

تحلیل اثر متقابل ژنوتیپ × محیط (مدیریت‌های زراعی) در ارقام یولاف بر مبنای تجزیه ضرایب مسیر و رگرسیون

قاسم محمدی‌نژاد و عبدالمجید رضائی^۱

چکیده

این بررسی به منظور ارزیابی پایداری ۹ ژنوتیپ یولاف و یک رقم جو نسبت به مدیریت‌های زراعی و هم‌چنین برای تعیین سهم هر یک از عوامل زراعی (محیطی) در ایجاد اثر متقابل ژنوتیپ × محیط و تعیین پایدارترین جزء عملکرد در سال زراعی ۸۰-۱۳۷۹ در مزرعه پژوهشی دانشگاه صنعتی اصفهان واقع در لورک نجف‌آباد انجام شد. ژنوتیپ‌های یولاف شامل ۴ رقم کانادایی و ۵ لاین اصلاحی از ترکیه بودند. محیط‌های مورد بررسی را سه تاریخ کاشت ۲۰ مهر، ۱۰ آبان و ۳۰ آبان و سه تراکم کاشت ۳۰۰، ۳۷۵ و ۴۵۰ بذر در مترمربع تشکیل دادند. برای هر محیط از طرح بلوک‌های کامل تصادفی در سه تکرار استفاده شد. تجزیه واریانس مرکب برای صفات تعداد خوشه بارور در مترمربع، تعداد دانه در خوشه، وزن هزار دانه و عملکرد دانه تفاوت‌های ژنتیکی بسیار معنی‌داری را بین ژنوتیپ‌ها نشان داد. به جز برای وزن هزار دانه برای بقیه صفات بین محیط‌های مورد ارزیابی اختلاف معنی‌داری وجود داشت. عملکرد دانه و همه اجزاء آن اثر متقابل ژنوتیپ × محیط معنی‌داری نشان دادند. نسبت مجموع مربعات اثر متقابل از کل تغییرات برای عملکرد دانه (۲۲/۳۷٪) بیشتر از سایر صفات بود. تجزیه پایداری بر مبنای ضریب رگرسیون خطی نشان داد که رقم بویر و لاین ۲۸ با عملکرد بالاتر از میانگین و ضریب رگرسیون خطی نزدیک به ۱ دارای سازگاری مطلوب هستند، در حالی که رقم پیسر و جوماکویی به ترتیب با محیط‌های مساعد و نامساعد سازگاری خصوصی داشتند. بر مبنای میانگین مربعات انحراف از خط رگرسیون رقم بویر با کمترین انحراف پایدارترین رقم تشخیص داده شد. تجزیه ضرایب مسیر آثار متقابل ژنوتیپ × محیط به روش تای نشان داد که جزء ژنوتیپی ۷۳ (وزن دانه) مهم‌ترین جزء تأثیرگذار بر عملکرد و پایداری است. بر این اساس رقم بویر با دارا بودن بالاترین مقدار ۷۳ پایدارترین ژنوتیپ پرمحصول تشخیص داده شد. مقایسه اجزای محیطی در روش تای، مرحله گرده افشانی و تشکیل دانه را حساس‌ترین مرحله رشد ژنوتیپ‌ها نسبت به عوامل محیطی معرفی نمود، از این رو ارزیابی پایداری ژنوتیپ‌ها بر اساس جزء ژنوتیپی ۷۳ (تعداد دانه در خوشه) سودمند نخواهد بود. در نهایت بر مبنای نتایج این پژوهش، رقم بویر با عملکرد ۵/۸ تن در هکتار و واکنش پایدار در همه محیط‌ها به عنوان رقم مناسب شناخته شد.

واژه‌های کلیدی: اثر متقابل ژنوتیپ × محیط، تجزیه پایداری، ضرایب مسیر، مدیریت‌های زراعی، یولاف

۱. به ترتیب دانشجوی سابق کارشناسی‌ارشد و استاد زراعت و اصلاح نباتات، دانشکده کشاورزی، دانشگاه صنعتی اصفهان

مقدمه

در راستای برنامه معرفی ارقام جدید گیاهان زراعی از جمله یولاف، مطالعه و شناخت آثار متقابل ژنوتیپ $\times$ محیط با توجه به تنوع شرایط آب و هوایی مناطق مختلف حائز اهمیت زیادی است. اهمیت این گونه آثار، مبانی ژنتیکی و نقش تعیین کننده آنها در برنامه های بهرژادی از مباحث مورد توجه متخصصین اصلاح نباتات است (۴). حاصل اثر متقابل ژنوتیپ $\times$ محیط به صورت سازگاری و پایداری تجلی می یابد. وجود اثر متقابل ژنوتیپ $\times$ محیط پایداری ارقام را می کاهد و باعث کاهش بازده ارقام در برخی از محیط ها می گردد (۱۰).

برای تعیین پایداری ارقام از روش های گوناگونی استفاده می شود و محققین مختلف معیارهای متفاوتی را جهت تشخیص پایداری ارقام به کار گرفته اند (۱۰). برخی از محققین (۴، ۷ و ۱۰) گزارش نموده اند که اغلب بین ظهور صفات در ژنوتیپ های مختلف و اثر محیط که معمولاً به وسیله معیارهای متفاوتی سنجیده می شود، رابطه خطی یا نزدیک خطی وجود دارد. به همین جهت بیتز و کوکران (۱۴) استفاده از روش رگرسیون را برای ارزیابی واکنش ژنوتیپ ها در شرایط محیطی مختلف پیشنهاد نمودند. ابرهات و راسل (۷) از شیب خط رگرسیون (b_i) و میانگین مربعات انحراف از خط رگرسیون (s^2_{di}) به عنوان معیارهای تعیین پایداری استفاده نمودند. روش آنها در واقع تعمیم روش فیلی و ویلکینسون (۹) است. واکنش ویژه هر ژنوتیپ به عوامل محیطی با ضریب رگرسیون مشخص می گردد و این شاخص به عنوان پارامتر پاسخ در نظر گرفته می شود. میانگین مربعات انحراف از خط رگرسیون مربوط به بخش غیر قابل پیش بینی تنوع هر ژنوتیپ می گردد، لذا باید به عنوان پارامتر پایداری در نظر گرفته شود.

توماس و همکاران (۱۳) گزارش نمودند که تکوین یک گیاه طی یک نظام پویا و پیچیده صورت می گیرد، به طوری که هر یک از اجزای این نظام می توانند تحت تأثیر ژنوتیپ، محیط و یا اثر متقابل آنها واقع شوند. از طرفی عملکرد یک گیاه طی فرایندهای پیاپی شکل می گیرد. روش تای (۱۱) بر همین اساس

پیشنهاد شده است. وی از تجزیه ضرایب مسیر برای تجزیه اثر متقابل ژنوتیپ $\times$ محیط و تعیین سهم اجزاء ژنوتیپی و اجزاء محیطی در شکل گیری آن استفاده نمود. اجزای عملکرد یولاف عبارتند از: تعداد خوشه در مترمربع (X)، تعداد دانه در خوشه (Y)، و وزن دانه (Z) که در یک توالی زمانی از X به Z تکوین می یابند و از حاصلضرب آنها عملکرد دانه (W) به دست می آید. نظر به این که اجزای عملکرد در طول رشد گیاه تکوین می یابند، لذا عوامل محیطی آثار متفاوتی را بر آنها دارند. این عوامل، اجزاء محیطی موثر بر اجزاء عملکرد نامیده می شوند.

