"مجله علوم زراعی ایران"
جلد چهاردهم، شماره ۲ تابستان ۱۳۹۱

# ارزیابی پایداری عملکرد دانه لاین‌های امید بخش جو (*Hordeum vulgare* L.) در مناطق سردسیر کشور با استفاده از روش‌های رگرسیونی

# Study of grain yield stability of barley (*Hordeum vulgare* L.) promising lines in cold regions of Iran using regression methods

امید علی اکبرپور[۱]، حمید دهقانی[*۲] و بهزاد سرخی لله لو[۳]

## چکیده

**اکبر پور، ا. ع.، ح. دهقانی و ب. سرخی لله‌لو .۱۳۹۱.** ارزیابی پایداری عملکرد دانه لاین های امید بخش جو (*Hordeum vulgare* L.) در مناطق سردسیر کشور با استفاده از روش‌های رگرسیونی. **مجله علوم زراعی ایران. ۱۴(۲):۱۷۰-۱۵۵.**

**مطالعه اثر متقابل ژنوتیپ × محیط و پایداری عملکرد دانه ارقام در شرایط محیطی مختلف از اهمیت ویژه‌ای در برنامه‌های اصلاح نباتات برخوردار است. تحقیق حاضر با هدف بررسی پایداری عملکرد ۱۸ لاین امیدبخش جو به همراه دو رقم شاهد (بهمن و ماکویی// زاگرس/۸۰-۵۱۵۱) در هشت ناحیه سرد کشور که در شش منطقه همدان، میاندوآب، کرج، اراک، جلگه‌رخ و مشهد طی دو سال زراعی(۱۳۸۸- ۱۳۸۶) و در دو منطقه اردبیل و تبریز فقط در سال ۱۳۸۶، در مجموع در ۱۴ محیط ( ترکیب سال و مکان) انجام شد. طرح آزمایشی مورد استفاده در تمامی مناطق و سال‌ها، بلوک‌های کامل تصادفی با سه تکرار بود. تجزیه واریانس مرکب با فرض تصادفی بودن محیط‌ها (سال‌ها و مکان‌ها) و ثابت بودن ژنوتیپ‌ها انجام شد. نتایج تجزیه واریانس مرکب نشان داد که بین اثرهای ساده ژنوتیپ‌ها اختلاف معنی‌داری وجود نداشت، اما اثر متقابل ژنوتیپ × محیط در سطح احتمال یک درصد معنی‌دار بود. با استفاده از روش رگرسیونی فینلی و ویلکینسون، ژنوتیپ ۱۶ با ضریب رگرسیون نزدیک به ۱ و کمترین میزان انحراف از رگرسیون به عنوان پایدارترین ژنوتیپ معرفی شد. روش ابرهارت و راسل ژنوتیپ‌های ۱۸ و ۱۱ را با کمترین میزان ضریب رگرسیون وکمترین میزان انحراف از خط رگرسیون به عنوان ژنوتیپ‌های پایدار برای محیط‌های نامساعد مشخص نمود. همچنین براساس روش رگرسیون تای، ژنوتیپ ۱۶ به عنوان ژنوتیپی با پایداری متوسط معرفی شد و ژنوتیپ‌های۱۱ و ۱۸ به ترتیب بالاترین میزان پایداری را نسبت به سایر ژنوتیپ‌ها داشتند. به طور کلی با مقایسه روش‌های رگرسیونی فینلی و ویلکینسون، ابرهارت و راسل و تای، روش رگرسیونی تای از دیدگاه بیومتری، یک روش تکمیل کننده برای تشخیص ژنوتیپ‌های پایدار به کمک سایر روش‌های رگرسیونی بود و ژنوتیپ۱۶ نیز به عنوان یک ژنوتیپ مطلوب برای تمامی محیط‌های آزمایشی شناخته شد. ژنوتیپ ۱۹ نیز برای محیط‌های مساعد یا محیط‌های با عملکرد بالاتر از میانگین کل آزمایش و ژنوتیپ‌های ۱۱ و ۱۸ برای محیط های نامساعد شناسایی شدند.**

**واژه‌های کلیدی : اثر متقابل ژنوتیپ × محیط ، اقلیم سرد، پایداری، جو و عملکرد.**

تاریخ دریافت: ۱۳۸۸/۱۲/۷ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۰/۸/۴

۱- دانشجوی سابق کارشناسی ارشد دانشکده کشاورزی دانشگاه تربیت مدرس
۲- دانشیار دانشکده کشاورزی دانشگاه تربیت مدرس عضو انجمن علوم زراعت و اصلاح نباتات ایران (مکاتبه کننده)
(پست الکترونیک: dehghanr@modares.ac.ir)
۳- استادیار پژوهش موسسه تحقیقات اصلاح و تهیه نهال و بذر



[ Downloaded from agrobreedjournal.ir on 2026-11-06 ]

[ DOR: 20.1001.1.15625540.1391.14.2.5.8 ]

## مقدمه

اثر متقابل ژنوتیپ × محیط همواره یکی از موضوعات مهم مورد توجه اصلاح کنندگان نبات بوده است. روش‌های متعددی به منظور تحلیل اثر متقابل ژنوتیپ × محیط و برآورد ارقام پایدار، پیشنهاد شده است که هرکدام از آنها تحت شرایط خاصی قابل استفاده می‌باشند، اما روشی که بتواند اثر متقابل ژنوتیپ × محیط را به طور کامل برآورد نماید و از طرف دیگر مورد توافق همه محققان باشد، هنوز ابداع نشده است (Becker and Leon, 1988). اثر متقابل ژنوتیپ × محیط عکس‌العمل متفاوت ژنوتیپ‌ها در محیط‌های مختلف می‌باشد، به طوری که معنی‌دار بودن این اثر به معنی تغییر در رتبه ژنوتیپ‌ها یا تفاوت عملکرد بین ژنوتیپ‌ها در محیط‌های مختلف می‌باشد (Kang, 2004). آگاهی از اثر متقابل ژنوتیپ × محیط به اصلاح کنندگان نباتات کمک می‌کند تا در ارزیابی ژنوتیپ‌ها دقت و توجه بیشتری نموده و ژنوتیپ‌هایی را برای هر یک از محیط‌های مورد نظر توصیه نمایند که ضمن تولید عملکرد بالا از ثبات و پایداری عملکرد بیشتری نیز برخوردار باشند.

فلورس و همکاران (Flores *et al*., 1998) روش‌های تجزیه پایداری را به سه گروه تک‌متغیره پارامتری، ناپارامتری و روش‌های چندمتغیره تقسیم کردند. هر کدام از این روش‌ها ابعاد و جنبه‌های خاصی از داده‌های بدست آمده از آزمایش های مختلف را مورد ارزیابی قرار می‌دهند. از بین روش‌های مختلف، روش‌های رگرسیونی که از روش‌های تک متغیره پارامتری می‌باشند، اهمیت بسیار زیادی داشته و همواره توسط محققان مورد استفاده قرار گرفته‌اند (Becker and Leon, 1988; Tesemma *et al.,* 1998; Wachir *et al*., 2002).

یک روش تجزیه رگرسیونی دیگر توسط تای (Tai, 1971) ارائه شد که بر مبنای امیدریاضی میانگین مربعات منابع تغییرات جدول تجزیه واریانس می‌باشد. در این روش بررسی عملکرد ژنوتیپ‌ها در محیط‌های مختلف از طریق اثرهای ژنوتیپی انجام می‌شود، ولی در روش رگرسیون فینلی و ویلکینسون (Finlay and Wilkinson, 1963) و ابرهارت و راسل (Eberhart and Russell, 1966) از اثرهای فنوتیپی استفاده گردیده است. به عبارت دیگر، روش رگرسیون تای (Tai, 1971) همان روش رگرسیونی ابرهارت و راسل است، با این تفاوت که از یک وزنی که بر مبنای امیدریاضی داده‌هاست پارامترهای رگرسیونی ابرهارت و راسل تصحیح شده و پارامترهای رگرسیونی تای محاسبه می‌شوند. دو پارامتر $\alpha$ و $\lambda$ در رگرسیون تای اهمیت زیادی در توجیه اثر متقابل ژنوتیپ × محیط دارند که $\alpha$ ضریب رگرسیون و $\lambda$ انحراف از خط رگرسیون می‌باشد. مقدار بهینه $\alpha$ برابر با ۱- و متوسط آن صفر و مقدار بهینه $\lambda$ برابر با ۱ می‌باشد. به عبارت دیگر، چنانچه ژنوتیپی دارای ضریب رگرسیون ۱- و انحراف از رگرسیون ۱ باشد، پایداری آن ژنوتیپ کامل می‌باشد. همچنین اگر ژنوتیپی ضریب رگرسیون صفر و انحراف از رگرسیون ۱ داشته باشد، پایداری متوسطی خواهد داشت. علاوه بر آن در روش رگرسیونی تای یک نمودار هذلولی شکل ترسیم می‌شود که قابلیت تفکیک ژنوتیپ‌های با پایداری بالا و پایین را داراست.

