

## تأثیر عوامل مادری بر افزایش وزن روزانه و ضریب کلیبر گوسفند نژاد قزل در سیستم پرورش روستایی

امیر علی اکبری<sup>۱\*</sup>، مختار علی عباسی<sup>۲</sup> و ابوالقاسم لواف<sup>۱</sup>

تاریخ دریافت: ۹۲/۱۱/۲۱ تاریخ پذیرش: ۹۳/۸/۱۳

<sup>۱</sup> به ترتیب فارغ التحصیل کارشناسی ارشد و دانشیار گروه علوم دامی دانشکده کشاورزی دانشگاه آزاد اسلامی واحد کرج

<sup>۲</sup> دانشیار بخش ژنتیک و اصلاح نژاد مؤسسه تحقیقات علوم دامی کشور

\*مسئول مکاتبه: Email: amirbreeding@yahoo.com

### چکیده

زمینه مطالعاتی: برای تعیین معادلات هدف اصلاح نژاد و شاخص انتخاب، برآورد پارامترهای ژنتیکی صفات مهم اقتصادی گوسفند ضروری می باشد. هدف: تحقیق حاضر با هدف برآورد پارامترهای ژنتیکی صفات افزایش وزن روزانه شامل افزایش وزن روزانه از تولد تا شیرگیری (ADGa)، شیرگیری تا شش ماهگی (ADGb)، شش ماهگی تا نه ماهگی (ADGc) و ضرایب کلیبر شامل ضریب کلیبر قبل از شیرگیری (KRa)، ضریب کلیبر در سن شش ماهگی (KRb) و ضریب کلیبر در سن نه ماهگی (KRc) اجرا شد. روش کار: اطلاعات مورد استفاده شامل ۱۲۷۰۱ رکورد جمع‌آوری شده طی سال‌های ۷۳ تا ۸۸ از گله‌های مردمی تحت نظارت ایستگاه پرورش و اصلاح نژاد گوسفند قزل واقع در استان آذربایجان غربی بود که با روش حداکثر درستنمایی محدود شده (REML) به وسیله نرم افزار WOMBAT تجزیه و تحلیل گردید. نتایج: اثر ثابت گله - سال بر کلیه صفات تأثیر معنی‌دار داشت. اثر جنس به جز صفت KRa و اثر تیپ تولد به جز صفت KRb بر همه صفات معنی‌دار شد. سن مادر فقط بر صفات ADGc و KRb تأثیر معنی‌دار نشان داد. برای صفات ADGc و KRc مدل ۱ (شامل اثر ژنتیکی افزایشی مستقیم) و برای سایر صفات مدل ۷ (شامل اثر ژنتیکی افزایشی مستقیم و اثر محیطی مشترک مادری) به عنوان مدل مناسب تشخیص داده شدند. وراثت‌پذیری مستقیم صفات ADGa، ADGb، ADGc، KRa و KRb. KRc بر اساس بهترین مدل به ترتیب ۰/۲۷، ۰/۱۸، ۰/۱۴، ۰/۲۲، ۰/۱۳ و ۰/۱۶ برآورد گردید. نسبت واریانس محیطی مشترک مادری به واریانس فنوتیپی کل ( $c^2$ ) برای ADGa، ADGb، KRa و KRb به ترتیب ۰/۵۲، ۰/۱۶، ۰/۵۲ و ۰/۱۹ برآورد شد. نتیجه گیری نهایی: وراثت‌پذیری مستقیم صفات افزایش وزن روزانه و ضرایب کلیبر متوسط بوده و انتخاب برای این صفات بویژه KRa منجر به پیشرفت ژنتیکی قابل قبول خواهد شد. با توجه به تأثیر معنی‌دار اثر محیطی مشترک مادری بر اکثر صفات مورد مطالعه، در نظر گرفتن این عامل در مدل آماری برای برآورد دقیق‌تر وراثت‌پذیری مستقیم ضروری می‌باشد.

واژگان کلیدی: افزایش وزن روزانه، پارامترهای ژنتیکی، سیستم پرورش روستایی، ضریب کلیبر، گوسفند

## مقدمه

گوسفند قزل یکی از نژادهای دنبه‌دار است که منطقه زیست عمده آن آذربایجان شرقی می‌باشد. از مزیت‌های گوسفند نژاد قزل، دنبه کوچک، قابلیت راهپیمایی طولانی در مناطق کوهستانی، گوشت مرغوب با کیفیت و پراکندگی متناسب آن در کل استان است (بانه و حافظیان ۲۰۰۹). گوسفند قزل به عنوان یک نژاد گوشتی در نظر گرفته می‌شود، بنابراین، انتخاب برای این نژاد باید با هدف افزایش گوشت باشد. یکی از مشکلات اصلی در سیستم گوسفندداری سنتی ایران که اساساً متکی به مرتع است، تأمین خوراک مصرفی گله‌های داشتی است. افزایش وزن بالغ دام داشتی باعث بالا رفتن احتیاجات نگهداری و در نتیجه کاهش بازده تولید در گله‌هایی است که از مراتع با پوشش گیاهی ضعیف استفاده می‌نمایند و با محدودیت غذایی روبه‌رو هستند. چنانچه حیوانات دارای بازده غذایی بهتر در اختیار باشند، با مصرف غذای ثابت سودآوری بالاتری تحت این شرایط خواهند داشت (اسدی خشویی و همکاران، ۱۳۷۸). ضریب کلیبر که عموماً برای میانگین افزایش وزن روزانه بیان می‌شود، نمایانگر بازده تبدیل غذا بوده و برای تشخیص حیواناتی با بازدهی رشد بالا نسبت به اندازه بدنشان به کار می‌رود. حیوانات با ضریب کلیبر بالا به انرژی نگهداری کمتری نیاز دارند (اسکندری نسب و همکاران ۲۰۰۸). انتخاب برای سرعت رشد و یا وزن در یک سن مشخص (نظیر وزن شیرگیری، وزن ۶ ماهگی و غیره) باعث افزایش وزن بدن دام بالغ (در گله داشتی)، افزایش ذخیره چربی در بدن و افزایش وزن تولد فرزندان می‌شود که در این صورت هزینه نگهداری (خوراک) افزایش و در نتیجه بازده اقتصادی کل سیستم کاهش می‌یابد. از طرف دیگر افزایش ذخیره چربی در دام‌هایی که برای وزن بیشتر انتخاب مستقیم می‌شوند، آثار نامطلوبی بر تعادل هموستازی بدن و در نتیجه کاهش باروری و طول عمر و همچنین ظرفیت تولید مثلی دام می‌شود علاوه بر این،

انتخاب مستقیم برای افزایش وزن مشکلات سخت‌زایی را نیز افزایش خواهد داد. لذا افزایش وزن دام (در گله داشتی) به دلیل افزایش هزینه خوراک (یا فشار بیشتر بر مراتع) که برای نگهداری دام‌های با وزن بیشتر مصرف می‌شود و سایر مشکلات ذکر شده، ضرورتاً نشان‌دهنده بازده اقتصادی بهتر نیست. ضریب کلیبر به عنوان یک معیار انتخاب برای جلوگیری از به وجود آمدن چنین پاسخ‌های همبسته ناخواسته توسط محققین پیشنهاد گردیده است (کلیبر ۱۹۳۶ و روکس و اسکلتز ۱۹۸۴). انتخاب مستقیم برای بازده خوراک و ضریب تبدیل خوراک (به این علت که خوراک حدود ۸۰ درصد هزینه را در بر دارد) به جای نرخ رشد بسیار مطلوب است و اثر نامطلوبی بر تولیدمثل و یا ذخیره چربی در بدن ندارد ولی اندازه‌گیری آن بسیار مشکل و غیر عملی (بخصوص در شرایط مرتعی) است. همبستگی بالای نسبت کلیبر (KR) با ضریب تبدیل غذایی این امکان را فراهم می‌کند که انتخاب بر اساس این معیار به صورت غیرمستقیم منجر به بهبود بازده غذایی در گله و سهولت انتخاب در نژادهای بومی گردد (اسکلتز و روکس ۱۹۸۸، اسدی خشویی و همکاران ۱۳۸۷ و وطن خواه و همکاران ۱۳۸۳). از ضریب کلیبر می‌توان به عنوان یک معیار انتخاب مستقیم برای بازده ضریب تبدیل غذایی در شرایط صحرایی (شرایط تغذیه‌ای نسبتاً نامناسب) استفاده کرد (هارتمن ۲۰۰۰). به منظور استفاده از این صفت در شاخص انتخاب، داشتن اطلاعات از پارامترهای ژنتیکی آن و همبستگی‌های ژنتیکی و فنوتیپی آن با سایر صفات اقتصادی گوسفند ضروری می‌باشد. در نژاد زندی اثر ژنتیکی افزایشی مستقیم، تنها اثر تصادفی مؤثر بر صفات ADGb، KRa و KRb اعلام شده و وراثت‌پذیری مستقیم ADGb، ADGa، KRa و KRb به ترتیب ۰/۱۴، ۰/۱۵، ۰/۰۵ و ۰/۰۲ گزارش شده است (محمدی و همکاران ۲۰۱۱). در نژاد سنجایی نیز اثر ژنتیکی مادری بر ADGa، اثر محیطی دائمی مادری

