

## نحوه توارث برخی صفات مرتبط با عملکرد در گندم نان از طریق تجزیه میانگین نسل‌ها

### Inheritance of some Traits Associated with Yield in Bread Wheat Using Generation Mean Analysis

مریم فروزانفر<sup>۱</sup>، محمدرضا بی‌همتا<sup>۲</sup>، سیدعلی پیغمبری<sup>۲</sup> و حسن زینالی<sup>۲</sup>

۱- دانشجوی سابق کارشناسی ارشد اصلاح نباتات، دانشکده کشاورزی دانشگاه تهران، کرج.

۲- به ترتیب استاد، دانشیار و دانشیار، دانشکده کشاورزی دانشگاه تهران، کرج.

تاریخ دریافت: ۱۳۸۷/۲/۱۶ تاریخ پذیرش: ۱۳۸۸/۲/۱۷

#### چکیده

فروزانفر، م.، بی‌همتا، م.ر.، پیغمبری، س.ع.، و زینالی، ح. ۱۳۸۸. نحوه توارث برخی صفات مرتبط با عملکرد در گندم نان از طریق تجزیه میانگین نسل‌ها. مجله بهنژادی نهال و بذر ۲۵-۱: ۴۱۹-۴۳۱.

به منظور مطالعه ژنتیکی صفات مرتبط با عملکرد در گندم نان، رقم حساس گاسپارد با دو رقم مقاوم به خشکی BCW و سرداری تلاقي داده شد و نتایج  $F_1$ ,  $F_2$ ,  $BC_1$  و  $BC_2$  همرا با والدین در دو شرایط عادی و تنش رطبوبتی در طرح بلوک‌های کامل تصادفی با سه تکرار ارزیابی شدند. صفاتی مانند زمان گلدهی، رسیدگی، وزن بوته، تعداد سنبله بارور، طول پداتکل، وزن هزاردانه و شاخص برداشت یادداشت برداری شدند. نتایج حاصل از تجزیه واریانس وزنی نشان داد که میانگین مربعات نسل‌ها برای تمامی صفات معنی‌دار است بنابراین تجزیه میانگین نسل‌ها با استفاده از آزمون مقیاس مشترک که همزمان تمام نسل‌ها را مورد آزمون قرار می‌دهد، برای تک تک صفات انجام شد. در توارث کلیه صفات، علاوه بر اثر افزایشی و غالبیت، اثر اپیستازی نیز نقش داشتند. متوسط توارث‌پذیری عمومی برای صفات مورد بررسی بین ۰/۴۴ تا ۰/۸۹٪ متغیر بود و تعداد ژن برای صفات مذکور بین ۱ تا ۳ عدد برآورد شد.

واژه‌های کلیدی: گندم نان، تجزیه میانگین نسل‌ها، اثر ژن، صفات کمی.

#### مقدمه

تجزیه لاین  $\times$  تستر اشاره کرد تجزیه میانگین نسل‌ها اجازه می‌دهد که اثر افزایشی، غالیت و اپیستازی به دست آید. در این زمینه آزمون مقیاس وزنی قوی ترین آزمون است (Edwards *et al.*, 1976). گامبل و بورک (Gamble and Burke, 1984) با استفاده از تجزیه میانگین نسل‌ها و آزمون مقیاس مشترک، صفات زراعی از قبیل ظهور سنبله، ارتفاع بوته، شاخص برداشت، عملکرد دانه، طول دانه و تعداد دانه در سنبله را در گیاه گندم مطالعه کردند و نتیجه گرفتند که عمل اپیستازی ژن نیز در توارث این صفات دخالت دارد. همچنین مشخص شد که آزمون دیگری می‌تواند عمل اپیستازی ژن را نشان دهد (Chaudhary *et al.*, 1996). سانگ و چیو (Sung and Chiu, 1995) با استفاده از مدل شش پارامتری پی برند که عمل اپیستازی ژن در توارث وزن دانه نقش دارد. پانهانک و شارما (Panhank and Sharma, 1983) با استفاده از تجزیه میانگین نسل‌ها و مدل‌های پنج و شش پارامتری هیمن، ماهیت عمل ژن را برای عملکرد و اجزای آن در گندم مطالعه و نتیجه گرفتند عمل اپیستازی ژن در کنترل همه صفات مورد مطالعه نقش دارند. احمدی و همکاران (Ahmadi *et al.*, 2007) با استفاده از تجزیه میانگین نسل‌ها و آزمون مقیاس مشترک صفات زراعی از قبیل عملکرد دانه، ارتفاع بوته، وزن بوته، طول سنبله و وزن هزار دانه را در گیاه گندم مطالعه و نتیجه گرفتند که اثر غالیت

