"مجله علوم زراعي ايران"
جلد چهارم، شماره ۱، ۱۳۸۱

بررسي تنوع ژنتيكي براي عملكرد و كيفيت علوفه در فاميل هاي ناتني چچم دائمي (*Lolium perenne*) تحت شرايط كشت فاصله دار و متراكم

Genetic variation for fodder yield and quality in half sib families of perennial ryegrass (*Lolium perenne*) grown as spaced plants and swards

علي اشرف جعفري*

چكيده

اين تحقيق به منظور تعيين ميزان و ماهيت تنوع ژنتيكي و ارتباط بين عملكرد علوفه خشك و سه صفت كيفي (درصد قابليت هضم، درصد قند هاي محلول در آب و درصد پروتئين خام) در يك توده ديپلوئيد چچم دائمي (*Lolium perenne*) تحت شرايط كشت فاصله دار و متراكم انجام شد. تعداد ٢٤ ژنوتيپ به صورت تصادفي انتخاب شدند. هر يك از ژنوتيپ ها به هشت كلون تقسيم شدند و با استفاده از روش تلاقي پلي كراس، بذور فاميل هاي ناتني (Half sib families) توليد شدند. سپس كلون هاي والديني و بذور نتاج در شرايط كشت فاصله دار و متراكم، در قالب طرح بلوك هاي كامل تصادفي به مدت دو سال مورد ارزيابي قرار گرفتند. براي اندازه گيري درصد قابليت هضم، قند هاي محلول در آب و پروتئين خام از طيف سنج مادون قرمز نزديك (NIR) استفاده شد. تجزيه ژنتيكي داده ها، نشان داد كه وراثت پذيري عمومي براي صفات كيفي در كشت فاصله دار نسبتا" زياد (h^2_b=۰/٤٨-۰/۸۰) ولي براي عملكرد علوفه متوسط بود (h^2_b = ۰/۲۵-۰/٤۹). مقدار وراثت پذيري خصوصي براي عملكرد علوفه كم (h^2_n=۰/۰۱-۰/۰۳) بود در حالي كه مقدار آن براي صفات كيفي بيشتر (h^2_n=۰/۰۳-۰/۹۱) بود. نتايج نشان داد كه واريانس غير افزايشي (غالبيت) مهم ترين جزء كنترل كننده عملكرد علوفه بوده است در حالي كه براي صفات درصد قابليت هضم، قند هاي محلول در آب و پروتئين خام واريانس افزايشي مهم تر بود. همبستگي ژنوتيپي بين قابليت هضم و درصد قند هاي محلول در آب مثبت و معني دار بود، در حالي كه، همبستگي بين پروتئين خام و قندهاي محلول منفي و معني دار بود و اين روند در هر دو شرايط كاشت پايدار بود. همبستگي ژنتيكي بين قابليت هضم و پروتئين خام در كل منفي ولي مقدار آن كم و غير معني دار بود. رابطه بين عملكرد علوفه و قابليت هضم در دو محيط كاشت متفاوت بود، در كشت فاصله دار، ضرايب همبستگي نزديك به صفر ولي در كشت متراكم، ضرايب منفي ولي غيرمعني دار بودند. عملكرد علوفه با قند هاي محلول همبستگي مثبت، ولي با درصد پروتئين خام هميستگي منفي و معني دار داشت.

واژه هاي كليدي: چچم دائمي، عملكرد علوفه، كيفيت علوفه، وراثت پذيري، همبستگي.

مقدمه

چچم دائمی (*Lolium perenne* L.) یکی از گرامینه های مهم مرتعی مناطق سرد سیری جهان است. به علت کیفیت غذایی ممتازی که دارد، هر جا که شرایط آب و هوایی مطلوب باشد در احیاء مراتع و احداث چراگاه ها از آن به عنوان یک گیاه علوفه ای مناسب استفاده

تاریخ دریافت: ۱۳۷۹/۹/۲۲ تاریخ پذیرش: ۱۳۸۱/۷/۲۷

* عضو هیأت علمی مؤسسه تحقیقات جنگل ها و مراتع کشور.

[Downloaded from agrobreedjournal.ir on 2026-05-20]

[DOR: 20.1001.1.15625540.1381.4.1.2.3]

می شود. به علت اهمیت این گونه در تولید علوفه در مناطق سردسیری، هر گونه تلاش در جهت افزایش عملکرد و بهبود ارزش غذایی آن، تأثیر مستقیمی بر افزایش تولیدات دامی خواهد داشت بهبود کیفیت غذایی گیاهان علوفه ای به صورت علوفه تازه و خشک تأثیر زیادی درافزایش تولید فرآورده های دامی دارد. در تحقیقات مختلف به اهمیت کیفیت و تأثیر آن روی افزایش فرآورده های دامی تأکید شده است. برای مشخص کردن پارامتر های مهم و مؤثر در کیفیت غذایی گیاهان علوفه ای ویلر و کوربت (Wheeler and Corbett, 1989) و اسمیت و همکاران (Smith et al., 1997) در بررسی هایی روی گونه های مهم علوفه ای، نشان داده اند که دو صفت افزایش قابلیت هضم و درصد قند های محلول در آب، بیشترین نقش را در افزایش عملکرد فرآورده های گوشتی و لبنی در نشخوار کنندگان دارا هستند. سایر صفات کیفی از قبیل سرعت هضم، قابلیت مصرف اختیاری، درصد پروتئین خام و... در رده های بعدی قرار دارند.

مقالات متعددی در مورد اجزاء مؤثر در کیفیت علوفه منتشر شده است ولی تعداد منابعی که قابلیت هضم قندهای محلول در آب، پروتئین خام و عملکرد علوفه خشک را باهم مورد ارزیابی قرار دهند محدود است. از طرف دیگر در اصلاح گیاهان علوفه ای، در مرحله نخست، ارزیابی صفات در شرایط کشت فاصله دار و روی تک بوته ها انجام می گیرد و در نسل های بعدی، ارزیابی در شرایط کشت متراکم انجام می شود. بنابراین، همواره این سوال مطرح بوده است که آیا گزینش صفات روی تک بوته ها در کشت فاصله دار، از خصوصیات مشابه در کشت متراکم برخوردار هستند. بررسی های به عمل آمده توسط هامفریز (Humphreys, 1989b) و کارپنتر و کاسلر (Carpenter and Casler, 1990) نشان می دهد که به طور کلی صفات وابسته به کیفیت علوفه، دارای پایداری بیشتری نسبت به عملکرد علوفه هستند و غالباً" در هر دو محیط کشت تظاهر می نمایند. برای اصلاح عملکرد علوفه، لزنبی و راجرز (Lazenby and Rogers, 1964) در گزینش تک بوته های با فواصل ۲۳ و ۷۰ سانتیمتر نتیجه گرفتند که هر چه فواصل بین تک بوته ها کمتر باشد میزان موفقیت در گزینش برای کشت متراکم بیشتر است.

موفقیت در اصلاح کیفیت علوفه به تشخیص نحوه کنترل ژنتیکی صفات، و ارتباط آن ها با یکدیگر و با سایر صفات مثل عملکرد علوفه، مقاومت به بیماری ها، دیر زیستی گیاه و غیره بستگی دارد. تحقیقات انجام شده روی چچم دائمی و سایر گراس های سردسیری نشان می دهند که برای قابلیت هضم، تنوع ژنتیکی به طور عمده از نوع افزایشی است (Rey et al., 1996; Nguyen et al., 1982; Oliveira and Castro, 1994; Frandsen, 1986) و اصلاح این صفت با عمل گزینش امکان پذیر است. با اینحال ، برخی مطالعات دیگر نشان داده است که واریانس غیر افزایشی (غالبیت) نیز در کنترل این صفت مؤثر است (Beerepoot et al., 1994; Marum et al., 1979; Rogers and Thomson, 1970) تعداد منابع برای بررسی های ژنتیکی قندهای محلول در آب نسبت به سایر صفات محدود است. کوپر (Cooper, 1973) با تخمین وراثت پذیری خصوصی(h^2_n =۰/۸٤) نتیجه گرفته است که اثر ژن افزایشی است. نتیجه متضاد توسط هامفریز (Humphreys, 1989a,b) گزارش شده است. او در تلاقی بین ارقام مختلف چچم دائمی و بررسی نتاج تحت دو مدیریت بهره برداری، نتیجه گرفت که صفت قندهای محلول در آب پلی ژنی بوده و از اثرات غیر افزایشی برخوردار است. در مطالعاتی که روی نحوه وراثت پذیری پروتئین خام در چچم به عمل آمده است نتایج متفاوتی گزارش شده است. بر اساس نتایج تحقیقات کوپر (Cooper, 1962 and 1973) و اولیورا و کاسترو (Oliveira and Castro, 1994) درصد وراثت پذیری خصوصی بالا بود. در مقابل راجرز و تامسون (Rogers and Thomson, 1970) و

[Downloaded from agrobreedjournal.ir on 2026-05-20]

[DOR: 20.1001.1.15625540.1381.4.1.2.3]

پاسلت (Posselt, 1994) درصد وراثت پذیری کم گزارش کردند.

