Archive of SID

"نهال و بذر"
جلد ۲۰، شماره ۲، سال ۱۳۸۳

تجزیه ژنتیکی صفات مرتبط با عملکرد دانهٔ جو (*Hordeum vulgare* L.)، در تلاقی Afzal/Cwb*

Genetic Analysis of Grain Yield Related Traits in Barley (*Hordeum vulgare* L.), Afzal/Cwb Cross

امین باقی‌زاده، محمدرضا نقوی، علیرضا طالعی و حسن زینالی خانقاه

دانشکده کشاورزی دانشگاه تهران

تاریخ دریافت: ۸۲/۱/۲۶

چکیده

باقی‌زاده، ا.، نقوی، م. ر.، طالعی، ع.، و زینالی‌خانقاه، ح. ۱۳۸۳. تجزیه ژنتیکی صفات مرتبط با عملکرد دانهٔ جو (*Hordeum vulgare* L.)، در تلاقی Afzal/ Cwb. نهال و بذر ۲۰: ۲۴۳-۲۳۵.

به منظور تعیین نحوه توارث صفات مرتبط با عملکرد دانه در جو، نسل‌های F_1، F_2 و F_3 حاصل از تلاقی دو رقم Afzal/Cwb تهیه و همراه با والدین در شرایط مزرعه، در قالب طرح بلوک‌های کامل تصادفی با سه تکرار مورد ارزیابی قرار گرفتند. صفات وزن سنبله، طول سنبله، تعداد سنبلچه در سنبله، طول ریشک، وزن هزار دانه، تعداد دانه در سنبله و وزن کاه سنبله در نسل‌های مختلف مورد اندازه‌گیری و یادداشت‌برداری قرار گرفتند. تجزیه میانگین نسل‌ها برای تک تک صفات انجام شد و نتایج نشان داد که برای همه صفات به غیر از طول ریشک علاوه بر اثرات افزایشی و غالبیت، اثرات اپیستازی نیز در کنترل صفات مورد بررسی نقش دارند. همچنین مشخص شد که واریانس غالبیت بیشترین نقش را در کنترل توارث همهٔ صفات مورد بررسی به عهده دارد. متوسط وراثت‌پذیری عمومی برای صفات مورد بررسی بین ۵۸٪ تا ۸۲٪ متغیر بود و تعداد ژن برای صفات مذکور یک تا پنج ژن برآورد گردید.

واژه‌های کلیدی: جو، صفات مرتبط با عملکرد، نحوه توارث، تجزیه میانگین نسل‌ها، آزمون مقیاس مشترک، وراثت‌پذیری عمومی، تعدادژن.

* قسمتی از رساله دکتری نگارنده اول در گروه زراعت و اصلاح نباتات.

