



دانشگاه گمرکی و منابع طبیعی گیلان

نشریه پژوهش در نشخوارکنندگان

جلد اول، شماره دوم، ۱۳۹۲

<http://ejrr.gau.ac.ir>

برآورد اجزای (کو) واریانس و فراسنجه‌های ژنتیکی صفات رشد در بره‌های لری بختیاری با استفاده از روش نمونه‌گیری گیبس

آذر راشدی‌ده صحرائی^۱، جمال فیاضی^۲، محمود وطن‌خواه^۳ و محمدتقی بیگی نصیری^۴

^۱ دانشجوی کارشناسی ارشد علوم دامی، دانشگاه کشاورزی و منابع طبیعی رامین خوزستان، آستادپار گروه علوم دامی،

دانشگاه کشاورزی و منابع طبیعی رامین خوزستان، آدانشیار مرکز تحقیقات کشاورزی و منابع طبیعی شهرکرد، آدانشیار

گروه علوم دامی، دانشگاه کشاورزی و منابع طبیعی رامین خوزستان

تاریخ دریافت: ۹۱/۰۸/۲۲؛ تاریخ پذیرش: ۹۱/۱۱/۲۵

چکیده

هدف از انجام این مطالعه برآورد اجزای (کو) واریانس و فراسنجه‌های ژنتیکی و محیطی صفات وزن بدن در سنین مختلف، در گوسفندان لری بختیاری، با استفاده از روش آماری بیزی بود. برای انجام این پژوهش از اطلاعات شجره و اوزان تولد، یک‌ماهگی، شیرگیری، شش‌ماهگی، نه‌ماهگی و یکسالگی ۷۶۹۷ رأس بره حاصل از ۲۹۱ رأس قوچ و ۲۰۹۷ رأس میش استفاده شد. اطلاعات طی سال‌های ۱۳۶۸ تا ۱۳۹۰ در ایستگاه پرورش و اصلاح نژاد گوسفند لری بختیاری (شولی)، واقع در شهرستان شهرکرد، جمع‌آوری شده بودند. نرم‌افزار آماری SAS برای تعیین عوامل محیطی مؤثر بر این صفات 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 کلیه صفات مزبور معنی‌دار بودند و به عنوان اثرات ثابت در مدل قرار گرفتند. سن دام هنگام وزن‌کشی به عنوان متغیر کمکی وارد مدل شد. وراثت‌پذیری مستقیم وزن تولد، یک‌ماهگی، شیرگیری، شش‌ماهگی، نه‌ماهگی و یکسالگی با مناسب‌ترین مدل برازش شده به ترتیب برابر 0.33 ± 0.02 ، 0.29 ± 0.02 ، 0.23 ± 0.02 ، 0.15 ± 0.02 و 0.38 ± 0.03 برآورد گردید. نمونه‌گیری گیبس در آنالیز آماری

*مسئول مکاتبه: azar.rashedi2010@yahoo.com

بیزی توانست برآوردهای مورد انتظار، برای پارامترها را در محدوده معقول ارائه نماید. نتایج حاصل نشان داد که صفات رشد در سنین اولیه، بیشتر تحت تأثیر عوامل ژنتیکی مادری قرار دارند و با افزایش سن به علت کاهش وابستگی بره به مادر، از اهمیت این اثر کاسته شده است. وراثت پذیری پایین تا متوسط به دست آمده برای صفات مورد بررسی، نشان می‌دهد که نتیجه انتخاب برای این صفات، سبب بهبود ژنتیکی کم تا متوسط می‌گردد.

واژه‌های کلیدی: وراثت پذیری، صفات رشد، گوسفند لری بختیاری، نمونه‌گیری گیبس

مقدمه

از صفات مهم در راهبردهای اصلاح نژادی در صنعت پرورش گوسفند صفات مرتبط با رشد است و الگوی رشد حیوانی نیز تحت تأثیر عوامل مختلفی قرار می‌گیرد. با تخمین وراثت پذیری به منظور پیش‌بینی ارزش اصلاحی و پاسخ به انتخاب، می‌توان مناسب‌ترین روش انتخاب و سیستم آمیزش را در گله‌های پرورشی اجرا نمود. در تمامی برنامه‌های اصلاح نژادی به برآورد اجزای واریانس نیاز است. این مؤلفه‌ها بایستی به‌طور دقیق و صحیح با استفاده از مدل‌ها و روش‌های آماری مناسب و داده‌های صحیح و کافی، توسط فرد اصلاح‌گر برآورد گردند تا در نهایت با انتخاب حیوانات برتر از لحاظ ژنتیکی و استفاده از آن‌ها به‌عنوان والدین نسل بعدی، میانگین تولید تغییر داده شود. توسعه و پیشرفت روش‌های آماری در چند دهه گذشته به‌عنوان یک موضوع ثابت در اکثر مطالعات اصلاح نژادی مد نظر بوده است و در این ارتباط روش بیزی مبتنی بر روش نمونه‌گیری گیبس^۱، به‌عنوان 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، ۲۰۱۲). نمونه‌گیری گیبس، یک روش انتگرال‌گیری عددی بوده و یکی از انواع روش‌های مونت کارلوی زنجیره مارکوف^۲ (MCMC) 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

1- Gibbs sampling

2- Markov Chain Monte Carlo

از توزیع‌های پسین حاشیه‌ای^۱، با استفاده از نمونه‌گیری تکراری از توزیع‌های پسین شرطی^۲، تولید می‌شوند. در نمونه‌گیری گیس 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 تأثیرگذار می‌باشد. روش نرمال جلوگیری از نتایج متأثر از مقادیر آغازین، حذف کردن تعداد کمی از نمونه‌ها است. این دورها را اصطلاحاً دوره‌های قلق‌گیری^۳ می‌نامند. چون در این روش از توزیع‌های پیشین استفاده می‌شود، انتظار می‌رود نتایج دقیق‌تری به دست آید (مرود، ۱۹۹۶). نمونه‌گیری گیس نخستین بار توسط گمن و گمن (۱۹۸۴) ابداع گردید. در اصلاح دام، ونگ و همکاران (۱۹۹۳)، نمونه‌گیری گیس 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، مدل‌های آستانه‌ای و مدل‌های رگرسیون تصادفی نیز استفاده شده است. همچنین این روش برای برآورد مؤلفه‌های واریانس و پیش‌بینی ارزش ارثی 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^۴ 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، ۲۰۰۹). اوزکان و همکاران (۲۰۰۵)، میرائی آشتیانی و همکاران (۲۰۰۷)، اوزدر و همکاران (۲۰۰۹)، سیهان و همکاران (۲۰۰۹)، زوهانگ و همکاران (۲۰۰۹)، محمدی و همکاران (۲۰۱۰)، جعفرآوغلی و همکاران (۲۰۱۰)، گوان و همکاران (۲۰۱۰)، لطفی و همکاران (۲۰۱۰)، امام‌وردی و همکاران (۲۰۱۰)، قوی‌حسین‌زاده و اردلان (۲۰۱۰)، جیانگ و همکاران (۲۰۱۱)، شکرالهی و بانه (۲۰۱۲)، شکرالهی و زندیه (۲۰۱۲) و عباسی و همکاران (۲۰۱۲)، روی نژادهای مختلف گوسفند مطالعاتی را برای برآورد مؤلفه‌های (کو)واریانس صفات رشد انجام دادند. در مورد گوسفند لری بختیاری ذکر این نکته ضروری به نظر می‌رسد که با افزایش تقاضا برای گوشت گوسفند در ایران بیشتر فعالیت‌های پرورشی این حیوان در جهت هدف فوق متمرکز شده است و تولید گوشت هم-

1- Marginal posterior distribution
2- Conditional posterior distribution
3- Burn in period

اکنون عمده درآمد دامداران پرورش دهنده این نژاد را به خود اختصاص داده است. آگاهی از توان ژنتیکی این نژاد به کمک روش بیزی که براساس تابع چگالی توزیع صفات و احتمالاً پارامترهای ژنتیکی و محیطی را برآورد می‌کند و کمتر به نرمال بودن داده‌ها و حتی تعداد کم آنها حساس است، از اهداف این تحقیق بود تا در نهایت با داشتن پارامترهای درست و صحیح‌تر از صفات تولیدی گوسفند لری بختیاری، از این اطلاعات در جهت افزایش بازدهی اقتصادی استفاده شود و سرانجام با نیل به این موضوع حداکثر سوددهی در سیستم تولیدی به دست آید.

