

برآورد اجزاء (کو) واریانس و پارامترهای ژنتیکی صفات وزن بدن در گوسفندان زندی با استفاده از روش آماری بیزی

معصومه شایسته^{۱*}، محمدتقی بیگی نصیری^۲ و آذر راشدی ده صحرائی^۳

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

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

۳- دانشجوی دکتری اصلاح نژاد دام، دانشگاه کشاورزی و منابع طبیعی رامین خوزستان

*نویسنده مسؤل: shayeste.ms90@yahoo.com

تاریخ پذیرش: ۹۵/۰۶/۱۳

تاریخ دریافت: ۹۴/۰۹/۲۴

چکیده

در این مطالعه، اجزای (کو) واریانس و پارامترهای ژنتیکی و فنوتیپی صفات رشد، در گوسفندان زندی، برآورد شدند. داده‌های مورد استفاده در این پژوهش، مربوط به صفات وزن‌های تولد (۷۶۸۴ رکورد)، شیرگیری (۶۱۳۱ رکورد)، شش‌ماهگی (۳۴۱۴ رکورد)، نه‌ماهگی (۲۶۹۸ رکورد) و یکسالگی (۱۶۸۰ رکورد) بودند که طی سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۰، توسط ایستگاه نخجیر جمع‌آوری شدند. اجزای (کو) واریانس و فراسنجه‌های ژنتیکی، به دلیل دقت بالای روش آماری بیزی مبتنی بر روش نمونه‌گیری گیبس، با این روش برآورد شدند. عوامل محیطی سال تولد، جنسیت بره، نوع تولد و سن مادر هنگام زایش بر کلیه صفات مزبور معنی‌دار بودند و به‌عنوان اثرات ثابت در مدل قرار گرفتند. سن دام هنگام وزن‌کشی به‌عنوان متغیر کمکی وارد مدل شد. مدل مناسب بر اساس کمترین مقدار واریانس خطا، برای صفات اوزان تولد، شیرگیری، شش‌ماهگی، نه‌ماهگی و یکسالگی به ترتیب، ۵، ۲، ۱ و ۱ انتخاب شد. وراثت‌پذیری مستقیم صفات مذکور (بر اساس نتایج حاصل از مدل مناسب انتخاب شده) به ترتیب برابر ۰/۱، ۰/۱۵±، ۰/۰۳±، ۰/۲۶±، ۰/۰۲±، ۰/۲۱±، ۰/۰۳±، ۰/۲۶± و ۰/۰۱± محاسبه گردید. وراثت‌پذیری مادری برای صفات اوزان تولد و شیرگیری به ترتیب برابر ۰/۱±، ۰/۱۱± و ۰/۰۱± برآورد شد. با بالا رفتن سن بره و کاهش وابستگی به مادر، تنزل سهم اثرات مادری نسبت به اثرات ژنتیکی مستقیم مورد انتظار می‌باشد؛ لذا با افزایش سن به‌علت کاهش وابستگی بره به مادر، از اهمیت این اثر کاسته شد. وراثت‌پذیری پایین تا متوسط به‌دست آمده برای صفات مورد بررسی نشان می‌دهد که نتیجه انتخاب برای این صفات، سبب بهبود ژنتیکی کم تا حد متوسط می‌گردد.

کلمات کلیدی: گوسفند زندی، روش بیزی، صفات رشد، فراسنجه‌های ژنتیکی

مقدمه

برآورد اجزای واریانس-کواریانس در برنامه‌های اصلاح دام اهمیت ویژه‌ای دارد، چون با برآورد نمودن واریانس‌های افزایشی (در صورت امکان غیر افزایشی) می‌توان چگونگی توارث صفات را مطالعه نمود (هوفر، ۲۰۱۱). تعیین صحیح پارامترهای ژنتیکی و اهمیت نسبی اثر سازه‌های ژنتیکی مختلف، نه تنها برای حفظ نژادهای بومی، بلکه برای تعیین اهداف و طراحی برنامه‌های اصلاح نژادی، درک بهتر ساز و کار ژنتیکی صفات، پیش‌بینی ارزش اصلاحی و پیش‌بینی پاسخ مورد انتظار از برنامه‌های انتخاب ضروری است (ماتیکا و همکاران، ۲۰۰۳). 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 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 همانند سازی عددی است که اجازه می‌دهد از توزیع‌های مشترک یا حاشیه‌ای حتی در حالتی که چگالی‌های مناسب نتواند به درستی شکل بگیرد، استدلال‌هایی ایجاد شود (گمن و گمن، ۱۹۸۴). نمونه‌گیری گیبس، یک روش انتگرال‌گیری عددی بوده و یکی از انواع روش‌های مونت کارلوی زنجیره مارکوف (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 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 تأثیرگذار می‌باشد. روش نرمال جلوگیری از نتایج متأثر از مقادیر آغازین، حذف کردن تعداد کمی از نمونه‌ها است. این دوره‌ها را اصطلاحاً دوره‌های قلق‌گیری می‌نامند. چون در این روش از توزیع‌های پیشین استفاده می‌شود، انتظار می‌رود نتایج دقیق‌تری به دست آید

(مرو، ۱۹۹۶). گوسفند زندی یکی از نژادهای بومی ایران بوده که سویه‌ای از گوسفند قره‌گل است کلانترنیستانیکی، ۱۳۸۳). این نژاد در مناطق مرکزی ایران، در استان‌های تهران، قم و مرکزی پرورش داده می‌شود. این گوسفندان به شرایط سخت تغذیه‌ای، مراتع ضعیف و کوهستانی سازگاری داشته، دارای جثه و دنبه کوچک بوده و برای نظام پرورش عشایری مناسب می‌باشند (کلانترنیستانیکی، ۱۳۸۳). این نژاد، از گروه گوسفندان پوستی محسوب شده ولی با توجه به کاهش تقاضا برای پوست و افزایش نیاز به گوشت، هدف عمده پرورش این نژاد، تولید گوشت می‌باشد (محمدی و همکاران، ۲۰۱۰). وزن تولد به‌عنوان اولین شاخص رشد، بر رشد بره‌ها تا زمان شیرگیری اثر می‌گذارد. پروراندی بره‌هایی با وزن تولد بیشتر نسبت به بره‌هایی که وزن تولد کمتری دارند، نتایج بهتری را به همراه داشته است، ولی بره‌هایی با وزن خیلی بالا سبب بروز سخت‌زایی می‌شوند. ولی از آنجا که وزن تولد تحت تأثیر عوامل مادری قرار می‌گیرد، در برنامه‌های اصلاح نژادی نباید تأکید زیادی بر برتری آن نمود (لیگدا و همکاران، ۲۰۰۰). افزایش وزن شیرگیری بره‌ها هدف مهمی در پرورش گوسفند است زیرا سبب افزایش و بهبود در بازدهی رشد و فروش بره‌ها می‌شود (لاسلو و همکاران، ۱۹۸۵). امروزه با استفاده از مدل دام پژوهش‌های مختلفی روی صفات رشد نژادهای مختلف گوسفند انجام گرفته است که به برخی از آنها اشاره می‌گردد. راشدی و همکاران (۱۳۹۲)، در پژوهشی با استفاده از روش آماری بیزی مقدار وراثت‌پذیری مستقیم را برای صفات وزن‌های تولد، یک‌ماهگی، شیرگیری، شش ماهگی، نه ماهگی و یکسالگی برای گوسفندان لری‌بختیاری، به ترتیب برابر ۰/۳۳، ۰/۱۱، ۰/۱۵، ۰/۲۳، ۰/۲۹ و ۰/۳۸ برآورد نمودند. مقادیر وراثت‌پذیری مستقیم دام در گوسفندان کردی، برای اوزان تولد، شیرگیری، شش‌ماهگی، نه‌ماهگی و یکسالگی به ترتیب ۰/۱۶، ۰/۲۳، ۰/۲۶، ۰/۰۹ و ۰/۱۲ برآورد گردید (شکرالهی و زندیه، ۲۰۱۲). میرائی آشتیانی و همکاران (۲۰۰۷)، سیهان و همکاران (۲۰۰۹)، محمدی و همکاران (۲۰۱۰)، قوی‌حسین‌زاده و اردلان (۲۰۱۰)، بیرانوند و همکاران، ۱۳۹۲ و عباسی و همکاران (۲۰۱۲)، به ترتیب روی نژادهای گوسفند سنگسری، ساکیز، سنجایی، مغانی، لری و بلوچی مطالعاتی را برای برآورد مؤلفه‌های (کو)واریانس صفات رشد انجام دادند. هدف از انجام این تحقیق معرفی بهترین مدل جهت برآورد پارامترهای ژنتیکی موجود در این صفت می‌باشد تا در نهایت با داشتن پارامترهای درست و

