دانشگاه علوم کشاورزی و منابع طبیعی ساری
پژوهشهای تولیدات دامی

برآورد مولفه‌های واریانس- کوواریانس صفات رشد گوسفندان نژاد شال با استفاده از مدل‌های حیوانی مختلف

زهرا پتی‌آبادی[۱]، سیما ساور سفلی[۲] و شیدا ورکوهی[۳]

۱- دانشجوی کارشناسی ارشد گروه علوم دامی، دانشگاه رازی، (نویسنده مسوول: zahra.patiabadi@gmail.com)
۲- موسسه تحقیقات علوم دامی کشور، سازمان تحقیقات، آموزش و ترویج کشاورزی، کرج، ایران
۳- استادیار گروه علوم دامی، دانشگاه رازی

تاریخ دریافت: ۹۴/۹/۹ تاریخ پذیرش: ۹۵/۶/۱۴

چکیده

هدف از انجام این پژوهش، بررسی پارامترهای ژنتیکی و فنوتیپی وزن بدن بره‌های نژاد شال در سنین مختلف بود. به این منظور رکوردهای مربوط به صفات رشد ٦٦٩٢ رأس بره حاصل از ۱۹۵رأس قوچ و ۱۲۸۸ رأس میش استفاده گردید. صفات مورد مطالعه شامل وزن‌های تولد (٦٦٩٠ رکورد)، سه (٦٦٥٤ رکورد)، شش (٦٦٦٢ رکورد)، نه (٦٥٩٩ رکورد) و دوازده (٦٥٢٨ رکورد) ماهگی بودند که طی سال‌های ۱۳۷٦ تا ۱۳۹۲ در ایستگاه پرورش و اصلاح نژاد گوسفند شال واقع در استان قزوین جمع‌آوری شده بود. برای بررسی معنی‌داری عوامل ثابت مؤثر بر این صفات از نرم‌افزار SAS نسخه ۹/۲ استفاده گردید. همچنین با استفاده از روش حداکثر درستنمایی محدود شده نرم‌افزار WOMBAT، پارامترهای ژنتیکی برآورد شدند. وراثت‌پذیری مستقیم وزن بدن در سنین مختلف بر اساس مناسب‌ترین مدل به ترتیب ۰/۰۲±۰/۱۳، ۰/۰۵±۰/۵۷، ۰/۰۵±۰/۵۲، ۰/۰٤±۰/۷۹ و ۰/۰۵±۰/۷۳ برآورد گردید. بیشترین ضریب وراثت‌پذیری مادری برای وزن نه ماهگی (۰/۰۲±۰/۳۲) محاسبه شد. نسبت واریانس محیطی دائمی مادری به واریانس فنوتیپی برای صفات وزن تولد ۰/۰٤ برآورد شد. همچنین همبستگی بین ژنتیک افزایشی مستقیم و مادری در تمامی صفات مورد بررسی منفی بدست آمد. اگرچه مقادیر وراثت‌پذیری مادری وزن بدن در تمام سنین پایین بدست آمد، اما احتمالا منظور نمودن اثرات مادری در مدل آماری باعث برآورد دقیق‌تری از پارامترهای ژنتیکی صفات رشد بدن در تمام سنین خواهد شد.

واژه‌های کلیدی: صفات رشد، پارامترهای ژنتیکی، مولفه‌های واریانس، وراثت‌پذیری، گوسفند شال

مقدمه

گوسفند نژاد شال یکی از نژادهای گوسفندان دنبه‌دار بوده که هدف اصلی پرورش آن، تولید گوشت می‌باشد. منطقه پراکنش عمده این نژاد استان قزوین است که عمدتاً به صورت سنتی و عشایری در مراتع پرورش می‌یابند. با وجودی که درآمد اصلی پرورش‌دهندگان نژادهای گوشتی گوسفند، از جمله گوسفند نژاد شال، تولید بره و گوشت است، بنابراین در انتخاب این نژادها معمولاً از وزن بدن در زمان تولد، وزن از شیرگیری، وزن شش ماهگی، وزن یک سالگی و نیزوزن بلوغ به عنوان معیارهای انتخاب برای افزایش بازده اقتصادی استفاده می‌شود (۱۲). سودمندی پرورش گوسفند به میزان زیادی به وزن بره‌های تولیدی وابسته است، بنابراین اهداف انتخاب باید روی این صفات متمرکز گردد (۶). نتایج تحقیقات بادن هورست (۴) و برگ و همکاران (۹) نشان داده است که انتخاب گسترده جهت افزایش وزن یا افزایش سرعت رشد منجر به نتایج نامطلوب از جمله کاهش باروری، کاهش طول عمر و افزایش ذخیره چربی در بدن دام می‌گردد، در نتیجه ممکن است بازده کل نظام تولید کاهش یابد.

