دانشگاه علوم کشاورزی و منابع طبیعی ساری
پژوهشهای تولیدات دامی

پیش‌بینی مؤلفه‌های واریانس ژنتیکی و فنوتیپی صفات وزن بدن در گوسفند مغانی با روش نمونه‌گیری گیبس

رضا بهمرام[۱] و آذر راشدی ده‌صحرایی[۲]

۱- استادیار گروه دامی، دانشگاه محقق اردبیلی، (نویسنده مسوول: Behmaram.reza@yahoo.ca)
۲- دانش‌آموخته دکتری ژنتیک و اصلاح نژاد دام، دانشگاه علوم کشاورزی و منابع طبیعی خوزستان
تاریخ دریافت: ۹۸/۱/۱۸ تاریخ پذیرش: ۹۸/۲/۱۷
صفحه: ۱۲۷ تا ۱۳۶

چکیده

به‌منظور پیش بینی (کو)واریانس و پارامترهای ژنتیکی و فنوتیپی صفات رشد گوسفند مغانی از داده‌های مربوط به صفات وزن تولد (۷۳٦۸ رکورد)، شیرگیری (۵۸۹۲ رکورد)، شش‌ماهگی (۵۱۱۰ رکورد)، نه‌ماهگی (۲۹۱۲ رکورد) و یک‌سالگی (۲۸۹۳ رکورد) طی سال‌های ۱۳۷۳ تا ۱۳۹۵ از ایستگاه پرورش و اصلاح نژاد گوسفند مغانی در جعفرآباد مغان استفاده شد. اجزای (کو)واریانس و فراسنجه‌های ژنتیکی، به‌دلیل دقت بالای روش آماری بیزی مبتنی بر تکنیک نمونه‌گیری گیبس، با این روش برآورد شدند. عوامل محیطی سال تولد، فصل تولد، جنسیت بره، نوع تولد و سن مادر هنگام زایش بر کلیه صفات مزبور معنی‌دار بودند (p<۰/۰۱) و به‌عنوان اثرات ثابت در مدل قرار گرفتند. سن دام هنگام وزن‌کشی به‌عنوان متغیر کمکی در مدل استفاده شد. بر اساس کمترین مقدار ثابت آکائیکی برای صفات وزن‌های تولد، شیرگیری، شش‌ماهگی، نه‌ماهگی و یک‌سالگی مقدار وراثت‌پذیری مستقیم به‌ترتیب برابر ۰/۰۳± ۰/۳۵، ۰/۰۴± ۰/۲۰، ۰/۰۲± ۰/۲۳، ۰/۰۴±۰/۳٦ و ۰/۰۳± ۰/۲٤ برآورد شدند. وراثت‌پذیری مادری برای صفات وزن تولد و شیرگیری به‌ترتیب برابر۰/۰۲±۰/۲٦ و ۰/۰۲±۰/۱۱ محاسبه شد. نتایج نشان داد با افزایش سن بره و کاهش وابستگی بره به مادر، سهم اثرات مادری نسبت به اثرات ژنتیکی مستقیم کم می‌شود، لذا با افزایش سن به‌علت کاهش وابستگی بره به مادر، از اهمیت این اثر کاسته شد. وراثت‌پذیری متوسط به‌دست آمده برای صفات مورد بررسی بیانگر مؤثر بودن انتخاب در بهبود ژنتیکی می باشد.

واژهای کلیدی: روش بیزی، صفات رشد، فراسنجه‌های ژنتیکی، گوسفند مغانی

مقدمه

نشخوارکنندگان کوچک، به‌ویژه نژادهای بومی نقش مهمی را در معیشت قسمت قابل توجهی از جمعیت انسانی در مناطق استوایی از جنبه‌های اجتماعی و اقتصادی ایفا می‌کنند (۲۵). در این میان گوشت گوسفند در ایران به‌عنوان یک منبع تأمین پروتئین، رایج و بازار پسندتر نسبت به گوشت گاو و بز می‌باشد. در هر سال ۵۳۴/۹ هزار تن (۵۲/۶ درصد) از کل میزان گوشت قرمز تولیدی در کشور، توسط بیش از ۵۰ میلیون رأس گوسفند تولید می‌شود (۱۳). گوسفند مغانی، یک نژاد بومی است که جزء گوسفندان دنبه‌دار و متوسط وزن، و همانند بیشتر نژادهای گوسفند ایرانی دارای پشمی ضخیم می‌باشد. گوسفند مغانی یکی از مستعدترین نژادهای گوشتی ایران است. درشت بودن جثه، مقاومت در برابر تغییرات آب و هوا و قابلیت تولید بره‌های سنگین عواملی هستند که موجب گردیده‌اند تا دامداران بسیاری از استان‌های کشور تمایل و رغبت زیادی جهت پرورش این نژاد از خود نشان داده و نسبت به نگهداری آن به‌صورت گله‌های روستایی و یا پراکنده در واحدهای دامپروری اقدام نمایند (۱۴). این گوسفند بیشتر از لحاظ تولید گوشت اهمیت داشته و یا به‌عبارت دیگر، تولید گوشت در این نژاد هدف اصلی پرورش می‌باشد (۱۴). عمده‌ترین گروهی که به پرورش و نگهداری گوسفند مغانی اشتغال دارند، عشایر استان اردبیل و به‌ویژه ایل شاهسون هستند (۲۸). هدف اصلی از پرورش گوسفند در ایران تولید گوشت و تأمین پروتئین است. صفات رشد از جمله صفات بسیار مهم در تولید به حساب می‌آیند و یکی از ابزارهای مهم و اساسی پرورش‌دهندگان دام در دنیا به‌منظور افزایش تولید و انتخاب می‌باشند (۲،۳۸). سودمندی پرورش گوسفند به‌میزان زیادی به وزن بره‌های تولیدی وابسته است، بنابراین اهداف انتخاب باید روی این صفات متمرکز گردد (۶). توسعه و پیشرفت روش‌های آماری در چند دهه گذشته به‌عنوان یک موضوع ثابت در اکثر مطالعات اصلاح نژادی مد نظر بوده و در این ارتباط روش بیزی مبتنی بر تکنیک نمونه‌گیری گیبس[۱]، به‌عنوان روشی نوین و کارآمد، امروزه در سراسر دنیا و در اکثر رشته‌های علوم، مورد توجه قرار گرفته است (۳۳). نمونه‌گیری گیبس، یک روش انتگرال‌گیری عددی بوده و یکی از انواع روش‌های مونت کارلوی زنجیره مارکوف[۲] (MCMC) است. امروزه مطالعاتی برای برآورد مؤلفه‌های (کو)واریانس صفات رشد انجام شده که از جمله می‌توان به موارد زیر اشاره نمود. راشدی و همکاران (۳۳) در مطالعه‌ای با استفاده از روش آماری بیزی، اجزای (کو)واریانس را برای صفات رشد گوسفند لری‌بختیاری محاسبه نمودند. این محققین مقدار وراثت‌پذیری را برای صفات وزن‌های تولد، شیرگیری، شش‌ماهگی، نه‌ماهگی و یک‌سالگی به ترتیب برابر ۰/۳۳، ۰/۱۵، ۰/۲۳، ۰/۲۹ و ۰/۳۸ گزارش کردند. اعتقادی و همکاران (۱۲) با استفاده از روش حداکثر درست‌نمایی محدود شده، مقدار وراثت‌پذیری را برای صفات افزایش وزن روزانه از تولد تا سه‌ماهگی و افزایش وزن روزانه از سه‌ماهگی تا شش‌ماهگی به‌ترتیب ۰/۷۹ و ۰/۰۶ گزارش نمودند. فرهادی و روشنفکر (۱۳) برای گوسفندان لری‌بختیاری خوزستان، با استفاده از

1- Gibbs sampling
2- Markov Chain Monte Carlo

[Downloaded from rap.sanru.ac.ir on 2026-11-03]
[DOI: 10.29252/rap.10.24.127]

روش آماری بیزی و تکنیک نمونه‌گیری گیبس مقدار وراثت‌پذیری را برای صفات وزن‌های تولد، شیرگیری و شش‌ماهگی به‌ترتیب ۰/۳۲، ۰/۱۸ و ۰/۲۵ برآورد نمودند. جاواسره[1] و همکاران (۱۷) در گوسفندان آواسی، مقدار وراثت‌پذیری مستقیم را برای صفات وزن تولد و وزن شیرگیری به‌ترتیب ۰/۳۱ و ۰/۱۹ گزارش نمودند. این محققین از روش حداکثر درست‌نمایی محدود شده در برآورد اجزای واریانس اتفاده کردند. هدف از انجام این پژوهش، آگاهی از توان ژنتیکی گوسفند نژاد مغانی به کمک روش بیزی که بر اساس تابع چگالی توزیع صفات، پارامترهای ژنتیکی و محیطی را برآورد می‌کند بود. تعیین عوامل محیطی مؤثر بر صفات رشد این نژاد از دیگر اهداف این پژوهش بود.