گردید. مدل ثابت استفاده شده برای همه صفات شامل اثر ترکیبی گله - سال تولد، تیپ تولد (یک قلو، دو قلو و سه قلو)، جنس (دو جنس نر و ماده) و سن مادر (در ۷ سن؛ ۲ تا ۸ سال) بود. برای تجزیه داده‌ها به منظور برآورد مؤلفه‌های (کو) واریانس و وراثت‌پذیری صفات از نسخه ۲۰۱۲ نرم‌افزار WOMBAT استفاده شد. به منظور تعیین مناسب‌ترین مدل برای تجزیه صفات از آزمون لگاریتم درست‌نمایی استفاده شد. مدل‌های آماری زیر برای برآورد مؤلفه‌های (کو) واریانس استفاده شدند:

- 1:  $y = Xb + Z_a a + e$
- 2:  $y = Xb + Z_a a + W_{pe} pe + e$
- 3:  $y = Xb + Z_a a + Z_m m + e$  ( $Cov_{a,m} = 0$ )
- 4:  $y = Xb + Z_a a + Z_m m + e$  ( $Cov_{a,m} \neq 0$ )
- 5:  $y = Xb + Z_a a + Z_m m + W_{pe} pe + e$  ( $Cov_{a,m} = 0$ )
- 6:  $y = Xb + Z_a a + Z_m m + W_{pe} pe + e$  ( $Cov_{a,m} \neq 0$ )
- 7:  $y = Xb + Z_a a + W_c c + e$
- 8:  $y = Xb + Z_a a + Z_m m + W_c c + e$  ( $Cov_{a,m} = 0$ )
- 9:  $y = Xb + Z_a a + Z_m m + W_c c + e$  ( $Cov_{a,m} \neq 0$ )
- 10:  $y = Xb + Z_a a + W_{pe} pe + W_c c + e$
- 11:  $y = Xb + Z_a a + Z_m m + W_{pe} pe + W_c c + e$  ( $Cov_{a,m} = 0$ )
- 12:  $y = Xb + Z_a a + Z_m m + W_{pe} pe + W_c c + e$  ( $Cov_{a,m} \neq 0$ )

در این مدل‌ها،  $y$ : بردار مشاهدات،  $b$ : بردار مجهول اثرات ثابت،  $a$ : بردار مجهول اثرات ژنتیکی افزایشی مستقیم،  $m$ : بردار مجهول اثرات ژنتیکی مادری،  $pe$ : بردار مجهول اثرات محیطی دائمی مادری،  $c$ : بردار مجهول اثرات محیطی مشترک مادری،  $e$ : بردار اثرات باقیمانده،  $X$ :  $Z_a$ ،  $Z_m$ ،  $W_{pe}$  و  $W_c$  ماتریس‌های طرح هستند که به ترتیب اثرات ثابت، اثرات ژنتیکی افزایشی مستقیم، اثرات ژنتیکی مادری، اثرات محیطی دائمی مادری و اثرات محیطی مشترک مادری را به مشاهدات ربط می‌دهند.

برای مقایسه مدل‌های برازش شده و تشخیص معنی‌داری اثرات تصادفی گنجانده شده در آنها از آزمون نسبت درست‌نمایی (LRT)<sup>۱</sup> استفاده شد، که به شرح زیر بود:

بر  $KRa$  و برای صفات  $ADGb$  و  $KRb$  فقط اثر ژنتیکی افزایشی معنی‌دار گزارش شده و وراثت‌پذیری مستقیم  $ADGa$ ،  $ADGb$ ،  $KRa$  و  $KRb$  به ترتیب ۰/۱۴، ۰/۰۸، ۰/۱۵ و ۰/۰۷، همچنین وراثت‌پذیری مادری ( $m^2$ ) برای  $ADGa$  ۰/۲۳ و نسبت واریانس محیطی دائمی مادری به واریانس فنوتیپی ( $pe^2$ ) برای  $KRa$  ۰/۲۱ برآورد گردیده است (محمدی و همکاران ۲۰۱۰). در بررسی‌هایی که توسط سایر محققین بر روی داده‌های ایستگاهی گوسفند نژاد قزل صورت پذیرفته است، بر صفات وزن بدن اکتفا شده و بر صفات افزایش وزن روزانه و ضرایب کلیبر کمتر توجه شده و داده‌های جمع‌آوری شده در گله‌های مردمی مورد بررسی قرار نگرفته است. لذا هدف تحقیق حاضر مقایسه مدل‌های مختلف دام شامل اثرات محیطی دائمی و مشترک مادری برای صفات افزایش وزن روزانه و ضرایب کلیبر در نژاد قزل و معرفی مدل آماری مناسب برای تجزیه و تحلیل این صفات با استفاده از داده‌های جمع‌آوری شده در شرایط روستایی بود.

## مواد و روش‌ها

در تحقیق حاضر از اطلاعات مربوط به ۱۲۷۰۱ رکورد صفات و شجره گوسفند نژاد قزل که طی سال‌های ۱۳۷۳ تا ۱۳۸۸ از گله‌های مردمی عضو برنامه اصلاح نژاد جمع‌آوری شده و در دفاتر ثبت اطلاعات ایستگاه اصلاح نژاد گوسفند قزل واقع در استان آذربایجان غربی درج گردیده بود استفاده شد. پس از دریافت فایل داده‌ها شامل اطلاعات وزن‌های مختلف و شجره و انتقال آنها به کامپیوتر، صفات سرعت رشد و نسبت کلیبر در مقاطع سنی مختلف محاسبه شد (جدول ۱). برای آماده‌سازی و ارتباط دادن اطلاعات فایل‌های مختلف از نرم‌افزارهای Excel 2010 و Access 2010 استفاده شد.

به منظور تشخیص معنی‌داری اثرات ثابت مؤثر بر صفات از نرم‌افزار SAS 9.2 و رویه GLM استفاده

<sup>۱</sup> Log likelihood Ratio Test

Log - مدل مورد نظر (Log Likelihood)  $\chi^2 = -2$  (مدل کامل‌تر Likelihood)

این مقدار با مربع کای جدول با درجه آزادی حاصل از تفاضل تعداد اثرات تصادفی مدل کامل‌تر از مدل مورد نظر مقایسه می‌شود، مدلی که در هر حالت بیشترین مقدار لگاریتم درست‌نمایی را دارا باشد مناسب‌ترین مدل است و چنانچه مقدار مربع کای جدول بزرگ‌تر باشد ( $P < 0/05$ ) مدل کامل، مدل مناسب‌تر خواهد بود و در صورت غیرمعنی‌دار شدن تفاوت بین مدل‌ها، از ساده‌ترین مدل برای برآورد مؤلفه‌های واریانس استفاده شد.