پیش‌بینی صحیح ارزش اصلاحی والدین نسل آینده یکی از بهترین ابزارهای موجود برای حداکثر کردن پاسخ در برنامه‌های انتخاب می‌باشد (۱۶). علاوه بر اثر ژنتیکی افزایشی و محیط مستقیم، اثر عوامل ژنتیکی افزایشی مادری نیز بر وزن بدن و سرعت رشد بره‌ها در نژادهای مختلف مؤثر است (۵،۱۱،۲۶،۲۹،۳۶). بنابراین برآورد پارامترهای ژنتیکی و اهمیت اثر عوامل ژنتیکی افزایشی مستقیم و مادری برای صفت رشد در گوسفند، برای تعیین اهداف و طراحی برنامه‌های اصلاح نژاد، پیش‌بینی ارزش اصلاحی و پیش‌بینی پاسخ مورد انتظار از برنامه‌های انتخاب ضروری است (۲۱). همچنین اهمیت تخمین وراثت‌پذیری در اصلاح دام برای پیش‌بینی ارزش ارثی افراد و پیش‌بینی پاسخ به انتخاب است که با شناخت آن می‌توان مناسب‌ترین روش انتخاب و سیستم آمیزشی را در گله اجرا نمود (۱۳). در راستای سایر تحقیقات انجام شده روی این نژاد، تحقیق حاضر به منظور برآورد مولفه‌های (کو)واریانس، ضریب وراثت‌پذیری مستقیم و مادری و نسبت واریانس محیطی مادری به واریانس فنوتیپی با استفاده از مدل‌های حیوانی مختلف برای صفات رشد این نژاد انجام شد.

مواد و روش‌ها

نسل اولیه گله موجود در ایستگاه تحقیقاتی گوسفند شال واقع در بوئین زهرا، وابسته به مرکز تحقیقات کشاورزی و منابع طبیعی استان قزوین، از گله‌های مربوط به این نژاد در سطح استان قزوین تهیه شد. هر دوسال یکبار خرید قوچ از مناطق مختلف استان انجام می‌شود تا هم‌خونی در حداقل ممکن باشد و ارتباط ژنتیکی بین گله‌های ایستگاه و گله‌های مردمی وجود داشته باشد. دام‌های مازاد گله با هماهنگی معاونت امور دام استان، در بین گله‌داران استان توزیع می‌شود. تمامی گوسفندان موجود در ایستگاه دارای شماره گوش و ثبت مشخصات می‌باشند. گوسفندان شال ایستگاه در بهار از مراتع داخل ایستگاه، در تابستان از پس چر غلات و در

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

[DOI: 10.29252/rap.8.17.149]

بقیه سال علاوه بر چرا از مراتع، از سیلاژ ذرت و علوفه خشک (مرکب از کاه گندم و یونجه) به همراه مقادیری جو تغذیه می‌نمایند. اولین آمیزش میش‌ها در دوران شیشکی (یک تا دو سالگی) انجام می‌شود و معمولا تا سن ۵ سالگی در گله خواهند ماند. میش‌ها به طور معمول هر ۸ ماه یکبار زایمان می‌کنند.

دوره‌های جفت‌گیری شامل اواخر تابستان تا اواسط پاییز و نیز نیمه اول بهار می‌باشد. بنابراین فصل زایش از اوایل تا اواسط پاییز و اواسط زمستان تا اوایل بهار است. در این تحقیق از اطلاعات موجود در ایستگاه پرورشو اصلاح نژاد گوسفند شال که طی سال‌های ۱۳۷۶ تا ۱۳۹۲جمع‌آوری شده بود، استفاده گردید. اطلاعات مربوط به هر حیوان شامل شماره حیوان، پدر و مادر، اوزان بدن در سنین تولد، ۳، ۶، ۹ و ۱۲ ماهگی، سن مادر، سال تولد، جنس بره و تیپ تولد (تک قلو یا چند قلو) بود، که اطلاعات مربوط به هر صفت در فایل جداگانه‌ای قرار گرفت. مشخصات شجره مورد استفاده در این تحقیق در جدول ۱ گزارش شده است.

جدول ۱- اطلاعات شجره مورد استفاده

Table1.Used pedigree information's

شجره	تعداد
تعداد کل حیوانات	۷۷۸۹
تعداد حیوانات همخون	۱۶۱۶
تعداد کل پدرها	۲۸۵
تعداد کل مادرها	۲۲۹۵
تعداد کل حیوانات دارای نتاج	۲۵۸۰
تعداد کل حیوانات بدون نتاج	۵۲۰۹
تعداد حیوانات پایه	۱۰۹۷
تعداد حیوانات پایه نر	۹۰
تعداد حیوانات پایه ماده	۱۰۰۷