مواد و روش‌ها

برای انجام این پژوهش از اطلاعات شجره‌ای و رکوردهای وزن بدن جمع‌آوری شده طی سال‌های ۱۳۷۳ تا ۱۳۹۵ در ایستگاه پرورش و اصلاح نژاد گوسفند مغانی واقع در جعفرآباد مغان استفاده شد. اطلاعات شامل شماره دام، شماره پدر و مادر حیوان، سال زایش، جنسیت بره، تیپ تولد، فصل تولد، سن مادر هنگام زایش و رکوردهای مربوط به صفات وزن بدن در سنین مختلف بود. ساختار داده ها و اطلاعات شجره‌ای گله مورد مطالعه در جدول ۱ آورده شده است.

جدول ۱- ساختار داده‌ها و اطلاعات شجره ای گله گوسفند مغانی مورد مطالعه

Table 1. The data structure and pedigree information of the studied Moghani herd

اطلاعات	تعداد	اطلاعات	تعداد
کل حیوانات	۹۱۳۹	مادران غیر ازنسل پایه	۱۶۷۰
حیوانات هم خون	۱۰۴۶	نتاج فقط دارای پدر	۲
کل پدرها	۳۸۹	نتاج فقط دارای مادر	۱۲۴۱
کل مادرها	۲۴۴۳	نتاج دارای پدر و مادر	۶۸۹۸
حیوانات موجود در فایل داده	۸۱۹۳	کل اجداد	۱۵۳۳
حیوانات دارای نتاج	۲۸۳۲	پدر بزرگ‌ها	۲۸۲
حیوانات بدون نتاج	۶۳۰۷	مادر بزرگ‌ها	۱۲۵۱
حیوانات نسل پایه	۹۲۲	پدربزرگ‌های پدری	۱۲۳
پدران نسل پایه	۱۳۹	پدربزرگ‌های مادری	۲۷۶
مادران نسل پایه	۷۸۳	اجداد والدین	۱۰۱۲
حیوانات غیر از نسل پایه	۸۲۱۷	اجداد پدرها	۲۲۰
پدران غیر ازنسل پایه	۲۷۳	اجداد مادرها	۷۹۱

ابتدا اثرات عوامل محیطی روی صفات مورد بررسی با استفاده از رویه GLM نرم‌افزار آماری SAS 9.1 مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفتند. اثرات ثابت مورد مطالعه شامل، اثر سال تولد، اثر فصل تولد، جنسیت بره، تیپ تولد بره و سن مادر هنگام زایش بودند که نتایج تجزیه واریانس عوامل محیطی مؤثر بر این صفات در جدول ۳ نشان داده شده است. با توجه به متفاوت بودن سن بره‌ها هنگام وزن‌کشی، سن بره هنگام وزن‌کشی به‌عنوان متغیر کمکی در نظر گرفته شد. برای مقایسه میانگین صفات در سطوح مختلف اثرات ثابت، از آزمون توکی کرامر در سطح احتمال۹۵ درصد (آلفا ۵ درصد) استفاده شد. مؤلفه‌های (کو) واریانس و پارامترهای ژنتیکی با روش آماری بیزی و نرم‌افزار MTGSAM[2] برآورد شدند. MTGSAM یک مجموعه برنامه به زبان فرترن (یک زبان سطح بالا برای انجام محاسبات ریاضی علمی و مهندسی) می‌باشد که با بکارگیری نمونه‌گیری گیبس در برآورد مؤلفه‌های (کو) واریانس با مدل‌های حیوانی استفاده می‌شود. این نرم‌افزار، توسط ون‌تاسل و ون‌ولک (۴۳) ارائه شد. برنامه‌های MTGSAM می‌توانند برای آنالیزهای تک‌صفتی یا برای هر یک از مدل‌های چندصفتی مورد استفاده قرار گیرند. حجم آنالیزهایی که امکان اجرا شدن دارند، به تعداد صفات و حیوانات موجود در آنالیز و همچنین به سرعت و حافظه رایانه بستگی دارد. در برنامه‌های MTGSAM برای هر صفت، اثرات ثابت و متغیر جداگانه مشخص می‌شوند. برای هر صفت در آنالیزها یک اثر تصادفی همبسته اضافی (ژنتیک مادری) و هر تعداد از اثرات تصادفی غیرهمبسته می‌توانند استفاده شوند. نرم‌افزار MTGSAM شامل سه فایل اجرایی به نام MTGSNRM، MTGSPREP و MTGSRUN می‌باشد. برای شروع کار با نرم‌افزار ابتدا باید مرحله NRM را اجرا نمود. در این مرحله با وارد کردن اطلاعات اولیه شجره‌ای معکوس ماتریس خویشاوندی محاسبه می‌شود تا از این مقدار در مرحله بعد استفاده گردد. هم‌چنین این برنامه تعداد و موقعیت رکوردهای مشترک را برای خود حیوان، پدر و مادر حیوان شناسایی می‌کند و یک ضریب خویشاوندی از حیوانات، پدرها و مادرها محاسبه می‌کند. در مرحله PREP اطلاعات اولیه مورد نظر از جمله تعداد و موقعیت ستون‌های متغیرهای عددی (شجره و اثرات ثابت) و هم‌چنین متغیرهای واقعی (متغیرهای کمکی و صفات)، برای مشخص شدن اثرات ثابت، تصادفی و متغیر کمکی از کاربر پرسیده می‌شود. برنامه PREP پس از خواندن فایل داده اصلی با افزایش تعداد سطوح اثرات ثابت و تصادفی، یک فایل داده جدید تولید می‌کند که این اطلاعات در ساخت معادله‌های مدل مختلط مورد استفاده قرار می‌گیرند. اهمیت

[Downloaded from rap.sanru.ac.ir on 2026-11-03]

[DOI: 10.29252/rap.10.24.127]

برنامه RUN در تولید نمونه‌گیری گیبس برای مؤلفه‌های واریانس، اثرات ثابت و تصادفی تحت یک مجموعه‌ای از گزینه‌های قابل انتخاب است. در این برنامه مقادیر پیش‌فرض برای ایجاد مقادیر مورد انتظار از توزیع پیشین مؤلفه‌های واریانس، (کو)واریانس اثرات ژنتیکی افزایشی مستقیم، مادری، محیطی و باقیمانده در نظر گرفته می‌شود. همچنین در این برنامه مواردی چون تعداد تکرارهای Gauss-Seidel، طول زنجیره نمونه‌گیری گیبس و معیار همگرایی برآوردها در نظر گرفته می‌شود (۴۳). به‌منظور بررسی اثرات مادری بر صفات مورد مطالعه، مؤلفه‌های واریانس با شش مدل حیوانی تک‌متغیره مختلف برآورد شد (۲۴).

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

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

$$\mathbf{y} = \mathbf{Xb} + \mathbf{Z_1a} + \mathbf{Z_3m} + \mathbf{e}$$
$$\text{Cov (a, m)} = 0 \quad \text{(مدل۳)}$$

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

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

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

y: بردار مشاهدات برای صفت مورد استفاده، b: بردار اثرات ثابت، a: بردار اثرات ژنتیکی مستقیم، m: بردار اثرات ژنتیکی افزایشی مادری، c: بردار اثرات محیطی دائمی مادری، X: ماتریس ضرایب که اثرات ثابت را به مشاهدات مربوط می‌کند، Z_1: ماتریس ضرایب که اثرات ژنتیکی افزایشی مستقیم را به مشاهدات مربوط می‌کند، Z_2: ماتریس ضرایب که اثرات محیطی دائمی مادری را به مشاهدات مربوط می‌کند، Z_3: ماتریس ضرایب که اثرات ژنتیکی افزایشی مادری را به مشاهدات مربوط می‌کند، e: بردار اثرات باقی‌مانده، Cov (a,m): کوواریانس اثر ژنتیکی افزایشی مستقیم و مادری. انتخاب مدل مناسب با استفاده از روش معیار اطلاعاتی آکائیکی صورت گرفت. این معیار کیفیت نسبی مدل‌های آماری را برای اطلاعات مورد بررسی مشخص می‌کند. معیار آکائیک با فراهم اوردن میانگین‌های تصادفی، به ساده کردن مدل‌های آماری کمک می‌کند. از نظر آماری این معیار صورت معادله زیر محاسبه می‌شود (۱).

$$AIC=n \ln (RSS) + 2k$$

در این رابطه RSS: مجموع مربعات باقیمانده، n: تعداد نمونه‌ها و k: تعداد پارامترهای موجود در مدل است. مدل دارای کمترین مقدار ثابت آکائیک به عنوان مدل مناسب انتخاب گردید. در پژوهش حاضر، تعداد تکرارهای Gauss-Seidel، ۱۰۰۰۰ دور، طول زنجیره نمونه‌گیری گیبس، ۱۰۰۰۰۰ دور، تعداد دوره‌های قلق‌گیری ۱۰۰۰۰ دور، فاصله نمونه‌گیری ۵ و معیار همگرایی برآوردها، 10^{-10} در نظر گرفته شد.