بررسی های متعددی جهت تعیین وضعیت کنترل ژنتیکی عملکرد علوفه و اجزاء آن در گراس های سردسیری از جمله چچم دائمی به عمل آمده است. واریانس افزایشی توسط کوپر (Cooper, 1962)، هیوارد و نسوه (Hayward and Nsowah, 1969) و هیل و ساموئل (Hill and Samuel, 1971) و واریانس غالبیت توسط بریز (Breese, 1961)، کرزی و همکاران (Kearsey et al., 1987) و آستویت و آستویت (Aastveit and Aastveit, 1989) گزارش شده است.

تحقیق حاضر، به منظور تعیین میزان و ماهیت تنوع ژنتیکی و ارتباط بین عملکرد علوفه و سه صفت کیفی (قابلیت هضم، قند های محلول در آب و پروتئین خام) در یک توده دیپلوئید چچم دائمی تحت دو شرایط کشت فاصله دار و متراکم به اجرا در آمده است.

مواد و روش ها

۲-۱- نمونه هاي گياهي و نحوه آزمايش

مواد گیاهی مورد استفاده در این تحقیق از نتاج تلاقی های قبلی بین ارقام تجارتی دیپلوئید Liprior, Portstewart, Corbiere, Fennema, Talbot, Jumbo, Hercules, Wendy, و Yatsen به دست آمده است. بر اساس تاریخ گلدهی تعداد ۱۹ ژنوتیپ به صورت تصادفی برای مطالعه ژنتیکی انتخاب شدند. ژنوتیپ های انتخاب شده از مزرعه به گلخانه منتقل شدند و هر یک از ژنوتیپ ها به ۸ کلون تقسیم شدند. کلون ها در اوایل بهار ۱۳۷٤در خزانه پلی کراس کشت شدند. پس از رسیدن، بذور هر بوته به طور جداگانه برداشت شد و سپس بذور کلون های مشابه، باهم مخلوط شدند به طوری که ۱۹ توده بذری فامیل های ناتنی (Half sib families) به دست آمد.

ارزیابی نتاج در شرایط کشت فاصله دار و متراکم انجام شد. برای کشت فاصله دار در پاییز ۱۳۷٤ از هر فامیل ناتنی ۱۰ عدد بذر در گلدان های کوچک کشت شدند. هم زمان از هر ژنوتیپ والدینی نیز ده کلون تکثیر شدند و پس از این که رشد کافی در گلخانه پیدا نمودند، در اوایل بهار ۱۳۷۵ نشاء های مربوط به فامیل های ناتنی و کلون های والدینی به مزرعه منتقل شدند. طرح مورد استفاده بلوک های کامل تصادفی با دو تکرار بود. تعداد ۱۹ ژنوتیپ والدینی و ۱۹ نتاج ناتنی آن ها به صورت تک بوته و تصادفی در هر یک از بلوک ها بر اساس روش لارنس (Lawrence, 1965) مرتب شدند. این روش با وجود مشکلاتی که در کاشت و جمع آوری داده ها دارد، دارای مزایای زیر است:

– واریانس بین فامیل های ناتنی تحت تأثیر عوامل محیطی مشترک قرار نمی گیرد.

– واریانس بین کلون های درون ژنوتیپ ها، که برآورد مستقیمی از واریانس اشتباه است قابل تعمیم به فامیل های ناتنی نیز هست.

فواصل کاشت بوته ها ٦۰ × ۳۰ سانتیمتر بود و برای حذف اثرات حاشیه ای، دو ردیف از ارقام معمولی در اطراف بلوک ها کشت شدند و در طول آزمایش مراقبت های زراعی از قبیل مبارزه با علف های هرز و برنامه کود دهی بر اساس توصیه های علمی انجام شد.

علاوه بر این، ارزیابی نتاج به طور هم زمان در کشت متراکم نیز انجام شد. به نحوی که در پاییز ۱۳۷٤ تعداد ۱۹ فامیل ناتنی در قالب طرح بلوک های کامل تصادفی در دو تکرار کشت شدند. بدین منظور، بذر هر کرت بر اساس ۳۰ کیلو گرم در هکتار محاسبه و در کرت های ٦ × ۱/۵ متر مربع کشت گردیدند و در طول آزمایش مراقبت های زراعی لازم به عمل آمد.

۲-۲- يادداشت برداري و تنظيم داده ها

در طول فصل بهار ۱۳۷۵، تاریخ گلدهی در کشت فاصله دار یادداشت شد و به منظور استقرار بوته ها، دو چین بدون یادداشت برداری، برداشت شد و فقط از چین آخر یادداشت برداری برای عملکرد علوفه و صفات کیفی به عمل آمد. در سال دوم، از هر سه چین

[Downloaded from agrobreedjournal.ir on 2026-05-20]

[DOR: 20.1001.1.15625540.1381.4.1.2.3]

یادداشت برداری به عمل آمد. علوفه هر بوته پس از برداشت در آون C ° ۷۰ به مدت ٤٨ ساعت خشک و توزین شدند. در کشت متراکم، علوفه کرت ها با دروگر هالدراپ Haldrup برداشت شدند و پس از توزین، نمونه هایی از آن ها در آون خشک شده و عملکرد علوفه بر اساس ماده خشک محاسبه گردید. برای تخمین در صد صفات کیفی، تمام نمونه ها آسیاب شدند. ابتدا تعدادی از نمونه ها (۷۰-۵۰ نمونه) با روش های شیمیایی استاندارد تجزیه شدند. برای اندازه گیری قابلیت هضم نمونه ها، از روش آنزیمی پپسین سلولاز گامیناز (Pepsin Cellulase Gaminase)، برای تعیین درصد قند های محلول در آب از روش کروماتوگرافی مایع با کارائی بالا (HPLC) و برای درصد پروتئین خام از دستگاه ازت سنج (LECO) استفاده شد. سپس بر اساس نتایج به دست آمده، دستگاه طیف سنج مادون قرمز نزدیک NIR کالیبره گردید و از این دستگاه برای اندازه گیری نمونه های بعدی، در سطح وسیع استفاده گردید. روش های اندازه گیری صفات و هم چنین کالیبره کردن دستگاه NIR توسط جعفری و کانلی (Jafari and Connolly, 1997) توضیح داده شده اند.

۲-۳- تجزیه آماري

۲-۳-۱- کشت فاصله دار

داده های مربوط به یک چین سال ۱۳۷۵ و میانگین سه چین سال ۱۳۷٦ برای والدین و نتاج به صورت جداگانه تجزیه واریانس شدند. برای تجزیه صفات کیفی از میانگین و برای عملکرد علوفه از مجموع داده های سالیانه استفاده شد. به خاطر عدم یکنواختی در تعداد چین های هر سال، داده های این روش کاشت مورد تجزیه مرکب دو سال قرار نگرفتند. خلاصه فرمول های برآورد اجزای واریانس والدین و نتاج در جدول ۱ «الف» و« ب» آمده است.

از آنجا که برای تاریخ گلدهی، تنوع قابل ملاحظه ای (۲۳ و ۱۸ روز به ترتیب برای فامیل های ناتنی و کلون های والدینی) مشاهده گردید و چون با افزایش سن گیاه بعد ازظهور گلدهی کیفیت علوفه به شدت کاهش می یابد (Belanger and McQueen, 1997; Buxton et al., 1997). لذا با استفاده از تجزیه کوواریانس داده های صفات کیفی برای تاریخ گلدهی (به عنوان کوواریت) تصحیح شدند و تجزیه های بعدی بر اساس داده های جدید انجام گرفت.

سه برآورد از وراثت پذیری به شرح زیر انجام گرفت:

۱- وراثت پذیری عمومی (h^2_b) بر مبنای برآورد اجزاء واریانس حاصل از تجزیه کلون های والدینی

$$h_b^2 = \frac{S_C^2}{S_C^2 + S_e^2} = \frac{V_A + V_D}{V_P}$$

۲- وراثت پذیری خصوصی (h^2_n) بر مبنای برآورد اجزاء واریانس حاصل از تجزیه فامیل های ناتنی

$$h_n^2 = \frac{4S_{HS}^2}{S_{HS}^2 + S_w^2} = \frac{V_A}{V_P}$$

$S^2_i = \sigma^2_i$ تخمین اجزاء واریانس که بر آوردی از امید ریاضی میانگین مربعات است (اندیس های جدول ۱)

۳- وراثت پذیری خصوصی (h^2_{op}) بر اساس رگرسیون خطی نتاج روی یک والد

$$h^2_{op} = 2b = \frac{V_A}{V_P}$$

که در این معادله b= ضریب رگرسیونی نتایج روی یک والد است.

