

تجزیه ژنتیکی مقاومت به سفیدک سطحی در جو

محمد رضا نقوی^۱، محمدرضا قنادها^۲ و بهمن یزدی صمدی^۳
^{۱، ۲، ۳}، دانشجوی دوری دکتری، دانشیار و استاد گروه زراعت و اصلاح نباتات
دانشکده کشاورزی دانشگاه تهران
تاریخ پذیرش مقاله ۸۰/۳/۳۰

خلاصه

به منظور تعیین نحوه توارث مقاومت به سفیدک سطحی در جو، نسلهای F1، F2 و F3 در تلاقی‌های Afzal×Cwb و Afzal×Radical تهیه و در گلستانهای آزمایشی در شرایط گلخانه در قالب طرح کاملاً تصادفی با سه نکرار کشت شدند. هنگامی که برگ اول گیاهان به طور کامل ظاهر شد، مواد آزمایش با ایزوله سفیدک گرگان تلقیح شدند. اجزاء مقاومت شامل دوره کمون، تیپ آلوگی و شدت آلوگی بر روی گیاهان مل‌ها یادداشت برداری شدند. تجزیه میانگین نسلها با استفاده از آزمون مقیاس مشترک که همزمان تمام نسلها را مورد آزمون قرار می‌دهد، انجام گرفت. میانگین مربعات نسلها برای تمامی صفات معنی‌دار بود. اگرچه برای اکثر صفات اثر افزایشی، غالیت و اثر متقابل افزایشی × افزایشی × غالیت معنی‌دار بود، ولی اثر غالیت مهمترین عامل کنترل توارث در کلیه صفات مورد بررسی بود. متوسط توارث‌پذیری عمومی برای صفات و تلاقی‌های مختلف بین ۰/۹۹ تا ۰/۷۸ متغیر بود. درجه غالیت برای کلیه صفات بیش از یک به دست آمد که تایید کننده عمل غالیت و فوق غالیت ژن‌ها در کنترل صفات بود.

واژه‌های کلیدی: جو، سفیدک سطحی، نحوه توارث، تجزیه میانگین نسلها.

روش‌های زیادی جهت استفاده موثر از ژن‌های مقاومت پیشنهاد شده است، که از جمله می‌توان به استفاده از تلاقی‌های بین گونه‌ای، ایجاد مولتی لاین‌ها، مخلوط واریته‌ها و هرمی کردن ژن‌ها برای مقاومت به سفیدک در جو اشاره نمود (۱۹، ۲۲، ۲۸). همچنین با بررسی‌های انجام شده بر روی وضعیت مقاومت به این بیماری، بسته به نوع ایزوله بیماری، ژن‌ها به صورت کاملاً مقاوم تا نسبتاً مقاوم تظاهر نموده‌اند و وجود نزد اختصاصی نیز گزارش شده است (۱۸). همچنین در برخی از موارد همبستگی نزدیک ژن‌های مقاومت به سفیدک با ژن‌های مقاومت به زنگ برگ گزارش شده است (۲۲). بررسی‌های انجام شده برای تعیین نحوه توارث مقاومت به سفیدک سطحی در ارقام بومی و غیر بومی نشان می‌دهد که مقاومت به این بیماری توسط تعداد کمی ژن کنترل می‌گردد (۳، ۱۹، ۲۲، ۲۷). ژن‌های مقاومت به سفیدک در جو بر روی کروموزوم‌های 2HS و 2HL شناسایی

مقدمه

سفیدک‌سطحی جو (*Erysiphe graminis f.sp. hordei*) یکی از مهمترین بیماری‌های جو در اکثر نقاط تحت کشت آن می‌باشد، که در شرایط مساعد به صورت اپیدمی بروز می‌کند. در اروپا اصلاح برای مقاومت به سفیدک سطحی جو قبل از جنگ جهانی دوم شروع شد و از آن زمان به بعد این برنامه در حد زیادی توسعه یافته است (۸، ۱۰). با وجود این به واسطه سازگاری جمعیت پاتوژن با ارقام مقاوم، بسیاری از مقاومت‌ها شکسته شده است. چنانکه غلبه بیماری بر روی ارقام مقاوم به وفور گزارش شده است (۸، ۲۶). البته سازگاری پاتوژن با رقم و خطر اپیدمی وسیع آن را می‌توان با استفاده از زمینه‌های ژنتیکی مختلف مقاومت به سفیدک سطحی محدود نمود. این نیازمند تحقیق بر روی منابع مقاومت به بیماری سفیدک می‌باشد.

