times افزایشی معنی‌دار بود (علاوه بر اثر افزایشی و غالیت) و در تلاقی مهدوی \times گاسکوین پیشنهاد می‌شود که از سایر نسل‌ها و در نتیجه مدل‌هایی با تعداد پارامتر بیشتر استفاده گردد زیرا مدل شش پارامتری کافی به نظر نمی‌رسد.

متوسط وراثت‌پذیری عمومی از $46/14$ درصد در تلاقی روشن \times مهدوی تا $83/46$ درصد در تلاقی مهدوی \times اینیا متغیر بود. بیشترین وراثت‌پذیری خصوصی در تلاقی روشن \times اینیا ($69/5$ درصد) مشاهده گردید و متعاقباً بیشترین پیشرفت ژنتیکی نیز در این تلاقی برآورد گردید، بنابراین انتخاب مستقیم این صفت در تلاقی روشن \times اینیا مؤثر خواهد بود. همبستگی‌های

داشت و همین‌طور بیشترین پیشرفت ژنتیکی نیز به این تلاقی اختصاص یافت، بنابراین گزینش در مورد این صفت در این تلاقی مؤثر خواهد بود. همبستگی‌های ژنتیکی و فنوتیپی این صفت با عملکرد دانه در بوته مثبت و معنی‌داری (به ترتیب $0/053$ و $0/088$) بود.

۳. وزن دانه در سنبله

مقدار پارامتر ژنتیکی F در تمام تلاقی‌ها صفر و یا بزرگ‌تر از صفر بود (جدول ۱) بنابراین ژن‌های کترنل‌کننده این صفت در والد مهدوی (در تلاقی‌های روشن \times مهدوی و مهدوی \times اینیا) و والد روشن (تلاقی‌های روشن \times اینیا، روشن \times آتیلا و مهدوی \times گاسکوین) به دلیل وزن دانه بیشتر، اکثراً غالب هستند. پارامتر $\frac{F}{\sqrt{D \cdot H}}$ از تلاقی روشن \times مهدوی تا مهدوی \times گاسکوین بیانگر متفاوت بودن علامت و بزرگی اثر ژن‌ها در مکان‌های گوناگون می‌باشد که در این حالت مقادیر $\frac{H}{D}$ در این تلاقی‌ها متوسط غالیت را نشان می‌دهد و بیانگر غالیت نسبی می‌باشد. اما پارامتر $\frac{F}{\sqrt{D \cdot H}}$ در تلاقی مهدوی \times اینیا نزدیک یک بود که بیانگر یکسان بودن علامت و بزرگی اثر ژن‌ها در تمام مقرها می‌باشد. بنابراین مقدار $\frac{H}{D}$ در این تلاقی

افزایشی × افزایشی [i] و غالیت × غالیت [l] نیز معنی دار بودند. در تلاقي مهدوی × گاسکوین تنها اثر متقابل افزایشی × افزایشی، علاوه بر آثار افزایشی و غالیت معنی دار گردید به طور کلی مقادیر و راشت پذیری عمومی و خصوصی برای عملکرد دانه در کل تلاقي ها نسبت به سایر صفات پایین بود. با توجه به پایین بودن پیشرفت ژنتیکی عملکرد دانه در بوته در اکثر تلاقي ها، باید از صفات همبسته ای که و راشت پذیری خصوصی و در نتیجه پیشرفت ژنتیکی قابل توجهی دارند نسبت به انتخاب غیرمستقیم برای عملکرد بالا اقدام نمود. با توجه به سهم بیشتر آثار افزایشی ژن ها در اداره صفات وزن دانه در سنبله و تعداد سنبلچه در سنبله و همبستگی های بالای آنها با عملکرد دانه، بازده انتخاب برای افزایش عملکرد از طریق گزینش برای صفات فوق الذکر (به ویژه در تلاقي روشن × اینیا) امکان پذیر خواهد بود.