فایل داده‌ها برای هر صفت به همراه اطلاعات مورد نیاز آماده شد. این فایل‌ها شامل اطلاعات شجره، عوامل ثابت (سن مادر، جنس بره، تیپ تولد و سال تولد) و صفت اصلی بود. داده‌ها به کمک نرم‌افزار Excel ویرایش شدند، به منظور ویرایش اطلاعات و افزایش دقت و صحت محاسبات، داده‌های نامعقول و پرت حذف گردیدند و در ادامه با توجه به خصوصیات توزیع نرمال، رکوردهایی که کمتر یا بیشتر از دو انحراف معیار از میانگین صفت مربوطه فاصله داشتند حذف شدند (۱۵)، سپس اثرات ثابت با استفاده از نرم‌افزار SAS مورد بررسی قرار گرفتند، بعد از مشخص شدن معنی‌دار بودن یا معنی‌دار نبودن اثرات، مولفه‌های (کو)واریانس و وراثت‌پذیری مستقیم و مادری با استفاده از شش مدل حیوانی و به کمک روش حداکثر درستنمایی محدود شده (REML) توسط نرم‌افزار Wombat (۲۲) برآورد گردید. سپس از آزمون نسبت لگاریتم درستنمایی برای تشخیص مناسب‌ترین مدل استفاده شد (۲). در این آزمون، لگاریتم درستنمایی هر مدلی که بیشترین مقدار را دارا بود به عنوان مبنا انتخاب شد. سپس با استفاده از تفاوت لگاریتم درستنمایی، $\chi 2$ به شکل زیر برای بررسی وجود تفاوت معنی‌دار بین مدل‌ها محاسبه گردید:

χ^2= -۲(Log likelihood مدل مورد نظر - Log likelihood مدل حداکثر)

این تفاوت برای کلیهٔ مدل‌ها محاسبه شده و با χ^2 جدول مقایسه گردید. مدلی که در هر حالت بیشترین مقدار لگاریتم درستنمایی را دارا باشد، مناسب‌ترین مدل است، اگر برتری آن بر سایر مدل‌ها بر اساس آزمون χ^2 معنی‌دار باشد. در صورت عدم معنی‌دار بودن تفاوت مشاهده شده بین مدل‌ها، ساده‌ترین مدل به‌عنوان مناسب‌ترین مدل استفاده شده و مولفه‌های واریانس- کوواریانس برای هر صفت طبق نتایج مدل مناسب گزارش می‌شود. مدل‌های مورد استفاده در جدول ۲ نشان داده شده‌اند.

جدول ۲- مدل‌های مورد استفاده

Table 2. Used models

مدل۱		$y = Xb + Z_1a + e$
مدل۲		$y = Xb + Z_1a + Z_3c + e$
مدل۳	$Cov(a,m) = 0$	$y = Xb + Z_1a + Z_2m + e$
مدل۴	$Cov(a,m) \neq 0$	$y = Xb + Z_1a + Z_2m + e$
مدل۵	$Cov(a,m) = 0$	$y = Xb + Z_1a + Z_2m + Z_3c + e$
مدل۶	$Cov(a,m) \neq 0$	$y = Xb + Z_1a + Z_2m + Z_3c + e$

در مدل‌های فوق y بردار مشاهدات، b، a، m، c و e به ترتیب بردارهای اثر عوامل ثابت، اثر عوامل ژنتیکی افزایشی مستقیم، اثر عوامل ژنتیکی افزایشی مادری، اثر عوامل محیطی دائمی مادری و اثرات باقیمانده را نشان می‌دهد. X, Z_1 و Z_2 و Z_3 ماتریس‌های ضرایب (۰ و ۱) هستند که رابطه عناصر b، a، m، cرا با y نشان می‌دهند.

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

[DOI: 10.29252/rap.8.17.149]

نتایج و بحث

خلاصه آماری صفات مورد بررسی در جدول ۳ ارائه شده است. همانطور که ملاحظه می‌شود، با افزایش سن حیوانات، تعداد رکوردها کاهش یافته است که می‌تواند به دلایل مختلف مدیریتی (از جمله حذف حیوانات به دلیل کمبود وزن، حذف حیوانات بیمار، حذف حیوانات دارای فنوتیپ نامناسب و یا فروش بره‌های مازاد)، مرگ و میر یا ویرایش‌های صورت گرفته باشد.