آبای و بجرنستاد (Abay and Bjørnstad, 2009) پایداری عملکرد ۱۰ رقم جو را در ۲۱ محیط با استفاده از روش رگرسیون و GGE biplot (Yan , 2001) مورد بررسی قرار دادند و نشان دادند که نتایج بدست آمده از روش رگرسیون ابرهارت و راسل مطابقت بالایی با روش چند متغیره GGE biplot دارد. شافی و پرایس (Shafii and Price, 1998) با استفاده از نمودار تای پایداری عملکرد ۶ ژنوتیپ کلزا را در ۲۷ محیط مورد مطالعه قرار دادند و نشان دادند که روش رگرسیون تای توانایی بالایی در بررسی اثر متقابل ژنوتیپ × محیط دارد. آنها با استفاده از روش رگرسیون و روش AMMI (Aadditive Main Effects and Multiplicative



[ Downloaded from agrobreedjournal.ir on 2026-11-06 ]

[ DOR: 20.1001.1.15625540.1391.14.2.5.8 ]

(Interaction Model Zobel *et al*., 1988) دو رقم کلزا را معرفی کردند. در نروژ آزمایشی برای ارزیابی پایداری ۲۲۰ واریته مختلف جو بهاره در ۶ منطقه انجام گرفت و از روش رگرسیون تای (Tai, 1971) برای بررسی پایداری استفاده شد. نتایج بدست آمده نشان داد که برای بیشتر صفات مورد بررسی، روش رگرسیون تای یک روش قابل اعتماد بوده و مطابقت بالایی با روش چند متغیره AMMI داشت (Nurminiemi *et al*., 2002). آستویت و آستویت (Aastveit and Aastveit, 1984) با مطالعه‌ای پایداری عملکرد ۱۵ رقم جو در مدت ۹ سال با استفاده از روش‌های تک متغیره و چند متغیره گزارش کردند که روش رگرسیون تای بهترین روش برای تعیین ژنوتیپ‌های پایدار می‌باشد.

واعظی و احمدی (Vaezi and Ahmadi, 2010) با بررسی پایداری ۱۹ ژنوتیپ جو در چهار مکان به مدت سه سال توانستند با استفاده از مدل‌های رگرسیونی فینلی و ویلکینسون و ابرهارت و راسل ژنوتیپ‌های B-13-Moghan-2003، 6-BNYT-Gachsaran-2003 و IZEH را به عنوان ژنوتیپ‌های پایدار برای چهار مکان مورد آزمایش معرفی نمایند. کریمی‌زاده و همکاران (Karimizadeh *et al*., 2009) به منظور تعیین برترین ژنوتیپ جو در مناطق دیم نیمه‌گرمسیر چندین روش تک متغیره و چند متغیره را برای تجزیه داده‌های عملکرد دانه مورد استفاده قرار دادند و بیان داشتند که ضریب رگرسیون فینلی و ویلکینسون و آماره $S^2_{di}$ (Eberhart and Russell, 1966) همبستگی بالایی با رتبه میانگین داده‌های عملکرد دارد. شاه‌محمدی و همکاران (Shahmohamadi *et al*., 2005) نیز در آزمایشی روی پایداری ژنوتیپ‌های جو توانستند با استفاده از آماره‌های تک متغیره و روش‌های رگرسیونی چهار ژنوتیپ برتر را معرفی نمایند.

در آزمایشی که شیخ‌ممو (Shaikhmamo, 2008) روی بیست ژنوتیپ جو در هشت منطقه سرد کشور انجام داد، توانست با استفاده از روش‌های مختلف آماری پایداری، از جمله روش رگرسیون فینلی و ویلکینسون (Finlay and Wilkinson, 1963) و ابرهارت و راسل (Eberhart and Russell, 1966) ژنوتیپ‌های مورد مطالعه را مورد ارزیابی قرار دهند و علاوه بر معرفی ارقام پایدار برای تمامی مناطق، ارقامی با سازگاری خصوصی بالا نیز برای برخی مناطق معرفی نمود.

مطالعات زیادی در زمینه بررسی پایداری عملکرد گیاهان مختلف توسط محققان داخلی از جمله فتاحی و یوسفی (Fattahi and Yousefi, 2006) روی جو، دهقانپور (Dehghanpour, 2006) روی ذرت و محمدی‌نژاد و رضایی (Mohammadi Nejad and Rezai, 2005) روی یولاف انجام گرفته است. در تحقیقات داخل کشور از روش تای به دلیل در دسترس نبودن برنامه SAS در گذشته چندان مورد استفاده محققان قرار نگرفته و گزارشی برای بررسی پایداری از این روش در این بخش مشاهده نگردیده است.

هدف از انجام این تحقیق، معرفی ژنوتیپ‌های پایدار جو با استفاده از روش‌های رگرسیونی فینلی و ویلکینسون (Finlay and Wilkinson, 1963)، ابرهارت و راسل (Eberhart and Russell, 1966) و روش تای (Tai, 1971) برای مناطق سردسیر کشور و مقایسه ژنوتیپ‌های مختلف به منظور تعیین بهترین آنها برای این نوع اقلیم می‌باشد. ضمنا برنامه SAS برای تجزیه پایداری با استفاده از روش تای (Tai, 1971) نیز فراهم بوده و در صورت نیاز کاربران می‌توانند برنامه SAS این روش را از نویسندگان این مقاله دریافت نمایند.

## مواد و روش‌ها

در این تحقیق، ۱۸ ژنوتیپ امیدبخش جو به همراه با دو ژنوتیپ بهمن (شاهد اول) وماکویی// زاگرس/۸۰-۵۱۵۱ (شاهد دوم)، در قالب طرح بلوک‌های کامل تصادفی با سه تکرار در هشت ناحیه سرد کشور که در شش منطقه همدان، میاندوآب، کرج، اراک، جلگه‌رخ و مشهد طی دو سال زراعی



[ Downloaded from agrobreedjournal.ir on 2026-11-06 ]

[ DOR: 20.1001.1.15625540.1391.14.2.5.8 ]

۱۳۸۶ و ۱۳۸۷ و در دو منطقه اردبیل و تبریز فقط در سال ۱۳۸۶، در مجموع در ۱۴ محیط ( ترکیب سال و مکان) کشت و عملکرد دانه آنها مورد بررسی قرار گرفت. لازم به توضیح است که در منطقه اردبیل و تبریز، ژنوتیپ‌ها فقط در سال ۱۳۸۶ کشت شدند. آزمایش‌های سال دوم دو ناحیه مذکور به دلیل سرمای بیش از حد به مرحله گلدهی نرسیدند. ویژگی‌های اقلیمی مناطق کشت شده در جدول ۱ و شجره و مشخصات ژنوتیپ‌ها در جدول ۲ ارائه شده‌اند. مساحت هر کرت ۷/۲ متر مربع با طول ۶ متر و عرض ۱/۲ متر و فاصله ردیف‌های کاشت ۲۰ سانتیمتر بود که با حذف اثرهای حاشیه‌ای، ۶ متر مربع از وسط هر کرت برای اندازه‌گیری عملکرد دانه برداشت گردید. مراقبت‌های زراعی لازم در طول انجام آزمایش‌ها از جمله آبیاری، کنترل علف‌های هرز و آفات به عمل آمد. توصیه کودی هر آزمایش بسته به نیاز منطقه و آزمایش با توجه به نتایج آزمون خاک هر ناحیه انجام گرفت. بعد از جمع‌آوری داده‌های مربوط به تمامی محیط‌های مورد آزمایش، ابتدا از تجزیه واریانس معمولی برای بررسی اختلاف بین عملکرد ژنوتیپ‌ها استفاده شد. آنگاه یکنواختی واریانس خطاهای آزمایشی با استفاده از آزمون بارتلت مورد بررسی قرار گرفت و سپس از آزمون F در تجزیه مرکب با استفاده از امیدریاضی میانگین مربعات با فرض ثابت بودن اثر ژنوتیپ و تصادفی بودن اثر محیط و تکرار برای آزمایش‌ها استفاده شد. برای انجام تجزیه پایداری نیز از سه روش فینلی و ویلکینسون (Finlay and Wilkinson, 1963)، ابرهارت و راسل ( Eberhart and Russell, 1966) و تای (Tai, 1971) با استفاده از روابط زیر استفاده شد.