اجزا واریانس، بر اساس مدل خطی میانگین مربعات محاسبه شدند و در محاسبه وراثت پذیری، واحد تک بوته، به عنوان معیار محاسبه در نظر گرفته شد. وراثت پذیری با فرض توارث دیپلوئیدی در مواد مورد استفاده، نمونه گیری تصادفی از توده پایه، عدم وجود اپیستازی و تعادل ژن ها از نظر پیوستگی ژنی محاسبه گردید. اجزاء واریانس با علامت منفی، برابر با صفر منظور شدند. برای محاسبه خطای معیار (استاندارد)

[Downloaded from agrobreedjournal.ir on 2026-05-20]

[DOR: 20.1001.1.15625540.1381.4.1.2.3]

وراثت پذیری عمومی(h^2_b) و خصوصی(h^2_n) از روش دیکرسون (Dickerson, 1969) استفاده شد و خطای معیار وراثت پذیری خصوصی حاصل از رگرسیون نتاج بر یک والد از طریق دو برابر کردن خطای معیار ضریب رگرسیون محاسبه شد.

واریانس افزایشی (V_A) و واریانس غیر افزایشی (V_D)، از تلفیق نتایج حاصل از تجزیه کلون های والدینی و فامیل های ناتنی بر اساس روش آستویت و آستویت (Aastveit and Aastveit, 1990) محاسبه شد. از آن جا که ساختار طرح آزمایشی بنحوی بود که هر کلون والدینی به صورت تصادفی به هر کرت اختصاص یافته بود، لذا واریانس اشتباه آن ها را می توان به عنوان واریانس محیطی یا واریانس غیر ژنتیکی در نظر گرفت $V_E = \sigma^2_e$ و واریانس افزایشی (V_A) مستقیماً از تجزیه واریانس فامیل های ناتنی محاسبه شود.

$$V_A = 4\sigma^2_{HS} = 4COV_{(HS)}$$

چون بوته های والدین و نتاج ناتنی آن ها به صورت کاملاً تصادفی در همان بلوک کشت شده بودند بنابراین، واریانس اشتباه (درون فامیل های ناتنی) علاوه بر واریانس محیطی شامل واریانس غیر افزایشی نیز می باشند. حال اگر واریانس محیطی والدین و نتاج را یکسان فرض کنیم، واریانس غیر افزایشی (V_D) از فرمول زیر حاصل می شود.

$$\sigma^2_w = \sigma^2_e + (\sigma^2_G - \mathrm{cov}_{HS}) = V_E + 3/4V_A + V_D$$

$$V_D = \sigma^2_w - (3\ \sigma^2_{HS} + \sigma^2_e)$$

اندیس فرمول ها در پایین جدول ۱ آمده است.

همبستگی ژنتیکی (r_g) و همبستگی ارزش اصلاحی (r_a) بین صفات، به ترتیب برای والدین و نتاج با استفاده از اجزاء واریانس و کوواریانس بر اساس فالکونر و مکی (Falconer and Mackay, 1996) به شرح ذیل محاسبه شدند.

$$r_g = \frac{S_{C(xy)}}{\sqrt{S^2_{C(x)}.S^2_{C(y)}}}$$

$$r_a = \frac{S_{HS(xy)}}{\sqrt{S^2_{HS(x)}.S^2_{HS(y)}}}$$

در این فرمول ها S^2 و S به ترتیب، اجزا واریانس و کوواریانس بین دو صفت مختلف هستند. در مواردی که میانگین مربعات برای یک یا هر دو صفت غیرمعنی دار بود ضریب همبستگی محاسبه نگردید. برای محاسبه خطای معیار ضریب همبستگی ژنتیکی و افزایشی، از فرمول ارائه شده توسط بکر (Becker, 1984) استفاده شد. علاوه بر این ضرائب همبستگی فنوتیپی نیز محاسبه گردید .

۲-۳-۲- کشت متراکم

داده های مربوط به هر سال به صورت ساده و مرکب برای فامیل های ناتنی در شرایط کشت متراکم تجزیه واریانس شدند. (جدول ۱ پ). چون در کشت متراکم یادداشت برداری بر اساس تک بوته میسر نبود و واریانس ژنتیکی، قابل تجزیه به دو جزء بین و درون فامیل های ناتنی نمی باشد لذا در جدول تجزیه واریانس این دو منبع به عنوان اشتباه، ادغام (pool) شدند و وراثت پذیری خصوصی بر اساس جزء واریانس بین فامیل های ناتنی بر کل واریانس فنوتیپی به شرح زیر محاسبه شد:

– تخمین وراثت پذیری خصوصی بر اساس تجزیه واریانس متوسط سالانه چین ها:

$$h^2_n = \frac{S^2_{HS}}{S^2_{HS} + S^2_e/r}$$

– تخمین وراثت پذیری خصوصی بر اساس تجزیه مرکب داده ها برای دو سال

$$h^2_n = \frac{S^2_{HS}}{S^2_{HS} + S^2_{HR}/y + S^2_{HB}/r + S^2_e/ry}$$

در فرمول های بالا $S^2_i = \sigma^2_i$ برآوردی از اجزاء واریانس مربوطه که در امید ریاضی جدول ۱ آمده است.

وراثت پذیری، بر اساس مدل خطی میانگین مربعات محاسبه شد. واحد کرت تکرار نشده، به عنوان معیار محاسبه در نظر گرفته شد. وراثت پذیری با فرض توارث دیپلوئیدی در مواد مورد استفاده، نمونه گیری

[Downloaded from agrobreedjournal.ir on 2026-05-20]

[DOR: 20.1001.1.15625540.1381.4.1.2.3]

تصادفی از توده پایه، عدم وجود اپیستازی و تعادل ژن ها از نظر پیوستگی ژنی محاسبه گردید. و اجزاء واریانس با علامت منفی برابر با صفر منظور شدند. خطای معیار وراثت پذیری عمومی با استفاده از روش دیکرسون (Dickerson, 1969) و بکر (Becker, 1984) محاسبه گردید.

همبستگی ارزش اصلاحی (r_a) بین صفات با استفاده از تجزیه اجزاء واریانس و کوواریانس میانگین چین های هرسال و تجزیه مرکب داده های دو سال محاسبه شد در تجزیه کوواریانس، امید ریاضی میانگین حاصل ضرب ها مشابه تجزیه واریانس با جایگزین جزء کوواریانس محاسبه گردید. برای محاسبه خطای معیار ضریب همبستگی ژنتیکی، از روش بکر (Becker, 1984) استفاده شد. علاوه بر این، همبستگی فنوتیپی بین صفات نیز محاسبه شد.

رابطه بین کشت متراکم و فاصله دار به دو روش محاسبه ضریب رگرسیون فامیل های ناتنی (کشت متراکم) بر روی والدین (کشت فاصله دار) و محاسبه ضریب همبستگی بین کشت متراکم و فاصله دار در فامیل های ناتنی مورد مطالعه قرار گرفت.

خلاصه نتایج تجزیه واریانس و تخمین اجزاء واریانس والدین، فامیل های ناتنی و اشتباه برای هر سال در شرایط کشت فاصله دار در جدول ۲ آمده است. داده ها بر اساس میانگین سالیانه چین ها تنظیم شده اند (داده های مربوط به چین های جداگانه نشان داده نشده اند). در جدول ۳ نتایج حاصل از تخمین سه نوع وراثت پذیری (h^2_b، h^2_n و h^2_{op}) خلاصه شده است.

نتایج به دست آمده در حالت کشت فاصله دار نشان می دهد که برای عملکرد علوفه، مقدار وراثت پذیری عمومی (h^2_b) از دو وراثت پذیری خصوصی (h^2_{op} و h^2_n) بیشتر بوده است (جدول ۳) و تخمین h^2_n و h^2_{op} برای این صفت ناچیز بوده است. نتایج تجزیه واریانس فنوتیپی به اجزاء تشکیل دهنده آن در جدول ٤ آمده است. این نتایج نشان دهنده این واقعیت است که واریانس غیر افزایشی نقش مهمی در کنترل ژنتیکی این صفت دارد(جدول ٤). فراندسن (Frandsen, 1986) و کرزی وهمکاران (Kearsey et al., 1987) نیز نتایج مشابهی گزارش کرده و بر اهمیت نقش واریانس غالبیت در کنترل ژنتیکی عملکرد علوفه در چچم دائمی تأکید داشته اند.