www.SID.ir

Archive of SID

مقدمه

عملکرد هر گیاه مهم‌ترین صفت یک گیاه می‌باشد و یکی از مهم‌ترین اهداف اصلاحی، افزایش عملکرد است. برای افزایش عملکرد توجه به صفات مرتبط با آن می‌تواند در جهت رسیدن به این هدف حائز اهمیت باشد. در این راستا بررسی تک تک صفات مرتبط با عملکرد و تعیین نحوه وراثت هر یک از آن‌ها، در انتخاب روش‌های اصلاحی مناسب بسیار مهم می‌باشد (Kang, 1994). یکی از مناسب‌ترین روش‌های تجزیه ژنتیکی، روش تجزیه میانگین نسل‌ها می‌باشد، در این روش می‌توان علاوه بر اثرات افزایشی و اثرات غالبیت، اثرات اپیستازی را نیز برآورد نمود (احمدی، ۱۳۷۱). در این زمینه و در مورد گیاه جو در ایران تحقیق چندانی صورت نگرفته است. بررسی انجام شده در زمینه مقاومت به سفیدک پودری جو نشان داد که کنترل این صفت عمدتاً به صورت غالبیت بوده ضمن این که اثرات اپیستازی نیز در کنترل آن نقش دارند (نقوی و همکاران، ۱۳۸۰ و ۱۳۸۱). با ارقام گوناگون جو و روی صفات متفاوت، تحقیقات مختلفی در دنیا انجام شده است از جمله لونک (Lonc, 1988) در یک تحقیق که بر روی گیاه جو انجام داد، با استفاده از مدل شش پارامتری مشخص کرد که اپیستازی در وراثت صفت وزن هزار دانه و طول سنبله نقش دارد. با استفاده از تجزیه میانگین نسل‌ها و آزمون مقیاس مشترک، صفات وزن سنبله و تعداد سنبلچه و شاخص برداشت مورد مطالعه قرار گرفت و مشخص شد که مدل افزایشی- غالبیت برای توضیح وراثت این صفات کافی نیست (فرشادفر، ۱۳۷۷). در تحقیق دیگری با استفاده از تجزیه میانگین نسل‌ها و مدل‌های ۵ و ٦ پارامتری هیمن، عمل ژن برای عملکرد و اجزاء عملکرد مورد مطالعه قرار گرفت و مشخص شد، عمل اپیستازی ژن در کنترل صفات مذکور نقش دارد، به علاوه روشن شد که عمل غالبیت ژن در کنترل صفات مورد نظر دارای ثبات بیشتری از عمل افزایشی ژن بود (فرشادفر، ۱۳۷۷). کووال (Koval, 1997) در پی انجام یک تحقیق اعلام نمود صفت طول ریشک با یک ژن که روی کروموزوم شماره ۲ قرار دارد کنترل می‌شود و اثرات این ژن به صورت غالبیت ناقص می‌باشد. صفات عملکرد بیولوژیکی و وزن کاه بیشتر تحت تأثیر واریانس افزایشی و غالبیت می‌باشند و وراثت‌پذیری عمومی آن‌ها به ترتیب ٦۲٪ و ۵۳٪ می‌باشد (Khalifa, 1982). در تحقیق دیگری که توسط لاریک و همکاران (Larik *et al.*, 1987) انجام شد، مشخص گردید که وراثت‌پذیری عمومی صفات عملکرد بوته، تعداد سنبله در گیاه، تعداد سنبلچه و تعداد دانه در سنبله بین ۰/۷۸ تا ۰/۸۸ متغیر می‌باشد. در تحقیق دیگری که توسط گج و مالوزینسکی (Gaj and Maluszynski, 1985) روی موتانت‌های جو صورت گرفت مشخص شد که خصوصیات مربوط به سنبله دارای وراثت‌پذیری عمومی نسبتا بالایی هستند. با

www.SID.ir

Archive of SID

توجه به ضرورت افزایش عملکرد و در راستای تعیین روش‌های اصلاحی مناسب برای صفات مرتبط با عملکرد، هدف از اجرای این تحقیق، تعیین پارامترهای ژنتیکی ـ اصلاحی صفات مختلف به روش تجزیه میانگین نسل‌ها و برآورد میزان وراثت‌پذیری عمومی صفات و همچنین تخمین تعداد ژن‌های کنترل کننده هر صفت بود تا با توجه به نتایج حاصل بهترین روش اصلاحی برای هر صفت مشخص گردد.

مواد و روش‌ها

به منظور شناخت نحوه توارث برخی صفات مرتبط با عملکرد دانه در جو، دو رگ‌گیری بین دو رقم Cwb و Afzal که تفاوت‌های فنوتیپی نسبتاً زیادی با یک دیگر دارند و به ترتیب از میان توده‌های بومی کانادا و اردکان یزد انتخاب و نام‌گذاری شده‌اند، انجام شد و نسل‌های F_1، F_2 و F_3 از این تلاقی به دست آمد. والدین P_1 و P_2 همراه با نسل‌های F_1، F_2 و F_3 در قالب طرح بلوک‌های کامل تصادفی با سه تکرار در مزرعه پژوهشی دانشکده کشاورزی کرج در سال ۱۳۷۹ کشت شدند. در هر تکرار ۴۰ ردیف کاشت دو متری وجود داشت که شامل دو ردیف مربوط به والدین، یک ردیف مربوط به F_1، هفت ردیف مربوط به F_2 و سی ردیف مربوط به سی فامیل F_3 بود و در هر ردیف ۲۰ بذر کاشته شد. کلیه مراقبت‌های لازم در طول مرحله داشت انجام شد. در هنگام برداشت، پنج بوته از هر ردیف به طور تصادفی انتخاب شد و صفات وزن سنبله، طول سنبله، تعداد سنبلچه در سنبله، طول ریشک، وزن هزار دانه، تعداد دانه در سنبله و وزن کاه سنبله در هر یک از بوته‌ها یادداشت‌برداری گردید. از میانگین اعداد یادداشت‌برداری شده، در تجزیه‌های آماری استفاده شد.