(۱۱). با ظهور میسیلیومها روی برگ‌ها، صفت دوره کمون که بیانگر تعداد روز از زمان تلکیح تا ظهور اولین میسیلیوم‌های سفیدک بر روی برگ‌ها بود یادداشت‌برداری شد (۱۹). یادداشت برداری دوره کمون تا ظهور میسیلیوم‌ها در تمامی گیاهان داخل یک گلدان ادامه یافت. حدود ۱۰ روز بعد از تلکیح تیپ آلودگی بر اساس مقیاس ۰-۹ (۱۹) یادداشت شد. به طوریکه مقیاس صفر بیانگر مقاومت کامل و مقیاس ۹ بیانگر حساسیت کامل بود. همچنین صفت شدت آلودگی به صورت درصد پوشش اسپور بر روی برگ اول بر حسب درصد یادداشت‌برداری گردید (۲۱) و از داده‌های تبدیل شده آن بر مبنای فرمول (X/100-X) استفاده گردید (۷).

تجزیه‌های آماری

ابتدا نسل‌های هر دو تلاقی برای صفات مختلف مورد تجزیه واریانس وزنی قرار گرفتند و با مشاهده تفاوت معنی‌دار در بین نسل‌ها از تجزیه ژنتیکی میانگین نسل‌ها استفاده گردید. از مدل ماتر و جینکر (۲۰) برای برآورد اثرات ژنهای استفاده شدو پارامترهای مختلف ژنتیکی با استفاده از نسل‌های P1, P2, F1, F2 و F3 و مدل‌های دو، سه، چهار و پنج پارامتری در روش حداقل توان‌های دوم، آزمون مقیاس مشترک، تخمین زده شدند.

مقادیر واریانس گیاهان F2 واریانس میانگین‌های نتاج F3 کوواریانس بوته‌های F2 و میانگین نتاج F3 آنها، میانگین واریانس نسل‌های تفرق‌ناپذیر و واریانس میانگین‌های نسل‌های تفرق‌ناپذیر محاسبه گردیدند. به کمک این مقادیر و محاسبه معادلات نرمال بر طبق روش کمترین توان‌های دوم واریانس افزایشی (D)، واریانس غلبه (H) و واریانس اثرات محیطی (E2, E1)، به ترتیب بر مبنای تک بوته و فامیل برای کلیه صفات محاسبه شدند. سپس به منظور محاسبه اجزای واریانس ژنتیکی از فرمول‌های زیر استفاده گردید:

$$V_{f2} = 1/2D + 1/4H + E_1$$

$$V_{f3} = 1/2D + 1/6H + E_2$$

$$V_{f2/f3} = 1/2D + 1/8H$$

$$\bar{V}_{f3} = 1/2D + 1/8H + E_1$$

شده‌اند و نحوه عمل این ژن‌ها از نوع غالبیت گزارش شده است (۲۲، ۱۵).

یکی از روش‌های بررسی و شناسایی اثر ژن‌های موثر در مقاومت به سفیدک سطحی روش تجزیه میانگین نسل‌ها می‌باشد، که برای آن مدل‌های متفاوتی ارائه شده است (۲۰، ۲۴). در حقیقت تجزیه میانگین نسل‌ها اهمیت نسبی اثرات ژنتیکی را با استفاده از میانگین نسل‌های متفاوت مشخص می‌کند (۲، ۵). در مورد بررسی نحوه توارث مقاومت به سفیدک سطحی جو در ایران هنوز کار چندانی انجام نگرفته است و تنها این بیماری در حد ارزیابی ارقام در شرایط مزرعه و گلخانه مطالعه شده است. لذا هدف از این تحقیق شناسایی نحوه توارث مقاومت به سفیدک سطحی در ارقام جو با استفاده از روش تجزیه میانگین نسل‌ها می‌باشد.