بحث

با استفاده از برآذش انواع مدل ها و انتخاب بهترین مدل اجزای ژنتیکی میانگین برآورد گردیدند. برای اکثر صفات مورد مطالعه، مدل افزایشی - غالیت به دلیل اهمیت آثار اپیستاتیک مدل مناسب تشخیص داده نشد. بنابراین می توان فرض نمود نه تنها ژن های بیشتری صفات مورد مطالعه را کنترل می کنند، بلکه در نتیجه افزایش تعداد ژن های کنترل کننده یک صفت، تعداد عواملی که با هم اثر متقابل دارند افزایش می یابد. برای مثال سهم اثر افزایشی برای صفت تعداد سنبله بارور در بوته در تلاقي مهدوی × اینیا بیشتر بود، بنابراین در این تلاقي می توان از این صفت به عنوان معیار غیرمستقیم انتخاب برای عملکرد بالا استفاده نمود. این یافته با سایر گزارش ها در گندم مطابقت دارد (۱، ۲ و ۹). عمل ژن های اپیستاتیک در نحوه و راشت کیفی معمول نیست، ولی برای صفات کمی معمول و قابل قبول است. در این پژوهش، آثار ژنی [i] سهم بالایی در کنترل صفات داشته و آثار ژنی [l] و [j] از اهمیت کمتری برخوردار بودند. آثار اپیستازی را می توان از نوع دوگانه

فنوتیپی و ژنوتیپی این صفت با عملکرد دانه در بوته مثبت و معنی دار (به ترتیب ۰/۷۷ و ۰/۵۲) بود.

۴. عملکرد دانه در بوته

مقدار پارامتر ژنتیکی F در تلاقي های روشن × مهدوی، روشن × آتیلا و مهدوی × اینیا مثبت بود (جدول ۱)، بنابراین ژن های کنترل کننده این صفت در والد روشن (تلاقي روشن × مهدوی و روشن × آتیلا) و والد مهدوی (تلاقي مهدوی × اینیا) به دلیل عملکرد بالاتر، اکثراً غالب هستند. این مقدار در تلاقي های روشن × اینیا و مهدوی × گاسکوین منفی بود، به عبارتی ژن های کنترل کننده عملکرد به ترتیب در والد اینیا و گاسکوین به دلیل عملکرد پایین تر، اکثراً غالب هستند. ولی با توجه به

$$\frac{H}{D} = \frac{2/37}{0.7} \quad (\text{تلاقي روشن} \times \text{اینیا}) \quad \text{و} \quad \frac{H}{D} = \frac{1/0.7}{0.7} \quad (\text{تلاقي روشن} \times \text{گاسکوین})$$

مهدوی × گاسکوین) غالیت به طرف والد روشن می باشد و این می تواند به این علت باشد که ژن های غالب محدود نسبت به ژن های مغلوب در والد روشن دارای چنان اثر مثبت بزرگی هستند که ژن های غالب منفی کوچک اثر موجود در والد اینیا و گاسکوین را علی رغم تعداد زیاد آنها تعدیل می نمایند.

قدر مطلق و مقدار برآورد $\frac{F}{\sqrt{D \cdot H}}$ در تمام تلاقي ها کوچک تراز یک بود، بنابراین اثر ژن های مسئول این صفت از لحاظ علامت و بزرگی در مقرهای گوناگون متفاوت هستند در این حالت برآورد $\frac{H}{D}$ بیانگر متوسط غالیت هستند که در تلاقي روشن × مهدوی و روشن × آتیلا غالیت نسبی و در تلاقي روشن × اینیا فوق غالیت و در تلاقي مهدوی × گاسکوین و مهدوی × اینیا غالیت کامل می باشد.

برآوردهای اجزای ژنتیکی میانگین نشان می دهد که در تلاقي روشن × مهدوی اثر افزایشی [d] و اثر متقابل افزایشی × افزایشی [i] غیرمعنی دار و بقیه آثار معنی دار می باشد. در تلاقي روشن × اینیا و مهدوی × اینیا هیچ کدام از اجزای موجود در مدل هایی که χ^2 غیرمعنی دار داشتند معنی دار نبودند. در تلاقي روشن × آتیلا علاوه بر آثار افزایشی و غالیت، آثار متقابل

است تحت تأثیر محیط (چه در مدل سه پارامتری و چه در مدل شش پارامتری) باشد که اهمیت این امر فقط با انجام آزمایش در چند محیط قابل بیان می‌باشد. اما اکثر مدل‌هایی که در این پژوهش ذکر شدند دارای برآش نکویی بوده که بیانگر عدم حضور آثار متقابل ژنتیپ × محیط، آثار متقابل سه‌گانه یا بعضی از ترکیبات اینها می‌باشد. نسل‌های اولیه تلاقی در این تحقیق به کار گرفته شدند و بنابراین تعادل لینکاژی غیرمحمل می‌باشد. بنابراین اگر اپیستازی وجود دارد، اریبی به علت وجود لینکاژ ممکن است در برآورد آثار ژن حضور داشته باشد و انتظار است که جدی‌ترین اریبی در برآورد آثار [i] و [j] رخ دهد. اما اریبی حاصل از لینکاژ ممکن است به علت اپیستازی سه‌گانه یا بالاتر از آن باشد و جایی که اپیستازی حضور ندارد برآوردهای آثار ژن بوسیله لینکاژ، اریبی نخواهد داشت.