### نتایج و بحث

افزایش وزن روزانه از تولد تا شیرگیری (ADGa) اثرات گله - سال، جنس، تیپ تولد بر ADGa معنی‌دار ( $P < 0/01$ ) و سن مادر معنی‌دار نشد ( $P > 0/05$ ). با مقایسه لگاریتم درست‌نمایی مدل‌های مورد استفاده مشخص گردید مدل ۷ مناسب‌ترین مدل برای صفت

ADGa می‌باشد. انتخاب بهترین مدل با روش AIC نیز همین نتیجه را نشان داد. مدل ۲ به دلیل دارا بودن اثر محیطی دائمی مادری نسبت به مدل ۱ لگاریتم درست‌نمایی بیشتری داشت. در مدل ۵ این اثر معنی‌دار شد ولی لگاریتم درست‌نمایی این دو مدل یکسان بود. اثر محیطی مشترک مادری در تمام مدل‌های شامل این اثر تأثیر معنی‌دار داشت ( $P < 0/01$ ). در سایر پژوهش‌های انجام شده نظیر نژاد افشاری، مدل ۱ و در نژاد بلوچی مدل ۵ برای افزایش وزن روزانه از تولد تا شیرگیری به عنوان مدل مناسب معرفی شده است (اسکندری نسب و همکاران ۲۰۰۸ و عباسی و همکاران ۲۰۱۱). وراثت‌پذیری مستقیم صفت افزایش وزن روزانه از تولد تا شیرگیری با بهترین مدل  $0/30 \pm 0/267$  برآورد شد (جدول ۲) که با مقادیر  $0/22$  در نژاد افشاری (اسکندری نسب و همکاران ۲۰۰۸)؛  $0/21$  در نژاد مغانی (ساور سفلی و همکاران ۲۰۱۱) مطابقت دارد و از مقادیر  $0/09$  در نژاد بلوچی (عباسی و همکاران ۲۰۱۱) و  $0/16$  در نژاد شال (محمدی و مرادی ۱۳۹۱) بالاتر است.

جدول ۱- آماره توصیفی صفات مورد بررسی

عنوان	ADGa (gr)	ADGb (gr)	ADGc (gr)	KRa	KRb	KRc
تعداد رکورد	۹۱۳۹	۶۰۱۶	۱۳۸۴	۹۱۳۹	۶۰۱۶	۱۳۸۴
تعداد پدر	۱۹۹	۱۵۶	۵۳	۱۹۹	۱۵۶	۵۳
تعداد مادر	۵۹۳۹	۴۴۱۶	۱۰۹۳	۵۹۳۹	۴۴۱۶	۱۰۹۳
میانگین	۱۹۲/۵۱	۱۲۲/۶۶	۹۴/۹	۱۷/۸۷	۸/۷۱	۵/۵۸
انحراف معیار فنوتیپی	۵۶/۰۲	۸۰/۵۶	۵۹/۱۶	۲/۰۸	۴/۷۷	۳/۳۷
ضریب تغییرات (%)	۲۹/۱	۶۵/۶۷	۶۲/۳۴	۱۱/۶۴	۵۴/۷۸	۶۰/۴۰

ADGa: افزایش وزن روزانه از تولد تا شیرگیری، ADGb: افزایش وزن روزانه از شیرگیری تا شش ماهگی، ADGc: افزایش وزن روزانه از شش ماهگی تا نه ماهگی، KRa: ضریب کلیبر قبل از شیرگیری، KRb: ضریب کلیبر در سن شش ماهگی، KRc: ضریب کلیبر در سن نه ماهگی

$0/08$  اعلام شده است (عباسی و همکاران ۲۰۱۱).  $C^2$  با بهترین مدل  $0/21 \pm 0/517$  برآورد گردید که همانند صفات قبل به دلیل در برگرفتن برآوردهای دو اثر مادری دیگر بسیار بالا به دست آمده است. این پارامتر در نژاد شال  $0/14$  اعلام شده است (محمدی و همکاران

$m^2$  به دست آمده با مدل ۳ پایین بوده که از مقدار  $0/12$  در نژاد مغانی (ساور سفلی و همکاران ۲۰۱۱) پایین‌تر است و در محدوده نتایج سایر تحقیقات قرار دارد.  $pe^2$  برآورد شده با مدل‌های ۲ و ۵ یکسان و پایین می‌باشد. در نژاد بلوچی،  $pe^2$  با مدل ۵، معادل

۲۰۱۳). جلیل سرقلعه (۲۰۱۴) در تحقیقی بر روی نژاد بلوچی اظهار نموده‌اند که صفات WW و ADGa از لحاظ ژنتیکی صفات مشابهی بوده و انتخاب را می‌توان بر اساس یکی از این دو صفت انجام داد.

جدول ۲- نتایج تجزیه یک صفت مؤلفه‌های (کو) واریانس و پارامترهای ژنتیکی افزایش وزن روزانه از تولد تا شیرگیری

Model	$\sigma^2_p$	$h^2 \pm SE$	$m^2 \pm SE$	$pe^2 \pm SE$	$c^2 \pm SE$	$r_{am}$	LogL
۱	۱۰۹۶/۶	۰/۳۶۶ ± ۰/۰۳۱	-	-	-	-	-۳۶۳۰۸/۲۳۵
۲	۱۰۹۷/۰۳	۰/۳۲۳ ± ۰/۰۳۴	-	۰/۰۶۵ ± ۰/۰۱۷	-	-	-۳۶۲۹۹/۵۹۱
۳	۱۰۹۷/۹	۰/۳۲۷ ± ۰/۰۳۷	۰/۰۴۱ ± ۰/۰۱۷	-	-	-	-۳۶۳۰۴/۶۳۴
۴	۱۰۹۸/۹	۰/۵۹۵ ± ۰/۰۶۸	۰/۲۴۵ ± ۰/۰۳۹	-	-	۰/۷۲۷	-۳۶۲۷۴/۶۱۵
۵	۱۰۹۷/۰۱	۰/۳۲۳ ± ۰/۰۳۶	۰/۰۰۰ ± ۰/۰۲۶	۰/۰۶۵ ± ۰/۰۲۶	-	-	-۳۶۲۹۹/۵۹۱
۶	۱۰۹۷/۶	۰/۵۹۲ ± ۰/۰۶۷	۰/۱۵۵ ± ۰/۰۵۱	۰/۰۸۰ ± ۰/۰۳۱	-	۰/۸۳۷	-۳۶۲۷۱/۰۰۲
۷	۱۰۸۶/۵	۰/۲۶۷ ± ۰/۰۳۰	-	-	۰/۵۱۷ ± ۰/۰۲۱	-	-۳۶۱۳۶/۷۷۹
۸	۱۰۸۶/۶	۰/۲۶۷ ± ۰/۰۳۴	۰/۰۰۰ ± ۰/۰۱۷	-	۰/۵۱۷ ± ۰/۰۲۴	-	-۳۶۱۳۶/۷۷۹
۹	۱۰۸۳/۴	۰/۴۵۶ ± ۰/۰۵۸	۰/۰۹۸ ± ۰/۰۳۵	-	۰/۵۱۴ ± ۰/۰۲۴	۰/۸۲۰	-۳۶۱۱۸/۰۷۱
۱۰	۱۰۸۶/۵	۰/۲۶۷ ± ۰/۰۳۲	-	۰/۰۰۰ ± ۰/۰۱۸	۰/۵۱۷ ± ۰/۰۲۵	-	-۳۶۱۳۶/۷۷۹
۱۱	۱۰۸۶/۵	۰/۲۶۷ ± ۰/۰۳۴	۰/۰۰۰ ± ۰/۰۲۵	۰/۰۰۰ ± ۰/۰۲۷	۰/۵۱۷ ± ۰/۰۲۵	-	-۳۶۱۳۶/۷۷۹
۱۲	۱۰۸۳/۵	۰/۴۵۷ ± ۰/۰۵۸	۰/۰۹۸ ± ۰/۰۴۵	۰/۰۰۰ ± ۰/۰۲۹	۰/۵۱۴ ± ۰/۰۲۶	۰/۸۲۰	-۳۶۱۱۸/۰۷۱

$h^2$ : وراثت پذیری مستقیم،  $m^2$ : وراثت پذیری مادری،  $pe^2$ : نسبت واریانس محیطی دائمی مادری به واریانس فنوتیپی کل،  $c^2$ : نسبت واریانس محیطی مشترک مادری به واریانس فنوتیپی کل،  $r_{am}$ : همبستگی ژنتیکی افزایشی مستقیم و مادری،  $Log L$ : لگاریتم تابع درستنمایی، بهترین مدل پررنگ تر مشخص شده است.