امروزه گندم غذای اصلی مردم بسیاری از کشورها است به طوری که بیش از ۲۰٪ کالری مورد نیاز جمعیت جهان را تامین می‌کند (Bushuk and Rasper, 1994) (Anonymous, 2001). هرچند افزایش عملکرد دانه مهم‌ترین هدف بهنژادگران در برنامه اصلاحی است، اما از آنجا که عملکرد دانه صفت پیچیده‌ای بوده، اجزای کمی بسیاری را در بر می‌گیرد و دارای توارث پلی‌ژنتیک است، مطالعه آن مشکل است. با توجه به این موضوع بهنژادگران غالباً اجزای عملکرد برای بهبود آن استفاده می‌کنند. معمولاً این اجزاء در عمل به صورت جبرانی عمل می‌کنند و افزایش یکی کاهش دیگری را در بردارد (Vaezi *et al.*, 2000)

صدرآبادی حقیقی و همکاران (Sadrabadi Haghghi *et al.*, 2000)، سلطانلو (Soltanloo, 2001)، واعظی و همکاران (Vaezi *et al.*, 2000) می‌راندا (Hallauer and Miranda, 1985) مرور جامعی را روی روش‌های ارزیابی اجزاء واریانس ژنتیکی ارائه داده‌اند. در تمامی این روش‌ها بر اساس شباهت بین والدین و نتاج سایر خویشاوندان امکان شناسایی اجزاء واریانس ژنتیکی بوجود می‌آید. از جمله این روش‌ها می‌توان به روش تجزیه دو والدی، رگرسون نتاج-والدین، تلاقی دی‌آلل، طرح‌های I، II و III کامستانک و رابینسون، تلاقی سه جانبی و

حاصل از تلاقی های BCW × گاسپارد و سرداری × گاسپارد بود. گاسپارد یک رقم گندم حساس به خشکی و لاین BCW و رقم سرداری متحمل به خشکی هستند. پس از تهیه بدنهای حاصل از تلاقی ها، در سال زراعی ۱۳۸۵-۸۶ بذر والدین به همراه نسل های حاصل از آنها در دو شرایط تنفس رطبی و عادی در قالب طرح بلوک های کامل تصادفی کاشته شدند. این طرح شامل شش تیمار و سه تکرار برای هر تلاقی بود.

بذر والدین هر کدام روی سه خط، F1 ها روی یک خط، تلاقی های برگشتی و نسل F2 هر کدام روی چهار خط کاشته شدند. ژنتیک ها در داخل هر تکرار برابر روی خطوط سه متری با فواصل ۵۰ سانتی متر و بوته ها بر روی خطوط به فواصل ۱۰ سانتی متر کاشته شدند. بعد از کاشت، هر دو آزمایش تا مرحله سنبله رفتن آبیاری شدند ولی پس از آن تیمارهای مربوط به تنفس رطبی، تازمان برداشت آبیاری نشدند. صفات زمان گلدهی، زمان گلدهی، زمان رسیدگی، وزن بوته، تعداد ساقه، تعداد سنبله بارور، تعداد سنبله نابارور، تعداد پنجه، ارتفاع ساقه، تعداد دانه در سنبله اصلی، ارتفاع سنبله، وزن سنبله، طول پدانکل، وزن پدانکل، وزن هزار دانه (عملکرد)، وزن دانه در هر سنبله، وزن کاه و کلش هر سنبله و شاخص برداشت در تمام بوته ها اندازه گیری شد.

شاخص برداشت از نسبت وزن دانه بر وزن

مهم ترین عامل در وراثت پذیری اکثر صفات بود. سینگ و همکاران (Singh *et al.*, 1998) با تعزیه میانگین نسل ها از طریق مدل شش پارامتری وراثت صفاتی مثل دانه در سنبله، وزن دانه و تعداد دانه در سنبله را مورد ارزیابی قرار دادند. در بیشتر تلاقی ها آثار افزایشی و افزایشی × افزایشی معنی دار شدند. آثار غالبیت و غالبیت × غالبیت اهمیت زیادی داشتند و در ۳۳٪ از تلاقی ها مشاهده شدند، اما به دلیل وجود آثار اپیستازی مضاعف غیر قابل بهره برداری بودند. در یک بررسی در مورد جو توارث پذیری عمومی صفات عملکرد بوته، تعداد سنبله در گیاه، تعداد دانه در سنبله بین ۰/۷۸ تا ۰/۸۸ متغیر بود (Larik *et al.*, 1987). فرشادفر (Farshadfar, 1998, 1999) معتقد است که غالبیت ژن ها در کنترل عملکرد و اجزاء عملکرد نقش مهم تری نسبت به اثر افزایشی ژن ها دارد. شناخت و استفاده از نحوه عمل ژن در یک برنامه به نژادی مهم است چرا که شناخت مکانیزم ها موجب افزایش دقت در گزینش و صرفه جویی در هزینه و زمان می شود. این بررسی برای افزایش دقت گزینش، برآورد تعداد ژن های کنترل کننده صفات، وراثت پذیری و خصوصی و درجه غالبیت در گندم نان انجام شد.

