

## بررسی پایداری عملکرد علوفه در اکسشن‌های گونه *Elymus hispidus* با مدل AMMI و سایر روش‌های تجزیه پایداری در دو محیط تنش و بدون تنش

الیاس ظهراپی<sup>۱</sup>، علیرضا اطمینان<sup>۲</sup>، هوشمند صفری<sup>۳\*</sup> و علی اشرف جعفری<sup>۴</sup>

تاریخ دریافت: ۸۹/۹/۱۵ - تاریخ پذیرش: ۹۰/۱/۳۰

### چکیده

به منظور بررسی عملکرد علوفه و پایداری عملکرد یازده اکسشن از گونه *Elymus hispidus* آزمایشی در قالب طرح بلوک‌های کاملاً تصادفی با سه تکرار در دو محیط آبیاری نرمال (بدون تنش) و دیم (تنش) در ایستگاه تحقیقاتی مرکز تحقیقات کشاورزی و منابع طبیعی استان کرمانشاه واقع در شهرستان اسلام‌آباد غرب به مدت دو سال انجام شد. منشاء جمع‌آوری اکسشن‌ها مراتع سیلان واقع در استان اردبیل بود. بر اساس نتایج تجزیه واریانس تنوع معنی‌داری ( $p < 0.01$ ) در بین اکسشن‌های مورد بررسی و همچنین محیط‌های مورد مطالعه مشاهده شد. اثر متقابل اکسشن × محیط نیز در سطح ۱ درصد معنی‌دار شد گروه‌بندی حاصل از آزمون دانکن ( $p < 0.05$ ) و تجزیه خوشه‌ای، اکسشن‌های ۵-۸۹۰، ۶-۸۹۰ و ۷-۸۹۰ را به عنوان اکسشن‌های برتر در یک گروه قرار داد. بر اساس تجزیه AMMI، اولین مؤلفه اصلی اثر متقابل ۹۷/۹۲ درصد از واریانس اثر متقابل را نشان داد و در سطح یک درصد معنی‌دار شد، که بر اساس این مؤلفه، اکسشن‌های ۶-۸۹۰، ۵-۸۹۰، ۹-۸۹۰، ۱۱-۸۹۰ و ۱۳-۸۹۰ بیشترین پایداری و اکسشن ۷-۸۹۰ کمترین پایداری را داشت. با توجه به پارامترهای پایداری ضریب تغییرات محیطی، اکووالانس ریک، واریانس پایداری، ضریب تشخیص و ضریب رگرسیون، اکسشن‌های ۵-۸۹۰، ۶-۸۹۰، ۱۱-۸۹۰ و ۱۳-۸۹۰ بیشترین پایداری و اکسشن ۷-۸۹۰ کمترین میزان پایداری را نشان داد. با توجه به نتایج به دست آمده اکسشن‌های ۵-۸۹۰ و ۶-۸۹۰ از نظر میانگین عملکرد علوفه خشک و پایداری عملکرد مطلوب بودند و قابل معرفی برای برنامه‌های اصلاحی در شرایط آب و هوایی استان کرمانشاه است.

واژه‌های کلیدی: عملکرد علوفه، پایداری، *Elymus hispidus*.

۱- دانشجوی کارشناسی ارشد دانشگاه آزاد اسلامی واحد کرمانشاه

۲- عضو هیأت علمی دانشگاه آزاد اسلامی واحد کرمانشاه

۳- مربی پژوهشی مرکز تحقیقات کشاورزی و منابع طبیعی استان کرمانشاه

: نویسنده مسئول: Hooshmandp@yahoo.com

۴- دانشیار پژوهشی مؤسسه تحقیقات جنگلها و مراتع کشور

## مقدمه

چاودار وحشی (*Elymus hispidus*) گروه متنوعی از گندمیان علوفه‌ای چندساله را تشکیل می‌دهند، که در نواحی معتدل دنیا گسترش یافته‌اند (۱۴) و از مهمترین گندمیان مرتعی ایران محسوب می‌شوند که در مناطق استپی سرد و مناطق معتدله می‌رویند. این گونه گیاهی ارزش مرتعی قابل توجهی دارد و فرم آن چمنی است (۱۷). در بررسی‌های انجام شده توسط اسدی (۱۹۹۵) تعدادی از گیاهان جنس *Agropyron* به این جنس منتقل شده است. یکی از واریته‌های گونه *E. hispidus* واریته *E. hispidus* است که مترادف با گونه *Agropyron intermedium* (Host) P. Beauv. زیستگاه‌های بومی این گونه از استپ‌ها و کوهپایه‌های نواحی جنوبی اروپا به طرف خاورمیانه و آسیای مرکزی و نیز پاکستان غربی گسترش دارد و در نواحی که حداکثر ۳۰۰۰ متر از سطح دریا ارتفاع داشته و بین ۳۷۰-۳۵۰ میلی‌متر بارندگی سالانه دارند، گیاهی پرمحصول محسوب می‌شود. به دلیل بزرگی بذر، بنیه گیاهچه‌های این گونه بالا بوده و کاشت و استقرار آن آسان است. در خاک‌های حاصلخیز و مرطوب با زهکش مناسب بسیار پایا بوده و تولید چمن متراکمی را می‌کند. همچنین مقاومت متوسطی به خاک‌های شور و قلیایی از خود نشان می‌دهد (۲۲).