ضریب تغییرات یک صفت، معیاری برای بررسی میزان تغییرات آن صفت است. ضریب تغییرات صفات مورد بررسی نشان می‌دهد که تنوع فنوتیپی برای وزن بدن از تولد تا ۱۲ ماهگی نسبتاً زیاد است. این امر می‌تواند به دلیل تعداد رکورد، ترکیب جنسی گله و اختلافات انفرادی باشد. به طور کلی مقدار ضریب تغییرات با افزایش سن حیوان کاهش می‌یابد که با نتایج اکثر مطالعات انجام گرفته مطابقت دارد (۷،۱۳،۱۴،۳۴)

جدول ۳- آماره توصیفی صفات مورد بررسی

Table 3. Descriptive statistics of studied traits

	وزن تولد	وزن از شیرگیری	وزن ۶ ماهگی	وزن ۹ ماهگی	وزن یکسالگی
تعداد رکوردها	۶۶۹۰	۶۶۵۴	۶۶۶۲	۶۵۹۹	۶۵۲۸
میانگین (kg)	۴/۳۱	۲۰/۹۰	۳۴/۱۳	۴۷/۴۲	۶۰/۴۶
انحراف معیار (kg)	۰/۹۲	۳/۴۶	۳/۹۲	۴/۲۱	۴/۲۸
حداقل (kg)	۱/۵	۹/۳۶	۱۸/۶	۳۰/۰۶	۴۲
حداکثر (kg)	۷/۳	۳۳/۲۱	۵۰/۸	۶۴/۷۱	۷۸/۸
ضریب تغییرات (٪)	۲۱/۳۴	۱۶/۵۵	۱۱/۴۸	۸/۸۷	۷/۰۷

اثرات ثابت سال تولد بره، جنس بره، تیپ تولد و سن مادر هنگام زایش بر تمامی صفات مورد بررسی در سطح ($P< ۰/۰۱$) معنی‌دار بوده است که با نتایج مطالعات دیگرروی نژادهای مختلف، مطابقت دارد (۲۱،۲۴،۲۹). اثر سال به صورت تغییرات آب وهوایی، مدیریت و چگونگی پرورش مادران و میزان تغذیه بره‌هابر عملکرد حیوانات تاثیر گذار است. نوع زایش به شدت اوزان بعد از شیرگیری را تحت تاثیر قرار می‌دهد، زیرا بره‌های تک قلو در رحم مادر و در هنگام تولد از وضعیت تغذیه بهتری نسبت به بره‌های چند قلو برخوردارند. اثر جنس بره در هنگام تولد نیز اثر معنی‌داری بر وزن بره‌ها داشت ($P< ۰/۰۱$)، به طوری که بره‌های نر در مقایسه با بره‌های ماده در سنین مختلف وزن بالاتری داشتند. این تفاوت می‌تواند به دلیل تفاوت در نوع و ترشح هورمون‌های جنسی که سبب رشد حیوانات می‌شود، باشد (۱۰). علت معنی‌دار شدن اثر سن مادر برصفات رشد، احتمالاً مربوط به رشد کامل دستگاه تناسلی، افزایش وزن بدن مادر در سنین بالاتر می‌باشد (۳۴). علاوه بر این، افزایش سن میش بر میزان شیر تولیدی مؤثر بوده و به دلیل وجود شیر کافی برای تغذیه بره، وزن‌های پس از تولد تحت تأثیر قرار گرفته و افزایش می‌یابد.

برآورد پارامترهای ژنتیکی صفات رشد در جدول ۴ ارائه شده است. نتایج حاصل از مقایسه مدل‌های مختلف با استفاده از آزمون نسبت درستنمایی نشان داد که مدل مناسب برازش داده شده برای صفت وزن تولد مدل ۶ و برای سایر صفات مدل ۴ می‌باشد. این نتایج بیانگر این حقیقت است که وزن تولد بطور معنی‌داری تحت تاثیر اثرات ژنتیکی مستقیم و مادری، کوواریانس بین آنها و اثرات محیط دائمی مادری می‌باشد. نتایج سایر تحقیقات انجام شده نیز موید این مطلب است که اثرات مادری منبع تنوع قابل ملاحظه‌ای در صفات مربوط به رشد در ابتدای دوره زندگی محسوب می‌شود (۲۷). پاکدل و همکاران (۲۷) گزارش نموده اند که اگر اثرات مادری وجود داشته باشد ولی در مدل لحاظ نگردد این امر منجر به برآورد بیش از حد وراثت‌پذیری خواهد شد، همچنین برآورد بیش از حد وراثت‌پذیریدر ارزیابی‌های ژنتیکی منجر به کاهش دقت انتخاب و در نتیجه ارزیابی نا صحیح از دام‌ها خواهد شد. لازم به ذکر است که در بررسی اثرات مادری به ویژه در مواردی که این نوع اثرات بر اساس روبط برادر خواهران تنی برآورد گردد (مثلا در طیور) ممکن است بخشی از اثرات مادری با اثرات ناشی از غالبیت مخلوط شود. اما در گونه هایی نظیر گوسفند که روابط بین افراد گاها ممکن است بر اساس برادر خواهران ناتنی برآورد گردد و اثری از روابط تنی بین افراد خویشاوند یافت نمی‌شود، در برآورد اثرات مادری اثرات غالبیت نقشی ایفا نخواهند نمود (۲۷).