مواد و روش‌ها

به منظور شناخت نحوه توارث برای مقاومت به سفیدک سطحی جو، دو رگ‌گیری بین دو رقم مقاوم (Cwtb, Radical) و یک رقم حساس (Afzal) صورت گرفت. مقاومت و حساسیت این ارقام طی چند سال مطالعه تعیین شده بود (۲). نسل‌های F1 و F2 و F3 برای این تلاقيها به دست آمد. هر فامیل F3 از یک گیاه F2 که به طور تصادفی انتخاب شده بود، به دست آمد. بذور در داخل گلدان‌های حاوی مخلوط خاک، ماسه و خاک برگ به صورت طرح کاملاً تصادفی با سه تکرار در گلخانه بیماری‌های گروه زراعت و اصلاح نباتات کشت گردیدند. در هر گلدان ۱۰ بذر کشت شد. تعداد سه واحد آزمایشی (گلدان) برای F3 در نظر گرفته شد. پس از کامل شدن رشد، برگ اول گیاهان داخل گلدان‌ها با نزد سفیدک سطحی گرگان تلکیح گردید. نزد سفیدک مورد استفاده پس از تک کلونی کردن به کمک لاین‌های ایزوژنیک تعیین شد. همچنین برای تکثیر اسپورهای این نزد از رقم حساس افضل استفاده شد. پس از تلکیح گیاهان، گلدان‌ها به مدت ۴۸ ساعت در تاریکخانه با دمای 16 ± 2 درجه سانتی‌گراد و رطوبت نسبی ۹۰ درصد قرار داده شدند. پس از این مدت آنها به گلخانه‌ای با دمای 20 ± 2 درجه سانتی‌گراد و رطوبت نسبی ۷۰ درصد منتقل گردیدند.

جدول ۱- میانگین مربوط صفات مختلف در نسل‌های حاصل از دو تلاقی

Cwb×Afzal				Radical×Afzal				منابع تفسیر ازدادی	درجه ازدادی
شدت آلدگی	تیپ آلدگی	دوره کمون	شدت آلدگی	تیپ آلدگی	دوره کمون	دروه کمون	دروه کمون		
۲۱/۹۴ **	۹۲/۲۵ **	۴۹/۴۸ **	۴۴/۳۱ **	۱۸۴۶/۳ **	۶۴۲۱/۵ **	۴	۴		
نسل ها									
۰/۳۸	۳/۷۵	۵/۱۴	۰/۲۷	۹/۰۹	۲۴/۷	۱۰	۱۰	خطا	

** معنی دلار در سطح احتمال یک درصد

جدول ۲- میانگین و انحراف معیار صفات در نسل‌های مختلف دو تلاقی

Cwb×Afzal				Radical×Afzal				نسل	دوره کمون
شدت آلدگی	تیپ آلدگی	دوره کمون	شدت آلدگی	تیپ آلدگی	دوره کمون	دوره کمون	دوره کمون		
۴/۲۲±.۷۸	۸/۸۳±.۳۸	۵/۶۰±.۸۱	۴/۵±.۵۵	۸/۸۹±.۳۱	۵/۵۹±.۵	P1	P1		
۲/۳۳±.۰۱	۵/۳۳±.۴۸	۸/۵۹±.۹۷	۲/۳۰±.۰۵	۱±.۱۱	۱۹/۸±.۲	P2	P2		
۲/۶۱±.۱۲	۸/۱۰±.۷۱	۶/۳۳±.۴۸	۲/۳۰±.۰۶	۱±.۱۳	۱۹/۷±.۱۸	F1	F1		
۲/۸۷±.۷۸	۷/۴۲±۲/۱۹	۷/۳۵±۳/۲۳	۲/۶۱±.۷۴	۲/۰۵±۳/۵۶	۱۶/۷±۵/۸۵	F2	F2		
۲/۹۲±.۵۸	۶/۹۴±۱/۹۴	۷/۵۸±۲/۰۶	۲/۵۰±.۳۹	۵/۹۰±۲/۹۰	۹/۱۶±۴/۸۰	F3	F3		