مواد و روش‌ها

این پژوهش با استفاده از اطلاعات شجره‌ای و رکوردهای وزن بدن جمع‌آوری شده طی سال‌های ۱۳۶۸ تا ۱۳۹۰ در ایستگاه پرورش و اصلاح نژاد گوسفند لری بختیاری واقع در شهرستان شهرکرد انجام شد. اطلاعات شامل شماره حیوان، پدر و مادر حیوان، سال زایش، جنس بره، تیپ تولد، سن مادر هنگام زایش و رکوردهای مربوط به صفات وزن بدن در سنین مختلف بود. آمار توصیفی صفات مورد مطالعه در جدول ۱ نشان داده شده است. 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، جنس بره، تیپ تولد، سن مادر هنگام زایش، اثر متقابل سن مادر-تیپ تولد، سن مادر-جنس بره و تیپ تولد-جنس بره بودند که نتایج تجزیه واریانس عوامل محیطی مؤثر بر این صفات در جدول ۲ نشان داده شده است. با توجه به متفاوت بودن سن بره‌ها هنگام وزن‌کشی، سن بره هنگام وزن‌کشی به عنوان متغیر کمکی در نظر گرفته شد. برای مقایسه میانگین صفات در سطوح مختلف اثرات ثابت، از آزمون توکی کرامر استفاده گردید. مؤلفه‌های (کو) واریانس و پارامترهای ژنتیکی به وسیله نرم‌افزار MTGSAM برآورد گردید.

MTGSAM^۱ 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 ارائه شد. برنامه‌های MTGSAM می‌توانند برای آنالیزهای تک‌صفتی یا برای هر یک از مدل‌های چندصفتی مورد استفاده

1-Multiple Trait Gibbs Sampling in Animal Models

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 می‌گردد 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 دیتای اصلی با افزایش تعداد سطوح اثرات ثابت و تصادفی، یک فایل دیتای جدید تولید می‌کند که این اطلاعات در ساخت معادله‌های مدل مختلط مورد استفاده قرار می‌گیرند. اهمیت 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 (ون تاسل و ون‌ولک، ۱۹۹۵). به منظور بررسی اثرات مادری بر صفات مورد مطالعه، مؤلفه‌های واریانس با شش مدل حیوانی تک‌متغیره مختلف برآورد گردید (مایر، ۲۰۰۰).

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

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

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

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

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

$$y = \mathbf{Xb} + \mathbf{Z}_1\mathbf{a} + \mathbf{Z}_2\mathbf{c} + \mathbf{Z}_3\mathbf{m} + \mathbf{e} \quad \text{Cov}(\mathbf{a}, \mathbf{m}) = \mathbf{A}\sigma_{am} \quad (\text{مدل ۶})$$

y : بردار مشاهدات برای صفت مورد استفاده، \mathbf{b} : بردار اثرات ثابت، \mathbf{a} : بردار اثرات ژنتیکی مستقیم، \mathbf{m} : بردار اثرات ژنتیکی افزایشی مادری، \mathbf{c} : بردار اثرات محیطی دائمی مادری، \mathbf{X} : ماتریس ضرایب که اثرات ثابت را به مشاهدات مربوط می‌کند، \mathbf{Z}_1 : ماتریس ضرایب که اثرات ژنتیکی افزایشی مستقیم را به مشاهدات مربوط می‌کند، \mathbf{Z}_2 : ماتریس ضرایب که اثرات محیطی دائمی مادری را به مشاهدات مربوط می‌کند، \mathbf{Z}_3 : ماتریس ضرایب که اثرات ژنتیکی افزایشی مادری را به مشاهدات مربوط می‌کند، \mathbf{e} : بردار اثرات باقی‌مانده، $\text{Cov}(\mathbf{a}, \mathbf{m})$: کوواریانس اثر ژنتیکی افزایشی مستقیم و مادری.

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

وراثت‌پذیری کل طبق فرمول فوق محاسبه شد (ویلهم، ۱۹۷۲).

مدل مناسب با دو روش میزان واریانس خطا و میانگین حداقل مربعات انتخاب گردید. مدلی که دارای مقدار واریانس باقیمانده کمتری بود، به عنوان مدل مناسب‌تر انتخاب شد. روش دیگر برای انتخاب مدل مناسب، به دست آوردن همبستگی بین مشاهده مورد انتظار محاسبه شده از هر مدل، با صفت مربوطه بود که روش میانگین حداقل مربعات نام دارد. به این صورت که ارزش اصلاحی هر دام در هر یک از شش مدل، برآورد شده و مقدار ارزش برای هر یک از اثرات ثابت و متغیر کمکی نیز محاسبه گردید و با هم جمع شده و این مقدار مشاهده مورد انتظار نامیده شد. سپس بین مشاهده مورد انتظار محاسبه شده برای هر مدل، با صفت مربوطه، به وسیله نرم‌افزار SAS 9.1 همبستگی گرفته شد. در نهایت، مدل دارای بیشترین میزان همبستگی به عنوان مناسب‌ترین مدل انتخاب شد. در پژوهش حاضر، تعداد تکرارهای Gauss-Seidel، ۱۰۰۰۰۰ دور، طول زنجیره نمونه‌گیری گیبس، ۱۰۰۰۰۰ دور، تعداد دوره‌های قلق‌گیری ۱۰۰۰۰ دور و معیار همگرایی برآوردها، 10^{-10} در نظر گرفته شد.

نتایج و بحث

میانگین‌های حداقل مربعات، خطای استاندارد و آمار توصیفی صفات مورد بررسی در جدول ۱ نشان داده شده است.

جدول ۱- آمار توصیفی صفات رشد در گوسفند لری بختیاری

صفات	تعداد	میانگین (kg)	ضریب تغییرات	حداقل	حداکثر
وزن تولد	۷۷۲۱	۴/۹۴±۰/۰۰۹	۱۲/۱	۲	۷/۷
وزن یک ماهگی	۶۴۶۲	۱۲/۴۹±۰/۰۳	۱۴/۸	۴/۱	۲۱/۶
وزن شیرگیری	۷۲۷۵	۲۸/۶۳±۰/۰۷	۱۴/۴	۱۰	۴۷/۶
وزن ۶ ماهگی	۵۷۴۵	۴۰/۹۴±۰/۱۲	۱۳/۱	۱۹/۵	۶۳/۹
وزن ۹ ماهگی	۳۳۲۶	۵۱/۲۵±۰/۱۶	۱۰/۳	۲۸	۷۶/۵
وزن یکسالگی	۳۰۸۸	۵۶/۰۳±۰/۱۹	۹/۷	۳۴	۸۲/۲