پیدا کرد اما در این صفت نیز واریانس باقیمانده بخش بسیار زیادی از واریانس فنوتیپی را تشکیل داده است. این نتیجه در نژادهای افشاری و مغانی نیز همینگونه بوده است که نشان‌دهنده تأثیر بسیار زیاد عوامل غیر ژنتیکی بر صفت ADGb می‌باشد (اسکندری نسب و همکاران ۲۰۰۸؛ ساور سفلی و همکاران ۲۰۱۱). وراثت‌پذیری مسقیم برآورد شده این صفت با مدل مناسب  $0/178 \pm 0/032$  بود (جدول ۳) که از مقادیر  $0/01$  در نژاد افشاری (اسکندری نسب و همکاران ۲۰۰۸)؛  $0/02$  در نژاد مغانی (ساور سفلی و همکاران ۲۰۱۱)؛  $0/04$  در نژاد هورو (ابگاز و همکاران ۲۰۰۵) بیشتر است. نسبت واریانس محیطی مشترک مادری به واریانس فنوتیپی  $0/157 \pm 0/045$  به دست آمد که از میزان به دست آمده می‌توان چنین برداشت نمود که اثرات مادری بر این صفت تأثیر کمتری نسبت به اثر

### افزایش وزن روزانه از شیرگیری تا شش ماهگی (ADGb)

اثرات گله - سال، جنس و تیپ تولد بر صفت افزایش وزن روزانه از شیرگیری تا شش ماهگی (ADGb) معنی‌دار بود ( $P < 0/01$ ) ولی تأثیر سن مادر معنی‌دار نگردید. برای صفت ADGb نیز مدل ۷ مناسب‌ترین مدل انتخاب شد. برای این صفت فقط اثر محیطی مشترک مادری معنی‌دار بود ( $P < 0/01$ ) و اثرات مادری دیگر در هیچ یک از مدل‌ها معنی‌دار نشد ( $P > 0/05$ ). در تحقیق انجام شده در مورد گوسفند نژاد افشاری، مدل ۲ بهترین مدل برای تجزیه و تحلیل این صفت معرفی شده است که شامل اثر محیطی دائمی مادری است (اسکندری نسب و همکاران ۲۰۰۸). واریانس باقیمانده با قرار دادن عامل محیطی مشترک مادری در مدل ۷ به جای اثر ژنتیکی مادری و محیطی دائمی مادری کاهش

ژنتیکی افزایشی مستقیم دارند. در تحقیقی که وطن خواه و همکاران (۱۳۸۳) بر روی بره‌های لری بختیاری انجام داده‌اند، برآورد ضریب وراثت‌پذیری کم این صفت را ناشی از قطع شیر و تغذیه در مرتع اظهار کرده‌اند.

جدول ۳- نتایج تجزیه یک صفته مؤلفه‌های (کو) واریانس و پارامترهای ژنتیکی افزایش وزن روزانه از شیرگیری تا شش ماهگی

Model	$\sigma_p^2$	$h^2 \pm SE$	$m^2 \pm SE$	$pe^2 \pm SE$	$c^2 \pm SE$	$r_{am}$	LogL
۱	۱۰۹۴/۲	۰/۱۹۲ ± ۰/۰۳۳	-	-	-	-	-۲۳۸۹۶/۰۷۷
۲	۱۰۹۴/۲	۰/۱۹۱ ± ۰/۰۳۴	-	۰/۰۰۲ ± ۰/۰۲۲	-	-	-۲۳۸۹۶/۰۷۳
۳	۱۰۹۴/۴	۰/۱۸۳ ± ۰/۰۳۶	۰/۰۱۵ ± ۰/۰۲	-	-	-	-۲۳۸۹۵/۶۸۴
۴	۱۰۹۳/۶	۰/۲۱۳ ± ۰/۰۴۴	۰/۰۶۷ ± ۰/۰۳۸	-	-	-۰/۵۱۹	-۲۳۸۹۳/۴۲۷
۵	۱۰۹۴/۳	۰/۱۸۱ ± ۰/۰۳۶	۰/۰۱۵ ± ۰/۰۲۹	۰/۰۰۰ ± ۰/۰۳۲	-	-	-۲۳۸۹۵/۶۸۴
۶	۱۰۹۳/۶	۰/۲۱۳ ± ۰/۰۴۴	۰/۰۶۷ ± ۰/۰۴۷	۰/۰۰۰ ± ۰/۰۳۴	-	-۰/۵۱۹	-۲۳۸۹۳/۴۲۷
۷	۱۰۹۴/۷	۰/۱۷۸ ± ۰/۰۳۲	-	-	۰/۱۵۷ ± ۰/۰۴۵	-	-۲۳۸۹۰/۲۳۷
۸	۱۰۹۴/۷	۰/۱۷۶ ± ۰/۰۳۶	۰/۰۰۲ ± ۰/۰۲	-	۰/۱۵۶ ± ۰/۰۴۷	-	-۲۳۸۹۰/۲۳۲
۹	۱۰۹۴/۰	۰/۲۰۸ ± ۰/۰۴۴	۰/۰۵۱ ± ۰/۰۳۸	-	۰/۱۵۵ ± ۰/۰۴۷	-۰/۵۸۱	-۲۳۸۸۸/۰۱۲
۱۰	۱۰۹۴/۶	۰/۱۷۷ ± ۰/۰۳۴	-	۰/۰۰۰ ± ۰/۰۲۴	۰/۱۵۷ ± ۰/۰۵	-	-۲۳۸۹۰/۲۳۷
۱۱	۱۰۹۴/۷	۰/۱۷۶ ± ۰/۰۳۶	۰/۰۰۲ ± ۰/۰۲۸	۰/۰۰۰ ± ۰/۰۳۴	۰/۱۵۶ ± ۰/۰۵	-	-۲۳۸۹۰/۲۳۲
۱۲	۱۰۹۴/۰	۰/۲۰۷ ± ۰/۰۴۴	۰/۰۵۱ ± ۰/۰۴۵	۰/۰۰۰ ± ۰/۰۳۵	۰/۱۵۵ ± ۰/۰۵	-۰/۵۸۰	-۲۳۸۸۸/۰۱۲

\*: علائم اختصاری مشابه جدول ۲ می‌باشد

به اینکه این صفت در سنین بالاتر حیوان بررسی می‌شود، احتمالاً تأثیر کمی دارند.  $m^2$  و  $pe^2$  به دست آمده با مدل‌های ۸، ۱۰ و ۱۱ کم بود. وطن خواه و همکاران (۱۳۸۳) مقدار  $m^2$  را برای ADGc ۰/۰۱ گزارش کرده‌اند. اثر عوامل مادری بر روی صفات افزایش وزن روزانه قبل از شش ماهگی ناچیز بود لذا می‌توان انتظار داشت با افزایش سن این عوامل بر ADGc تأثیری نداشته باشد و انتخاب مدل ۱ به عنوان بهترین مدل قابل توجیه می‌باشد.

### افزایش وزن روزانه از شش ماهگی تا نه ماهگی (ADGc)

اثرات گله - سال، جنس، تیپ تولد ( $P < 0/01$ ) و سن مادر بر صفت ADGc معنی‌دار شد ( $P < 0/05$ ). بر اساس آزمون‌های LRT مدل ۱ برای ADGc مناسب‌ترین مدل انتخاب گردید. اثرات مادری در هیچکدام از مدل‌ها معنی‌دار نبود ( $P > 0/05$ ) و لگاریتم درست‌نمایی مدل‌های پیچیده‌تر در مقایسه با مدل ۱ افزایش بسیار کمی داشتند. وراثت‌پذیری مستقیم برآورد شده با مدل ۱ معادل  $0/140 \pm 0/084$  بود (جدول ۴) که از مقادیر ۰/۰۹ در نژاد لری بختیاری (وطن خواه و همکاران ۱۳۸۳) بالاتر بود. از وراثت‌پذیری کم به دست آمده مشخص می‌شود تأثیر عوامل محیطی مانند تغذیه و مدیریت گله‌ها برای این صفت اهمیت بیشتری برخوردار است. چنانچه اثرات غیر افزایشی بر این صفت تأثیری داشته باشند، با توجه

جدول ۴- نتایج تجزیه یک صفته مؤلفه‌های (کو) واریانس و پارامترهای ژنتیکی افزایش وزن روزانه از شش ماهگی تا نه ماهگی

