

آنالیز فنوتیپی و ژنتیکی وزن پشم گوسفند لری بختیاری با استفاده از روش آماری بیزی

آذر راشدی ده صحرائی^{۱*}، جمال فیاضی^۲، محمد تقی بیگی نصیری^۳ و محمود وطن خواه^۴

۱- دانش آموخته کارشناسی ارشد اصلاح نژاد دام، دانشگاه کشاورزی و منابع طبیعی رامین خوزستان

۲- دانشیار گروه اصلاح نژاد دام، دانشگاه کشاورزی و منابع طبیعی رامین خوزستان

۳- استاد گروه اصلاح نژاد دام، دانشگاه کشاورزی و منابع طبیعی رامین خوزستان

۴- دانشیار اصلاح نژاد دام، مرکز تحقیقات کشاورزی و منابع طبیعی شهرکرد

چکیده

در این تحقیق از تعداد ۶۳۲۶ رکورد وزن پشم گوسفندان لری بختیاری، حاصل از ۲۷۳ پدر و ۱۹۲۷ مادر استفاده شد. اطلاعات طی سال‌های ۱۳۶۹ تا ۱۳۸۹ در ایستگاه پرورش و اصلاح نژاد این گوسفند، واقع در شهرستان شهرکرد (شولی) جمع‌آوری شدند. نرم‌افزار آماری SAS برای تعیین عوامل محیطی مؤثر بر این صفت و نرم‌افزار MTGSAM از طریق نمونه‌گیری گیبس، برای برآورد پارامترهای ژنتیکی، مورد استفاده قرار گرفت. عوامل محیطی سال تولد، جنس بره، تیپ تولد و سن مادر هنگام زایش بر این صفت معنی‌دار بوده و به عنوان اثرات ثابت در مدل قرار گرفتند، اثرات متقابل بین سن مادر - جنس بره و تیپ تولد - جنس بره نیز بر این صفت معنی‌دار بودند. سن دام هنگام پشم‌چینی و وزن تولد دام، به عنوان متغیر کمکی در مدل وارد شدند. وراثت‌پذیری مستقیم و مادری محاسبه شده، بر اساس مدل مناسب انتخاب شده، برای این صفت به ترتیب برابر 0.24 ± 0.23 و 0.04 ± 0.03 گرم در سال برآورد شده و از لحاظ آماری معنی‌دار بودند. روند ژنتیکی مستقیم و مادری به ترتیب برابر 0.03 ± 0.01 و 0.01 ± 0.00 بود و از لحاظ آماری معنی‌دار نبودند. روند ژنتیکی این صفت طی سال‌های مختلف پیشرفت قابل ملاحظه‌ای داشت که می‌تواند به دلیل برنامه‌های اصلاحی هدفمند در این ایستگاه باشد.

کلمات کلیدی: گوسفند لری بختیاری، وزن پشم، روند ژنتیکی، نمونه‌گیری گیبس

مقدمه

پشم در اقتصاد دامپروری به خصوص در کشورهایی که به پرورش گوسفندان نژاد پشمی می‌پردازند، از حد فرآورده جنبی فراتر رفته و محصول اصلی گوسفند در این کشورها به‌شمار می‌رود. به همین جهت در کشورهای پرورش‌دهنده گوسفند، تحقیقات وسیعی برای بهبود کمیت و کیفیت تولید با هزینه فراوان به‌عمل می‌آید (یاراحمدی و همکاران، ۱۳۸۶). میزان رشد پشم و وزن بدن تابعی از عوامل ژنتیکی، محیطی و فیزیولوژیکی می‌باشد. همچنین در نژادهای گوسفند ایرانی میزان رشد پشم نیز ممکن است تغییرات زیادی داشته باشد. به دلیل این‌که اثر عوامل محیطی بر فنوتیپ حیوانات مزرعه‌ای زیاد می‌باشد (کوپ، ۱۹۸۲). در جهان امروز صنایع نساجی جایگاه ویژه‌ای در اقتصاد کشورها دارد، بنابراین افزایش کمی و کیفی محصول پشم روز به روز اهمیت بیشتری یافته و تولید آن از لحاظ تقویت بنیه مالی کشورها و ازدیاد ثروت ملی، همپایه صنایع مهم و تجدیدشونده اهمیت زیادی دارد. گوسفندان ایرانی از نظر کیفیت پشم در ردیف گوسفندان پشم ضخیم یا گوسفندانی با پشم مناسب برای قالیبافی می‌باشند (سعادت‌نوری و سیاه‌منصور، ۱۳۸۰). توسعه و پیشرفت روش‌های آماری در چند دهه گذشته به عنوان یک موضوع ثابت در اکثر مطالعات اصلاح نژادی مد نظر بوده است و در این ارتباط روش آماری بیزی، مبتنی بر روش نمونه‌گیری گیبس، به عنوان روشی نوین و کارآمد، امروزه در سراسر دنیا و در اکثر رشته‌های علوم، مورد توجه قرار گرفته است. یکی از تکنیک‌های متداول روش بیزی، نمونه‌گیری گیبس می‌باشد (یوسفی و همکاران، ۱۳۹۱). نمونه‌گیری گیبس، یک روش انتگرال‌گیری عددی بوده و یکی از انواع روش‌های مونت کارلوی زنجیره مارکوف^۱ می‌باشد. در این روش‌ها، نمونه‌هایی از درون توزیع‌های مشخص گرفته شده و به همین دلیل آنها را مونت کارلو می‌نامند. همچنین دلیل اطلاق نام زنجیره مارکوف به این روش‌ها، آن است که هر نمونه وابسته به نمونه قبلی می‌باشد. در نمونه‌گیری گیبس، نمونه‌های تصادفی از توزیع‌های پسین حاشیه‌ای، با استفاده از نمونه‌گیری تکراری از توزیع‌های پسین شرطی، تولید می‌شوند. در نمونه‌گیری گیبس معمولاً نمونه‌های ابتدایی حذف می‌شوند. در دوره‌های طولانی، مقدار آغازین توزیع که زنجیره ایجاد می‌کند، چون توزیع در نهایت به همگرایی می‌رسد، مؤثر نخواهد بود. اما در دوره‌های کم، نخستین مقدار آغازین در نتایج اثرگذار می‌باشد. روش نرمال