هدف اصلی مراکز بین المللی اصلاح نباتات، به دست آوردن ارقام با سازگاری وسیع، پایداری بالا و مقاوم به تنش‌های محیطی است (۵). در برخی از مطالعات، اصطلاح سازگاری را مترادف با تنوع عملکرد در مکان‌ها و اصطلاح پایداری را ثبات عملکرد در طول چند سال دانسته‌اند، ولی در اغلب مطالعات فرض بر این است که پایداری اندازه‌گیری شده، بیان پایداری یک ژنوتیپ در زمان و مکان است، بنابراین محیط شامل سال‌ها و مکان‌ها یا اعمال مدیریتی متنوع یا ترکیبی از این عوامل است (۱۵).

دو نوع پایداری ژنوتیپی بیان شده است؛ نوع اول پایداری هموستاتیک<sup>۱</sup> است که در آن یک ژنوتیپ، عملکرد ثابتی را در محیط‌های مختلف نشان می‌دهد. این پایداری از طریق محاسبه واریانس یک ژنوتیپ در

محیط‌ها ارزیابی می‌شود. پایداری هموستاتیک مطلوب نیست، چون ژنوتیپ‌ها باید به محیط‌های مناسب، عکس العمل کافی نشان دهند. نوع دیگر پایداری زراعی است که در آن عملکرد ژنوتیپ‌ها به پتانسیل تولیدی محیط مورد آزمایش ارتباط داده می‌شود. اگر پایداری زراعی به محدوده وسیعی از محیط‌ها نسبت داده شود، سازگاری عمومی و اگر به محدوده کوچکی از محیط‌ها مربوط شود، سازگاری خصوصی است (۱۲).

چهار روش تجزیه واریانس، تجزیه رگرسیون، تحلیل چندمتغیره با تأکید بر روی تجزیه واکنش ژنوتیپی و مدل اثرات افزایشی جمع‌پذیر و اثر متقابل ضرب‌پذیر<sup>۲</sup> و روش‌های غیرپارامتری برای ارزیابی پایداری آگرونومیک یک سری از ارقام وجود دارد (۱۲). در روش تجزیه واریانس اثر متقابل به صورت ترکیبی از (g-1)(e-1) درجه آزادی، همراه با مؤلفه‌های آن در نظر گرفته می‌شود. این مدل فقط دارای اثرات افزایشی و اصلی است که منبع تغییرات اثر متقابل ژنوتیپ × محیط نیز در آن وجود دارد، اما تجزیه نمی‌شود. پایداری محیطی ژنوتیپ‌های منفرد به وسیله تجزیه رگرسیون نیز قابل تخمین است و اگر رقمی انحراف از رگرسیون آن صفر یا حداقل باشد پایدار است (۶).

فرض‌های نرمال بودن توزیع خطا و شناخت همبستگی عملاً در مدل‌های ضربی دوگانه خطی<sup>۳</sup> یا دوگانه افزایشی<sup>۴</sup>، برای مطالعه اثر متقابل ژنوتیپ و محیط محدودکننده است. مؤلفه‌های ضربی برای اثرات متقابل در مدل‌های خطی تعمیم‌یافته (GLM) مانند اثرات افزایشی جمع‌پذیر و اثرات متقابل ضربی این محدودیت را کاهش داده است (۱۰). در این مدل ابتدا با استفاده از تجزیه واریانس معمولی، اثرات اصلی جمع‌پذیر و سپس با استفاده از تجزیه مؤلفه‌های اصلی اثر متقابل ژنوتیپ و محیط را که معروف به اثر متقابل ضربی است، مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌دهند. در نهایت ژنوتیپ‌ها و محیط‌ها بر روی نمودار دوپلاتی با توجه به مقدار، بزرگی و نیز علامت مقادیر مؤلفه‌های اصلی مکان‌یابی و نمایش داده می‌شوند.

2- AMMI  
3- Bilinear  
4- Biadditive

1- Homostatic

به دست آمده برای علوفه خشک برحسب کیلوگرم در هکتار محاسبه شد.

به منظور تجزیه AMMI از مدل ارائه شده در رابطه (۱) استفاده شد.

$$(1) Y_{ger} = \mu + \alpha_n + \beta_e + \sum_n \lambda_n \alpha_{gn} \gamma_{en} + \rho_{ge} + \varepsilon_{ger}$$

$\alpha_n$ : اثر اصلی ژنوتیپ،  $\beta_e$ : اثر اصلی محیط،  $n$ : تعداد محورهای مؤلفه‌های اصلی اثر متقابل باقی مانده در مدل AMMI،  $\lambda_n$ : مقدار منفرد مربوط به  $n$  امین مؤلفه اصلی باقی مانده در مدل و  $\alpha_{gn}$ : بردار ویژه برای  $g$  امین ژنوتیپ از  $n$  امین مؤلفه اصلی اثر متقابل،  $\gamma_{en}$ : بردار ویژه برای  $e$  امین محیط از  $n$  امین مؤلفه اصلی اثر متقابل،  $\rho_{ge}$ : نوز و  $\varepsilon_{ger}$ : خطای آزمایش است (۴).

جدول ۱- فهرست اکسشن‌های مورد مطالعه

کد اکسشن	شماره	کد اکسشن
۸۹۰-۱۰	۷	۸۹۰-۲
۸۹۰-۱۱	۸	۸۹۰-۴
۸۹۰-۱۳	۹	۸۹۰-۵
۸۹۰-۱۴	۱۰	۸۹۰-۶
۸۹۰-۱۵	۱۱	۸۹۰-۷
		۸۹۰-۹

\*\*\* و \*\* و \* به ترتیب معنی دار در سطح ۱، ۵، درصد و عدم اختلاف معنی دار را نشان می‌دهند.