Model	$\sigma_p^2$	$h^2 \pm SE$	$m^2 \pm SE$	$pe^2 \pm SE$	$c^2 \pm SE$	$r_{am}$	LogL
۱	۹۹۶/۴۷	۰/۱۴۰ ± ۰/۰۸۴	-	-	-	-	-۵۴۱۵/۳۹۶
۲	۹۹۵/۸۴	۰/۰۹۴ ± ۰/۰۸۴	-	۰/۰۸۶ ± ۰/۰۶	-	-	-۵۴۱۴/۳۳۹
۳	۹۹۵/۷۳۲	۰/۰۸۵ ± ۰/۰۹۴	۰/۰۵۱ ± ۰/۰۵۷	-	-	-	-۵۴۱۴/۹۶۶
۴	۹۹۵/۶۲	۰/۰۷۱ ± ۰/۰۹۹	۰/۰۱۸ ± ۰/۱۰۸	-	-	۱/۰۰	-۵۴۱۴/۸۲۹
۵	۹۹۵/۸۵	۰/۰۹۴ ± ۰/۰۹۷	۰/۰۰۰ ± ۰/۰۸۵	۰/۰۸۶ ± ۰/۰۹۱	-	-	-۵۴۱۴/۳۳۹
۶	۹۹۵/۸۱	۰/۰۷۹ ± ۰/۱۰۳	۰/۰۰۲ ± ۰/۱۴۳	۰/۰۷۵ ± ۰/۰۹۴	-	۱/۰۰	-۵۴۱۴/۳۰۱
۷	۹۹۵/۱۶	۰/۱۰۴ ± ۰/۰۸۲	-	-	۰/۱۸۸ ± ۰/۱۰۲	-	-۵۴۱۳/۵۵۳
۸	۹۹۵/۰۱	۰/۰۹۴ ± ۰/۰۹۷	۰/۰۱۱ ± ۰/۰۶	-	۰/۱۸۱ ± ۰/۱۱۰	-	-۵۴۱۳/۵۳۸
۹	۹۹۴/۸	۰/۰۷۴ ± ۰/۱۰۳	۰/۰۰۶ ± ۰/۱۱۴	-	۰/۱۷۲ ± ۰/۱۱۱	۱/۰۰	-۵۴۱۳/۴۰۹
۱۰	۹۹۵/۰	۰/۰۹۰ ± ۰/۰۸۴	-	۰/۰۴۰ ± ۰/۰۶۸	۰/۱۵۴ ± ۰/۱۱۶	-	-۵۴۱۳/۳۸۳
۱۱	۹۹۵/۰	۰/۰۹۰ ± ۰/۰۹۷	۰/۰۰۰ ± ۰/۰۸۵	۰/۰۴۰ ± ۰/۰۹۶	۰/۱۵۴ ± ۰/۱۱۶	-	-۵۴۱۳/۳۸۳
۱۲	۹۹۴/۹	۰/۰۷۵ ± ۰/۱۰۳	۰/۰۰۲ ± ۰/۱۴۳	۰/۰۲۹ ± ۰/۰۹۹	۰/۱۵۴ ± ۰/۱۱۶	۰/۹۹۹	-۵۴۱۳/۳۴۰

\*: علائم اختصاری مشابه جدول ۲ می‌باشد

#### ضریب کلیبر قبل از شیر گیری (KR<sub>a</sub>)

اثرات گله - سال و تیپ تولد بر KR<sub>a</sub> معنی‌دار بود ( $P < 0/01$ ) ولی اثرات جنس بره و سن مادر معنی‌دار نگردید. مدل ۷ به عنوان بهترین مدل برای صفت KR<sub>a</sub> انتخاب شد. اثر ژنتیکی افزایشی مادری در مدل ۳ معنی‌دار ( $P < 0/01$ ) و در مدل‌های ۵، ۸ و ۱۱ معنی‌دار نبود ( $P > 0/05$ ). اثر محیطی دائمی مادری نیز در مدل‌های ۲ و ۵ معنی‌دار بوده ( $P < 0/01$ ) و در مدل‌های ۱۰ و ۱۱ معنی‌دار نشد ( $P > 0/05$ ). اسکندری نسب و همکاران (۲۰۰۸) مدل ۱ را مناسب‌ترین مدل برای این صفت اعلام کرده‌اند. همانند صفات قبل در این صفت نیز قرار دادن عامل محیطی مشترک مادری واریانس باقیمانده را کاهش داد. وراثت‌پذیری مستقیم برآورد شده با بهترین مدل (جدول ۵) بالاتر از ۰/۱۳ در نژادهای افشاری و مغانی (اسکندری نسب و همکاران ۲۰۰۸ و ساور سفلی و همکاران ۲۰۱۱) و ۰/۱۴ در نژاد شال (محمدی و مرادی ۱۳۹۱) است.  $m^2$  برآورد شده با مدل ۳ پایین بوده و مطابق با برآوردهای سایر

محققین می‌باشد (ساور سفلی و همکاران ۲۰۱۱، ابگاز و همکاران ۲۰۰۵ و محمدی و مرادی ۱۳۹۱).  $pe^2$  به دست آمده از مدل ۲ و ۵ نیز پایین بود ولی از نتایج سایرین بالاتر است. نسبت واریانس محیطی مشترک مادری به واریانس فنوتیپی ( $c^2$ )  $0/524 \pm 0/021$  به دست آمد. از برآوردهای اثرات مادری چنین می‌توان نتیجه‌گیری کرد که اثر عوامل محیطی مادری بر روی KR<sub>a</sub> بیشتر از اثر عامل ژنتیکی افزایشی مادری است. وطن خواه و همکاران (۱۳۸۳) برآورد  $h^2$  و  $m^2$  نسبت کلیبر را در نژاد لری‌بختیاری به ترتیب ۰/۰۸ و ۰/۱۳ گزارش کرده‌اند.

ضریب کلیبر را می‌توان به عنوان معیار یا شاخصی برای انتخاب به جای وزن تولد یا وزن پایان بلوغ در نظر گرفت که سبب می‌شود وزن تولد و بلوغ دام در گله کمتر افزایش یافته ولی بازده غذایی هرچه بیشتر بهبود یابد. یعنی دام‌هایی که بدون توجه به اندازه جثه بتوانند با مصرف خوراک نسبتاً کمتر تولید وزن بیشتری داشته باشند، در نتیجه بازده استفاده از منابع

(۱۳۸۵). به عبارت دیگر این نسبت معیاری از راندمان (بازده) مستقل از وزن بدن است.

(خصوصاً خوراک دام) را افزایش می‌دهند. نسبت کلیبر بر این پایه استوار است که رابطه مستقیمی بین وزن دام، احتیاجات نگهداری و تولید آن وجود دارد (محمدی

جدول ۵- نتایج تجزیه یک صفته مؤلفه‌های (کو) واریانس و پارامترهای ژنتیکی ضریب کلیبر قبل از شیرگیری

