برآورد پارامترهای ژنتیکی و ترکیب‌پذیری عمومی توده‌های بومی اسپرس از نظر عملکرد علوفه

محمود تورچی، سعید اهری‌زاد ، محمد مقدم ، فاطمه اعتدالی و سید حامد طباطباء وکیلی[1]

چکیده

با توجه به اهمیت ارزیابی ترکیب‌پذیری عمومی قبل از تهیه واریته‌های ساختگی در گیاهان علوفه‌ای تعداد ۳۶ توده بومی اسپرس از نقاط مختلف ایران جمع‌آوری و در سال ۱۳۷۹ در یک خزانه پلی‌کراس در قالب طرح بلوک‌های کامل تصادفی با ۲۴ تکرار کاشته شد. ۳۶ توده پلی‌کراس حاصل جهت انتخاب والدین مناسب برای تولید واریته ساختگی در سال ۱۳۸۰ در قالب طرح لاتیس ۳ گانه ارزیابی گردیدند. به‌دلیل معنی‌دار نبودن اثر بلوک‌های ناقص درون هر تکرار، داده‌ها به صورت بلوک‌های کامل تصادفی مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت. صفات عملکرد تر کل کرت به ازای واحد طول ردیف، وزن تر به ازای تک بوته، وزن خشک ۱/۵ کیلوگرم از کل کرت در مجموع ۳ چین و هم به طور جداگانه در هر چین (برداشت) مورد بررسی قرار گرفتند. هم‌چنین شاخص عملکرد پیشنهادی در این مقاله برای مجموع دو چین ۱ و ۲ و خوش خوراکی فقط برای چین دوم محاسبه و مورد تجزیه و تحلیل آماری قرار گرفتند. وزن خشک ۱/۵ کیلوگرم از کل کرت و وزن تر به ازاء تک بوته به ترتیب کمترین و بیشترین مقدار ضریب تغییرات را به خود اختصاص دادند. برآوردهای وراثت‌پذیری برای خوش خوراکی، شاخص عملکرد و وزن تر به ازای تک بوته انتخابی بالا بود. از نظر قابلیت ترکیب‌پذیری عمومی، ۶ توده برای صفت عملکرد تر، ۶ توده برای وزن خشک، ۹ توده برای شاخص عملکرد و ۱۰ توده برای خوش خوراکی دارای بالاترین ارزش بودند. بنابراین توده‌های برتر در مورد هر متغیر را می‌توان به عنوان والدین در تولید واریته های ساختگی اسپرس به کار برد.

واژه‌های کلیدی: اسپرس، خوش خوراکی، شاخص عملکرد، ترکیب‌پذیری عمومی

مقدمه

ایجاد ارقام ساختگی، متداول‌ترین روش اصلاحی در بقولات علوفه‌ای است به طوری که اکثر ارقام تجاری بقولاتی مانند یونجه و اسپرس از این طریق حاصل شده‌اند. استفاده از تلاقی‌های پلی‌کراس به دلیل سهولت اجرا، تولید بذر فراوان، تعداد والد بیشتر و استفاده از آثار افزایشی (۲۲) برای تهیه ارقام ساختگی متداول است (۱۲ و ۱۵). رقم ساختگی یک گیاه علوفه‌ای با یک تا سه نسل آمیزش تصادفی تعداد محدودی

۱. به ترتیب دانشیار، استادیار ، استاد، دانشجوی دکتری و کارشناس زراعت و اصلاح نباتات، دانشکده کشاورزی، دانشگاه تبریز

[Downloaded from jstnar.iut.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.24763594.1386.11.40.17.7]

جدول ۱ . توده‌های بومی اسپرس جمع‌آوری شده از مناطق مختلف ایران

۱	اصفهان	۱۰	بی‌نام	۱۹	اطراف تهران	۲۸	آجی بیگلو
۲	خوی پره	۱۱	جنگلداری ماکو ۲	۲۰	تازه کند	۲۹	چاتاغ بلاغ
۳	سراب	۱۲	سیه چشمه زاویه سفلی ۱	۲۱	همدان	۳۰	ماکو
۴	جنگلداری ماکو ۱	۱۳	کهنمو	۲۲	گونی	۳۱	آقبلاغ
۵	کرج	۱۴	اسکندان	۲۳	شبستر	۳۲	خوانسار
۶	ماکو (اشنویه)	۱۵	ورامین	۲۴	خمین	۳۳	نوران
۷	جهاد ماکو	۱۶	خوی وار ۲	۲۵	دماوند	۳۴	گرم چشمه
۸	اهر	۱۷	سیه چشمه زاویه سفلی ۲	۲۶	ملکان	۳۵	حسن باروق
۹	خوی وار ۱	۱۸	خسرو شهر	۲۷	یمشچه	۳۶	قلی دیرج

ژنوتیپ که براساس قدرت ترکیب‌پذیری عمومی انتخاب شده‌اند، ایجاد می‌شود.