## مواد و روش ها

مواد گیاهی که در این آزمایش استفاده شد شامل نسل های مختلف F1، F2، BC1 و BC2

استفاده از آزمون کای اسکوئر با چهار، سه، دو و یک درجه آزادی (آزمون مقیاس وزنی) مورد مقایسه قرار گرفتند (Ghannadha, 2000). مقادیر Mather and Jinks, 1982 توارث‌پذیری عمومی و خصوصی و درجه غالبیت و کمترین تعداد ژن‌های کنترل کننده صفات به وسیله روش‌های مختلف شامل روش کاسل، مدر\_جینکز و رایت برآورد شدند (Ghannadha, 1999; Farshadfar, 2000). (Mather and Jinks, 1982).

سنبله محاسبه شد. پس از جمع آوری داده‌ها چون تعداد نمونه‌های مورد ارزیابی برای نسل‌های مورد نظر متفاوت بود، تجزیه واریانس وزنی برای صفات اندازه‌گیری شده انجام شد تا وجود اختلافات بین نسل‌های مختلف آزمون شود. با استفاده از عکس واریانس درون هر نسل برای تجزیه میانگین نسل‌ها استفاده شد (Mather, 1985). مدل مورد استفاده برای تجزیه میانگین نسل‌ها به قرار زیر بود:

$$Y = m + \alpha d + \beta h + \alpha^2 i + 2\alpha\beta j + \beta^2 l$$

در این فرمول  $Y$  میانگین یک نسل،  $m$  میانگین همه نسل‌ها در یک تلاقی،  $[d]$  مجموع اثر افزایشی،  $[h]$  مجموع اثر غالبیت،  $[i]$  مجموع اثر متقابل بین آثار افزایشی،  $[j]$  مجموع اثر متقابل بین آثار افزایشی و غالبیت،  $[l]$  مجموع اثر متقابل بین آثار غالبیت،  $\alpha$ ،  $\beta$ ،  $\alpha^2$  و  $\beta^2$  حاصل ضرب‌های پارامترهای ژنتیکی هستند. ضرایب اجزاء ژنتیکی از روش مترا و جینکز (Mather and Jinks, 1982) گرفته شد. روش استاندارد شامل تخمین آثار ژنی به وسیله مقایسه میانگین نسل‌های مشاهده شده با میانگین‌های مورد انتظار (که از شش پارامتر فوق برآورد شده‌اند) انجام شد (Mather and Jinks, 1982; Vaezi et al., 2000) برآوردهای شش پارامتری یا کمتر با استفاده از حداقل مربعات وزنی به دست آمد. در این مطالعه هر شش نسل با دو، سه، چهار، پنج و شش پارامتر آزمون و بهترین مدل انتخاب شد. تمام مدل‌ها به وسیله آزمون نیکویی برآش با

## نتایج و بحث

نتایج تجزیه واریانس وزنی نشان داد که تفاوت معنی‌داری بین نسل‌های مورد بررسی برای کلیه صفات در سطح احتمال ۱٪ وجود دارد. چنین نتیجه‌ای برای مقایسه و تفسیر صفات توسط چاده‌هاری و همکاران (Chaudhary et al., 1996) به دست آمده و توصیه شده است برای تسهیل در تفسیر نتایج تجزیه میانگین نسل‌ها، تجزیه واریانس نسل‌ها انجام شد. برآورد اثر ژن همراه با آزمون مقیاس وزنی و کای اسکوئر در جدول ۱ آمده است. به دلیل معنی‌دار شدن کای اسکوئر برای مدل سه پارامتری در اکثر صفات مشخص شد که مدل افزایشی و غالبیت ( $m$ ،  $[d]$  و  $[h]$ ) برای صفات مورد نظر مناسب نبوده و آثار متقابل غیرالی یا آثار اپیستازی وجود دارد. نتایج مشابهی توسط پانهانک و همکاران (Pankank et al., 1983) در مطالعاتشان روی عملکرد و اجزای عملکرد