(۱) ضریب رگرسیون تای برای ژنوتیپ iام (Tai, 1971)

$$\alpha_i = \frac{(\sum_{1}^{j} \varepsilon_j ge_{ij} /(q-1))}{(MSL - MSB)/(pr)}$$

(۲) انحراف از رگرسیون تای برای ژنوتیپ iام (Tai, 1971)

$$\lambda_i = \frac{(\sum_{1}^{j} (ge_{ij})^2 /(q-1)) - \alpha_i(\sum_{1}^{j} \varepsilon_j ge_{ij})/(q-1)}{(p-1)MSE / pr}$$

که در این روابط:

(۳) اثر محیط

$$\varepsilon_j = \overline{X}_{.j} - \overline{X}_{..}$$

(۴) برآورد اثر متقابل ژنوتیپ × محیط

$$ge_{ij} = X_{ij} - \overline{X}_{i.} - X_{.j} + \overline{X}_{..}$$

(۵) شاخص محیطی (Finlay and Wilkinson, 1963)

$$[I_j = (\sum_{1}^{i} Y_{ij}/p) - (\sum_{1}^{i}\sum_{1}^{j} Y_{ij}/pq)], \sum_{1}^{j} I_j = 0$$

(۶) ضریب رگرسیون (Finlay and Wilkinson, 1963)

$$b_i = \sum_{1}^{j} Y_{ij} I_j / \sum_{1}^{j} I_j^2$$

(۷) انحراف از رگرسیون ( Eberhart and Russell, 1966)

$$S_{di}^2 = [\sum_{1}^{j} \hat{\sigma}_{ij}^2/(q-2)] - S_e^2/r$$

$$P_i_\alpha = \left| t_{(.05,q-2)} \sqrt{\frac{(\lambda.(p-1).MSE.MSL)}{((MSL - MSB).(((q-2).MSL) - (((t_{(.05,q-2)})^2 + (q-2)).(MSB)))}} \right|$$

(۸) حدود اطمینان برای ضریب رگرسیون تای (Tai, 1971) نسبت به صفر.

(۹) حد بالای انحراف از رگرسیون تای ($\lambda$) نسبت به ۱. (Tai, 1971)

$$U = F_{(.025,(q-2,q(p-1.r-1)} $$

(۱۰) حد پایین انحراف از رگرسیون تای ($\lambda$) نسبت به ۱ (Tai, 1971)

$$L = \frac{1}{F_{(.025,(q-2,q(p-1.r-1)}}$$



[ Downloaded from agrobreedjournal.ir on 2026-11-06 ]

[ DOR: 20.1001.1.15625540.1391.14.2.5.8 ]

MSL = واریانس اثرهای محیطی، MSB = واریانس تکرار در درون محیط‌ها، MSE واریانس اشتباه آزمایشی، $I_j$ شاخص محیط، bi ضریب رگرسیون فینلی و ویلکینسون و $S^2_{di}$ انحراف از رگرسیون، $S_e^2$ واریانس خطای آزمایشی، Pi_α حدود اطمینان ضریب رگرسیون تای،U و L به ترتیب حدود اطمینان بالا و پایین λ برای روش تای می‌باشند. تعداد ژنوتیپ‌ها برابر با *p*، تعداد محیط‌ها برابر با *q* و *r* برابر با تعداد تکرار در نظر گرفته شدند.

از نرم‌افزار SAS نیز برای محاسبه آماره‌های رگرسیونی فینلی و ویلکینسون (Finlay and Wilkinson, 1963) و ابرهارت و راسل (Eberhart and Russell, 1966 ) استفاده گردید. همچنین برای استفاده از روش رگرسیونی تای (Tai, 1971)، از برنامه فرناندز (Fernandez, 2000) که در محیط SAS قابل اجرا می‌باشد، استفاده گردید.

## نتایج و بحث

تجزیه واریانس ساده محیط‌های آزمایش به تفکیک نشان داد که اختلاف معنی‌دار آماری بین ژنوتیپ‌ها در همه محیط‌ها به استثناء محیط‌های ۱ و ۶ وجود داشت (جدول۳). تجزیه واریانس ساده محیط‌ها به همراه مقایسه میانگین ژنوتیپ‌ها در هر محیط نشان‌دهنده نوسان بالای بین عملکرد هر ژنوتیپ از محیطی به محیط دیگر بود. بعنوان مثال ژنوتیپ شماره ۳ در محیط ۹ بالاترین میانگین عملکرد و در محیط ۱۳ کمترین میانگین عملکرد را به خود اختصاص داد و یا ژنوتیپ شماره ۱۴ در محیط ۱۴ بالاترین میانگین عملکرد و در محیط ۸ کمترین میزان عملکرد را داشت (جدول ۳). این نتایج نشاندهنده پاسخ متفاوت ژنوتیپ‌ها در محیط‌های متفاوت بود. برای بررسی اثر متقابل ژنوتیپ در محیط تجزیه واریانس مرکب محیط‌ها انجام گرفت و با توجه به اینکه آزمایش در دو منطقه اردبیل و تبریز فقط در یک سال (۱۳۷۶) انجام شده بود، داده‌های مربوط به تمامی مناطق و سال‌ها در قالب محیط ادغام و تجزیه مرکب داده‌ها بر اساس محیط با ۱۴ محیط انجام شد.

پس از بررسی نرمال بودن داده‌ها و همگنی واریانس خطاهای آزمایشی با استفاده از آزمون بارتلت با ۱۳ درجه آزادی ($\chi^2$=۱۶/۱$^{ns}$)، نتایج تجزیه واریانس مرکب داده‌ها نشان داد، که بین عملکرد محیط‌ها در سطح احتمال یک درصد اختلاف معنی‌داری وجود داشت(جدول ۴). در بین ژنوتیپ‌ها اختلاف معنی‌داری مشاهده نشد. اما اثر متقابل ژنوتیپ × محیط در سطح احتمال یک درصد معنی‌دار بود، بنابراین شرط انجام تجزیه پایداری و بررسی اثر متقابل ژنوتیپ × محیط برای معرفی ژنوتیپ‌ها پایدار برقرار بود. گزارشات متعددی برای وجود اثر متقابل ژنوتیپ × محیط ارائه شده است ( Shahmohamadi *et al*., 2005; Fattahi and Yousefi, 2006; Nikkhah *et al*., 2006). روند رگرسیون خطی میانگین عملکرد ژنوتیپ‌ها در شکل یک نشان داده شده است. با توجه به این‌که تعداد ژنوتیپ‌های مورد استفاده در این تحقیق زیاد بوده و به دلیل روی هم قرار گرفتن خطوط رگرسیونی تفسیر نتایج مشکل بود، تفسیر نهایی رگرسیون بر مبنای جدول ۶ ارائه شد.

نتایج بدست آمده از روش رگرسیون فینلی و ویلکینسون نشان داد ژنوتیپ‌های ۲، ۱۳ و ۱۶ با ضریب رگرسیون نزدیک به ۱ پایداری متوسطی دارند (جدول ۶)، ولی از آنجاییکه ژنوتیپ‌های ۲ و ۱۳ دارای انحراف از رگرسیون معنی‌داری بودند (جدول ۵ و ۶)، بنابراین ژنوتیپ ۱۶ با دارا بودن ضریب رگرسیون نزدیک به ۱ وکمترین میزان انحراف از رگرسیون در مقایسه با تمامی ژنوتیپ‌ها، پایداری نسبتا خوبی را از خود نشان داد و به عنوان ژنوتیپ پایدار برای تمامی محیط‌ها شناخته شد. همچنین ژنوتیپ ۱۹ به محیط‌های مساعد و مطلوب (محیط‌های با میانگین بزرگتر از میانگین کل) سازگاری خصوصی داشته و ژنوتیپی پاسخ‌ده شناخته



[ Downloaded from agrobreedjournal.ir on 2026-11-06 ]

[ DOR: 20.1001.1.15625540.1391.14.2.5.8 ]

جدول ۱ – مختصات جغرافیایی، میزان بارندگی و کد اختصاری ایستگاه‌های تحقیقاتی محل اجرای آزمایش (۱۳۸۷ و ۱۳۸۶)