مفهوم ارزیابی پلی کراس توسط فرندسن (۱۲) با مطالعه روی اصلاح گونه‌های علوفه‌ای هم‌چنین مطالعات تیسدال و همکاران (۲۴) بر روی یونجه ارائه شد. روش پلی‌کراس بیشترین مورد استفاده را در بین روش‌های مختلف آزمون نتاج داشته است و در تولید واریته‌های آپکس، واشو و... در یونجه مورد استفاده قرار گرفته است (۱۵). بیشتر ارقام معرفی شده یونجه در ۳۰ سال گذشته ساختگی بوده و دارای پایه ژنتیکی گسترده‌ای می‌باشند به‌طوری که می‌توانند به عنوان جمعیتی هتروژن از افراد هتروزیگوت در نظر گرفته شوند. این ناهمگنی موجب بهبود عملکرد و پایداری این جمعیت‌ها می‌شود (۱۱). به‌طور مثال واریته‌های ساختگی تاهو (Tahoe) و پاراد (Parad) در یونجه به بیماری‌ها و آفات مختلفی همچون پژمردگی ورتیلسیوم، پوسیدگی فیتوفترای ریشه، انتراکنوز، شته آبی یونجه و غیره مقاوم هستند (۷). اسمولیکوا و همکاران (۲۳) و مالوف (۲۱)، روش پلی‌کراس را برای برآورد ترکیب‌پذیری عمومی و انتخاب اجزای واریته ساختگی مورد استفاده قرار دادند. لینک و همکاران (۱۹) نشان دادند که عملکرد واریته‌های ساختگی را نمی‌توان به طور دقیق از روی عملکرد اجزاء آن پیش‌بینی کرد بلکه پیش‌بینی زمانی دقیق است که اطلاعات حاصل از نتایج پلی‌کراس لاین‌ها مورد استفاده قرار گیرد. محققین فوق نشان دادند که آزمون نتاج پلی‌کراس روش بسیار مناسبی در اصلاح باقلا می‌باشد. آماتو و همکاران (۶) از روش پلی کراس برای ایجاد ارقام ساختگی در ماش معطر (*Hedysarum coronarium L.*) استفاده کردند. آنها با ۲۵ لاین خزانه پلی‌کراس را تشکیل دادند و براساس عملکرد و تأخیر در گل‌دهی، چهار لاین را برای ایجاد واریته ساختگی انتخاب نمودند.

متاسفانه در ایران تحقیقات به‌نژادی چندانی روی اسپرس انجام نشده است و نمونه‌های ژنتیکی کشور غالباً به نام محل رویش خود نامگذاری شده‌اند (۴). این پژوهش به منظور ارزیابی ترکیب‌پذیری عمومی توده‌های بومی اسپرس نواحی مختلف ایران و تمهید مقدمات اصلاح آنها از طریق تولید واریته‌های ساختگی با استفاده از روش پلی‌کراس طرح‌ریزی شد.

مواد و روش‌ها

مواد گیاهی مورد استفاده شامل ۳۶ توده بومی اسپرس از مناطق مختلف ایران (جدول ۱) بود. خزانه پلی‌کراس در سال ۱۳۷۹ در ایستگاه تحقیقاتی دانشکده کشاورزی دانشگاه تبریز، واقع در خلعت‌پوشان، ۵ کیلومتری شرق تبریز در قالب طرح بلوک‌های تصادفی با ۲۴ تکرار تهیه گردید. هر تکرار شامل یک ردیف

[Downloaded from jstnar.iut.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.24763594.1386.11.40.17.7]

کاشت یک متری با فواصل بین ردیف ۷۵ سانتی‌متر بود. به منظور تسهیل گرده افشانی، چندین کندوی زنبور عسل در خزانه گذاشته شد. در آخر سال زراعی، بذرهای پلی‌کراس حاصل از هر توده با مخلوط مقدار مساوی از بذور تکرارهای مختلف که خانواده‌های ناتنی را تشکیل می‌دادند، جمع‌آوری گردید. در سال ۱۳۸۰ بذبذرهایور ۳۶ توده پلی‌کراس در قالب طرح لاتیس ۳ گانه کشت شدند. در هر تکرار ۶ بلوک ناقص و در داخل هر بلوک ناقص ۶ تیمار (توده پلی‌کراس) منظور شد. برای هر تیمار ۸ ردیف در نظر گرفته شد. یادداشت برداری فقط از ۶ ردیف مرکزی هر کرت انجام گرفت. کرت‌ها هفته‌ای یکبار آبیاری شدند. به منظور ایجاد تراکم مناسب و سبز شدن یک‌نواخت گیاهان، بذور با تراکم بالا بر روی ردیف‌هایی به فاصله ۴ سانتی‌متر و طول ۴متر کاشته شدند. در سال اول کشت واکاری صورت گرفت و یادداشت برداری صفات از سال دوم شروع شد.

با توجه به عدم وجود اختلاف معنی‌دار بین بلوک‌های ناقص درون هر تکرار منبع تغییر فوق با خطای آزمایش ادغام گردید و آزمایش به صورت کرت‌های خرد شده در زمان در پایه طرح بلوک‌های کامل تصادفی با ۳ تکرار مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت. به طوری که رقم به عنوان فاکتور اصلی و چین (برداشت) به عنوان فاکتور فرعی منظور شد. قبل از تجزیه واریانس، نرمال بودن داده‌های چین ۱ و ۲ از نظر کلیه صفات اندازه‌گیری شده آزمون گردید و به علت عدم نرمال بودن داده‌های شاخص عملکرد از تبدیل لگاریتمی برای نرمال کردن آن استفاده شد. بر روی داده‌های نرمال شده صفت شاخص عملکرد در چین‌های مختلف، آزمون توکی انجام گرفت و آثار غیر افزایشی فقط برای مجموع چین‌های اول و دوم غیر معنی‌دار به دست آمد، بنابراین کلیه بررسی‌های آماری و تعیین ترکیب‌پذیری عمومی برای این صفت براساس مجموع چین‌های اول و دوم محاسبه گردید. برای صفات وزن خشک و تر کل کرت و خوش خوراکی، تجزیه‌های آماری و تعیین قابلیت ترکیب عمومی در چین‌های ۱ و ۲ به طور جداگانه انجام گرفت و چین ۳ به دلیل گسترش بیماری سفیدک و کاهش عملکرد از تجزیه و تحلیل حذف شد. صفات مورد مطالعه عبارت بودند از:

الف) وزن تر نمونه‌های انتخابی به ازاء تک بوته

در هر چین تعداد ۱۵-۱۰ بوته به طور تصادفی از ردیف‌های مرکزی هر کرت, از سطح زمین بریده شده و با ترازوی حساس وزن گردید. نسبت وزن تر بوته‌های انتخابی به تعداد آنها به عنوان وزن تر به ازای تک بوته ثبت گردید.