میزان واریانس افزایشی مستقیم، واریانس افزایشی مادری، واریانس محیطی دائمی مادری، واریانس فنوتیپی، کوواریانس بین ژنتیک افزایشی مستقیم و مادری و همبستگی ژنتیکی افزایشی مستقیم و مادری برای صفت وزن تولد به ترتیب ۰/۱۰، ۰/۱۵، ۰/۳۷، ۰/۸۰، ۰/۳۹- و ۰/۹۹- برآورد گردید. واریانس افزایشی مستقیم در این صفت کمتر از صفات دیگر بدست آمد که دلیل آن می‌تواند بیشتر بودن واریانس ژنتیکی مادری نسبت به واریانس ژنتیک افزایشی مستقیم در این صفت باشد. واریانس ژنتیکی مستقیم در تحقیق صمدی و

که شاید یکی از دلایل آن حذف حیوانات در طول زمان و تأثیرپذیری کمتر حیوانات از شرایط محیطی با افزایش سن و در نتیجه شباهت عملکردی بیشتر باشد.

بر اساس نتایج، وزن بره‌های شال از زمان تولد تا شیرگیری و نیز از شیرگیری تا ۱۲ ماهگی افزایش قابل ملاحظه‌ای داشته است. این امر نشان می‌دهد که بره‌های نژاد شال از ظرفیت بالایی برای رشد برخوردار هستند. به نظر می‌رسد که شرایط مناسب تغذیه‌ای در ایستگاه مورد نظر و نیز وجود مراتع غنی به ویژه در بهار و تابستان، از دلایل اصلی بهبود وزن بدن بره‌ها در سنین مختلف بوده است. بیگی نصیری و همکاران (۸) اوزان تولد، شیرگیری و ۱۲ ماهگی گوسفند کردی شمال خراسان را به ترتیب ۴/۲۲، ۲۱/۸ و ۳۹/۷ کیلوگرم گزارش نمودند، این نتایج کمتر از مقادیر محاسبه شده در مطالعه حاضر بود.

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

[DOI: 10.29252/rap.8.17.149]

همکاران (۳۳) و پاکدل و همکاران (۲۸) بر روی گوسفندان زندی و کردی به ترتیب ۰/۱۱ و ۰/۰۴ و واریانس ژنتیک مادری نیز توسط این محققین به ترتیب ۰/۰۴ و ۰/۱۱ برآورد گردید. همبستگی ژنتیکی مستقیم و مادری در تحقیق حاضر ۰/۹۹- برآورد گردید که در راستای تحقیق پاکدل و همکاران (۲۸) بر روی گوسفندان کردی (۰/۹۰-) می‌باشد. ولی این مقدار توسط جسوری و همکاران (۱۵) در گوسفندان قزل و محمدی و همکاران (۲۳) در گوسفندان زندی به ترتیب ۰/۱۱- و ۰/۴۷- برآورد گردید که کمتر از نتایج تحقیق حاضر می‌باشد.نشان داده شده است که همبستگی ژنتیکی منفی بین آثار ژنتیک مستقیم و مادری ممکن است حاصل وجود آنتاگونیسم و اثر متقابل بین حیوان نر و سال بوده و می‌تواند توسط ساختار داده تحت تاثیر قرار گیرد (۱۹). توش و کمپ (۳۵) پیشنهاد کردند که آنتاگونیسم موجود بین آثار ژن‌های فرد بر صفات رشد و آثار مادر برای توانایی مادری ممکن است به واسطه انتخاب طبیعی برای حد بهینه حد واسط باشد.

نتایج نشان می‌دهد که کمترین مقدار ضریب وراثت‌پذیری مربوط به وزن تولد بود که با برآوردهای وراثت‌پذیری مستقیم گزارش شده در سایر نژادها مطابقت دارد. بیگی نصیری و همکاران (۸)، عباسی و همکاران (۱)، ساقی و شهدادی (۳۲) وراثت‌پذیری مستقیم وزن تولد را در گوسفندان کردی شمال خراسان، بلوچی و کردی به ترتیب ۰/۱۵، ۰/۱۲ و ۰/۱۲ گزارش نمودند که در راستای تحقیق اخیر می‌باشد. اما جلیل سرقل و همکاران (۱۴) و شکرالهی و بانه (۳۴) عزیزی و همکاران (۳)، جسوری و همکاران (۱۵) و محمدی و همکاران (۲۳) وراثت‌پذیری مستقیم وزن تولد را در گوسفندان بلوچی، عربی، زل، قزل و زندی به ترتیب برابر با ۰/۰۶۲، ۰/۴۲، ۰/۶۷، ۰/۲۲ و ۰/۲۴ گزارش نمودند که در راستای نتایج تحقیق اخیر نمی‌باشد. وراثت پذیری مادری وزن تولد در تحقیق اخیر ۰/۰۱ برآورد شد. این مقدار توسط شکرالهی و بانه در گوسفندان عربی (۳۴)، جلیل سرقل و همکاران در گوسفندان بلوچی (۱۴)، زمانی و سفید خانی (۳۷) در گوسفندان مهربان، ساقی و شهدادی (۳۲) در گوسفندان کردی و عزیزی و همکاران (۳) در گوسفندان زل به ترتیب۰/۰۲، ۰/۰۹، ۰/۰۴، ۰/۱۵ و ۰/۱۶گزارش شد. وراثت‌پذیری پایین این صفت نشان می‌دهد که انتخاب مستقیم مبتنی بر آن، بهبود قابل توجهی در راندمان تولید در این جمعیت ایجاد نمی‌کند. پایین بودن مقدار وراثت‌پذیری وزن تولد نسبت به اوزان بعدی ممکن است به دلیل خویشاوندی قوچها باشد چرا که هرگاه قوچهای گله دارای رابطهٔ خویشاوندی باشند (برادران تنی یا ناتنی)، این امر سبب پایین آمدن واریانس بین خانواده‌ها شده و وراثت‌پذیری نیز پایین می‌آید (۱۰). همچنین در مورد وزن تولد اهمیت آثار مادری مشخص می‌شودو واریانس ژنتیکی مادری قسمتی از واریانس فنوتیپی حیوان می‌باشد که باعث کاهش واریانس افزایشی حیوان می‌شود (۱۷).