کمتر و تیپ آلدگی کمتر) کشیدگی داشت. در تلاقی Cwb×Afzal تفکیک مت加وز برای دوره کمون طولانی‌تر، شدت آلدگی کمتر، و تیپ آلدگی کمتر مشاهده شد، که نشان می‌دهد والد با دوره کمون کوتاه‌تر احتمالاً دارای یک زن یا زن‌هایی است که می‌توانند با زن یا زن‌های والد با دوره کمون طولانی‌تر اثر متقابل پیدا کرده و تفکیک مت加وز را ایجاد کند. تفکیک مت加وز توسط محققین دیگر از جمله جانسون (۱۴)، لی وشی نر (۱۶) و قنادها (۴) در مقاومت به زنگ زرد نیز گزارش شده است. جانسون (۱۴) تفکیک مت加وز، در جهت مقاومت بیشتر را از اثرات متقابل یا اثرات افزایشی زن‌های اختصاصی و یا ناشی از انتقال زن‌های اختصاصی از یک زمینه ژنتیکی بازدارنده^۱ به یک زمینه ژنتیکی رسائی دارد. ولی در هر حال تفکیک مت加وز می‌تواند دلالت بر عمل افزایشی زن‌ها باشد (۴).

نتایج تجزیه میانگین نسل‌ها برای هر دو تلاقی در جدول ۳ رایانه شده است. در هر دو تلاقی کای اسکور مدل سه پارامتری

برای محاسبه توارث پذیری عمومی (h^2_{bs}) از روش‌های محمود و کرامر (۱۷)، وارنر (۲۵)، و آلارد (۶) به ترتیب بر طبق فرمول‌های زیر استفاده شد:

$$h^2_{bs} = V_{f2} - \sqrt{V_{p1}} \times V_{p2} / V_{f2}$$

$$h^2_{bs} = V_{f2} - \sqrt[3]{V_{f1}} \times V_{p1} \times V_{p2} / V_{f2}$$

$$h^2_{bs} = V_{f2} - (V_{p1} + V_{p2} + V_{f1}) / 3 / V_{f2}$$

نتایج و بحث

نتایج تجزیه واریانس (جدول ۱) نشان داد که تفاوت معنی‌داری بین نسل‌های مورد بررسی برای صفات دوره کمون، تیپ آلدگی و شدت آلدگی در هر دو تلاقی وجود دارد. معنی‌دار شدن تفاوت بین نسل‌ها انجام تجزیه ژنتیکی و بررسی نحوه توارث برای آنها را امکان‌پذیر ساخت.

جدول ۲ میانگین هر یک از صفات اندازه‌گیری شده در پنج نسل را نشان می‌دهد. در تمامی تلاقی‌ها توزیع فراوانی صفات در گیاهان F2 و F3 پیوسته بود (شکل‌ها نشان داده نشده‌اند) و به طرف مقاومت بیشتر (دوره کمون طولانی‌تر، شدت آلدگی