وراثت‌پذیری کل طبق فرمول زیر محاسبه شد (۴۵).

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

نتایج و بحث

آماره‌های توصیفی صفات مورد بررسی در جدول ۲ نشان داده شده است. بررسی میانگین وزنی گوسفندان در سنین مختلف نشان داد که این دام‌ها پتانسیل رشد خوبی دارند، به‌طوری که از میانگین وزنی ۴/۵۸ کیلوگرم در هنگام تولد به میانگین وزن ۵۳/۴۵ کیلوگرم در سن یک سالگی رسیدند. از دلایل رشد خوب بره‌ها می‌توان به شرایط مناسب مرتعی در فصول بهار و تابستان و اختصاص جیره مناسب به دام‌ها بر اساس شرایط آن‌ها، اشاره کرد.

جدول ۲- آماره‌های توصیفی صفات رشد (کیلوگرم) در گوسفند مغانی

Table 3. Descriptive statistics of growth traits (kg) in Moghani sheep

اثر/ صفت	وزن تولد	وزن شیرگیری	وزن ششماهگی	وزن نه‌ماهگی	وزن یکسالگی
تعداد کل	۷۳۶۸	۵۸۹۲	۵۱۱۰	۲۹۱۲	۲۸۹۳
میانگین کل	۴/۵۸±۰/۰۱	۲۳/۶۷±۰/۰۶	۳۴/۸۵±۰/۰۹	۳۷/۸۹±۰/۱۰	۵۳/۴۵±۰/۲۲
انحراف معیار	۰/۷۶	۵/۲۲	۶/۲۶	۵/۷۰	۱۱/۳۱
حداقل	۲/۳	۱۱	۱۳	۲۰	۲۱/۵
حداکثر	۷/۱	۴۴/۵	۵۸/۱	۵۵/۳	۷۷/۲
ضریب تغییرات	۱۳/۲۴	۱۵/۱۲	۱۴/۱۸	۱۰/۴۳	۱۸/۱۰

میانگین حداقل مربعات صفات رشد در گوسفند مغانی به تفکیک اثرات ثابت، در جدول ۳ آورده شده است. به‌منظور ایجاد پیشرفت ژنتیکی در صفات رشد از طریق انجام به‌گزینی برای این صفات با دقت بالا در گله، شواهد و تحقیقات انجام گرفته نشان داد که انتخاب باید به جای برتری‌های فنوتیپی، بر اساس شایستگی‌های ژنتیکی صورت گیرد. از طرف دیگر، تعیین پتانسیل ژنتیکی برای این صفات، بدون در نظر گرفتن و تصحیح فاکتورهای غیرژنتیکی، نامطلوب خواهد بود (۴۰،۳۴). صفات وزن بدن در سنین مختلف، تحت تأثیر عوامل محیطی نظیر سال تولد، جنسیت بره، تیپ تولد، سن مادر هنگام زایش و گله قرار دارند (۳۴). در این پژوهش اثر سال تولد و فصل تولد بر همه صفات مورد مطالعه معنی‌دار بود ($p<0/01$). سال تولد از طریق تفاوت در شرایط اقلیمی، محیطی و مدیریتی باعث نوسانات و تغییر در وزن بدن، در سنین مختلف می‌شود. به طوری که تغییرات در میزان رطوبت و دمای محیط به طور مستقیم بر تغذیه و چرای دام‌ها تأثیرگذار است که افزایش یا کاهش وزن بره‌ها را به دنبال دارد. شرایط متغیر آب و هوایی از جمله میزان بارندگی

[Downloaded from rap.sanru.ac.ir on 2026-11-03]

[DOI: 10.29252/rap.10.24.127]

سالیانه، رطوبت و دمای محیط کیفیت و کمیت علوفه مراتع را تحت تأثیر قرار می‌دهد و باعث تغییرات در میزان مواد غذایی در دسترس حیوان و تأمین احتیاجات لازم می‌شود که در بره بیشتر متوجه صفات پس از شیرگیری شده و در مادران میزان تولید شیر را کاهش یا افزایش می‌دهد. به این ترتیب صفات از تولد تا شیرگیری را به طور مستقیم و وزن تولد را به طور غیر مستقیم، به علت تغییرات در شرایط محیطی مادری، به علت تفاوت در نوع تغذیه در اواخر دوران آبستنی در سال‌های مختلف، تحت تأثیر قرار می‌دهد و صفات بعد از شیرگیری را به شکلی که بر تغذیه خود بره دارد، تحت تأثیر قرار می‌دهد (۳۲،۳۱،۱۰). سن مادر برای همه صفات در این مطالعه در سطح بالایی معنی‌دار بود ($p<۰/۰۱$). علت معنی‌دار بودن اثر سن مادر بر صفات رشد احتمالاً به وزن بدن، دستگاه تناسلی، درجه تکامل رشد جسمی و تولید شیر بیشتر توسط مادر در سنین بالاتر مربوط می‌شود. در مطالعاتی که اثر عوامل محیطی را روی صفات رشد در گوسفند، مورد مطالعه قرار داده‌اند، وزن بره‌های متولد شده از مادران دو ساله را در مقایسه با مادران سنین بالاتر، کمتر و از نظر آماری معنی‌دار گزارش کرده‌اند (۳۴،۳۳،۸). میش‌های دو ساله به دلیل عدم تکامل رشد جسمی خود، قسمتی از مواد مغذی دریافتی را صرف رشد بدن خود می‌کنند و این امر روی رشد جنین و تولید شیر میش‌ها تأثیر منفی خواهد گذاشت (۱۰). بره‌های تک قلو متولد شده در مقایسه با بره‌های دوقلو متولد شده، در همه سنین وزن بیشتری داشتند ($p<۰/۰۱$). تعداد کوتیلدون‌های جفت و مویرگ‌های خونی تغذیه کننده که جنین در میان آنها قرار گرفته است، تحت تأثیر تخمک‌پرانی و تعداد جنین می‌باشد و با افزایش تعداد جنین تعداد کوتیلدون‌های مربوط به هر یک از جنین‌ها کاهش می‌یابد، در نتیجه تغذیه آنها محدودتر می‌شود (۴۱). روبینسون (۳۵) گزارش نمود که با افزایش تعداد جنین در رحم، تعداد انشعابات متصل به جفت کمتر شده که این کاهش انشعابات سبب می‌شود که مواد مغذی لازم برای جنین به خوبی تأمین نشود و پیامد آن وزن تولد کاهش یابد. وزن بره‌های نر در زمان تولد و تمامی وزن‌ها تا سن نه‌ماهگی از بره‌های ماده بیشتر بود ($p<۰/۰۱$). تفاوت در وزن بدن در دو جنس نر و ماده می‌تواند به دلیل تفاوت کروموزوم‌های جنسی و تفاوت در وجود جایگاه‌های ژنی مربوط به رشد، خصوصیات فیزیولوژیکی و تفاوت در نوع و ترشح هورمون‌ها، به خصوص هورمون‌های جنسی که سبب رشد حیوانات می‌شوند، باشد. به طوری که هورمون استروژن روی رشد استخوان‌های دراز در جنس ماده، تأثیر محدودکننده‌ای دارد که می‌تواند یکی از دلایلی باشد که معمولاً جنس ماده دارای جثه کوچک‌تر و وزن سبک‌تری نسبت به جنس نر است (۳۳). ساقی و همکاران (۳۷)، بانه و احمدپناه (۴)، کیهان و همکاران (۷)، اوزکان و همکاران (۲۹)، جعفراوغلی و همکاران (۱۶)، جیانگ و همکاران (۱۸)، جاواسره و همکاران (۱۷)، راشدی و همکاران (۳۳) و شایسته و همکاران (۳۹) گزارش کردند که اثرات محیطی بر صفات رشد در گوسفندان نژادهای مختلف اثر معنی‌دار ($p<۰/۰۱$) دارند که با نتایج این پژوهش مطابق بود. پتی‌آبادی و همکاران (۳۰) در پژوهشی اثرات ثابت سال تولد بره، جنس بره، تیپ تولد و سن مادر هنگام زایش را بر صفات رشد گوسفند نژاد شال معنی‌دار گزارش نمودند. خسروی و همکاران (۲۰) در مطالعه‌ای روی گوسفندان نژاد کرمانی گزارش کردند که اثرات محیطی بر صفات رشد این گوسفندان مهم و تأثیرگذار هستند.