اسفندماه و گاهی تا فروردین‌ماه سال بعد ادامه دارد (آصفی، ۱۳۹۱).

اطلاعات شامل شماره حیوان، پدر و مادر حیوان، سال زایش، جنسیت بره، نوع تولد، سن مادر هنگام زایش و رکوردهای مربوط به صفات وزن بدن در سنین مختلف بود. جدول ۱ ساختار داده‌ها و اطلاعات شجره‌ای گله گوسفند مورد مطالعه را نشان می‌دهد. ابتدا اثرات عوامل محیطی روی صفات مورد بررسی، مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفتند. اثرات ثابت مطالعه شده شامل، اثر سال تولد، جنس بره، تیپ تولد و سن مادر هنگام زایش بودند که تجزیه واریانس این عوامل محیطی با استفاده از رویه مدل خطی عمومی نرم‌افزار آماری SAS 9.1 (SAS Institute, 1989) انجام شد. 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. اجزای (کو) واریانس و پارامترهای ژنتیکی با روش آماری بیزی و به وسیله نرم‌افزار MTGSAM (ون تاسل و ون ولک، ۱۹۹۵) برآورد گردید.

نرم‌افزار MTGSAM که در این پژوهش مورد استفاده قرار گرفت در بر گیرنده مجموعه‌ای از برنامه‌های برآورد میانگین و توزیع‌های پسین برای اجزای (کو) واریانس، اثرات ثابت و تصادفی با استفاده از نمونه‌گیری گیبس با مدل‌های حیوانی است. این نرم‌افزار یک مجموعه برنامه به زبان فرترن (یک زبان سطح بالا برای انجام محاسبات ریاضی علمی و مهندسی) است که با بکارگیری نمونه‌گیری گیبس در برآورد اجزای (کو) واریانس با مدل‌های حیوانی استفاده می‌شود (گمن و گمن، ۱۹۸۴). نمونه‌گیری گیبس در آنالیز آماری بیزی می‌تواند برآوردهای مورد انتظار، برای پارامترها را در محدوده معقول ارائه 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 چرخه‌های بیشتری نمونه‌گیری گیبس استفاده شود و تعداد کمی از نمونه‌ها حذف گردند، برآوردهای معتبری از پارامترها به‌دست خواهد آمد. بنابراین به نظر می‌رسد نتایج حاصل از روش بیزی دقیق‌تر و معتبرتر از روش‌های دیگر باشد. در پژوهش حاضر، تعداد تکرارهای Gauss-Seidel، ۱۰۰۰۰ دور، طول زنجیره نمونه‌گیری گیبس، ۲۰۰۰۰۰ دور،

صحیح‌تر از صفات تولیدی گوسفند زندی، از این اطلاعات در جهت افزایش بازدهی اقتصادی استفاده شود و سرانجام با نیل به این موضوع بیشینه سود دهی در نظام تولیدی به‌دست آید.

مواد و روش‌ها

برای انجام این تحقیق از اطلاعات شجره‌ای و رکوردهای وزن بدن در سنین مختلف گوسفندان نژاد زندی استفاده شد. رکوردهای طی سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۰ در ایستگاه پرورش و اصلاح نژاد گوسفند زندی، واقع در استان تهران جمع‌آوری شدند. ویرایش داده‌ها با استفاده از نرم‌افزار اکسل انجام شد. ابتدا فایل شجره تشکیل شد و با استفاده از نرم‌افزار شجره‌پرداز، اشکالات مربوط به فایل شجره شناسایی شدند و بعد از برطرف شدن، شجره ری کد شده و فایل نهایی تشکیل شد. فایل داده پس از ویرایش برای اثرات ثابت برای هر صفت به صورت جداگانه در نرم‌افزار اکسل تشکیل شد. فایل‌های شجره و داده به صورت فرمت شده (اسکی فایل) جهت آنالیز نهایی تشکیل شدند. ایستگاه پرورش و اصلاح نژاد گوسفند زندی، در منطقه پارک ملی نخجیر، در جنوب جاده هراز و در نزدیکی منطقه حفاظت شده جاجرود، در استان تهران واقع شده است. این منطقه از نظر مراتع نسبتاً غنی بوده، به طوریکه گوسفندان ایستگاه در تمام طول سال در حال چرا هستند و فقط در روزهای بسیار سرد یا در مواقعی که کیفیت مراتع مناسب نباشد و همچنین در فصل جفت‌گیری و اواخر دوره آبستنی، تغذیه تکمیلی در اختیار آن‌ها قرار می‌گیرد. بره‌ها از زمان تولد تا ۱۵ روزگی بطور آزاد با مادران خود بوده و فقط در شب جداگانه نگهداری می‌شوند. از سن یک‌ماهگی به بعد، بره‌ها علاوه بر شیر مادر از تغذیه تکمیلی نیز استفاده می‌کنند. اقدامات بهداشتی به منظور پیشگیری از بیماری‌ها، طبق برنامه زمان‌بندی ایستگاه انجام می‌گیرد. واکسن‌های لازم به گوسفندان تزریق شده و برای مبارزه با انگل‌های داخلی، داروهای ضد انگل به گوسفندان خورانده می‌شود. در این ایستگاه میش‌ها از سن ۱۸ ماهگی در معرض جفت‌گیری قرار داده می‌شوند. قوچ‌ها برای سه تا چهار سال در گله نگهداری می‌شوند. شروع جفت‌گیری از اول مهرماه بوده و تا آخر آبان‌ماه ادامه خواهد داشت. میش‌ها یک ماه زودتر انتخاب و پس از گروه‌بندی لازم و تشخیص فحلی توسط قوچ‌های فحلیاب، به طور تصادفی با قوچ‌های مورد نظر تلاقی داده می‌شوند. زایش گله از اواخر بهمن‌ماه شروع شده و تا اواخر

به منظور بررسی اثرات مادری بر صفات مورد مطالعه، مؤلفه‌های واریانس با شش مدل حیوانی تک‌متغیره مختلف برآورد گردید (مایر، ۲۰۰۶).