1. Suppressive background

2. Expressive background

جدول ۳- برآورد میانگین و اجزاء ژنتیکی برای صفات مختلف در دو تلاقی

	X'	[i]	[j]	[i]	[h]	[d]	m	Radical×Afzal
(h/d)	7/44	/ .۰۹۱	- ۳۱/ ۴۲**± ۲/ ۲۷	-	۱۵/ ۰.۸**± ۶۷	۵۳/ ۷۷**± ۹۲	- ۷/ ۲۲**± ۴	- دوره کمون
	7/29	/ ۰۰۰۵	- ۱/ ۳۸	-	- ۷/ ۰.۴**± ۲۱	۲۸/ ۷۹**± ۱/ ۷۷	۳/ ۹۴**± ۰۲	تیپ آلوگی
	1/33	/ ۰۰۰۱	-	۱/ ۱۶**± ۰.۰۸	۱/ ۴۵**± ۳۵	۱/ ۰.۹**± ۰۲	۲/ ۲۳**± ۰۷	شدت آلوگی
	Cwb×Afzal							
(h/d)	1/79	۱/ ۵۸	- ۳/ ۴۴**± ۳۷	-	-	۲/ ۶۶**± ۵۳	- ۱/ ۴۸**± ۰۹	- دوره کمون
	2/77	/ ۰۰۰۵	- ۱/ ۱۵	-	۱/ ۵۰**± ۳۱	۴/ ۸۵**± ۱/ ۴۲	۱/ ۷۵**± ۰۵	تیپ آلوگی
	2/64	/ ۰۱۶	-	۱/ ۱۴**± ۱۲	۲/ ۴۸**± ۴۹	۲/ ۹۴**± ۰۷	۲/ ۱۳**± ۱۰	شدت آلوگی
								** معنی دار در سطح احتمال ۵٪ درصد

می‌تواند بیانگر وجود اپیستازی از نوع دوگانه^۱ باشد، که البته مشکلی را در جهت انتخاب گیاهان با دوره کمون بیشتر، شدت Afzal×Radical و تیپ آلوگی کمتر ایجاد نمی‌کند. در تلاقی مقادیر [d] و [i] برای صفات دوره کمون و تیپ آلوگی دارای علامتهای مخالف بودند که وجود ماهیت متضاد اثر مقابل برای این دو صفت را نشان می‌دهد.

با توجه به مقادیر آثار افزایشی، غالبیت و اپیستازی، بزرگی اثرات [d] و [i] در هر دو تلاقی، برای تمامی صفات، نشان می‌دهد که غالبیت در نحوه توارث این صفات اهمیت زیادی دارد. میزان برتری نتاج نسبت به میانگین والدین (جدول ۲) موید وجود آثار بارز غالبیت در کنترل این صفات می‌باشد. برخلاف این نتایج قنادها^(۴) با انجام تجزیه میانگین نسل‌ها برای مقاومت به زنگ زرد نشان داد که اجزاء افزایشی نقش مهمی را در کنترل دوره کمون طولانی‌تر دارند. در مطالعات دیگر^(۲۲) (۱۵) نحوه عمل زن برای مقاومت به سفیدک سطحی در ارقام مختلف جو از نوع غالبیت گزارش شده است.

مقادیر واریانس‌ها و کوواریانس‌های مختلف در جدول ۴ و برآوردهای توارث‌پذیری صفات مختلف در جدول ۵ نشان داده شده‌اند. برآوردهای توارث‌پذیری عمومی بر مبنای فرمول‌های متفاوت نزدیک به هم‌دیگر بودند، و تقریباً تمامی صفات توارث‌پذیری عمومی بالایی را نشان دادند. متوسط دامنه توارث‌پذیری عمومی بین ۰/۸۷ تا ۰/۹۹ بود. همچنین میزان

یعنی مدلی مشتمل بر m، [h] و [d] معنی‌دار بود، که بیانگر این است که مدل سه پارامتری برای توجیه اثرات ژنتیکی کافیات نمی‌کند (۲۰). به عبارت دیگر مدل ساده افزایشی – غلبه بر صفات مورد بررسی مناسب نیست و باید به دنبال مدل مناسبتری بود.