Table 1. Geographical characteristics, rainfall and cods of experimental sites (2007 and 2008)

| Site | مکان | کد محیط‌ها Environments Code ۱۳۸۷ 2008 | ۱۳۸۶ 2007 | دما Temperature (ºC) ۱۳۸۷ 2008 | ۱۳۸۶ 2007 | رطوبت Humidity (%) ۱۳۸۷ 2008 | ۱۳۸۶ 2007 | بارش Rainfall (mm) ۱۳۸۷ 2008 | ۱۳۸۶ 2007 | عرض جغرافیایی Latitude | طول جغرافیایی Longitude | ارتفاع Altitude (m) |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| Hamadan | همدان | (E1) | (E9) | 8.57 | 7.76 | 0.57 | 0.53 | 324.23 | 167.14 | 35º12 ´N | 48 º 41´E | 1679 |
| Miandoaab | میاندوآب | (E2) | (E10) | 9.28 | 8.92 | 0.59 | 0.56 | 226.77 | 115.93 | 36º58 ´N | 43 º 03´E | 1300 |
| Karaj | کرج | (E3) | (E11) | 8.57 | 7.76 | 0.57 | 0.53 | 324.23 | 167.14 | 35 º56´N | 50 º 54´E | 1312 |
| Arak | اراک | (E4) | (E12) | 10.51 | 9.45 | 0.56 | 0.5 | 243.71 | 184.1 | 34 º 06´N | 49 º 46´E | 1708 |
| Jolgerokh | جلگه‌رخ | (E5) | (E13) | 10.97 | 10.34 | 0.54 | 0.44 | 273.17 | 97.19 | 35 º 05 'N | 58 º 13 'E | 1650 |
| Mashhad | مشهد | (E6) | (E14) | 11.92 | 11.33 | 0.59 | 0.52 | 260.03 | 146.43 | 36 º 16´N | 59 º 38 'E | 990 |
| Ardabil | اردبیل | - | (E7) | - | 6.38 | - | 0.74 | - | 173.67 | 38 º 15´N | 48 º 17´E | 1350 |
| Tabriz | تبریز | - | (E8) | - | 9.15 | - | 0.51 | - | 94.88 | 38 º 05´N | 46 º 17´E | 1361 |



[ Downloaded from agrobreedjournal.ir on 2026-11-06 ]

[ DOR: 20.1001.1.15625540.1391.14.2.5.8 ]

جدول ۲- مشخصات شجره‌ای و علامت اختصاری ژنوتیپ‌های جو

Table 2. Pedigree and codes of barley genotypes

| شجره/ژنوتیپ<br>Genotypes/Pedigree | کد ژنوتیپ در آزمایش<br>Genotype code in experiment | کد ژنوتیپ<br>Genotype code |
|---|---|---|
| Bahman (Control 1) | EBYT-C85-01 | G1 |
| Radical/Star | EBYT-C85-02 | G2 |
| Boyer (F356J126/Com)/4/Productive/3 | EBYT-C85-03 | G3 |
| F2//Radical/Karat/3/Radical/4/Xemus | EBYT-C85-04 | G4 |
| Bereke-54 | EBYT-C85-05 | G5 |
| Narcis//K-281/Skorohod | EBYT-C85-06 | G6 |
| /Skorohod | EBYT-C85-07 | G7 |
| Bugar/4/Hma-02//11012-2/CM67/3/Marageh | EBYT-C85-08 | G8 |
| Robur/J126//OWB753431D/SL3/3/Radical | EBYT-C85-09 | G9 |
| Kny/K-273 | EBYT-C85-10 | G10 |
| Pamir-010/Bulbul | EBYT-C85-11 | G11 |
| Xemus/Rhn-03 | EBYT-C85-12 | G12 |
| Productiv/3/Roho//Alger/Ceres362-1-1 | EBYT-C85-13 | G13 |
| CWB117-77-9-7/Victoria | EBYT-C85-14 | G14 |
| Belt67-1608/Slr/3/Dicktoo/Cascade//Hip/4/Victoria | EBYT-C85-15 | G15 |
| Robur/J126//OWB753431D/SL3/3/Radical | EBYT-C85-16 | G16 |
| Belt67-1608/Slr/3/Dicktoo/Cascade-/Hip/4/Antares/Ky63-1294 | EBYT-C85-17 | G17 |
| Reaserch/Ashar//CWB117-5-9-5 | EBYT-C85-18 | G18 |
| Alpha/Badia | EBYT-C85-19 | G19 |
| MAKOUEE//ZARJOW/80-5151 (Control 2) | EBYT-C85-20 | G20 |

EBYT-C85-01: Elite Barley Yield Trial – Cold 85 –No. genotype



[ Downloaded from agrobreedjournal.ir on 2026-11-06 ]

[ DOR: 20.1001.1.15625540.1391.14.2.5.8 ]

جدول۳- تجزیه واریانس عملکرد دانه برای ۲۰ ژنوتیپ جو در ۱۴ محیط (۱۳۸۷ و ۱۳۸۶)

Table 3. Analysis of variance for grain yield of 20 barley genotypes in 14 environments (2007 and 2008)

| S.O.V منابع تغیر | درجه آزادی d.f | میانگین مربعات محیط (MS environments) E1 | E2 | E3 | E4 | E5 | E6 | E7 | E8 | E9 | E10 | E11 | E12 | E13 | E14 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| Genotype ژنوتیپ | 19 | $1.54^{**}$ | $1.1^{ns}$ | $2.02^{**}$ | $1.1^{**}$ | $1.22^{*}$ | $0.76^{ns}$ | $1.3^{*}$ | $1.26^{**}$ | $1.64^{*}$ | $1.94^{**}$ | $0.93^{*}$ | $1.37^{*}$ | $1.52^{**}$ | $2.1^{**}$ |
| Block بلوک | 2 | $0.64^{ns}$ | $3.25^{**}$ | $0.93^{ns}$ | 0.54 | $1.25^{ns}$ | $0.14^{ns}$ | $3.8^{**}$ | $4.23^{**}$ | $0.53^{ns}$ | $1.09^{ns}$ | $0.18^{ns}$ | $0.82^{ns}$ | $1.17^{ns}$ | $4.15^{**}$ |
| Error خطای آزمایشی | 38 | 0.42 | 0.79 | 0.76 | 0.38 | 0.51 | 0.48 | 0.66 | 0.5 | 0.75 | 0.71 | 0.41 | 0.65 | 0.55 | 0.41 |
| C.V (%) ضریب پراکندگی | | 8.67 | 21.43 | 14.42 | 9.99 | 9.14 | 9.87 | 18.66 | 11.13 | 12.58 | 23.42 | 9.37 | 17.5 | 13.17 | 13.53 |
| Min yield ($kg.ha^{-1}$) حداقل عملکرد | | G13= 6250 | G4= 2680 | G17= 4780 | G4= 5210 | G7= 6600 | G2= 5970 | G7= 2950 | G14= 5090 | G12= 5560 | G19= 2310 | G10= 6250 | G6= 3550 | G3= 4040 | G1= 3140 |
| Max yield ($kg.ha^{-1}$) حداکثر عملکرد | | G19= 8960 | G17= 5110 | G3= 8680 | G13= 7460 | G15= 9010 | G8= 7670 | G2= 6040 | G8= 7140 | G3= 8220 | G5= 5650 | G1= 7490 | G18= 6200 | G17= 6660 | G14= 5900 |

ns: Not significant

ns: غیرمعنی‌دار

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

* و **؛ به ترتیب معنی‌دار در سطوح احتمال پنج ویک درصد



[ Downloaded from agrobreedjournal.ir on 2026-11-06 ]

[ DOR: 20.1001.1.15625540.1391.14.2.5.8 ]