جدول ۳- میانگین حداقل مربعات صفات رشد (کیلوگرم) در گوسفند مغانی به تفکیک اثرات ثابت

Table 3. Least squares Means of growth traits (kg) in Moghani sheep by constant fix effects

اثر / صفت	وزن تولد	وزن شیرگیری	وزن شش‌ماهگی	وزن نه‌ماهگی	وزن یکسالگی
سال تولد	**	**	**	**	**
سن مادر	**	**	**	**	**
۲	۴/۰۷±۰/۰۳^{d}	۲۱/۰۸±۰/۱۷^{b}	۲۹/۹۷±۱/۲۸^{c}	۳۴/۰۲±۰/۶۹^{d}	۵۲/۳۷±۱/۱۲^{b}
۳	۴/۴۸±۰/۰۲^{bc}	۲۲/۴۶±۰/۱۷^{b}	۳۰/۹۹±۱/۲۸^{c}	۳۵/۱۸±۰/۶۹^{d}	۵۳/۱۵±۱/۱۰^{c}
۴	۴/۵۹±۰/۰۲^{a}	۲۲/۹۶±۰/۱۶^{a}	۳۱/۹۹±۱/۲۸^{b}	۳۵/۷۵±۰/۶۹^{c}	۵۳/۵۲±۱/۰۹^{a}
۵	۴/۵۵±۰/۰۳^{c}	۲۲/۸۹±۰/۱۸^{a}	۳۱/۹۸±۱/۲۹^{a}	۳۵/۸۶±۰/۶۹^{a}	۵۳/۰۸±۱/۱۲^{a}
۶	۴/۶۳±۰/۰۳^{ab}	۲۲/۶۹±۰/۱۹^{b}	۳۱/۹۷±۱/۲۹^{ab}	۳۵/۳۷±۰/۷۱^{bc}	۵۴/۲۷±۱/۱۳^{ab}
۷	۴/۴۹±۰/۰۳^{a}	۲۲/۳۶±۰/۲۳^{c}	۳۰/۷۹±۱/۳۰.^{ab}	۳۴/۷۹±۱/۷۴^{ad}	۵۳/۱۹±۱/۲۱^{c}
فصل تولد	**	**	**	**	**
۱	۴/۴۰±۰/۰۵^{c}	۲۰/۷۶±۰/۳۵^{c}	۲۹/۹۹±۰/۸۸^{c}	۳۱/۸۱±۲/۱۵^{b}	۵۶/۳۴±۴/۰۴^{abc}
۲	۴/۴۹±۰/۰۶^{bc}	۲۰/۱۷±۰/۳۴^{d}	۲۴/۸۶±۴/۹۸^{d}	---	۵۸/۲۷±۱/۰۳^{a}
۳	۴/۵۱±۰/۰۲^{a}	۲۵/۴۱±۰/۱۸^{a}	۳۶/۹۷±۰/۳۲^{a}	۳۸/۷۶±۰/۴۲^{a}	۵۲/۰۲±۰/۵۳^{b}
۴	۴/۵۵±۰/۰۱^{ab}	۲۳/۹۸±۰/۰۶^{b}	۳۴/۹۸±۰/۰۹^{b}	۳۶/۹۵±۰/۳۴^{b}	۴۶/۳۷±۰/۲۱^{c}
تیپ تولد	**	**	**	**	**
تک قلو	۴/۹۴±۰/۰۲^{a}	۲۴/۸۹±۰/۱۴^{a}	۳۴/۸۶±۱/۲۷^{a}	۳۶/۹۹±۰/۶۷^{a}	۵۴/۲۷±۱/۰۶ ^{a}
دوقلو	۴/۰۹±۰/۰۲^{b}	۲۱/۲۵±۰/۱۵^{b}	۳۰/۵۳±۱/۲۸^{b}	۳۳/۹۸±۰/۶۸^{a}	۵۲/۲۳±۱/۰۸ ^{b}
جنس بره	**	**	**	**	ns
نر	۴/۶۸±۰/۰۲^{a}	۲۴/۲۸±۰/۱۴^{a}	۳۴/۹۸±۱/۲۷^{a}	۳۷/۸۶±۰/۶۸^{a}	۵۳/۰۶±۱/۰۶ ^{a}
ماده	۴/۳۴±۰/۰۲^{b}	۲۱/۸۷±۰/۱۴^{b}	۳۰/۴۱±۱/۲۷^{b}	۳۲/۹۸±۰/۶۸^{b}	۵۳/۴۳±۱/۰۷ ^{a}
متغیر کمکی سن بره به روز	-----	۰/۱۴۴**	۰/۱۰۵**	۰/۰۳۸**	-۰/۰۵۶**
R^2	۰/۴۱	۰/۵۵	۰/۴۲	۰/۵۴	۰/۵۲

*و**: به ترتیب بیانگر معنی‌داری درسطح ۰/۰۵ و ۰/۰۱ وns : نشان دهنده عدم معنی‌داربودن آماری است. R^2: ضریب تبیین، میانگین‌های داخل هرگروه، به جزآنهایی که دارای حروف مشابه هستند از لحاظ آماری با هم اختلاف معنی‌دار دارند.

[Downloaded from rap.sanru.ac.ir on 2026-11-03]

[DOI: 10.29252/rap.10.24.127]