جلوگیری از نتایج متأثر از مقادیر آغازین، حذف کردن تعداد کمی از نمونه‌ها است این دورها را اصطلاحاً دوره‌های سوخته می‌نامند. چون در این روش از توزیع‌های پیشین استفاده می‌شود، انتظار می‌رود نتایج دقیق‌تری به دست آید (گودارد، ۲۰۱۰ و مرود، ۱۹۹۶). نمونه‌گیری گیبس نخستین بار توسط گمن و گمن (۱۹۸۴) ابداع گردید. در اصلاح دام، ونگ و همکاران (۱۹۹۳)، نمونه‌گیری گیبس را برای برآورد مؤلفه‌های واریانس در مدل مولد نر و مدل دام مورد استفاده قرار دادند. همچنین از این روش برای مطالعه مؤلفه‌های کواریانس در مدل‌های با اثرات مادری (ژنسن و همکاران، ۱۹۹۴)، مدل‌های آستانه‌ای (سورنسن و همکاران، ۱۹۹۵) و مدل‌های رگرسیون تصادفی (جامروزیک و همکاران، ۱۹۹۷)، نیز استفاده شده است. همچنین این روش برای برآورد مؤلفه‌های واریانس و پیش‌بینی ارزش اصلاحی در مدل‌های خطی-آستانه‌ای به کار گرفته شده است (مرود، ۱۹۹۶). گوسفند لری بختیاری با جمعیتی بیش از ۱۷۰۰۰۰۰ رأس یکی از نژادهای درشت‌جثه کشور است که عمدتاً در استان چهارمحال و بختیاری و تحت سامانه‌های عشایری (۶۲۰۰۰۰ رأس) و روستایی (۱۰۱۲۰۰۰ رأس) پرورش می‌یابد و سالیانه با تولید بیش از ۲۳ هزار تن گوشت قرمز نقش به‌سزایی در تولید پروتئین حیوانی دارا می‌باشد (وطن‌خواه و همکاران، ۱۳۸۷). طبق گزارش وطن‌خواه و همکاران (۱۳۸۶) برخی خصوصیات تولیدی این توده بدین شرح است: میانگین وزن بدن میش ۵۶/۲ کیلوگرم، میانگین وزن پشم ۱/۹ کیلوگرم، متوسط میزان آبستنی ۹۱/۲ درصد، میانگین کل وزن تولد به ازای هر میش تحت آمیزش ۵ کیلوگرم، میانگین کل وزن شیرگیری به ازای هر میش تحت آمیزش ۲۶/۸ کیلوگرم و تعداد بره‌های شیرگیری شده در هر زایش میش ۱/۱ رأس می‌باشد. امروزه با استفاده از روش‌های آماری متفاوت، مطالعات فراوانی برای محاسبه اجزاء (کو) واریانس، پارامترها و روند ژنتیکی و محیطی وزن پشم همکاران (۲۰۱۱) در پژوهشی، وراثت‌پذیری مستقیم و مادری وزن پشم گوسفندان مرینوی پشم ظریف را به ترتیب ۰/۱۷ و ۰/۰۵ برآورد نمودند. گوان و همکاران (۲۰۱۰) وراثت‌پذیری وزن پشم را در گوسفندان مالپورا ۰/۳ محاسبه کردند. فرهنگ‌فر و همکاران (۱۳۸۹) برای گوسفندان بلوچی، وراثت‌پذیری را ۰/۰۹۲ به دست آوردند. لطفی (۱۳۸۹) در مطالعه ای روند ژنتیکی مستقیم را برای گوسفند بلوچی ۲۲/۴ گرم و برای گوسفند آرمان ۱۰/۰۱ گرم در سال برآورد نمود.

مواد و روش اجرا

این پژوهش با استفاده از اطلاعات شجره‌ای (جدول ۱) و رکوردهای وزن پشم جمع‌آوری شده طی سال‌های ۱۳۶۹ تا ۱۳۸۹ در ایستگاه پرورش و اصلاح نژاد گوسفند لری بختیاری واقع در شهرستان شهرکرد انجام شد.

هدف از تحقیق حاضر، آگاهی از توان ژنتیکی گوسفندان لری بختیاری در تولید پشم به کمک روش بیزی که براساس تابع چگالی توزیع صفات و احتمالات پیشین و پسین، پارامترهای ژنتیکی و محیطی را برآورد می‌کند و کمتر به نرمال بودن داده‌ها و حتی تعداد کم آنها حساس است، بود تا در نهایت با داشتن پارامترهای درست و صحیح‌تر از وزن پشم گوسفند لری بختیاری، از این اطلاعات در جهت افزایش بازدهی اقتصادی استفاده شود.

جدول ۱- ساختار داده‌ها و اطلاعات شجره‌ای گله گوسفند مورد مطالعه

اطلاعات	تعداد	اطلاعات	تعداد
کل حیوانات	۶۳۲۶	حیوانات غیر از نسل پایه	۵۷۲۵
حیوانات هم خون	۱۷۵۰	پدران غیر از نسل پایه	۱۸۶
کل پدرها	۲۷۳	مادران غیر از نسل پایه	۱۴۱۳
کل مادرها	۱۹۲۷	کل اجداد	۱۲۳۷
حیوانات دارای نتاج	۲۲۰۰	پدر بزرگ‌ها	۲۲۹
حیوانات بدون نتاج	۴۱۲۶	مادر بزرگ‌ها	۱۰۰۸
حیوانات نسل پایه	۶۰۱	اجداد والدین	۸۳۲
پدران نسل پایه	۸۷	اجداد پدرها	۱۹۲
مادران نسل پایه	۵۱۴	اجداد مادرها	۶۴۰

در زمان پشم‌چینی، سنین متفاوتی خواهند داشت. از این رو به منظور تصحیح داده‌ها، پس از بررسی معنی‌دار بودن سن در زمان پشم‌چینی، از این متغیر به‌عنوان متغیر کمکی در برآورد مؤلفه‌های واریانس و کواریانس وزن پشم در اولین پشم‌چینی، استفاده شد. وزن تولد بره‌ها نیز به‌عنوان متغیر کمکی در مدل، قرار گرفت. از مدل خطی آماری زیر برای بررسی اثرات محیطی مؤثر بر وزن پشم در اولین پشم‌چینی این گوسفندان استفاده گردید:

ایستگاه پرورش و اصلاح نژاد گوسفند لری بختیاری در ۱۵ کیلومتری جاده شهرکرد-اصفهان در مجاورت گردنه رخ و در منطقه‌ای به نام دره شولی در شهرستان شهرکرد واقع شده است. مساحت این ایستگاه بالغ بر ۴۰۰ هکتار و ظرفیت تأسیسات آن برای ۱۰۰۰ رأس گوسفند قابل استفاده است. اطلاعات شامل شماره حیوان، پدر و مادر حیوان، سال زایش، جنس بره، تیپ تولد، سن مادر هنگام زایش و رکوردهای مربوط به وزن پشم در اولین پشم‌چینی بود. برای بررسی اثرات ثابت (سال تولد، سن میش در هنگام زایش، جنس بره و تیپ تولد) بر صفت مورد نظر، از مدل خطی^۲ نرم‌افزار SAS 9.1 استفاده گردید. ابتدا تمامی اثرات ثابت در مدل قرار داده شدند و آنالیز انجام گرفت. اثر تمامی این عوامل روی صفت مزبور معنی‌دار بود که در قسمت عوامل ثابت مدل نهایی آنالیز، وارد شدند و برای مقایسه میانگین صفات در سطوح مختلف اثرات ثابت از آزمون توکی-کرامر استفاده گردید. از آنجایی که بره‌ها در هنگام زایش در تاریخ‌های متفاوتی به دنیا می‌آیند، بنابراین

$$y_{ijklmn} = \mu + B_i + A_j + S_k + T_l + (ST_{kl}) + (AS_{jk}) + (AT_{jl}) + b_1 (Ag_{ijklm} - \bar{A}g) + b_2 (A_{ijklmn} - \bar{A}) + e_{ijklmn}$$

متقابل بین جنس بره و سن مادر، AT_{jl} = اثر متقابل بین سن مادر و تیپ تولد، e_{ijklm} = اثرات باقیمانده. اجزای (کو)واریانس و پارامترهای ژنتیکی و ارزش اصلاحی دامها به وسیله نرم افزار MTGSAM (ون تاسل و ون ولک، ۱۹۹۵) برآورد گردید. به منظور بررسی اثرات مادری بر صفت مورد بررسی، اجزای واریانس با شش مدل حیوانی تک متغیره مختلف برآورد شدند و در نهایت بر اساس مقدار واریانس باقیمانده، مدل مناسب انتخاب گردید.

که اجزای آن شامل: y_{ijklmn} = هر یک از مشاهدات برای صفت مورد مطالعه، μ = میانگین جامعه، A_j = اثر j امین سن مادر، B_i = اثر i امین سال تولد بره، S_k = اثر k امین جنس بره، T_l = اثر l امین تیپ تولد، b_1 = ضریب تابعیت وزن بره در وزن مربوطه، Ag_{ijklm} = سن بره در زمان وزن کشی، $\bar{A}g$ = میانگین سن بره در زمان وزن کشی، b_2 : ضریب تابعیت وزن تولد بره در وزن پشم، A_{ijklm} : وزن تولد بره، \bar{A} : میانگین وزن تولد برهها ST_{kl} = اثر متقابل بین جنس بره و تیپ تولد، AS_{jk} = اثر (مایر، ۲۰۰۰).

$$y = Xb + Z_1a + e \quad \text{(مدل ۱)}$$

$$y = Xb + Z_1a + Z_2c + e \quad \text{(مدل ۲)}$$

$$y = Xb + Z_1a + Z_3m + e \quad \text{Cov}(a, m) = 0 \quad \text{(مدل ۳)}$$

$$y = Xb + Z_1a + Z_3m + e \quad \text{Cov}(a, m) = A\sigma_{am} \quad \text{(مدل ۴)}$$

$$y = Xb + Z_1a + Z_2c + Z_3m + e \quad \text{Cov}(a, m) = 0 \quad \text{(مدل ۵)}$$

$$y = Xb + Z_1a + Z_2c + Z_3m + e \quad \text{Cov}(a, m) = A\sigma_{am} \quad \text{(مدل ۶)}$$

متولد شده در هر سال، برای صفت مورد مطالعه محاسبه شد. به این ترتیب به ازای هر سال، یک عدد به دست آمد که میانگین ارزش اصلاحی دامها در آن سال بود. نمودارهای روندهای ژنتیکی، فنوتیپی و محیطی با کمک نرم افزار Excel رسم شدند. روند ژنتیکی مادری نیز به همین صورت محاسبه گردید. برای محاسبه روند فنوتیپی، میانگین وزن پشم در هر سال محاسبه شد و روند فنوتیپی به ازای هر سال تولد به دست آمد.

برای به دست آوردن روند محیطی، ابتدا تفاوت میانگین ارزش اصلاحی از میانگین فنوتیپی در هر سال محاسبه شد و سپس از تابعیت مقدار حاصل بر سال تولد، برای برآورد روند استفاده گردید. برای تعیین معنی دار بودن روندها، از رویه رگرسیون نرم افزار SAS 9.1 استفاده شد.

y : بردار مشاهدات برای صفت مورد مطالعه، b : بردار اثرات ثابت، a : بردار اثرات ژنتیکی مستقیم دام، m : بردار اثرات ژنتیکی افزایشی مادری، c : بردار اثرات محیطی دائمی مادری، X : ماتریس ضرایب که اثرات ثابت را به مشاهدات مربوط می کند، Z_1 : ماتریس ضرایب که اثرات ژنتیکی افزایشی مستقیم را به مشاهدات مربوط می کند، Z_2 : ماتریس ضرایب که اثرات محیطی دائمی مادری را به مشاهدات مربوط می کند، Z_3 : ماتریس ضرایب که اثرات ژنتیکی افزایشی مادری را به مشاهدات مربوط می کند، e : بردار اثرات باقی مانده، $\text{Cov}(a, m)$: کوریانس اثر ژنتیکی افزایشی مستقیم و مادری. وراثت پذیری کل طبق فرمول مقابل محاسبه گردید (ویلیام، ۱۹۷۲).

$$h_t^2 = \frac{\sigma_a^2 + 0.5\sigma_m^2 + 1.5\sigma_{am}}{\sigma_p^2}$$

در پژوهش حاضر، مواردی چون تعداد تکرارهای Gauss-Seidel، ۱۰۰۰۰ دور، طول زنجیره نمونه گیری گیبس، ۱۰۰۰۰۰ دور و معیار همگرایی برآوردها، 10^{-10} در نظر گرفته شد. برای برآورد روند ژنتیکی، پس از محاسبه ارزشهای اصلاحی صفت مورد بررسی، میانگین ارزش اصلاحی دامهای

نتایج و بحث

افزایش وزن پشم می‌گردد. اثر متقابل بین سن مادر و جنس بره نیز بر مقدار تولید پشم معنی‌دار ($P < 0.01$) بود. بره‌های نر متولد شده از مادران با سن بالاتر، دارای وزن پشم بیشتری نسبت به بره‌های ماده متولد شده از مادران دارای سن کمتر بودند. این امر می‌تواند به این علت باشد که میش‌های جوان برای رشد و نگهداری خود به تغذیه اضافی نیاز دارند که امکان دارد بر توسعه فولیکول جنین اثرگذار باشد و به طور غیر مستقیم بر رشد پشم فرزندان مؤثر است (جیانگ و همکاران، ۲۰۱۱).