جدول ۴- نتایج تجزیه مرکب عملکرد دانه ۲۰ ژنوتیپ جو در ۱۴ محیط

Table 4. Combined analysis of variance for grain yield of 20 barley genotypes in 14 environments

| S.O.V | منابع تغییر | درجه آزادی d.f | میانگین مربعات MS | امید ریاضی Expected Value |
|---|---|---|---|---|
| Environment | محیط | 13 | 108.47** | $\sigma_e^2 + p\sigma_r^2 + pr\sigma_E^2$ |
| Rep/Environment | تکرار درون محیط | 28 | 1.628 | $\sigma_e^2 + p\sigma_r^2$ |
| Genotype | ژنوتیپ | 19 | .895 ns | $\sigma_e^2 + r\sigma_{GE}^2 + qr\sigma_G^2$ |
| Genotype × Environment | ژنوتیپ × محیط | 247 | 1.458** | $\sigma_e^2 + r\sigma_{GE}^2$ |
| Error | خطای آزمایشی | 532 | .573 | $\sigma_e^2$ |

ns: Not significant — ns: غیرمعنی‌دار

* and**: Significant at 5% and 1% probability levels, respectively — * و **: به ترتیب معنی‌دار در سطوح احتمال پنج ویک درصد

p، q و r: به ترتیب تعداد ژنوتیپ‌ها، تعداد محیط‌ها و تعداد تکرارها می‌باشند

p, q and r: Number of genotypes, environments and replications, respectively

شد. میانگین عملکرد کل آزمایش برابر با ۵۸۵۰ کیلوگرم در هکتار، میانگین محیط‌های با عملکرد بالاتر از میانگین کل یا محیط‌های مساعد (E01، E03، E04، E05، E06، E08، E09 و E11) برابر با ۶۸۴۰ و میانگین محیط‌های نامساعد یا محیط‌های با میانگین عملکرد کمتر از میانگین کل (E02، E07، E10، E12، E13 و E14) برابر با ۴۵۲۰ کیلوگرم در هکتار بود (جدول ۶). بر اساس روش رگرسیون ابرهارت و راسل، ژنوتیپ ۱۹ با دارا بودن ضریب رگرسیون معنی‌دار ۱/۲۹ و انحراف از رگرسیون غیر معنی‌دار و با میانگین عملکرد ۵۷۴۰ کیلوگرم در هکتار، برترین ژنوتیپ برای محیط‌های با میانگین عملکردی بالاتر از میانگین کل معرفی شد. ابرهارت و راسل (Eberhart and Russell, 1966) بیان داشتند ژنوتیپ‌هایی که ضریب رگرسیون بالا و یا پایین دارند به ترتیب قابل پیشنهاد برای محیط‌های مساعد و نامساعد می‌باشند. در این تحقیق ضریب رگرسیون ابرهارت و راسل فقط برای ژنوتیپ ۱۹ معنی‌دار بود و این پارامتر قادر به تفکیک ژنوتیپ‌ها از نظر سازگاری نبود. اگرچه روش رگرسیون یک روش سودمند برای ارزیابی سازگاری آزمایشات ناحیه‌ای معرفی شده است (Freeman and Perkins, 1971; Freeman, 1973; Hill, 1975; Westcott, 1986)، ولی این روش به دلیل مستقل نبودن شاخص محیطی از میانگین محیط‌ها نمی‌تواند به عنوان یک روش کامل، توجیه کننده رفتار سازگاری ژنوتیپ‌ها در محیط‌ها باشد (Freeman and Perkins, 1971; Freeman, 1973). محدویت دیگری که توسط Westcott (1986) و Crossa (1990) برای روش رگرسیون بیان شده است زمانی است که در برخی آزمایش‌ها که محیط‌های با میانگین عملکرد بسیار بالا و پایین وجود دارند، برازش خط رگرسیون عمدتا تحت تاثیر آن محیط‌ها قرار می‌گیرد و باعث گمراه شدن نتیجه آزمایش‌ها می‌گردد. بکر و لئون (Becker and Léon, 1988) نیز بیان داشتند که ضریب رگرسیون ابرهارت و راسل نمی‌تواند یک معیار قوی برای تفکیک پایداری عملکرد ژنوتیپ‌ها باشد و بیشتر به عنوان یک پارامتر اضافی برای درک رابطه بین میانگین عملکرد ژنوتیپ‌ها با روند هر ژنوتیپ در محیط‌های انجام آزمایش مورد استفاده قرار می‌گیرد.

با استفاده از تجزیه واریانس انحراف از رگرسیون (جدول ۵) و $S^2_{di}$ (جدول ۶) ژنوتیپ‌های ۶، ۹، ۱۰، ۱۱، ۱۶، ۱۸ و ۲۰ ژنوتیپ‌های برتری از لحاظ این شاخص‌ها بودند و بدلیل کم بودن خطای انحراف از رگرسیون از قابلیت اعتماد بالاتری برخوردار بودند. با استفاده از رگرسیون



[ Downloaded from agrobreedjournal.ir on 2026-11-06 ]

[ DOR: 20.1001.1.15625540.1391.14.2.5.8 ]

جدول ۵- نتایج تجزیه به روش ابرهارت و راسل داده‌های عملکرد دانه ۲۰ ژنوتیپ جو در ۱۴ محیط (۱۳۸۷ و ۱۳۸۶)

Table 5. Analysis of variance for grain yield of 20 barley genotypes in 14 environments (2007 and 2008)

(Eberhart and Russell, 1966)

| S.O.V | منابع تغییر | درجه آزادی d.f | میانگین مربعات MS |
|---|---|---|---|
| Total | کل | 279 | |
| Genotype | ژنوتیپ | 19 | $0.893^{ns}$ |
| Environment / Genotype | ژنوتیپ/ محیط | 260 | $6.812^{**}$ |
| Environment (Linear) | محیط (خطی) | 13 | |
| Genotype × Environment (Linear) | محیط × ژنوتیپ (خطی) | 247 | |
| Environment (Linear) | محیط (خطی) | 1 | 470.28 |
| Genotype × Environment (Linear) | محیط × ژنوتیپ (خطی) | 19 | $0.479^{ns}$ |
| Pooled deviation of regression | انحراف رگرسیون پولد شده | 240 | $0.462^{**}$ |
| G1 | | 12 | $0.452^{**}$ |
| G2 | | 12 | $0.615^{**}$ |
| G3 | | 12 | $1.082^{**}$ |
| G4 | | 12 | $0.58^{**}$ |
| G5 | | 12 | $0.689^{**}$ |
| G6 | | 12 | $0.308^{ns}$ |
| G7 | | 12 | $0.531^{**}$ |
| G8 | | 12 | $0.454^{**}$ |
| G9 | | 12 | $0.33^{ns}$ |
| G10 | | 12 | $0.317^{ns}$ |
| G11 | | 12 | $0.237^{ns}$ |
| G12 | | 12 | $0.423^{**}$ |
| G13 | | 12 | $0.543^{**}$ |
| G14 | | 12 | $0.505^{**}$ |
| G15 | | 12 | $0.432^{**}$ |
| G16 | | 12 | $0.124^{ns}$ |
| G17 | | 12 | $0.605^{**}$ |
| G18 | | 12 | $0.308^{ns}$ |
| G19 | | 12 | $0.463^{**}$ |
| G20 | | 12 | $0.251^{ns}$ |
| Average of error | اشتباه متوسط | 532 | 0.191 |

ns: Not significant

ns: غیرمعنی‌دار

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

* و **: به ترتیب معنی‌دار در سطوح احتمال پنج ویک درصد

ابرهارت و راسل (Eberhart and Russell, 1966) (ژنوتیپ۱۱ ($b_i$=۰/۸۷، $S^2_{di}$=۰/۷۱ و $\bar{X}i.$=۶۰۴۰) و ژنوتیپ ۱۸ ($b_i$=۰/۷۹، $S^2_{di}$=۰/۹۳ و $\bar{X}i.$=۶۰۲۰) به ترتیب به عنوان ژنوتیپ‌های سازگار برای محیط‌های نامساعد شناخته شدند (جدول ۶). در آزمایش Maluf (*et al.*, 1983) که روی پایداری عملکرد سیب زمینی انجام شد، از روش‌های رگرسیونی تای و ابرهارت و راسل برای بررسی پایداری ژنوتیپ‌ها استفاده شد و به دلیل معنی‌دار نشدن ضرایب رگرسیون ژنوتیپ‌های مورد مطالعه از رتبه پایداری ضرایب رگرسیون برای معرفی ژنوتیپ‌ها استفاده شد. در آزمایش دهقانپور (Dehghanpour, 2006) روی پایداری برخی هیبریدهای زودرس ذرت، ضریب رگرسیون ابرهارت و راسل برای هیچ‌کدام از هیبریدها معنی‌دار نشد ولی از بین آن‌ها



[ Downloaded from agrobreedjournal.ir on 2026-11-06 ]

[ DOR: 20.1001.1.15625540.1391.14.2.5.8 ]

هیبریدی که ضریب رگرسیون نزدیک به ۱ داشت معرفی شد. نیکخواه و همکاران (Nikkhah *et al*., 2006) با مطالعه پایداری بیست ژنوتیپ جو در هفت مکان کشور به مدت دو سال توانستند، سه ژنوتیپ Trompillo/L.moghan، Rihane-03 و Gusroe/Arar را با استفاده از روش‌های رگرسیون فینلی و ویلکینسون و ابرهارت و راسل به عنوان ژنوتیپ‌های برتر معرفی نمایند. در آزمایشی دیگر شاه‌محمدی و همکاران (Shahmohamadi *et al*., 2005) با استفاده از روش‌های فوق، ۴ ژنوتیپ Cossak/Gerbel/Harmal، 74–M4–30، Walfajre/w1/2291و L.1242//L.640/L.527 را که ضریب رگرسیون نزدیک به یک داشتند، به عنوان ژنوتیپ‌های پایدار جو معرفی کردند، اما چون انحراف از خط رگرسیون این ژنوتیپ‌ها زیاد بود، تنها ژنوتیپ Walfajre/w1/2291 را که با استفاده از سایر آماره‌های تک متغیره دیگر به عنوان ژنوتیپ پایدار انتخاب شده بود، معرفی نمودند.