پارامترهای پایداری ضریب تغییرات محیطی ( $CV_i$ )، (۹)، اکووالانس ریک ( $W_i^2$ )، (۲۴)، واریانس پایداری شوکلا ( $\delta_i^2$ )، (۲۱)، ضریب تشخیص ( $R_i^2$ )، (۱۸) و ضریب رگرسیون فیلی و ویلکنسون ( $b_i$ )، (۸)، محاسبه شد. در بررسی‌های پایداری، ژنوتیپ‌هایی که اکووالانس آنها کم است، نوسانات کمتری در سراسر محیط‌ها دارند و پایدارترند. همچنین واریانس پایداری بر اساس باقیمانده ماتریس ( $GE_{ij} + e_{ij}$ ) است، هرچه کمتر باشد، نشان‌دهنده اثر اصلی ژنوتیپ پایدار است (۶). هر واریته‌ای که ضریب تغییرات محیطی کمتری داشته باشد، پایدارتر است. مشکل اصلی این روش‌ها در این است که معمولاً واریته‌های پایدارتر، کم محصول‌ترند (۱۶). در روش فیلی و ویلکنسون عملکرد ژنوتیپ‌ها به صورت اثرات اصلی برای ژنوتیپ و محیط و حاصلضرب اصلی محیط در ضرایب رگرسیونی ژنوتیپ بیان می‌شود و ژنوتیپی پایدار است که

این کار موجب ساده شدن استنباط در مورد اثرات متقابل ویژه ژنوتیپ‌ها و محیط‌ها می‌شود (۱۹).

در این تحقیق یازده اکسشن از گونه *E. hispidus* (A. intermedium (Host) P. Beauv.) به منظور بررسی پایداری عملکرد علوفه، با روش AMMI و سایر روش‌های تجزیه پایداری طی دو سال در قالب دو آزمایش جداگانه در دو محیط تنش و بدون تنش مورد مطالعه قرار گرفت.

## مواد و روش‌ها

### منطقه مورد مطالعه

آزمایش در مزرعه تحقیقاتی ایستگاه تحقیقات اسلام آباد غرب متعلق به مرکز تحقیقات کشاورزی و منابع طبیعی استان کرمانشاه، با طول جغرافیایی ۵۹° ۴۶' و عرض جغرافیایی ۰۸° ۳۴'، با خاک لوم (بافت متوسط)، ارتفاع از سطح دریا ۱۲۶۰ متر و میانگین بارندگی سالانه ۴۰۰ میلی‌متر و متوسط دمای ۲۰ درجه سانتی‌گراد انجام شد. براساس آمار هواشناسی بیشترین میزان بارندگی، در اسفندماه و کمترین تغییرات بارندگی در فروردین‌ماه بوده است. مقدار بارندگی ماه‌های اردیبهشت و آبان بیشترین تأثیر را بر میزان عملکرد محصولات بر جای گذاشته است. بارندگی انتهایی از مهمترین عوامل مؤثر بر کشت دیم و عملکرد مرتع در این منطقه بود.

تعداد یازده اکسشن گونه *E. hispidus* از بانک ژن مؤسسه تحقیقات جنگل‌ها و مراتع برای انجام آزمایش تهیه (جدول ۱) و در قالب دو آزمایش جداگانه در دو محیط آبی و تنش خشکی (در مجموع چهار محیط) به مدت دو سال به صورت طرح بلوک‌های کاملاً تصادفی با ۳ تکرار مورد بررسی قرار گرفت. برای هر کرت با ابعاد ۱\*۲ متر مربع چهار ردیف به فاصله ۲۵ سانتی‌متر و بر روی هر ردیف ۵ بوته به فاصله ۴۰ سانتی‌متر کشت شد و فاصله بین کرت‌ها ۷۵ سانتی‌متر در نظر گرفته شد. اختصاص هر پلات به یک تیمار در هر تکرار به طور تصادفی صورت گرفت. در محیط آبی هر هفته یکبار آبیاری انجام و مبارزه با علف‌های هرز به صورت مکانیکی صورت گرفت. بعد از برداشت کل محصول کرت، علوفه تر برداشت شده در هوای آزاد خشک و سپس با دقت  $\pm 5$  گرم توزین شد و عملکرد

۵۰۴۳ کیلوگرم علوفه خشک در هکتار بیشترین میزان عملکرد را دارا بوده و در یک گروه قرار گرفتند. در مقابل، اکسشن ۲-۸۹۰ با ۳۷۰۸ کیلوگرم علوفه خشک در هکتار کمترین میزان عملکرد را داشت و با اکسشن‌های ۴-۸۹۰، ۹-۸۹۰، ۱۰-۸۹۰ و ۱۴-۸۹۰ اختلاف معنی‌دار در سطح ۵ درصد نشان نداد. آزمون چنددامنه‌ای دانکن سایر اکسشن‌ها را در حد واسط این دو گروه دسته‌بندی کرد (جدول ۲).