جدول ۲ بیانگر تأثیر عوامل محیطی، بر صفات مورد مطالعه می‌باشد. طبق نتایج به دست آمده (جدول ۲)، وزن بدن این گوسفند از زمان تولد تا شیرگیری افزایش خوبی داشته، به طوری که از متوسط ۴/۹۴ کیلوگرم در زمان تولد به متوسط ۲۸/۶۳ کیلوگرم در زمان شیرگیری رسیده است. وزن بدن بعد از شیرگیری تا زمان یکسالگی نیز افزایش قابل ملاحظه‌ای داشت و میانگین وزن یکسالگی در این گوسفند به ۵۶/۰۳ کیلوگرم رسید که این امر نشان‌دهنده ظرفیت بالای رشد در این گوسفند است. به نظر می‌رسد، شرایط مناسب مرتعی در فصول بهار و تابستان و جیره‌بندی متناسب با شرایط دام‌ها در این ایستگاه، از دلایل عمده آن باشد. اثرات ثابت سال تولد، جنس بره، تیپ تولد و سن مادر هنگام زایش بر تمام صفات معنی‌دار ($P < 0/01$) بودند که با نتایج محمدی و همکاران (۲۰۱۰) و جیانگ و همکاران (۲۰۱۱) مطابقت داشت. اثر سال تولد بر همه صفات مورد مطالعه در سطح خطای ($P < 0/01$) معنی‌دار بود. عوامل اقلیمی، مدیریت، تغذیه و بهداشت طی سال‌های مختلف متغیر می‌باشد. سال تولد از طریق تفاوت در شرایط اقلیمی، محیطی و مدیریتی باعث نوسانات و تغییر در وزن بدن، در سنین مختلف می‌شود. شرایط متغیر آب و هوایی (میزان بارندگی سالیانه، رطوبت و دمای محیط) که کیفیت و کمیت علوفه مراتع را تحت تأثیر قرار می‌دهد، باعث تغییرات در میزان مواد غذایی در دسترس حیوان و تأمین احتیاجات لازم می‌شود. به این ترتیب صفات از تولد تا شیرگیری را به‌طور مستقیم و وزن تولد را به‌طور غیر مستقیم، به دلیل تغییرات در شرایط محیطی مادری، به علت تفاوت در نوع تغذیه در اواخر دوران آبستنی در سال‌های مختلف، تحت تأثیر قرار می‌دهد. سال تولد، صفات رشد بعد از شیرگیری را به صورت تأثیری که بر تغذیه خود بره دارد، تحت تأثیر قرار می‌دهد (رشیدی و همکاران، ۲۰۰۸). سن مادر برای همه صفات در سطح بالایی معنی‌دار بود ($P < 0/01$).

علت معنی دار بودن اثر سن مادر بر صفات رشد، احتمالاً به درجه تکامل رشد جسمی، وزن بدن، دستگاه تناسلی و تولید شیر بیشتر توسط مادر در سنین بالاتر مربوط می شود (طالبی و ادريس، ۱۹۹۸). با توجه به جدول ۲ در مجموع میش های چهار تا شش ساله، بره های سنگین تری پرورش داده اند که این تفاوت را می توان مربوط به بلوغ جسمی میش ها دانست. کمترین وزن تولد، یک ماهگی، شیرگیری، شش ماهگی، نه ماهگی و یک سالگی مربوط به بره های متولد شده از میش های دو ساله بود. در مطالعاتی که اثر عوامل محیطی را روی صفات رشد در گوسفند، مورد مطالعه قرار داده اند، وزن بره های متولد شده از مادران دو ساله را در مقایسه با مادران سنین بالاتر، کمتر و از نظر آماری معنی دار گزارش کرده اند (دیکسیت و همکاران، ۲۰۰۱؛ رشیدی و همکاران، ۲۰۰۸). بره های تکقلو متولد شده در مقایسه با بره های دوقلو متولد شده، در همه سنین وزن بیشتری داشتند. به دلیل استفاده از تمامی شرایط رحمی و مادری در بره های تکقلو نسبت به بره های دوقلو و سهقلو، نوع تولد بره می تواند بر وزن تولد تأثیر معنی داری داشته باشد. چون در بره های دوقلو می بایست انرژی و مواد مغذی مورد نیاز جنین، بین دوقلوها تقسیم گردد. بدیهی است که امکانات محیط مادری کمتری در اختیار هر یک از آنها قرار خواهد گرفت و بره های متولد شده از میش های با تعداد بره کمتر در هر زایش، دارای وزن بیشتری می باشند (دیکسیت و همکاران، ۲۰۰۱ و رشیدی و همکاران، ۲۰۰۸). تفاوت وزن پس از تولد بین بره های تکقلو و دوقلو می تواند به علت رقابت و محدودیت در شیر خوردن بره های دوقلو باشد که باعث تفاوت سرعت رشد روزانه و وزن از شیرگیری آنها می شود (جعفر اوغلی و همکاران، ۲۰۱۰). وزن بره های نر در تمامی سنین، از بره های ماده بیشتر بود ($P < 0/01$). معمولاً جنس نر در مقایسه با جنس ماده، دارای وزن سنگین تری بود. تفاوت در وزن بدن در دو جنس نر و ماده می تواند به دلیل تفاوت کروموزوم های جنسی و احتمالاً تفاوت در وجود جایگاه های ژنی مربوط به رشد، خصوصیات فیزیولوژیکی و تفاوت در نوع و ترشح هورمون ها، به خصوص هورمون های جنسی که سبب رشد حیوانات می شوند، به طوری که هورمون استروژن روی رشد استخوان های دراز در جنس ماده، اثر محدود کننده ای دارد که می تواند یکی از دلایلی باشد که معمولاً جنس ماده دارای جثه کوچک تر و وزن سبک تری نسبت به جنس نر است (دیکسیت و همکاران، ۲۰۰۱). اثر متقابل سن مادر * تیپ تولد بر وزن تولد معنی دار ($P < 0/01$) بود. نتایج میانگین حداقل مربعات برای این اثر نشان داد که بره های تکقلو متولد شده از مادران چهار، پنج، شش و هفت ساله، در مجموع وزن تولد بیشتری نسبت به بقیه داشتند. کمترین وزن تولد، مربوط به بره های دوقلو متولد شده از میش های دو ساله بود.

شکرالهی و بانه (۲۰۱۲) گزارش نمودند که بین وزن تولد بره و سن مادر هنگام زایش رابطه‌ی مستقیم وجود دارد، به این صورت که هر چه سن میش افزایش یابد، محیط رحمی بهتری به وجود آمده و باعث بهبود وزن تولد بره می‌شود. اثر سن مادر*جنس بره بر وزن یک‌ماهگی، وزن شش‌ماهگی ($P < 0/01$) و وزن شیرگیری ($P < 0/05$) معنی‌دار بود. بره‌های نر متولد شده از مادران چهار، پنج و شش ساله، دارای بیشترین میانگین وزنی برای صفات وزن یک‌ماهگی، وزن شیرگیری و وزن شش-ماهگی بودند. کمترین میانگین وزنی برای این صفات، مربوط به بره‌های ماده متولد شده از مادران دو ساله بود. افزایش سن میش بر میزان شیر تولیدی مؤثر بوده و به دلیل وجود شیر کافی برای تغذیه بره، وزن‌های بعد از تولد تحت تأثیر قرار گرفته و افزایش می‌یابند. اثر متقابل جنس بره*تیپ تولد بر صفات وزن تولد، یک‌ماهگی، شیرگیری، شش‌ماهگی و نه‌ماهگی معنی‌دار ($P < 0/01$) بود. بیشترین میزان وزن بدن در صفات اوزان تولد، شیرگیری، یک‌ماهگی، شش‌ماهگی و نه‌ماهگی مربوط به بره‌های نری بود که به صورت تک‌قلو متولد شده بودند. در جنس ماده نیز به همین صورت، بره‌های ماده تک-قلو نسبت به بره‌های ماده دوقلو متولد شده دارای وزن بالاتری بودند که با نتایج شکرالهی و بانه (۲۰۱۲) مطابقت داشت. رقابت بین دوقلوها برای اشغال فضای رحمی در دوره آبستنی و همچنین رقابت بین دوقلوها برای مصرف شیر بعد از تولد و دیگر توانایی‌های مادری در مقایسه با بره‌های تک‌قلو متولد شده را می‌توان از دلایل معنی‌دار شدن این اثر دانست.