میانگین‌های حداقل مربعات و خطای استاندارد برای صفت مورد بررسی به تفکیک اثرات ثابت، در جدول ۲ نشان داده شده است. اثرات ثابت سال تولد، جنس بره، تیپ تولد و سن مادر هنگام زایش بر این صفت معنی‌دار ($P < 0.01$) بودند. اثرات متقابل سن مادر - جنس بره و تیپ تولد - جنس بره نیز بر صفت مورد مطالعه معنی‌دار بودند. در پژوهش حاضر، اثر سال تولد بر وزن پشم در اولین پشم‌چینی بره‌های لری بختیاری در سطح بالایی ($P < 0.01$) معنی‌دار بود. ستائی مختاری و همکاران (۱۳۸۸) در مطالعه‌ای اثر سال تولد را بر وزن پشم گوسفندان کرمانی در اولین پشم‌چینی، معنی‌دار گزارش نمودند. علت این معنی‌داری این‌گونه بیان شد که تفاوت در شرایط آب و هوایی، مدیریت و تغذیه در سال‌های مختلف سبب شده تا وزن پشم تولیدی در این سال‌ها، متفاوت باشد. در تحقیق حاضر، بیشترین وزن پشم تولیدی، در سال‌های ۸۸ و ۸۹ بوده که هدفمند بودن برنامه انتخاب در این گله را می‌توان دلیل عمده این امر دانست. کمترین میزان پشم تولیدی مربوط به میش‌های دو ساله بود که می‌تواند به این علت باشد که میش‌های جوان برای رشد و نگهداری خود به تغذیه اضافی نیاز دارند که امکان دارد بر توسعه فولیکول جنین اثرگذار باشد که به طور غیر مستقیم بر رشد پشم فرزندان مؤثر است (جیانگ و همکاران، ۲۰۱۱). میانگین وزن پشم در گوسفندان نر بیشتر از گوسفندان ماده بود. بروملی و همکاران (۲۰۰۰)، طالبی و همکاران (۱۳۷۹) و هانفورد و همکاران (۲۰۰۳) تأثیر جنسیت را بر وزن پشم معنی‌دار دانستند. دلیل اختلاف در مقدار تولید پشم سالیانه گوسفندان نر و ماده می‌تواند به دلیل بزرگتر بودن سطح بدن در نرها باشد، که به دلیل سطح بدن بزرگتر، پشم تولیدی افزایش می‌یابد (ارکانبراک و نایت، ۱۹۹۸). ستائی مختاری و همکاران (۱۳۸۸) اثر جنس بره را بر وزن پشم در اولین پشم‌چینی گوسفندان کرمانی، معنی‌دار گزارش نمودند و عنوان نمودند که اثر جنسیت، ناشی از تفاوت در سامانه هورمونی بره‌های نر و ماده و نیز بزرگتر بودن جثه بره‌های نر نسبت به بره‌های ماده می‌باشد. اثر متقابل بین تیپ تولد و جنس بره، بر وزن پشم معنی‌دار ($P < 0.01$) بود. بیشترین میزان وزن پشم، مربوط به بره‌های نری بود که به صورت تک‌قلو متولد شده بودند. بره‌های نر تک‌قلو متولد شده، نسبت به بره‌های نر دوقلو متولد شده دارای میانگین وزن بدن بیشتری بوده و طبق گزارش هانفورد و همکاران (۲۰۰۵)، بره‌های دارای وزن بیشتر، سطح بدن بزرگتری دارند که باعث

جدول ۲- میانگین حداقل مربعات وزن پشم (کیلوگرم) به تفکیک اثرات ثابت در گوسفندان لری بختیاری

اثر	وزن پشم (kg)	اثر	وزن پشم (kg)
میانگین کل	۰/۸۳±۰/۰۰۳	تیپ تولد	**
سال تولد	**	تکقلو	۰/۸۸±۰/۰۰۴ ^a
سن مادر	**	دوقلو	۰/۷۳±۰/۰۰۵ ^b
۲	۰/۷۷±۰/۰۱ ^c	جنس بره	**
۳	۰/۸±۰/۰۱ ^b	نر	۰/۸۶±۰/۰۰۵ ^a
۴	۰/۸۲±۰/۰۱ ^{ab}	ماده	۰/۷۵±۰/۰۰۵ ^b
۵	۰/۸۳±۰/۰۱ ^{ab}	جنس بره- تیپ تولد	**
۶	۰/۸۱±۰/۰۱ ^b	سن مادر- تیپ تولد	ns
۷	۰/۸±۰/۰۱ ^b	سن مادر- جنس بره	**
R ²	۰/۴۳	%CV	۲۱/۴۹

** نشان دهنده معنی داری در سطح ۰/۰۱ و NS نشان دهنده عدم معنی دار بودن آماری می باشد. میانگین های داخل هر گروه، به جز آنهایی که دارای حروف مشابه هستند از لحاظ آماری با هم اختلاف معنی دار دارند.

گوسفندان مرینوی پشم ظریف چینی ۰/۱۷ گزارش نمودند که از مقدار برآورد شده در این تحقیق کمتر می باشد. مقدار وراثت پذیری وزن پشم گزارش شده توسط ستائی مختاری و همکاران (۱۳۸۴) در گوسفند کرمانی نیز کمتر از میزان محاسبه شده در این پژوهش بود. آن ها این مقدار را ۰/۲۲ گزارش نمودند. تفاوت های موجود در برآوردهای وراثت پذیری عمدتاً به تفاوت های نژادی، مدل های استفاده شده، ساختار و حجم اطلاعات مورد بررسی و تفاوت های مدیریتی برای هر توده و شرایط محیطی گوناگون مربوط می شود (ارکانبراک و نایت، ۱۹۹۸ و الفادیلی و همکاران، ۲۰۰۰).