اثر محیطی دائمی (C^2) به واسطه مادر می‌تواند بر اساس آثار محیطی رحمی، آثار تولدهای چندگانه بر تولید شیر، سطح تغذیه‌ای در اواخر دوره آبستنی و رفتار مادری میش توضیح داده شود (۲۰،۲۱). با توجه به بهترین مدل برای صفات مختلف، واریانس محیطی دائمی مادر فقط بر وزن تولد اثرگذار بود و C^2 که همان نسبت واریانس محیطی دائمی مادر به واریانس فنوتیپی است، برای وزن تولد ۰/۰۴ برآورد شد. این میزان تقریبا در دامنه گزارشات جلیل سر قل و همکاران (۱۴)، صفری و همکاران (۳۱)، شکرالهی و بانه (۳۴) و زمانی و سفید خانی (۳۷) که در گوسفندان بلوچی، لری بختیاری، عربی و مهربان به ترتیب ۰/۰۹، ۰/۰۶، ۰/۰۱ و ۰/۰۴ برآورد شد، می‌باشد. ولی عزیزی و همکاران (۳)، جسوری و همکاران (۱۵) و محمدی و همکاران (۲۳) این پارامتر را در گوسفندان زل، قزل و زندی به ترتیب ۰/۲۶، ۰/۱۸ و ۰/۱۳ برآورد نمودند که بیشتر از تحقیق حاضرمی‌باشد.

در تحقیق حاضر میزان واریانس افزایشی مستقیم، واریانس افزایشی مادری، واریانس فنوتیپی، کوواریانس بین ژنتیک افزایشی مستقیم و مادری و همبستگی ژنتیکی افزایشی مستقیم و مادری برای صفت وزن شیرگیری به ترتیب ۳/۴۳، ۱/۵۱، ۲/۱۳،۵/۹۶- و ۰/۹۳- برآورد گردید. واریانس ژنتیکی مستقیم در تحقیق صمدی و همکاران (۳۳) و پاکدل و همکاران (۲۸) روی گوسفندان زندی و کردی به ترتیب ۷/۵۲ و ۴/۲۳ و واریانس ژنتیک مادری نیز توسط این محققین به ترتیب ۰/۷۴ و ۰/۳۱ برآورد گردید. همبستگی ژنتیکی مستقیم و مادری در تحقیق جسوری و همکاران (۱۵) در گوسفندان قزل و محمدی و همکاران (۲۳) در گوسفندان زندی به ترتیب ۰/۷۳- و ۰/۱۸- برآورد گردید که کمتر از نتایج تحقیق حاضر می‌باشد.