میانگین مربعات انحراف از رگرسیون کم و ضریب رگرسیون نزدیک به یک داشته باشد (۶). پینتوس<sup>۱</sup> (۱۹۷۳) پیشنهاد کرد چون ضریب تشخیص ( $R^2_i$ ) به شدت وابسته به  $S^2d_i$  است به‌جای میانگین مربعات انحراف از رگرسیون بهتر است از ضریب تشخیص استفاده شود. بر اساس این پارامتر ژنوتیپی پایدار است که ضریب تشخیص آن کم باشد. تجزیه واریانس مرکب، آزمون دانکن، تجزیه خوشه‌ای و نمودارهای مربوطه با استفاده از نرم‌افزارهای SPSS، EXCEL و IRRISTAT تهیه شد.

جدول ۳- آزمون دانکن در سطح ۵ درصد برای اکسشن‌های مورد بررسی

اکسشن	گروه	میانگین عملکرد (Kg/ha)
۸۹۰-۲	c	۳۷۰۸
۸۹۰-۴	bc	۴۲۴۷
۸۹۰-۵	a	۵۰۷۹
۸۹۰-۶	a	۵۲۸۴
۸۹۰-۷	a	۵۰۴۳
۸۹۰-۹	bc	۳۹۱۴
۸۹۰-۱۰	bc	۴۱۶۳
۸۹۰-۱۱	b	۴۳۴۰
۸۹۰-۱۳	b	۴۴۸۶
۸۹۰-۱۴	bc	۳۹۶۱
۸۹۰-۱۵	b	۴۲۳۵

## نتایج

تجزیه واریانس مرکب عملکرد علوفه خشک (جدول ۲) نشان داد، بین سال‌های مورد مطالعه و همچنین برای اثرات متقابل سال × مکان، سال × اکسشن و سال × اکسشن × مکان اختلاف معنی‌دار وجود نداشت، اما برای مکان‌های مورد بررسی و اکسشن‌های مورد مطالعه و همچنین اثر متقابل مکان × اکسشن در سطح یک درصد اختلاف معنی‌دار مشاهده شد. ضریب تغییرات معادل ۱۴/۱۳ درصد به دست آمد که بیانگر دقت مناسب محاسبه‌هاست.

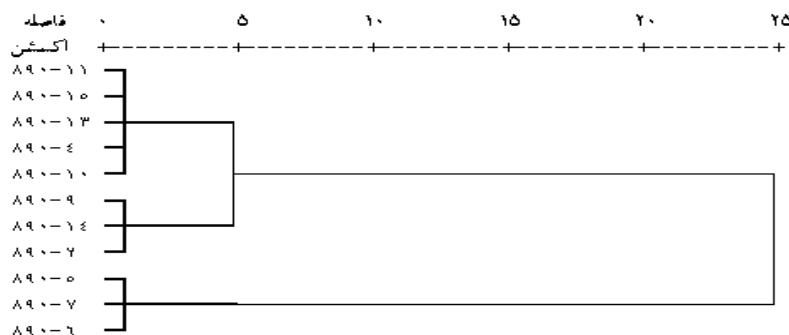
جدول ۲- تجزیه واریانس مرکب عملکرد علوفه خشک اکسشن‌های مورد مطالعه

منابع تغییر	درجه آزادی	میانگین مربعات
سال	۱	۶۶۲۸۶ <sup>ns</sup>
مکان	۱	۲۰۲۸۹۸۷۲۵ <sup>**</sup>
سال × مکان	۱	۵۵۸۸۳ <sup>ns</sup>
خطای ۱	۸	۳۵۱۸۲۳
اکسشن	۱۰	۳۱۸۸۴۹۹ <sup>**</sup>
اکسشن × سال	۱۰	۱۱۴۰۰ <sup>ns</sup>
اکسشن × مکان	۱۰	۱۹۰۹۴۱۵ <sup>**</sup>
اکسشن × سال × مکان	۱۰	۳۸۱۳۰ <sup>ns</sup>
خطای ۲	۸۰	۳۸۹۲۶۲
CV% (ضریب تغییرات)		۱۴/۱۳

<sup>\*\*</sup> و <sup>ns</sup> به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱ درصد و عدم اختلاف معنی‌دار را نشان می‌دهند.

نتایج آزمون دانکن در سطح ۵ درصد برای اکسشن‌های مورد بررسی نشان داد که اکسشن‌های ۶-۸۹۰، ۵-۸۹۰ و ۷-۸۹۰ به ترتیب با ۵۲۸۴، ۵۰۷۹ و

با توجه به دندروگرام حاصل از تجزیه خوشه‌ای میانگین عملکرد علوفه خشک به روش Ward (شکل ۱)، اکسشن‌های ۵-۸۹۰، ۷-۸۹۰ و ۶-۸۹۰ که با توجه به مقایسه میانگین‌ها برتر بودند، در یک گروه قرار گرفتند. همچنین اکسشن‌های ۹-۸۹۰، ۱۴-۸۹۰ و ۲-۸۹۰ که با توجه به مقایسه میانگین‌ها در رده ضعیف‌ترین اکسشن‌ها بودند، در گروه بعدی قرار داشتند. دیگر اکسشن‌ها نیز که عملکرد متوسطی داشتند، در گروه سوم دسته‌بندی شدند.



شکل ۱- دندروگرام میانگین عملکرد علوفه خشک اکسشن‌های مورد بررسی به روش Ward

مربعات کل را به خود اختصاص داد. مؤلفه اصلی اول اثر متقابل ( $IPC_1$ ) نیز در سطح یک درصد معنی‌دار شد و ۹۷/۹۲ درصد از مجموع مربعات اثر متقابل را بیان کرد. مؤلفه اصلی دوم اثر متقابل تنوع معنی‌دار نشان نداد و فقط ۱/۶۶ درصد از مجموع مربعات اثر متقابل را بیان کرد.