بالاتری است اتفاق افتاده است و از منفی بودن این نسبت ( $h/d < 0$ ) می‌توان نتیجه گرفت که غالیت نسبی به طرف والدی اتفاق افتاده که دارای میانگین کوچک‌تری برای صفت مورد بررسی است. بیشترین مقدار توارث‌پذیری عمومی در هر دو تلاقی برای صفات زمان گلده‌ی و رسیدگی، تعداد ساقه، تعداد سنبله نابارور، تعداد پنجه، ارتفاع ساقه، ارتفاع خوش و طول پدانکل مشاهده شده که به ترتیب برابر با  $./84$ ،  $./69$ ،  $./92$ ،  $./67$ ،  $./99$  و  $./83$  بود (جدول ۱) و برای بقیه صفات مقادیر متوسطی داشت توارث‌پذیری خصوصی مقادیر متفاوتی داشت که بیشترین آن برای زمان رسیدگی (برابر  $./84$ ) به دست آمد و برای دیگر صفات مقادیر متوسط و پایینی برآورد شد (جدول ۱). که این نتایج با نتایج کلارک (Clarke *et al.*, 1984) مطابقت داشت. با توجه به جدول ۱ برای صفت زمان گلده‌ی در تلاقی دوم اثر متقابل افزایشی  $\times$  غالیت [j]، معنی‌دار نشد که این امر ممکن است به علت خنثی کردن آثار مثبت و منفی در مکان‌های ژنی متفاوت باشد. این نوع اثر اپیستازی نمی‌تواند به وسیله انتخاب (خصوصاً در نسل‌های اولیه در حال تفرق) ثابت شود. اصولاً با توجه به آثار اپیستازی و همچنین ناکافی بودن مدل افزایشی- غالیت می‌توان بیان کرد که هرچه عوامل ژنتیکی کنترل‌کننده صفات، افزایش می‌یابند آثار متقابل بین آن‌ها نیز افزایش می‌یابد. (Hayman, 1958; Ghannadha, 2000)

گندم نشان دادند عمل اپیستازی ژن در کنترل این صفات نقش دارد. سینگ و همکاران (Singh *et al.*, 1998) یادداوا و همکاران (Yadava *et al.*, 1998) فرشادفر (Farshadfar, 1998) و متر و جینکز (Mather and Jinks, 1982) پیشنهاد کردند که برداشت اجزاء غیر معنی‌دار از مدل شش پارامتری و سپس برآراش بقیه اجزاء به عنوان مدل، منجر به برآراش مناسب‌تری می‌شود. باید توجه کرد که در مدل‌های کاهاش یافته نسبت به مدل شش پارامتری، خطای استاندارد تمام اجزاء کمتر از خطای استاندارد مدل شش پارامتری بود و در ضمن کای اسکوئر آن معنی‌دار نشد (جدول ۱) که این امر نشان‌دهنده افزایش دقیق مدل است. درجه غالیت، مقادیر وارث‌پذیری عمومی و خصوصی و میانگین مقادیر کمترین تعداد ژن کنترل‌کننده صفات مورد بررسی (Lande, 1981) نیز برآورد شد که نتایج در جدول ۲ آمده است.

از جمله اشکالاتی که در توجیه نتایج تجزیه میانگین نسل‌ها وجود دارد این است که پارامترهایی که آثار ژن را مشخص می‌کنند در حقیقت آثار متعادل همه مکان‌های ژنی در حال تفرق هستند و اثر ژن‌ها در جهت‌های مختلف ممکن است باعث شود اثر مربوطه کمتر از مقدار حقیقی برآورد شود.

با توجه به مقادیر به دست آمده درجه غالیت، مثبت بودن درجه غالیت ( $0 < h/d < +1$ ) بدین مفهوم است که غالیت نسبی برای صفت مورد بررسی به طرف والدی که دارای میانگین

## جدول ۱- میانگین اجزاء ژنتیکی صفات مختلف ژنوتیپ ها در دو تلاقی گندم در شرایط تنفس خشکی

Table 1. Means of genetic parameters for different traits of genotypes in two crosses of wheat in drought stress condition

Traits		Cross	m	[d]	[h]	[i]	[j]	[l]	$X^2$
Flowering	گلدهی	1	179±0.19**	1.98±0.19**	-8.3±0.90**	-	-1.62±0.67**	1.68±1.30**	3.87
		2	175±0.48**	1.48±0.15**	2.52±0.85**	3.82±0.49**	1.35±0.59*	-	2.52
Maturity	رسیدگی	1	197±1.87**	3.91±0.25**	30.86±5.02**	11.86±1.86**	-14.91±3.71**	-	0.86
		2	235±2.46**	-0.35±0.79	-46.02±6.76**	-23.41±2.35**	-	6.60±4.48**	0.79
Plant weight	وزن بوته	1	2.99±6.10	-13.32±2.76**	56.961±1.03**	38.39±6.05**	-	-	1.94
		2	42.96±1.69**	0.54±1.67	23.69±4.09**	-	-	-	7.09
Number of stems	تعداد ساقه	1	16.76±0.62**	-0.05±0.63	-18.61±2.84**	-	-5.61±0.95**	19.4±4.02**	6.08
		2	24.14±0.59**	3.59±0.65**	-	-3.83±0.92**	-	-	10.07
Number of fertile spikes	تعداد سنبله بارور	1	6.33±1.62**	-0.01±0.59	8.29±2.82**	9.03±1.63**	-6.66±1.89**	-	2.90
		2	18.61±0.63**	3.08±0.62**	4.31±1.44**	-	-	-	9.16
Number of non-fertile spikes	تعداد سنبله نابارور	1	2.52±0.44**	-0.21±0.08*	-4.36±1.09**	-1.42±0.42**	-	2.61±0.82**	4.98
		2	-	-	-	-	-	-	-
Number of tillers	تعداد پنجه	1	15.76±0.63**	-0.05±0.63	-18.61±2.84**	-	-5.61±1.95**	19.4±4.02**	6.08
		2	-	-	-	-	-	-	-
Plant height	ارتفاع ساقه	1	59.99±0.72**	-13.01±0.73**	38.67±3.34**	-	8.25±2.74**	29.22±4.45	1.75
		2	94.61±2.06**	12.48±0.78**	-26.70±3.33**	-27.54±2.19**	13.34±3.99**	-	0.72
Number of grains per spike	تعداد دانه سنبله	1	60.69±0.43**	-3.63±0.86**	-	-	-	-	7.78
		2	46.71±0.54**	-40.70±0.85**	-	-	-	-	8.31
Height spike	ارتفاع سنبله	1	7.09±0.48**	-1.09±0.09**	8.87±1.27**	3.89±0.47**	-	-4.22±0.94**	0.28
		2	11.76±0.09**	1.63±0.10**	-	-	-	-	11.92