Model	$\sigma_p^2$	$h^2 \pm SE$	$m^2 \pm SE$	$pe^2 \pm SE$	$c^2 \pm SE$	$r_{am}$	LogL
۱	۱/۶۹	۰/۳۵۴ ± ۰/۰۳۳	-	-	-	-	-۷۰۲۵/۹۵۷
۲	۱/۶۹	۰/۲۶۹ ± ۰/۰۳۶	-	۰/۱۱۴ ± ۰/۰۱۸	-	-	-۷۰۰۵/۰۱۹
۳	۱/۶۹	۰/۲۷۲ ± ۰/۰۳۹	۰/۰۷۹ ± ۰/۰۱۹	-	-	-	-۷۰۱۷/۱۲۹
۴	۱/۷	۰/۵۱۴ ± ۰/۰۷۳	۰/۲۷۵ ± ۰/۰۴۲	-	-	-۰/۶۸۶	-۶۹۹۷/۳۷۳
۵	۱/۶۹	۰/۲۷۰ ± ۰/۰۳۹	۰/۰۰۰ ± ۰/۰۳۰	۰/۱۱۴ ± ۰/۰۳۰	-	-	-۷۰۰۵/۰۱۹
۶	۱/۷	۰/۵۰۸ ± ۰/۰۷۲	۰/۱۰۶ ± ۰/۰۵۲	۰/۱۴۶ ± ۰/۰۳۳	-	-۰/۹۰۵	-۶۹۸۷/۹۶۱
۷	۱/۶۶	۰/۲۲۲ ± ۰/۰۳۱	-	-	۰/۵۲۴ ± ۰/۰۲۱	-	-۶۸۳۳/۲۲۵
۸	۱/۶۶	۰/۲۲۲ ± ۰/۰۳۶	۰/۰۰۰ ± ۰/۰۱۸	-	۰/۵۲۴ ± ۰/۰۲۴	-	-۶۸۳۳/۲۲۵
۹	۱/۶۶	۰/۳۶۳ ± ۰/۰۵۹	۰/۰۶۷ ± ۰/۰۳۶	-	۰/۵۲۷ ± ۰/۰۲۵	-۰/۸۰۷	-۶۸۲۴/۱۹۰
۱۰	۱/۶۶	۰/۲۲۲ ± ۰/۰۳۳	-	۰/۰۰۰ ± ۰/۰۱۹	۰/۵۲۴ ± ۰/۰۲۶	-	-۶۸۳۳/۲۲۶
۱۱	۱/۶۶	۰/۲۲۲ ± ۰/۰۳۶	۰/۰۰۰ ± ۰/۰۲۹	۰/۰۰۰ ± ۰/۰۲۹	۰/۵۲۴ ± ۰/۰۲۶	-	-۶۸۳۳/۲۲۷
۱۲	۱/۶۶	۰/۳۶۳ ± ۰/۰۵۹	۰/۰۶۶ ± ۰/۰۴۵	۰/۰۰۱ ± ۰/۰۳۰	۰/۵۲۷ ± ۰/۰۲۶	-۰/۸۱۲	-۶۸۲۴/۱۹۰

\*: علائم اختصاری مشابه جدول ۲ می‌باشد

می‌شود که تأثیر عوامل محیطی مادری برصفت KRb نیز بیشتر از اثر ژنتیکی افزایشی مستقیم حیوان است. بدنهورست (۲۰۱۱) اعلام نموده که پیش‌بینی ضریب تبدیل غذایی با استفاده از ضریب کلیبر ۳۶٪ صحت بیشتری نسبت به پیش‌بینی آن توسط افزایش وزن روزانه دارد. همچنین انتخاب برای KR می‌تواند سبب بهبود اغلب صفات بازدهی انرژی نظیر ضریب تبدیل خوراک و نرخ نسبی رشد بدون تأثیر بر روی صفات مصرف خوراک نظیر مصرف خوراک روزانه و مصرف بشود (هوکو و همکاران ۲۰۰۹).

#### ضریب کلیبر در سن شش ماهگی (KRb)

اثرات گله - سال و جنس بره بر صفت KRa معنی‌دار ( $P < 0.01$ ) و تیپ تولد معنی‌دار نگردید. اثر سن مادر نیز در سطح ۵ درصد معنی‌دار شد. براساس آزمون لگاریتم درست‌نمایی مدل ۷ بهترین مدل برای KRb انتخاب گردید. برای این صفت نیز اثرات ژنتیکی مادری و محیطی دائمی مادری در مدل‌های شامل این عوامل معنی‌دار نبود ( $P > 0.05$ ) و اثر محیطی مشترک مادری در سطح ۱ درصد معنی‌دار گردید. وراثت‌پذیری مستقیم به دست آمده با مناسب‌ترین مدل (جدول ۶) از مقادیر ۰/۰۶ در نژاد افشاری (اسکندری نسب و همکاران ۲۰۰۸)؛ ۰/۰۱۴ در نژاد مغانی (ساور سفلی و همکاران ۲۰۱۱) و ۰/۰۱ در نژاد هورو (ابگاز و همکاران ۲۰۰۵) بیشتر بود. نسبت واریانس محیطی مشترک مادری به واریانس فنوتیپی ( $c^2$ ) نیز کم و معادل  $0.189 \pm 0.044$  برآورد گردید. با مقایسه مقادیر  $h^2$  و  $c^2$  مشخص



جدول ۶- نتایج تجزیه یک صفته مؤلفه‌های (کو) واریانس و پارامترهای ژنتیکی ضریب کلیبر در سن شش ماهگی

Model	$\sigma_p^2$	$h^2 \pm SE$	$m^2 \pm SE$	$pe^2 \pm SE$	$c^2 \pm SE$	$r_{am}$	LogL
۱	۳/۹	۰/۱۰۷±۰/۰۳۳	-	-	-	-	-۷۱۶۷/۰۵۸۷
۲	۳/۹	۰/۱۰۷±۰/۰۳۵	-	۰/۰۰۰±۰/۰۲۱	-	-	-۷۱۶۷/۰۵۸۷
۳	۳/۹	۰/۱۰۲±۰/۰۳۷	۰/۰۰۷±۰/۰۲	-	-	-	-۷۱۶۷/۰۴۸۸
۴	۳/۹	۰/۱۸۱±۰/۰۴۷	۰/۰۵۴±۰/۰۳۹	-	-	-۰/۰۵۱	-۷۱۶۵/۰۸۷۵
۵	۳/۹	۰/۱۰۱±۰/۰۳۷	۰/۰۰۸±۰/۰۳۰	۰/۰۰۰±۰/۰۳۳	-	-	-۷۱۶۷/۰۴۸۸
۶	۳/۹	۰/۱۸۱±۰/۰۴۷	۰/۰۵۴±۰/۰۴۸	۰/۰۰۰±۰/۰۳۴	-	-۰/۰۵۱	-۷۱۶۵/۰۸۷۵
۷	۳/۹	۰/۱۳۵±۰/۰۳۲	-	-	۰/۱۸۹±۰/۰۴۴	-	-۷۱۵۸/۱۰۱
۸	۳/۹	۰/۱۳۵±۰/۰۳۶	۰/۰۰۰±۰/۰۲۰	-	۰/۱۸۹±۰/۰۴۶	-	-۷۱۵۸/۱۰۲
۹	۳/۹	۰/۱۷۱±۰/۰۴۶	۰/۰۳۲±۰/۰۳۷	-	۰/۱۹۵±۰/۰۴۶	-۰/۰۶۸۵	-۷۱۵۶/۰۴۲۶
۱۰	۳/۹	۰/۱۳۵±۰/۰۳۴	-	۰/۰۰۰±۰/۰۲۴	۰/۱۸۹±۰/۰۴۸	-	-۷۱۵۸/۱۰۲
۱۱	۳/۹	۰/۱۳۵±۰/۰۳۶	۰/۰۰۰±۰/۰۲۹	۰/۰۰۰±۰/۰۳۵	۰/۱۸۹±۰/۰۴۸	-	-۷۱۵۸/۱۰۲
۱۲	۳/۹	۰/۱۷۱±۰/۰۴۶	۰/۰۳۱±۰/۰۴۵	۰/۰۰۰±۰/۰۳۵	۰/۱۹۵±۰/۰۴۸	-۰/۰۶۸۴	-۷۱۵۶/۰۴۲۷

\* علائم اختصاری مشابه جدول ۲ می‌باشد

## ضریب کلیبر در سن نه ماهگی (KRc)

اثرات گله - سال، جنس، تیپ تولد بر KRc معنی‌دار بود ( $P < 0.01$ ) ولی سن مادر معنی‌دار نگردید. برای این صفت تحقیقات کمی صورت گرفته و گزارشی یافت نشد. همانند W12 و ADGc هیچکدام از اثرات مادری در مدل‌ها معنی‌دار نبود ( $P > 0.05$ ) و براساس آزمون LRT مدل ۱ مناسب‌ترین مدل برای KRc انتخاب شد. وراثت‌پذیری مستقیم با مدل مناسب این صفت  $0.084 \pm 0.161$  بوده که نمایانگر تأثیر کم اثر ژنتیکی افزایشی مستقیم می‌باشد (جدول ۷). از نتایج چنین استنباط می‌شود که عوامل محیطی و غیر ژنتیکی بر این صفت نیز همانند دو صفت قبلی تأثیر بسزایی دارد. وراثت‌پذیری مادری ( $m^2$ ) در مدل‌هایی که کواریانس بین اثرات ژنتیکی نادیده گرفته شده است، صفر برآورد گردید. نسبت واریانس محیطی دائمی مادری به واریانس فنوتیپی ( $pe^2$ ) در مدل‌های ۲ و ۵ یکسان و پایین بوده و لگاریتم درستمایی این دو مدل کاملاً برابر است. مدل‌های ۱۰ و ۱۱ نیز همین حالت را دارند. همچنین نسبت واریانس محیطی مشترک مادری به واریانس فنوتیپی ( $c^2$ ) برآورد شده با مدل‌های ۷، ۸، ۱۰