باتوجه به تجزیه AMMI عملکرد علوفه خشک اکسشن‌های مورد بررسی در چهار محیط (جدول ۳) ملاحظه می‌شود که اثرات اصلی جمع‌پذیر محیط و اکسشن در سطح یک درصد معنی‌دار بوده و به ترتیب ۷۰/۳۸ و ۱۱/۰۵ درصد از مجموع مربعات کل را به خود اختصاص داده‌اند. اثر متقابل اکسشن  $\times$  محیط نیز در سطح ۵ درصد معنی‌دار شد و ۶/۷۹ درصد از مجموع

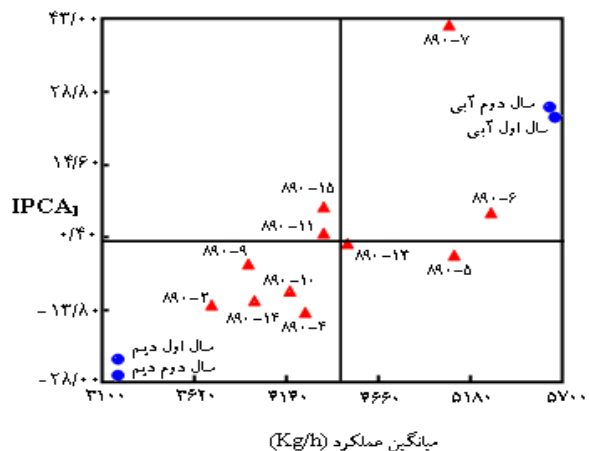
جدول ۴- تجزیه AMMI عملکرد علوفه خشک اکسشن‌ها در محیط‌های مورد مطالعه

منابع تغییر	درجه آزادی	مجموع مربعات	درصد مجموع مربعات	میانگین مربعات
محیط	۳	۲۰۳۰۲۰۸۹۴	۷۰/۳۸ <sup>a</sup>	۶۷۶۷۳۶۳۱ <sup>**</sup>
اکسشن	۱۰	۳۱۸۸۴۹۹۶	۱۱/۰۵ <sup>a</sup>	۳۱۸۸۵۰۰ <sup>**</sup>
محیط $\times$ اکسشن	۳۰	۱۹۵۸۹۴۷۴	۶/۷۹ <sup>a</sup>	۶۵۲۹۸۳ <sup>*</sup>
$IPC_1$	۱۲	۱۹۱۸۱۳۴۰	۹۷/۹۲ <sup>b</sup>	۱۵۹۸۴۴۵ <sup>**</sup>
$IPC_2$	۱۰	۳۲۵۵۹۹	۱/۶۶ <sup>b</sup>	۳۲۵۶۰ <sup>ns</sup>
نویز	۸	۸۲۵۳۵	۰/۴۲ <sup>b</sup>	۱۰۳۱۷
خطا	۸۸	۳۳۹۵۵۵۶۷	۱۱/۷۷ <sup>a</sup>	۳۸۵۸۸۵۹
کل	۱۳۱	۲۸۸۴۵۰۹۳۳		

a: درصد از مجموع مربعات کل؛ b: درصد از مجموع مربعات اثر متقابل  
\*\*، \* و ns به ترتیب معنی‌داری در سطح ۵ درصد و عدم اختلاف معنی‌داری را نشان می‌دهند.

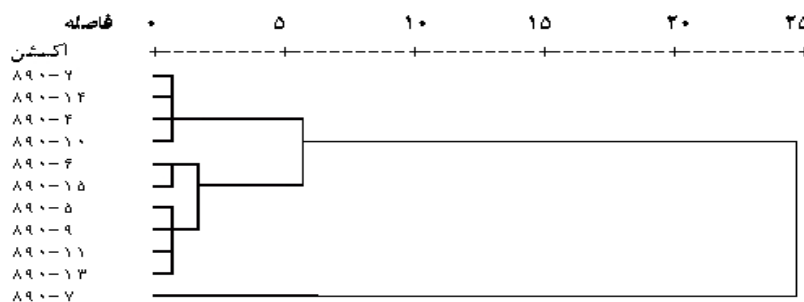
اکسشن ۶-۸۹۰ و ۵-۸۹۰ علاوه بر پایداری عمومی بالا بیشترین میانگین عملکرد را نیز در بین اکسشن‌های پایدار به خود اختصاص دادند. اکسشن ۷-۸۹۰ هرچند میانگین عملکرد بالایی داشت اما با توجه به مؤلفه اول، اثر متقابل کمترین پایداری عمومی را نشان داد. از طرف دیگر اکسشن‌های ۱۰-۸۹۰، ۴-۸۹۰، ۱۴-۸۹۰ و

نمودار دوپلاتی اولین مؤلفه اصلی اثر متقابل و میانگین عملکرد (شکل ۲) نشان داد که مکان‌های آبی و دیم اثر متقابل متفاوتی داشتند و دو مکان آبی با همدیگر و دو مکان دیم با همدیگر تمرکز محیطی بالایی نشان دادند. اکسشن‌های ۶-۸۹۰، ۵-۸۹۰، ۱۳-۸۹۰، ۱۱-۸۹۰، ۱۵-۸۹۰ و ۹-۸۹۰ با توجه به اولین مؤلفه اصلی اثر متقابل بیشترین پایداری عمومی را نشان دادند که دو