از بین شش مدل برازش شده، مدل دارای مقدار واریانس باقیمانده کمتر، به عنوان مدل مناسب انتخاب شد. نتایج حاصل از مقایسه مدل های مختلف نشان داد که مدل مناسب برای اولین پشم چینی، مدل ۳ بود که نشان دهنده نقش عوامل ژنتیکی مادری در اولین پشم چینی است. نتایج برآورد مؤلفه های (کو) واریانس و پارامترهای ژنتیکی و محیطی با استفاده از ۶ مدل مختلف، در جدول ۲ آورده شده است. طبق نتایج به دست آمده، مقادیر واریانس ژنتیکی مستقیم و مادری برآورد شده برای این صفت به ترتیب ۰/۰۱ و ۰/۰۲ بود. مقدار وراثت پذیری مستقیم و مادری به دست آمده برای وزن پشم در اولین پشم چینی به ترتیب ۰/۳۱ و ۰/۰۶ برآورد گردید. طبق گزارش لطفی (۱۳۸۹) مقدار وراثت پذیری وزن پشم در گوسفند آرمان ۰/۲۹ بود که با نتیجه این تحقیق نزدیک می باشد. گوان و همکاران (۲۰۱۰) در مطالعه ای مقدار وراثت پذیری وزن پشم را در گوسفند مالپورا ۰/۳۰ گزارش نمودند که با نتایج به دست آمده در این پژوهش مطابقت دارد. اسنیمین و همکاران (۱۹۹۵)، هانفورد و همکاران (۲۰۰۳)، لطفی (۱۳۸۹) و هانفورد و همکاران (۲۰۰۵)، همگی با استفاده از مدل دام، وراثت پذیری مستقیم وزن پشم را به ترتیب در نژادهای آفرینو، تارگی، ایران بلیک و رامبویه ۰/۶۲، ۰/۵۴، ۰/۴۳ و ۰/۵۱ گزارش کردند که بیشتر از مقدار برآورد شده در این تحقیق می باشد. مقادیر کمتری نیز برای وراثت پذیری وزن پشم گزارش شده است. صالحی (۱۳۷۵) با استفاده از تجزیه و تحلیل به کمک کواریانس خواهران و برادران ناتنی وراثت پذیری وزن پشم را در گوسفندان بلوچی ۰/۰۱۳ گزارش کرد. جیانگ و همکاران (۲۰۱۱) وراثت پذیری وزن پشم را در

جدول ۳- برآورد اجزای (کو) واریانس و پارامترهای ژنتیکی وزن پشم در اولین پشم‌چینی با استفاده از روش آماری بیزی

اجزای مدل	مدل ۱	مدل ۲	مدل ۳	مدل ۴	مدل ۵	مدل ۶
σ_a^2	۰/۰۱۲	۰/۰۱۱	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۰۱
σ_m^2	---	---	۰/۰۰۲	۰/۰۰۲	۰/۰۰۲	۰/۰۰۲
σ_{pe}^2	---	۰/۰۰۰۷	---	---	۰/۰۰۰۳	۰/۰۰۰۳
σ_e^2	۰/۰۲۲۱	۰/۰۲۲۴	۰/۰۲۲۰	۰/۰۲۲۴	۰/۰۲۲۳	۰/۰۲۲۳
σ_p^2	۰/۰۳۵	۰/۰۳۴	۰/۰۳۴	۰/۰۳۴	۰/۰۳۴	۰/۰۳۴۳
h_a^2	۰/۳۵±۰/۰۰۷	۰/۳۲±۰/۰۱	۰/۳۱±۰/۰۲	۰/۳۱±۰/۰۲	۰/۳۱±۰/۰۲	۰/۳۱±۰/۰۲
h_m^2	---	---	۰/۰۶±۰/۰۰۱	۰/۰۶±۰/۰۰۱	۰/۰۶±۰/۰۰۱	۰/۰۶±۰/۰۰۲
h_t^2	۰/۳۵	۰/۳۲	۰/۳۲	---	۰/۳۲	---
σ_{am}	---	---	---	-۰/۱۸	---	-۰/۱۹
r_{am}	---	---	---	---	---	---
c^2	---	۰/۰۲۱	---	---	۰/۰۰۹	۰/۰۰۹

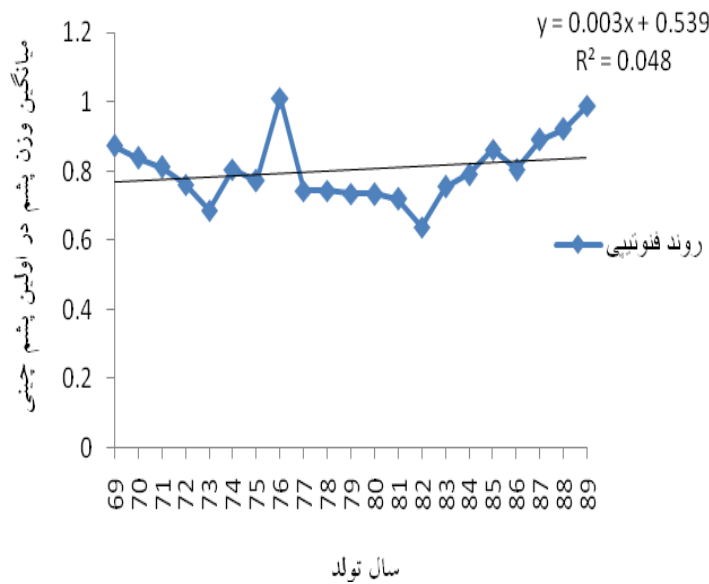
σ_a^2 : واریانس ژنتیکی افزایشی دام، σ_m^2 : واریانس ژنتیکی افزایشی مادر، σ_e^2 : واریانس باقیمانده، σ_{pe}^2 : واریانس محیطی دائمی مادری، σ_p^2 : واریانس فنوتیپی، h_a^2 : وراثت‌پذیری مستقیم دام، h_m^2 : وراثت‌پذیری مستقیم مادری، h_t^2 : وراثت‌پذیری کل، c^2 : نسبتی از واریانس فنوتیپی که ناشی از محیط دائمی مادر است، σ_{am} : کواریانس ژنتیکی مستقیم و مادری، r_{am} : همستگی ژنتیکی مستقیم و مادری.