نتایج و بحث

۱-۴- وراثت پذیری

جدول ۱- تجزیه واریانس و برآورد اجزاء واریانس برای صفات کیفی و عملکرد سالیانه علوفه در کلون های والدینی و فامیل های ناتنی

Table 1. Analysis of variance and expectation of mean squares for dry matter yield and quality traits for parents and HS families

الف- تجزیه واریانس کلون های والدینی

A. Analysis of variance for clonally propagated parents under spaced plants

S.O.V.	منابع تغییرات	df درجه آزادی	E. MS. امید ریاضی میانگین مربعات
Blocks (R)	بلوک	$r-1$	
Cloned parents (C)	کلون های والدینی	$f-1$	$\sigma_e^2 + n\,\sigma_{CR}^2 + rn\,\sigma_C^2$
R × C	بلوک × والدین	$(r-1)(f-1)$	$\sigma_e^2 + n\,\sigma_{CR}^2$
Within parents	بوته در کلون	$rf(n-1)$	σ_e^2

ب- تجزیه واریانس فامیل های ناتنی در شرایط کشت فاصله دار

B. Analysis of variance for HS families under spaced plants

[Downloaded from agrobreedjournal.ir on 2026-05-20]

[DOR: 20.1001.1.15625540.1381.4.1.2.3]

S.O.V.	منابع تغییرات	df درجه آزادی	E. MS. امید ریاضی میانگین مربعات
Blocks (R)	بلوک	$r-1$	
HS families (HS)	فامیل های ناتنی	$f-1$	$\sigma_w^2 + n\sigma_{HR}^2 + rn\sigma_{HS}^2$
R × HS	بلوک × فامیل	$(r-1)(f-1)$	$\sigma_w^2 + n\sigma_{HR}^2$
Within HS families	بوته در فامیل	$rf(n-1)$	σ_w^2

پ- تجزیه مرکب فامیل های ناتنی در کشت متراکم در طول دو سال

C. Combined analysis of HS families over 2 years grown as swards

S.O.V.	منابع تغییرات	df درجه آزادی	E. MS. امید ریاضی میانگین مربعات فامیل های ناتنی
Blocks (B)	بلوک	$r-1$	
HS families (HS)	فامیل های ناتنی	$f-1$	$\sigma_e^2 + y\sigma_{HR}^2 + r\sigma_{HY}^2 + ry\sigma_{HS}^2$
HS × B (Error a)	فامیل × بلوک (اشتباه a)	$(r-1)(f-1)$	$\sigma_e^2 + y\sigma_{HR}^2$
Years (Y)	سال	$y-1$	
HS × Y	فامیل × سال	$(f-1)(y-1)$	$\sigma_e^2 + r\sigma_{HY}^2$
HS × Y × B (Error b)	فامیل × سال × بلوک (اشتباه b)	$(r-1)(f-1)(y-1)$	σ_e^2

n, f , r = به ترتیب تعداد بلوک ، تعداد کلون / فامیل و تعداد بوته در هر ژنوتیپ / فامیل

σ_C^2 = VA+ VD = واریانس ژنتیکی کل حاصل از تجزیه کلون های والدینی

σ_e^2 = VE = واریانس اشتباه (محیطی)

σ_G^2 = VA+ VD = واریانس ژنتیکی کل حاصل از تجزیه فامیل های ناتنی

σ_{HS}^2 = VHS = ¼ VA = (cov HS)

σ_w^2 = $\sigma_w^2 = \sigma_e^2 + (\sigma_G^2 - \mathrm{cov}_{HS}) = V_E + 3/4V_A + V_D$

σ_P^2 = VP = VA+ VD+ VE = واریانس فنوتیپی کل

σ2CR ،σ2HR و σ2HY = به ترتیب اجزاء واریانس حاصل از اثرات متقابل والدین× بلوک ، فامیل ها × بلوک و فامیل × سال

VE, VD, VA = به ترتیب برآورد واریانس افزایشی، غیر افزایشی و اشتباه حاصل از واریانس فنوتیپی کل

جدول ۲- برآورد اجزاء واریانس ژنتیکی S^2_C و اشتباه S^2_e حاصل از تجزیه کلون های والدینی و اجزاء واریانس بین فامیل ها S^2_{HS} و درون فامیل ها S^2_w حاصل از تجزیه نتاج در شرایط کشت فاصله دار

Table 2. Estimates of components of genetic variance (S^2_C), error variance (S^2_e) derived from analysis of parents and between HS (S^2_{HS}), within HS (S^2_w) derived from analysis of HS families grown as spaced plants

Traits	صفات	Year سال	Parents والدین		Progenies نتایج	
			S^2_C	S^2_e	S^2_{HS}	S^2_w
Dry matter yield (g plant^{-1})	عملکرد علوفه	سال 1	8.74**	25.98	0.31	44.53
Digestibility(%)	قابلیت هضم	سال 1	2.56**	2.77	0.59**	3.42
		سال 2	6.39**	1.59	0.96*	4.18
Charbohydrates(%)	قند محلول در آب	سال 1	8.51**	3.12	1.29**	6.24
		سال 2	12.82**	3.24	2.51**	8.53
Crude protein(%)	پروتئین خام	سال 1	3.85**	2.9	0.03	4.41
		سال 2	1.9**	0.71	0.33*	1.6

*,** Significant at the 5%, and 1% of probability levels, respectively.

*و ** به ترتیب معنی دار در سطوح احتمال ۵٪ و ۱٪ .

جدول ۳- تخمین وراثت پذیری عمومی (h^2_b) و وراثت پذیری خصوصی(h^2_{op} , h^2_n) برای عملکرد علوفه و صفات کیفی

[Downloaded from agrobreedjournal.ir on 2026-05-20]

[DOR: 20.1001.1.15625540.1381.4.1.2.3]

حاصل از تجزیه والدین و نتاج در کشت فاصله دار

Table 3. Estimates of broad (h^2_b) and narrow sense (h^2_n and h^2_{op}) heritabilities for dry matter yield and quality derived from analysis of parents and HS families grown as spaced plants

Traits	صفات	Year سال	h^2_b	h^2_n	h^2_{op}
Dry matter yield (g plant^{-1})	عملکرد علوفه	سال 1	0.25 ± 0.10	0.03 ± 0.14	-0.08 ± 0.16
Digestibility(%)	قابلیت هضم	سال 1	0.48 ± 0.17	0.59 ± 0.30	0.38 ± 0.12
		سال 2	0.80 ± 0.27	0.75 ± 0.45	0.26 ± 0.16
Charbohydrates(%)	قند محلول در آب	سال 1	0.73± 0.24	0.69 ± 0.32	0.39 ± 0.11
		سال 2	0.80± 0.27	0.91 ± 0.49	0.34 ± 0.16
Crude protein(%)	پروتئین خام	سال 1	0.57 ± 0.19	0.03 ± 0.14	0.22 ± 0.11
		سال 2	0.73± 0.25	0.68 ± 0.44	0.44 ± 0.17

جدول ٤- تجزیه واریانس فنوتیپی(V_P) به اجزاء تشکیل دهنده آن: واریانس افزایشی (V_A)، غیر افزایشی (V_D) و محیطی(V_E) براساس برآورد واقعی و درصدی از کل واریانس فنوتیپی. (داده ها از تجزیه والدین و نتاج در کشت فاصله دار حاصل شده اند)

Table 4. Partition of total phenotypic variance into its components additive (V_A) nonadditive (V_D) and non genetic variance (V_e) expressed as % of total phenotypic variance (V_P). Data were estimated from analysis of parents and HS families grown as spaced plants

Traits	صفات	Year سال	میانگین مربعات MS		تخمین واریانس Estimates			تخمین واریانس Estimates		
			Between $_{HS}$	Within $_{HS}$	V_E	V_A	V_D	V_A	V_D	V_E
DM yield (g plant^{-1})	عملکرد علوفه	سال 1	47.7	44.5 **	25.9	1.3	17.6	3	39	58
Digestibility(%)	قابلیت هضم	سال 1	9.35 **	3.42	2.77	2.37	0.00	46	0	54
		سال 2	8.98 **	4.18 **	1.60	3.83	0.00	71	0	29
Charbohydrates(%)	قند محلول	سال 1	19.15 **	6.24 **	3.12	5.16	0.00	62	0	38
		سال 2	21.10 **	8.53 **	3.24	10.05	0.00	76	0	24
Crude protein(%)	پروتئین خام	سال 1	4.69	4.41 *	2.90	0.11	1.43	2	32	65
		سال 2	3.25 *	1.60 **	0.71	1.32	0.00	65	0	35

*, ** Significant at the 5%, 1%, of probability levels respectively. *, ** به ترتیب معنی دار در سطوح احتمال ۵٪ و ۱٪.

جدول ۵- برآورد اجزاء واریانس بین فامیل های ناتنی (S^2_{HS}) و واریانس اشتباه (S^2_e) و همچنین تخمین وراثت پذیری خصوصی (h^2_n) عملکرد علوفه و صفات کیفی از طریق تجزیه واریانس فامیل های ناتنی در شرایط کشت متراکم به مدت دو سال.