Table 1. Continued

Traits		Cross	m	[ d ]	[ h ]	[ i ]	[ j ]	[ l ]	X <sup>2</sup>
Spike weight	وزن سنبله	1	1.52±0.16**	-0.38±0.05**	2.09±0.28**	1.56±0.17**	-	-	3.75
		2	2.28±0.04**	-0.20±0.04**	0.54±0.09**	-	-	-	3.57
Peduncle length	طول پدانکل	1	22.29±1.36**	-4.42±0.27**	13.01±2.42**	2.97±1.34**	-	-	8.46
		2	31.35±0.68**	4.10±0.73**	2.3±61.43*	-	13.25±2.27**	-	4.99
Peduncle weight	وزن پدانکل	1	0.29±0.03**	-0.05±0.01**	0.38±0.06**	0.26±0.04**	-	-	9.19
		2	0.51±0.01**	-0.04±0.01**	0.09±0.02**	-	-	-	9.46
1000 seed weight	وزن هزاردانه	1	16.23±1.12**	-2.25±0.31**	21.84±1.99**	0.26±0.04**	-	-	1.11
		2	18.15±2.59**	-3.39±0.48**	45.15±6.99**	16.05±2.55**	7.25±2.24**	-35.69±4.59**	-
Seed weight seed of the main tiller	وزن دانه سنبله اصلی	1	1.12±0.10**	-0.25±0.04**	1.08±0.19**	0.89±0.11**	-	-	1
		2	0.59±0.26*	-0.28±0.04**	2.69±0.74**	0.97±0.26**	-	-1.86±0.49**	2
Dry weight of the main tiller	وزن کاه و کلش سنبله اصلی	1	0.33±0.18*	-0.14±0.05**	1.13±0.32**	0.75±0.18**	-	-	1
		2	0.70±0.03**	0.09±0.03*	0.65±0.09**	-	-	-	2
Harvest index	شاخص برداشت	1	0.67±0.01**	0.002±0.02	-0.01±0.03	-	-	-	1
		2	0.69±0.01**	-0.06±0.01**	-0.14±0.02**	-	-	-	2

\* and \*\*: Significant at 5% and 1% probability levels, respectively.

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

تلاقی ۱: BCW X گاسپارد تلاقی ۲: سرداری X گاسپارد

m: میانگین همه نسل ها در یک تلاقی؛ [d]: مجموع اثرهای افزایشی؛ [h]: مجموع اثرهای غالبیت؛ [i]: مجموع اثر متقابل بین اثرهای افزایشی و غالبیت؛ [j]: مجموع اثر متقابل بین اثرهای غالبیت

## جدول ۲- برآورد وراثت پذیری، درجه غالبیت و حداقل ژن‌های کنترل کننده در دو تلاقي گندم و در شرایط تنش

Table 2. Evaluation of heritability, dominance degree and least controller genes in two crosses of wheat in stress conditions