شکل ۲- نمودار دوپلاتی اولین مؤلفه اصلی اثر متقابل و میانگین عملکرد علوفه خشک

۸۹۰-۲ عملکردی کمتر از میانگین نشان دادند و همچنین اثر متقابل نسبتاً بالایی با محیط‌ها داشتند. دندروگرام حاصل از تجزیه خوشه‌ای مؤلفه اصلی اثر متقابل اول و دوم به روش Ward (شکل ۳) برای اکسشن‌ها نشان داد که اکسشن ۸۹۰-۷ با بیشترین فاصله اقلیدوسی و کمترین پایداری در یک گروه قرار گرفت. اکسشن‌های ۸۹۰-۵، ۸۹۰-۹، ۸۹۰-۱۱، ۸۹۰-۱۳ و ۸۹۰-۱۵ با بیشترین پایداری در یک گروه قرار گرفتند، و بقیه اکسشن‌ها با پایداری نسبتاً کمتری در گروه سوم قرار گرفتند.



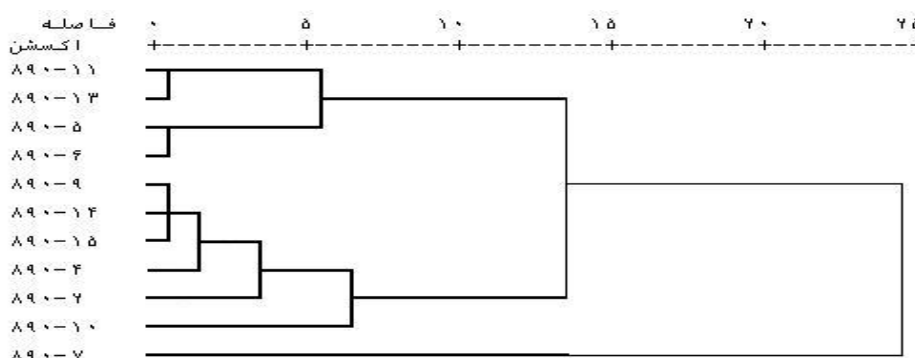
شکل ۳- دندروگرام حاصل از تجزیه خوشه‌ای اکسشن‌ها با روش Ward براساس مؤلفه اول و دوم اثر متقابل

باتوجه به دندروگرام حاصل از تجزیه خوشه‌ای به روش Ward برای اکسشن‌ها بر اساس پارامترهای پایداری تأیید شد (شکل ۴).

بر اساس پارامترهای پایداری محاسبه شده (جدول ۴) ملاحظه می‌شود که اکسشن‌های ۸۹۰-۵، ۸۹۰-۶، ۸۹۰-۱۱، ۸۹۰ و ۸۹۰-۱۳ بیشترین پایداری را داشتند و اکسشن ۸۹۰-۷ کمترین میزان پایداری را داشت. این نتیجه

جدول ۴- پارامترهای پایداری محاسبه شده برای اکسشن‌های مورد بررسی

اکسشن	$Y_{i0}$	$b_i$	$CV_i$	$W_i^2$	$\delta_i^2$	$S^2 d_i$	$R_i^2$
۸۹۰-۲	۳۷۰۷	۰/۷۴۴	۰/۰۲۳	۱۳۶۱۱۶	۴۰۱۷۵۶	۳۲۹۶	۰/۹۸
۸۹۰-۴	۴۲۴۶	۰/۷۲۱	۰/۰۴۸	۱۶۸۹۲۱	۴۷۷۸۳۶	۱۴۰۱۴	۰/۹۴
۸۹۰-۵	۵۰۷۹	۰/۹۴۸	۰/۰۲۳	۷۶۲۹	۱۶۶۲۶	۳۱۳۱	۰/۷۳
۸۹۰-۶	۵۲۸۳	۱/۱۱۳	۰/۰۲۹	۲۹۵۸۵	۷۸۵۴۸	۵۱۰۳	۰/۸۸
۸۹۰-۷	۵۰۴۳	۱/۸۶۵	۰/۰۳۸	۱۵۴۰۰۶۰	۴۶۰۲۲۰۶	۸۹۸۸	۱/۰۰
۸۹۰-۹	۳۹۱۴	۰/۹۰۹	۰/۰۴۲	۲۳۹۶۴	۵۰۵۴۲	۱۰۶۷۵	۰/۷۰
۸۹۰-۱۰	۴۱۶۳	۰/۸۰۱	۰/۰۷۹	۹۱۴۲۲	۲۴۴۴۸۷	۱۴۸۹۰	۰/۸۹
۸۹۰-۱۱	۴۳۴۰	۱/۰۲۴	۰/۰۳۰	۴۹۴۲	۳۴۳۵	۵۶۹۵	۰/۲۳
۸۹۰-۱۳	۴۴۸۵	۰/۹۸۰	۰/۰۳۱	۴۸۵۵	۲۴۷۰	۶۰۴۷	۰/۱۷
۸۹۰-۱۴	۳۹۶۱	۰/۷۵۸	۰/۰۳۷	۱۲۵۵۳۸	۳۶۰۱۹۹	۸۲۰۸	۰/۹۶
۸۹۰-۱۵	۴۳۳۵	۱/۱۳۷	۰/۰۲۶	۴۳۷۴۵	۱۱۴۹۴۷	۸۱۴۴	۰/۸۸