جدول ۶- ضرایب رگرسیون و انحراف از رگرسیون برای عملکرد دانه ۲۰ ژنوتیپ جو بر اساس روش‌های فینلی و ویلکینسون (Finlay and Wilkinson, 1963)، ابرهارت و راسل (Eberhart and Russell, 1966) و تای (Tai, 1971)

Table 6. The regression coefficient and deviation from regression for 20 barley genotypes based on Finlay and Wilkinson (1963), Eberhart and Russell (1966) and Tai (1971) regression methods

| ژنوتیپ Genotype | عملکرد دانه Grain yield ($kg.ha^{-1}$) | bi | $S^2_{di}$ | α | $P_i$_ α | λ |
|---|---|---|---|---|---|---|
| G1 | 5920 | $1.24^{ns}$ | $1.36^{**}$ | $0.244^{ns}$ | 0.252 | $2.317^{**}$ |
| G2 | 5760 | $1.02^{ns}$ | $1.84^{**}$ | $0.02^{ns}$ | 0.294 | $3.144^{**}$ |
| G3 | 5770 | $1.12^{ns}$ | $3.24^{**}$ | $0.122^{ns}$ | 0.389 | $5.516^{**}$ |
| G4 | 5660 | $1.16^{ns}$ | $1.74^{**}$ | $0.162^{ns}$ | 0.283 | $2.923^{**}$ |
| G5 | 5980 | $0.92^{ns}$ | $2.07^{**}$ | $-0.071^{ns}$ | 0.309 | $3.475^{**}$ |
| G6 | 5730 | $1.07^{ns}$ | $0.92^{ns}$ | $0.071^{ns}$ | 0.206 | $1.544^{ns}$ |
| G7 | 5670 | $0.84^{ns}$ | $1.59^{**}$ | $-0.162^{ns}$ | 0.272 | $2.703^{**}$ |
| G8 | 5870 | $1.12^{ns}$ | $1.36^{**}$ | $0.122^{ns}$ | 0.249 | $2.262^{**}$ |
| G9 | 5980 | $0.91^{ns}$ | $0.99^{ns}$ | $-0.091^{ns}$ | 0.213 | $1.655^{ns}$ |
| G10 | 5690 | $0.92^{ns}$ | $0.95^{ns}$ | $-0.081^{ns}$ | 0.210 | $1.6^{ns}$ |
| G11 | 6040 | $0.87^{ns}$ | $0.71^{ns}$ | $-0.132^{ns}$ | 0.183 | $1.214^{ns}$ |
| G12 | 5620 | $1.08^{ns}$ | $1.27^{**}$ | $0.071^{ns}$ | 0.243 | $2.151^{*}$ |
| G13 | 5810 | $1.00^{ns}$ | $1.63^{**}$ | $0.00^{ns}$ | 0.275 | $2.758^{**}$ |
| G14 | 6090 | $0.89^{ns}$ | $1.51^{**}$ | $-0.112^{ns}$ | 0.264 | $2.537^{**}$ |
| G15 | 6020 | $0.86^{ns}$ | $1.29^{**}$ | $-0.142^{ns}$ | 0.243 | $2.151^{*}$ |
| G16 | 5730 | $0.99^{ns}$ | $0.37^{ns}$ | $-0.01^{ns}$ | 0.129 | $0.607^{ns}$ |
| G17 | 5960 | $0.82^{ns}$ | $1.82^{**}$ | $-0.183^{ns}$ | 0.291 | $3.089^{**}$ |
| G18 | 6020 | $0.79^{ns}$ | $0.93^{ns}$ | $-0.213^{*}$ | 0.206 | $1.544^{ns}$ |
| G19 | 5740 | $1.29^{*}$ | $1.39^{**}$ | $0.284^{*}$ | 0.255 | $2.372^{**}$ |
| G20 | 5860 | $1.10^{ns}$ | $0.75^{ns}$ | $0.091^{ns}$ | 0.187 | $1.269^{ns}$ |

ns: Not significant — ns: غیرمعنی‌دار

* and**: Significant at 5% and 1% probability levels, respectively — * و **: به ترتیب معنی‌دار در سطوح احتمال پنج ویک درصد

$b_i$ و α؛ به ترتیب ضریب رگرسیون، $S^2_{di}$ و λ؛ به ترتیب انحراف از خط رگرسیون ابرهارت و راسل (Eberhart and Russell, 1966) و رگرسیون تای (Tai, 1971). pi_ α قدر مطلق حدود اطمینان عدد صفر در سطح 5% برای ضریب رگرسیون. $b_i$ با مقدار ۱ و $S^2_{di}$ با خطای آزمایش آزمون شده‌اند. مقادیر λ با حدود اطمینان Upper=1.969 و Lower =0.508 در سطح پنج درصد آزمون شده‌اند.

α and $b_i$; regression coefficient, λ and $S^2_{di}$;deviation from regression for Eberhart and Russell and Tai methods, respectively
Pi_α; represented confidence levels for coefficient regression of Tai method at 5% probability level. bi was tested with 1. $S^2_{di}$ was tested with pooled error. λ values were tested with confidences levels Upper=1.969 and Lower =0.508 at 5% probability level



[ Downloaded from agrobreedjournal.ir on 2026-11-06 ]

[ DOR: 20.1001.1.15625540.1391.14.2.5.8 ]

نتایج رگرسیون تای برای تعیین پایداری ژنوتیپ‌ها در جدول ۶ نشان داده شده است. بر اساس شکل حاصل از این روش ژنوتیپ‌هایی که در داخل هذلولی قرار گرفتند، ژنوتیپ‌هایی با پایداری متوسط محسوب شدند (شکل ۲). ژنوتیپ‌هایی که مختصات آنها برابر با $\lambda$=۱ و $\alpha$=-۱ باشد پایداری بالا و ژنوتیپ‌هایی که مختصات آنها برابر با $\lambda$=۱ و $\alpha$=۰ باشد پایداری متوسطی داشتند. از آنجاییکه پایداری مطلق بر اساس نظر تای برای ژنوتیپ‌ها در شرایط مزرعه‌ای یک حالت غیر ممکن می‌باشد، لذا فرضیه‌های رگرسیون تای بر مبنای پایداری متوسط یعنی $\lambda$=۱ و $\alpha$=۰ آزمون می‌گردند(Tai, 1971) . ژنوتیپ ۱۸ در رتبه نخست پایداری بالاتر از متوسط قرار گرفت، ولی از آنجاییکه این ژنوتیپ عملکرد بالایی در محیط‌های مساعد نداشت و فقط در محیط‌های نامساعد عملکرد بالاتری را دارا بود، بنابراین برای محیط‌های نامساعد پیشنهاد شد. در تحقیق تای (Tai, 1971) که بر روی ارقام سیب‌زمینی انجام گرفت رقم F5921 بالاترین پایداری را داشت، یعنی در موقعیتی بین فاصله اطمینان $\alpha$ و ۱- قرار گرفت، ولی این رقم عملکرد بسیار ضعیفی در مقایسه سایر ارقام داشت و ارقامی که دارای پایداری متوسط بودند معرفی شدند.