ب) وزن خشک ۱/۵kg از کل کرت

برای این کار از کل علوفه برداشت شده از هر کرت به میزان ۱/۵kg در هر چین به مدت ۴۸ ساعت در دمای ۷۰ ^{o}C خشک شده و توزین گردید.

ج) وزن تر کل کرت در واحد طول ردیف

پس از حذف دو ردیف حاشیه کناری, مجموع طول ۶ ردیف باقی‌مانده برداشت و عملکرد تر کل کرت در واحد طول ردیف بر حسب مترمربع محاسبه گردید.

ه) شاخص عملکرد علوفه

به منظور بررسی میزان عملکرد علوفه توده‌ها شاخص زیر پیشنهاد گردید:

$$\text{شاخص عملکرد علوفه} = \frac{\text{وزن خشک ۱۵۰۰ گرم از کل کرت (گرم)}}{\text{۱۵۰۰ گرم نمونه برداشتی}} \times \frac{\text{(۱۵۰۰گرم) وزن تر نمونه برداشتی+ وزن تر کرت}}{\text{طول برداشت شده (سانتی‌متر)}}$$

و) خوش خوراکی

در چین ۲، پس از برداشت ۱/۵ کیلوگرم علوفه تر از کل کرت برگ‌های آنها از ساقه جدا شده و وزن خشک آنها به طور جداگانه اندازه‌گیری شد. نسبت وزن خشک برگ به ساقه به عنوان خوش خوراکی محاسبه گردید. خوش خوراکی در چین ۳ به دلیل گسترش بیماری سفیدک و کاهش عملکرد

[Downloaded from jstnar.iut.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.24763594.1386.11.40.17.7]

محاسبه نگردید.

اجزای متشکله واریانس با استفاده از امید ریاضی میانگین مربعات در جدول تجزیه واریانس برآورد گردید. ضریب تنوع ژنتیکی (CVG) از نسبت جذر واریانس ژنتیکی خانواده‌های نیمه خواهری بر میانگین آنها محاسبه شد (۱، ۱۷ و ۲۰).

$$CVG = \frac{100\sqrt{\sigma^2 g}}{\bar{X}}$$

قابلیت‌های توارث (h^2) از فرمول‌های ذیل به دست آمد (۱، ۴ و ۲۰):

$$h^2 = \frac{\sigma_A^2}{\sigma_P^2} = \frac{4\sigma_{gca}^2}{\frac{\sigma_e^2}{r} + 4\sigma_{gca}^2} \qquad h_{Hs}^2 = \frac{\sigma_{gca}^2}{\frac{\sigma_e^2}{r} + \sigma_{gca}^2}$$

در این فرمول‌ها h_{Hs}^2: وراثت‌پذیری بین خانواده‌های ناتنی، h^2: وراثت‌پذیری در کل جمعیت، r: تعداد تکرار، σ_{gca}^2 = واریانس قابلیت ترکیب عمومی و σ_e^2 = برآورد واریانس خطای آزمایشی است.

اثرات قابلیت ترکیب عمومی (GCA) از اختلاف بین میانگین هر توده با میانگین کل توده‌ها برآورد گردید. برای آزمون اختلاف معنی‌دار آثار GCA با صفر از آزمون دو دامنه‌ای t به صورت زیر استفاده شد (۱ و ۱۴).

$$t = \frac{GCA}{SE_{GCA}}$$

$$SE_{GCA} = \sqrt{\frac{Mse}{r}}$$

نتایج و بحث

نتایج حاصل از تجزیه واریانس داده‌ها نشان داد که توده‌های پلی‌کراس از نظر صفات وزن تر کرت به ازای واحد طول ردیف، وزن خشک ۱/۵ کیلوگرم از کل کرت، وزن تر به ازای تک بوته انتخابی در مجموع چین‌ها و در تجزیه جداگانه چین‌ها تفاوت معنی‌داری از خود نشان ندادند ولی از لحاظ شاخص عملکرد در مجموع دو چین اول و دوم (۲+۱) در سطح احتمال ۱۰ درصد تفاوت معنی‌داری از نظر آماری داشتند. وجود تفاوت معنی‌دار در سطح احتمال۱۰ درصد برای صفت خوش خوراکی در چین دوم نشان داد که بین خانواده‌ها از نظر این صفت تفاوت چشمگیری وجود دارد (جداول آورده نشده است).

مقایسه میانگین عملکرد علوفه خشک در سه چین نشان داد که چین سوم بیشترین و چین اول کمترین وزن خشک علوفه را دارا بود (جدول ۲). از آنجایی که در نباتات علوفه‌ای نظیر اسپرس و یونجه، چین اول با رشد بطئی قسمت‌های هوایی و مرحله استقرار گیاه همراه است، پایین بودن عملکرد چین اول به ویژه در کشت بهاره قابل توجیه است، در حالی که عملکرد چین اول در کشت پاییزه یا در سال دوم بیشتر از چین‌های دیگر گزارش شده است (۴ و ۸). روند افزایش عملکرد خشک از چین اول تا سوم (جدول ۲) را می‌توان به توسعه سیستم ریشه‌ای این گونه نسبت داد. ضمن این‌که خنک شدن هوا در اواخر تابستان منجر به رشد مجدد در چین بعدی گشته و از عوامل مؤثر در بالا بودن عملکرد این چین محسوب می‌شود، طبق نظر هوارد و همکاران (۱۶) تسریع در برداشت یک چین منجر به تثبیت این ذخایر برای چین بعد و افزایش عملکرد در چین‌های بعدی می‌گردد. همچنین افزایش سرعت رشد مجدد باعث افزایش استحکام گیاه در برابر چرای دام نیز می‌شود(۴). دویل و همکاران (۹) اظهار داشتند که برای بهره‌برداری اقتصادی از اسپرس باید عملکرد خشک آن حدود ۳۵٪ افزایش یافته و به ۱۱/۵ تن در هکتار برسد.