تای (۱۲) در مطالعه اثر متقابل ژنوتیپ $\times$ محیط برای ۷ رقم سیب زمینی در دو سری آزمایش با شرایط اقلیمی و زراعی متفاوت بر مبنای تجزیه ضرایب مسیر مشاهده کرد که برای اکثر ارقام کنترل ژنتیکی در واکنش به شرایط محیطی وجود دارد. هم چنین مشاهده نمود که در طول رشد واکنش ارقام نسبت به منابع محیطی یکسان نیست و از آنجا که سومین جزء محیطی بیشترین تأثیر را بر عملکرد داشت، استنباط شد که در دسترس بودن منابع محیطی برای رشد بهینه در مرحله حجیم شدن غده برای بیشتر ارقام ضروری است.

فرشادفر (۳) در تجزیه علیت اثر متقابل ژنوتیپ $\times$ محیط برای لاین های جایگزین شده کروموزومی گندم نشان داد که سهم تعداد دانه در سنبله در اثر متقابل ژنوتیپ $\times$ محیط بیشتر از سهم نسبی تعداد سنبله در بوته و وزن دانه می باشد. هم چنین مشاهده شد که حساسیت تعداد دانه در سنبله به تغییرات محیطی کمتر از دو جزء دیگر است. بنابراین تعداد دانه در سنبله نقش بیشتری در پایداری فنوتیپی گندم داشت. آقایی و همکاران (۱) پایداری عملکرد دانه ارقام جو را ارزیابی نمودند و به پایداری صفاتی مثل طول سنبله، تعداد دانه در سنبله، شاخص برداشت و وزن هزار دانه اشاره کردند.

رضایی و فرای (۲) در بررسی سازگاری ایزولاین های یولاف مقاوم به نژادهای مختلف بیماری زنگ در ۱۸ محیط با شرایط زراعی و اقلیمی متفاوت تطابق نسبتاً خوبی بین عملکرد و شاخص های محیطی دیدند و بیان کردند که بین ژنهای

مقاومت به زنگ با ژنهای سازگاری در ایزولاین‌ها هم‌بستگی وجود دارد. ایگلز و همکاران (۶) در ارزیابی پایداری ژنوتیپ‌های یولاف در ۲۴ محیط مشتمل بر شرایط اقلیمی و تاریخ‌ها و تراکم‌های مختلف کاشت و سطوح متفاوت کود اشاره کردند که در صورتی که فقط بخش کوچکی از واریانس اثر متقابل ژنوتیپ × محیط مربوط به نامتجانسی ضریب رگرسیون باشد، تمایز پایداری ارقام با استفاده از ضریب رگرسیون سودمند نیست.

با توجه به این که متغیرهای محیطی به دو دسته عوامل قابل پیش‌بینی و غیر قابل پیش‌بینی تقسیم می‌شوند، با اعمال مدیریت‌های مختلف زراعی مانند کاشت در تاریخ‌ها و تراکم‌های متفاوت می‌توان تا حدودی به آثار تصادفی سال و مکان دست یافت (۸). به همین منظور این پژوهش برای ارزیابی واکنش (سازگاری) ارقام و ژنوتیپ‌های امید بخش یولاف در ۶ محیط متغیر از لحاظ تاریخ و تراکم کاشت طرح‌ریزی شده است. هم‌چنین در این پژوهش سعی بر آن است که با بهره‌گیری از روش تای (۱۲) و توجه به رشد و نمو تکوینی اجزای عملکرد سهم هر یک از عوامل محیطی در ایجاد اثر متقابل ژنوتیپ × محیط شناسائی گردد و پایداری‌ترین جزء عملکرد در ژنوتیپ‌های مختلف یولاف مشخص شود.

مواد و روش‌ها

در این پژوهش ۹ رقم و لاین یولاف با ساختار ژنتیکی متفاوت به همراه یک رقم جو به عنوان شاهد (جوماکویی) در سال زراعی ۱۳۷۹-۸۰ مورد آزمون پایداری قرار گرفتند. انتخاب رقم شاهد جو بدین دلیل بود که در ایران تولید یولاف مرسوم نیست و جو از نظر شرایط تولید و مصرف نزدیک‌ترین گیاهی است که می‌تواند با آن رقابت کند. آزمایش در مزرعه پژوهشی دانشگاه صنعتی اصفهان واقع در لورک نجف‌آباد انجام شد. ژنوتیپ‌های یولاف شامل ۵ لاین اصلاحی از ترکیه به شماره‌های ۲، ۱۷، ۲۸، ۳۲ و ۳۶ و چهار رقم دریافتی از بانک ژن گیاهی کانادا به نام‌های بویر (Boyer)،

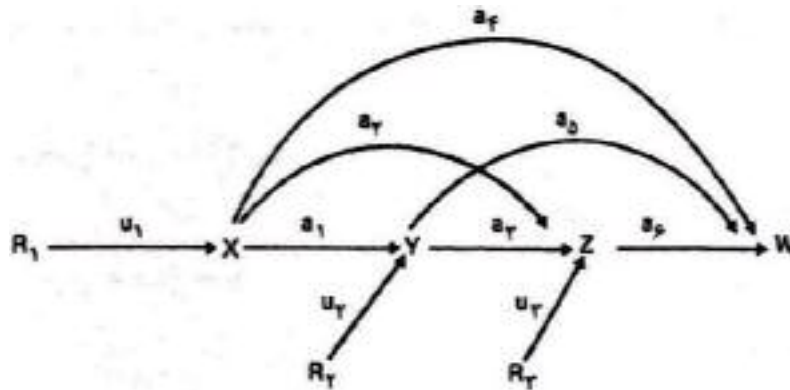
پیسر (Payer)، دریای (Derby) و کالبر (Calibre) بودند. محیط‌های مورد ارزیابی شامل تاریخ‌های کاشت ۲۰ مهر، ۱۰ آبان و ۳۰ آبان با تراکم کاشت ثابت ۳۵۰ بذر در مترمربع و تراکم‌های کاشت ۳۰۰، ۳۷۵ و ۴۵۰ بذر در مترمربع در تاریخ کاشت ۱۲ آبان بودند. ژنوتیپ‌ها در هر محیط در قالب طرح بلوک‌های کامل تصادفی با سه تکرار ارزیابی شدند. هر کرت آزمایشی شامل ۴ ردیف کاشت به طول ۲ متر و فاصله ردیف ۲۰ سانتی‌متر بود. در طول دوره رشد مراقبت‌های زراعی از قبیل آبیاری و کنترل علف‌های هرز به طور کامل اعمال گردید. در این بررسی چهار صفت تعداد خوشه در مترمربع (بر اساس شمارش خوشه‌ها در ۰/۲ مترمربع)، تعداد دانه در خوشه (بر اساس شمارش ۱۰ خوشه)، وزن دانه (بر مبنای شمارش ۱۰۰۰ دانه) و عملکرد دانه (سطح برداشت ۱/۶ مترمربع) اندازه‌گیری شدند.