Table 5. Estimates of components of variance (S^2_{HS} and S^2_e) and narrow sense heritability (h^2_n) derived from analysis of HS families grown as swards for dry matter yield and quality traits for 2 years.

Traits	صفات	Year سال	S^2_{HS}	S^2_e	H^2_n
DM yield (g plant^{-1})	عملکرد علوفه	سال 1	0.769 **	0.429	0.61 ± 0.26
Digestibility(%)	قابلیت هضم	سال 1	0.99 **	0.57	0.63 ± 0.26
		سال 2	0.48 **	0.19	0.71 ± 0.27
Charbohydrates(%)	قند محلول در آب	سال 1	0.69	1.32	0.34 ± 0.24
		سال 2	0.85 **	0.59	0.59 ± 0.26
Crude protein(%)	پروتئین خام	سال 1	0.002	1.07	0.00 ± 0.22
		سال 2	0.27**	0.19	0.59 ± 0.26

*,** Significant at 5%, 1%, of probability levels respectively. *, ** به ترتیب معنی دار در سطوح احتمال ۵٪ و ۱٪.

جزء واریانس عملکرد علوفه بین فامیل های ناتنی در شرایط کشت متراکم در هر سال معنی دار بودند

[Downloaded from agrobreedjournal.ir on 2026-05-20]

[DOR: 20.1001.1.15625540.1381.4.1.2.3]

(جدول ۵) و در تجزیه مرکب داده ها، علاوه بر وجود اختلاف معنی دار در فامیل ها، اثرات متقابل فامیل در سال نیز معنی دار شدند (جدول ٦).

برای هر سه صفت کیفی در شرایط کشت فاصله دار مقدار وراثت پذیری تخمین زده شده (h^2_b ، h^2_n و h^2_{op}) به نسبت زیاد بود، که نشان دهنده عمل افزایشی ژن ها است (جدول ۳). مقدار h^2_{op} محاسبه شده از طریق رگرسیون نتاج روی یک والد عموما" کمتر از h^2_n حاصل از تجزیه فامیل های ناتنی بود (جدول ۳)، که نشان دهنده برآورد وراثت پذیری بیش از معمول در روش تجزیه واریانس است. نتایج تجزیه واریانس فنوتیپی کل، به اجزاء افزایشی، غیر افزایشی و محیطی (جدول ٤) با استفاده از تجزیه واریانس والدین و نتاج، نشان داد که کنترل ژنتیکی صفات کیفی به طور عمده افزایشی است. وجود واریانس افزایشی برای صفت قابلیت هضم توسط فراندسن (Frandsen, 1986) در شرایط کشت فاصله دار گزارش شده است. با این حال، بیری پوت و همکاران (Beerepoot, et al.,1994) و راجرز و تامسون (Rogers and Thomson, 1970) بر اهمیت هر دو واریانس افزایشی و غالبیت در کنترل قابلیت هضم تأکید داشته اند. نتایج به دست آمده برای قند های محلول، مشابه گزارش های کوپر (Cooper, 1962, 1973) در چچم دائمی است. با این حال، هامفریز (Humphreys, 1989a,b) در تلاقی بین ارقام مختلف چچم دائمی و بررسی آزمون نتاج، نتیجه گرفت که قندهای محلول در آب، صفتی پلی ژنی با اثرات غیر افزایشی است. نتایج به دست آمده برای پروتئین خام، مشابه کوپر (Cooper, 1962, 1973) و آریکونی و همکاران (Ariconi et al., 1983) در چچم دائمی در کشت فاصله دار است. با اینحال، راجرز و تامسون (Rogers and Thomson, 1970) مقدار کم h^2_n را گزارش کرده ونتیجه گرفته اند که نقش واریانس غالبیت در کنترل این صفت بیشتر است.

جزء واریانس صفات قابلیت هضم بین فامیل های ناتنی درکشت متراکم در هر دو سال و قندهای محلول و پروتئین خام در سال دوم معنی دار بود (جدول ۵). در تجزیه مرکب داده ها واریانس بین فامیل ها برای قابلیت هضم و قند های محلول معنی دار شد. اثرا ت متقابل فامیل × سال، معنی داری برای قابلیت هضم در سطح ۵٪ به دست آمد (جدول ٦). به طور کلی مقدار h^2_n برای صفات کیفی در شرایط کشت متراکم بیشتر از کشت فاصله دار بود. مقدار بالای h^2_n نشان دهنده این موضوع است که واریانس افزایشی مهمترین جزء کنترل کننده صفات کیفی در کشت متراکم است. مشابه این نتایج، یعنی مقدار زیاد h^2_n برآورد شده، توسط پاسلت (Posselt, 1994)، اولیورا و کاسترو (Oliveira and Castro, 1994) و رای و همکاران (Ray et al., 1996) برای قابلیت هضم، هامفریز (Humphreys, 1995) برای قند های محلول و اولیورا و کاسترو (Oliveira and Castro, 1994) برای پروتئین خام در شرایط کشت متراکم، گزارش شده است.

۳-۲ همبستگي بين صفات

تخمین ضرایب همبستگی فنوتیپی (r_p)، ژنوتیپی(r_g)، افزایشی (r_a) و محیطی (r_e)، بین صفات مورد مطالعه به ترتیب برای والدین و نتاج در کشت فاصله دار و برای نتاج در کشت متراکم، در جدول های ۷ و ۸ آورده شده اند. در تجزیه واریانس فامیل های ناتنی، در مواردی که جزء واریانس بین فامیل های ناتنی مربوط به یک یا دو صفت معنی دار نبود ضریب همبستگی افزایشی(r_a) برای آن ها محاسبه نشد. از طرفی چون واریانس کلون های والدینی برای همه صفات معنی دار شده و ضریب همبستگی ژنتیکی (r_g) برای تمام ترکیبات دو گانه محاسبه گردید. با توجّه به دلایل ذکر شده، امکان مقایسه بین مقادیر r_g و r_a در همه موارد میسر نشد. با این حال، هر جا که r_g معنی دار شده بود r_a نیز با همان علامت معنی دار شده بود. همبستگی محیطی(r_e) برای والدین در شرایط کشت فاصله دار محاسبه گردید. به جز همبستگی محیطی(r_e) بین قند محلول و قابلیت هضم در سال دوم و قند محلول با پروتئین خام در سال اول در

[Downloaded from agrobreedjournal.ir on 2026-05-20]

[DOR: 20.1001.1.15625540.1381.4.1.2.3]

بقیه ترکیبات دو گانه مقدار همبستگی محیطی r_e ، ناچیز و غیر معنی دار بود (جدول ۷). این امر نشان دهنده این موضوع است که نقش عوامل محیطی در تخمین همبستگی فنوتیپی در بین ترکیبات دو گانه در کلون های والدینی ناچیز بوده است.

همبستگي بين قابليت هضم و قند هاي محلول: کلیه ضرایب همبستگی فنوتیپی و ژنتیکی بین این دو صفت در هر دو شرایط کشت فاصله دار و متراکم مثبت و معنی دار بودند (جدول های ۷ و ۸). از آن جا که همه قند های محلول در آب، قابل هضم هستند، به نظر می رسد که این موضوع یک قاعده کلی در گرامینه های علوفه ای باشد. مشابه این نتایج توسط هامفریز (Humphreys, 1989c) و فراندسن (Frandsen, 1986) در کشت فاصله دار و دنت و آلدریچ (Dent and Aldrich, 1963) در کشت متراکم، در چچم دائمی گزارش شده است.

همبستگي بين قابليت هضم و پروتئين خام: ضرائب همبستگی ژنتیکی و فنوتیپی بین این دو صفت منفی و در بیشتر مواقع معنی دار بودند (جدول های ۷ و۸). با توجّه به این که قند های محلول در آب و پروتئین خام هر دو قابل هضم هستند انتظار می رود که هر دو صفت، همبستگی مثبت با درصد قابلیت هضم داشته باشند. با این حال، ضرایب همبستگی منفی بین قابلیت هضم و پروتئین خام ممکن است به این دلیل با شد که درصد قند های محلول در آب در طول بهار و تابستان عموما" بیشتر از درصد پروتئین خام در گیاه است (داده ها آورده نشده اند). با این حال نتایج گزارش های منتشر شده برای مقدار ضریب همبستگی بین این دوصفت متفاوت است. باگ (Bugge, 1978) و گرایم و همکاران (Grimes et al., 1967) ضرایب همبستگی منفی را گزارش کرده اند. در حالی که فراندسن (Frandsen, 1986) و ماروم و همکاران (Marum et al., 1979) وجود همبستگی مثبت بین این دو صفت در چچم دائمی گزارش کرده اند.