و ۱۱ پایین و به ترتیب ۰/۱۷۹، ۰/۱۷۹، ۰/۱۵۸ و ۰/۱۵۸ بود. با توجه به استفاده از وزن متابولیکی برای محاسبه ضرایب کلیبر، مقایسه دام‌های کوچک و بزرگ مستقل از وزن صورت می‌گیرد یعنی در این حالت دو دام سنگین‌تر و سبک‌تر را به طور مستقل از وزن و بر مبنای بازده اقتصادی مقایسه می‌شوند، در نتیجه می‌توان از ضریب KRc نیز همانند KRa و KRb در برنامه انتخابی استفاده نمود (بدنه‌ورست ۲۰۱۱ و اسدی خشویی و همکاران ۱۳۷۸). در تحقیقات مختلف همبستگی فنوتیپی نسبت کلیبر با وزن تولد و سایر وزن‌ها بسیار کوچک‌تر از همبستگی وزن شیرگیری و ADG با این صفات گزارش شده است و لذا این نسبت (به عنوان یک صفت)، در مقایسه با وزن شیرگیری معیار انتخاب مناسب‌تری است (وطن خواه و همکاران ۱۳۸۴، محمدی و همکاران ۱۳۸۵). اگر وزن متابولیکی دو دام با هم برابر باشد، دامی که KR بیشتری دارد، نشان می‌دهد که افزایش وزن بیشتری بدون افزایش هزینه انرژی نگهداری داشته است (طالبی ۲۰۱۲).

جدول ۷- نتایج تجزیه یک صفت مؤلفه‌های (کو) واریانس و پارامترهای ژنتیکی ضریب کلیبردرسن نه ماهگی

Model	$\sigma^2_p$	$h^2 \pm SE$	$m^2 \pm SE$	$pe^2 \pm SE$	$c^2 \pm SE$	$r_{am}$	LogL
۱	۲/۸۹	۰/۱۶۱±۰/۰۸۴	-	-	-	-	-۱۴۵۰/۵۰۵
۲	۲/۸۸	۰/۱۲۲±۰/۰۸۷	-	۰/۰۶۷±۰/۰۵۷	-	-	-۱۴۴۹/۷۲۶
۳	۲/۸۹	۰/۱۵۳±۰/۱۰۴	۰/۰۰۷±۰/۰۵۵	-	-	-	-۱۴۵۰/۴۹۶
۴	۲/۸۹	۰/۲۰۰±۰/۱۴۴	۰/۰۵۲±۰/۱۰۸	-	-	-۰/۵۳۰	-۱۴۵۰/۳۵۷
۵	۲/۸۸	۰/۱۲۲±۰/۱۰۱	۰/۰۰۰±۰/۰۸۵	۰/۰۶۷±۰/۰۸۹	-	-	-۱۴۴۹/۷۲۶
۶	۲/۸۹	۰/۲۱۳±۰/۱۴۸	۰/۰۲۱±۰/۱۳۸	۰/۰۸۸±۰/۰۸۹	-	-۱/۰۰	-۱۴۴۹/۲۹۴
۷	۲/۸۸	۰/۱۲۹±۰/۰۸۳	-	-	۰/۱۷۹±۰/۰۹۸	-	-۱۴۴۸/۶۰۴
۸	۲/۸۸	۰/۱۲۹±۰/۱۰۱	۰/۰۰۰±۰/۰۵۹	-	۰/۱۷۹±۰/۱۰۶	-	-۱۴۴۸/۶۰۴
۹	۲/۸۹	۰/۲۰۶±۰/۱۴۷	۰/۰۱۲±۰/۱۰۹	-	۰/۱۹۴±۰/۱۰۶	-۰/۹۹۷	-۱۴۴۸/۳۴۳
۱۰	۲/۸۸	۰/۱۱۹±۰/۰۸۷	-	۰/۰۲۵±۰/۰۶۴	۰/۱۵۸±۰/۱۱۱	-	-۱۴۴۸/۵۲۲
۱۱	۲/۸۸	۰/۱۱۹±۰/۱۰۱	۰/۰۰۰±۰/۰۸۵	۰/۰۲۵±۰/۰۹۲	۰/۱۵۸±۰/۱۱۱	-	-۱۴۴۸/۵۲۳
۱۲	۲/۸۹	۰/۲۱۱±۰/۱۴۹	۰/۰۲۱±۰/۱۳۸	۰/۰۴۵±۰/۰۹۳	۰/۱۵۸±۰/۱۱۰	-۱/۰۰	-۱۴۴۸/۰۸۷

\* :علائم اختصاری مشابه جدول ۲ می‌باشد

## نتیجه گیری

به دلیل اینکه بخشی از ثبت رکورد و شجره در داده‌های مردمی بر عهده خود دامداران می‌باشد که اغلب به اصول علمی و عملی رکوردگیری آشنایی ندارند و از طرف دیگر کم دقتی و خطای اندازه‌گیری کارشناسان مسؤل ثبت رکورد ایستگاه مربوطه شجره دام‌ها و ساختار آنها در این داده ناقص و ناکافی بوده و عاری از اشکال نمی‌باشد. لذا در نظر گرفتن کلیه اثرات ژنتیکی و محیطی مادری در مدل‌ها سبب برآورد دقیق این عوامل نخواهد شد. بنابراین توصیه می‌شود برای تجزیه و تحلیل این نوع داده‌ها، از مدل‌های ساده‌تر و دارای اثرات تصادفی کمتر استفاده گردد و در این مدل‌ها حداکثر یک عامل مادری گنجانده شود. با توجه به معنی‌دار بودن اثر محیطی مشترک مادری، پیشنهاد می‌شود در نژادهایی که درصد دو قلو زایی آنها بالا

است، برای برآورد دقیق‌تر وراثت‌پذیری مستقیم، این عامل در مدل‌های آماری در نظر گرفته شود. همچنین انتخاب مستقیم برای افزایش بازده غذایی عملاً مقدور نیست و باید روش‌های انتخاب غیرمستقیم برای آن مدنظر قرار گیرد. لذا به نظر می‌رسد انتخاب برای صفات نسبت کلیبر می‌تواند ضمن افزایش سرعت رشد بره‌ها، سبب افزایش بازده مصرف خوراک نیز گردد.

## سپاسگذاری

از کارشناسان دام سبک و کلیه کارکنان و رئیس محترم مرکز اصلاح نژاد دام کشور و معاونت امور دام استان آذربایجان غربی که داده‌های مورد استفاده در تحقیق را فراهم نموده‌اند، سپاسگذاری می‌شود.

## منابع مورد استفاده

اسدی خشویی، ا، میرائی آشتیانی س، ترکمن زهی آ، رحیمی ش و واعظ ترشیزی ر، ۱۳۷۸. ارزیابی نسبت کلیبر به عنوان یکی از معیارهای انتخاب قوچ در گوسفند نژاد لری بختیاری، مجله علوم کشاورزی ایران، جلد ۳۰، شماره ۴، صفحه‌های ۶۵۵-۶۴۹.