اجزای (کو) واریانس صفات رشد قبل از شیرگیری: نتایج برآورد مؤلفه‌های (کو) واریانس و پارامترهای ژنتیکی و محیطی صفات رشد قبل از شیرگیری در جدول ۳ نشان داده شده است. مدل مناسب به دست آمده بر اساس میزان واریانس باقی‌مانده و میانگین حداقل مربعات، برای صفات وزن تولد، یک‌ماهگی و شیرگیری مدل ۵ بود که حاوی اثرات ژنتیکی مستقیم حیوان، اثرات ژنتیکی و محیطی دائمی مادر بود. این نتیجه نشان می‌دهد که گوسفندان این نژاد، در ماه‌های ابتدایی زندگی بیشتر از زمان‌های دیگر تحت تأثیر عوامل مادری قرار دارد. صفات رشد در حیوانات اهلی نه تنها به‌وسیله پتانسیل ژنتیکی خود حیوان بلکه تحت تأثیر عوامل ژنتیکی و محیطی دائمی مادری نیز می‌باشند. در پستانداران، مادر علاوه بر ژن‌های منتقل شده به فرزند، از طریق سیتوپلاسم و محیط رحمی در دوره قبل از تولد و از طریق مراقبت‌ها و رفتارهای مادری و تولید شیر در دوره بعد از تولد، بر فنوتیپ فرزند اثر می‌گذارد.

آذر راشدی ده صحرائی و همکاران

جدول ۲- میانگین حداقل مربعات صفات رشد (کیلوگرم) در گوسفندان لری بختیاری

اثر/صفت	وزن تولد	وزن یک ماهگی	وزن شیرگیری	وزن شش ماهگی	وزن نه ماهگی	وزن یکسالگی
میانگین کل	۴/۹۴±۰/۰۱	۱۲/۴۹±۰/۰۳	۲۸/۶۳±۰/۰۷	۴۰/۹۴±۰/۱۱	۵۱/۲۵±۰/۱۶	۵۶/۰۳±۰/۱۹
سال تولد	**	**	**	**	**	**
سن مادر	**	**	**	**	**	**
۲	۴/۳۵±۰/۰۲ ^b	۱۰/۷۵±۰/۰۶ ^c	۲۶/۳۴±۰/۱۴ ^c	۳۸/۴۲±۰/۲۱ ^c	۵۱/۲۸±۰/۳۱ ^a	۵۷/۲±۰/۳۲ ^a
۳	۴/۷۴±۰/۰۲ ^a	۱۱/۸۶±۰/۰۶ ^b	۲۷/۵۷±۰/۱۳ ^b	۴۰/۰۷±۰/۱۹ ^{ab}	۵۲/۱۹±۰/۲۶ ^a	۵۸/۰۹±۰/۲۸ ^a
۴	۴/۸۸±۰/۰۲ ^a	۱۲/۱۷±۰/۰۶ ^b	۲۸/۰۸±۰/۱۳ ^a	۴۰/۵۷±۰/۱۸ ^a	۵۲/۸±۰/۲۶ ^a	۵۹/۰۷±۰/۲۹ ^a
۵	۴/۹۱±۰/۰۲ ^a	۱۲/۱۹±۰/۰۶ ^a	۲۸/۳۷±۰/۱۴ ^a	۴۰/۴۷±۰/۱۸ ^a	۵۳/۲۴±۰/۲۵ ^a	۵۹/۴۱±۰/۲۷ ^a
۶	۴/۹۱±۰/۰۲ ^a	۱۲/۱۳±۰/۰۷ ^{ab}	۲۸/۱۶±۰/۱۶ ^a	۴۰/۶۹±۰/۲۲ ^a	۵۳/۱۶±۰/۳۲ ^a	۵۹/۲±۰/۳۴ ^a
۷	۴/۸۹±۰/۰۳ ^a	۱۱/۶۵±۰/۰۹ ^c	۲۷/۳۹±۰/۱۹ ^{bc}	۳۰/۸۱±۰/۲۷ ^b	۵۱/۸۷±۰/۳۸ ^a	۵۸/۵۲±۰/۴۲ ^a
تیپ تولد	**	**	**	**	**	**
تک قلو	۵/۲۹±۰/۰۱ ^a	۱۳/۴۹±۰/۰۴ ^a	۳۰/۵۵±۰/۰۸ ^a	۴۲/۳۱±۰/۰۹ ^a	۵۴/۳۴±۰/۱۴ ^a	۶۰/۰۵±۰/۱۵ ^a
دوقلو	۴/۲۷±۰/۰۱ ^b	۱۰/۰۹±۰/۰۵ ^b	۲۴/۷۲±۰/۱۱ ^b	۳۷/۶۹±۰/۱۵ ^b	۵۰/۵۱±۰/۲۱ ^b	۵۷/۱۱±۰/۲۳ ^b
جنس بره	**	**	**	**	**	**
نر	۴/۹۴±۰/۰۱ ^a	۱۲/۱۶±۰/۰۴ ^a	۲۹/۲۳±۰/۰۹ ^a	۴۵/۲±۰/۱۲ ^a	۵۹/۲۳±۰/۱۹ ^a	۶۷/۴±۰/۲۲ ^a
ماده	۴/۶۳±۰/۰۱ ^b	۱۱/۴۲±۰/۰۴ ^b	۲۶/۰۴±۰/۰۹ ^b	۳۴/۸۱±۰/۱۲ ^b	۴۵/۶۳±۰/۱۶ ^b	۴۹/۷۶±۰/۱۷ ^b
جنس بره*تیپ تولد	**	**	**	**	**	ns
سن مادر*تیپ تولد	**	ns	ns	ns	ns	ns
سن مادر*جنس بره	ns	**	*	**	ns	ns
متغیر کمکی سن	-----	۰/۲۱۲ ^{**}	۰/۱۶۴ ^{**}	۰/۲۶۲ [*]	۰/۱۲۶ ^{**}	۰/۱۱۸ ^{**}
بره به روز	-----	۰/۰۰۳ ^{**}	۰/۰۰۲ ^{**}	ns	ns	ns
درجه دوم متغیر کمکی (S)	-----	۰/۰۵۱	۰/۴۹	۰/۵۹	۰/۶۷	۰/۷۳
R ²	۰/۴۲	۰/۵۱	۰/۴۹	۰/۵۹	۰/۶۷	۰/۷۳
%CV	۱۲/۱۳	۱۴/۸۱	۱۴/۳۹	۱۳/۱۴	۱۰/۳	۹/۷۲

* و ** به ترتیب بیانگر معنی داری در سطح ۰/۰۵ و ۰/۰۱ و ns نشان دهنده عدم معنی دار بودن آماری است. میانگین های داخل هر گروه، به جز آنهایی که دارای حروف مشابه هستند از لحاظ آماری باهم اختلاف معنی دار دارند.