میانگین عملکرد تر علوفه به ازاء واحد طول ردیف به ترتیب از چین اول به بعد با داشتن روند کاهشی با نتایج کوت و اسپراکیو (۸) مطابقت داشت. در اکثر توده‌ها وزن تر علوفه به ازای تک بوته انتخابی تا چین دوم روند افزایشی داشته اما در چین سوم کاهش معنی‌داری را پیدا کرد (جدول۲).

[Downloaded from jstnar.iut.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.24763594.1386.11.40.17.7]

جدول ۲ . میانگین، دامنه تغییرات و ضریب تنوع صفات مورد مطالعه در توده‌های بومی اسپرس

صفت	چین	میانگین	دامنه تغییرات	ضریب تغییرات (CV)
شاخص عملکرد	۱+۲	۳/۲۵ ± ۰/۰۰۴۵	۲/۳۸ –۳/۹۶	۱۸/۳۱
خوش خوراکی	۲	۱/۴۶ ± ۰/۲۱	۱/۰۲ –۲/۱۱	۲۵/۱۱
وزن خشک ۱۵۰۰گرم از کل کرت(گرم)	۱	۴۱۹/۱۶ ± ۳۲/۷۵	۳۵۰/۳۴ –۴۶۵/۱۲	۱۳/۵۳
	۲	۴۲۶/۰۹ ± ۳۶/۸۹	۳۳۹/۰۲ –۵۰۱/۱۶	۱۴/۹۹
	۳	۵۵۰/۳۶ ± ۵۷/۴۹	۳۷۷/۸۲ –۷۱۳/۷۳	۱۸/۰۹
عملکرد تر کل‌کرت به ازاء واحد طول ردیف (گرم در متر)	۱	۶۳۶/۰۹ ± ۸۱/۵۳	۴۸۵/۸ –۸۷۰/۸	۲۲/۲
	۲	۵۲۹/۶۶ ± ۶۸/۳۳	۴۰۰/۷۴ –۶۶۴/۸	۲۲/۳
	۳	۱۸۶/۸۷ ± ۲۹/۵۸	۱۱۴/۱۹ –۲۶۱/۹۹	۲۷/۴۲
وزن تر به ازاء تک بوته انتخابی (گرم)	۱	۱۲۸/۴۹ ± ۱۹/۰۶	۸۴/۰۵ –۱۶۹/۶۷	۲۵/۶۷
	۲	۱۴۲/۱۲ ± ۱۸/۳۲	۱۰۸/۳۳ –۱۷۷/۷۸	۲۲/۳۳
	۳	۶۳/۶۶ ± ۱۰/۵۳	۳۶/۱۱ –۹۱/۶۷	۲۸/۶۶

چین دوم به دلیل استقرار بهتر و توسعه ریشه‌ها نسبت به چین اول، عملکرد تر تک بوته بهتری از خود نشان داد. اما به دلیل گسترش بیماری و حذف برخی بوته‌ها و به دلیل رقابت با سایر بوته‌ها، عملکرد تر آن در کل کرت تا حدودی کمتر از چین اول بود. چین سوم کمترین میزان عملکرد تر را به خود اختصاص داد که از علل آن می‌توان به کاهش ذخایر ریشه، مصادف شدن گیاه اسپرس با شرایط نامطلوب آخر فصل و گسترش بیماری سفیدک اشاره کرد.

از مهم‌ترین صفات مرتبط با کیفیت علوفه، نسبت برگ به ساقه خشک می‌باشد که در چین دوم مورد بررسی قرار گرفت. تجزیه‌های آماری برای بقیه صفات نیز فقط روی چین‌های ۱ و ۲ انجام گرفت. توده‌ها از لحاظ نسبت برگ به ساقه با یکدیگر تفاوت معنی‌داری داشتند به‌طوری که توده‌های ۱ و ۱۹ بیشترین و توده ۲۳ کمترین نسبت برگ به ساقه را به خود اختصاص دادند (جدول ۳). کوخ و همکاران (۱۸) گزارش نمودند که ساقه اسپرس علیرغم ظاهر خشن آن دارای الیاف کمتر، قابلیت هضم بیشتر و ارزش غذایی بالایی نسبت به یونجه می‌باشد، ضمن آن‌که چین دوم را پر برگ‌ترین چین معرفی کردند. محمد آبادی و کوچکی (۵) نشان دادند که تغییرات عملکرد در چین‌های اولیه که مرحله استقرار گیاه می‌باشد متکی به درصد برگ می‌باشد و در چین‌های بعدی درصد برگ به همراه درصد ساقه تغییرات عملکرد را توجیه می‌کند. از اهداف اصلی به‌نژادی اسپرس آن است که ارقام با عملکرد زیاد و در عین حال واجد نسبت برگ به ساقه بالا تولید شود. این کار از طریق انتخاب گیاهان با برگ‌های بزرگ‌تر و بیشتر امکان‌پذیر است (۳). از آنجایی که در چین اول بیشتر فعالیت گیاه صرف استقرار در محیط رشد می‌گردد بنابراین چین اول دارای بیشترین درصد برگ و کمترین درصد ساقه می‌باشد. در چین‌های بعدی به علت استقرار بهتر گیاه، افزایش ذخیره زیر زمینی، افزایش توان پنجه‌زنی و افزایش تعداد ساقه در مترمربع، درصد برگ و نسبت برگ به ساقه کاهش می‌یابد و عملکرد علوفه افزایش پیدا می‌کند. بنابراین درصد برگی بودن با عملکرد و ارتفاع هم‌بستگی معکوس دارد و انتخاب برای عملکرد بالا علیرغم افزایش ارتفاع باعث کاهش درصد برگ و کیفیت علوفه می‌شود (۴). در واقع میزان عملکرد و کیفیت علوفه به‌وسیله اثر متقابل پیچیده ژنتیک و محیط تعیین می‌شود. شرایط اقلیمی محل تولید، عملیات زراعی، نوع واریته، فصل رویش، مرحله