تعداد دوره‌های قلق‌گیری ۲۰۰۰۰ دور و معیار همگرایی برآوردها، 10^{-10} در نظر گرفته شد.

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

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

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

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

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

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

ماتریس ضرایب که اثرات ژنتیکی افزایشی مادری را به مشاهدات مربوط می‌کند، e : بردار اثرات باقی‌مانده، $\text{Cov}(a, m)$: کواریانس اثر ژنتیکی افزایشی مستقیم و مادری. از بین شش مدل برازش شده، مدل مناسب بر اساس مقدار واریانس باقی‌مانده انتخاب شد و مدل دارای واریانس خطای کمتر، به عنوان مدل مناسب انتخاب گردید.

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 :

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

| اطلاعات | تعداد | اطلاعات | تعداد |
|--------------------|-------|-------------------------|-------|
| کل حیوانات | ۸۲۸۲ | حیوانات غیر از نسل پایه | ۷۷۰۶ |
| حیوانات هم خون | ۲۲۰۵ | پدران غیر از نسل پایه | ۲۲۱ |
| کل پدرها | ۲۵۸ | مادران غیر از نسل پایه | ۱۵۰۷ |
| کل مادرها | ۲۰۴۶ | کل اجداد | ۱۲۹۴ |
| حیوانات دارای نتاج | ۲۸۰۴ | پدر بزرگ‌ها | ۲۱۴ |
| حیوانات بدون نتاج | ۵۹۷۸ | مادر بزرگ‌ها | ۱۰۸۰ |
| حیوانات نسل پایه | ۵۷۶ | اجداد والدین | ۸۳۹ |
| پدران نسل پایه | ۳۷ | اجداد پدرها | ۱۶۳ |
| مادران نسل پایه | ۵۳۹ | اجداد مادرها | ۶۷۶ |

نتایج و بحث

در جدول ۲ آمار توصیفی صفات مورد بررسی ارائه گردیده‌اند.

جدول ۲- آمار توصیفی صفات رشد در گله گوسفند زندی

| صفات | تعداد (رأس) | SE ± میانگین (کیلوگرم) | تغییرات (درصد) | حد اقل (کیلوگرم) | حد اکثر (کیلوگرم) |
|-------------|-------------|------------------------|----------------|------------------|-------------------|
| وزن تولد | ۷۶۸۷ | ۴/۲۴ ± ۰/۰۰۸ | ۱۴/۵۹ | ۱/۵ | ۷/۳ |
| وزن شیرگیری | ۶۱۳۱ | ۲۱/۴۱ ± ۰/۰۰۵ | ۱۴/۸۳ | ۱۰/۵ | ۴۳/۳ |
| وزن ۶ ماهگی | ۳۴۱۴ | ۳۳/۰۸ ± ۰/۰۰۹ | ۱۱/۹۲ | ۱۴/۵ | ۵۰ |
| وزن ۹ ماهگی | ۲۶۹۸ | ۳۳/۴۵ ± ۰/۱۱ | ۱۱/۱۱ | ۱۶/۷ | ۵۰ |
| وزن یکسالگی | ۱۶۸۰ | ۳۴/۴۵ ± ۰/۱۵ | ۱۲/۸۳ | ۱۸/۵ | ۵۸ |

SE مقدار خطا

(۱۳۹۱) گزارش نمودند که اثر ثابت سال تولد، بر صفات اوزان تولد، شیرگیری، شش‌ماهگی، نه‌ماهگی و یکسالگی گوسفند لری بختیاری معنی‌دار می‌باشد، که با نتایج این تحقیق مطابقت داشت. علت معنی‌دار 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 می‌شود (طالبی و ادريس، ۱۳۷۷). با توجه به جدول ۳ در مجموع میش‌های چهار تا هشت ساله، بره‌های سنگین‌تری پرورش داده‌اند که این تفاوت را می‌توان مربوط به بلوغ جسمی میش‌ها دانست. کمترین وزن تولد، شیرگیری، شش‌ماهگی، نه‌ماهگی و یکسالگی مربوط به بره‌های متولد شده از میش‌های دو ساله بود. 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 (دیکسیت و همکاران، ۲۰۰۱؛ رشیدی و همکاران، ۲۰۰۸؛ راشدی و همکاران، ۱۳۹۱). جعفرآوغلی و همکاران (۲۰۱۰) اثر ثابت سن مادر را برای صفات رشد در گوسفندان مغانی و جیانگ و همکاران (۲۰۱۱) اثر سن مادر را بر صفات رشد قبل از شیرگیری در گوسفندان مرینوی پشم ظریف چینی معنی‌دار گزارش کردند. راشدی و همکاران (۱۳۹۱) اثر ثابت سال تولد را بر کلیه صفات رشد گوسفند لری بختیاری مهم و معنی‌دار گزارش نمودند که با نتایج این تحقیق مطابقت داشت. بره‌های تک‌قلو متولد شده در مقایسه با بره‌های دوقلو متولد شده، در همه سنین وزن بیشتری داشتند. به دلیل استفاده از تمامی شرایط رحمی و مادری در بره‌های تک‌قلو نسبت به بره‌های دوقلو و سه‌قلو، نوع تولد بره می‌تواند بر وزن تولد تأثیر معنی‌داری داشته باشد. چون در بره‌های دوقلو باید

میانگین حداقل مربعات صفات رشد، به تفکیک سطوح مختلف اثرات محیطی مؤثر بر این صفات، در جدول ۳ نشان داده شده است. طبق نتایج به دست آمده، وزن بدن از تولد تا زمان شیرگیری، افزایش خوبی داشت به طوری که از میانگین وزنی ۴/۲۴ کیلوگرم در زمان تولد، به ۲۱/۴۱ کیلوگرم در زمان شیرگیری رسید که می‌تواند به دلیل عوامل مادری مؤثر بر صفات رشد قبل از شیرگیری باشد. اثرات ثابت سال تولد، جنسیت بره و نوع تولد بر تمام صفات معنی‌دار بودند ($P < 0/01$). اثر سن مادر هنگام زایش به جز وزن یکسالگی، بر بقیه صفات مورد مطالعه، معنی‌دار ($P < 0/01$) بود. معنی‌دار بودن اثرات ثابت بر صفات رشد، با نتایج جیانگ و همکاران (۲۰۱۱)، محمدی و همکاران (۲۰۱۰)، آصفی و همکاران (۱۳۹۱) و راشدی و همکاران (۱۳۹۲) 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، سبب تغییرات در میزان مواد غذایی در دسترس حیوان و تأمین احتیاجات لازم می‌شود. به این ترتیب صفات از تولد تا شیرگیری را به طور مستقیم و وزن تولد را به طور 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 صورتی که بر تغذیه خود بره دارد، تحت تأثیر قرار می‌دهد (راشدی و همکاران، ۱۳۹۲). راشدی و همکاران

در مقایسه با جنس ماده، داری وزن سنگین تری بود. تفاوت در وزن بدن در دو جنس نر و ماده می‌تواند به دلیل تفاوت کروموزوم‌های جنسی و احتمالاً 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، اثر محدود کننده‌ای دارد که می‌تواند یکی از دلایلی باشد که معمولاً جنس ماده دارای جثه کوچک‌تر و وزن سبک‌تری نسبت به جنس نر است (دیکسیت و همکاران، ۲۰۰۱).