برآورد اجزای (کو)واریانس صفات رشد قبل از شیرگیری

جدول ۴ برآورد مدل‌های آماری بر اساس معیار اطلاعات آکائیکی برای صفات رشد در گوسفند مغانی را نشان می‌دهد. مدل دارای کمترین مقدار آکائیکی به‌عنوان مدل مناسب انتخاب شد. نتایج برآورد اجزای (کو)واریانس و پارامترهای ژنتیکی و محیطی برای صفات وزن‌های تولد و شیرگیری در جدول ۵ آورده شده است. بر اساس معیار اطلاعاتی آکائیکی، برای صفات وزن تولد و وزن شیرگیری، مدل ۵ به عنوان مدل برتر انتخاب شد. این مدل دارای اثرات ژنتیکی مستقیم حیوان، اثرات ژنتیکی مستقیم مادری و اثرات محیطی دائمی مادری است. مناسب بودن این مدل برای صفات رشد قبل از شیرگیری در گوسفند مغانی، نشان داد که گوسفندان این نژاد در ماه‌های ابتدایی زندگی تحت تأثیر عوامل مادری قرار دارند. صفات رشد در حیوانات اهلی نه‌تنها به وسیله ظرفیت ژنتیکی خود حیوان، بلکه تحت تأثیر عوامل ژنتیکی و محیطی دائمی مادری نیز می‌باشند. صفات کمی علاوه بر اثرات محیطی، تحت تأثیر عوامل ژنتیکی و احتمالا اثرات متقابل آن دو هم قرار می‌گیرند. عوامل ژنتیکی ناشی از ژن‌های موجود در داخل هسته اسپرم و تخمک که پس از لقاح تخمک، جنین را به وجود می‌آورند، مستقیما روی توارث و ظهور فنوتیپی صفات تأثیر می‌گذارند. این اثرات، اثرات مستقیم نامیده می‌شوند (۲۲). هر نوع تأثیر مادر بر عملکرد فرزندان، علاوه بر اثر ژن‌هایی که به طور مستقیم منتقل می‌شود، به‌عنوان اثرات مادری تعریف می‌گردند (۴۴،۳). در گوسفند مانند سایر پستانداران، مادر علاوه بر ژن‌های منتقل شده به فرزند از طریق هسته تخمک لقاح یافته، از طریق سیتوپلاسم و محیط مادری در دوره قبل از تولد و از طریق مراقبت‌ها و رفتارهای مادری و تولید شیر در دوره بعد از تولد بر فنوتیپ اثر می‌گذارد (۳). بنابراین اثر مادری برای مادر ژنتیکی، ولی به‌عنوان یک مؤلفه محیطی بر فنوتیپ فرزند تأثیرگذار می‌باشد (۴۴،۳). طبق نتایج به دست آمده از مدل مناسب، مقدار وراثت‌پذیری مستقیم و مادری برای وزن تولد به ترتیب برابر ۰/۰۰۳ ± ۰/۳۵ و ۰/۰۰۲ ± ۰/۲۶ بود. مقدار واریانس محیطی دائمی مادری و مقدار c^2 (نسبتی از واریانس فنوتیپی که ناشی از محیط دائمی مادر است) برای وزن تولد، به ترتیب برابر ۰/۷۲ و ۰/۲۲ محاسبه شدند. برای وزن شیرگیری مقدار وراثت‌پذیری مستقیم ۰/۰۰۴ ± ۰/۲۰ و مقدار وراثت‌پذیری مادری ۰/۰۰۲ ± ۰/۱۱ برآورد گردید. مقادیر واریانس محیطی دائمی مادری و c^2 [۱] برای این صفت به ترتیب برابر ۱/۱۷ و ۰/۰۹ به دست آمد. بعضی از صفات در فرزندان، مانند وزن تولد و وزن شیرگیری که تحت تأثیر توانایی مادر در ایجاد یک محیط مناسب جهت تغذیه بهتر قرار می‌گیرند، صفات متأثر از مادر نامیده می‌شوند. صفات تولیدی در سنین مختلف، تحت تأثیر عوامل ژنتیکی متعددی قرار می‌گیرند. در زمینه اهمیت این عوامل در این صفات، مطالعات زیادی در سال‌های اخیر انجام شده است. اگر چه نتایج این گزارشات تفاوت‌هایی با یکدیگر دارند، اما بیشتر آن‌ها بیان کرده‌اند که در نظر نگرفتن اثر عوامل مادری (ژنتیکی و محیطی دائمی مادری)، منجر به برآوردهای اریبی در مؤلفه‌ی ژنتیکی مستقیم خواهد شد. استفاده از برآوردهای اریب در این صفات، بدون برازش اثر عوامل مادری، مانع از دست‌یابی به پیشرفت ژنتیکی مناسب در آن‌ها، خصوصاً اگر بین اثر ژنتیکی افزایشی مستقیم و مادری همبستگی منفی وجود داشته باشد، خواهد شد (۴۲،۲۳). اثرات مادری ممکن است به هر تأثیری که والد ماده در بروز فنوتیپ نتاج خود اعمال می‌کند، اطلاق شود. به عنوان مثال مادر با تولید شیر زیاد، علاوه بر اینکه این استعداد ژنتیکی خود را می‌تواند به نتاج منتقل کند، می‌تواند به واسطه تولید شیر زیاد، موجب بهبود افزایش وزن روزانه و وزن شیرگیری نتاج خود شود (۹). روت و همکاران (۳۶) در پژوهشی اجزای واریانس را برای بزهای جامناپاری[۲] در مناطق گرمسیری بدست آوردند. در بررسی این محققین مقدار وراثت‌پذیری مستقیم برای صفات وزن تولد و وزن شیرگیری با استفاده از مدل دام، به ترتیب برابر ۰/۱۴ و ۰/۱۶گزارش شد. مقادیر به‌دست آمده توسط این محققین کمتر از مقادیر مشابه در مطالعه حاضر بود. در پژوهشی مقدار وراثت‌پذیری مستقیم و مادری برای صفت وزن تولد در گوسفندان شیری آمریکای شمالی به ترتیب برابر ۰/۰۴±۰/۲۷ و ۰/۰۲±۰/۲۵ گزارش شد که از مقادیر به دست آمده برای گوسفند مغانی کمتر بود. برای وزن شیرگیری در گوسفندان شیری آمریکای شمالی مقادیر وراثت‌پذیری مستقیم و مادری گزارش شده بیشتر از مقادیر محاسبه شده در این پژوهش برای گوسفند مغانی بود. مقادیر گزارش شده به ترتیب برابر ۰/۰۵±۰/۳۹ و ۰/۰۲±۰/۱۳ بود (۲۷). لطیفی و همکاران (۲۱) مقدار وراثت‌پذیری را در گوسفندان نژاد مهربان برای وزن تولد ۰/۲۴ محاسبه کردند که کمتر از مقدار به‌دست آمده برای این صفت در این پژوهش بود. این محققین مقدار وراثت‌پذیری را برای وزن شیرگیری ۰/۴۳ گزارش نمودند که بیشتر از مقدار محاسبه شده برای این صفت در این پژوهش بود. در پژوهشی روی گوسفندان کرمانی مقدار وراثت‌پذیری مستقیم وزن تولد و وزن شیرگیری به ترتیب ۰/۰۰۳ و ۰/۱ برآورد گردید که از مقادیر به دست آمده در این پژوهش کمتر بود (۲۶). جاواسره و همکاران (۱۷) در پژوهشی روی گوسفندان آواسی، مقدار وراثت‌پذیری مستقیم را برای صفات وزن‌های تولد و شیرگیری به ترتیب ۰/۳ و ۰/۱۹ برآورد نمودند که با مقادیر به دست آمده در این پژوهش مشابه نبود.

۱- نسبتی از واریانس فنوتیپی که ناشی از محیط دائمی مادر است.

[Downloaded from rap.sanru.ac.ir on 2026-11-03]

[DOI: 10.29252/rap.10.24.127]

جدول ۴- برآورد مدل‌های آماری بر اساس معیار اطلاعات آکائیکی برای صفات رشد در گوسفند مغانی

Table 4. The estimates of statistical models based on AIC for growth traits in Moghani sheep

مدل	۱	۲	۳	۴	۵	۶
k	۱	۲	۲	۲	۳	۳
وزن تولد	-۷۸۶۸۸/۲۴	-۷۸۶۸۶/۲۴	-۷۸۲۴۴/۱۶	-۷۸۲۴۴/۱۶	-۷۹۱۱۱/۵۸	-۷۸۶۸۴/۲۴
وزن شیرگیری	-۳۷۹۴۲/۴۸	-۳۷۵۸۶/۹۶	-۳۷۷۶۳/۷۲	-۳۷۷۶۳/۷۲	-۳۷۹۶۷/۹۴	-۳۷۹۳۸/۴۸
وزن ۶ماهگی	-۲۸۹۵۱/۲۶	-۲۹۰۱۵/۶۹	-۲۸۷۴۴/۸۶	-۲۸۷۴۴/۸۶	-۲۸۸۶۵/۵۰	-۲۸۸۳۲/۷۹
وزن ۹ماهگی	-۱۶۶۵۴/۶۴	-۱۶۷۴۰/۰۰	-۱۶۵۹۴/۴۰	-۱۶۵۶۵/۲۸	-۱۶۶۵۰/۶۴	-۱۶۶۴۷/۷۳
وزن یکسالگی	-۱۱۸۳۰/۳۷	-۱۱۸۴۸/۶۲	-۱۱۸۳۴/۱۶	-۱۱۸۲۵/۴۸	-۱۱۸۲۶/۳۷	-۱۱۸۳۲/۱۶

σ^2_a: واریانس ژنتیکی افزایشی دام، σ^2_m: واریانس ژنتیکی افزایشی مادر، σ^2_e: واریانس باقیمانده، σ^2_{pe}: واریانس محیطی دائمی مادری، σ^2_p: واریانس فنوتیپی، h^2_a: وراثت‌پذیری مستقیم دام، h^2_m: وراثت‌پذیری مستقیم مادری، h^2_t . وراثت‌پذیری کل c^2: نسبتی از واریانس فنوتیپی که ناشی از محیط دائمی مادر است، σ_{am}: کواریانس ژنتیکی مستقیم و مادری، r_{am}: همبستگی ژنتیکی مستقیم ومادری

جدول ۵- برآورد اجزای (کو)واریانس و پارامترهای ژنتیکی صفات رشد قبل از شیرگیری در گوسفند مغانی

Table 5. Estimation of Components (Co) of Variance and Genetic Parameters of Growth Traits at pret-weaning in Moghani Sheep