برای انجام تجزیه ژنتیکی صفات مورد بررسی، ابتدا میانگین‌ها و اشتباه معیار صفات مذکور در نسل‌های مختلف محاسبه گردید. سپس با استفاده از نتایج حاصل، به تجزیه ژنتیکی میانگین نسل‌ها بر مبنای مدل ماتر و جینکز (Mather and Jinks, 1982) برای برآورد اثر ژن‌ها اقدام شد و پارامترهای مختلف ژنتیکی با روش حداقل توان‌های دوم وزنی برای مدل‌های دو، سه، چهار و پنج پارامتری (آزمون مقیاس مشترک) تخمین زده شدند. از آزمون χ^2 برای تعیین بهترین مدل برای هر یک از صفات مورد بررسی استفاده شد (Kearsey and Pooni, 1996).

در ادامه مقادیر واریانس گیاهان F_2 (V_{F_2})، واریانس میانگین‌های لاین‌های F_3 ($V_{\bar{F}_3}$)، کوواریانس بوته‌های F_2 و میانگین لاین‌های F_3 آن‌ها، ($W_{F_2.\bar{F}_3}$) میانگین واریانس‌های لاین‌های F_3، ($\overline{V}_{F_3}$) میانگین واریانس نسل‌های تفرق ناپذیر (E_1) و واریانس میانگین‌های نسل‌های تفرق ناپذیر (E_2) محاسبه گردید. به کمک این مقادیر و با توجه به فرمول‌های زیر:

www.SID.ir

Archive of SID

$$V_{F_2} = \frac{1}{2}D + \frac{1}{4}H + E_1$$

$$V_{\bar{F}_3} = \frac{1}{2}D + \frac{1}{16}H + E_2$$

$$W_{F_2 \bar{F}_3} = \frac{1}{2}D + \frac{1}{8}H$$

$$\overline{V}_{F3} = \frac{1}{4}D + \frac{1}{8}H + E_1$$

معادلات نرمال طبق روش کمترین توان‌های دوم محاسبه شدند و با استفاده از معادلات نرمال، مقادیر واریانس افزایشی (D)، واریانس غالبیت (H) و واریانس اثرات محیطی (E_2, E_1) محاسبه شد (احمدی، ۱۳۷۱؛ فرشادفر، ۱۳۷۷؛ طالعی، ۱۳۷۹). برای محاسبه وراثت‌پذیری عمومی (h^2_{bs}) از روش‌های محمود و کارمر (Mahmud and Karmer, 1951)، وارنر (Warnner, 1952) و آلارد (Allard, 1960) به ترتیب بر طبق فرمول‌های زیر استفاده شد.

$$h^2_{bs} = V_{F_2} - \sqrt{Vp_1 \times Vp_2} / V_{F_2}$$

$$h^2_{bs} = V_{F_2} - \sqrt[3]{V_{F_1} \times Vp_1 \times Vp_2} / V_{F_2}$$

$$h^2_{bs} = V_{F_2} - \frac{(Vp_1 + Vp_2 + V_{F_1})}{3} / V_{F_2}$$

در انتها به منظور محاسبه تعداد ژن کنترل‌کننده هر صفت (n) از روش پانس (Panse,1940) با فرمول زیر استفاده شد:

$$n = \frac{\text{میانگین واریانس‌های ژنتیکی فامیل‌های } F_3}{\text{واریانس ژنتیکی واریانس‌های فامیل‌های } F_3} = \frac{\text{میانگین واریانس‌های فامیل‌های } F_3 - E_1}{\text{واریانس، واریانس‌های فامیل‌های } F_3 - E_2}$$