این صفت در گله‌های مختلف شده است. شیری و همکاران (۱۳۸۳) و سینگ و دهیلون (۱۹۹۱) روند ژنتیکی وزن پشم را به ترتیب در گوسفندان کردی و آوی‌وسترا ۱/۳۲۷- و ۶۷- گرم در سال برآورد کردند که کمتر از مقدار بدست آمده در این پژوهش می‌باشند. ون‌ویک و همکاران (۱۹۹۳) روند ژنتیکی وزن پشم را در گوسفندان دورمر ۱۲۴/۲ گرم در سال گزارش کردند که از مقدار برآورد شده در این پژوهش، بیشتر است. تفاوت در مقدار روند ژنتیکی برآورد شده وزن پشم سالیانه در این پژوهش با دیگر مقادیر گزارش شده به نژاد دام، مدل‌ها و روش‌های محاسباتی، معیار و هدف اصلاح نژاد متفاوت در گله‌های مختلف و شرایط محیطی گوناگون بستگی دارد (سرگلزایی و ادریس، ۱۳۸۳؛ وطن‌خواه و همکاران، ۱۳۸۴ و شات و همکاران، ۲۰۰۴). ضریب X (شیب خط) معادله رگرسیون خطی ($Y=bx+a$) میانگین ارزش اصلاحی به روی سال تولد، در این نمودارها نشان‌دهنده مقدار روند ژنتیکی سالانه این صفات می‌باشد و مقدار R^2 میزان تبیین متغیرهای مستقل به روی متغیرهای وابسته است. در واقع R^2 بیانگر این است که متغیرهای مستقل (سال تولد) در مجموع چند درصد از واریانس متغیر وابسته (میانگین ارزش اصلاحی سالانه دام‌ها) را توضیح می‌دهند. همانطور که مشاهده می‌شود در نمودارهای صفت، نوسانات سالانه‌ای وجود دارد که باعث کم شدن مقدار R^2 شده و این کاهش در مقدار R^2 ، کم شدن مقدار روند ژنتیکی صفت مورد بررسی در این پژوهش را توجیه می‌کند. این نوسانات سالیانه در صفات ممکن است ناشی از تغییرات تصادفی شرایط آب و هوایی و تغییر در مدیریت و سطح تغذیه

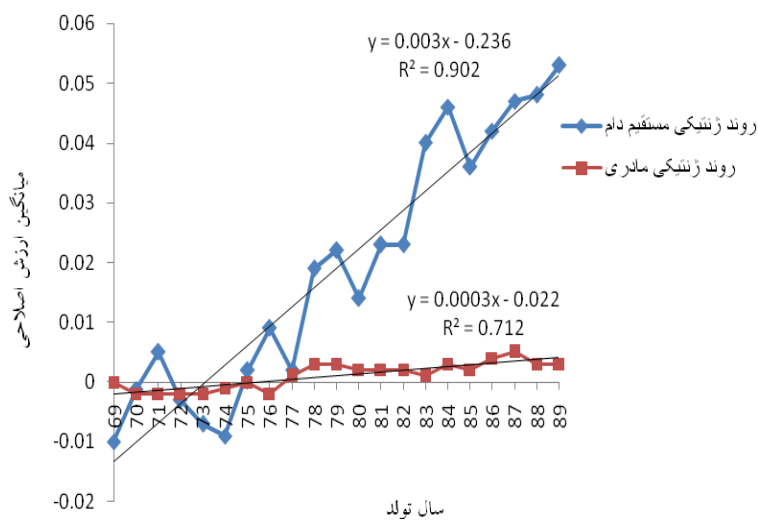
روندهای فنوتیپی و ژنتیکی برای اولین پشم‌چینی گوسفندان لری بختیاری به ترتیب برابر ۳/۰۰±۰/۰۴ و ۳/۲۳±۰/۲۴ گرم در سال برآورد شدند که در نمودارهای ۱ و ۲ نشان داده شده است. همانطور که در نمودار ۲ مشاهده می‌شود میانگین ارزش اصلاحی مستقیم این صفت در سال‌های ابتدایی دوره (۷۱ تا ۷۴)، کاهش داشته است که این حالت احتمالاً به این دلیل است که در اوایل دوره به دلیل نامشخص بودن معیار و هدف اصلاح نژاد مبنای مناسبی برای انتخاب افراد برای جفت‌گیری نبوده است (شات و همکاران، ۲۰۰۴). به علاوه تأثیر سوء عوامل محیطی بر گله سبب شده تا رکوردهای فنوتیپی هر دام نشانگر خوبی از ارزش اصلاحی آن دام نباشند (دوگما و همکاران، ۲۰۰۲ و سرگلزایی و ادریس، ۱۳۸۳). از این رو سطح ژنتیکی گله در طی سال‌های ابتدایی مطلوب نبوده است، البته ممکن است در این سال‌ها انتخابی نیز در گله صورت نگرفته باشد و یا از کوچ‌هایی استفاده شده که ارزش اصلاحی پایینی داشته‌اند لذا سطح ژنتیکی گله در طی این سال‌ها پایین است (سرگلزایی و ادریس، ۱۳۸۳). هانفورد و همکاران (۲۰۰۵) نیز ذکر کردند که میانگین ارزش اصلاحی وزن پشم گوسفندان رامبویه در سال‌های اولیه تغییر چندانی نداشته است که با الگوی مشاهده شده در این پژوهش همخوانی دارد. پژوهش‌های انجام شده درباره برآورد روند ژنتیکی وزن پشم عمدتاً مقادیر کم یا حتی منفی را گزارش کرده‌اند. به نظر می‌رسد توجه بیشتر به صفات رشد و عدم در نظر گرفتن کلیه صفات مؤثر در سودآوری کلی پرورش گوسفند در یک شاخص انتخاب بهینه، منجر به کاهش سطح ژنتیکی

هر سال تولد نشان می‌دهد. برای برآورد روند محیطی ابتدا تفاوت میانگین ارزش اصلاحی از میانگین فنوتیپی در هر سال محاسبه شد و سپس از تابعیت مقدار حاصل بر سال تولد، برای برآورد روند استفاده گردید. مقدار روند محیطی برای این صفت 0.004 ± 0.001 - کیلوگرم در سال برآورد شد که از لحاظ آماری، معنی‌دار نبود ($P > 0.05$).

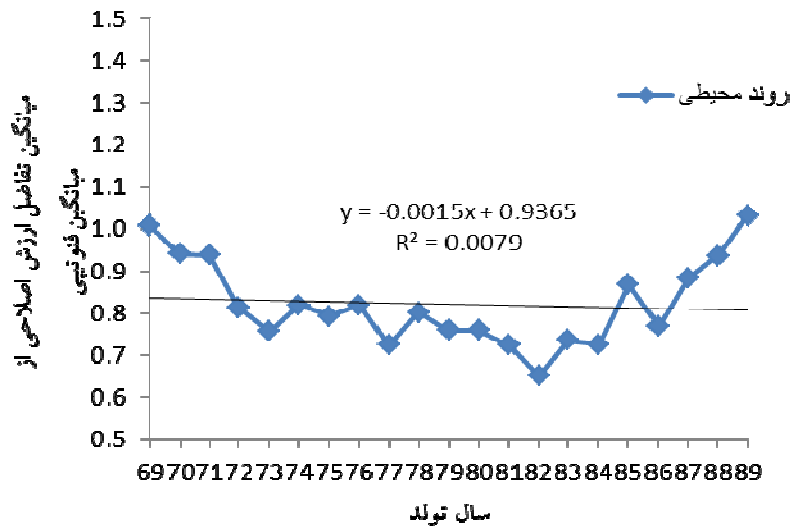
و بهداشت گله باشد، بنابراین در اجرای برنامه‌های اصلاح‌نژادی قبل از هر اقدامی باید شرایط محیطی بهینه برای بروز هرچه بیشتر ظرفیت ژنتیکی گله فراهم شود (شات و همکاران، ۲۰۰۴). به طور کلی، روند ژنتیکی این صفت طی سال‌های مختلف پیشرفت قابل ملاحظه‌ای داشته، اما روند فنوتیپی به میزان بسیار کمی افزایش یافت که این روند از لحاظ آماری معنی‌دار نبود. نمودار ۳ مقدار روند محیطی وزن پشم را به ازای