به عبارت دیگر، اثرات مادری ممکن است به هر تأثیری که والد ماده در بروز فنوتیپ نتاج خود اعمال می کند، اطلاق شود. به عنوان مثال مادر با تولید شیر زیاد، علاوه بر اینکه این استعداد ژنتیکی خود را می تواند به نتاج منتقل کند، می تواند به واسطه تولید شیر زیاد، موجب بهبود افزایش وزن روزانه و وزن شیرگیری نتاج خود شود (دوگما و همکاران، ۲۰۰۲). مقادیر برآورد شده وراثت پذیری

مستقیم برای صفات اوزان تولد، یک‌ماهگی و شیرگیری براساس نتایج حاصل از مناسب‌ترین مدل، به ترتیب برابر $0.03 \pm 0.02/33$ ، 0.11 ± 0.02 و 0.15 ± 0.02 بود. میزان وراثت‌پذیری به‌دست آمده در این تحقیق برای وزن تولد، با مقادیر برآورد شده توسط میراثی آشتیانی و همکاران (۲۰۰۷) برای نژاد سنگسری که 0.33 به دست آوردند، مطابق بود. اوزدر و همکاران (۲۰۰۹)، سیهان و همکاران (۲۰۰۹)، محمدی و همکاران (۲۰۱۰)، جعفرآوغلی و همکاران (۲۰۱۰)، گوان و همکاران (۲۰۱۰)، لطفی و همکاران (۲۰۱۰)، جیانگ و همکاران (۲۰۱۱) و عباسی و همکاران (۲۰۱۲)، وراثت‌پذیری وزن تولد را در گوسفندان مریخی ترکی، ساکیز، سنجابی، مغانی، مالپورا، آرمان، مریخی پشم‌ظریف چینی و بلوچی به ترتیب 0.14 ، 0.12 ، 0.09 ، 0.07 ، 0.19 ، 0.09 ، 0.15 و 0.12 گزارش نمودند که کمتر از مقدار برآورد شده در این پژوهش است. شکرالهی و بانه (۲۰۱۲) مقدار وراثت‌پذیری مستقیم وزن تولد را برای گوسفندان عربی 0.42 محاسبه نمودند که بالاتر از مقدار به‌دست آمده در این تحقیق می‌باشد. بر اساس نتایج به‌دست آمده مشخص شد که اثرات ژنتیکی و محیطی مادری روی صفت وزن تولد مهم و معنی‌دار هستند. چون در دوره آبستنی، جنین به طور کامل وابسته به مادر بوده و تغذیه جنین تحت تأثیر تغذیه مادر قرار دارد و هم‌چنین محیط رحم مادر در رشد و نمو جنین تأثیر گذار بوده و سبب افزایش یا کاهش وزن تولد بره می‌شود. افتخاری‌شاهرودی و همکاران (۲۰۰۲) و دوگما و همکاران (۲۰۰۲) اثرات ژنتیکی و محیطی مادری را روی صفت وزن تولد گوسفندان کرمانی و عربی اماراتی با اهمیت و معنی‌دار گزارش نمودند. مقدار وراثت‌پذیری مستقیم وزن یک‌ماهگی در دامنه مقادیر به دست آمده توسط امام‌وردی و همکاران (۲۰۱۰) برای گوسفند قره‌گل بود. وراثت‌پذیری برآورد شده برای وزن شیرگیری، در دامنه مقادیر محاسبه شده توسط اوزکان و همکاران (۲۰۰۵) برای گوسفند مریخی ترکی، محمدی و همکاران (۲۰۱۰) برای گوسفند سنجابی و قوی‌حسین‌زاده و اردلان (۲۰۱۰) برای گوسفند مغانی قرار دارد که این مقادیر به ترتیب برابر 0.12 ، 0.15 و 0.13 می‌باشند. لطفی و همکاران (۲۰۱۰)، جعفرآوغلی و همکاران (۲۰۱۰) و عباسی و همکاران (۲۰۱۲) میزان وراثت‌پذیری مستقیم وزن شیرگیری را برای گوسفندان آرمان، مغانی و بلوچی به ترتیب 0.10 ، 0.09 و 0.10 برآورد نمودند که از میزان وراثت‌پذیری برآورد شده در این پژوهش کمتر می‌باشد، اما مقدار وراثت‌پذیری محاسبه شده در این تحقیق، کمتر از مقادیر برآورد شده توسط اوزدر و همکاران (۲۰۰۹) برای گوسفند مریخی ترکی، زوهانگ و همکاران (۲۰۰۹) برای بز بوئر، شکرالهی و بانه (۲۰۱۲) برای گوسفند عربی و شکرالهی و زندیه (۲۰۱۲) برای گوسفند کردی بود. مقادیر به دست آمده توسط این محققین به ترتیب برابر 0.29 ، 0.22 ، 0.38 و 0.23 بود.

آذر راشدی ده صحرائی و همکاران

جدول ۳- برآورد اجزای (کو) واریانس و پارامترهای ژنتیکی صفات رشد قبل از شیرگیری در گوسفند لری بختیاری

مدل ۶	مدل ۵	مدل ۴	مدل ۳	مدل ۲	مدل ۱	اجزاء/مدل	صفت
۰/۱۳	۰/۱۳	۰/۱۳	۰/۱۳	۰/۱۶	۰/۲۲	σ_a^2	وزن تولد
۰/۰۶	۰/۰۶	۰/۰۹	۰/۰۹	---	---	σ_m^2	
۰/۰۲	۰/۰۲	---	---	۰/۰۶	---	σ_{pe}^2	
۰/۱۸	۰/۱۷	۰/۱۹	۰/۱۹	۰/۱۸	۰/۱۸	σ_e^2	
۰/۳۹	۰/۳۹	۰/۴۰	۰/۴۰	۰/۳۹	۰/۴۰	σ_p^2	
۰/۳۴±۰/۰۳۹	۰/۳۳±۰/۰۳۲	۰/۳۲±۰/۰۳۷	۰/۳۲±۰/۰۳۱	۰/۴۱±۰/۰۳۱	۰/۵۴±۰/۰۲۴	h_a^2	
۰/۱۶±۰/۰۲۵	۰/۱۶±۰/۰۲۳	۰/۲۱±۰/۰۲۱	۰/۲۱±۰/۰۱۷	---	---	h_m^2	
۰/۲۶	۰/۴۱	۰/۳۶	۰/۱۶	۰/۴۱	۰/۵۴	h_t^2	
-۰/۰۴	---	-۰/۰۲	---	---	---	σ_{am}	
-۰/۰۰۵	---	---	---	---	---	r_{am}	
۰/۰۵±۰/۰۱۶	۰/۰۵±۰/۰۱۶	---	---	۰/۱۵±۰/۰۱۳	---	c^2	
۰/۴۲	۰/۳۸	۰/۴۱	۰/۴۱	۰/۵۲	۱/۲۵	σ_a^2	وزن یک ماهگی
۰/۴۵	۰/۴۹	۰/۹۰	۰/۹۰	---	---	σ_m^2	
۰/۳۹	۰/۳۷	---	---	۰/۶۸	---	σ_{pe}^2	
۲/۳۷	۲/۳۳	۲/۴۴	۲/۴۴	۲/۳۹	۲/۴۲	σ_e^2	
۳/۵۷	۳/۵۷	۳/۶۹	۳/۶۹	۳/۵۳	۳/۶۷	σ_p^2	
۰/۱۲±۰/۰۲۳	۰/۱۱±۰/۰۲۱	۰/۱۱±۰/۰۲۲	۰/۱۱±۰/۰۲	۰/۱۵±۰/۰۲۳	۰/۳۴±۰/۰۲۸	h_a^2	
۰/۱۳±۰/۰۲۷	۰/۱۴۰/۰۲۳	۰/۲۴±۰/۰۲۵	۰/۲۴±۰/۰۱۸	---	---	h_m^2	
۰/۱۳	۰/۱۷	۰/۱۹	۰/۲۳	۰/۱۵	۰/۳۴	h_t^2	
-۰/۱۳	---	-۰/۱۰	---	---	---	σ_{am}	
---	---	---	---	---	---	r_{am}	
۰/۱۲±۰/۰۲۱	۰/۱۰±۰/۰۲۱	---	---	۰/۱۹±۰/۰۱۵	---	c^2	
۲/۶۳	۲/۶۴	۲/۵۵	۲/۵۴	۳/۴۸	۶/۳۷	σ_a^2	وزن شیرگیری
۱/۶۳	۱/۶۴	۲/۸۵	۲/۸۵	---	---	σ_m^2	
۱/۱۸	۱/۱۸	---	---	۲/۲۸	---	σ_{pe}^2	
۱۲/۳۰	۱۲/۲۹	۱۲/۵۷	۱۲/۵۷	۱۲/۹۱	۱۲	σ_e^2	
۱۸/۸۳	۱۷/۸۲	۱۸/۱۸	۱۸/۱۸	۱۷/۶۷	۱۸/۳۷	σ_p^2	
۰/۱۵±۰/۰۲۵	۰/۱۵±۰/۰۲۵	۰/۱۴±۰/۰۲۴	۰/۱۴±۰/۰۲۴	۰/۱۹±۰/۰۲۶	۰/۳۵±۰/۰۲۷	h_a^2	
۰/۰۹±۰/۰۲۱	۰/۰۹±۰/۰۲	۰/۱۶±۰/۰۲	۰/۱۶±۰/۰۱۶	---	---	h_m^2	
۰/۱۹	۰/۱۹	۰/۲۳	۰/۲۳	۰/۱۹	۰/۳۵	h_t^2	
۰/۰۶	---	۰/۰۹	---	---	---	σ_{am}	
---	---	---	---	---	---	r_{am}	
۰/۰۷±۰/۰۱۷	۰/۰۷±۰/۰۱۸	---	---	۰/۱۳±۰/۰۱۳	---	c^2	