در این تحقیق وراثت‌پذیری مستقیم و مادری وزن از شیرگیری به ترتیب۰/۵۷ و ۰/۲۵ برآورد شد. وزن از شیرگیری یکی از مهم‌ترین صفات موثر بر درآمد اقتصادی دامداران بوده و بهبود آن یکی از اهداف اصلاحی در این نژاد است. بر اساس نتایج به نظر می‌رسد پاسخ انتخاب برای وزن از شیرگیری در بره‌های این نژاد مناسب باشد. جلیل سرقل و همکاران (۱۴)، شکرالهی و بانه (۳۴) صفری و همکاران (۳۱)، محمدی و همکاران (۲۳)، جسوری و همکاران (۱۵)، زمانی و سفید خانی (۳۷) و ساقی و شهدادی (۳۲) وراثت‌پذیری مستقیم وزن شیرگیری را در گوسفندان بلوچی، عربی، لری بختیاری، زندی، قزل، مهربان و کردی به ترتیب ۰/۱۲، ۰/۳۸، ۰/۱۱، ۰/۲۶، ۰/۲۱، ۰/۴۸ و ۰/۳۶ و وراثت‌پذیری مادری برای این صفت را به ترتیب ۰/۰۴، ۰/۰۲، ۰/۱۰، ۰/۱۱، ۰/۱۴، ۰/۰۶ و ۰/۰۷گزارش نمودند. مقدار وراثت‌پذیری مستقیم و مادری وزن از شیرگیری در تحقیق حاضر بالاتر از سایر گزارش‌ها بدست آمد که علت آن می‌تواند تفاوت در روش برآورد وراثت‌پذیری، تعداد رکوردها، نوع نژاد و جمعیت مورد بررسی باشد. طبق نتایج بدست آمده از آنجا که مقدار وراثت‌پذیری مادری برای وزن از شیرگیری نسبت به سایر صفات بالاتر برآورد شد، بنابراین پیشنهاد می‌شود برای بهبود وزن از شیرگیری در بره‌های شال علاوه بر انتخاب مستقیم، انتخاب برای بهبود اثرات مادری نیز مدنظر قرار گیرد.

میزان واریانس افزایشی مستقیم، واریانس افزایشی مادری، واریانس فنوتیپی، کوواریانس بین ژنتیک افزایشی مستقیم و

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

[DOI: 10.29252/rap.8.17.149]

مادری و همبستگی ژنتیکی افزایشی مستقیم و مادری برای صفت وزن ۶ ماهگی نیز به ترتیب ۴/۸۳، ۱/۶۲، ۹/۲۷، ۲/۳۱- و ۰/۸۲- برآورد گردید. واریانس ژنتیکی مستقیم در تحقیق صمدی و همکاران (۳۳) و پاکدل و همکاران (۲۸) بر روی گوسفندان زندی و کردی به ترتیب ۲/۴۵ و ۵/۴۰ و واریانس ژنتیک مادری نیز توسط این محققین به ترتیب ۰/۹۲ و ۰/۴۳ برآورد گردید. همبستگی ژنتیکی مستقیم و مادری در تحقیق جسوری و همکاران (۱۵) در گوسفندان قزل و محمدی و همکاران (۲۳) در گوسفندان زندی به ترتیب ۰/۳۷- و ۰/۶۳- برآورد گردید که کمتر از نتایج تحقیق حاضر می‌باشد. مقدار وراثت‌پذیری مستقیم وزن ۶ ماهگی ۰/۵۲ برآورد گردید. براساس مقدار وراثت‌پذیری محاسبه شده برای این سن به نظر می‌رسد که میزان پاسخ به انتخاب براساس جز ژنتیکی افزایشی مستقیم برای این صفت در حد قابل قبول باشد. زمانی و سفید خانی (۳۷) وراثت‌پذیری مستقیم را در گوسفندان مهربان ۰/۵۴ برآورد نمودند که در راستای تحقیق حاضر می‌باشد. همچنین صفری و همکاران (۳۱) در گوسفندان لری بختیاری، محمدی و همکاران (۲۳) در گوسفندان زندی، جسوری و همکاران (۱۵) در گوسفندان قزل و ساقی و شهدادی (۳۲) در گوسفندان کردی وراثت‌پذیری مستقیم را به ترتیب ۰/۲۱، ۰/۳۰، ۰/۳۶ و ۰/۳۱ گزارش نمودند که با نتایج تحقیق اخیر مطابقت ندارد. جلیل سرقل و همکاران (۱۴)، صفری و همکاران (۳۱)، محمدی و همکاران (۲۳) زمانی و سفید خانی (۳۷) و ساقی و شهدادی (۳۲) وراثت‌پذیری مادری وزن ۶ ماهگی را در گوسفندان بلوچی، لری بختیاری، زندی، مهربان و کردی به ترتیب ۰/۰۴، ۰/۰۳، ۰/۰۳، ۰/۰۸ و ۰/۰۵ گزارش نمودند که در راستای تحقیق اخیر نمی‌باشد.