نتایج و بحث

جدول ۱ میانگین‌ها و اشتباه معیار صفات مورد بررسی در نسل‌های مختلف را نشان می‌دهد. میزان برتری نتاج نسبت به میانگین والدین می‌تواند مؤید وجود آثار غالبیت در کنترل این صفات باشد. نتایج تجزیه میانگین نسل‌ها برای تک تک صفات در جدول ۲ ارائه شده است. برای صفت طول ریشک مدل سه پارامتری مشتمل بر m، [d] و [h] بهترین برازش را داشت یعنی برای صفت مذکور مدل ساده افزایشی- غالبیت برای توجیه اثر ژنتیکی کفایت می‌کند اما برای سایر صفات مورد بررسی علاوه بر اثرات افزایشی و غالبیت، اثرات اپیستازی نیز در کنترل ژنتیکی وراثت آن‌ها نقش داشت به این ترتیب که، برای صفات تعداد دانه در سنبله و تعداد سنبلچه در سنبله مدل چهار پارامتری مشتمل بر m، [d]، [h] و [l]، برای صفات وزن سنبله و وزن کاه سنبله مدل چهار پارامتری مشتمل بر m، [d]، [h] و [I]، و برای صفات وزن هزار دانه و طول سنبله مدل پنج پارامتری

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۱- میانگین‌ها و اشتباه معیار صفات در نسل‌های مختلف

Table 1. Means and standard errors of traits in different generations

نسل Generation	وزن سنبله Spike weight (g)	طول سنبله Spike length (cm)	تعدادسنبلچه‌درسنبله Spikelets/ spike	طول ریشک Awn length (cm)	وزن هزار دانه 1000-grain weight (g)	تعداددانه در سنبله Grains/ spike	وزن کاه سنبله Straw yield of spike (g)
P1	7.41±2.56	6.65±1.16	17.50±2.08	11.87±2.50	37.60±2.78	56.50±14.34	1.62±0.61
P2	5.29±1.64	5.67±1.50	15.67±3.51	12.51±2.50	32.97±4.67	46.33±12.19	0.91±0.33
F1	5.42±2.72	5.61±1.25	17.15±5.05	14.38±1.24	43.29±6.86	26.50±11.73	1.93±1.02
F2	7.66±5.27	6.32±2.38	21.34±5.30	14.20±4.80	40.45±9.86	25.93±19.99	2.13±1.35
F3	9.13±5.14	5.55±1.73	19.58±3.93	12.81±2.31	46.70±8.56	39.63±10.23	2.46±1.72

مشتمل بر m، [d]، [h]، [I] و [l] ، بهترین برازش را داشتند. نتایج حاصل از تحقیق چودری و همکاران (Chowdhry *et al.*, 2002) روی پنج رقم جو در یک طرح دای آلل نشان داد که کنترل صفات ارتفاع بوته، تعداد پنجه در گیاه، تعداد دانه در سنبله، وزن هزار دانه و عملکرد دانه در گیاه به صورت فوق غالبیت می‌باشد و کنترل صفات طول سنبله و تعداد سنبلچه به صورت غالبیت ناقص است ضمن این که علاوه بر اثرات غالبیت برای صفات ارتفاع بوته، طول سنبله و وزن هزار دانه اثر اپیستازی نیز دیده می‌شود. جدول ۲ نشان می‌دهد برای چهار صفت تعداد سنبلچه در سنبله، طول سنبله، وزن هزار دانه و تعداد دانه در سنبله، اثر غالبیت [h] و اثر متقابل غالبیت × غالبیت [l] دارای علامت‌های مخالف هستند، از این رو احتمال وجود اپیستازی از نوع مضاعف (Duplicate type) وجود دارد. شارما و همکاران (Sharma *et al.*, 2002) برای تعیین نحوهٔ توارث میزان عملکرد دانه در سنبله و وزن هزار دانه با بررسی دوازده نسل در سه تلاقی گندم، به نقش سه اثر افزایشی، غالبیت و اپیستازی اشاره نمودند. ضمن این که در تحقیق مذکور اثرات اپیستازی از نوع مضاعف گزارش شده است. همچنین جدول ۲ نشان می‌دهد که در همه صفات مورد بررسی مقدار اثر غالبیت [h] از مقدار اثر افزایشی [d] به مراتب بیشتر است و در مدل‌های برازش یافته‌ای که دارای جزء [l] نیز هستند (برای چهار صفت)، اثر متقابل غالبیت × غالبیت [l] از اثر افزایشی [d] بزرگ‌تر است، ضمن این که در کلیه صفات مورد بررسی اثرات افزایشی [d] غیرمعنی‌دار هستند.