در این پژوهش تعزیزی واریانس نسل‌ها انجام گرفت زیرا اشکالی در تفسیر تعزیزی میانگین نسل‌ها وجود دارد و آن اینست که پارامترهایی که آثار ژن را مشخص می‌کنند در حقیقت آثار متعادل (Effect balance) همه مقره‌های ژنی در حال تفرق می‌باشند. مفهوم آن این است که پارامتر افزایشی و یا پارامتر اثر متقابل مرتبط با اثر افزایشی تابعی از درجه پراکندگی ژن‌های افزایش‌دهنده صفت بین والدین می‌باشند. در حالی که آثار غالیت، حاصل ضرب خالص جهت غالیت (Direction of dominance) در هر مقرزنی می‌باشند. متعاقباً برآوردهای آثار افزایشی باید کوچک باشند چون درجه بالایی از پراکندگی وجود دارد. مشابهًا غالیت می‌تواند کوچک باشد مشروط به این که تشریک مساعی دو جهته وجود داشته باشد. اما از طرفی دیگر واریانس ژنتیکی به وسیله آثار متعادل تحت تأثیر قرار نمی‌گیرند چون آنها مجموع مربعات آثار هر مقرزنی بوده و بنابراین به صورت مجموع تنوع آثار افزایشی و غالیت بیان می‌شوند. لذا تعزیزی واریانس نسل‌ها، همانند تعزیزی میانگین نسل‌ها می‌تواند انجام گیرد و این اطلاعات تکمیلی را برای تفسیر ساختار ژنتیکی فراهم نماید. سرعت پیشرفت ژنتیکی ژنتیپ‌های تحت گزینش، بستگی به توارث‌پذیری دارد^(۶)،

(Duplicate epistasis) دانست، چون تمامی صفات و تلاقی‌هایی که در آنها اجزای غالیت [h] و اثر متقابل غالیت × غالیت [l] معنی دار بودند دارای علامت‌های مخالف (opposite signs) برای این دو جزء بودند. برخلاف اثر متقابل مکمل (Complementary epistasis) که دارای علامت‌های یکسان برای [h] و [l] می‌باشد، این نوع اثر متقابل در گزینش گیاهان مطلوب از لحاظ صفات مذکور مشکلی ایجاد نمی‌کند. معنی دار بودن اثر متقابل افزایشی × غالیت [j] در مورد صفات تعداد سنبله در بوته در تلاقی‌های روشن × مهدوی و روشن × آتیلا؛ تعداد سنبله در سنبله در تلاقی‌های روشن × مهدوی، مهدوی × گاسکوین و مهدوی × اینیا، وزن دانه در سنبله در تلاقی مهدوی × گاسکوین و عملکرد دانه در بوته در تلاقی روشن × مهدوی، می‌تواند عدم قابلیت تثیت این نوع اپیستازی را در طول دوره گزینش گیاهان خودگشش شده باشد، اما معنی دار بودن این صفات [j] در تلاقی‌های باقی‌مانده بیانگر امکان گزینش موفقیت‌آمیز گیاهان برای این صفات می‌باشد. سینگ و سینگ (۱۳) آثار متقابل غیرآلی غالیت × غالیت و افزایشی × افزایشی معنی داری را برای عملکرد دانه گزارش نمودند. درحالی که مک‌کندری و همکاران (۷) تنها اثر متقابل افزایشی × افزایشی را برای کنترل این صفت معنی دار توصیف نمودند.

علامت پارامترهای [d] و [j] بستگی به این دارد که کدام والد P_1 یا P_2 باشد و بنابراین علامت [j] در اکثر حالات تغییر می‌کند ولی علامت دیگر پارامترها بدون تغییر باقی می‌ماند. علامت‌های مخالف [d] و [i] نشان می‌دهد که ماهیت متضاد اثر متقابل برای صفات وجود دارد که این امر در صفات تعداد سنبله در بوته در تلاقی روشن × مهدوی، تعداد سنبله در سنبله در تلاقی روشن × مهدوی، و عملکرد دانه در بوته در تلاقی مهدوی × گاسکوین دیده می‌شود.