همبستگي بين قند هاي محلول و پروتئين خام: رابطه منفی معنی دار در همه حالات، بین این دو صفت مشاهده گردید (جدول های ۷ و۸). منابع منتشر شده نیز همین وضعیت را نشان می دهند (Valentine and Charles, 1979; Dent and Aldrich, 1963). ضریب همبستگی محیطی (r_e) بین این دو صفت در سال اول منفی و معنی دار بود که بیانگر این موضوع است که علاوه بر ژنتیک گیاه، عوامل محیطی نیز در کنترل ضریب همبستگی دخالت دارند. برای مثال با افزایش ازت خاک، ازت بیشتری جذب گیاه شده و باعث افزایش رشد گیاه و افزایش پروتئین خام و کاهش قند می گردد. پس از مدتی، با تشدید فعالیت های فتوسنتزی گیاه، میزان قندها افزایش یافته وکمبود ازت پیش می آید (Humphreys, 1989c).

همبستگي بين عملكرد علوفه و قابليت هضم: ضرائب همبستگی ژنتیکی محاسبه شده برای این دو صفت، دردو محیط کشت متفاوت بودند. در سال اول، کشت کلون های والدینی به صورت فاصله دار، ضرایب نزدیک به صفر را به نمایش گذاردند، ولی در سال دوم ضرایب مثبت و معنی دار شدند (جدول ۷). کلمنتس (Clements, 1973) وهامفریز (Humphreys, 1989c) نیز در شرایط کشت فاصله دار، همبستگی مثبت بین دو صفت را گزارش کرده اند. همبستگی مثبت برآورد شده ممکن است به دلیل عدم وجود رقابت بین تک بوته ها در شرایط کاشت فاصله دار باشد که موجب ایجاد پنجه های بزرگ و ساقه های ضخیم و افزایش عملکرد شده است. این قبیل ساقه ها معمولا" قابلیت هضم بالا و لیگنین کمتر دارند (Ehlke and Casler, 1985). در کشت متراکم، ضرایب همبستگی عموماً منفی و غیر معنی دار بودند (جدول ۸). عدم وجود همبستگی بین عملکرد علوفه و قابلیت هضم در شرایط کشت متراکم توسط فراندسن (Frandsen, 1986) و پاسلت (Posselt, 1994) گزارش شده است و ادعا کرده اند که این دو صفت، مستقل از یکدیگر هستند

همبستگي بين عملكرد علوفه و قند هاي محلول:

[Downloaded from agrobreedjournal.ir on 2026-05-20]

[DOR: 20.1001.1.15625540.1381.4.1.2.3]

داده های به دست آمده در هر دو محیط کشت نشان می دهند که بین این دو صفت، تمایل کلی به طرف همبستگی مثبت بوده و مقدار آن در کشت فاصله دار بیشتر است (جدول های ۷ و ۸). همبستگی مثبت بین این دو صفت توسط ووس و بریس (Vose and Breese, 1964) در کشت فاصله دار و والنتین و چارلز (Valentine and Charles, 1979) وهامفریز (Humphreys, 1989c) در کشت متراکم چچم دائمی نیز گزارش شده است.

همبستگي بين عملكرد علوفه و پروتئين خام: کلیه همبستگی های ژنتیکی برآورد شده برای صفات عملکرد علوفه منفی و اکثراً معنی دار هستند (جدول های ۷ و ۸). این نتیجه گیری در بیشتر گیاهان زراعی گزارش شده است (Vose and Breese, 1964; Posselt, 1994; Oliviera and Castro, 1994). علاوه بر عوامل ژنتیکی عوامل محیطی نیز در مقدار همبستگی تأثیر دارند. هامفریز (Humphreys, 1989c) گزارش کرده است که در شرایط عدم دسترسی به ازت کافی و یا به علت وجود تنش های خشکی، مقدار نیتروژن کمتری جذب گیاه می شود و در نتیجه مقدار همبستگی، بیشتر از مواقعی است که ازت کافی در دسترس گیاه است.

۳-۳ رابطه بین دو محیط کاشت فاصله دار و متراکم

شناخت رابطه بین دو محیط کاشت، از نظر صرفه جویی در زمان، نیروی انسانی، زمین و بازده گزینش، دارای اهمیت است. درگیاهان علوفه ای، موفقیت در گزینش تک بوته ها بستگی به تظاهر آن ها در کشت متراکم دارد. در تحقیق حاضر، فامیل های ناتنی در دو شرایط کشت فاصله دار و متراکم مورد ارزیابی قرار گرفته بودند بنابراین برای پی بردن به رابطه بین دو محیط کاشت، از روش تخمین ضرایب همبستگی بین دو محیط استفاده شد. علاوه بر این، رابطه بین دو محیط کشت از طریق ت خمین وراثت پذیری خصوصی (h^2_{ops}) با استفاده از ضریب رگرسیون نتاج (کشت متراکم) بر روی یک والد (کشت فاصله دار) مورد بررسی قرار گرفت. ضرایب همبستگی فنوتیپی بین داده های مربوط به فامیل های ناتنی کشت شده در شرایط فاصله دار و متراکم و هم چنین درصد وراثت پذیری صفات از طریق محاسبه ضریب رگرسیون نتاج روی یک والد در جدول ۹ ارائه شده اند. مقادیر ضرایب همبستگی و رگرسیونی بر اساس میانگین سالیانه صفات محاسبه شده اند.

نتایج به دست آمده نشان داد که همبستگی بین دو محیط کاشت برای عملکرد علوفه ناچیز بوده و معنی دار نبود. تخمین وراثت پذیری خصوصی (h^2_{ops}) برای این

جدول ٦- برآورد اجزاء واریانس (S^2) وتخمین وراثت پذیری خصوصی (h^2_n) عملکرد علوفه و صفات کیفی از طریق تجزیه مرکب داده های مربوط به فامیل های ناتنی در مدت دو سال در شرایط کشت متراکم

Table 6. Estimates of variance components (S^2) and narrow sense heritability (h^2_n) derived from combined analysis of HS families grown as swards over 2 years for dry matter yield and quality traits

Traits	صفات	S^2_F	S^2_{FB}	S^2_{FY}	S^2_e	h^2_n
DM yield (g plant^{-1})	عملکرد علوفه	0.289 **	0.092	0.199 *	0.291	0.46 ± 0.27
Digestibility(%)	قابلیت هضم	0.533 **	0.022	0.205 *	0.352	0.64 ± 0.29
Charbohydrates(%)	قند محلول	0.609 **	0.075	0.161	0.882	0.51 ± 0.26
Crude protein(%)	پروتئین خام	0.210	- 0.043	-0.072	0.667	0.39 ± 0.20

*, ** Significant at 5%, 1% levels of probability respectively. *, ** به ترتیب معنی دار در سطوح احتمال ۵٪ و ۱٪.

جدول ۷ – ضرایب همبستگی فنوتیپی(r_p) ، ژنوتیپی(r_g) ، محیطی(r_e) و افزایشی(r_a) بین قابلیت هضم، قند محلول،

[Downloaded from agrobreedjournal.ir on 2026-05-20]

[DOR: 20.1001.1.15625540.1381.4.1.2.3]

پروتئین خام و عملکرد علوفه محاسبه شده از طریق تجزیه واریانس والدین و نتاج در شرایط کشت فاصله دار طی دو سال

Table 7. Phenotypic (r_p), genotypic (r_g), environment (r_e) and additive (r_a) correlations coefficents between yield and quality traits from analysis of parents and HS families grown as spaced plants for 2 years

Traits	صفات	Year سال	والدین			نتایج	
			R_p	r_g	r_e	r_p	r_a
DOMD vs WSC	قابلیت هضم و قند محلول	سال 1	0.62**	0.91¶	0.22	0.51**	0.99¶
		سال 2	0.94**	0.97¶	0.82¶	0.83**	1.01¶
DOMD vs CP	قابلیت هضم و پروتئین خام	سال 1	-0.18	-0.59¶	0.27	-0.03	α
		سال 2	-0.62**	-0.81¶	-0.02	-0.52**	- 0.80¶
WSC vs CP	قند محلول و پروتئین خام	سال 1	-0.74**	-0.76¶	-0.74¶	-0.66**	α
		سال 2	-0.63**	-0.84¶	0.02	-0.75**	- 0.81¶
DM yield vs DOMD	عملکرد علوفه و قابلیت هضم	سال 1	-0.02	0.15	-0.13	-0.11	α
		سال 2	0.42**	0.63¶	0.13	0.35**	α
DM yield vs WSC	عملکرد علوفه و قند محلول	سال 1	0.18	0.37	0.05	0.08	α
		سال 2	0.40**	0.61¶	0.13	0.21*	α
DM yield vs CP	عملکرد علوفه و پروتئین خام	سال 1	-0.37**	-0.60¶	-0.24	-0.32**	α
		سال 2	-0.33**	-0.39	-0.29	-0.20*	α

*,**: Significant at the 5%, 1% levels of probability respectively. *,به ترتیب معنی دار در سطوح احتمال ۵٪ و ۱٪.