- محمدی ح و مرادی شهربابک ح، ۱۳۹۱. مقایسه مدل‌های مختلف برآورد پارامترهای ژنتیکی و فنوتیپی صفات رشد و نسبت کلیبر قبل از شیرگیری در گوسفندان شال. نشریه علوم دامی، شماره ۹۴. صفحه‌های ۴۴ تا ۳۶.
- محمدی ی، میرائی آشتیانی س ر، اسماعیلی زاده کشکوئی ع و احمدی م، ۱۳۸۵. نسبت کلیبر به عنوان یک معیار انتخاب غیر مستقیم برای بازده غذایی در گوسفند کردی. مجله علوم کشاورزی و منابع طبیعی، جلد ۱۳، شماره ۱. صفحه‌های ۸ تا ۱.
- وطن خواه م، مرادی شهربابک م، نجاتی جوارمی ا، میرائی آشتیانی س ر و واعظ ترشیزی ر، ۱۳۸۴. بررسی پارامترهای صفات رشد برای برخی از نژادهای گوسفند ایرانی، پژوهش و سازندگی در امور دام و آبزیان، شماره ۶۹. صفحه‌های ۱۹ تا ۲۸.
- وطن خواه م، مرادی شهربابک م، نجاتی جوارمی ا، واعظ ترشیزی ر و میرائی آشتیانی س ر، ۱۳۸۴. بررسی خصوصیات فنوتیپی و ژنتیکی صفات رشد در بره‌های لری بختیاری، مجله علوم کشاورزی ایران، جلد ۳۶، شماره ۶. صفحه‌های ۱۴۵۵ تا ۱۴۶۳.
- وطن خواه م، مرادی شهربابک م، نجاتی جوارمی ا، میرائی آشتیانی س ر و واعظ ترشیزی ر، ۱۳۸۳. مروری بر اصلاح نژاد گوسفند در ایران، صفحه‌های ۵۹۰-۵۹۶، مجموعه مقالات اولین کنگره علوم دامی و آبزیان کشور، دانشکده کشاورزی، کرج.
- Abbasi MA, Abdollahi-Arpanahi R, Maghsoudi A, Vaez Torshizi R and Nejati-Javaremi A, 2011. Evaluation of models for estimation of genetic parameters and maternal effects for early growth traits of Iranian Baluchi sheep. *Small Rumin Res* 10: 1-8.
- Abegaz S, Van Wyk JB and Olivier JJ, 2005. Model comparisons and genetic and environmental parameter estimates of growth and the Kleiber ratio in Horro sheep. *S Afr J Anim Sci* 35 (1): 30-40.
- Badenhorst MA, 2011. The Kleiber Ratio as a possible selection for Afrino Sire Selection. *Grootfontein Agricultural College Afrino Handleiding Vol 4*: 9-12.
- Baneh H and Hafezian SH, 2009. Effect of environmental factors on growth traits in Ghezel sheep. *Afr J Biotechnol* 8: 2903-2907.
- Eskandarinasab M, Ghafouri-Kesbi F and Abbasi MA, 2008. Different models for evaluation of growth traits and Kleiber ratio in an experimental flock of Iranian fat-tailed Afshari sheep. *J Anim. Breed Genet* 127: 26-33.
- Hartman C, 2000. A mixed model evaluation for growth and reproduction parameters in a SA Mutton Merino flock. M.Sc. Thesis, Pretoria University Press, Pretoria, South Africa.
- Hoque MA, Hosono M, Oikawa T and Suzuki K, 2009. Genetic parameters for measures of energetic efficiency of bulls and their relationships with carcass traits of field progeny in Japanese Black cattle. *J Anim Sci* 87: 99-106.
- Jalil-Sarghale A, Kholghi M, Moradi Sharebabak M, Moradi Sharebabak H, Mohammadi H and Abdollahi-Arpanahi R, 2014. Model comparisons and genetic parameter estimates of growth traits in Baluchi breed. *Slovak J Anim Sci* 47: 12-18.
- Kleiber M, 1936. Problems involved in breeding for efficiency of food utilisation. *Proc Am Soc Anim Prod 29th Annual Meeting*: 247-258.
- Maniatis N and Pollott GE, 2002. Maternal effects on weight and ultrasonically measured traits of lambs in a small closed Suffolk flock. *Small Rumin Res* 45: 235-246.
- Meyer K, 2012. WOMBAT, A program for Mixed Model Analyses by Restricted Maximum Likelihood. User Notes. Animal Genetics and Breeding Unit, University of New England Armidale, AUSTRALIA.
- Mohammadi H, Moradi Shahrebabak M, Moradi Shahrebabak H, Bahrami A and Dorostkar M, 2013. Model comparisons and genetic parameter estimates of growth and the Kleiber ratio in Shal sheep. *Arch Tierz* 10: 1-20.
- Mohammadi Y, Rashidi A, Mokhtari MS, Beigi Nassiri MT, 2011. The estimation of (co)variance components for growth traits and Kleiber ratios in Zandi sheep. *Small Rumin Res* 99: 116-121.
- Mohammadi Y, Rashidi A, Mokhtari MS, Esmailizadeh AK, 2010. Quantitative genetic analysis of growth traits and Kleiber ratios in Sanjabi sheep. *Small Rumin Res* 93: 88-93.
- Roux CZ and Scholtz MM, 1984. Breeding goals for optimal total life cycle production systems. *Proc. 2nd World Congress on Sheep and Beef Cattle Breeding*, Pretoria.

SAS 2008, User's Guide, Version 9.2., SAS Institute, Cary, NC.

Savar-Sofla S, Nejati-javaremi A, Abbasi MA, Vaez-Torshizi R and Chamani M, 2011. Investigation on direct and maternal effects on growth traits and the Kleiber ratio in Moghani sheep. *World Appl Sci J* 14: 1313-1319.

Scholtz MM and Roux CZ, 1988. The Kleiber ratio (growth rate / metabolic mass) as possible selection criteria in the selection of beef cattle. In Proc 7th World Congr, Sheep Beef Cattle Breeding, Paris, France.

Talebi MA, 2012. Feed intake, feed efficiency, growth and their relationship with Kleiber ratio in Lori-Bakhtiari lambs. *Archiva Zootechnica* 15, 4: 33-39.

## Maternal effects on average daily gain and kleiber ratio of Ghezel sheep in rural breeding systems

A Aliakbari<sup>1\*</sup>, MA Abbasi<sup>2</sup> and A Lavvaf<sup>1</sup>

Received: February 10, 2014

Accepted: November 04, 2014

<sup>1</sup>MSc Graduated Student and Associate Professor, Department of Animal Science, Islamic Azad University, Karaj Branch, Karaj, Iran

<sup>2</sup>Associate Professor, Department of Animal Breeding and Genetics, Animal Science Research Institute, Karaj, Iran

\*Corresponding Email: amirbreeding@yahoo.com

### Abstract

**BACKGROUND:** Estimation of genetic parameters of economic important traits are necessary for determining breeding goal and selection index. **OBJECTIVES:** In present study, the genetic parameters of average daily gain from birth to weaning (ADGa), from weaning to 6 month of age (ADGb) and from 6 to 9 month of age (ADGc) and Kleiber ratio at weaning (KR<sub>a</sub>), at 6 month of age (KR<sub>b</sub>) and at 9 month of age (KR<sub>c</sub>) were estimated. **METHODS:** The data set included 12701 records of rural flocks under supervision of Ghezel sheep breeding station located in Western Azerbaijan province and collected over the period from 1994 to 2009 were analysed by Restricted Maximum Likelihood (REML) procedure using WOMBAT software. **RESULTS:** Fixed effect of Herd - year of birth (HY) was significant on all traits. Effect of sex was significant on all traits except for KR<sub>a</sub> and effect of litter size was significant for all traits except for KR<sub>b</sub>. Effect of dam age was significant on ADGc, KR<sub>b</sub>, only. Model 1 (contains direct additive genetic effect) was the best model for ADGc and KR<sub>c</sub> and model 7 (contains direct additive genetic and maternal common environmental effects) was the best model for the other traits. Direct heritability of the ADGa, ADGb, ADGc, KR<sub>a</sub>, KR<sub>b</sub> and KR<sub>c</sub> based on the best model were 0.27, 0.18, 0.14, 0.22, 0.13 and 0.16, respectively. The proportion of maternal common environmental variance to phenotypic variance ( $c^2$ ) for ADGa, ADGb, KR<sub>a</sub> and KR<sub>b</sub> were 0.52, 0.16, 0.52 and 0.19, respectively. **CONCLUSIONS:** Direct heritability of Average Daily Gain and Kleiber ratio in studied rural flocks were moderate. Therefore selection specially based on KR<sub>a</sub> will be effective for these traits. Moreover, including maternal common environmental effect in animal models for accurate estimation of direct heritability in this breed is recommendable.

**Keywords:** Average daily gain, Genetic parameters, Kleiber ratio, Rural breeding systems, Sheep