Trait	صفت	تلaci Cross	وراثت پذري عمومي General heritability	وراثت پذري خصوصي Specific heritability	درجه غالبیت Dominance degree	تعداد ژن Number of genes
Flowering	گلدهی	1	0.54	0.45	3.28	2
		2	0.84	0.71	-0.92	1
Maturity	رسیدگی	1	0.48	0.15	1.08	1
		2	0.83	0.84	-2.56	1
Plant weight	وزن بوته	1	0.47	0.58	-1.03	1
		2	0.46	0.54	-47.52	1
Number of stems	تعداد ساقه	1	0.48	0.40	-1.29	1
		2	0.69	0.99	0.24	1
	تعداد سنبله بارور	1	0.50	0.99	-2.18	1
		2	0.65	0.99	0.32	1
	تعداد سنبله تا بارور	1	0.63	0.99	1.56	2
		2	0.92	0.99	2.75	1
Number of tillers	تعداد پنجه	1	0.47	0.39	-1.25	1
		2	0.69	0.99	0.24	1
Plant height	ارتفاع ساقه	1	0.44	0.66	-0.82	3
		2	0.67	0.94	-0.25	1
	تعداد دانه سنبله	1	0.49	0.23	0.99	1
		2	0.39	0.39	0.54	1
spike Height	ارتفاع سنبله	1	0.47	0.71	0.97	3
		2	0.99	0.99	-0.24	1
Spike weight	وزن سنبله	1	0.39	0.13	-1.70	1
		2	0.31	0.14	2.03	1
Peduncle length	طول پدانکل	1	0.28	0.17	-0.84	2
		2	0.69	0.73	-0.20	1
Peduncle weight	وزن پدانکل	1	0.55	0.57	0.88	1
		2	0.54	0.40	2.23	1
1000 seed weight	وزن هزار دانه	1	0.34	0.14	-3.23	2
		2	0.61	0.31	0.70	1
	وزن دانه سنبله اصلی	1	0.54	0.26	-0.09	1
		2	0.36	0.06	-1.21	1
	وزن کاه و کلش سنبله اصلی	1	0.49	0.41	-1.64	1
		2	0.61	0.71	4.33	1
Harvest index	شاخص برداشت	1	0.58	0.55	3.45	1
		2	0.51	0.55	3.02	1

1: BCW×Gusspard    2: Sardari×Gusspard

اصلاحتی است.

اطلاعات در این زمینه کمک می‌کند تا تصمیم صحیح جهت اصلاح سریع صفت در برنامه اصلاحی آغاز شود. غالیت و بعضی از اشکال اپیستازی در تولید هیبرید موثر است در حالی که آثار افزایشی در روش‌های استاندارد گزینش راهگشا خواهد بود (Ahmadi *et al.*, 2007; Farshadfar, 1999).

(Valizadeh and Moghadam, 1999)

#### تاریخ گلدهی

درجه غالیت برای این صفت در دو شرایط محیطی بر اساس انحرافات F1 از والدین محاسبه شد (جدول ۱). در حالت تنش در تلاقی دو والد سرداری  $\times$  گاسپارد غالیت نسبی مشاهده شد. در صورتی که تلاقی BCW  $\times$  گاسپارد غالیت را نشان داد. در هر دو حالت مقادیر مربوط به فوق غالیت مثبت بودند که مبین وجود ژن‌های افزایش دهنده زمان گلدهی است. غلبه نسبی نیز به سمت افزایش زمان گلدهی بود. مقادیر وراثت پذیری گلدهی نشان داد که به طور متوسط وراثت پذیری خصوصی این صفت در شرایط تنش کمتر از شرایط بدون تنش بود. متوسط وراثت پذیری عمومی و خصوصی این صفت در شرایط تنش ۰/۵۸ و ۰/۶۹ بود. وراثت پذیری پایین یکی از دلایل پلی ژن بودن این صفت است. حداقل تعداد ژن‌های کنترل کننده این صفت با استفاده از فرمول‌های مختلف، یک واحد برآورد شد. به منظور تعیین بهترین مدل ژنتیکی برای این

در مورد صفت وزن هزاردانه با استفاده از مدل شش پارامتری مشخص شد که عمل اپیستازی ژن در وراثت پذیری وزن دانه نقش دارد. این نتایج با نتایج سان و همکاران (Sun. 1972) مطابقت داشت. بزرگ‌تر بودن مقدار مجموع اثر افزایشی [d] در مقایسه با مجموع اثر غالیت [h] که برای صفت طول پدانکل مشاهده می‌شود (جدول ۱)، همبستگی ژن‌ها را بیان می‌کند (یعنی ژن‌هایی که دارای آثار کاهشی هستند در یک والد جمع شده‌اند). به عبارت دیگر در هر تلاقی ژن‌های تشید کننده صفت در یک والد جمع شده‌اند. برای صفات زمان رسیدگی و تعداد ساقه اجزای مجموع اثر افزایشی [d] و مجموع اثر متقابل بین اثرهای غالیت [L] دارای علامت‌های مخالف بودند که این موضوع حضور اپیستازی از نوع دو گانه را نشان می‌دهد. این یافته‌ها با نتایج به دست آمده توسط سینگ و همکاران (Singh *et al.*, 1998) مطابقت دارد آثار متقابل دو گانه عموماً واریانس خانواده‌ها و جمعیت‌های در حال تفرق را کاهش می‌دهد در حالی که آثار متقابل مکمل این واریانس را افزایش می‌دهد (Ghannadha, 2000).  
یکی از راههای (Mather and Jinks, 1982) موفقیت در برنامه اصلاحی و تعیین روش اصلاحی داشتن اطلاعات از نحوه توارث صفت در نسل‌های مختلف است، بنابراین تعیین آثار ژن و اجزاء ژنتیکی شرکت کننده در تحمل ارقام ژن و عوامل اصلی برای موفقیت در برنامه‌های