¶= Correlation coefficient exceeded twice its SE. ¶ = ضریب همبستگی بزرگتر از دو برابر اشتباه استاندارد است.

α= MS of one or both traits was not significant (P>0.10). α = میانگین مربعات یک یا دو صفت معنی دار نشده است.

جدول ۸- ضریب همبستگی فنوتیپی و افزایشی بین قابلیت هضم، قند محلول، پروتئین خام و عملکرد علوفه محاسبه شده از طریق تجزیه واریانس فامیل های ناتنی در هر سال به طور جداگانه و تجزیه مرکب داده های دو سال در شرایط کشت متراکم

Table 8. Phenotypic and additive correlation coefficents between yield and quality traits for each year and combined over 2 years from analysis of HS families grown as swards

Traits	صفات	Year سال	DOMD	قابلیت هضم	WSC	قند محلول	CP	`پروتئین خام
			Rp	ra	rp	ra	rp	ra
WSC	قند محلول	سال 1	0.69**	0.82¶				
		سال 2	0.74**	0.67¶				
Comb.analysis		تجزیه مرکب	0.68**	0.78¶				
CP	پروتئین خام	سال 1	-0.45**	α	-0.74**	α		
		سال 2	-0.39*	-0.27	-0.79**	-0.80¶		
Comb.analysis		تجزیه مرکب	-0.45**	-0.60¶	-0.78**	-1.05¶		
DM yield	عملکرد علوفه	سال 1	-0.03	-0.09	0.25	0.17	-0.54**	α
		سال 2	-0.20	-0.43	0.03	0.01	-0.17*	-0.12
Comb.analysis		تجزیه مرکب	-0.08	-0.36	0.17	0.26	-0.46**	-0.43

*,**: Significant at the 5%, 1% levels of probability respectively. *,به ترتیب معنی دار در سطوح احتمال ۵٪ و ۱٪.

¶= Correlation coefficient exceeded twice its SE. ¶ = ضریب همبستگی بزرگتر از دو برابر اشتباه استاندارد است.

α= MS of one or both traits was not significant (P>0.10). α = میانگین مربعات یک یا دو صفت معنی دار نشده است.

جدول ۹- تخمین وراثت پذیری خصوصی با استفاده از ضریب رگرسیون (b).نتاج (در کشت متراکم) بر روی یک والد

[Downloaded from agrobreedjournal.ir on 2026-05-20]

[DOR: 20.1001.1.15625540.1381.4.1.2.3]

(درکشت فاصله دار) و ضریب همبستگی (r) بین دو محیط کشت

Table 9. Estimation of narrow sense heritability (h^2_{ops}) based on regression coefficient (b) when parents grown as spaced plants and offspring grown as swards and correlation (r) between two environments

Traits	صفات	Year	ضریب رگرسیون b	وراثت پذیری h^2_{ops}	ضریب همبستگی r
DM yield (g plant^{-1})	عملکرد علوفه	سال 1	0.01	0.02 ± 0.03	0.16
Digestibility(%)	قابلیت هضم	سال 1	0.03	0.07 ± 0.23	0.03
		سال 2	0.19 *	0.38 ± 0.09	0.38 *
Charbohydrates(%)	قند محلول	سال 1	0.24 *	0.48 ± 0.17	0.57 **
		سال 2	0.14 *	0.28 ± 0.12	0.39 *
Crude protein(%)	پروتئین خام	سال 1	0.19	0.39 ± 0.29	0.25
		سال 2	0.12	0.23 ± 0.21	0.36

*,**: Significant at the 5%, 1% levels of probability respectively. *, ** = به ترتیب معنی دار در سطوح احتمال ۵٪ و ۱٪.

صفت نزدیک به صفر بود که نشان دهنده این است که گزینش برای افزایش عملکرد علوفه در کشت فاصله دار بازدهی بر افزایش عملکرد در شرایط متراکم ندارد. اکثر تحقیقات انجام شده مؤید این گزارش است (Carpenter and Casler, 1990; Hayward and Vivero, 1984). ولی به هر حال، انگلند (England, 1975) نشان داده است که همبستگی معنی دار بین دو محیط کشت برای عملکرد علوفه وجود دارد. برای صفات کیفی، مقدار ضرایب همبستگی کم تا متوسط بودند. همبستگی بین دو محیط برای قابلیت هضم در سال دوم و قند های محلول در هر دو سال مثبت و معنی دار بود. ضرایب رگرسیون بین دو محیط و h2ops نیز کم تا متوسط بودند و برای پروتئین خام معنی دار نشدند (جدول ۹). به طور کلی می توان گفت که رابطه قوی بین دو محیط کاشت وجود ندارد و گزینش از طریق کشت فاصله دار معیار خوبی برای افزایش کیفیت و عملکرد علوفه در چچم دائمی نمی باشد و بهتر است که گزینش صفات در کشت متراکم انجام پذیرد. مشابه این نتایج توسط بیری پوت و همکاران (Beerepoot et al., 1994) و یوژروژ و همکاران (Ugherughe et al., 1980) گزارش شده است. برخلاف گزارش حاضر هامفریز (Humphreys 1989b) برای درصد قند های محلول در آب و فراندسن (Frandsen, 1986) برای درصد قابلیت هضم، گزارش کرده اند که رتبه بندی تیمار ها برای صفات کیفی در والدین و هیبرید آن ها در دو محیط کاشت ثابت بوده است.

٤- نتیجه گیری

تحقیق حاضر به منظور بررسی وجود تنوع ژنتیکی و همبستگی ژنتیکی بین صفات مورد مطالعه به اجرا در آمد تا به حل مشکلاتی که در رابطه با اصلاح و گزینش برای عملکرد علوفه و صفات کیفی وجود دارد کمک نماید. تجزیه ژنتیکی صفات نشان داد که مقدار وراثت پذیری عمومی برای کلیه صفات نسبتا" زیاد است ولی مقدار وراثت پذیری خصوصی برای عملکرد علوفه، در کاشت فاصله دار ناچیز می باشد. بنابراین، با عمل گزینش توده ای وگزینش همراه با آزمون نتاج می توان نسبت به اصلاح این صفات اقدام نمود. هم چنین نتایج به دست آمده نشان داد که امکان گزینش هم زمان برای عملکرد علوفه و قابلیت هضم وجود دارد و گزینش صفات بایستی در شرایط کشت متراکم انجام گیرد.

References

Aastveit, A. H. and K. Aastveit. 1989. Genetic variations and inheritance of quantitative characters in two populations of meadow fescue (*Festuca pratensis*, Huds.) and their hybrid. Hereditas **111:**103-114.

Aastveit, A. H. and K. Aastveit. 1990. Theory and application of open-pollination and polycross in forage grass

[Downloaded from agrobreedjournal.ir on 2026-05-20]

[DOR: 20.1001.1.15625540.1381.4.1.2.3]

breeding. Theoretical and Applied Genetics **79:** 618-624.

Arcioni, S., F. Veronesi, D. Mariotti and M. Falcinelli. 1983. Evaluation of the possibility of improving protein yield in Lolium perenne L. Z. Pflanzenzuchtung **91:** 203-210.

Becker, W. A. 1984. Manual of Quantitative Genetics. 4th edition Academic Enterprises Pullman, Washington, 196 pages.

Beerepoot, L. J., W. Bouter and J. K. Dijkstra. 1994. Breeding for improved digestibility in perennial ryegrass. Proceeding of the 19th EUCARPIA Fodder Crops Section Meeting Brugge, Belgium, pages 237-242.

Belanger, G. and R. E. Mcqueen. 1997. Leaf and stem nutritive value of timothy cultivars differing in maturity. Can. J. of Plant Science **77:** 237-245.

Breese, E. L. 1961. The genetic assessment of breeding material. In: ed. C. L. Skidmore), Proceeding of 8th International Grassland Congress, 1960, UK pages 45-49.

Bugge, G. 1978. Genetic variability in chemical composition of Italian ryegrass ecotypes. Z. Pflanzenzuchtung **81:** 235-240.

Buxton, D. R., D. R. Mertens and D. S. Fisher. 1996. Forage quality and ruminant utilization. In: "Cool-season forage grasses" (eds. Moser, L. E., D. R. Buxton and M.D. Casler) ASA, CSSA, and SSSA, Madison, USA pages 229-266.

Carpenter, J. A. and M. D. Casler. 1990. Divergent phenotypic selection response in smooth bromegrass for forage yield and nutritive value. Crop Sci. **30:** 17-22.

Clements, R. J. 1973. Breeding for improved nutritive value of Phalaris tuberosa herbage: An evaluation of alternative sources of genetic variation. Aust. J. of Agric. Research **24:** 21-34.