[Downloaded from jstnar.iut.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.24763594.1386.11.40.17.7]

جدول ۳ . میانگین صفات خوش خوراکی (چین دوم) و شاخص عملکرد (در چین‌های اول و دوم) و حداقل اختلاف معنی‌دار در توده‌های بومی اسپرس

شماره خانواده ناتنی	شاخص عملکرد برای مجموع دو چین	خوش خوراکی در چین دوم
۱	۳/۰۵	۲/۱۱
۲	۳/۰۶	۱/۲۳
۳	۳/۱۳	۱/۷۳
۴	۲/۶۱	۱/۲۸
۵	۳/۰۹	۱/۷
۶	۳/۰۷	۱/۳۷
۷	۲/۵۸	۱/۳
۸	۲/۸۳	۱/۷۶
۹	۳/۲۴	۱/۲۴
۱۰	۳/۴۲	۱/۲۳
۱۱	۳/۱۶	۱/۳۳
۱۲	۳/۶۹	۱/۴۶
۱۳	۳/۵۳	۱/۳۸
۱۴	۳/۵۱	۱/۲۹
۱۵	۳/۸۸	۱/۱۴
۱۶	۳/۹۶	۱/۱۳
۱۷	۳/۴۱	۱/۶۹
۱۸	۳/۸۳	۱/۷۲
۱۹	۳/۰۱	۱/۸۷
۲۰	۳/۱	۱/۵
۲۱	۲/۷۹	۱/۷
۲۲	۳/۸۱	۱/۳۵
۲۳	۳/۳۴	۱/۰۲
۲۴	۲/۳۸	۱/۵۳
۲۵	۳/۳۹	۱/۳۲
۲۶	۳/۳۵	۱/۸۲
۲۷	۳/۴۲	۱/۲۵
۲۸	۳/۱۴	۱/۴۳
۲۹	۳/۰۷	۱/۳
۳۰	۲/۹۳	۱/۳
۳۱	۳/۶۶	۱/۴۴
۳۲	۳/۱۱	۱/۳۶
۳۳	۳/۸۶	۱/۴۷
۳۴	۳/۱۷	۱/۴۳
۳۵	۲/۷۹	۱/۸۲
۳۶	۳/۵	۱/۱۱
LSD (5%)	۰/۰۶۳	۰/۲۹

[Downloaded from jstnar.iut.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.24763594.1386.11.40.17.7]

رشد، مرحله برداشت، روش مصرف علوفه (تر، خشک یا سیلو) و میزان خسارت آفات، بیماری‌ها و عوامل مکانیکی از جمله عواملی هستند که بر کیفیت علوفه تأثیر می‌گذارند (۲).

بورتن (به نقل از ۱۳) با توجه به هم‌بستگی بالا بین وزن خشک و تر تک بوته، از ظرفیت عملکرد تر به عنوان معیاری برای ارزیابی بوته‌ها در گیاهانی که تحت شرایط محیطی و مرحله رشدی مشابهی قرار دارند، استفاده نموده است. در شاخص عملکرد پیشنهادی این مقاله نیز وزن تر و وزن خشک هر دو برای بیان پتانسیل عملکرد تولید علوفه منظور شده است. مقایسه میانگین توده‌های پلی‌کراس از لحاظ شاخص عملکرد نشان داد که توده‌های ۱۶، ۱۸ و ۲۲ دارای بیشترین و توده‌های ۲۴، ۴ و ۷ دارای کمترین میانگین شاخص عملکرد بودند (جدول ۳).

آماره‌های توصیفی صفات مورد مطالعه در جدول ۲ درج شده‌اند. وزن تر به ازای تک بوته انتخابی دارای بیشترین ضریب تغییرات و وزن خشک ۱/۵ کیلوگرم از کل کرت دارای کمترین ضریب تغییرات بود.

ضرایب تنوع فنوتیپی و ژنتیکی در جدول ۴ مشاهده می‌شوند. صفت خوش خوراکی بیشترین ضریب تنوع فنوتیپی و ژنتیکی و شاخص عملکرد کمترین مقدار این ضرایب را دارا بودند. این موضوع نشان می‌دهد که تنوع قابل ملاحظه‌ای در خانواده‌های ناتنی اسپرس برای صفت خوش خوراکی در این آزمایش وجود دارد. تنوع فنوتیپی برای کلیه صفات مورد بررسی بزرگ‌تر از ضرایب تنوع ژنتیکی بودند ولی در اکثر موارد اختلاف این دو ناچیز بود (جدول ۴)، لذا استنباط می‌شود که اثر محیط در برآورد پارامترهای ژنتیکی برای صفت شاخص عملکرد ناچیز باشد. استیلائی و همکاران (۱۰) نیز نزدیک بودن مقادیر ضرایب تنوع فنوتیپی و ژنتیکی را دلیلی بر اثر ناچیز محیط بر برآورد پارامترهای ژنتیکی گزارش نموده‌اند. مقادیر وراثت‌پذیری در کل جمعیت بیشتر از وراثت‌پذیری بین خانواده‌های ناتنی به‌دست آمد که احتمالاً به دلیل اریب در برآوردها می‌باشد. در مجموع مقدار هر دو وراثت‌پذیری برای صفت خوش خوراکی، بیشتر و برای عملکرد تر کل به ازای واحد طول ردیف کمتر از سایر برآوردها به دست آمد.