ابتدا تجزیه واریانس مرکب برای صفات مختلف انجام شد. سپس به منظور تجزیه پایداری ابتدا با استفاده از مدل رگرسیون ابرهارت و راسل (۷) رابطه خطی عملکرد دانه بر اساس شاخص محیطی طبق فرمول زیر ارزیابی شد.

$$Y_{ij} = \mu_i + B_i I_j + \varepsilon_{ij}$$

در این فرمول Y_{ij} میانگین رقم i در محیط j ، μ_i میانگین رقم i در تمام محیط‌ها، I_j ارزش محیطی یا میانگین تمام ارقام در محیط j به صورت انحراف از میانگین کل، b_i ضریب رگرسیون واکنش رقم i در محیط‌های مختلف، و ε_{ij} انحراف از رگرسیون رقم i در محیط j است. جهت آزمون تفاوت معنی‌دار ضرایب رگرسیون با یک از آزمون t استفاده شد و برای آزمون معنی‌دار بودن واریانس انحراف از خط رگرسیون برای هر ژنوتیپ (s^2_{di}) به عنوان خطای استاندارد در آزمون F استفاده شد. هم‌چنین نمودار پایداری (پراکنش ژنوتیپ‌ها بر حسب ضریب رگرسیون خطی و میانگین) و نمودار پراکنش واریانس انحراف از خط رگرسیون هر ژنوتیپ در برابر میانگین آن جهت تفسیر آثار متقابل ترسیم شدند.

در نهایت با استفاده از مدل تای (۱۱) و تجزیه پایداری بر



شکل ۱. نمودار تجزیه مسیر که بیانگر ارتباط عملکرد (w) و ترتیب تکوینی اجزاء از x به z می‌باشد.

سه جزء ژنوتیپی نشان دهنده کارایی ژنوتیپ برای استفاده از اجزاء محیطی در طول دوره رشد برای تشکیل عملکرد می‌باشند و هر یک از اجزای محیطی، بیانگر اهمیت نسبی آن عامل محیطی بر جزء عملکرد مربوط است که در هر محیط ثابت می‌باشد و هر چه قدر مطلق r برای صفتی بیشتر باشد، یعنی آن صفت بیشتر تحت تأثیر محیط قرار می‌گیرد و ناپایدارتر است. در واقع از این روش برای تعیین این که کدام ژنوتیپ در کدام مرحله رشد بیشترین حساسیت را به عوامل محیطی از جمله تنش‌ها دارد، استفاده می‌شود.

نتایج و بحث

نتایج آزمون بارتلت حاکی از یک‌نواختی واریانس‌های خطا برای همه صفات بود. تجزیه واریانس مرکب (جدول ۱) برای عملکرد دانه تفاوت بسیار معنی‌داری را بین ژنوتیپ‌ها نشان داد. هم‌چنین اثر محیط برای کلیه صفات غیر از وزن دانه در سطح احتمال ۵ درصد معنی‌دار بود. میانگین مربعات اثر متقابل ژنوتیپ $\times$ محیط برای کلیه صفات معنی‌دار گردید. مجموع مربعات اثر متقابل ژنوتیپ $\times$ محیط برای عملکرد دانه در حدود ۲۳٪ مجموع مربعات کل را به خود اختصاص داد که از سایر صفات بیشتر بود.

دهلرت و همکاران (۵) در ارزیابی عملکرد دانه ژنوتیپ‌های یولاف، گر چه اثر متقابل ژنوتیپ $\times$ محیط معنی‌داری مشاهده کردند، ولی دریافتند که میانگین مربعات

مبنای تجزیه ضرایب مسیر سهم هر یک از اجزای عملکرد در آثار متقابل ژنوتیپ $\times$ محیط تعیین شد. در این مدل فرض بر آن است که اولاً ترتیب زمانی رشد و نمو اجزاء عملکرد از X (تعداد خوشه در مترمربع) به Y (تعداد دانه در خوشه) به Z (وزن دانه) می‌باشد و عملکرد از حاصل ضرب این اجزای (یعنی $W=XYZ$) به دست می‌آید. ثانیاً فرض بر آن است که منابع محیطی را می‌توان به سه گروه مستقل R_1 ، R_2 و R_3 تفکیک کرد که در طی نمو گیاه و در توالی زمانی تکوین اجزای عملکرد آن جزء را تحت تأثیر قرار می‌دهند. نمودار تجزیه مسیر در شکل ۱ نشان داده شده است. در این نمودار تا a_6 ضرایب علیت ژنوتیپی و u_1 ، u_2 و u_3 ضرایب مسیر از منابع محیطی به اجزای عملکرد هستند.

اگر g ژنوتیپ در e محیط ارزیابی شوند و v'_1 ، v'_2 و v'_3 ضرایب مسیر از R_1 ، R_2 و R_3 به W باشند و e اثر باقی‌مانده باشد در آن صورت عملکرد ژنوتیپ i ام در محیط j ام طبق رابطه زیر برآورد می‌شود:

$$W = v'_1 R_1 + v'_2 R_2 + v'_3 R_3 + e$$

را می‌توان به صورت زیر نشان داد.

$$W = \mu_{wi} + V_{1i} r_{1j} + V_{2i} r_{2j} + V_{3i} r_{3j} + e_{ij}$$

در این فرمول $V_{gi} = V'_{gi} \sigma_{wi}$: واریانس عملکرد ژنوتیپ i ؛ μ_{wi} میانگین اثر ژنوتیپ i ؛ V_1 ، V_2 و V_3 سه جزء ژنوتیپی پایداری اثر متقابل، r_1 ، r_2 و r_3 سه جزء محیطی اثر متقابل و e_{ij} جزء مربوط به اشتباه است.

جدول ۱. تجزیه واریانس عملکرد دانه ژنوتیپ‌ها در ۶ محیط بر اساس روش ابرهات و راسل

منابع تغییر ^۱	درجه آزادی	مجموع مربعات	میانگین مربعات	F
محیط	۵	۴۵/۸۹	۹/۱۸	۴/۱۱**
تکرار در محیط	۱۲	۱۶/۷۵	۱/۴۰	—
ژنوتیپ	۹	۸۹/۰۸	۹/۹۰	۷/۷۳**
ژنوتیپ × محیط	۴۵	۵۷/۶۸	۱/۲۸	۲/۸۷**
محیط (خطی)	۱	۴۵/۸۹	۴۵/۸۹	—
ژنوتیپ × محیط (خطی)	۹	۷/۲۴	۰/۸	۰/۶۳
انحراف مرکب	۴۰	۵۰/۴۳	۱/۲۶	۲/۸۲**
اشتباه مرکب	۱۰۸	۳/۷۲	۰/۴۵	—

۱: حاصل جمع مجموع مربعات و درجه آزادی محیط به منابع تغییر ردیف‌های ۵، ۶ و ۷ جدول تفکیک می‌شود.