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 : وراثت پذیری مستقیم دام، h_m^2 : وراثت پذیری مستقیم مادری، h_t^2 : وراثت پذیری کل c^2 : نسبتی از واریانس فنوتیپی که ناشی از محیط دایمی مادر است، σ_{am} : کواریانس ژنتیکی مستقیم و مادری، r_{am} : همبستگی ژنتیکی مستقیم و مادری.

اجزای (کو) واریانس صفات رشد بعد از شیرگیری: نتایج برآورد مؤلفه‌های (کو) واریانس و پارامترهای ژنتیکی و محیطی صفات رشد بعد از شیرگیری در جدول ۴ نشان داده شده است. مدل مناسب برای صفات اوزان شش‌ماهگی، نه‌ماهگی و یک‌سالگی بر اساس مقدار واریانس باقیمانده و میانگین حداقل مربعات، مدل ۲ بود که علاوه بر اثر ژنتیکی مستقیم حیوان، شامل اثرات محیطی دائمی مادری نیز می‌باشد. با افزایش سن به علت 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 با نتایج به دست آمده در این مطالعه مطابقت دارد (جدول‌های ۳ و ۴). اثرات ژنتیکی مادری برای این صفت بر اساس مناسب‌ترین مدل (مدل ۲) بی‌اهمیت می‌باشند. نتایج منتشر شده به‌وسیله گیزاو و همکاران (۲۰۰۷) در گوسفند منز و بانه و همکاران (۲۰۱۰) در گوسفند قزل نشان داد که اثرات ژنتیکی مادری روی وزن‌های بعد از شیرگیری مهم نیستند. وراثت‌پذیری مستقیم به دست آمده بر اساس مناسب‌ترین مدل برای وزن شش‌ماهگی 0.2 ± 0.23 می‌باشد. این مقدار وراثت‌پذیری برآورد شده با مقادیر محاسبه شده توسط گوان و همکاران (۲۰۱۰) برای گوسفند مالپورا، ۰/۲۷ و شکرالهی و زندیه (۲۰۱۲) برای گوسفند کردی ۰/۲۶ نزدیک است. لطفی و همکاران (۲۰۱۰) برای گوسفند آرمان، قوی‌حسین‌زاده و اردلان (۲۰۱۰) برای گوسفند مغانی، محمدی و همکاران (۲۰۱۰) برای گوسفند سنجابی، شکرالهی و بانه (۲۰۱۲) برای گوسفند عربی و عباسی و همکاران (۲۰۱۲) برای گوسفند بلوچی مقدار وراثت‌پذیری مستقیم وزن شش‌ماهگی را به ترتیب ۰/۱۴، ۰/۱۴، ۰/۰۹، ۰/۱۴ و ۰/۰۶ برآورد نمودند که کمتر از میزان برآورد شده در این پژوهش می‌باشند. میرائی آشتیانی و همکاران (۲۰۰۷)، مختاری و همکاران (۲۰۰۸) و اوزدر و همکاران (۲۰۰۹) مقدار وراثت‌پذیری مستقیم وزن شش‌ماهگی را برای گوسفندان سنگسری، کرمانی و مرینوی ترکی بیشتر از مقدار محاسبه شده در این تحقیق برآورد نمودند. مقادیر برآورد شده توسط این محققین به ترتیب برابر ۰/۴۹، ۰/۳۲ و ۰/۳۱ است. مقدار وراثت‌پذیری مستقیم وزن نه‌ماهگی برابر 0.29 ± 0.23 برآورد شد. این مقدار وراثت‌پذیری در دامنه مقدار گزارش شده توسط قوی‌حسین‌زاده و اردلان (۲۰۱۰) برای گوسفند مغانی بوده که ۰/۳۱ محاسبه نمودند. میرائی آشتیانی و همکاران (۲۰۰۷) در گوسفند سنگسری، مختاری و همکاران (۲۰۰۸) در گوسفند کرمانی، محمدی و همکاران (۲۰۱۰) در گوسفند سنجابی، گوان و همکاران (۲۰۱۰) در گوسفند مالپورا و شکرالهی و زندیه (۲۰۱۲) در گوسفند کردی مقادیر وراثت‌پذیری وزن نه‌ماهگی را به ترتیب برابر ۰/۰۸، ۰/۰۳، ۰/۱۹، ۰/۱۵ و ۰/۰۹ گزارش نمودند که این مقادیر از مقدار برآورد شده در این پژوهش کمتر می‌باشند.

آذر راشدی ده صحرائی و همکاران

جدول ۴- برآورد اجزاء (کو) واریانس و پارامترهای ژنتیکی صفات رشد بعد از شیرگیری در گوسفند لری بختیاری