جدول ۳ نشان می‌دهد که در هر دو تلاقی برای تمامی صفات (به جز صفت دوره کمون در تلاقی Cwb×Afzal) آثار متقابل افزایشی × افزایشی [i] و غالبیت در غالبیت [i] معنی‌دار است که نیاز به تعداد نسل بیشتر برای تشخیص دقیق‌تر اثر متقابل صفات یاد شده را نشان می‌دهد (۵). مقدار قدر مطلق اثر غالبیت برای اکثر صفات از قدر مطلق اثر افزایشی و اپیستازی بیشتر بود که بیانگر اهمیت غالبیت در بروز این صفات می‌باشد. همچنین درجه غالبیت برای کلیه صفات بیش از یک به دست آمد که تایید کننده عمل غالبیت تا فوق غالبیت زن‌ها در کنترل صفات می‌باشد. ولی باید دقت داشت که این نوع غالبیت در صفات مورد بررسی ممکن هست از نوع غالبیت کاذب باشد، که به واسطه تجمع اثرات غالبیت جزیی و کامل زن‌ها حاصل می‌شود (۴).

در تلاقی Afzal×Cwb برای صفت دوره کمون اثر متقابل افزایشی × افزایشی [i] معنی‌دار نبود که نشان می‌دهد، گزینش این صفت تحت شرایط خودگشتنی قابل تثبیت نمی‌باشد. برای تمامی صفات مقادیر [h] و [i] دارای علامت مخالف بودند که

جدول ۴- پارامترهای اندازه‌گیری شده در نسل‌های F2 و F3

Cwb×Afzal				Radical×Afzal				
شدت لودگی	تیپ لودگی	دوره کمون	دوره کمون	شدت لودگی	تیپ لودگی	دوره کمون	دوره کمون	
. / ۹۰	۴ / ۶۶	۱۰ / ۴۳		. / ۵۴	۱۲ / ۶۷	۳۴ / ۲۲		واریانس F2 (Vf2)
. / ۲۱	۲ / ۵۹	۲ / ۱۲		. / ۰۹	۹ / ۷۹	۱۹ / ۱۸		واریانس میانگین نتاج F3 (Vf3)
. / ۰۰۴۵	. / ۷۷	۱ / ۹۹		. / ۰۵۱	. / ۹۶	- ۱ / ۵۱		کواریانس بوته های F2 (WF2/f3)
. / ۱۵	۱ / ۵۰	۱ / ۸۴		۰ / ۰۷	۲ / ۲۲	۵ / ۹۳		میانگین کواریانس نتاج F3 (VF3)
. / ۲۰	. / ۲۹	. / ۴۴		. / ۱۰	. / ۱۲	. / ۱۱		میانگین واریانس نسلهای (E1)
. / ۰۱	. / ۰۵	. / ۱		. / ۰۱	. / ۰۴	. / ۰۳		نرق ناپذیر (E2) واریانس میانگین های نسلهای نرق ناپذیر

جدول ۵- برآورد توارث‌پذیری عمومی و اجزاء ژنتیکی برای صفات مختلف در دو تلاقی

Cwb×Afzal				Radical×Afzal				
شدت لودگی	شدت لودگی	تیپ لودگی	دوره کمون	شدت لودگی	شدت لودگی	تیپ لودگی	دوره کمون	
. / ۹۸	. / ۹۶	. / ۹۶		. / ۹۴	. / ۹۹	. / ۹۹	. / ۹۹	روش محمود و کرامر ^۱
. / ۹۸	. / ۹۴	. / ۹۶		. / ۹۷	. / ۹۹	. / ۹۹	. / ۹۹	روش وارنر ^۲
. / ۹۵	. / ۹۳	. / ۹۵		. / ۸۱	. / ۹۹	. / ۹۹	. / ۹۹	روش آارد ^۳
. / ۸۷	. / ۹۴	. / ۹۵		. / ۹۰	. / ۹۹	. / ۹۹	. / ۹۹	متوسط
- . / ۱۲۳	. / ۲۸۶	- ۲ / ۵۹		- . / ۴۲	- ۴ / ۵۳	- ۹ / ۳۹	D	
۱ / ۵۲۳	۱۲ / ۶۸	۴۲ / ۸۷		۲ / ۲۴	۴۷ / ۰۲۷	۱۲۲ / ۹۵	H	
. / ۱۵۹	. / ۳۴۳	- / ۲۲۰		. / ۰۹۵	. / ۲۹۰	. / ۴۳۷	E1	
. / ۰۹۵	. / ۷۸۵	۱ / ۱۷		. / ۰۸۵	۳ / ۰۸	۸ / ۱۲	E2	