صفت	اجزاء/مدل	مدل ۱	مدل ۲	مدل ۳	مدل ۴	مدل ۵	مدل ۶
وزن تولد	σ^2_a	۰/۳۱	۰/۲۸	۰/۲۵	۰/۲۵	۰/۲۵	۰/۲۵
	σ^2_m	---	---	۰/۲۲	۰/۲۲	۰/۱۹	۰/۱۹
	σ^2_{pe}	---	۰/۱۹	---	---	۰/۱۶	۰/۱۶
	σ^2_e	۰/۱۷	۰/۱۷	۰/۱۸	۰/۱۸	۰/۱۶	۰/۱۷
	σ^2_p	۰/۷۳	۰/۷۲	۰/۷۳	۰/۷۳	۰/۷۲	۰/۷۲
	h^2_a	۰/۴۲±۰/۰۰۲	۰/۳۹±۰/۰۰۲	۰/۳۴±۰/۰۰۲	۰/۳۴±۰/۰۰۳	۰/۳۵±۰/۰۰۳	۰/۳۵±۰/۰۰۲
	h^2_m	---	---	۰/۳۰±۰/۰۰۳	۰/۳۰±۰/۰۰۴	۰/۲۶±۰/۰۰۲	۰/۲۶±۰/۰۰۳
	h^2_t	۰/۴۲	۰/۳۹	۰/۴۹	۰/۳۹	۰/۴۸	۰/۳۷
	σ_{am}	---	---	---	-۰/۰۵	---	-۰/۰۵
	r_{am}	---	---	---	----	---	-۰/۲۳
	c^2	---	۰/۲۶±۰/۰۰۳	---	---	۰/۲۲±۰/۰۰۱	**۰/۲۲±۰/۰۰۱**
وزن شیرگیری	σ^2_a	۶/۴۳	۳/۵۴	۲/۶۴	۲/۶۴	۲/۶۸	۲/۶۹
	σ^2_m	---	---	۲/۶۵	۲/۶۵	۱/۴۴	۱/۴۹
	σ^2_{pe}	---	۲/۲۷	---	---	۱/۱۷	۱/۱۷
	σ^2_e	۹/۳۷	۹/۹۸	۹/۶۴	۹/۶۴	۹/۳۶	۹/۳۷
	σ^2_p	۱۳/۹۲	۱۳/۲۲	۱۳/۷۳	۱۳/۷۳	۱۳/۳۷	۱۴/۳۸
	h^2_a	۰/۴۶±۰/۰۰۵	۰/۲۷±۰/۰۰۴	۰/۱۹±۰/۰۰۳	۰/۱۹±۰/۰۰۲	۰/۲۰±۰/۰۰۴	۰/۱۹±۰/۰۰۴
	h^2_m	---	---	۰/۱۹±۰/۰۰۲	۰/۱۹±۰/۰۰۲	۰/۱۱±۰/۰۰۲	۰/۱۰±۰/۰۰۳
	h^2_t	۰/۴۶	۰/۲۷	۰/۲۹	۰/۲۵	۰/۲۵	۰/۲۰
	σ_{am}	---	---	---	-۰/۳۶	---	-۰/۳۳
	r_{am}	---	---	---	----	---	-۰/۱۶
	c^2	---	۰/۱۷±۰/۰۰۳	---	---	۰/۰۹±۰/۰۰۱	۰/۰۸±۰/۰۰۱

برآورد اجزای (کو)واریانس صفات رشد بعد از شیرگیری

نتایج برآورد اجزای (کو)واریانس و پارامترهای ژنتیکی و محیطی برای صفات وزن‌های شش‌ماهگی، نه‌ماهگی و یکسالگی در جدول ۶ نشان داده شده است. برای صفات مذکور، طبق معیار اطلاعاتی آکائیکی (جدول ۴)، مدل ۲ به عنوان مدل برتر انتخاب شد. این مدل علاوه‌بر اثر ژنتیکی مستقیم دام، در برگیرنده اثر محیطی دائمی مادری نیز می‌باشد. طبق نتایج به‌دست آمده، مشخص است که وقتی فقط اثر تصادفی حیوان در مدل باشد، مؤلفه‌های واریانس نسبت داده شده به سایر اثرات تصادفی، در مؤلفه واریانس ژنتیکی افزایشی نمود پیدا کرده و باعث برآورد بیشتر مقدار وراثت‌پذیری مستقیم می‌شود. در این پژوهش مقادیر وراثت‌پذیری مستقیم برآورد شده برای صفات وزن‌های شش‌ماهگی، نه‌ماهگی و یکسالگی به ترتیب ۰/۰۰۲ ± ۰/۲۳، ۰/۰۰۴ ± ۰/۳۶ و ۰/۰۰۳ ± ۰/۲۴ بود. مقدار c^2 برای این صفات به ترتیب برابر ۰/۱۴، ۰/۱۱ و ۰/۰۶ محاسبه شد. با افزایش سن به‌علت کاهش وابستگی بره به مادر انتظار می‌رود که سهم اثرات مادری در واریانس فنوتیپی کم شود و نسبت واریانس محیطی دائمی مادری به واریانس فنوتیپی هم کاهش پیدا کند که این روند در برآورد مقادیر c^2 برای این نژاد نیز، مشخص است. مطابق نتایج به‌دست آمده اثرات ژنتیکی مادری برای این صفات بر اساس مناسب‌ترین مدل (مدل ۲) بی‌اهمیت بودند. نتایج منتشر شده به‌وسیله گیزاو و همکاران (۱۵) در گوسفند منز، بانه و همکاران (۵) در گوسفند قزل و راشدی و همکاران (۳۳) در گوسفندان لری‌بختیاری نشان داد که اثرات ژنتیکی مادری روی صفات رشد بعد از شیرگیری مهم و معنی‌دار نبودند. نتایج مطالعات در مورد این صفات نشان داد که صفات رشد بعد از شیرگیری تحت تأثیر اثرات ژنتیکی مادری قرار ندارد و بره به‌طور کامل در این سنین مستقل از مادر می‌باشد. اگر چه صفات رشد در سنین اولیه نسبت به سنین بالاتر، بیشتر تحت تأثیر عوامل ژنتیکی

[Downloaded from rap.sanru.ac.ir on 2026-11-03]

[DOI: 10.29252/rap.10.24.127]

افزایشی مادری و نیز عوامل محیطی دائمی مادری واقع می‌شوند، ولی با افزایش سن از اهمیت این اثرات کاسته شده، به‌طوری که در سنین بالاتر اثر ژنتیکی افزایشی مستقیم خود حیوان، بیشتر اهمیت دارد (۱۹). در پژوهشی مقدار وراثت‌پذیری مستقیم صفات رشد بعد از شیرگیری برای بزهای جامناپاری در مناطق گرمسیری برابر ۰/۱۹، ۰/۱۲ و ۰/۱۱ به ترتیب برای صفات اوزان شش‌ماهگی، نه‌ماهگی و یکسالگی محاسبه شد که از مقادیر به‌دست آمده برای این صفات در پژوهش حاضر کمتر بود (۳۶). در یک مطالعه در مورد گوسفند نژاد مهربان، لطیفی و همکاران (۲۱) مقدار وراثت‌پذیری مستقیم را برای صفات وزن‌های شش‌ماهگی و نه‌ماهگی به ترتیب ۰/۴۳ و ۰/۲۳ برآورد نمودند که با نتایج حاصل از این پژوهش مغایرت داشت. مرادی شهربابک و همکاران (۲۶) وراثت‌پذیری مستقیم را برای صفات وزن‌های شش‌ماهگی، نه‌ماهگی و یکسالگی به ترتیب برابر ۰/۰۸، ۰/۰۰۰۶ و ۰/۰۶ در گوسفندان کرمانی گزارش کردند که از مقادیر به‌دست آمده در این پژوهش کمتر بود. تفاوت موجود در برآوردهای وراثت‌پذیری مستقیم و مادری وزن تولد در پژوهش‌های مختلف نیز به نوع مدل مورد استفاده برای آنالیز، نژاد گوسفند، ساختار و حجم اطلاعات موجود برای برآورد اجزاء واریانس، تفاوت در مدیریت گله‌های مختلف و اعمال برنامه‌های اصلاح نژادی متفاوت بستگی دارد (۱۱).

جدول۶- برآورد اجزاء (کو)واریانس و پارامترهای ژنتیکی صفات رشد بعد از شیرگیری در گوسفند مغانی

Table 6. Estimation of Components (Co) of Variance and Genetic Parameters of Growth Traits at post-weaning in Moghani Sheep