جدول ۲. پارامترهای پایداری بر مبنای روش رگرسیون

ژنوتیپ	ضریب رگرسیون خطی ^۱	ضریب رگرسیون درجه ۲ ^۲	عرض از مبدأ (a)	مجموع مربعات رگرسیون خطی	مجموع مربعات رگرسیون درجه ۲	انحراف از رگرسیون خطی	انحراف از رگرسیون درجه ۲	ضریب تبیین خطی	ضریب تبیین خطی + درجه ۲
لاین ۲	۰/۴۹	-۰/۰۰۷	۴/۸۵	۱/۰۹	۰/۰۲	۱/۴۳*	۱/۹۱**	۱۶/۰	۱۶/۲
لاین ۱۷	۱/۰۱	-۱/۳۴۰	۵/۳۳	۴/۶۹	۴/۴۴	۲/۵۳**	۱/۸۹**	۳۱/۷	۶۱/۶
لاین ۲۸	۰/۹۰	۰/۵۴۹	۵/۹۹	۳/۶۹	۰/۷۴	۱/۱۸*	۱/۳۳*	۴۳/۹	۵۲/۷
لاین ۳۲	۱/۰۷	۰/۰۰۷	۲/۷۶	۵/۳۱*	۰/۰۱	۰/۱۲	۰/۱۵	۹۱/۸	۹۲/۰
لاین ۳۶	۰/۹۴	۰/۵۴۱	۴/۷۹	۴/۰۷*	۰/۷۲	۰/۵۰	۴/۳۱	۶۶/۹	۷۸/۸
رقم کالیبر	۱/۴۳	-۰/۰۰۴	۴/۶۴	۹/۴۲*	۰/۰۰۴	۰/۷۵	۱/۱۰*	۷۵/۷	۷۵/۸
رقم دربی	۰/۷۷	-۰/۴۹۳	۵/۲۷	۲/۷۲	۰/۶۰	۰/۶۲	۰/۶۳	۵۲/۳	۶۳/۹
رقم پیسر	۱/۸۴	۱/۰۹۳	۶/۹۰	۱۵/۵۵*	۲/۹۵	۲/۰۱**	۱/۶۹*	۶۵/۹	۷۸/۵
رقم بویر	۱/۱۲	۰/۴۶۴	۵/۷۸	۵/۷۵	۰/۵۳	۰/۹۳	۱/۰۶*	۶۰/۷	۶۶/۴
جوماکویی	۰/۴۲	-۰/۷۶۶	۷/۳۶	۰/۸۱۸۶	۱/۴۵	۲/۵۲**	۲/۸۸**	۷/۵	۲۰/۸

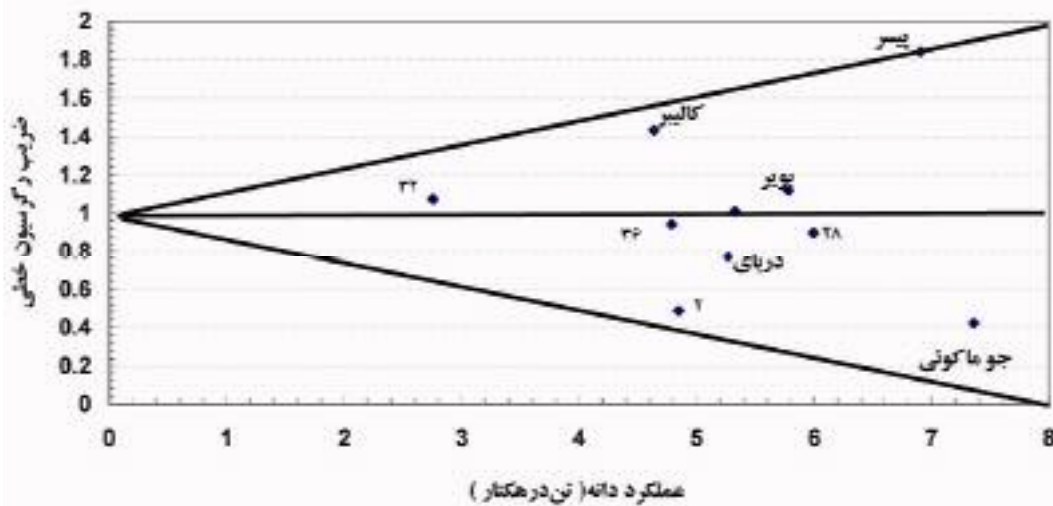
**و*: به ترتیب معنی دار در سطح ۱ و ۵ درصد

۱. نتیجه آزمون t برای فرض $H_0: b_1 = 0$ در سطح احتمال ۵٪

۲. نتیجه آزمون t برای فرض $H_0: b_q = 0$ در سطح احتمال ۵٪

می‌باشد. اثر متقابل ژنوتیپ × محیط خطی معنی دار نگردید که نشان دهنده عدم وجود تفاوت معنی دار ژنوتیپ‌ها از لحاظ شیب خط رگرسیون است. پارامترهای سازگاری برای عملکرد دانه شامل ضرایب رگرسیون، مجموع مربعات رگرسیون، انحراف از رگرسیون و ضرایب تبیین مدل‌های خطی و درجه ۲ در جدول ۲

اثر اصلی نسبت به میانگین مربعات اثر متقابل بسیار بزرگ‌تر است. منابع تغییر ژنوتیپ، محیط، ژنوتیپ × محیط و انحراف مرکب در سطح احتمال ۱ درصد معنی دار بودند (جدول ۱). معنی دار شدن واریانس محیط خطی حاکی از این است که تغییرات عملکرد محیط‌ها از روند خطی قابل توجهی برخوردار



شکل ۲. پراکنش ژنوتیپ‌ها بر اساس میانگین و ضریب رگرسیون خطی ابرهات و راسل.
خط عمودی از نقطه میانگین عملکرد دانه می‌گذرد.