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 بره‌های متولد شده از میش‌های با تعداد بره کمتر در هر زایش، دارای وزن بیشتری می‌باشند (دیکسیت و همکاران، ۲۰۰۱ و راشدی و همکاران، ۱۳۹۲). سیهان و همکاران (۲۰۰۹)، اوزدر و همکاران (۲۰۰۹)، جعفرآوغلی و همکاران (۲۰۱۰)، جیانگ و همکاران (۲۰۱۱) و راشدی و همکاران (۱۳۹۱)، گزارش نمودند که تیپ تولد بر صفات رشد اثر معنی‌دار دارد که با نتایج این پژوهش مطابقت دارد. وزن بره‌های نر در تمامی سنین، از بره‌های ماده بیشتر بود ($P < 0.01$). معمولاً جنس نر

جدول ۳- میانگین حداقل مربعات و خطای معیار برای صفات رشد در گوسفندان زندی

| صفت/اثر | وزن تولد | وزن شیرگیری | وزن ۶ ماهگی | وزن ۹ ماهگی | وزن ۱۲ ماهگی |
|--------------------|-------------------------|----------------------------|---------------------------|----------------------------|----------------------------|
| میانگین | ۴/۲۴±۰/۰۰۸ | ۲۱/۴۱±۰/۰۰۵ | ۳۳/۰۸±۰/۰۰۹ | ۳۳/۴۵±۰/۰۱۱ | ۳۳/۴۵±۰/۰۱۵ |
| سال تولد | ** | ** | ** | ** | ** |
| سن مادر هنگام زایش | ** | ** | ** | ** | ns |
| ۲ | ۳/۴۳±۰/۰۰۵ ^c | ۱۹/۶۹±۰/۰۲۷ ^f | ۲۶/۸۲±۰/۰۳۸ ^d | ۳۳/۱۹±۰/۰۰۶ ^c | ۳۳/۳۵±۰/۰۰۷ ^{bcd} |
| ۳ | ۳/۷۴±۰/۰۰۴ ^b | ۲۰/۹۲±۰/۰۲۶ ^{bde} | ۲۸/۳۲±۰/۰۳۷ ^{bc} | ۳۴/۰۹±۰/۰۰۵ ^{bcd} | ۳۳/۵۲±۰/۰۰۶ ^{ab} |
| ۴ | ۳/۸۹±۰/۰۰۴ ^a | ۲۱/۴۸±۰/۰۲۶ ^a | ۲۹/۱۸±۰/۰۳۶ ^a | ۳۴/۹۷±۰/۰۰۵ ^a | ۳۴/۲۵±۰/۰۰۶ ^a |
| ۵ | ۳/۸۴±۰/۰۰۴ ^a | ۲۱/۱۳±۰/۰۲۶ ^{bce} | ۲۹/۰۹±۰/۰۳۵ ^a | ۳۴/۸۶±۰/۰۰۵ ^a | ۳۳/۹۳±۰/۰۰۶ ^a |
| ۶ | ۳/۸۹±۰/۰۰۴ ^a | ۲۱/۲۱±۰/۰۲۷ ^{abe} | ۲۹/۱۸±۰/۰۳۸ ^a | ۳۴/۵۹±۰/۰۰۶ ^{ac} | ۳۳/۴۸±۰/۰۰۶ ^{ac} |
| ۷ | ۳/۸۶±۰/۰۰۴ ^a | ۲۰/۷۷±۰/۰۲۹ ^{cde} | ۲۸/۶۸±۰/۰۴۳ ^{ab} | ۳۴/۵۱±۰/۰۰۶ ^{ad} | ۳۴/۲۵±۰/۰۰۷ ^a |
| ۸ | ۳/۸۵±۰/۰۰۴ ^a | ۲۰/۷۳±۰/۰۳۴ ^c | ۲۸/۴۳±۰/۰۵۶ ^{ac} | ۳۴/۷۱±۰/۰۰۷ ^{ab} | ۳۳/۱۱±۰/۰۰۹ ^{ad} |
| تیپ تولد | ** | ** | ** | ** | ** |
| ۱ | ۴/۱۸±۰/۰۰۴ ^a | ۲۲/۴۲±۰/۰۲۴ ^a | ۳۰/۲۲±۰/۰۳۱ ^a | ۳۵/۶±۰/۰۰۵ ^a | ۳۴/۹۶±۰/۰۰۵ ^a |
| ۲ | ۳/۳۹±۰/۰۰۴ ^b | ۱۹/۲۸±۰/۰۲۵ ^b | ۲۴/۸۴±۰/۰۳۶ ^b | ۳۳/۲۳±۰/۰۰۵ ^b | ۳۲/۱۵±۰/۰۰۶ ^b |
| جنس | ** | ** | ** | ** | ** |
| نر | ۳/۹۲±۰/۰۰۴ ^a | ۲۱/۵۷±۰/۰۲۵ ^a | ۲۳/۹۳±۰/۰۳۳ ^a | ۳۶/۰۳±۰/۰۰۵ ^a | ۳۶/۳۹±۰/۰۰۵ ^a |
| ماده | ۳/۶۵±۰/۰۰۴ ^b | ۲۰/۱۲±۰/۰۲۵ ^b | ۲۷/۱۳±۰/۰۳۳ ^b | ۳۲/۸±۰/۰۰۵ ^b | ۳۰/۷۲±۰/۰۰۵ ^b |

** بیانگر معنی‌داری در سطح ۰/۰۱ و ns نشان دهنده عدم معنی‌دار بودن آماری است. میانگین‌های داخل هر گروه، به‌جز آنهایی که دارای حروف مشابه هستند از لحاظ آماری باهم اختلاف معنی‌دار دارند.