برآوردهای اپیستازی همچون آثار غالیت و افزایشی ممکن

مثبت و معنی دار برجسته از صفات با هم داشت. برای نمونه می توان به هم بستگی مثبت و معنی دار صفت تعداد سنبله در دانه با عملکرد دانه اشاره کرد که با مطالعات لی (۵) و سیدول و همکاران (۱۲) مطابقت داشت، بنابراین می توان بیان داشت که با بهبود خصوصیت تعداد سنبله در سنبله، عملکرد بهبود خواهد یافت. همینطور هم بستگی های مثبت و معنی دار فنوتیپی و ژنوتیپی صفت وزن دانه در سنبله با عملکرد دانه در بوته (به ترتیب ۰/۵۲ و ۰/۷۷) با نتایج مطالعات داندا (۱) و الهناوی (۲) مطابقت داشت

چون برآوردهای توارث پذیری اطلاعات لازم برای انتقال صفات از والدین به نتاج را فراهم کرده و بنابراین ارزیابی آثار ژنتیکی و محیطی در تنوع فنوتیپی را تسهیل کرده و کمک به گرینش می کند. باید دقیق نمود در نظر نگرفتن اپیستازی در برآوردهای توارث پذیری ممکن است برآوردهای اریب دار تنوع ژنتیکی افزایشی و پیشگویی پیشرفت حاصل از گزینش شود. برآوردهای وراثت پذیری به همراه پیشرفت ژنتیکی، بهبود گران را قادر می سازد تا پیشرفت ژنتیکی واقعی تحت شرایط گزینش را پیشگویی نموده و انواع روش های متفاوت گزینش را با استفاده شده های گزینش مورد نظر مورد مقایسه قرار دهد. مطالعات هم بستگی انجام شده در این مطالعه بیان از هم بستگی

منابع مورد استفاده

1. Dhandha, S. S. and G. S. Sethi. 1996. Genetics and interrelationships of grain yield and its related traits in bread wheat under irrigated and rainfed conditions. *Wheat Inform. Ser.* 83:19-27.
2. El-Hannawy, M. A. 1992. Inheritance of grain yield and some other agronomic characters in two wheat crosses. *Al-Azhar J. Agric. Res.* 15:57-68.
3. Hallauer, A.R. and J.B. Miranda. 1988. Quantitative Genetics in Maize Breeding. Iowa State Univ. Press. Ames, Iowa. 486pp.
4. Kearsey, M. J. and H.S. Pooni. 1996 .The Genetical Analysis of Quantitative Traits. Chapman & Hall, London.
5. Li, B. F. 1989. A study on the genetic parameter of main economic characters in wheat. *Hereditas* 1: 4-7.
6. Mather, K. and J. L. Jinks. 1982. Biometrical Genetics. 3rd ed., Chapman and Hall, London.
7. McKendry, A. L., P. B. E. McVetty and L. Evans. 1988. Inheritance of grain protein concentration, grain yield and related traits in spring wheat (*Triticum aestivum* L.). *Genome* 30:857-864.
8. Menon, U. and S. N. Sharma. 1995. Inheritance studies for yield and yield component traits in bread wheat over the environment .*Wheat Infor. Ser.* 89:1-5.
9. Moghaddam, M., B. Ehdaie and S. Waines. 1997. Genetic variation and interrelationships of agronomic characters in landraces of bread wheat from southeastern Iran. *Euphytica* 95:361-369.
10. Paroda, R. S., I. S. Power and S. Singh. 1988. Gene effects for six metric traits in four spring wheat crosses. *Indian J. Genet.* 48:195-199.
11. Sharma, J. R. 1998. Statistical and Biometrical Techniques in Plant Breeding. H. S. Poplai, India.
12. Sidwell, R. J., E. L. Smith and R. W. McNew. 1976. Inheritance and interrelationships of grain yield and selected yield-related traits in hard red winter cross. *Crop Sci.* 16:650-654.
13. Singh, R. P. and S. Singh. 1992. Estimation of genetic parameters through generation mean analysis in bread wheat. *Indian J. Genet.* 52: 369-375.
14. Yavav, B., M. Yunus and S. Madon. 1997. Genetic architecture of yield, yield component and quality traits in bread wheat. *Indian J. Agric. Res.* 31:28-32.