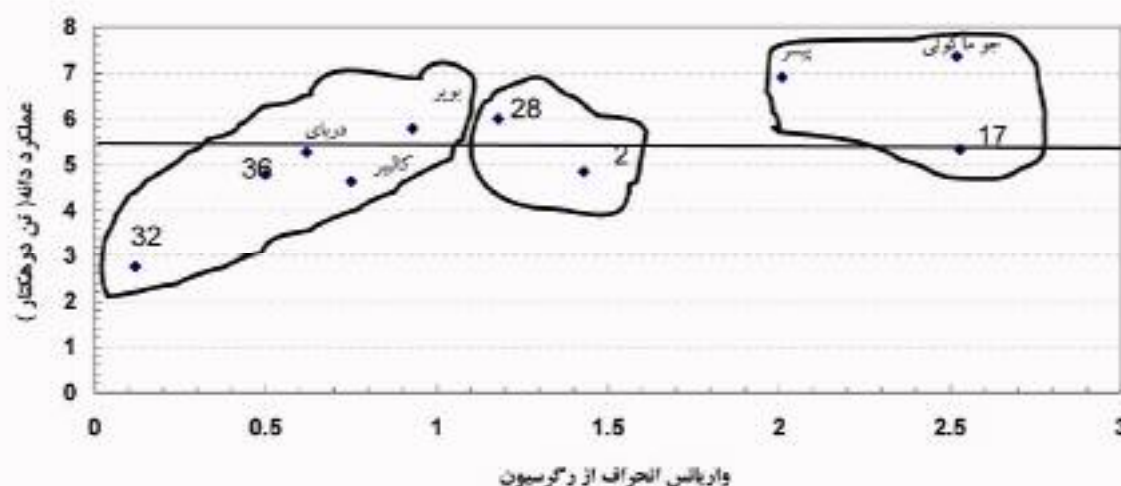
محیط‌های نامساعد و مساعد می‌باشند. بر اساس شکل ۲ ملاحظه می‌گردد که لاین ۱۷ روی خط $b=1$ قرار گرفته است و عملکرد بالایی نیز دارد، بنابراین از این نظر دارای پایداری عمومی مطلوب است. از طرف دیگر این لاین واجد بالاترین انحراف از خط رگرسیون می‌باشد (شکل ۳) و نمی‌توان بر این اساس آن را ژنوتیپی با پایداری عمومی مطلوب برشمرد. از بین لاین‌های ۲۸، ۳۶ و ۳۲ و ارقام بوبر و دریای که حدوداً شبیه نزدیک به یک دارند، فقط رقم بوبر و لاین ۲۸ با عملکرد بیشتر از میانگین دارای پایداری عمومی مطلوب بودند. جوماکویی و لاین ۲ دارای سازگاری خصوصی با محیط‌های نامساعد و ارقام کالیبر و پیسر دارای سازگاری خصوصی با محیط‌های مساعد هستند. لازم به توضیح است که رتبه محیط‌ها (مدیریت‌های زراعی) بر اساس متوسط عملکرد همه ژنوتیپ‌ها در آن محیط به ترتیب تاریخ کاشت‌های اول و دوم، تراکم کاشت اول، تراکم کاشت دوم، تاریخ کاشت سوم و تراکم کاشت سوم با عملکردهای ۶/۷۲، ۶/۲۴، ۵/۲، ۴/۹۶، ۴/۸۵ و ۴/۱۸ تن در هکتار می‌باشد.

آزمون F برای بررسی انحراف‌های انفرادی از رگرسیون مشخص نمود که به جز برای لاین‌های ۳۲ و ۳۶ و ارقام کالیبر،

آورده شده‌اند. ضرایب رگرسیون درجه ۲ برای هیچ یک از ژنوتیپ‌ها اختلاف معنی‌داری با صفر نداشتند. جوماکویی با ضریب رگرسیون خطی $b_L=0/42$ و رقم پیسر با $b_L=1/84$ به ترتیب واجد کوچکترین و بزرگترین ضرایب رگرسیون خطی بودند. البته علیرغم دامنه تغییرات نسبتاً زیاد، اختلاف ضرایب رگرسیون خطی با یک معنی‌دار نبود.

مجموع مربعات رگرسیون خطی برای لاین‌های ۳۲ و ۳۶ ارقام کالیبر و پیسر در سطح احتمال ۵٪ معنی‌دار شد (جدول ۲) و بنابراین یک رابطه خطی تغییرات عملکرد این ژنوتیپ‌ها را در محیط‌های مختلف توجیه می‌کند. این مجموع‌مربعات برای بقیه ژنوتیپ‌ها معنی‌دار نگردید.

بر اساس نمودار پایداری ارقام که بر مبنای ضریب رگرسیون خطی رسم شد (شکل ۲)، اگر ژنوتیپی روی خط $b=1$ قرار گیرد، دارای پایداری عمومی است و چنانچه عملکرد آن نیز بالا باشد پایداری عمومی مطلوب دارد. چنانچه $b=1$ و عملکرد متوسط باشد، آن ژنوتیپ پایداری عمومی متوسط دارد و بالاخره اگر $b=1$ و عملکرد پایین باشد، ژنوتیپ دارای پایداری عمومی ضعیف است. ژنوتیپ‌های با ضریب رگرسیون کمتر از ۱ و بیشتر از ۱ به ترتیب واجد سازگاری خصوصی با



شکل ۳. پراکنش ژنوتیپ‌ها بر مبنای میانگین عملکرد دانه و مقادیر انحراف از رگرسیون خطی، (پارامتر دوم ابرهات و راسل) خطوط به هم پیوسته گروه‌بندی‌های حاصل از تجزیه خوشه‌ای بر مبنای واریانس انحراف از رگرسیون را نشان می‌دهند و خط افقی ممتد از میانگین عملکرد دانه می‌گذرد.

رقم بویر و لاین ۲۸ دارای پایداری عمومی مطلوب و لاین‌های ۳۲ و ۳۶ دارای پایداری عمومی (b نزدیک به یک) می‌باشند. لاین ۱۷ نیز دارای عملکرد بالا و نزدیک‌ترین ضریب رگرسیون به یک بود و می‌تواند به عنوان لاینی با پایداری عمومی شناخته شود. البته لازم به ذکر است که مجموع مربعات اثر متقابل ژنوتیپ × محیط فقط ۱۲/۵ درصد از مجموع مربعات کل را شامل شد. بنابراین با توجه به این که توصیه محققان (۴) بر این است که برای مفید واقع شدن تجزیه رگرسیون باید حداقل ۵۰٪ مجموع مربعات کل توسط اثر متقابل ژنوتیپ × محیط تبیین گردد، استفاده از این روش به تنهایی برای تجزیه پایداری کافی نیست. لذا به منظور اطمینان بیشتر و ارزیابی اجزاء ژنوتیپی پایداری و اجزاء محیطی تأثیرگذار بر آن از مدل تجزیه ضرایب مسیر تای (۱۱) استفاده شد.