اجزای (کو) واریانس و پارامترهای ژنتیکی و محیطی

صفات مورد مطالعه

نتایج برآورد اجزای (کو) واریانس و پارامترهای ژنتیکی و محیطی صفات رشد قبل از شیرگیری در جدول ۴ نشان داده شده است. مدل مناسب به دست آمده بر اساس میزان واریانس باقی مانده برای صفات وزن تولد و شیرگیری مدل ۵ بود که حاوی اثرات ژنتیکی مستقیم حیوان، اثرات ژنتیکی و محیطی دائمی مادری بود. این نتیجه نشان می‌دهد که گوسفندان این نژاد، در ماه‌های ابتدایی زندگی بیشتر از زمان‌های دیگر تحت تأثیر عوامل مادری قرار دارند. صفات رشد در حیوانات اهلی نه تنها به وسیله ظرفیت 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. به عبارت دیگر، 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، می‌تواند به واسطه تولید شیر زیاد، موجب بهبود افزایش وزن روزانه و وزن شیرگیری نتاج خود شود (دوگما و همکاران، ۲۰۰۲). نتایج تجزیه و تحلیل حاصل برای مؤلفه‌های (کو) واریانس، برای صفات رشد بعد از شیرگیری، در جدول ۵ نشان داده شده است. مدل مناسب انتخاب شده برای صفات اوزان شش‌ماهگی، نه‌ماهگی و یکسالگی، به ترتیب مدل ۲، ۱ و ۱ بود. مدل ۲ علاوه بر اثر ژنتیکی مستقیم دام شامل اثر محیطی دائمی مادری نیز می‌باشد. واریانس محیطی دائمی مادری، وجود شباهت بین دوقلوها و همچنین شباهت بین بره‌های متولد شده از هر میش در سال‌های مختلف را نشان می‌دهد که تحت تأثیر عواملی از قبیل گنجایش رحم مادر، وضعیت تغذیه میش در دوران آبستنی، تولید شیر و قابلیت‌های مادری میش است. با در نظر گرفتن وراثت‌پذیری مناسب وزن تولد، انتخاب میش‌هایی با ارزش اصلاحی بالا به عنوان مادران نسل آینده، منجر به بهبود پیشرفت ژنتیکی خواهد شد (بیرانوند و همکاران، ۱۳۹۲). طبق نتایج به دست آمده، در صفات وزن نه‌ماهگی و وزن یکسالگی، اثرات محیطی دائمی مادری بدون تأثیر بودند. دلیل این نتیجه را می‌توان چنین بیان کرد که 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. مقادیر وراثت‌پذیری مستقیم برآورد شده برای صفات اوزان تولد، شیرگیری، شش‌ماهگی، نه‌ماهگی و یکسالگی، بر اساس نتایج به دست آمده از مدل مناسب، به ترتیب برابر، 0.1 ± 0.15 ، 0.03 ± 0.26 ، 0.02 ± 0.21 ، 0.03 ± 0.25 و 0.01 ± 0.26 بود. اوزدر و همکاران (۲۰۰۹) و جیانگ و همکاران (۲۰۱۱) مقدار وراثت‌پذیری مستقیم وزن تولد را برای گوسفندان نژاد مرینوی ترکی و مرینوی پشم ظریف چینی به ترتیب 0.14 و 0.15 برآورد نمودند که با مقدار به دست آمده در این پژوهش مطابقت داشت. سیهان و همکاران (۲۰۰۹)، محمدی و همکاران (۲۰۱۰)، جعفرآوغلی و همکاران (۲۰۱۰)، گوان و همکاران (۲۰۱۰)، لطفی و همکاران (۲۰۱۰)، و عباسی و همکاران (۲۰۱۲)، وراثت‌پذیری وزن تولد را در گوسفندان ساکیز، سنجایی، مغانی، مالپورا، آرمان، و بلوچی به ترتیب 0.12 ، 0.09 ، 0.07 ، 0.19 ، 0.09 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 به دست آمده در این تحقیق بود. بر اساس نتایج به دست 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 اثر گذار بوده و سبب افزایش یا کاهش وزن تولد بره می‌شود. افتخاری‌شاهروودی 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. شکرالهی و زندیه (۲۰۱۲) مقدار وراثت‌پذیری گوسفندان کردی شمال خراسان برای صفت وزن شیرگیری 0.25 گزارش نمودند که با مقدار برآورد شده در این مطالعه مشابهت داشت. مقادیر وراثت‌پذیری مستقیم محاسبه شده توسط اوزکان و همکاران (۲۰۰۵) برای گوسفند مرینوی ترکی، محمدی و همکاران (۲۰۱۰) برای گوسفند سنجایی و قوی حسین‌زاده و اردلان (۲۰۱۰) برای گوسفند مغانی به ترتیب برابر 0.12 ، 0.15 و 0.13 بود که از مقدار وراثت‌پذیری برآورد شده در این تحقیق کمتر بودند. مقدار وراثت‌پذیری برآورد شده کمتر از مقادیر گزارش شده توسط اوزدر و همکاران (۲۰۰۹) برای گوسفند مرینوی ترکی و شکرالهی و بانه (۲۰۱۲) برای گوسفند عربی

گوسفند مرینوی ترکی (۰/۳۸)، کمتر بود. اختلافات موجود بین مقادیر برآورد شده در این پژوهش و دیگر پژوهش‌ها را می‌توان، ناشی از نوع مدل مورد استفاده و اثرات در نظر گرفته شده، به خصوص اثر مادری و روش‌های محاسباتی دانست. البته باید اختلافات ژنتیکی بین نژادهای مختلف و شرایط نگهداری و محیطی منطقه را نیز مد نظر قرار داد. مقدار وراثت‌پذیری برای صفات رشد، در گوسفند زندی، کم تا متوسط برآورد گردید. برآورد وراثت‌پذیری مستقیم پایین در این تحقیق را می‌توان به سطح تغذیه‌ای پایین و پایین بودن کیفیت مراتعی که گله در آن نگاه‌داری می‌شود، نسبت داد. در نتیجه این موارد و به علت بالا بردن مهاجرت اجدادی، واریانس محیطی افزایش یافته است.

نتیجه‌گیری

نتایج حاصل از این تحقیق نشان داد که صفات رشد در گوسفندان زندی، 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 در آن ایجاد نماید و به تبعیت از آن مقادیر پارامترهای ژنتیکی محاسبه شده بسیار دور از واقعیت خواهد بود. بر اساس نتایج به دست آمده در این پژوهش، مقدار وراثت‌پذیری برای صفات رشد، در گوسفند زندی، کم تا متوسط برآورد گردید. برآورد وراثت‌پذیری مستقیم پایین در این تحقیق را می‌توان به سطح تغذیه‌ای پایین و پایین بودن کیفیت مراتعی که گله در آن نگاه‌داری می‌شود، نسبت داد. در نتیجه این موارد و به علت بالا بردن مهاجرت اجدادی، واریانس محیطی افزایش یافته است. بنابراین بر اساس هر کدام از صفات، به جز وزن نه‌ماهگی به دلیل خیلی پایین بودن وراثت‌پذیری، می‌توان برای این دام انتخاب انجام داد، اما پاسخ به انتخاب برای صفات رشد در این گوسفند، کم تا متوسط خواهد بود. بنابراین برای بالا بردن مقدار پاسخ به انتخاب، برای این صفات، باید بیشتر از ژنتیک حیوان، عوامل محیطی را بهبود داد.