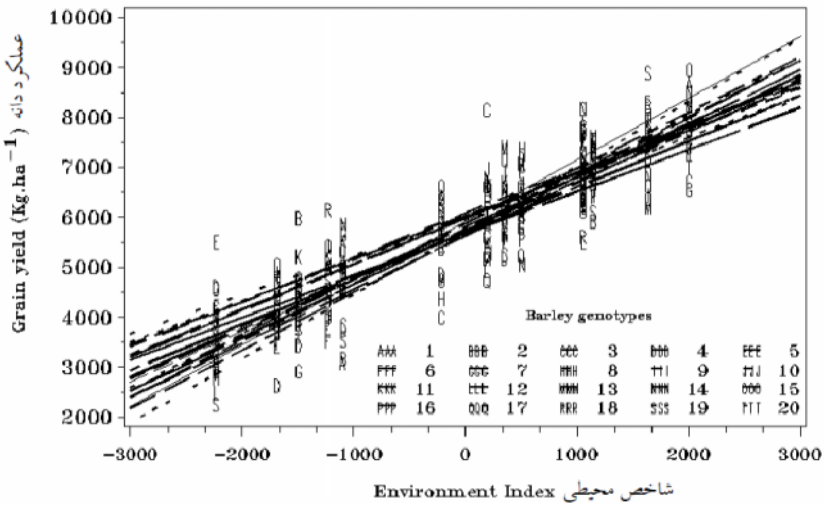
در آزمایش حاضر ژنوتیپ ۱۶ با ضریب رگرسیون ۰/۰۱- و انحراف از رگرسیون ۰/۶۰۷ بالاترین میزان پایداری متوسط را به خود اختصاص داد. ژنوتیپ ۱۱ نیز با دارا بودن مقدار $\alpha$ برابر ۰/۱۳- و $\lambda$ برابر ۱/۲۱ رتبه دوم پایداری را داشت. ژنوتیپ‌های ۱۹، ۱ و ۳ نیز ناپایدارترین ژنوتیپ‌ها یا به عبارتی ژنوتیپ‌هایی بودند که نوسان عملکردی بالایی در بین محیط‌ها داشتند. البته ژنوتیپ ۱۹ در روش‌های رگرسیونی فینلی و ویلکینسون و ابرهارت و راسل برای محیط‌های مساعد پیشنهاد گردید که نشان از سازگاری خصوصی این ژنوتیپ داشت. بنابراین ژنوتیپ ۱۹ برای محیط‌های با عملکرد بالا، قابل توصیه بود. ژنوتیپ‌های ۱ و ۳ نیز در رتبه‌های بعدی ناپایداری قرار گرفتند. این نتایج مطابقت بالایی با نتایج روش رگرسیونی ابرهارت و راسل (Eberhart and Russell, 1966) داشت. در روش رگرسیونی تای به استثنا ژنوتیپ ۱۸ که به عنوان یک ژنوتیپ با پایداری بیشتر از حد متوسط معرفی شد. ژنوتیپ۱۶ از پایداری متوسط خوبی برای همه محیط‌های انجام آزمایش برخوردار بود و ژنوتیپ ۳ گرچه در هر دو روش ضریب رگرسیون نزدیک به ۱ داشت، اما دارای انحراف از رگرسیون بالایی در هر دو روش رگرسیونی ابرهارت و راسل و تای بود، این موضوع باعث کاهش میزان اطمینان برای معرفی این ژنوتیپ به عنوان ژنوتیپ پایدار می‌شود.

تای (Tai, 1971) گزارش کرد که روش رگرسیونی ارائه شده می‌تواند در مواردی که تعداد ژنوتیپ‌ها و یا محیط‌های آزمایش‌ها کم باشد، مفیدتر از روش رگرسیونی ابرهارت و راسل (Eberhart and Russell, 1966) باشد، زیرا با این روش نتیجه تجزیه براساس اثرات ژنوتیپی و فنوتیپی متفاوت می‌باشد. گرچه مالوف و همکاران (Maluf *et al*., 1983) با مقایسه این روش‌ها بیان داشتند که روش رگرسیون ابرهارت و راسل (Eberhart and Russell, 1966) یک روش برتر برای بررسی پایداری ژنوتیپ‌ها در محیط‌های مختلف می‌باشد، در این تحقیق نیز نشان داده شد این دو روش از نظر معرفی ژنوتیپ‌های پایدار مشابه بوده و تفاوت چندانی با یکدیگر نداشتند، بنابراین لازم است که از روش رگرسیون تای (Tai, 1971) به عنوان یک روش مکمل و تایید کننده سایر پارامترها در تحقیقات استفاده شود. بر اساس نتایج حاصل از روش‌های مختلف تجزیه پایداری استفاده شده در این تحقیق، ژنوتیپ ۱۶ پایدارترین ژنوتیپ شناخته شد و برای همه محیط‌های انجام آزمایش قابل پیشنهاد است. ژنوتیپ ۱۹ نیز برای محیط‌های مساعد یا محیط‌های با عملکرد بالاتر از میانگین کل و ژنوتیپ‌های ۱۱ و ۱۸ برای محیط‌های نامساعد آزمایش قابل توصیه هستند.



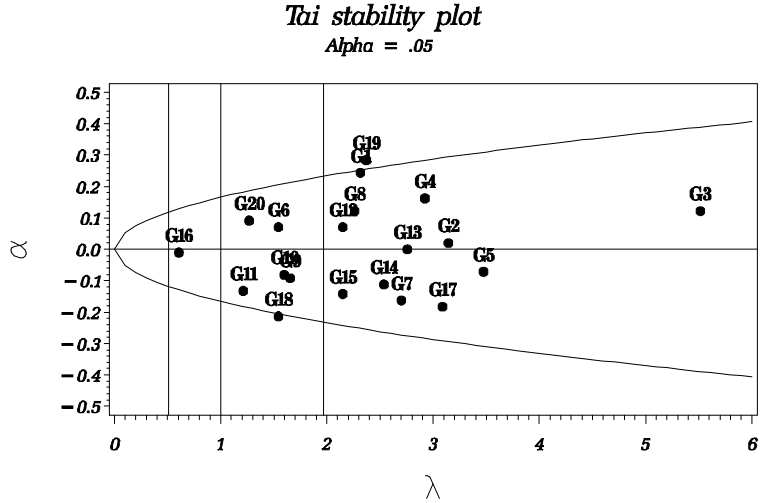
[ Downloaded from agrobreedjournal.ir on 2026-11-06 ]

[ DOR: 20.1001.1.15625540.1391.14.2.5.8 ]




شکل ۱- الگوی عملکرد دانه ژنوتیپ‌های جو در ۱۴ محیط با استفاده از رگرسیون ابرهارت و راسل
حروف الفبا به ترتیب شماره ژنوتیپ‌های جو از ۱ تا ۲۰ می‌باشند

Fig. 1. Grain yield pattern of barley genotypes for 14 Environments by Eberhart and Russell method. The alphabetic words represented G1 to G20, respectively




شکل۲- میزان پایداری ۲۰ ژنوتیپ جو و حدود اطمینان آماره‌های روش رگرسیون تای، $\alpha$ نشان‌دهنده ضریب رگرسیون و $\lambda$ انحراف از رگرسیون می‌باشد

Fig. 2. Stability of 20 barley genotypes and confidence interval levels for statistical parameters of Tai regression method, $\alpha$ is the regression coefficient and $\lambda$ is the deviation from regression

**سپاسگزاری**

از مدیریت موسسه تحقیقات اصلاح و تهیه نهال و بذر، بخش تحقیقات غلات و همکاری علمی و فنی مجریان ایستگاه‌های تحقیقاتی شهرستان‌های همدان، مشهد، جلگه‌رخ، اراک، میاندوآب، تبریز و اردبیل، آقایان مهندس مظاهری، دکتر محمدی، مهندس تیمورپور، مهندس بابایی، مهندس امین‌زاده، مهندس رضوی و مهندس شریف‌الحسینی صمیمانه تشکر می‌شود.



[ Downloaded from agrobreedjournal.ir on 2026-11-06 ]

[ DOR: 20.1001.1.15625540.1391.14.2.5.8 ]

## References منابع مورد استفاده

**Aastveit, A. H. and K. Aastveit. 1984**. Genetic variation of developmental stability in barley. Hereditas, 101:155-170

**Abay, F. and A. Bjørnstad. 2009.** Specific adaptation of barley varieties in different locations in Ethiopia. Euphytica, 167:181–195.

**Ashraf, M., A. S. Qureshi, A. Ghafoor and N. A. Khan, 2001.** Genotype-environment interaction in wheat. Pak. J. Bio. Sci. 1 (5): 356-367.

**Becker, H. B. and J. Leon. 1988.** Stability analysis in plant breeding. Plant Breeding,101 : 1-23.

**Crossa, J. 1990.** Statistical analysis of multilocation trials. Adv. Agron. 44: 55-85.

**Dehghanpour, Z. 2006.** Study of yield and stability in early maturating hybrids of maize (*Zea mayse* L.). Seed Plant. 22(1): 45-53. (In Persian with Engelish abstract).