تجزیه اثر متقابل به روش تای بر مبنای ضرایب هم‌بستگی استوار است، بنابراین ابتدا ضرایب هم‌بستگی بین عملکرد و اجزای آن یعنی تعداد خوشه در واحد سطح، تعداد دانه در خوشه و وزن دانه برای هر ژنوتیپ محاسبه شد (جدول ۳). به طوری که ملاحظه می‌گردد برای هیچ یک از ژنوتیپ‌ها به

دربای و بویر برای بقیه ژنوتیپ‌ها میانگین مربعات انحراف از خط رگرسیون معنی‌دار است، لذا در این مورد توجیه رابطه خطی در تجزیه اثر متقابل ژنوتیپ × محیط به تنهایی کافی نمی‌باشد و این نکته یکی از ایرادات روش رگرسیون در تجزیه پایداری است. شکل ۳ پراکنش ژنوتیپ‌ها را بر مبنای میانگین عملکرد دانه و پارامتر دوم ابرهات و راسل (s^2_{di}) نشان می‌دهد. در تجزیه خوشه‌ای ژنوتیپ‌ها بر اساس واریانس انحراف از رگرسیون به روش وارد (Ward) ژنوتیپ‌ها به سه گروه تفکیک شدند که در روی شکل ۳ با منحنی‌های بسته نمایش داده شده‌اند. ژنوتیپ‌های گروه اول را جو ماکوئی، پیسرو لاین ۱۷ تشکیل دادند که بالاترین مقدار واریانس انحراف از رگرسیون را داشتند و بر این مبنای پایدار محسوب شدند. در گروه دوم که ژنوتیپ‌ها s^2_{di} حد واسط داشتند، لاین‌های ۲ و ۲۸ قرار گرفتند. در گروه سوم لاین‌های ۳۲ و ۳۶ و ارقام کالیبر، بویر و دربای جای گرفتند که پایدارترین ژنوتیپ‌ها بودند. در این بین فقط رقم بویر عملکردی بالاتر از میانگین داشت و ژنوتیپی با پایداری عمومی مطلوب تشخیص داده شد. در مجموع با توجه به میانگین عملکرد و هر دو پارامتر پایداری ابرهات و راسل

جدول ۳. ضرایب همبستگی بین عملکرد زئوتیپ‌ها و اجزاء عملکرد

زئوتیپ									
جوماکونی	نویر	پیسر	دریای	کالیبر	لاین ۳۶	لاین ۳۲	لاین ۲۸	لاین ۱۷	لاین ۲
۰/۶۳۷**	۰/۵۰۳*	۰/۵۲۲*	۰/۱۸۹	۰/۲۲۲	۰/۳۹۰	۰/۶۰۴**	۰/۱۹۳	۰/۱۷۰	۰/۶۰۰**
۰/۱۱۳	۰/۳۷۸	۰/۳۱۵	۰/۳۶۱	۰/۳۶۱	۰/۱۷۱	۰/۶۴۸**	۰/۱۵۲	۰/۲۶۶	۰/۴۶۴
۰/۵۲۲*	۰/۵۶۴*	۰/۶۳۳**	۰/۳۱۰	۰/۵۷۶*	۰/۷۱۹**	۰/۲۴۰	۰/۲۰۷	۰/۴۱۸	۰/۵۵۶*
همبستگی عملکرد با:									
									تعداد خوشه در مترمربع
۰/۵۹	۰/۵۴۷*	۰/۱۵۴	۰/۰۰۲	۰/۱۹۲	۰/۴۶۵	۰/۵۹۴**	۰/۴۵۵	۰/۵۱۲*	۰/۰۳۶
۰/۵۴۵*	۰/۱۶۵	۰/۶۰۵**	۰/۴۲۰	۰/۱۸۸	۰/۰۵۷	۰/۰۷۴	۰/۱۶۵	۰/۱۲۸	۰/۶۷۰**
همبستگی تعداد خوشه در مترمربع با:									
									تعداد دانه در خوشه
									وزن هزار دانه
۰/۲۲۷	۰/۲۳۹	۰/۲۶۱	۰/۱۰۳	۰/۲۹۲	۰/۴۴۳	۰/۰۹۲	۰/۳۴۹	۰/۱۰۸	۰/۲۴۷

*: به ترتیب معنی‌دار در سطوح احتمال ۱ و ۵ درصد

جدول ۴. ضرایب مسیر × عملکرد دانه و اجزای عملکرد در ژنوتیپ‌های یولاف

ژنوتیپ	a_1	a_2	a_3	a_4	a_5	a_6
لاین ۲	-۰/۰۳۶۱	۰/۶۸۰۲	۰/۲۷۲۰	۰/۵۸۶۵	۰/۴۷۴۲	۰/۰۴۵۷
لاین ۱۷	-۰/۵۱۱۸	۰/۲۴۸۵	۰/۲۳۴۸	۰/۳۳۱۹	۰/۴۰۰۶	۰/۳۳۲۳
لاین ۲۸	-۰/۴۵۵۵	-۰/۰۰۷۸	۰/۳۴۵۷	۰/۳۳۱۸	۰/۲۴۱۴	۰/۱۷۷۱
لاین ۳۲	۰/۵۹۴۱	۰/۰۳۰۱	۰/۰۷۴۳	۰/۳۳۲۷	۰/۴۳۴۵	۰/۱۷۵۴
لاین ۳۶	-۰/۴۶۴۷	۰/۳۳۵۵	۰/۵۹۸۵	۰/۳۷۰۷	۰/۰۴۲۹	۰/۶۷۸۴
کالیبر	-۰/۱۹۱۵	۰/۲۵۳۶	۰/۳۴۰۹	۰/۱۸۴۲	۰/۲۶۰۶	۰/۴۶۵۴
دربای	۰/۰۰۰۲	۰/۴۱۹۷	۰/۱۰۳۱	۰/۰۸۶۷	۰/۲۹۰۲	۰/۲۴۳۵
پیسر	۰/۱۵۴۰	۰/۵۷۸۲	۰/۱۷۲۱	۰/۲۲۰۳	۰/۲۰۰۶	۰/۴۴۷۱
بویر	۰/۵۴۷۵	۰/۴۲۲۴	-۰/۴۷۰۱	۰/۱۴۹۸	۰/۴۵۰۱	۰/۶۴۶۹
جوماکویی	۰/۰۵۸۷	۰/۵۶۰۸	-۰/۲۵۹۴	۰/۴۵۲۲	۰/۱۵۸۷	۰/۳۲۰۹

*: ضرایب مسیر تعداد خوشه در مترمربع با تعداد دانه در خوشه (a_1)، تعداد خوشه در مترمربع با وزن دانه (a_2)، تعداد دانه در خوشه با وزن دانه (a_3)، تعداد خوشه با عملکرد (a_4)، و وزن دانه با عملکرد (a_5).

عملکرد در ژنوتیپ‌های پر محصول یولاف و جوماکویی نشان می‌دهد که در این ژنوتیپ‌ها به طور عمده افزایش عملکرد از طریق افزایش وزن هزار دانه یا تعداد خوشه در متر مربع می‌باشد.