برآورد ترکیب‌پذیری عمومی توده‌ها برای صفات عملکرد تر، عملکرد خشک، خوش خوراکی و شاخص عملکرد در جدول ۵ آمده است. آثار GCA برای خانواده‌های ناتنی ۱۳، ۱۷، ۳۱، ۳۲، ۳۳ و ۳۶ از نظر صفت عملکرد تر در هر دو چین (جدول ۵) مثبت و بالا به دست آمد و این توده‌ها، برتری محسوسی نسبت به میانگین کل از خود نشان دادند. افت قابلیت ترکیب عمومی یک توده در یک چین نسبت به چین دیگر می‌تواند به دلیل وجود آلودگی در مزرعه باشد. برای صفت وزن خشک ۱/۵ کیلوگرم از کل کرت، خانواده ناتنی شماره ۳ در چین اول و دوم قابلیت ترکیب عمومی مثبت و معنی‌دار از خود نشان داد. با توجه به مقادیر قابلیت ترکیب عمومی در مجموع دو چین می‌توان خانواده‌های شماره ۳، ۵، ۱۰، ۳۱، ۱۲ و ۲۷ را از نظر وزن خشک گزینش کرد. آثار GCA برای شاخص عملکرد و خوش خوراکی نیز در جدول ۵ درج شده است. با توجه به اهمیت صفت شاخص عملکرد می‌توان خانواده ناتنی شماره ۱۶ و به دنبال آن خانواده‌های۱۵، ۳۳، ۱۸، ۲۲، ۱۲، ۳۱، ۱۳، ۱۴ و ۳۶ را نیز به عنوان خانواده‌هایی با شاخص عملکرد بالا گزینش نمود. برای صفت خوش خوراکی توده شماره ۱، ۱۹، ۲۶، ۳۵، ۸، ۳، ۱۸، ۲۱، ۵ و ۱۷ دارای قابلیت ترکیب بالاتری نسبت به سایر خانواده‌ها بودند .

نظر به اینکه برای ایجاد یک واریته ساختگی باید متغیرهای عملکرد علوفه و خوش خوراکی به طور توام در نظر گرفته شوند، بنابراین توده‌های برتر در مورد هر متغیر را می‌توان به عنوان والدین مناسب در تولید واریته‌های ساختگی اسپرس مورد استفاده قرار داد.

[Downloaded from jstnar.iut.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.24763594.1386.11.40.17.7]

[DOR: 20.1001.1.24763594.1386.11.40.17.7]
[Downloaded from jstnar.iut.ac.ir on 2024-10-12]

جدول ۴ . برآورد مولفه‌های واریانس, وراثت‌پذیری و ضرایب تنوع فنوتیپی، ژنتیکی و میزان پاسخ به گزینش خانواده‌های ناتنی برای صفات مورد مطالعه

صفت	چین	σ^2_A	σ^2_e	σ^2_P	h^2	h^2_{Hs}	CV_P	CV_G
شاخص عملکرد	۱+۲	۰/۰۰۲۶	۰/۰۰۶۰	۰/۰۰۴۶	۰/۵۷	۰/۲۵	۲/۰۹	۱/۵۸
خوش خوراکی	۲	۰/۰۸	۰/۱۳۱۸	۰/۱۲	۰/۶۴	۰/۳۲	۲۳/۷۲	۱۹/۶۴
عملکرد تر کل به ازاء واحد طول ردیف (گرم بر متر)	۱	۴۰۵۴/۶	۱۹۹۴۳/۵	۱۰۷۰۲/۴	۰/۳۸	۰/۱۳	۱۶/۲۶	۱۰
وزن تر به ازاء تک بوته انتخابی (گرم)	۲	۴۵۶/۵	۱۰۸۹/۶	۸۱۹/۷	۰/۵۶	۰/۲۴	۲۲/۲۸	۵/۰۹

- σ^2_P ، σ^2_A، h^2، h^2_{Hs}، CV_P و CV_G به ترتیب واریانس‌های فنوتیپی، افزایشی، وراثت پذیری کل جمعیت، وراثت‌پذیری بین خانواده‌های ناتنی، ضریب تنوع فنوتیپی و ضریب تنوع ژنتیکی می‌باشند.

جدول ۵ . برآوردهای قابلیت ترکیب عمومی ۳۶ توده بومی اسپرس براساس صفات اندازه‌گیری شده