۱ و ۲ فرمولهای مریوط به هر یک از این روشها در متن آمده است

بستگی به نحوه عمل ژن‌ها در ظاهر صفات دارد و این نتایج نشان می‌دهد که جز غالبية دارای اهمیت زیادی می‌باشد، از این‌رو با انجام هیبریداسیون امکان تولید هیبریدهایی با مقاومت بالا وجود دارد. البته استفاده از مارکرهای مولکولی در جهت تشخیص دقیق‌تر محل ژن‌های کنترل کننده مقاومت دقت کار را افزایش خواهد داد.

واریانس غلبه از افزایشی بیشتر بود، از این رو انجام هیبریداسیون در جم باد و انتقال صفات مقاومت (دوره کمون طولانی‌تر، ش. لودگی کمتر و تیپ لودگی کمتر) روش موثری خواهد بود. نتایج این تحقیق با نتایج حسام و همکاران (۱۲)، کاشا و همکاران (۱۵) و پی‌کرینگ و همکاران (۲۲) مطابقت دارد.

در مجموع با توجه به اینکه تعیین نوع برنامه‌های اصلاحی

مراجع مورد استفاده

۱. احمدی، م. ۱۳۷۱. ارزیابی صفات در اصلاح نباتات (ترجمه). انتشارات سازمان تحقیقات کشاورزی، تهران، وزارت کشاورزی.
۲. پاتیور، م. ۱۳۷۷. بررسی مقاومت تعدادی از ارقام جو به بیماری سفیدک سطحی و تعیین فعالیت آنزیم پراکسیداز در دو رقم حساس و مقاوم. پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده کشاورزی، دانشگاه تهران.
۳. فرشادفر، ع. ۱۳۷۷. کاربرد ژنتیک کمی در اصلاح نباتات. انتشارات دانشگاه رازی کرمانشاه. ۴۰۰ صفحه.
۴. قنادها، م. ۱۳۷۷. مطالعه نحوه توارث طول دوره کمون در چهار رقم گندم نسبت به زنگ زرد. مجله علوم زراعی ایران. جلد ۱، شماره ۱، ۷۱-۵۳.
۵. واعظی، ش. س، عبد میشانی، ب، یزدی صمدی و م. قنادها. ۱۳۷۸. تجزیه ژنتیکی برخی از خصوصیات کمی در ذرت. مجله علوم کشاورزی ایران، جلد ۳، شماره ۴.
6. Allard, R. W. 1960. Principles of plant breeding. John Wiley and Sons. New York.
7. Berger, R. D. 1988. The analysis of effects of control measures in the development of epidemics. In: J. Kranz, and Rotem, J. Springer – Verlag. Experimental techniques in plant disease epidemiology. Heidelberg. pp: 134-151.
8. Brown, J. K. M. & K. J. Frey. 1969. Integrated control of cereal mildews. Roskilde, Riso. 300pp.
9. Browning, J. A. & K. J. Fery. 1969. Multiline cultivars as a means of disease control. Annu. Rev. Phytopathology. 7: 355-382.
10. Buesen, B., M. S. Huvmexllex. & J. Helms. 1996. Designation of barley and wheat powdery mildew resistance and virulence in Europe. In: 3rd workshop of cereal. Italy pp 92-98.
11. Cenci, A., R. Dovidio., O. A. Tanzarella., C. Ceoloni. & E. Poreeddu. 1999. Identification of molecular markers linked to Pm13, and aegilops longissima gene conferring resistance to powdery mildew in wheat. Theor Appl Genet 98: 448-454.
12. Hasm, S. L. K. & F. J. Zeller. 1998. Chromosomal location of genes for resistance to powdery mildew in cultivated oat. Plant Breeding 117: 177-178.
13. Jensen, H. P., J. H. Jvgensen, & J. Jensen. 1982. Attempts of locate powdery mildew resistance gene Ml(la) to barley chromosome. BGN 12: 65-68.
14. Johnson, R. 1988. Durable resistance to yellow rust in wheat and its implications in plant breeding. pp. 63-75. In: N. W. Simmonds., Rajaram (eds.). Breeding strategies for resistance to the rusts of wheat. CIMMYT, Mexico, D. F.
15. Kasha, K. J., R. A. Pickering. & H. M. William. 1996. GISH and RFLP facilitated identification of a barley chromosome carrying powdery mildew resistance from *Hordeum bulbosum*. Barley Genetic Symps. 1: 338-340.
16. Lee, T. s. & G. Shaner. 1985. Transgressive segregation of length of latent period in crosses between slow leaf rusting wheat cultivars. Phytopathology 75: 643-647.
17. Mahmud, I. & H. H. Karmer. 1951. Segregation for yield, height and maturity following a soybean cross. Agron. J. 43: 605-609.
18. Marshal, D. K. 1977. The advantages and hazards of genetic homogeneity. Ann. N. Y. Acad. Sci. 278: 1-20.
19. Mastebroek, H. D. & a. G. Balkema. 1995. Genetic analysis of powdery mildew resistance derived from wild barley. Plant Breeding 11: 121-125.
20. mather. K. & K. Jinks. 1982. Biometrical Genetics. Methuen, London, 162 pp.
21. Peterson, R. F. & A. B. Cambell. 1984. A. diagrammatic scale for estimating rust intensity on leaves and stems of cereals. Can. J. Agric. Res. 26: 496-500.
22. Pickering, R. A., B. J. Steffenson, & A. M. Hill. 1998. Association of leaf rust and powdery mildew resistance in a recombinant derived from a *hordeum vulgaris* × *Hordeum bulbosum* hybrid. Plant Breeding. 117: 83-84.