این صفت در دو شرایط محیطی نسبتاً بالا بر آورد شد. حداقل ژن‌های کترول کننده عملکرد ۱-۲ عدد برآورده شد که این امر تا حدودی غیر منطقی به نظر می‌رسد ولی شاید یکی از دلایل آن اختلاف نه چندان زیاد میانگین والدین تلاقی‌ها از همدیگر باشد (جداول ۲). برآش مدل در مورد داده‌های مربوط به این صفت منجر به انتخاب مدل چهارپارامتری و شش پارامتری برای محیط تنفس شد. تاثیرگذاری در جهت مخالف اجزای مجموع اثرهای غالیت [h] و مجموع اثر متقابل بین اثرهای افزایشی [i] در مدل‌های دارای این پارامترها نشانه وجود اثرات اپیستازی مضاعف برای مکان‌های ژنی مختلف است. به طور کلی وجود اثر اپیستازی معنی‌دار در هر دو شرایط رطوبتی در توافق با تعداد ژن‌های تخمین زده شده است. برای اصلاح عملکرد بوته از طریق وزن هزاردانه، انجام تلاقی و انتخاب در نسل‌های در حال تفرق برای وزن هزاردانه بیشتر توصیه می‌شود ولی انتخاب والدین برای تلاقی بایستی با دقت و آگاهی کامل انجام شود. در هر صورت وزن هزاردانه یکی از مناسب‌ترین صفاتی است که می‌توان از آن برای رسیدن به عملکرد بالاتر هم در شرایط تنفس و هم در شرایط نرمال آبیاری بهره گرفت.

اطلاعات در مورد نحوه عمل ژن‌ها، استراتژی اصلاحی برای یک صفت را تعیین می‌کنند. برآورد بالای اثر غالیت و اپیستازی، توجه به تولید بذر هیبرید و بر عکس برآورد زیاد

صفت از روش مدر و جینکز (۱۹۸۲) استفاده شد در هر دو شرایط محیطی و در تلاقی‌ها اجزاء غیر معنی‌دار مدل شش پارامتری حذف شد تا مدل مناسب به دست آید (جداول ۲). در تمام حالات در محیط تنفس مقادیر [d] معنی‌دار به دست آمد و مدل پنج پارامتری مناسب بود. اثر اپیستازی معنی‌دار موجود در شرایط تنفس از هر سه نوع اثر اپیستازی بودند. با توجه به علامت مخالف اثر مجموع اثر متقابل بین اثرهای افزایشی [i] و مجموع اثرهای افزایشی [d] در شرایط نرمال و تنفس، اهمیت متضاد اثر متقابل ژنی آشکار می‌شود. به طور کلی با توجه به نتایج حاصل که با تحقیقات فرشادفر (Farshadfar, 1999) مطابقت دارد، می‌توان استنباط کرد که چون اثر غالیت اهمیت بیشتری داشته و اثر اپیستازی نیز در چندین مود معنی‌دار شده، لذا برای اصلاح زمان گلدهی که صفتی پلی ژن است تلاقی و انتخاب در نسل‌های پیشرفته به خصوص در شرایط تنفس نتایج خوبی به همراه خواهد داشت.

#### وزن هزار دانه

با توجه به انحرافات هیبریدها از والدین، مقادیر درجه غالیت این صفت محاسبه شد. مقادیر بالای انحراف نشان‌دهنده اثر فوق غالیت ژنهای موثر در وزن دانه بود که در جهت کاهش وزن دانه در تلاقی BCW × گاسپارد در هر دو محیط نرمال و تنفس رطوبتی و ژن‌های افزایش‌دهنده آن در تلاقی سرداری × گاسپارد در محیط تنفس دارد (جداول ۲). وراثت پذیری

واحد می باشد. این امر نشان دهنده وجود فوق غالبیت زیاد در مورد ژن های کنترل کننده این صفات است. پنجاه درصد موارد در شرایط تنفس اثر اپیستازی افزایش در افزایشی ۴۴ درصد اثر اپیستازی افزایشی در غالبیت و ۴۴ درصد اثر اپیستازی غالبیت در غالبیت مشاهده شد.