شکل ۴- دندروگرام حاصل از تجزیه خوشه‌ای اکسشن‌ها با روش Ward براساس پارامترهای پایداری

### بحث و نتیجه‌گیری

۸۹۰-۵، ۸۹۰-۶ و ۸۹۰-۷ را به‌عنوان اکسشن‌های برتر با توجه به میانگین عملکرد خشک در یک گروه قرار داد. اثر متقابل اکسشن  $\times$  محیط در سطح یک درصد معنی‌دار شد. کروسا و همکاران (۱۹۹۰) بیان داشتند معنی‌دار شدن اثر متقابل ژنوتیپ و محیط بیانگر وجود تنوع معنی‌دار در ساختار ضربی داده‌هاست. آقایی سربرزه و همکاران (۲۰۰۷) وجود میزان بالای سهم ژنوتیپ و محیط از درصد مجموع مربعات کل را نشان‌دهنده تفاوت در پتانسیل ژنتیکی ارقام و همچنین تفاوت در پتانسیل تولیدی محیط‌های مختلف و از طرف دیگر وجود سهم قابل توجه و معنی‌دار برای اثر متقابل ژنوتیپ در محیط را نشان‌دهنده وجود اثر متقابل قابل استخراج در ساختار داده‌ها گزارش کردند. در این تحقیق نیز برای اثرات اصلی جمع‌پذیر و برای اثرات

با توجه به تجزیه واریانس، وجود تنوع معنی‌دار در بین اکسشن‌های مورد بررسی و همچنین محیط‌های مورد مطالعه مشاهده شد. کروسا<sup>۱</sup> و همکاران (۱۹۹۰) بیان داشتند که معنی‌دار شدن اثر اصلی ژنوتیپ و محیط ناشی از وجود تنوع جمع‌پذیر در ساختار داده‌ها برای اثرات اصلی است. تنوع معنی‌دار در بین محیط‌ها، ناشی از اختلاف پتانسیل آبی ایجاد شده در دو شرایط تنش و آبیاری نرمال بود و سال‌های مطالعه نقشی در تنوع نداشتند. این نتیجه توسط فرشادفر و همکاران (۲۰۱۰) در بررسی پایداری گونه *Agropyron elongatum* در دو شرایط تنش و بدون تنش گزارش شد. نتایج آزمون دانکن و تجزیه خوشه‌ای اکسشن‌های

علوفه و پایداری عملکرد مطلوب بوده و قابل معرفی جهت برنامه‌های اصلاحی برای شرایط آب و هوایی استان کرمانشاه هستند. اکسشن ۷-۸۹۰ اگرچه عملکرد علوفه مطلوبی داشت، اما به دلیل پایداری پایین مطلوب نیست. اکسشن ۲-۸۹۰ ضعیف‌ترین اکسشن بر اساس عملکرد علوفه بود و پایداری عملکرد متوسطی در شرایط آب و هوایی استان کرمانشاه داشت.

متقابل ضربی تنوع معنی‌دار قابل استخراج و تفسیر مشاهده شد. بر اساس تجزیه AMMI، یک مؤلفه اصلی اثر متقابل معنی‌دار در سطح یک درصد که ۹۷/۹۲ درصد از واریانس اثر متقابل را بیان کرد، استخراج شد، بنابراین می‌توان بیان کرد که روش AMMI برای تجزیه پایداری عملکرد اکسشن‌های مورد بررسی مناسب است. فرشادفر و همکاران (۲۰۱۰) بیان داشتند، روش AMMI با توجه به اینکه با دو مؤلفه اصلی اول و دوم ۸۹/۳۰ درصد از تغییرات اثر متقابل ژنوتیپ «محیط را توجیه می‌کند، روش مناسبی برای تجزیه پایداری عملکرد علوفه ژنوتیپ‌های گونه *A. elongatum* است. با توجه به اینکه فقط اولین مؤلفه اصلی اثر متقابل در سطح یک درصد معنی‌دار شد، بهترین مدل برای این بررسی مدل AMMI<sub>1</sub> (تنها اولین مؤلفه اصلی در مدل بررسی شود) بود. کایا<sup>۱</sup> و همکاران (۲۰۰۲) مدل AMMI<sub>2</sub> را برای بررسی پایداری در گندم نان به‌عنوان بهترین مدل معرفی کردند. بر اساس اولین مؤلفه اصلی اثر متقابل اکسشن‌های ۶-۸۹۰، ۱۵-۸۹۰، ۵-۸۹۰، ۹-۸۹۰، ۱۱-۸۹۰ و ۱۳-۸۹۰ بیشترین پایداری و اکسشن ۷-۸۹۰ کمترین پایداری و بیشترین اثر متقابل را داشت، این مسئله توسط دندروگرام حاصل از تجزیه خوشه‌ای مؤلفه‌ها نیز تأیید شد. آقایی سربرزه و همکاران (۲۰۰۷) با استفاده از دو مؤلفه اصلی، اثر متقابل پایداری لاین‌های پیشرفته گندم دیم را مشخص کردند. از طرف دیگر بر اساس پارامترهای پایداری محاسبه‌شده اکسشن‌های ۵-۸۹۰، ۶-۸۹۰، ۱۱-۸۹۰ و ۱۳-۸۹۰ بیشترین پایداری و اکسشن ۷-۸۹۰ کمترین میزان پایداری را نشان داد، گروه‌بندی با استفاده از تجزیه خوشه‌ای نیز این نتیجه را تأیید کرد. واعظی و احمدی (۲۰۱۰)، حاتم‌زاده (۲۰۰۷) و صباغ‌پور (۲۰۰۶) با استفاده از پارامترهای پایداری ژنوتیپ‌های برتر را معرفی کردند. با توجه به نتایج به‌دست آمده از تجزیه‌های جمع‌پذیر (تجزیه واریانس و آزمون دانکن) تجزیه‌های ضرب‌پذیر (بررسی نمودار حاصل از مؤلفه اصلی اثر متقابل) و پارامترهای پایداری، می‌توان بیان داشت اکسشن‌های ۵-۸۹۰ و ۶-۸۹۰ از نظر میانگین عملکرد