بود. مقادیر به دست آمده توسط این محققین به ترتیب برابر ۰/۲۹، ۰/۳۸ بود. مقادیر وراثت‌پذیری مستقیم دام در گوسفندان کردی، برای اوزان تولد، شیرگیری، شش‌ماهگی، نه‌ماهگی و یکسالگی به ترتیب ۰/۱۶، ۰/۲۳، ۰/۲۶، ۰/۰۹ و ۰/۱۲ برآورد گردید (شکرالهی و زنده، ۲۰۱۲). وراثت‌پذیری مادری برای صفات اوزان تولد و شیرگیری به ترتیب برابر، ۰/۱۱±۰/۰۱ و ۰/۰۳±۰/۰۶ برآورد شد. اثرات ژنتیکی و محیطی مادری روی صفات رشد گوسفندان کرمانی و عربی اماراتی با اهمیت و معنی‌دار گزارش شد (دوگما و همکاران، ۲۰۰۲). بایستی توجه گردد در صورتی که، اثرات مادری در نظر گرفته نشوند، برآورد بالاتری از مقدار واریانس ژنتیکی افزایشی مستقیم و وراثت‌پذیری مستقیم، به دست خواهد آمد. مقدار وراثت‌پذیری مادری، در مقایسه با وراثت‌پذیری مستقیم، اهمیت در نظر گرفتن اثرات مادری را در مدل نشان می‌دهد (درستکار و همکاران، ۱۳۸۹). مقدار وراثت‌پذیری مادری گزارش شده توسط میرائی آشتیانی و همکاران، (۲۰۰۷) برای وزن تولد و وزن شیرگیری گوسفند سنگسری به ترتیب برابر ۰/۶۵ و ۰/۰۸ بود. وراثت‌پذیری مادری برای صفات رشد گوسفند کردی، توسط شکرالهی و زنده (۲۰۱۲) برآورد شد. این مقدار وراثت‌پذیری برای صفات اوزان تولد، شیرگیری، شش‌ماهگی، نه‌ماهگی و یکسالگی به ترتیب ۰/۲۴، ۰/۰۲، ۰/۰۱، ۰/۰۴ و ۰/۰۴ محاسبه گردید. برای گوسفند سنجایی، (محمدی و همکاران، ۲۰۱۰)، مقدار وراثت‌پذیری مستقیم وزن شش‌ماهگی را ۰/۰۹ گزارش نمودند که کمتر از مقدار برآورد شده برای این صفت (۰/۲۱) در این پژوهش بود. برای گوسفند مرینوی ترکی این مقدار ۰/۳۱ محاسبه شد (اوزدر و همکاران، ۲۰۰۹)، که بیشتر از مقدار برآورد شده در این تحقیق بود. مقدار وراثت‌پذیری گزارش شده برای وزن نه‌ماهگی گوسفند کردی، توسط (شکرالهی و زنده، ۲۰۱۲)، ۰/۰۹ بود که کمتر از مقدار برآورد شده وراثت‌پذیری وزن نه‌ماهگی در این پژوهش بود. در این پژوهش، مقدار وراثت‌پذیری وزن نه‌ماهگی ۰/۲۶ محاسبه شد. این وراثت‌پذیری، از مقدار گزارش شده توسط (گون و همکاران، ۲۰۱۰) برای گوسفند مالپورا (۰/۱۵)، بیشتر بود. مقدار وراثت‌پذیری مستقیم برآورد شده برای وزن یکسالگی در این پژوهش ۰/۲۶ بود که از مقادیر گزارش شده توسط (محمدی و همکاران، ۲۰۱۰)، برای گوسفند سنجایی (۰/۱۱) و (سپهان و همکاران، ۲۰۰۹)، برای گوسفند ساکیز (۰/۱۵) بیشتر بود اما از مقدار برآورد شده توسط (اوزدر و همکاران، ۲۰۰۹)، برای

جدول ۴- برآورد اجزای (کو) واریانس و پارامترهای ژنتیکی صفات رشد قبل از شیرگیری در گوسفند نژاد زندی

| صفت | اجزاء/مدل | مدل ۱ | مدل ۲ | مدل ۳ | مدل ۴ | مدل ۵ | مدل ۶ |
|-------------|-----------------|------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| وزن تولد | σ_a^2 | ۰/۱۲ | ۰/۰۷ | ۰/۰۶ | ۰/۰۶ | ۰/۰۶ | ۰/۰۶ |
| | σ_m^2 | --- | --- | ۰/۰۶ | ۰/۰۶ | ۰/۰۶ | ۰/۰۴ |
| | σ_{pe}^2 | --- | ۰/۰۵ | --- | --- | --- | ۰/۰۲ |
| | σ_e^2 | ۰/۲۷۳ | ۰/۲۷۸ | ۰/۲۷۸ | ۰/۲۷۶ | ۰/۲۷۲ | ۰/۲۷۲ |
| | σ_p^2 | ۰/۳۹ | ۰/۳۸ | ۰/۳۹ | ۰/۳۹ | ۰/۳۹ | ۰/۳۹ |
| | h_a^2 | ۰/۳±۰/۰۰۷ | ۰/۱۸±۰/۰۰۴ | ۰/۱۴±۰/۰۰۱ | ۰/۱۵±۰/۰۰۱ | ۰/۱۵±۰/۰۰۱ | ۰/۱۵±۰/۰۰۱ |
| | h_m^2 | --- | --- | ۰/۱۶±۰/۰۰۱ | ۰/۱۶±۰/۰۰۱ | ۰/۱۱±۰/۰۰۱ | ۰/۱۱±۰/۰۰۱ |
| | σ_{am} | --- | --- | --- | ۰/۰۱ | --- | ۰/۰۱ |
| | r_{am} | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| | c^2 | --- | ۰/۱۲±۰/۰۰۱ | --- | --- | ۰/۰۵±۰/۰۰۱ | ۰/۰۵±۰/۰۰۱ |
| وزن شیرگیری | σ_a^2 | ۲/۵۴ | ۲/۲۱ | ۲/۷۱ | ۲/۷۵ | ۲/۷۲ | ۲/۷ |
| | σ_m^2 | --- | --- | ۰/۷۸ | ۰/۸۶ | ۰/۶۵ | ۰/۶ |
| | σ_{pe}^2 | --- | ۰/۳۵ | --- | --- | ۰/۲۴ | ۰/۲۵ |
| | σ_e^2 | ۸/۰۱ | ۷/۹۳ | ۷/۶۸ | ۷/۶۵ | ۷/۵۹ | ۷/۵۹ |
| | σ_p^2 | ۱۰/۵۵ | ۱۰/۴۹ | ۱۰/۵۹ | ۱۰/۶۱ | ۱۰/۵۸ | ۱۰/۵۸ |
| | h_a^2 | ۰/۲۴±۰/۰۰۷ | ۰/۲۱±۰/۰۰۰۶ | ۰/۲۶±۰/۰۰۰۵ | ۰/۲۶±۰/۰۰۰۱ | ۰/۲۶±۰/۰۰۰۳ | ۰/۲۵±۰/۰۰۰۵ |
| | h_m^2 | --- | --- | ۰/۰۷±۰/۰۰۰۳ | ۰/۰۸±۰/۰۰۰۱ | ۰/۰۶±۰/۰۰۰۱ | ۰/۰۶±۰/۰۰۰۳ |
| | σ_{am} | --- | --- | --- | ۰/۶۵ | --- | ۰/۵۸ |
| | r_{am} | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| | c^2 | --- | ۰/۰۳±۰/۰۰۰۳ | --- | --- | ۰/۰۲±۰/۰۰۰۲ | ۰/۰۲±۰/۰۰۰۳ |

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، 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 و مادری. ستون‌های با قلم برجسته بیانگر بهترین مدل هستند.