نمودار ۱- روند فنوتیپی وزن پشم در اولین پشم‌چینی بر حسب سال تولد



نمودار ۲- روند ژنتیکی مستقیم و مادری وزن پشم در اولین پشم‌چینی بر حسب سال تولد



نمودار ۳- روند محیطی وزن پشم در اولین پشم‌چینی بر حسب سال تولد

نتیجه‌گیری

نمونه‌گیری گیبس در آنالیز آماری بیزی توانست برآوردهای مورد انتظار، برای پارامترها را در محدوده معقول ارائه نماید. همچنین پاسخ‌های روش بیزین چون میزان واریانس خطای پیش‌بینی کمتری دارند، واقعی‌تر هستند. اگر پیش‌فرض‌ها به خوبی انتخاب شوند، این ویژگی مفید برآوردهای بیزین بیشتر خود را نشان می‌دهد. در صورتی‌که از سیکل‌های بیشتری نمونه‌گیری گیبس استفاده کنیم و تعداد کمی از نمونه‌ها را حذف نماییم، برآوردهای معتبری از پارامترها به دست خواهد آمد. بنابراین به نظر می‌رسد نتایج حاصل از روش بیزی دقیق‌تر و معتبرتر از روش‌های دیگر باشد. نتایج به دست آمده نشان داد

که صفت وزن پشم در اولین پشم‌چینی، تحت تأثیر اثرات ژنتیکی مادری قرار دارد و عدم در نظر گرفتن اثرات مادری باعث اریبی در برآوردها شده و در نهایت پاسخ به انتخاب را تحت تأثیر قرار خواهد داد.

سپاسگزاری

از مدیریت پژوهشی دانشگاه کشاورزی و منابع طبیعی رامین خوزستان و از مسؤولین محترم ایستگاه پرورش و اصلاح‌نژاد گوسفند لری بختیاری شهرستان شهرکرد، سپاسگزاری می‌گردد.

منابع

ستائی مختاری، م.، ۱۳۸۴. بررسی روند ژنتیکی صفات رشد و تولید پشم سالیانه در گوسفندان کرمانی. پایان نامه کارشناسی ارشد. دانشگاه شهید چمران اهواز. مجتمع آموزش عالی کشاورزی و منابع طبیعی رامین.

ستائی مختاری، م.، رشیدی، ا.، برازنده، ا.، دوماری، ح. و مولایی، ص.، ۱۳۸۸. آنالیز ژنتیکی وزن پشم تولیدی در اولین پشم‌چینی گوسفند کرمانی. مجموعه مقالات همایش ملی الیاف دامی. مهر ۱۳۸۸. دانشگاه تبریز. صفحات. ۱۵-۱۳.

سرگلزایی، م. و ادریس، م.، ع.، ۱۳۸۳. تخمین روندهای فنوتیپی، ژنتیکی و محیطی برخی از صفات مربوط به رشد در گوسفند لری بختیاری. مجله علوم و فنون کشاورزی و منابع طبیعی. انتشارات دانشگاه صنعتی اصفهان، سال هشتم، شماره ۱، صفحات ۱۳۳-۱۲۵.

سعادت‌نوری، م. و سیاه‌منصور، ص.، ۱۳۸۰. اصول نگه‌داری و پرورش گوسفند. انتشارات اشرفی. تهران. ۴۰۵ صفحه.

شیری، س.ا.، ساقی، د. ع. و محمدزاده، م.، ۱۳۸۳. تخمین روند ژنتیکی برخی صفات اقتصادی در گوسفند کردی. مجموعه مقالات اولین کنگره علوم دامی و آبزیان کشور. دانشکده کشاورزی، دانشگاه تهران، جلد دوم، صفحات ۷۶۲-۷۶۰.

صالحی، م.، ۱۳۷۵. برآورد پارامترهای ژنتیکی صفات پشم و وزن بدن در گوسفندان بلوچی عباس‌آباد. پایان‌نامه کارشناسی ارشد. دانشگاه تهران، دانشکده کشاورزی. ۱۰۵ صفحه.