آثار افزایشی کاربرد روش های مختلف عمل انتخاب را به عنوان استراتژی اصلی اصلاح یک صفت تداعی می کند. در مورد صفات عملکرد، وزن بوته، وزن هزاردانه، ارتفاع ساقه، تعداد دانه در سنبله تجزیه میانگین نسل ها نشان داد که در شرایط تنفس در ۲۲ درصد موارد مقدار درجه غالبیت کمتر از واحد و در بقیه موارد بیشتر از

## References

- Ahmadi, J. S., Orang, F. A., Zali, A., Yazdi-Samadi, B., Ghannadha, M. R., and Taleei, A. R. 2007.** Study of yield and its components inheritance in wheat under drought and irrigated conditions. Journal of Science and Technology of Agriculture and Natural Resources 11: 201-214 (in Farsi).
- Anderson, V. L. and Kempthorns, D. 1965.** A model for the study of quantitative inheritance Genetics. 39: 883-898.
- Anonymous 2001.** Statistics of Agriculture. Ministry of Jihad-e-Agriculture. Tehran, Iran (in Farsi).
- Bushuk, W., and Rasper, V. F. 1994.** Wheat production, properties and quality. Blakie Academic and professional, An imprint chapman and Hall. USA.
- Chaudhary, B. D., Pannu, R. K., Singh, D. P., Singh, P. 1996.** Genetic of metric traits related with biomass partitioning in wheat under drought stress. Annals of Applied Biology 131: 361-367.
- Clarke ,J. M., Townley-Smith, T. M., Mecaig, T. N., and Green, D. G. 1984.** Growth analysis of spring wheat cultivars of varying drought resistance. Crop Science 24: 537-541.
- Edwards, L., Ketata, H. and Smith, E. L. 1976.** Gene action of heading date, plant height and other characters in two winter wheat crosses. Crop Science 16: 275-279.
- Farshadfar, A. 1998.** Method Study of Plant Breeding. Publications of Razi University, Kermanshah, Iran 616 pp. (in Farsi).
- Farshadfar, A. 1999.** Quantitative Genetics in Plant Breeding. Vol II. Publications of Razi University, Kermanshah, Iran. 396 pp. (in Farsi).

- Gamble P. E., and Burke. J. J. 1984.** Effect of water stress on the chloroplast antioxidant system. I . Alterations in glutathione reductase activity. *Plant Physiology* 76: 615-621.
- Ghannadha, M. R. 1999.** Gene action for latent period of stripe rust in five cultivars of wheat. *Iranian Journal of Crop Sciences*. 1: 53-70 (in Farsi).
- Ghannadha, M. R. 2000.** Gene functiona for resistance to yellow rust in wheat. *Iranian Journal of Crop Sciences* 3: 397-407.(in Farsi).
- Haluver, A. R., and Miranda, G. D. 1985.** Quantitative Genetics in Maize Breeding. Iowa State Press. Ames Iowa. 339 pp.
- Hayman, B. L. 1958.** The separation of epistatic from additive and dominance variation in generation means. *Heredity* 12: 371-390.
- Lande. R. 1981.** The minimum number of genes contributing to quantitative variation between and within populations. *Genetics* 99: 541-553.
- Larik, A. S. H., Hafiz, M. I., and AL – Saheal, Y. A. 1987.** Genetic analysis of some yield parameters in barley. *Journal of College of Science, King Saud University* 18 (2): 129-135.
- Mather, K., and Jinks, J. 1982.** Biometrical Genetics. The Study of Continuous Variation .Chapman and Hall, USA. 279 pp.
- Panhank, K. V., and Sharma, G. S. 1983.** Chombining ability for physiological traits in spring wheat. *Indian Journal of Genetics* 44: 34-41.
- Sadrabadi Haghghi, D. S., Marashi, H., and Nasiri Mahallati, M. 2000.** Principles of Cultivar Development. Pullications of the University of Ferdowsi, Mashhad, Iran 538 pp. (in Farsi).
- Singh, G., Nanda, G., and Shou, V. 1998.** Gene effects for grains per spike, grain weight and grains per spiklet in a set of nineteen crosses of wheat. *Indian Journal of Genetics and Plant Breeding* 58: 83-89.
- Soultanloo, R. 2001.** Genetic analysis of resistance to yellow rust in wheat. MSc. Thesis, College of Agriculture, University of Tehran (in Farsi).
- Sung, J. M., and Chui, C. C. 1995.** Lipid peroxidation and peroxide scavenging, enzymes of naturally aged soybean. *Seed Science* 110: 45-52.
- Vaezi. S. S., Abd mishani, S., Yazdi Samadi, B., and Ghannadha, M. R. 2000.** Correlation and path analysis of grain yield and its components in maize. *Iranian*

Journal of Agricultural Sciences 30 (4): 71-83 (in Farsi).

**Valizadeh, M., and Moghadam, M. 1999.** Method Quantitative Genetics. Publications of Tehran University. Tehran, Iran. 548 pp. (in Farsi).

**Yadava, B., Tyagi, C., and Singh, D. 1998.** Genetics of transgressive segregation for yield and yield components in wheat. Annals of Applied Biology 133: 227-235.