Cooper, J. P. 1962. Selection for nutritive value. Report of the Welsh Plant Breeding Station for 1961, UK, pages 145-156.

Cooper, J. P. 1973. Genetic variation in herbage constituents. In: "Chemistry and biochemistry of herbage" (eds. Butler and Bailey), Vol. II. Academic press, London pages 379-417.

Dent, J. W. and D. T. A. Aldrich. 1963. The inter relationship between heading date , yield chemical composition and digestibility in varieties of perennial ryegrass, timothy, cocksfoot and meadow fescue. J. of the National Institute of Agric. Botany **9:** 261-281.

Dickerson, G. E. 1969. Techniques for research in quantitative animal genetics. In: "Techniques and procedures in animal production research" American Society Animal Production Publication New York, pages 36-79.

Ehlke, N. J. and M. D. Casler. 1985. Anatomical characteristics of smooth bromegrass clones selected for in vitro dry matter digestibility. Crop Sci. **25:** 513-517.

England, F. 1975. Heritabilities and genetic correlations for yield in Italian ryegrass (*Lolium multiflorum* Lam.)

[Downloaded from agrobreedjournal.ir on 2026-05-20]

[DOR: 20.1001.1.15625540.1381.4.1.2.3]

grown at different densities. J. of Agric. Sci. Cambridge **84:** 153-158.

Falconer, D. S. and T. F. C. Mackay. 1996. Introduction to quantitative genetics, Fourth edition. Longman Group Ltd. London, 464 pages.

Frandsen, K. J. 1986. Variability and inheritance of digestibility in perennial ryegrass (*Lolium perenne*), meadow fescue (Festuca pratensis), and cocksfoot (Dactylis glomerata). II. F1 and F2 progeny. Acta Agricuturae Scandinavica **36:** 241-263.

Grimes, R. C., B. R. Watkin and J. R. Gallagher. 1967. The growth of lambs on perennial ryegrass, tall fescue and cocksfoot, with and without white clover, as related to the botanical and chemical composition of the pasture and pattern of fermentation in rumen. J. of Agric. Sci. Cambridge **68:** 11-21.

Hayward, M. D. and G. F. Nsowah. 1969. The genetic organization of natural population of *Lolium perenne*. IV. Variation within populations. Heredity **24:** 521-528.

Hayward, M. D. and J. L. Vivero. 1984. Selection for yield in *Lolium perenne*. II. Performance of spaced plant selections under competitive condition. Euphytica **33:** 787-800.

Hill, J. and C. J. A. Samuel. 1971. Measurement and inheritance of environmental response amongst selected material of Lolium perenne. Heredity **27:** 265-276.

Humphreys, M. O. 1989a. Water-soluble carbohydrates in perennial ryegrass breeding. I. Genetic differences among cultivars and hybrid progeny grown as spaced plants. Grass and Forage Science **44:** 231-236.

Humphreys, M. O. 1989b. Water-soluble carbohydrates in perennial ryegrass breeding. II. Cultivar and hybrid progeny performance in cut plot. Grass and Forage Science **44:** 237-244.

Humphreys, M. O. 1989c. Water-soluble carbohydrates in perennial ryegrass breeding. III. Relationships with herbage production, digestibility and crude protein content. Grass and Forage Science **44:** 423-430.

Humphreys, M. O. 1995. Multitrait response to selection in *Lolium perenne* L. (perennial ryegrass) populations. Heredity **74:** 510-517.

Jafari, A. and V. Connolly. 1997. Genetic variation for quality characteristics in ryegrass (*Lolium perenne* L) IGAPA 23rd Research Meeting, pages 101-103.

Kearsey, M. J., M. D. Hayward, F. D. Devey, S. Arcioni, M. P. Eggleston and M. M. Eissa. 1987. Genetic analysis of production characters in *Lolium*. I. Triple test cross analysis of spaced plant performance. Theoretical and Applied Genetics **75:** 66-75.

Lawrence, M. J. 1965. Variation in wild populations of Papaver dubium I. variation within populations; Diallel crosses. Heredity **20:** 183-204.

Lazenby, A. and H. H. Rogers. 1964. Selection criteria in grass breeding. II. Effect, on Lolium perenne, of

[Downloaded from agrobreedjournal.ir on 2026-05-20]

[DOR: 20.1001.1.15625540.1381.4.1.2.3]

differences in population density, variety and available moisture. J. of Agric. Sci. Cambridge **62:** 285-297.

Marum, P., A. W. Hovin, G. C. Marten and J. S. shenk. 1979. Genetic variability for cell wall constituents and associated quality traits in reed canarygrass. Crop Sci. **19:** 355-360.

Nguyen, H. T., D. A. Sleper and A. G. Matches. 1982. Inheritance of forage quality and its relationship to leaf tensile strength in tall fescue. Crop Sci. **22:** 67-72.

Oliveira, J. A. and P. Castro. 1994. Variability and selection of genotypes of perennial ryegrass for nutritive value using NIRS. Proceeding of the 19th EUCARPIA Fodder Crops Section Meeting Brugge, Belgium, pages 153-154.

Posselt, U. K. 1994. Selection parameters of quality traits in perennial ryegrass. Proceeding of the 19th EUCARPIA Fodder Crops Section Meeting Brugge, Belgium, pages 129-135.

Ray, I. M., J. F. Karn and S. T. Dara. 1996. Heritabilities of nutritive quality factors and interrelationships with yield in tetraploid crested wheatgrass. Crop Sci. **36:** 1488-1491.

Rogers, H. H. and A. J. Thomson. 1970. Aspects of the agronomy and genetics of quality component in diallel set of progenies of *Lolium perenne* L. J. of Agric. Sci. Cambridge **75:** 145-158.

Smith, K. F., K. F. M. Reed and J. Z. Foot. 1997. An assessment of relative importance of specific traits for the genetic improvement of nutritive value in dairy pasture. Grass and Forage Science **52:** 167-175.

Ugherughe, P. O., P. N. Drolsom and J. R. Davis. 1980. Influence of planting pattern on estimated digestibility of smooth bromegrass. Crop Sci. **20:** 695-699.

Valentine, J. and A. H. Charles. 1979. The associations of dry matter yield with nitrogen and soluble carbohydrate concentration in perennial ryegrass (*Lolium perenne* L.). J. of Agric. Sci. Cambridge **93:** 657-667.

Vose, P. B. and E. L. Breese. 1964. Genetic variation in utilization of nitrogen by ryegrass species *Lolium perenne* and *Lolium multiflorum*. Annals of Botany **110:** 251-270.

Wheeler, J. L. and J. L. Corbett. 1989. Criteria for breeding forages of improved feeding value: Results of a Delphi survey. Grass and Forage Science **44:** 77-83.

[Downloaded from agrobreedjournal.ir on 2026-05-20]

[DOR: 20.1001.1.15625540.1381.4.1.2.3]

Genetic variation for fodder yield and quality in half sib families of perennial ryegrass (*Lolium perenne*) grown as spaced plants and swards

A. A. Jafari[1]

ABSTRACT

The objective of this research was to study the genetic variation for total dry matter yield and three quality characteristics: digestible organic matter in dry matter (DOMD), water soluble carbohydrate (WSC) and crude protein content (CP) in perennial ryegrass (*Lolium perenne*) under spaced plants and swards conditions. A polycross nursery containing 24 genotypes were established. Prior to planting, each parent was vegetatively propagated to give 8 clones. At harvest, seeds of propagated clones of each genotype was combined. Both seed of half sib families and their clone propagated parents were grown as spaced plants and sward over two years. Near Infrared Spectroscopy (NIR) was used to estimate the quality parameters. The broad sense heritability estimates (h^2_b) were relatively high for quality traits (h^2_b = 0.48-0.80), but moderate for dry matter yield (h^2_b = 0.25-0.49). Narrow sense heritability (h^2_n), was low for dry matter yield (h^2_n=0.03-0.26) and high for quality traits (h^2_n= 0.03-0.92). Genetic analysis indicated that non-additive genetic variance was the major component controlling DM yield, while, additive genetic variance was more significant for quality traits. The genotypic correlation of DOMD and WSC was significantly positive, while the relationship of CP with WSC was significantly negative. These results were consistent over two years. None of the phenotypic or genotypic correlation estimates of DOMD and CP were significant. DM yield and DOMD were negatively correlated under swards. The genetic correlation of DM yield with WSC was positive, however, its relationship with CP was negative.

Keywords: Perennial ryegrass, Quality, Dry matter yield, Heritability, Correlation.

[Downloaded from agrobreedjournal.ir on 2026-05-20]

[DOR: 20.1001.1.15625540.1381.4.1.2.3]

1- Scientific member, Research Institute of Forests and Rangelands, Tehran, Iran