- طالبی، م. ع.، وطن خواه، م.، ادريس، م. ع. و صالحی، ا.، ۱۳۷۹. بررسی عوامل محیطی و ژنتیکی مؤثر بر صفات تولید پشم و وزن بدن در اولین پشم‌چینی بره‌های لری‌بختیاری. مجموعه مقالات اولین سمینار پژوهشی پوست، چرم و الیاف دامی کشور. مؤسسه تحقیقات علوم دامی کشور. صفحات ۹-۱۵.
- فرهنگ‌فر، ه.، متقی‌نیا، ق.، جنتی، ح. و اصغری، م.، ۱۳۸۹. برآورد تنوع ژنتیکی و محیط دائمی صفت پشم در گوسفندان بلوچی. چهارمین کنگره علوم دامی ایران. پردیس کشاورزی و منابع طبیعی دانشگاه تهران (کرج). صفحات ۳۲۸۶-۳۲۸۴.
- لطفی فرخ، م.، ۱۳۸۹. مقایسه روند ژنتیکی صفات تولیدی و تولیدمثلی در گوسفندان بلوچی، آرمان و ایران‌بلک. پایان‌نامه کارشناسی ارشد. دانشگاه کشاورزی و منابع طبیعی رامین خوزستان. ۱۰۳ صفحه.
- وطن‌خواه، م.، مرادی شهربابک، م.، نجاتی جوارمی، ا.، واعظ ترشیزی، ر. و میرائی آشتیانی، ر.، ۱۳۸۴. بررسی خصوصیات فنوتیپی و ژنتیکی صفات رشد در بره‌های لری‌بختیاری. مجله علوم کشاورزی ایران. جلد ۳۶، شماره ۶، صفحات ۱۴۶۳-۱۴۵۵.
- وطن‌خواه، م.، طالبی، م. ع. و ادريس، م. ع.، ۱۳۸۶. بررسی تغییرات فنوتیپی و ژنتیکی صفات اقتصادی میش در یک گله گوسفند لری‌بختیاری. علوم و فنون کشاورزی و منابع طبیعی. شماره ۴۱، صفحات ۳۹۰-۳۸۱.
- وطن‌خواه، م.، مرادی شهر بابک، م.، نجاتی جوارمی، ا.، میرائی آشتیانی، ر. و واعظ ترشیزی، ر.، ۱۳۸۷. تعیین اهداف اصلاحی و ضرایب اقتصادی در گوسفند نژاد لری‌بختیاری تحت سیستم روستایی. پژوهش‌های علوم دامی در پژوهش سازندگی. شماره ۸۲، صفحات ۲۵-۱۷.
- یاراحمدی، ب.، اسلامی، م. و طاهرپور، ن.، ۱۳۸۶. اثر سن و جنس بر روی برخی خصوصیات پشم گوسفند لری. مجله علمی-پژوهشی علوم کشاورزی. سال سیزدهم، شماره ۱، صفحات ۲۱۰-۲۰۳.
- یوسفی، ا.، علیجانی، س.، جسوری، م. و جعفرزاده، ر.، ۱۳۹۱. برآورد پارامترهای ژنتیکی در گوسفند قزل با استفاده از روش آماری بیزی. دوازدهمین کنگره ژنتیک ایران.
- Bromley, C.M., Snowden, G.D. and Van Vleck, L.D., 2000. Genetic parameters among weight, prolificacy and wool traits of Columbia, polypay, Rambouillet and Targhee sheep. *Journal of Animal Sciences*. 78: 846-858.
- Coop, I.E., 1982. *Sheep and goat production*. Elsevier publishing company. Amsterdam. 492pp.
- Dugoma, G., Schoeman, S.J., Cloete, S.W.P. and Jordaan, G.F., 2002. Genetic parameter estimate of early growth traits in the Tygerhoek Merino flock. *South African Journal of Animal Sciences*. 32(2): 66-75.
- Elfadilli, M., Michaux, C., Dettileux, J. and Leroy, P.L., 2000. Genetic parameters for growth traits of the Moroccan Timahdit breed of sheep. *Small Ruminant Research*, Vol. 37: 203-208.
- Ercanbrack, S.K. and Knight, A.D., 1998. Responses to various selection protocols for lamb production in Rambouillet, Targhee, Columbia and Polypay sheep. *Journal of animal Science*, 76: 1311-1325.
- Geman, S. and Geman, D., 1984. Stochastic relaxation, Gibbs distributions, and the Bayesian restoration of images. *IEEE Transactions on pattern Analysis and machine Intelligence* 6(6): 721-741.
- Goddard, M., 2010. *Introduction to Bayesian Statistics*. University of Melbourne and Victorian Institute of Animal Science. 135-162.
- Gowan, G.R., Chopra, A., Prakash, V. and Arora, A.L., 2010. Estimates of (co)variance components and genetic parameters for bodyweights and first greasy fleece weight in Malpura sheep. *Livestock Science*, 131: 94-101.
- Hanford, K.J., Van Vleck, L.D. and Snowden, G.D., 2003. Estimates of genetic parameters and genetic change for reproduction, weight and wool characteristics of Targhee sheep. *Journal of Animal Sciences*, 81:630-640.
- Hanford, K.J., Van Vleck, L.D. and Snowden, G.D., 2005. Estimates of genetic parameters and genetic change for reproduction, weight and wool characteristics of Rambouillet sheep. *Small Ruminant Research*, 51:23-28.
- Jamrozik, J., Schaeffer, L.R. and Dekkers, J.C.M., 1997. Genetic evaluation of dairy cattle using test day yields and random regression model. *Journal of Dairy Science* 80: 1217-1226.
- Jensen, J., Wang, C.S., Sorensen, D.A. and Gianola, D., 1994. Bayesian inference on variance and covariance components for traits influenced by maternal and direct genetic effects, using the Gibbs Sampler. *Acta Agriculturae Scandinavica* 44: 193-201.
- Jiang, D.i., Zhang, Y., Chuang, K., Lazate, T., Jian-Feng, L., Xin, M., et. all. 2011. Estimation of (co)variance components and genetic parameters for growth and wool traits of Chinese superfine merino sheep with the use of a multi-trait animal model. *Livestock Science* 138: 278-288.
- Meyer, K., 2000. *DFREML Version 3.1: User notes*.
- Mrode, R.A., 1996. *Linear models for the prediction of animal breeding values*. C. A. B. International. Pp: 187.
- Shaat, I., Galal, S. and Mansour, H., 2004. Genetic trends for lamb weights in flock of Egyptian Rahmani and Ossimi sheep. *Small Ruminant Research*, 51: 23-28.
- Singh, G. and Dhillon, J.S., 1991. Estimates of genetic trends in a closed flock of Avivastra sheep. *Indian Journal of Animal Sciences*, 61(6): 617-619.
- Snyman, M.A., Erasmus, G.J., Van Wyk, J.B. and Olivier, J.J., 1995. Direct and maternal (CO) variance components and heritability estimates for body weight at different ages and fleece traits in Afrino sheep. *Livestock Production Science*. 44: 229-235.
- Sorensen, D.A., Anderson, S., and Gianola, D., 1995. Bayesian inference in threshold models using Gibbs Sampling. *Genetic, Selection, Evolution* 27: 229-249.

- Van Tassell, C.P. and Van Vleck, L.D., 1995. A Manual for Use of MTGSAM. A Set of FORTRAN Programs to Apply Gibbs Sampling to Animal Models for Variance Component Estimation DRAFT. U.S. Department of Agriculture, Agricultural Research Service.
- VanWyk, J.B., Erasmus, G.J. and Konstantinov, K.V., 1993. Variance components and heritability estimates of early growth traits in Elsenburg Dormer sheep stud. *Journal of Animal Sciences*, 23: 72-76.
- Wang, C.S., Rutledge, J.J. and Gianola, D., 1993. Marginal inferences about variance components in a mixed linear model using Gibbs Sampling. *Genetics, Selection, Evolution* 25: 41-62.
- Willham, R.L., 1972. The role of maternal effects in animal breeding. III. Biometrical aspects of maternal effects in animals. *Journal of Animal Science*. 35: 1288-1293.