خانواده مانتی	وزن خشک ۱/۵ kg از کل کرت		وزن تر کل به ازاء واحد طول ردیف (گرم)		وزن تر به ازاء تک بوته انتخابی (گرم)		شاخص عملکرد	خوش خوراکی
	چین ۱	چین ۲	چین ۱	چین ۲	چین ۱	چین ۲	چین ۲-۱	چین ۲
۱	۸/۶۳	-۱۰/۰۶	-۷۱/۱۹	-۸/۱۹	-۱۰/۰۴	-۱۸/۵۱	-۰/۲	۰/۶۷
۲	-۱/۳۳	۳۷/۲	-۶۵/۶۹	-۴۸/۷۶	-۳/۴۶	-۱۷/۱۲	-۰/۱۹	-۰/۲۱
۳	۴۴/۰۵	۷۵/۰۷	-۹۹/۹۹	-۸۲/۸۲	-۴۱/۸۲	-۳۳/۷۹	-۰/۱۲	۰/۲۹
۴	۴۵/۹۶	-۱۱/۱۲	-۱۵۰/۲۹	-۱۲۸/۹۲	-۵/۰۳	-۷/۴	-۰/۶۴	-۰/۱۶
۵	۳۲/۶۴	۳۲/۴۹	-۱۰۵/۸۹	-۲۲/۶۹	-۲۲/۴۹	-۹/۶۲	-۰/۱۶	۰/۲۶
۶	۲۹/۲۷	۰/۰۵	۸/۲۱	-۱۱۳/۶۷	۶/۴۸	۷/۸۸	-۰/۱۸	-۰/۰۷
۷	۶/۳۲	-۲۱/۳۱	-۱۳۸/۵۹	-۷۳/۸۱	۲۹/۲۱	۱۲/۰۵	-۰/۶۷	-۰/۲۴
۸	۲۳/۴۹	-۱۰/۴۴	-۱۰۲/۲۹	-۹/۹۷	۱/۵۹	۱۰/۶۶	-۰/۴۲	۰/۳۲
۹	-۱۵/۲۶	۹/۷۴	-۳۱/۹۹	۳۱/۷۱	۳	۱۲/۰۵	-۰/۰۱	۰/۲
۱۰	۱۲/۸۷	۴۹/۶۹	-۴۲/۹۹	۱۸/۳۷	۲۰/۱۲	۱۷/۶	۰/۱۷	-۰/۲۱
۱۱	-۲۵/۱۲	-۴/۸	-۱۸/۵۹	۱۸/۰۳	۸	۲۱/۷۷	-۰/۰۹	-۰/۱۱
۱۲	۱۲/۲۸	۲۱/۹۹	۹۶/۰۱	۲/۳۳	۴۱/۱۸	-۴/۶۲	۰/۴۶	۰/۰۲
۱۳	۰/۱۹	-۷۵/۷۳	۱۱۸/۱۱	۸۵/۰۵	۱۶/۸۴	۵/۱	۰/۲۸	-۰/۰۶
۱۴	۲۹/۰۶	-۲۲/۴۶	۵۲/۶۱	۱/۵۷	-۱۳/۸۲	۵/۱	۰/۲۶	-۰/۱۵
۱۵	-۲/۱۳	-۶/۷۱	۱۰۷/۰۱	۱۲۵/۱۳	-۹	-۶/۵۶	۰/۶۳	-۰/۳
۱۶	۲۱/۵۳	۱/۳۶	۲۳۴/۷۱	-۲۴/۸	۷/۴۷	۳/۷۱	۰/۷۱	-۰/۳۱
۱۷	۲/۹۳	-۲۸/۳۸	۵۲/۵۱	۵۰/۵۶	۲/۱۹	۱۳/۴۴	۰/۱۶	۰/۲۵
۱۸	۲۱/۶	-۱۹/۹۴	۸۵/۴۱	۱۳۵/۱۴	-۱۲/۱۴	-۱۹/۹	۰/۵۸	۰/۲۸
۱۹	-۲۶/۲۷	۴۰/۳۷	-۲۳/۶۹	-۶۹/۴۳	۲۴/۰۶	-۶/۸۴	-۰/۲۴	۰/۴۳
۲۰	۵/۹۴	۲۲/۲۵	-۸۵/۸۹	-۱۴/۴۷	-۱۳/۹۱	۰/۹۴	-۰/۱۵	۰/۰۶
۲۱	۲۵/۶۲	۰/۸۲	-۸۲/۲۹	-۱۰۷/۰۴	-۲۲/۶۶	۱۳/۷۱	-۰/۴۶	۰/۲۷
۲۲	-۹/۹۶	۷۱/۱۹	۷۴/۳۱	۳۶/۵	-۲۵/۶۴	-۱۹/۹	۰/۵۶	-۰/۰۹
۲۳	-۱/۵۱	۳۴/۷۸	-۰/۵۹	-۱۴/۹۲	-۱۱/۸۲	-۹/۳۴	۰/۰۹	-۰/۴۲
۲۴	۰/۳۶	-۸۷/۰۷	-۱۳۹/۳۹	-۸۹/۵۸	-۴۴/۲۴	-۲۹/۶۲	-۰/۸۷	۰/۰۹
۲۵	۹/۵۷	-۹/۵۵	۱۴/۵۱	-۲۱/۹۸	-۱۰/۶۶	-۳۱/۰۱	۰/۱۴	-۰/۱۲
۲۶	-۴/۲۱	-۲۸/۷۶	۴۸/۳۱	۴۳/۵۷	-۱۶/۵۵	-۱۱/۵۶	۰/۲	۰/۳۸
۲۷	۱۲/۴۷	۲۸/۸۵	۵۶/۶۱	-۱۳/۱۴	۳۷/۲۹	۳۱/۴۹	۰/۱۷	-۰/۱۹
۲۸	-۳۴/۹	۰/۸۴	-۲۳/۹۹	۳۵/۰۱	-۱۷/۹۳	-۰/۴۵	-۰/۱۱	-۰/۰۱
۲۹	-۳۲/۰۶	-۲۴/۹۸	-۷/۹۹	۲۱/۷۹	۹/۰۱	-۱۰/۷۳	-۰/۱۸	-۰/۱۴
۳۰	-۴۵/۴۹	۲۳/۴۴	-۱۹/۲۹	۱/۰۹	-۶/۲۸	۱۲/۰۵	-۰/۳۲	-۰/۱۴
۳۱	۳۷/۱۷	۲۱/۸۱	۴۲/۶۱	۲۲/۷۷	۳۳/۷۸	۱۷/۶	۰/۴۱	۰
۳۲	-۶۸/۸۲	-۵۰/۴۱	۶۶/۱۱	۶۱/۴۶	۲۶/۰۱	۱۱/۲۱	-۰/۱۴	-۰/۰۸
۳۳	-۲/۷۲	۱/۲۴	۱۱۵/۶۱	۱۰۱/۴۶	۳۳/۸۲	۳۵/۶۶	۰/۶۱	۰/۰۳
۳۴	-۱۸/۳۶	-۱۱/۶۹	۰/۱۱	۱۱/۱۹	-۱۴	۱۳/۴۴	-۰/۰۸	-۰/۰۱
۳۵	-۱۷/۰۳	-۷/۵۳	-۶۶/۰۹	-۲۲/۰۴	-۲۱/۹۷	-۱۶/۲۹	-۰/۴۶	۰/۳۸
۳۶	-۲۰/۹۴	۴/۰۴	۹۸/۹۱	۲۰/۰۷	۲۹/۸۴	۷/۸۸	۰/۲۵	-۰/۳۳
میانگین توده	۴۱۹/۱۶	۴۲۶/۰۹	۶۳۶/۰۹	۵۲۹/۶۶	۱۲۸/۴۹	۱۴۲/۱۲	۳/۲۵	۱/۴۶
LSD (%)	۶۲/۹۵	۷۳/۱۵	۱۶۱/۶۸	۱۳۵/۵۱	۳۷/۷۹	۳۶/۳۳	۰/۰۸۸	۰/۴۱

- کلیه میانگین‌های شاخص عملکرد در $۱۰^{-۵}$ ضرب شده است.