اجزای ژنوتیپی پایداری (v_1 ، v_2 و v_3) در جدول ۵ آورده شده‌اند. ژنوتیپ‌های مختلف از نظر اجزاء مختلف عملکرد واکنش‌های پایداری متفاوتی نشان دادند. در واقع برای هر ژنوتیپی که مقدار v_g بزرگتر باشد، جزء g عملکرد نقش موثرتری در تنظیم اثر متقابل ژنوتیپ × محیط دارد. به عنوان مثال ژنوتیپ‌های بویر، کالیبر و لاین ۳۶ نسبت به بقیه ژنوتیپ‌ها حساسیت بیشتری را نسبت به تغییرات محیطی موثر بر وزن دانه در طی مرحله پر شدن دانه نسبت به مراحل آغازین تکوین تعداد خوشه و تشکیل دانه دارند. بنابراین تامین شرایط مطلوب برای این ژنوتیپ‌ها در مرحله پر شدن دانه از اهمیت زیادی برخوردار است، و هر گونه تغییر در شرایط محیطی در این مرحله موجب تغییر شدید در عملکرد آنها می‌گردد. ارقام پیسر و ماکویی بالاترین مقدار v_1 را دارند و بنابراین حساسیت

استثنای لاین ۳۲ هم‌بستگی معنی‌داری بین عملکرد و تعداد دانه در خوشه وجود ندارد، که بیانگر این است که در شرایط اجرای این پژوهش و در بین ژنوتیپ‌های مورد ارزیابی تعداد دانه در خوشه نسبت به سایر اجزای عملکرد از اهمیت کمتری برخوردار است. در اکثر ژنوتیپ‌های با عملکرد بیشتر از میانگین، هم‌بستگی مثبتی بین عملکرد و وزن دانه مشاهده گردید. برای هیچ یک از ژنوتیپ‌ها هم‌بستگی معنی‌داری بین تعداد دانه در خوشه و وزن دانه وجود نداشت. در ژنوتیپ‌های مختلف تفاوت‌های قابل ملاحظه‌ای از نظر هم‌بستگی اجزای عملکرد با یکدیگر مشاهده شد.

نتایج تجزیه مسیر منابع ژنوتیپی برای عملکرد و اجزای عملکرد (جدول ۴) در ژنوتیپ‌های مختلف تا حدودی متفاوت بود، اما به طوری که مشاهده می‌شود اثر مستقیم وزن دانه بر عملکرد (a_6) در تعداد بیشتری از ژنوتیپ‌ها بالاتر از اثر مستقیم تعداد دانه در خوشه بر عملکرد (a_5) و تعداد خوشه در متر مربع بر عملکرد (a_4) می‌باشد. بالا بودن ضریب مسیر تعداد خوشه با وزن دانه و اثر مستقیم وزن دانه با

جدول ۵. اجزای ژنوتیپی اثر متقابل ژنوتیپ $\times$ محیط برای ژنوتیپ‌ها

ژنوتیپ	μ_{ij}	σ_{wi}	V_1	V_2	V_3
لاین ۲	۴/۸۴۸	۱/۲۵۹۸	۰/۷۹	۰/۶۱	۰/۰۴
لاین ۱۷	۵/۳۲۹	۲/۰۶۶	۰/۳۵	۰/۸۵	۰/۶۷
لاین ۲۸	۵/۹۹۵	۱/۲۹۴	۰/۳۱	۰/۴۳	۰/۲۶
لاین ۳۲	۲/۷۵۹	۱/۰۸۳	۰/۶۵	۰/۳۹	۰/۱۹
لاین ۳۶	۴/۷۸۷	۱/۳۴۲	۰/۵۲	۰/۵۳	۰/۷۷
کالیبر	۴/۶۳۹۶	۱/۹۲۷	۰/۴۳	۰/۷۹	۰/۸۳
دربای	۵/۷۶۷	۱/۵۲۶	۰/۲۹	۰/۸۴	۰/۳۴
پیسر	۶/۹۰۵	۲/۴۴۴	۱/۲۷۵	۰/۶۷	۰/۸۵
بویر	۵/۷۸۶	۱/۸۴۵	۰/۹۳	۰/۲۲	۱/۰۸
جوماکویی	۷/۳۵۹	۱/۷۱۶	۱/۰۹	۰/۱۳	۰/۴۴

σ_{wi} و μ_{ij} به ترتیب میانگین و انحراف معیار عملکرد ژنوتیپ i ام

و V_1 تا V_3 اجزای ژنوتیپی اثر متقابل می‌باشند.

جدول ۶. اجزای محیطی اثر متقابل ژنوتیپ $\times$ محیط برای محیط‌ها

محیط	I_1	I_2	I_3
تاریخ کاشت اول	۱/۳۶	۰/۴۱	۰/۶۴
تاریخ کاشت دوم	-۱/۱۹۸	۱/۹۲	۱/۱۳
تاریخ کاشت سوم	-۰/۳۲۲	۰/۷۲۹	-۱/۱۴
تراکم کاشت اول	۱/۰۱	-۲/۳۹	۰/۶۵
تراکم کاشت دوم	-۰/۵۴	۱/۳۹	-۱/۳۴
تراکم کاشت سوم	-۰/۳۱	-۲/۰۱	۰/۱۱

I_1 تا I_3 به ترتیب اجزای محیطی تأثیرگذار بر تعداد خوشه در مترمربع، تعداد دانه در خوشه و وزن دانه می‌باشند.

را در مرحله تولید خوشه ایجاد نمود. تاریخ‌های کاشت دوم و سوم بیشترین حساسیت محیطی را به ترتیب در مراحل گرده‌افشانی و پر شدن دانه اعمال نمودند؛ و تراکم‌های کاشت بیشترین حساسیت را در مرحله گرده‌افشانی و تشکیل دانه داشتند. به طور کلی با توجه به بالا بودن قدر مطلق I_2 و تنوع بیشتر آن نسبت به اجزاء I_1 و I_3 ، (جدول ۶) به نظر می‌رسد که ژنوتیپ‌های یولاف در مرحله گرده‌افشانی و تشکیل دانه حساسیت بیشتری به شرایط محیطی دارند. بنابراین عوامل

شدیدتری را نسبت به تغییرات محیطی در مرحله تشکیل تعداد خوشه نشان می‌دهند. لاین ۱۷ و ارقام کالیبر و در بای واکنش بیشتری را به تغییرات محیطی در مرحله تکوین تعداد دانه در خوشه دارند.

اجزای محیطی اثر متقابل ژنوتیپ $\times$ محیط در جدول ۶ نشان داده شده‌اند. در این جا نیز سهم محیط‌های متفاوت در بیان اثر متقابل ژنوتیپ $\times$ محیط بر اجزای مختلف نسبتاً متفاوت بود، به طوری که تاریخ کاشت اول بیشترین حساسیت محیطی