صفت	اجزاء/ مدل	مدل ۱	مدل ۲	مدل ۳	مدل ۴	مدل ۵	مدل ۶
وزن ۶ ماهگی	σ^2_a	۸/۰۴	۶/۰۸	۴/۶۷	۴/۵۵	۴/۷۲	۴/۵۳
	σ^2_m	---	---	۲/۷۹	۲/۷۴	۲/۴۲	۲/۳۹
	σ^2_{pe}	---	۳/۶۱	---	---	۲/۸۵	۲/۱۳
	σ^2_e	۱۷/۶۸	۱۷/۴۶	۱۸/۴۲	۱۸/۴۷	۱۸/۰۳	۱۸/۰۹
	σ^2_p	۲۶/۸۰	۲۶/۳۲	۲۶/۶۸	۲۶/۶۷	۲۶/۵۳	۲۶/۵۳
	h^2_a	۰/۳±۰/۰۰۵	۰/۲۳±۰/۰۰۲	۰/۱۸±۰/۰۰۱	۰/۱۷±۰/۰۰۲	۰/۱۸±۰/۰۰۱	۰/۱۷±۰/۰۰۱
	h^2_m	---	---	۰/۱۰±۰/۰۰۳	۰/۱۰±۰/۰۰۴	۰/۰۹±۰/۰۰۳	۰/۰۹±۰/۰۰۳
	h^2_t	۰/۳	۰/۲۳	۰/۲۳	۰/۱۷	۰/۲۲	۰/۱۸
	σ_{am}	---	---	---	−۰/۶۳	---	−۰/۶۳
	r_{am}	---	---	---	–––	---	−۰/۱۷
	c^2	---	۰/۱۴±۰/۰۰۴	---	---	۰/۱۱±۰/۰۰۲	۰/۰۸±۰/۰۰۳
وزن ۹ ماهگی	σ^2_a	۶/۲۹	۵/۵۷	۴/۵۰	۴/۴۱	۴/۵۵	۴/۵۵
	σ^2_m	---	---	۲/۲۴	۲/۲۱	۲/۱۴	۲/۱۱
	σ^2_{pe}	---	۲/۰۱	---	---	۱/۷۵	۱/۷۴
	σ^2_e	۹/۵۵	۹/۲۵	۹/۷۴	۹/۷۸	۹/۵۲	۹/۵۶
	σ^2_p	۱۷/۴۷	۱۷/۳۹	۱۷/۵۳	۱۷/۵۳	۱۷/۷۵	۱۷/۷۵
	h^2_a	۰/۳۶±۰/۰۰۴	۰/۳۲±۰/۰۰۳	۰/۲۶±۰/۰۰۴	۰/۲۵±۰/۰۰۲	۰/۲۶±۰/۰۰۳	۰/۲۶±۰/۰۰۳
	h^2_m	---	---	۰/۱۳±۰/۰۰۲	۰/۱۳±۰/۰۰۱	۰/۱۲±۰/۰۰۲	۰/۱۲±۰/۰۰۱
	h^2_t	۰/۳۶	۰/۳۲	۰/۳۲	۰/۳۱	۰/۳۲	۰/۳۰
	σ_{am}	---	---	---	−۰/۱۹	---	−۰/۲۱
	r_{am}	---	---	---	–––	---	−۰/۶
	c^2	---	۰/۱۱±۰/۰۰۴	---	---	۰/۱۰±۰/۰۰۲	۰/۱۰±۰/۰۰۲
وزن یک‌سالگی	σ^2_a	۱۶/۹۵	۱۶/۹۸	۱۵/۲	۱۵/۱	۱۵/۲۲	۱۵/۱۱
	σ^2_m	---	---	۶/۹۰	۶/۸۸	۶/۷۹	۶/۷۷
	σ^2_{pe}	---	۳/۹۶	---	---	۳/۹۴	۳/۹۳
	σ^2_e	۴۸/۳	۴۸/۱	۴۸/۴۴	۴۸/۴۸	۴۸/۳۳	۴۸/۳۷
	σ^2_p	۶۹/۷	۶۹/۷۷	۶۹/۷۸	۶۹/۷۸	۶۹/۸۴	۶۹/۸۴
	h^2_a	۰/۲۴±۰/۰۰۳	۰/۲۴±۰/۰۰۳	۰/۲۲±۰/۰۰۴	۰/۲۲±۰/۰۰۳	۰/۲۲±۰/۰۰۴	۰/۲۲±۰/۰۰۴
	h^2_m	---	---	۰/۱۰±۰/۰۰۴	۰/۱۰±۰/۰۰۲	۰/۱۰±۰/۰۰۵	۰/۱۰±۰/۰۰۶
	h^2_t	۰/۲۴	۰/۲۴	۰/۲۷	۰/۱۷	۰/۲۷	۰/۱۷
	σ_{am}	---	---	---	−۴/۳۱	---	−۴/۳۴
	r_{am}	---	---	---	–––	---	−۰/۴۱
	c^2	---	۰/۰۶±۰/۰۰۲	---	---	۰/۰۶±۰/۰۰۳	۰/۰۶±۰/۰۰۴

نتایج این تحقیق نشان داد که صفات رشد در گوسفند مغانی، تحت تأثیر عوامل محیطی قرار دارند. در مجموع، بررسی اثر عوامل محیطی گویای اثر قابل توجه عوامل ثابت، بر بروز فنوتیپی صفات رشد می‌باشد. لذا این عوامل اگر در برآورد مقادیر ارزش اصلاحی حیوانات در نظر گرفته نشود، می‌تواند اریب قابل ملاحظه‌ای ایجاد نماید و پیامد آن مقادیر پارامترهای ژنتیکی محاسبه شده بسیار دور از واقعیت خواهد بود. بر اساس نتایج به‌دست آمده در این پژوهش، مقدار وراثت‌پذیری برای صفات رشد، در گوسفند مغانی، کم تا متوسط برآورد گردید. با افزایش سن به علت کاهش وابستگی بره به مادر، سهم اثرات مادری در واریانس فنوتیپی کم شده و نسبت واریانس محیطی دائمی مادری به واریانس فنوتیپی هم کمتر می‌شود که نتایج این پژوهش نیز این مطلب را نشان داد. بنابراین عدم در نظر گرفتن اثرات مادری بخصوص در صفات رشد اولیه باعث اریبی در برآوردها شده و در نهایت پاسخ به انتخاب را تحت تأثیر قرار خواهد داد.

[Downloaded from rap.sanru.ac.ir on 2026-11-03]

[DOI: 10.29252/rap.10.24.127]

منابع

1. Akaike, H. 1983. Information measures and model selection. Proceedings of the 44th session of the internationalstatistical institute, 1: 277-291.
2. Azizi, P., M. Aali, M. MoradiShahrbabak, H. MoradiShahrbabak and H. Moghbeli. 2014. Estimation of genetic parameters and genetic trends for pre-weaning traits in Zel sheep. Journal of Livestock research, 4: 71-80 (In Persian).
3. Bahrini- Behzadi, M.R., F. Eftekhari Shahroudi and D. Van Volek. 2005. Maternal effect traits on heritability estimation and determination of environmental factors affecting on early growth traits in Kerman sheep. Journal of Agricultural Science and Natural Resources, 9: 195-2-2 (In Persian).
4. Baneh, H. and J. Ahmadpanah. 2018. Genetic evaluation of body weight traits in Iranian Native Ghezel sheep. Journal of Genetic, 50(1): 275-284.
5. Baneh, H., S.H. Hafezian., A. Rashidi and M. Gholizadeh. 2010. Estimation of genetic parameters of body weight traits in Ghezel sheep. Asian-Aust. Journal of Animal Science. 23: 149-153.
6. Baneh, H., E. Hashemi, M. Abbasi, F. Ghaforicasbi and B. Soleimani.2011. The study of genetic andphenotypic parameters for some of growth traitsinGhezel sheep. Congress fourth animal science. TehranUniversity, 3384-3388 (In Persian).
7. Ceyhan, A., T. Sezenler and I. Erdogan. 2009. The estimation of variance components for prolificacy and growth traits of Sakız sheep. Livestock Science, 122: 68-72.
8. Dixit, S.P., J.S. Dhillon and G. Singh. 2001. Genetic and non-genetic parameters for growth traits of Bharat Merino lambs. Small Ruminant Research, 42: 101-104.
9. Dugoma, G., S.J. Schoeman., S.W.P. Cloete and G.F. Jordaan. 2002. Genetic parameter estimate of early growth traits in the Tygerhoek Merino flock. S. African Journal of Animal Science, 32(2): 66-75.
10. Eftekhari Shahroudi, F., M.R. Bahrini, D. Ven Doulk and M. Danesh Mesgaran. 2002. The factor affecting some economical traits Kermani sheep. Iranian Journal of Agriculture Science, 33: 395-402 (In Persian).
11. Elfadilli, M., C. Michaux., J. Detilleux and P.L. Leroy. 2000. Genetic parameters for growth traits of the Moroccan Timahdit breed of sheep. Small Ruminant Research, (37): 203-208.
12. Eteghadi, B., N. Ghavi-Hoseinzadeh and A. Shadparvar. 2015. Estimation of genetic parameters of average daily gain and klibre ratio in sheep for Guilan province. Iranian Journal of Animal Science Research, 7: 104-112 (In Persian).
13. Farhadi, G. and H. Roshanfekr. 2016. Estimation of genetic parameters of some of growth traits in Lori-Bakhtiari lambs of Khuzestan province with considering the maternal effects. Journal of Animal Science Research, 26: 151-161 (In Persian).
14. Farhoosh, T. 2004. Investigation of some characteristics of two-veal sheep fleece (Arkhameninus-Ghezel and Arkhamenius-Moghani). Thesis for Master of Science, Tabriz University. Tabriz. Iran. (In Persian).
15. Gizaw, S., S. Lemma., H. Komen and J.A.M.Van Arendonk. 2007. Estimates of genetic parameters and genetic trends for live weight and fleece traits in Menz sheep. Small Ruminant Research, 70: 145-153.
16. Jafaroghli, M., A. Rashidi., M.S. Mokhtari and A.A. Shadparvar. 2010. (Co) Variance companents and genetic parameter estimates for growth traits in Moghani sheep. Small Ruminant Research. 91: 170-177.
17. Jawasreh, K.h., Z. BaniIsmail., F. Iya, V. Castañeda-Bustos and M. Valencia-Posadas. 2018. Genetic parameter estimation for pre-weaning growth traits in Jordan Awassi sheep. Veterinary World, EISSN: 2231-0916.
18. Jiang, D.i., Y. Zhang. K.C. Tian., Lazate., J.F. Liu., X.M. Xu., Y.J. Zhang., T.H. Zhang. 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.
19. Khalili, D., R. VaezTorshizi., A. Shamsi., S. Golkhandan and A. Iranshahi. 2010. Estimation of variance components (covariance) and genetic parameters of production and reproductive traits in Baluchi sheep. Animal Science Journal, 85: 22-30 (In Persian).
20. Khosravi, S., M. Asadi Fozi and A. Esmaili Koshkooyeh. 2018. Evaluation of genetic progress of growth traitsin kermani sheep breeding station. Research on Animal Production, 8(18): 187-193 (In Persian).
21. Latifi, M., S. Alijani., A. Taghizadeh and Gh. Moghaddam. 2014. Estimation of genetic parameters for growth traits in Mehrabani sheep. Journal of Animal Science Research, 24: 1-10 (In Persian).
22. Makarechian, M. 2002. Application of animal genetics in livestock breeding. Shiraz University Press Publishing Center, 580 pp (In Persian).
23. Maria, G.A., K.G. Boldman and L.D. Van Vleck. 1993. Estimates of variances due to direct and maternal effects for growth traits of Romanov sheep. Journal of Animal Science, 71: 845-849.
24. Meyer, K. 2000. DFREML Version 3.1: User notes.