[Downloaded from jstnar.iut.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.24763594.1386.11.40.17.7]

منابع مورد استفاده

۱. تورچی، محمود و ع. رضایی. ۱۳۷۵. ارزیابی قابلیت ترکیب‌پذیری عمومی لاین‌های نر عقیم سورگوم از نظر عملکرد دانه و خصوصیات وابسته. علوم کشاورزی ایران. ۲۷(۴): ۳۷ – ۵۴.

۲. رضایی، ع. ۱۳۷۲. *به نژادی یونجه*. مرکز نشر دانشگاهی تهران.

۳. شریف نبی، ب. و الف. نکویی. ۱۳۷۵. بررسی دامنه میزبانی، حالت اختصاصی و خصوصیات بیومتریک *Leveillula taurica* عامل بیماری سفیدک حقیقی اسپرس در استان اصفهان. بیماری‌های گیاهی ۲۳: ۲۸۴ – ۲۸۹.

۴. گرامی، ب. ۱۳۷۷. اسپرس. نشریه دانشکده کشاورزی، دانشگاه صنعتی اصفهان، ۸۷ صفحه.

۵. محمد آبادی، ع. و ع. کوچکی. ۱۳۷۶. اثر مقادیر ازت و زمان‌های مختلف برداشت بر ویژگی‌های زراعی، عملکرد و ارزش غذایی اسپرس. علوم و صنایع کشاورزی ۱۱(۲): ۱۰۹ – ۱۲۴.

6. Amato, G, L. Stringia and D. Glamal. 1997. Evaluation of progenies of sulla (*Hedgsarum Coronarium* L.)derived from Sicilian landraces. Rivista- di- Agronomia 31: 166-769.
7. Cash, S. D., W. J. Knipe and M. H. Mc Caslin. 1998. Registration of Tahoe alfalfa. Crop Sci. 38: 536.
8. Cowett, R. E. and M. A. Spragne. 1962. Aspects of productivity, mor phological characteristics and nutritive value of two native and four introduced cultivars of alfalfa Iran. Agric. Res. 1 (1): 25-32.
9. Doyle, C. J., D. J. Thomson and J. E. Sheehy. 1984. The future of sainfoin in British agriculture: an economic assessment. Grass and Forage Sci. 39: 43-51.
10. Estilai, A. B., B. Ehdaie, H. H. Naqvi, D. A. Dierig, D. T. Ray and A. E. Thompson. 1992. Correlations and path analysis of agronomic traits in guayule. Crop Sci. 32: 953-957.
11. Fehr, W. R. 1987. Priciples of Cultivar Development. Vol II, MacMillan Pub. Co., New York.
12. Frandsen, H. N. 1940. Some breeding experiments with timothy. Imp. Bur. Joint Publ. 30: 80-92.
13. Franks, R. V., R. L. Davis and F. L. Patterson. 1961. The breeding behavior of yield and related variables in alfalfa. II. Associations between characters. Crop Sci. 1: 207-209.
14. Hallauer., A. R. and J. B. Miranda. 1981. Quantitative Genetics in Maize Breeding. Iowa State University Press, Ames, Iowa.
15. Hanson, A. A. 1988. Alfalfa and Alfalfa Improvement. Madison, Wisconsin, USA.
16. Howard, S. R., J. A. Morgan and J. D. Honson. 1999. Carbon and nitrogen reserve remobilization following defoliation and elerated COs effects. Crop Sci. 39 (6): 1749-1756.
17. Ibrahim, O. E., W. E. Nuquist and J. D. Axtell. 1985. Quantitative inheritance and correlations of agronomic and grain quality traits of sorghum. Crop Sci. 25: 649-654.
18. Kokh, D. W., A. D. Dotzenko and G. O. Hinze 1972. Influence of three cutting system on the yield, water use efficiency, and forage quality of sainfoin. Agron. J. 64: 463-467.
19. Link, W., W. Ederer and E. Kittlitz. 1994. Use of heterosis in faba bean. Vortraege-Fuer-Pflan zen zue chtung. 30: 201-230.
20. Lothrop, J. E., R. E. Atkins and O. S. Smith. 1985. Variability for yield and yield components in IAPIR grain sorghum random – mating population II. Correlations, estimated gain from selection, and correlated responses to selection. Crop Sci. 25: 240-244.
21. Maalouf, F. S. 1997. Determination of the optimum strategy to predict yield in *Vicia faba* L. synthetic varieties. CIHEAM-IAMZ, Zaragoza.
22. Nguyen, H. T. and D. A. Sleeper. 1983. Theory and application of half – sib mating in forage grass breeding. Theor. Appl. Gen. 64: 187-196.
23. Smolikova, M., B. Nedbalkova, J. Pelikan, M. Ptackova and A. Bystricka. 1991. Selection of lucerne genotypes for synthetic population. Scientific studies. OSE VA. Breeding Institute for Fodder Plants. 12: 31-39.
24. Tysdal, H. M., T. A. Kiesselbach and H. L. Westover. 1942. Alfalfa Breeding. Nebr. Agric. Exp. Sta. Bul.

[Downloaded from jstnar.iut.ac.ir on 2024-10-12]

[DOR: 20.1001.1.24763594.1386.11.40.17.7]