جدول ۵- برآورد اجزاء (کو) واریانس و پارامترهای ژنتیکی صفات رشد بعد از شیرگیری در گوسفند نژاد زندی

| صفت | اجزاء/مدل | مدل ۱ | مدل ۲ | مدل ۳ | مدل ۴ | مدل ۵ | مدل ۶ |
|-------------|-----------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| وزن ۶ ماهگی | σ_a^2 | ۳/۹۲ | ۳/۳۸ | ۳/۶۵ | ۳/۷۳ | ۳/۷۱ | ۳/۶۶ |
| | σ_m^2 | --- | --- | ۱/۶۳ | ۱/۶۸ | ۱/۴۳ | ۱/۴۱ |
| | σ_{pe}^2 | --- | ۰/۷۹ | --- | --- | ۰/۳۹ | ۰/۴۵ |
| | σ_e^2 | ۱۲/۴ | ۱۱/۰۵ | ۱۱/۹۱ | ۱۱/۸۶ | ۱۱/۷ | ۱۱/۷۲ |
| | σ_p^2 | ۱۶/۳۲ | ۱۶/۲۳ | ۱۶/۳۵ | ۱۶/۳۷ | ۱۶/۳۷ | ۱۶/۳۴ |
| | h_a^2 | ۰/۲۴±۰/۰۰۰۱ | ۰/۲۱±۰/۰۰۰۲ | ۰/۲۲±۰/۰۰۰۳ | ۰/۲۳±۰/۰۰۰۳ | ۰/۲۳±۰/۰۰۰۴ | ۰/۲۲±۰/۰۰۰۳ |
| | h_m^2 | --- | --- | ۰/۰۹±۰/۰۰۰۹ | ۰/۱±۰/۰۰۰۲ | ۰/۰۹±۰/۰۰۰۳ | ۰/۰۹±۰/۰۰۰۴ |
| | σ_{am} | --- | --- | --- | ۰/۹ | --- | ۰/۸۹ |
| | r_{am} | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| | c^2 | --- | ۰/۰۵±۰/۰۰۰۲ | --- | --- | ۰/۰۲±۰/۰۰۰۳ | ۰/۰۳±۰/۰۰۰۳ |
| وزن ۹ ماهگی | σ_a^2 | ۵/۲۹ | ۵ | ۵/۹ | ۵/۴۴ | ۵/۸۲ | ۵/۵۶ |
| | σ_m^2 | --- | --- | ۲/۵۴ | ۲/۳۱ | ۲/۲۸ | ۲/۳ |
| | σ_{pe}^2 | --- | ۰/۴۵ | --- | --- | ۰/۲۱ | ۰/۲۱ |
| | σ_e^2 | ۱۳/۵۸ | ۱۴/۵۸ | ۱۳/۶۲ | ۱۳/۸۵ | ۱۳/۵۹ | ۱۳/۷۲ |
| | σ_p^2 | ۲۰/۰۷ | ۲۰/۰۳ | ۲۰/۳ | ۲۰/۲۱ | ۲۰/۳ | ۲۰/۲۳ |
| | h_a^2 | ۰/۲۶±۰/۰۰۰۳ | ۰/۲۵±۰/۰۰۰۱ | ۰/۲۹±۰/۰۰۰۱ | ۰/۲۷±۰/۰۰۰۱ | ۰/۲۹±۰/۰۰۰۴ | ۰/۲۷±۰/۰۰۰۴ |
| | h_m^2 | --- | --- | ۰/۱۳±۰/۰۰۰۵ | ۰/۱۱±۰/۰۰۰۴ | ۰/۱۱±۰/۰۰۰۲ | ۰/۱۱±۰/۰۰۰۳ |
| | σ_{am} | --- | --- | --- | ۰/۳۸ | --- | ۰/۵۶ |
| | r_{am} | --- | --- | --- | --- | --- | ۱ |
| | c^2 | --- | ۰/۰۲±۰/۰۰۰۲ | --- | --- | ۰/۰۱±۰/۰۰۰۳ | ۰/۰۱±۰/۰۰۰۳ |

| ادامه جدول ۵ | | | | | | |
|--------------|----------------|-------------|-------------|-------------|-------------|---------------------------|
| ۵/۶۴ | ۵/۱۱ | ۵/۴۷ | ۵/۵۵ | ۵/۱۷ | ۵/۲۴ | σ_a^2 |
| ۲/۴۵ | ۲/۲۶ | ۲/۲۸ | ۲/۳۱ | --- | --- | σ_m^2 |
| ۰/۰۰۰۳ | ۰/۰۰۲ | --- | --- | ۰/۳۳ | --- | σ_{pe}^2 |
| ۱۳/۷۶ | ۱۴/۳۷ | ۱۳/۸۶ | ۱۳/۸ | ۱۴/۵۸ | ۱۳/۷۱ | σ_e^2 |
| ۲۰/۲۵ | ۲۰/۴۹ | ۲۰/۱۹ | ۲۰/۲۳ | ۲۰/۰۸ | ۲۰/۰۵ | σ_p^2 وزن یک سالگی |
| ۰/۲۸±۰/۰۰۲ | ۰/۲۵±۰/۰۰۱ | ۰/۲۷±۰/۰۰۰۹ | ۰/۲۷±۰/۰۰۰۴ | ۰/۲۶±۰/۰۰۰۳ | ۰/۲۶±۰/۰۰۰۱ | h_a^2 |
| ۰/۱۲±۰/۰۰۱ | ۰/۱۱±۰/۰۰۰۲ | ۰/۱۱±۰/۰۰۰۲ | ۰/۱۱±۰/۰۰۰۴ | --- | --- | h_m^2 |
| -۱/۶ | --- | -۱/۴۱ | --- | --- | --- | σ_{am} |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | r_{am} |
| ۰/۰۰۰۰۲±۰۰۰ | ۰/۰۰۰۱±۰/۰۰۰۰۱ | --- | --- | ۰/۰۲±۰/۰۰۰۴ | --- | 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 : وراثت‌پذیری مستقیم دام، h_m^2 : وراثت‌پذیری مستقیم مادری، 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. ستون‌های با قلم برجسته بیانگر بهترین مدل هستند.