## منابع

1. Aghaee-Sarbarzeh, M., H. Safari, M. Rostaei, K. Nadermahmoodi, M.M. Pour Siahbidi, A. Hesami, K. Solaimani, M.M. Ahmadi & R. Mohammadi, 2007. Study of general and specific adaptation in dry land advance wheat (*Triticum aestivum* L.) lines using GE biplot based on AMMI model. Pajouhesh and Sazandegi, 77: 41-48. (In Persian)
2. Assadi, M., 1995. Meiotic configuration and chromosome number in some Iranian species of Elymus and Agropyron Gaertner (Poaceae: Triticeae). Botanical J. Linnean Society, 117: 159-168.
3. Assadi, M., 1996. A taxonomic revision of Elymus sect. Caespitosae and sect. Elytrigia in Iran, ISSN Willdeowia, 26: 251-271.
4. Clay, H., C.H. Sneller & D. Dombek, 1995. Comparing Soybean cultivar ranking and selection for yield with AMMI and Full-Data performance estimates. Crop Science, 35: 1536-1541.
5. Crossa, J., 1990. Statistical analysis of multi location trials, Advances in Agronomy, 44: 55-85.
6. Crossa, J., H.G. Gauch & R.W. Zobel, 1990. Additive main effects and multiplicative interaction analysis of two international maize cultivar trials, Crop Science, 30: 493-500.
7. Farshadfar, M., F. Moradi, A. Mohebbi & H. Safari, 2010. Investigation of yield stability of 18 *Agropyron elongatum* genotypes, in stress and non-stress environments, using AMMI model. Iranian J. of Rangelands and Forests Plant Breeding and Genetic Research, 18:45-54. (In Persian)
8. Finlay, K.W. & G.N. Wilkinson, 1963. The analysis of adaptation in a plant breeding program. Australian Journal Agriculture Reserch, 14: 742-754.
9. Francis, T.R. & G.N. Kannenberg, 1978. Yield stability studies in short-season maize. 1.×A descriptive method for grouping genotypes, Canadian J. of Plant Science, 58: 1029-1034.
10. Gauch, H.G., 1992. Statistical analysis of regional trials. AMMI analysis of factorial designs, Elsevier Publications Amsterdam, Netherlands.
11. Hatamzadeh, H., 2007. Study of seed yield stability in Safflower lines and cultivars in entezari planting under rain fed conditions of Kermanshah. Seed and Plant, 23: 145-158. (In Persian)
12. Hayward, M.D., N.O. Bosermark & I. Romagosa, 1993. Plant Breeding, Principle and Prospects. Chapman and Hall, London, 576p.
13. Kaya, Y., C. Palta & S. Taner, 2002. Additive main effects and multiplicative interactions analysis of yield performances in bread wheat genotypes across environments. Turkish journal Agriculture, 26: 275-279.
14. Lawrence, T. & D. H. Heinrichs, 1968. Long term effects of row spacing and fertilizer on the productivity of Russian wild ryegrass, Canadian Journal Plant Science, 48: 75-84.
15. Meshkani, A., 1986. Variance analysis and experimental design. Translate, Tehran University Press, 188p. (In Persian)
16. Moghaddam, A. & Z. Dehghanpour, 2001. Interrelationships among several stability statistics estimated in Maize yield trials, Seed and Plant, 17: 329-338. (In Persian)
17. Mozaffarian, V., 1996. Adictionary of Iranian plant names, Farhang Mo'aser, Tehran, 596p, (In Persian).
18. Pinthus, M.J., 1973. Estimate of genotype-value: A proposed method, Euphytica, 22: 121-123.
19. Romagosa, I. & P.N. Fox, 1993. Genotype-environment interactions and adaptation, In Plant Breeding: Principles and Prospects (Eds: Hayward, M. D., N. O. Bosenmark and I. Romagosa) 373-390pp. Chapman and Hall, London.
20. Sabaghpour, S.H., 2006. Stability analysis of grain yield of promising lentil lines in autumn sowing under dryland conditions. Iranian J. of Crop Science, 8: 312-322. (In Persian)
21. Shokla, G., 1972. Some statistical aspects of partitioning genotype-environmental components of variability. Heredity, 29: 237-245.
22. Stebbins, G.L., 1995. Experimental origin of a reproductively isolated population in the grass genus Elymus. Crop Science, 38: 621-625.
23. Vaesi, B. & J. Ahmmadi, 2010. Study of genotype×environment interaction and yield stability of advanced barely lines in dry land farming condition. Iranian Journal of Field Crop Science, 41: 395-402, (In Persian).
24. Wrick, G., 1962. Uber eine Methode zur Erfassung der Okologischen streubreite in Feldresuchen. Z. Pflanzen-Zuchtg, 47: 92-96.