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۲- برآورد اجزای ژنتیکی میانگین‌ها برای صفات مختلف

Table 2. Estimate of genetic components of means for different traits

اجزاء Components	وزن سنبله Spike weight (g)	طول سنبله Spike length (cm)	تعدادسنبلچه‌درسنبله Spikelets/ spike	طول ریشک Awn length (cm)	وزن هزار دانه 1000- grain weight (g)	تعداد دانه در سنبله Grains/ spike	وزن کاه‌سنبله Straw yield of spike (g)
m	10.40±0.57**	4.03±0.72**	16.18±0.95**	12.23±0.25**	58.06±3.14**	56.14±8.23**	2.68±0.19**
[d]	1.06±0.79 ns	0.49±0.52 ns	1.14±1.07 ns	-0.32±0.95 ns	2.31±1.51 ns	5.17±5.02 ns	0.35±0.17 ns
[h]	-5.18±1.63**	7.58±3.50*	17.76±4.99**	2.39±0.78**	-55.68±15.38**	-78.36±19.36**	-0.95±0.55 ns
[i]	-4.05±0.98**	2.13±0.88*	---	---	-22.77±3.49**	---	-1.42±0.26**
[j]	---	---	---	---	---	---	---
[l]	---	-6.00±3.08 ns	-16.15±5.99**	---	40.90±14.19**	46.57±18.38*	---
χ^2	0.0736761	0.00000	0.408505	1.63	0.00000	2.1	0.35826

ns، * و ** : به ترتیب غیرمعنی‌دار و معنی‌دار در سطح احتمال ۵٪ و ۱٪.

ns, * and ** : Non significant, significant at 5% and 1% probability levels, respectively.

نکته قابل توجه دیگر در جدول ۲ این است که برای سه صفت وزن سنبله، وزن هزار دانه و وزن کاه سنبله که اثرات متقابل افزایشی × افزایشی [i] در مدل آن‌ها وجود داشت علامت [d] و [i] مخالف هم می‌باشند، که این موضوع ماهیت متضاد (Opositional nature) اثر متقابل برای این صفات را نشان می‌دهد.

جدول ۳ مقادیر واریانس‌ها و کوواریانس‌های محاسبه شده برای تمامی صفات و جدول ٤ برآورد این پارامترها را بر مبنای مدل برازش یافته، نشان می‌دهد. در کلیه صفات مورد بررسی مقادیر واریانس افزایشی (D) از واریانس غالبیت (H) کمتر بود (جدول ٤). این نکته نشان می‌دهد که گزینش در شرایط خود گشنی برای این صفات قابل تثبیت نیست و برای اصلاح این صفات انجام تلاقی و ادارهٔ جامعه بعد از آن، مؤثرتر از روش انتخاب خواهد بود.

جدول۳- پارامترهای برآورد شده در نسل‌های F_2 و F_3

Table 3. Estimated parameters in F2 and F3 generations

Parameter	پارامتر	وزن سنبله Spike weight (g)	طول‌سنبله Spike length (cm)	تعدادسنبلچه‌درسنبله spikelets/ spike	طول ریشک Awn length (cm)	وزن هزاردانه 1000- grain weight(g)	تعدادداندرسنبله Grains/ spike	وزن کاه‌سنبله Straw yield of spike (g)
V_{F_2}	واریانس F_2	27.77	5.66	28.10	23.04	97.22	399.60	1.82
V_{F_3}	واریانس میانگین‌های لاین‌های F_3	23.46	2.03	18.95	6.30	63.92	296.30	0.95
W_{F_2,F_3}	کوواریانس F_2 با F_3	-4.09	-0.36	2.26	-4.32	-12.38	-126.20	0.045
V_{F_3}	میانگین‌واریانس‌های لاین‌های F_3	11.87	0.92	10.52	5.15	24.21	179.10	0.63
E_1	میانگین‌واریانس نسل های تفرق‌ناپذیر	5.54	1.70	14.05	4.68	25.56	119.07	0.58
E_2	واریانس میانگین نسل‌های تفرق‌ناپذیر	4.50	0.92	11.23	2.07	11.48	88.10	0.41