مدل ۶	مدل ۵	مدل ۴	مدل ۳	مدل ۲	مدل ۱	اجزاء/مدل	صفت	
۶/۰۹	۶/۲۲	۶/۰۵	۶/۱۷	۷/۵۸	۹/۵۴	σ_a^2	وزن ۶ ماهگی	
۱/۱۸	۱/۲۱	۱/۵۳	۱/۵۸	---	---	σ_m^2		
۰/۹۲	۰/۹۴	---	---	۱/۷	---	σ_{pe}^2		
۲۳/۸۳	۲۳/۷۷	۲۴/۲۱	۲۴/۱۶	۲۳/۲۰	۲۳/۴۲	σ_e^2		
۳۲/۶۹	۳۲/۶۹	۳۲/۸۳	۳۲/۸۴	۳۲/۴۸	۳۲/۹۶	σ_p^2		
۰/۱۹±۰/۰۳۱	۰/۱۹±۰/۰۳	۰/۱۸±۰/۰۲۹	۰/۱۹±۰/۰۳۲	۰/۲۳±۰/۰۲۹	۰/۲۹±۰/۰۲۹	h_a^2		
۰/۰۴±۰/۰۱۵	۰/۰۴±۰/۰۱۳	۰/۰۵±۰/۰۱۴	۰/۰۵±۰/۰۱۴	---	---	h_m^2		
۰/۲۲	۰/۲۱	۰/۲۲	۰/۲۱	۰/۲۳	۰/۲۹	h_t^2		
۰/۲۷	---	۰/۳۶	---	---	---	σ_{am}		
---	---	---	---	---	---	Γ_{am}		
۰/۰۳±۰/۰۱۶	۰/۰۳±۰/۰۱۶	---	---	۰/۰۵±۰/۰۱۳	---	c^2		
۷/۶۰	۷/۶۹	۷/۵۵	۷/۶۴	۹/۰۱	۹/۴۳	σ_a^2		وزن ۹ ماهگی
۱/۱۰	۱/۱۳	۱/۲۰	۱/۲۳	---	---	σ_m^2		
۰/۳۸	۰/۳۹	---	---	۰/۶۵	---	σ_{pe}^2		
۲۰/۸۰	۲۰/۷۶	۲۱/۰۲	۲۰/۹۸	۲۰/۴۹	۲۰/۷۹	σ_e^2		
۳۰/۳۱	۳۰/۳۱	۳۰/۲۹	۳۰/۲۹	۳۰/۱۵	۳۰/۲۳	σ_p^2		
۰/۲۵±۰/۰۴۲	۰/۲۵±۰/۰۳۹	۰/۲۵±۰/۰۴۲	۰/۲۵±۰/۰۳۹	۰/۲۹±۰/۰۳۷	۰/۳۱±۰/۰۳۶	h_a^2		
۰/۰۴±۰/۰۱۹	۰/۰۴±۰/۰۱۷	۰/۰۴±۰/۰۱۷	۰/۰۴±۰/۰۱۶	---	---	h_m^2		
۰/۲۸	۰/۲۷	۰/۲۸	۰/۲۷	۰/۲۹	۰/۳۱	h_t^2		
۰/۱۶	---	۰/۱۹	---	---	---	σ_{am}		
۱	---	---	---	---	---	Γ_{am}		
۰/۰۱±۰/۰۲۱	۰/۰۱±۰/۰۲۱	---	---	۰/۰۲±۰/۰۱۸	---	c^2		
۱۱/۱۵	۱۱/۲۶	۱۱/۱۴	۱۱/۲۴	۱۳/۰۲	۱۲/۹۹	σ_a^2	وزن یک سالگی	
۱/۲۰	۱/۲۲	۱/۳۱	۱/۳۳	---	---	σ_m^2		
۰/۱۹	۰/۲۰	---	---	۰/۲۲	---	σ_{pe}^2		
۲۰/۸۵	۲۰/۸۱	۲۰/۹۶	۲۰/۹۲	۲۰/۵۸	۲۰/۷۸	σ_e^2		
۳۳/۹۰	۳۳/۹۰	۳۳/۸۴	۳۳/۸۴	۳۳/۸۳	۳۳/۷۶	σ_p^2		
۰/۳۳±۰/۰۴	۰/۳۳±۰/۰۴	۰/۳۳±۰/۰۴	۰/۳۳±۰/۰۴	۰/۳۸±۰/۰۳۹	۰/۳۸±۰/۰۳۸	h_a^2		
۰/۰۳±۰/۰۱۸	۰/۰۳±۰/۰۱۹	۰/۰۴±۰/۰۱۶	۰/۰۴±۰/۰۱۶	---	---	h_m^2		
۰/۳۵	۰/۳۵	۰/۳۵	۰/۳۵	۰/۳۸	۰/۳۸	h_t^2		
۰/۱۵	---	۰/۱۳	---	---	---	σ_{am}		
---	---	---	---	---	---	Γ_{am}		
۰/۰۰۶±۰/۰۲۲	۰/۰۰۶±۰/۰۲۱	---	---	۰/۰۰۶±۰/۰۱۸	---	c^2		

مقدار وراثت‌پذیری وزن یک‌سالگی در این پژوهش ($0/38 \pm 0/03$) با مقدار گزارش شده توسط اوزدر و همکاران (۲۰۰۹) برای وزن یکسالگی در گوسفند مرینوی ترکی که $0/38$ محاسبه نمودند، مشابه بود. مقادیر گزارش شده وراثت‌پذیری وزن یکسالگی توسط اوزکان و همکاران (۲۰۰۵) در گوسفند مرینوی ترکی، میرائی آشتیانی و همکاران (۲۰۰۷) در گوسفند سنگسری، مختاری و همکاران (۲۰۰۸) در گوسفند کرمانی، سیهان و همکاران (۲۰۰۹) در گوسفند ساکیز، محمدی و همکاران (۲۰۱۰) در گوسفند سنجابی، جعفرآوغلی و همکاران (۲۰۱۰) در گوسفند مغانی، جیانگ و همکاران (۲۰۱۱) در گوسفند مرینوی پشم ظریف چینی و شکرالهی و زندیه (۲۰۱۲) در گوسفند کردی، کمتر از مقدار محاسبه شده در این پژوهش بود. مقدار وراثت‌پذیری گزارش شده توسط این محققین به ترتیب برابر $0/25$ ، $0/10$ ، $0/15$ ، $0/14$ ، $0/11$ ، $0/17$ ، $0/23$ و $0/12$ بود. تفاوت موجود در برآوردهای وراثت‌پذیری مستقیم و مادری وزن بدن در سنین مختلف در پژوهش‌های مختلف، به نوع مدل مورد استفاده برای آنالیز، نژاد گوسفند، ساختار و حجم اطلاعات موجود برای برآورد اجزای واریانس، تفاوت در مدیریت گله‌های مختلف و اعمال برنامه‌های اصلاح نژادی متفاوت بستگی دارد (الفادیلی و همکاران، ۲۰۰۰).

نتیجه‌گیری

نمونه‌گیری گیسس در آنالیز آماری بیزی توانست برآوردهای مورد انتظار، برای پارامترها را در محدوده معقول ارایه نماید. استفاده از این روش زمانی که محقق از نرمال بودن داده‌ها و تعداد کم رکوردهای مورد نظر نگران است، می‌تواند مفید باشد. 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 صورتی که از سیکل‌های بیشتری نمونه‌گیری گیسس 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 صفات رشد در سنین اولیه (قبل از شیرگیری) نسبت به صفات رشد در سنین بالاتر، بیشتر تحت تأثیر عوامل ژنتیکی افزایشی مادری قرار دارند و با افزایش سن از اهمیت این اثر کاسته شده است. 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 کاهش پیدا می‌کند که نتایج این پژوهش بدین صورت بوده است. پس 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.

سپاسگزاری

از مسؤولین محترم ایستگاه پرورش و اصلاح نژاد گوسفند لری بختیاری شهرستان شهرکرد، جهت جمع آوری داده، برای انجام این پژوهش کمال سپاسگزاری را دارم.

منابع

1. Abbasi, M.A., AbdollahiArpanahi, R., Maghsoudi, A., VaezTorshizi, R., and NejatiJavaremi, A. 2012. Evaluation of models for estimation of genetic parameters and maternal effects for early growth traits of Iranian Baluchi sheep. *Small. Rum. Res.* 104: 62-69.
2. Baneh, H., Hafezian, S.H., Rashidi, A., and Gholizadeh, M. 2010. Estimation of genetic parameters of body weight traits in Ghezel sheep. *Asian-Aust. J. Anim. Sci.* 23: 149-153.
3. Ceyhan, A., Sezenler, T., and Erdogan, I. 2009. The estimation of variance components for prolificacy and growth traits of Sakız sheep. *Livest. Sci.* 122: 68-72.
4. Dixit, S.P., Dhillon, J.S., and Singh, G. 2001. Genetic and non-genetic parameters for growth traits of Bharat Merino lambs. *Small. Rum. Res.* 42: 101-104.
5. Duguma, G., Schoeman, S., Cloete, S., and Jordaan, G. 2002. Genetic parameter estimates of early growth traits in the Tygerhoek Merino flock. *S. Afr. J. Anim. Sci.* 32: 66-75.
6. Eftekhari-Shahrودي, E., Bahrini, M.R., VenDoulk, D., and DaneshMesgaran, M. 2002. The factor affecting some economical traits in Kermani sheep. *Iran. J. Agr. Sci.* 33: 395-402.
7. Elfadilli, M., Michaux, C., Detilleux, J., and Leroy, P.L. 2000. Genetic parameters for growth traits of the Moroccan Timahdit breed of sheep. *Small. Rum. Res.* 37: 203-208.
8. Emamverdi, O., Nazarizadeh, H., and Naemipour, H. 2010. Estimation of genetic parameters on some body weights Traits and Pelt Score of Karakul Sheep. *The 4th Congress on Animal Science – September 2010.* 3399-3402.
9. 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: 721-741.