[Downloaded from rap.sanru.ac.ir on 2026-11-03]

[DOI: 10.29252/rap.10.24.127]

25. Mohammadabadi, M.R. and R. Sataimokhtari. 2013. Estimation of (co)variance components of ewe productivity traits in Kermani sheep. Slovak Journal of Animal Science, 46: 45-51.
26. Moradi Shahrbabak, H., A.H. Khaltabadi Farahni and H. Mohammadi. 2015. Comparison different models for estimation genetics parameter of growth traits with the likelihood ratio test in Kermani sheep breed. Journal of Animal Science Research, 3: 1-11 (In Persian).
27. Murphy, T.W., Y.M. Berger., P.W. Holman., M. Baldin., R.L. Burgett and D.L. Thomas. 2018. Genetic and non-genetic factors influencing the live weight of artificially-reared lambs. Small Ruminant Research. Accepted Manuscript.
28. Nosrati, M. 1999. Estimation of genetic and phenotypic parameters of body weight at different ages and annual wool production in Moghani sheep. Thesis for Master of Science, Tabriz University. Tabriz. Iran (In Persian).
29. Ozcan, M., B. Ekiz., A. Yilmaz and A. Ceyhan. 2005. Genetic parameter estimates for lamb growth traits and greasy fleece weight at first shearing in Turkish Merino sheep. Small Ruminant Research, 56: 215-222.
30. Patiabadi, Z., S. Savar Sofla and Sh. Varkoohi. 2017. Estimation of (co) variance components for growth traits of shall sheep using different animal models. Research on Animal Production, 8(17): 149-156 (In Persian).
31. Rahimi, H. 2006. Genetic and phenotypic trends of production and reproductive traits in Lori-Bakhtari sheep. Thesis for Master of Science. Shahrekord University, Shahrekord. Iran, 104 pp (In Persian).
32. Rashedi Dehsahraei, A. 2012. Bayesian Estimation of genetic and phenotypic Parameters of growth traits and wool yield in lori-bakhtiari sheep. Thesis for Master of Science. Agricultural and Natural Resources University of Khuzestan. Ahwaz. Iran. 104 pp (In Persian).
33. Rashedi Dehsahraei, A., J. Fayazi., M. Vatankhah and M.T. Beige nasiri. 2013. Estimation of (Co) variance components and genetic parameters for growth traits in Lori-Bakhtiari lambs using a Bayesian approach via Gibbs sampling. Journal of Ruminant Research, 2: 109- 128 (In Persian).
34. Rashidi, A., M.S. Mokhtari., A. Safi Jahanshahi and M.R. Mohammad Abadi. 2008. Genetic parameter estimates of pre-weaning growth traits in Kermani sheep. Small Ruminant research, 74, pp: 165-171.
35. Robinson, O.W., B.T. Mc Daniel and B.T. Rincon. 1981. Estimation of direct and maternal addition and heterotic effects from crossbreeding of experiment in animal. Journal of Animal Science, 52: 44-50.
36. Rout, P.K., O. Matika., R. Kaushik., M.S. Dige., G. Dass., M.K. Singh and S. Bhusan. 2018. Genetic analysis of growth parameters and survival potential of Jamunapari goats in semiarid tropics. Small Ruminant Research, 165 :124-130.
37. Saghi, D.A., A.R. Shahdadi., F. Kazemi and K. Mohammadi. 2018. Estimates of covariance functions for growth of Kordi sheep in Iran using random regression models. Small Ruminant Research, 162: 69-76.
38. Savar Sofla, S., Z. Patiabadi., Sh. Varkoohi and M.H. Hadi Tavatori. 2017. Estimation of genetic, phenotypic and environmental trends for growth traits in Shal sheep. Livestock Research (Quarterly), 5: 17-29 (In Persian).
39. Shayesteh, M., M.T. Beige Nasiri and A. Rashedi. 2016. Estimation of (co) variance components and genetic parameters for body weight traits in Zandi sheep using a Bayesian approach. Livestock Research (Quarterly), 5: 13-24 (In Persian).
40. Sheikh Ahmadi, M. 2008. Estimation of Genetic Parameters and Trend Evaluation of Analyzes of a Trait and Multiplicity of Economic Traits in Markhoz Goat. Thesis for Master of Science, sanandaj University. Sanandaj. Iran, 67 pp (In Persian).
41. Talebi, M.A. and M.A. Edriss. 1998. Estimation of genetic and environmental parameters affecting preweaning traits of Lori-Bakhtiari lambs. Iranian Journal of Agriculture Science, 29: 325-333 (In Persian).
42. Tosh, J.J. and R.A. Kemp. 1994. Estimation of Variance components for lamb weights in three sheep population. Journal of Animal Science, 72: 1184-1190.
43. Van Tassell, C.P. and L.D. Van Vleck. 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.
44. Van Vleck, L.D. 1993. Selection index and introduction to mixed model methods. C.R.C. Press, Inc. U.S.A.
45. Willham, R.L. 1972. The role of maternal effects in animal breeding. III. Biometrical aspects of maternal effects in animals. Journal of Animal Sciences. 35: 1288-1293.

[Downloaded from rap.sanru.ac.ir on 2026-11-03]

[DOI: 10.29252/rap.10.24.127]

Estimation of Genetic and Phenotypic Variance Components for Body Weight Traits of Moghani Sheep using Gibbs Sampling Approach

Reza Behmaram[1] and Azar Rashedi Dehsahraei[2]

1- Assistant professor of Genetics & Animal Breeding, University of Mohaghegh Ardabili,
(Corresponding author: behmaram.reza@yahoo.ca)
2- PhD graduated of Genetics and Animal Breeding, Agriculture
and Natural Resources University of Khouzestan
Received: April 4, 2019 Accepted: May 5, 2019

Abstract

In this study for prediction of the (Co)-variance components and genetic and phenotypic parameters for growth traits of Moghani sheep, data from birth weight (7368 records), weaning weight (5892 records), 6-month weight (5110 records), 9-month weight (2912 records) and yearling weight (2893 records) were used. Data was collected during 1995-2017 from Moghani sheep breeding station in Jafarabad of Moghan. (Co) variance components and genetic parameters were estimated by Bayesian statistical method based on Gibbs sampling technique, because of high accuracy of bayasian method. Environmental factors such as birth year, birth season, Sex of lamb, birth type and mother's age were significant on all traits ($P<0.01$ and as fixed effects in the mode. Age of lamb during weaning was used as covariate in the model. Based on lowest AIC for birth weight, weaning weight, 6-month weight, 9-month weight and yearling weight the direct heritability was found to be 0.35±0.003, 0.20±0.004, 0.23±0.002, 0.36±0.004 and 0.24±0.003 for the traits, respectively. Maternal heritability of birth weight and weaning weight were 0.26±0.002 and 0.11 ±0.002, respectively. The results revealed by increasing lamb's age and reducing lamb's dependence on mother, the ~~contribution~~ of maternal effects to direct genetic effects decreases. Therefore, the importance of this effect was reduced by increasing age due to decreased dependenc if lamb to mother. Low to moderate heritability of the traits indicated that selection for these traits will result in a low to moderate genetic improvement.

Keywords: Bayesian Method, Growth Traits, Genetic Parameters, Moghani Sheep

[Downloaded from rap.sanru.ac.ir on 2026-11-03]

[DOI: 10.29252/rap.10.24.127]