23. Stubbs, R. W., J. M. Prescott, E. E. Sarri, & H. J. Dubin. 1986. Cereal disease methodology manual. CIMMYT, mexico. D. F. 46pp.
24. 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.
25. Warnner, J. N. 1952. A method for estimating heritability. *Agron. J.* 44: 427-430.
26. Wolfe, M. S. & E. Schwarzbach. 1978. The recent history of the evolution of barley powdery mildew in Europe. In: D. M. Spencer (ed.). *Powdery Mildew*, Academic Press, London. pp 129-157.
27. Wolf, M. S. 1972. The genetics of barley mildew. *Rev. Pl. Path.* 51: 507-522.
28. Xu, J. & K. J. Kashia. 1992. Transfer of a dominant gene for powdery mildew resistance and DNA from *Hordeum bulbosum* into cultivated barley. *Theor Appl Genet.* 84: 771-777.

Genetic Analysis of Resistance to Powdery Mildew in Barley

M. R. NAGHAVI¹, M. R. GHANNADHA², B. YAZDI-SAMADI³

1, 2, 3, Ph.D. Student, Associate Professor and Professor, Faculty of Agriculture,
University of Tehran

Accepted June. 20, 2001

SUMMARY

In order to study inheritance of resistance to powdery mildew (*Erysiphe graminis* f.sp. *hordei*) in barely cultivars, F1, F2 and F3 generations were made from Radical×Afzal and Cwb×Afzal crosses. At first leaf stage, all materials were inoculated with Gorgan pathogen race. Resistance components such as latent period, infection type and disease severity were recorded. Generation mean analysis with joint scaling test which simultaneously analyzes all generations was performed. The mean squares of generations were statistically significant for all traits. Although in majority of traits, gene effects including: additive (d), dominance (h), additive×additive (i) and dominance× dominance (l) were significant but the dominance gene effects were most important for inheritance of all traits. Average broad sense heritabilities through different formulas were between 9.87 and 0.99 for all traits. Degree of dominance being more than one confirmed dominance and overdominance gene effects.

Key words: Barley, Powdery mildew, Inheritance, Generation mean analysis.