10. GhaviHossenZadeh, N., and Ardalan, M. 2010. Estimation of genetic parameters for body weight traits and litter size of Moghani sheep, using a Bayesian approach via Gibbs sampling. *J. Agri. Sci.* 148:363-370.
11. Gizaw, S., Lemmaa, S., Komenb, H., and Van Arendonk, J.A.M. 2007. Estimates of genetic parameters and genetic trends for live weight and fleece traits in Menz sheep. *J. Small. Rum. Res.* 70:145-153.
12. 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. *Livest. Sci.* 131: 94–101.
13. Jafaroghli, M., Rashidi A., Mokhtari, M.S., and Shadparvar, A.A. 2010. (Co)Variance components and genetic parameter estimates for growth traits in Moghani sheep. *Small. Rum. Res.* 91: 170-177.
14. Jiang, D.i., Zhang, Y., Chuang, K., Lazate, T., Jian-Feng, L., Xin, M., et al. 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. *Livest.Sci.* 138: 278–288.
15. LotfiFarkhod, M. 2010. The Comparison genetic trend of productive and reproductive traits in Baluchi, Arman and IranBlacksheeps. End of letter Masters Animal Sciences. Ramin Agricultural and Natural Resources University. 103pp.
16. Meyer, K. 2000. DFREML Version 3.1: User notes.
17. MiraeiAshtiani, S.R., Seyedalian, A.R., and MoradiShahrBabak, M. 2007. Variance components and heritabilities for body weight traits in Sanjabi sheep, using univariate and multivariate animal models. *Small. Rum. Res.* 73: 109-114.
18. Mohammadi, Y., Rashidi, A., Mokhtari, M.S. and Esmailzadeh, A.K. 2010. Quantitative genetic analysis of growth traits and kleiber ratios in Sanjabi sheep. *Small. Rum. Res.* 93: 88-93.
19. Mokhtari, M.S., Rashidi, A., and Mohammadi, Y. 2008. Estimation of genetic parameters for post-weaning traits of Kermani sheep. *Small. Rum. res.* 80: 22-27.
20. Mrode, R.A. 2005. Linear models for the prediction of animal breeding values. C. A. B. International. 187p.
21. Ozcan, M., Ekiz, B., Yilmaz, A., and Ceyhan, A. 2005. Genetic parameter estimates for lamb growth traits and greasy fleece weight at first shearing in Turkish Merino sheep. *Small. Rum. Res.* 56: 215-222.
22. Ozder, M., Sezenler, T., Onal, A.R., and Ceyhan, A. 2009. Genetic and Non-Genetic Parameter Estimates for Growth Traits in Turkish Merino Lambs. *J. Anim.Vet. Adv.* 8: 1729-1734.
23. Rashidi, A., Mokhtari, M.S., Safi Jahanshahi, A., and Mohammad Abadi, M.R. 2008. Genetic parameter estimates of pre-weaning growth traits in Kermani sheep. *Small. Rum.Res.* 74:165-171.

24. Shokrollahi, B., and Baneh, H. 2012. (Co) variance components and genetic parameters for growth traits in arabi sheep using different animal models. *Genet. Mol. Res.* 11:305-314.
25. Shokrollahi, B., and Zandieh, M. 2012. Estimation of genetic parameters for body weights of Kurdish sheep in various ages using multivariate animal models. *Afr. J. Bio.* 11: 2119-2123.
26. Talebi, M.A., and Edris, M.A. 1998. Estimation of Genetic and environmental parameters of pre-weaning traits in Lori-Bakhtiari Lambs. *I.J. Agri. Sci.* 29: 325-333.
27. 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.
28. Vatankhah, M., MoradiShahrbabak, M., Nejatijavarmi, A., MirasiAshtiani, R. and VaezTorshizi, R. 2009. Determination of breeding objective and economic values for Lori_Bakhtiari breed of sheep in the village. *System. Anim. Sci. Res.* 82: 17-25.
29. Wang, C.S., Rutledge, J.J., and Gianola, D. 1993. Marginal inferences about variance components in a mixed linear model using Gibbs Sampling. *Genet. Select. Evo.* 25:41-62.
30. Willham, R.L. 1972. The role of maternal effects in animal breeding. III. Biometrical aspects of maternal effects in animals. *J. Anim. Sci.* 35: 1288–1293.
31. Yan Zhang, C., Zhang, Y., Xu, D., Li, X., Su, J., and Yang, L.G. 2009. Genetic and phenotypic parameter estimates for growth traits in Boer goat. *Livest. Sci.* 124: 66-71.
32. Yousefi, A., Alijani, S., Jasouri, M., and Jafarzadeh, R. 2012. Estimation of genetic parameters in Ghezel sheep using Bayesian via Gibbs sampling technique. The 12th Congress on genetic. Tehran. 2012.



Gorgan University of Agricultural
Sciences and Natural Resources

J. of Ruminant Research, Vol. 1 (2), 2013
<http://ejrr.gau.ac.ir>

Estimation of (Co) variance components and genetic parameters for growth traits in Lori-Bakhtiari lambs using a Bayesian approach via Gibbs sampling

*** A. Rashedi Dehsahraei¹, J. Fayazi², M. Vatankhah³
and M.T. Beige nasiri⁴**

¹M.Sc. Student of Animal Sciences, Ramin Agricultural and Natural Resources University,

²Assistant Prof., Dept. of Animal Sciences, Ramin Agricultural and Natural Resource University, ³Associate Prof., Dept. of Animal Science, Agriculture and Natural Resources Research Center, Shahrekord, ⁴Associate Prof., Dept. of Animal Science, Ramin Agricultural and Natural Resource University

Received: 11/11/2012; Accepted: 02/13/2013

Abstract

The object of this study was to estimate (co)variance components and genetic and environmental parameters for body weights at different ages in Lori-Bakhtiari sheep using a Bayesian approach. In this study, pedigree information and birth weight, one month weight, weaning weight, 6 month weight, 9 months weight and 12 months weight, of 7697 lambs from the 291 rams and 2097 ewes were used. The data was collected in Shahrekord sheep breeding station (sholi) during 1989-2011. The SAS statistical software was used to determine the effect of environmental factors, and MTGSAM software via Gibbs sampling was applied to estimate genetic parameters. Environmental factors like birth year, sex, type of birth and age of mother on lambing time had significant effect on traits, which included in the model as fix effects. Animal's age at weighting day was introduced to the model as covariate. Using best chosen model, the direct heritability for birth weight, one-month, weaning weight, 6 months weight, 9 months weight and 12 months weight were respectively obtained as follows: 0.33 ± 0.03 , 0.11 ± 0.02 , 0.15 ± 0.02 , 0.23 ± 0.02 , 0.29 ± 0.03 and 0.38 ± 0.03 . Gibbs sampling in Bayesian statistical analysis could provide reasonable range expected estimations for parameters. The results showed that growth traits more are influenced by mother's genetic factors in the early of age. With increasing age, due to decreases dependence to her mother, the significance of this effect is reduced. The lower to moderate estimates of direct heritability for growth at different ages, obtained in this survey indicate that selection for these traits will be lead to lower to moderate genetic improvement.

Keywords: Heritability; Growth traits; Lori-Bakhtiari sheep; Gibbs sampling

*Corresponding Author; Email: azar.rashedi2010@yahoo.com