نتیجه نهایی آن که روش تجزیه ضرایب مسیر برای بررسی اثر متقابل ژنوتیپ × محیط در واقع کاربردی از تجزیه به عامل‌هاست. در تجزیه به عامل‌ها با استفاده از ماتریس کوواریانس یا هم‌بستگی متغیرها سعی در تعیین یک یا چند عامل فرضی است. فرض اصلی تجزیه مسیر نیز این است که سه عامل مشترک محیطی یعنی سه جزء محیطی σ^2_{e1} ، σ^2_{e2} و σ^2_{e3} وجود دارند و بیشتر واریانس ژنوتیپ‌ها را در محیط‌های مختلف توجیه می‌کنند. این نکته قابل ذکر است که به‌سهولت می‌توان این روش را برای تعداد بیشتر اجزاء عملکرد و گروه عوامل محیطی تعمیم داد. تعیین فرض عامل‌های مشترک و بار عاملی برای هر ژنوتیپ که در واقع در این پژوهش ضرایب علیت γ_1 ، γ_2 و γ_3 می‌باشند، بر مبنای ترتیب زمانی تکوین اجزای عملکرد می‌باشد. موفقیت این روش بستگی به اعتبار روابط علی و مشترک بودن سه جزء محیطی آثار متقابل ژنوتیپ × محیط در بین کلیه ژنوتیپ‌ها دارد (۱۱). در نهایت قابل ذکر است که استفاده از تجزیه ضرایب مسیر برای بررسی اثر متقابل ژنوتیپ × محیط به دلیل توانایی در تعیین سهم هر مرحله از رشد و نمو در اثر متقابل، می‌تواند در تدوین بهتر و دقیق‌تر برنامه‌های اصلاحی نقش مهمی ایفا نماید. بدین ترتیب می‌توان با استفاده از روش‌های اصلاحی هدف‌دار و پیش‌بینی تمهیدات به‌زراعی شرایط را برای بهره‌برداری از حداکثر ظرفیت تولید ارقام مختلف محصولات زراعی فراهم نمود. استفاده از روش‌های مبتنی بر رگرسیون فقط در صورت تبیین تغییرات عملکرد توسط یک رابطه خطی توجیه می‌گردد.

سپاسگزاری

هزینه اجرای این طرح از محل اعتبارات طرح‌های استانی توسط سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی استان اصفهان (طرح شماره K۳۴۲) پرداخت شده است که بدینوسیله تشکر می‌شود.

محیطی موثر بر تعداد دانه در خوشه سهم بیشتری در اثر متقابل این ژنوتیپ‌ها با محیط داشته‌اند، و در این مرحله هر گونه تغییرات محیطی حتی در کوتاه مدت اثر قابل توجه بر عملکرد خواهد گذاشت. به همین دلیل گزینش ژنوتیپ‌ها بر مبنای جزء ژنوتیپی γ_2 از اعتبار بالایی برخوردار است. برای مثال لاین ۱۷ و رقم دربای و لاین ۲۸ که دارای جز γ_2 بالاتری بودند، به ترتیب براساس ضریب رگرسیون، واریانس انحراف از رگرسیون، و هر دو پارامتر پایدار تلقی شدند. لاین ۳۶ و ارقام کالیبر و بویبر دارای جزء ژنوتیپی γ_3 بزرگتری بودند و براساس یک یا دو پارامتر در روش ابرهات و راسل به عنوان پایدار شناسایی شدند. بنابراین پایداری آنها می‌تواند به علت واکنش نسبت به عوامل محیطی موثر بر تغییرات وزن دانه باشد. همچنین با توجه به جزء ژنوتیپی γ_1 مشاهده می‌شود که ژنوتیپ‌های حساس به تغییرات محیطی در مرحله تکوین تعداد خوشه در متر مربع (ماکویی، پیسر و لاین‌های ۲ و ۳۲) بر اساس پارامترهای پایداری ابرهات و راسل نیز ناپایدار هستند. با توجه به این که $V_1 = \gamma_1^2 \sigma_{wi}^2$ و $V_1 = U_1 \rho_{xw}$ و $V_1 = U_1$ برابر یک می‌باشد، لذا دقیقاً جزء γ_1 منعکس کننده هم‌بستگی تعداد خوشه در مترمربع با عملکرد است. از طرفی این هم‌بستگی در تعدادی از ژنوتیپ‌ها معنی‌دار نبود، لذا براساس نتایج این پژوهش پارامتر γ_1 به منظور گزینش ژنوتیپ‌های پایدار و پرمحصول مفید نمی‌باشد.

فرشادفر (۲) نیز در ارزیابی پایداری لاین‌های جایگزین شده کروموزومی گندم با استفاده از روش تای نشان داد که سهم تعداد دانه در سنبله (γ_2) در اثر متقابل ژنوتیپ × محیط بیشتر از سهم نسبی تعداد سنبله در بوته (γ_1) و وزن دانه (γ_3) است. همچنین براساس مقایسه ضرایب r مشاهده کرد که تعداد دانه در سنبله به تغییرات محیطی کمتر از دو جزء دیگر حساس است، لذا به نقش مهم تعداد دانه در سنبله در پایداری عملکرد دانه پی‌برد.

منابع مورد استفاده

۱. آقایی، م.، م. مقدم، م. ولیزاده، ح. کاظمی اربط و ا. بنائی. ۱۳۷۵. تجزیه پایداری و تجزیه علیت عملکرد دانه در بعضی از ارقام جو (*Hordeum. vulgare* L.) بهاره. مجله علمی کشاورزی ۱۹ (۱ و ۲): ۵۹-۸۲.
۲. رضایی، ع. م. و ک. ج. فرای. ۱۳۶۸. مطالعه سازگاری ایزولاین‌های یولاف (*Avena sativa* L.). مجله علوم کشاورزی ایران ۲ (۳ و ۴): ۳۴-۴۱.
۳. فرشادفر، ع. ۱۳۷۸. تجزیه علیت آثار متقابل ژنوتیپ و محیط در لاین‌های جایگزین‌شده کروموزمی گندم. مجله علوم کشاورزی ایران ۳ (۴): ۶۶۵-۶۷۰.
4. Basford, K. E. and M. Cooper. 1998. Genotype $\times$ environment interactions and some considerations of their implications for wheat breeding in Australia. *Aust. J. Agric. Res.* 49: 153 – 74.
5. Dohlert, D. C., M. S. Mc Mullen and J. I. Hammond. 2001. Genotypic and environmental effects on grain yield and quality of oat grown in North Dakota. *Crop Sci.* 41: 1066 – 1072.
6. Eagles, H. A., P. N. Hinz and K. J. Frey. 1977. Selection of superior cultivars of oats by using regression coefficients. *Crop Sci.* 17: 101 – 105.
7. Eberhart, S.A. and W.A. Russell. 1966. Stability parameters for comparing varieties. *Crop Sci.* 6: 36 – 40.
8. Fehr. W. R. 1987. Principles of Cultivar Development. Vol. 2, Mac Millan Pub. Com., New York.
9. Finlay, K. W. and G. N. Wilkinson. 1963. The analysis of adaptation in a plant breeding program. *Aust. J. Agric. Res.* 14: 742 – 754.
10. Pham, H. N. and M. S. Kang. 1988. Interrelationships among and repeatability of several stability statistics estimated from international maize trials. *Crop Sci.* 28: 925 – 929.
11. Tai, G.C.C. 1975. Analysis of genotype environment interactions based on the method of path coefficient analysis. *Can. J. Genet. Cytol.* 17: 141 – 149.
12. Tai, G.C.C. 1979. Analysis of genotype environment interaction of potato yield. *Crop Sci.* 19: 434 – 438.
13. Thomas, T. L., J. E. Grafius and S. K. Hahn. 1971. Genetic analysis of correlated sequential characters. *Heredity* 26: 177 – 188.
14. Yates, F. and W. G. Cochran. 1958. The analysis of group of experiments. *J. Agric. Sci.* 14: 742 – 754.