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۵ برآوردهای وراثت‌پذیری عمومی بر مبنای فرمول‌های متفاوت را نشان می‌دهد. نتایج حاصل از این تحقیق با نتایج خلیفه (Khalifa, 1982)، گج و مالوزینسکی (Gaj and Maluszynski, 1985)،لاریک و همکاران (Larik *et al.*, 1987) و رضایی و هوشمند، (۱۳۷٦) مطابقت دارد. تعداد ژن‌های کنترل‌کننده هر صفت بر طبق روش پانس (Panse, 1940) برآورد شد که نتایج آن در جدول ۵ آمده است. ذکر این نکته ضروری

جدول ٤- برآورد اجزای تنوع برای صفات مختلف

Table 4. Estimate of components of variation for different traits

Components	اجزا	وزن سنبله Spike weight (g)	طول سنبله Spike length (cm)	تعدادسنبلچه‌درسنبله Spikelets / spike	طول ریشک Awn length (cm)	وزن هزار دانه 1000-grain weight(g)	تعدادداته در سنبله Grains/ spike	وزن کاه سنبله Straw yield of spike (g)
D	واریانس افزایشی	0.37	-5.94	29.97	-5.37	-11.57	-97.14	-0.44
H	واریانس غالبیت	57.15	18.72	47.02	19.47	221.65	409.37	4.88
E_1	واریانس محیطی ۱	7.78	0.68	11.69	3.65	24.34	121.97	0.50
E_2	واریانس محیطی ۲	12.19	1.81	13.75	2.87	34.29	139.29	0.64

است، که از آن جا که برآورد تعداد ژن به روش پانس نیاز به پیش‌فرض‌های خاصی از جمله عدم وجود لینکاژ و اثرات اپیستازی و غیره دارد لذا وجود احتمالی هر یک از موارد فوق، باعث برآورد تعداد کم‌تر از حد واقع ژن‌های درحال تفرق خواهد شد (Thompson, 1975; Vanderveen, 1995). دیوید و همکاران (David *et al.*, 2002) با استفاده ا ز نشانگرهای مولکولی، تعداد ژن‌های کنترل کننده اجزاء عملکرد در غلات دانه ریز را ٤ تا ٦ عدد گزارش کرده‌اند.

جدول ٥- برآورد وراثت‌پذیری عمومی و تعداد ژن برای صفات مختلف

Table 5. Estimates of broadsense heritability and number of genes for different traits

Parameter	پارامتر	وزن سنبله Spike weight (g)	طول سنبله Spike length (cm)	تعدادسنبلچه‌درسنبله Spikelets/ spike	طول ریشک Awn length (cm)	وزن هزار دانه 1000-grain weight(g)	تعدادداته در سنبله Grains/ spike	وزن کاه سنبله Straw yield of spike (g)
h^2_{bs}(1)	توارث پذیری عمومی	0.85	0.69	0.74	0.73	0.86	0.56	0.89
h^2_{bs}(2)	توارث پذیری عمومی	0.81	0.70	0.61	0.83	0.80	0.60	0.81
h^2_{bs}(3)	توارث پذیری عمومی	0.80	0.70	0.50	0.79	0.74	0.59	0.73
Gene number	تعداد ژن	3.60	2.80	2.10	1.40	4.60	1.60	4.10

(1) Mahmud and Karmer (1951)
(2) Warnner (1952)
(3) Allard (1960)

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ٥ نشان می‌دهد که وراثت‌پذیری عمومی برای دو صفت تعداد سنبلچه در سنبله و تعداد دانه در سنبله چندان بالا نیست و تأثیر محیط برروی این دو صفت نسبتاً زیاد است. ضمن این که برای سایر صفات مورد بررسی اگر چه وراثت‌پذیری عمومی نسبتاً بالا است و واریانس ژنتیکی نقش عمده‌ای در کنترل این صفات دارد اما با توجه به نتایج جدول‌های ۲ و ٤ روشن است که سهم واریانس افزایشی نسبت به واریانس‌های غیر افزایشی خصوصاً واریانس غالبیت بسیار پایین است. بنابراین، برای اصلاح این صفات، گزینش فنوتیپی روش مناسبی نیست و نتایج حاصل از آن در نسل‌های بعد قابل تثبیت نخواهد بود. لذا پیشنهاد می‌شود برای اصلاح این صفات، از روش‌های اصلاحی مبتنی بر تلاقی و ادارهٔ جامعه بعد ازآن، استفاده شود.