**Eberhart, S. A. and W. A. Russell. 1966.** Stability parameters for comparing varieties. Crop Sci. 6: 36-40.

**Fattahi, F. and A. Yousefi. 2006.** Evaluation of yield stability of barley genotypes (*Hordeum vulgare* L.) using repeatable stability parameters and pattern analysis of AMMI model. Iran. J. Agric. Sci. 37-1(2): 317 – 326. (In Persian with Engelish abstract).

**Fernandez, G. C. J, 2000.** Quick results from statistical analysis (visited/last modified Aug. 16, 2000). http://www.ag.unr.edu/gf.

**Finlay, K. W. and G. N. Wilkinson. 1963.** The analysis of adaptation in a plant breeding program. Aust. J. Agr. Res. 14: 742-754.

**Flores, F., M. T. Moreno and J. I. Cubero. 1998.** A comparison of univariate and multivariate methods to analyse G×E interaction. Field Crops Res. 56: 271-286.

**Freeman, G. H. 1973.** Statistical methods for the analysis of genotype environment interactions. Heredity, 31: 339-354.

**Freeman, G. H. and J. M. Perkins. 1971.** Environmental and genotype environmental components variability. VIII. Relations between genotypes grown in different environments and measures of these environments. Heredity, 27: 15-23.

**Hill, J. 1975.** Genotype-environment – a challenge for plant breeding. J. Agric. Sci.. 85: 477-493.

**Kang, M. S. 2004.** Breeding: Genotype-by-environment interaction. p. 218–221. in: Goodman, R. M. (Ed.) Encyclopedia of Plant and Crop Science. Marcel-Dekker, New York.

**Karimizadeh, R., B. Vaezi, T. Hosein Pour, A. Mehraban and H. Ghojagh. 2009.** Study on correlation and repeatability of parametric and multivariate statistics of grain yield stability in rainfed barley**.** J. Sci. Tech. Agric.Natur. Resour. 48; 53-62. (In Persian with Engelish abstract).

**Maluf, W. R., C. M. T. Cordeiro, J. E. C. Miranda, F. A. A. Couto and O. J. Boock. 1983.** Yield stability of potato (*Solanum tuberosum* L.) cultivars. Revista Brasileira de Genetica Brasilia.6(1): 29-41.

**Mohammadi Nejad, G. and A. M. Rezai. 2005.** Analysis of genotype × environment interaction and study of oat (*Avena sativa* L.) genotypes pattern. J. Sci. Tech. Agric.Natur. Resour. 9(2): 89 – 107. (In Persian with Engelish abstract).



[ Downloaded from agrobreedjournal.ir on 2026-11-06 ]

[ DOR: 20.1001.1.15625540.1391.14.2.5.8 ]

**Nikkhah, H., A. Yousefi, M. Mahlouji, M. Arazmjo, Z. Ravari, M. Sharif Alhossini, M. E. Pejomand and Y. Morvati. 2006.** Selection of barley (*Hordeum vulgare* L.) genotypes for temperate zones of Iran using stability statistics. Seed Plant. 23 (1) 1-13. (In Persian with Engelish abstract).

**Nurminiemi, M., S. Madsen, O. A. Rognli, A. Bjørnstad and R. Ortiz. 2002.** Analysis of the genotype-by-environment interaction of spring barley tested in the Nordic region of Europe: Relationships among stability statistics for grain yield. Euphytica, 127: 123–132.

**Shafii, B and W. Price. 1998.** Analysis of genotype-by-environment interaction using the additive main effects and multiplicative interaction model and stability estimates. J. Agric. Biol. Environ. Stat. 3: 335-345.

**Shahmohamadi M., H. Dehghani and A. Yousefi. 2005.** Stability analysis of barley (*Hordeum vulgare* L.) genotypes in regional trial in cold zone. J. Sci. Tech. Agric. Natur. Resour. 9(1): 143 – 155. (In Persian with Engelish abstract).

**Shaikhmamo, M. 2008.** Study on genotype × environment interaction and yield stability of barley (*Hordeum vulgare* L.) promising genotype in cold regions of Iran. MSc. Thesis. Tarbiat Modares Univ. (In Persian with English abstract).

**Tai, G. C. C. 1971.** Genotypic stability analysis and application to potato regional trials. Crop Sci. 11: 184–190.

**Tesemma, T., S. Tsegaye, G. Belay, E. Bechere and D. Mitiku. 1998.** Stability of performance of tetraploid wheat landraces in the Ethiopian highland. Euphytica, 102: 301–308.

**Vaezi B. and J. Ahmadi. 2010.** Assessment of genotype × environment interaction and stability of yield in advanced barley lines in rainfed conditions. Iran. J. Agric. Sci. 41(2): 395-402. (In Persian with Engelish abstract).

**Wachir, F., W. Ngetich, J. Omolo and G. Mamati. 2002.** Genotype × environment interactions for tea yields. Euphytica, 127: 289–296.

**Westcott, B. 1986.** Some methods of analyzing genotype-environment interaction . Heredity, 56: 243-253.

**Wricks, G. 1962.** Uber eien method zur erfassung der ecologischen streubreite in feldversuchen. Pflanzenzuchtung, 47: 92-96.

**Yan, W. 2001.** GGEbiplot – a Windows application for graphical analysis of multi-environment trial data and other types of two-way data. Agron. J. 93: 1111–1118.

**Zobel, R. W., M. J. Wright and H. G. Gauch. 1988.** Statistical analysis of yield trial. Agron. J. 80: 388-393.

[ Downloaded from agrobreedjournal.ir on 2026-11-06 ]

[ DOR: 20.1001.1.15625540.1391.14.2.5.8 ]

# Study of grain yield stability of barley (*Hordeum vulgare* L.) promising lines in cold regions of Iran using regression methods

**Akbarpour, O. A.[1], H. Dehghani[2] and B. Sorkhi-Lalehloo[3]**

## ABSTRACT

**Akbarpour, O. A., H. Dehghani and B. Sorkhi-Lalehloo. 2012.** Study of grain yield stability of barley (*Hordeum vulgare* L.) promising lines in cold regions of Iran using regression methods. **Iranian Journal of Crop Sciences. 14(2):155-170. (In Persian).**

Study of grain yield stability in different environmental conditions is very important in plant breeding programs. To study grain yield stability of 18 barley promising lines with two check cultivars (Bahman and MAKOUEE//ZARJOW/80-5151) in six - field stations (Hamedan, Miandoab, Karaj, Arak, Jolgheh Rokh and Mashhad) in cold agro-climatic zone of Iran for two cropping cycle (2007-2009). However, in Tabriz and Ardabil field stations the genotypes were only evaluated in 2007-2008 cropping cycle. The experimental design used in all locations and cropping cycles was randomized complete block design with three replications. Combined analysis of variance performed assuming environment (years and locations) as random and genotypes as fixed factors. Results showed that there was no significant difference among the genotypes. However, the effect of environments and genotype × environment interaction were significant ($P < 0.01$). The genotype No. 16 with regression coefficient near to 1 and the lowest standard deviation from regression line determined as high yielding with high yield stability. Genotypes No. 18 and 11 with the lowest standard deviation from regression line and minimum regression coefficients using Eberhart and Russell method was determined as stable genotypes for unfavorable environment. Using Tai method, regression coefficients of barley genotypes No. 16, 18 and 11 showed that these genotypes were of high grain stability in comparison with other genotypes. In conclusion, comparison of the three regression methods showed that Tai method is the complementary method for other regression methods considering the biometrical aspects. Using three regression methods, the genotype No. 16 was determined as high yielding with high yield stability among all of the genotypes in all environments. The genotype No. 19 is recommended for high yielding environments and the genotypes No. 18 and 11 can be suggested for unfavorable conditions.

**Key Words**: Barley, Cold climate, Genotype × Environment interaction and Yield stability.

**Received: February, 2010 Accepted: October, 2011**

1- Former M.Sc. Student, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran
2- Associate Prof., Tarbiat Modares University, Tehran, Iran (Corresponding author) (Email: dehghanr@modares.ac.ir)
3- Assistant Prof., Seed and Plant Improvement Institute, Karaj, Iran



[ Downloaded from agrobreedjournal.ir on 2026-11-06 ]

[ DOR: 20.1001.1.15625540.1391.14.2.5.8 ]