منابع

- آصفی، ا.، بیگی نصیری، م. ت.، فیاضی، ج. و پهلوان، ر.، ۱۳۹۱. برآورد پارامترهای ژنتیکی صفات رشد در گوسفند زندی به روش بیژین. پایان‌نامه کارشناسی ارشد علوم دامی. دانشگاه رامین خوزستان، ۸۰ ص.
- بیرانوند، ف.، فیاضی، ج.، بیگی نصیری، م. ت. و اسدالهی، ص.، ۱۳۹۲. برآورد پارامترهای ژنتیکی صفات رشد و روند فنوتیپی صفات تولیدمثلی در گله‌های عشایری گوسفند لری. تحقیقات تولیدات دامی. شماره ۳، صفحات ۳۰-۲۱.
- درستکار، م.، شجاع، ج.، رأفت، ع.، پیرانی، ن. و اسفندیاری، ه.، ۱۳۸۹. بررسی اثر عوامل محیطی و برآورد پارامترهای ژنتیکی صفات رشد در گوسفند مغانی. پژوهش و سازندگی، شماره ۸۸، صفحات ۵۵-۴۹.
- راشدی، آ.، فیاضی، ج.، وطن‌خواه، م. و نصیری، م. ت.، ۱۳۹۲. برآورد اجزای (کو)واریانس و فراسنجه‌های ژنتیکی صفات رشد در بره‌های لری‌بختیاری با استفاده از روش نمونه‌گیری گیبس. پژوهش در نشخوارکنندگان. شماره ۲، صفحات ۱۲۸-۱۰۹.
- راشدی، آ.، فیاضی، ج.، وطن‌خواه، م. و نصیری، م. ت.، ۱۳۹۱. برآورد پارامترهای ژنتیکی و فنوتیپی مربوط به صفات رشد و تولید پشم در گوسفند لری‌بختیاری به روش بیژین. پایان‌نامه کارشناسی ارشد. دانشگاه کشاورزی و منابع طبیعی رامین خوزستان، ۱۰۷ ص.
- طالبی، م. ع. و ادیس، م. ع.، ۱۳۷۷. برآورد پارامترهای ژنتیکی و محیطی مؤثر بر صفات قبل از شیرگیری بره‌های لری‌بختیاری. علوم کشاورزی ایران. دوره ۲۹، شماره ۲، صفحات ۳۳۳-۳۲۵.
- کلاتر نیستانی، م.، ۱۳۸۳. بررسی برخی از عوامل محیطی مؤثر بر صفات رشد گوسفند نژاد زندی. پژوهش کشاورزی. دوره ۴، شماره ۲، صفحات ۴۹-۵۸.
- 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 Ruminant Research*. 104: 62-69.
- Ceyhan, A., Sezenler, T. and Erdogan, I., 2009. The estimation of variance components for prolificacy and growth traits of Sakız sheep. *Livestock Science*. 122: 68-72.
- Dixit, S. P., Dhillon, J. S. and Singh, G., 2001. Genetic and non-genetic parameters for growth traits of Bharat Merino lambs. *Small Ruminant Research*. 42: 101-104.
- Duguma, G., Schoeman, S., Cloete, S. and Jordaan, G., 2002. Genetic parameter estimates of early growth traits in the Tygerhoek Merino flock. *S. African Journal of Animal Science*. 32: 66-75.
- Eftekhari-Shahroudi, E., Bahrini, M. R., VenDoulk, D., and DaneshMesgaran, M., 2002. The factor affecting some economical traits in Kermani sheep. *Iranian Journal of Agricultural Science*. 33: 395-402.
- 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.
- 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. *Journal. Agricultural. Science*. 148 :363-370.
- 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.
- Hofer, A., 2011. Variance component estimation in animal breeding: *Journal Animal Breeding and Genetic*. 115: 247-265

- 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 Ruminant Research*. 91: 170-177.
- 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. *Livestock Science*. 138: 278-288.
- Lasslo, L. L., Bradford, G. E., Torell, D. T. and Kennedy, B. W., 1985. Selection for weaning weight in Targhee sheep in two environments. II. Correlated effects. *Journal Animal Science*. 61: 387-395.
- Ligda, C. H., Gabriilidis, G., Papadopoulos, T. H. and Georgoudis, A., 2000. Investigation of direct and maternal genetic effects on birth and weaning weight of Chios lambs. *Journal Livestock Product Science*. 67: 75-80.
- LotfiFarkhod, M., 2010. The Comparison genetic trend of productive and reproductive traits in Baluchi, Arman and Iran Black sheeps. End of letter Masters Animal Sciences. Ramin Agricultural and Natural Resources University. 103pp.
- Matika, O., Van Wyk, J. B., Erasmus, G. J. and Baker, R. L., 2003. Genetic parameter estimates in Sabi sheep. *Journal Livestock Product Science*. 79: 17-28.
- Meyer, K., 2000. DFREML. Version 3.0 β Program to estimate variance components by Restricted Maximum Likelihood using a derivative-free algorithm. User notes. Animal and breeding dept. university of New-England, Armidale. N.S.W. 84.
- MiraeiAshtiani, S. R., Seyedalian, A. R. and Moradi Shahrababak, M., 2007. Variance components and heritabilities for body weight traits in Sanjabi sheep, using univariate and multivariate animal models. *Small Ruminant Research*. 73: 109-114.
- 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 Ruminant Research*. 93: 88-93.
- 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 Ruminant Research*. 56: 215-222.
- Ozder, M., Sezenler, T., Onal, A. R. and Ceyhan, A., 2009. Genetic and Non-Genetic Parameter Estimates for Growth Traits in Turkish Merino Lambs. *Journal Animal Veterinary*. 8: 1729-1734.
- Rashidi, A., Mokhtari, M. S., Safi Jahanshahi, A. and Mohammadabadi, M. R., 2008. Genetic parameter estimates of pre-weaning growth traits in Kermani sheep. *Small Ruminant Research*. 74:165-171.
- SAS Institute., 1989. SAS User's Guide, Version 6, Vol. 2. 4th edition SAS Institute Inc., Cary, NC.
- Shokrollahi, B. and Baneh, H., 2012. (Co) variance components and genetic parameters for growth traits in arabi sheep using different animal models. *Genetic Molecular Research*. 11:305-314.
- Shokrollahi, B. and Zandieh, M., 2012. Estimation of genetic parameters for body weights of Kurdish sheep in various ages using multivariate animal models. *African Journal Biology*. 11: 2119-2123.
- 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.
- 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.



Estimation of (co) variance components and genetic parameters for body weight traits in Zandi sheep using a Bayesian approach

M. Shayesteh^{1*}, M. Taghi Beige Nasiri² and A. Rashedi³

1- MSc, Animal Sciences, Ramin Agricultural and Natural Resources University

2- Associate Professor, Department of Animal Science, Ramin Agricultural and Natural Resource University

3- PhD Student, Department of Animal Science, Ramin Agricultural and Natural Resource University

*Corresponding Author Email: shayeste.ms90@yahoo.com

Submitted: 15 December 2015

Accepted: 3 September 2016

Abstract

In this study, (co) variance components, genetic and phenotyping parameters for body weight traits at different ages of Zandi sheep breed were estimated. Birth weight, weaning weight, 6-month weight, 9-month weight and yearling weight were studied. The data were collected during 1991-2011 by Nakhjir breeding station in Tehran. (Co) variance components were estimated by Bayesian statistical method based on Gibbs sampling technique. Environmental factors of birth year, sex of lamb, birth type and mother's age were significant on all traits. Appropriate fitted models (based on lowest residual variance) for birth weight, weaning weight, 6-month weight, 9-month weight and yearling weight were found to be models 5, 5, 2, 1 and 1, respectively. Direct heritability was found to be 0.15 ± 0.01 , 0.26 ± 0.003 , 0.21 ± 0.002 , 0.25 ± 0.003 and 0.26 ± 0.001 for the traits, respectively. Maternal heritability of birth weight and weaning weight were 0.11 ± 0.01 and 0.06 ± 0.001 , respectively. The results revealed that growth traits are more influenced by mother's genetic factors in the early of age. With increasing the age of lamb and decreasing dependency to the mother, the significance of maternal effect reduced. Low to moderate heritability of the traits indicate that selection for these traits will result in a low to moderate genetic improvement.

Keywords: Zandi sheep, Gibbs sampling, Growth traits, Genetic parameters