منابع مورد استفاده

References

احمدی، م. ۱۳۷۱. ارزیابی صفات کمی در اصلاح نباتات (ترجمه). انتشارات سازمان تحقیقات کشاورزی، وزارت کشاورزی. ۷۱ صفحه.

رضایی، ع.، و هوشمند، س. ۱۳۷٦. نحوه عمل ژن و وراثت‌پذیری برخی صفات زراعی در ۱۷ تلاقی سورگوم دانه ای. مجله علوم کشاورزی ایران ۲۸ (۳): ۷۸-٦۹.

طالعی، ع. ۱۳۷۹. مقدمه‌ای بر ژنتیک بیومتریک (ترجمه). انتشارات نشر علوم کشاورزی. ۲٤۹ صفحه.

فرشادفر، ع. ۱۳۷۷. کاربرد ژنتیک کمی در اصلاح نباتات. جلد اول، انتشارات دانشگاه رازی کرمانشاه. ٥۲۷ صفحه.

نقوی، م.، قنادها، م. ر.، و یزدی صمدی، ب. ۱۳۸۱. تجزیه ژنتیکی مقاومت به سفیدک سطحی در جو. مجله علوم کشاورزی ایران ۳۳: ۲۰٤-۱۹۷.

نقوی، م. ر.، قنادها، م. ر.، یزدی صمدی، ب.، و ترابی، م. ۱۳۸۰. نحوه توارث مقاومت به بیماری سفیدک پودری جو در مرحله گیاه بالغ. نهال و بذر ۱۷: ۱٥۰-۱٤۰.

Allard, R.W. 1960. Principles of Plant Breeding. John Wiley and Sons. New York.

Chowdhry, M. A., Ambreen, A., and Khalig, I. 2002. Genetic control of some polygenic traits in vulgare species. Plant Science 1: 235-237.

David, E., Mathews, V., Carollo, L., Gerard, R., and Anderson, A. D. 2002. Grain genes, the genome database for small-grain crops. Nucleic Acids Research 31: 183-186.

Gaj, M., and Maluszynski, M. 1985. Genetic analysis of spike characters of barley mutants. Barley Genetics Newsletter 15: 32-33.

www.SID.ir

Archive of SID

Kang, M. S. 1994. Applied Quantitative Genetics. Baton Rouge, LA 70810-6966, USA.

Kearsey, M. J., and Pooni, H. S. 1996. The Genetical Analysis of Quantitative Traits. Chapman and Hall. London.

Khalifa, M. A. 1982. The inheritance of harvest index in barley. Barley Genetics Newsletter 9: 52-54.

Koval, V. S. 1997. Genetic analysis of absence of awns in barley. Genetics 33: 558-561.

Larik, A. S., Hafiz, H. M. I., and Al-Saheal, Y. A. 1987. Genetic analysis of some yield parameters in barley. J. Coll. Sci. King Saud Univ. 18: 129-135.

Lonc, W. 1988. A diallel analysis of useful traits of barley *(Hordeum vulgare)* hybrids. Genetica Polonica 32: 174-186.

Mahmud, I., and Karmer, H. H. 1951. Segregation for yield, height and maturity following a soybean cross. Agronomy Journal 43: 605-609.

Mather, K., and Jinks, K. K. 1982. Biometrical Genetics. Methuen, London. 162 pp.

Panse, V. G. 1940. Application of genetics to plant breeding. Genetics 40: 283-302.

Sharma, S. N., Sain, R. S., and Sharma, R. K. 2002. Gene system governing grain yield per spike in macaroni wheat. Wheat Information Service 94: 14-18.

Thompson, J. N. 1975. Quantitative variation and gene number. Nature 258: 665-668.

Vanderveen, J. H. 1995. Tests of non-allelic interaction and linkage for quantitative characters in generation derived from two diploid pure lines. Genetics 30: 201-232.

Warnner, J. N. 1952. A method for estimating heritability. Agronomy Journal 44: 427-430.

آدرس نگارندگان:

امین باقی‌زاده- گروه بیوتکنولوژی، مرکز بین‌المللی علوم و تکنولوژی پیشرفته، ماهان، کرمان.

محمدرضا نقوی، علیرضا طالعی و حسن زینالی خانقاه- گروه زراعت و اصلاح نباتات، دانشکده کشاورزی دانشگاه تهران، کرج.

www.SID.ir