بر اساس مطالعه انجام شده میزان واریانس افزایشی مستقیم، واریانس افزایشی مادری، واریانس فنوتیپی، کوواریانس بین ژنتیک افزایشی مستقیم و مادری و همبستگی ژنتیکی افزایشی مستقیم و مادری برای صفت وزن ۹ ماهگی نیز به ترتیب ۱۱/۷۹، ۴/۸۵، ۱۴/۹۲، ۶/۱۶- و ۰/۸۱- برآورد گردید. واریانس ژنتیکی مستقیم در تحقیق صمدی و همکاران (۳۳) و پاکدل و همکاران (۲۸) بر روی گوسفندان زندی و کردی به ترتیب ۱/۲۸ و ۱/۰۳ و واریانس ژنتیک مادری نیز توسط این محققین به ترتیب ۰/۹۰ و ۰/۳۲ برآورد گردید. همبستگی ژنتیکی مستقیم و مادری در تحقیق جسوری و همکاران (۱۵) در گوسفندان قزل و محمدی و همکاران (۲۳) در گوسفندان زندی به ترتیب ۰/۴۱- و ۰/۸۳- برآورد گردید که نتایج تحقیق محمدی و همکاران (۲۳) در راستای تحقیق حاضر می‌باشد. وراثت‌پذیری مستقیم و مادری برای وزن ۹ ماهگی به ترتیب ۰/۷۹ و ۰/۳۲ برآورد گردید. جلیل سرقل و همکاران (۱۴)، محمدی و همکاران (۲۳)، جسوری و همکاران (۱۵)، زمانی و سفید خانی (۳۷) و ساقی و شهدادی (۳۲) وراثت‌پذیری مستقیم وزن نه ماهگی را در گوسفندان بلوچی، زندی، قزل، مهربان و کردی به ترتیب ۰/۲۱، ۰/۳۳، ۰/۳۷، ۰/۷۰ و ۰/۲۱ و وراثت‌پذیری مادری این صفت را به ترتیب برابر با ۰/۰۱، ۰/۰۲، ۰/۱۳، ۰/۰۴ و ۰/۰۵ گزارش نمودند. بنابراین، مقدار وراثت‌پذیری مستقیم و مادری وزن نه ماهگی درپژوهش حاضر بیشتر از پژوهش‌های قبلی می‌باشد.

میزان واریانس افزایشی مستقیم، واریانس افزایشی مادری، واریانس فنوتیپی، کوواریانس بین ژنتیک افزایشی مستقیم و مادری و همبستگی ژنتیکی افزایشی مستقیم و مادری برای صفت وزن یکسالگی به ترتیب ۱۱/۲۵، ۳/۹۳، ۱۵/۲۴، ۵/۱۴- و ۰/۷۷- برآورد گردید. واریانس ژنتیکی مستقیم در تحقیق صمدی و همکاران (۳۳) بر روی گوسفندان زندی ۱/۴۸ و واریانس ژنتیک مادری ۱/۶۰ برآورد گردید. همبستگی ژنتیکی مستقیم و مادری در تحقیق جسوری و همکاران (۱۵) در گوسفندان قزل و محمدی و همکاران (۲۳) در گوسفندان زندی به ترتیب ۰/۳۸- و ۰/۷۲- برآورد گردید که نتایج محمدی و همکاران (۲۳) با نتایج تحقیق حاضر مطابقت دارد. مقدار وراثت‌پذیری مستقیم و مادری وزن یکسالگی به ترتیب ۰/۷۳ و ۰/۲۵ برآورد گردید. جلیل سرقل و همکاران (۱۴)، محمدی و همکاران (۲۳)، جسوری و همکاران (۱۵)، زمانی و سفید خانی (۳۷) و ساقی و شهدادی (۳۲) وراثت‌پذیری مستقیم وزن یکسالگی را در گوسفندان بلوچی، زندی، قزل، مهربان و کردی به ترتیب ۰/۱۷، ۰/۲۸، ۰/۳۹، ۰/۱۴ و ۰/۱۹ و وراثت‌پذیری مادری این صفت را به ترتیب ۰/۰۲، ۰/۰۴، ۰/۱۱، ۰/۱۴ و ۰/۰۴ گزارش نمودند. بالا بودن وراثت‌پذیری برای این صفت نشان‌دهنده افزایش کارآیی ژنتیکی انتخاب است، زیرا ارزش اصلاحی حقیقی حیوان با صحت بیشتری به وسیله فنوتیپ وی بیان می‌گردد. از دلایل بالا بودن وراثت‌پذیری می‌تواند افزایش بیان ژنهایی باشد که آثار افزایشی بر وزن بدن دارند و همچنین می‌تواند کاهش واریانس ناشی از آثار مادری نسبت به واریانس ژنتیکی مستقیم حیوان باشد (۳۰). معمولا وزن بدن در سن ۱۲ ماهگی در برنامه‌های اصلاح نژاد گوسفند استفاده نمی‌شود چرا کهبهبود این صفت منجر به افزایش میزان خوراک مصرفی جهت نگهداری بره‌های جایگزین و میش‌ها می‌شود (۳۴).

در تحقیق حاضر وراثت‌پذیری مستقیم، با افزایش سن روند صعودی دارد بطوریکه بیشترین مقدار وراثت پذیری مستقیم برای وزن ۹ ماهگی و کمترین مقدار وراثت پذیری مستقیم برای وزن تولد برآورد گردید و این به دلیل افزایش بروز تاثیر ژن‌هایی با منشا ژنتیکی افزایشی مستقیم بر رشد دام می‌باشد که با گزارش ندایی (۲۵) مطابقت دارد. همچنین وراثت‌پذیری مادری نیز با افزایش سن روند افزایشی داشته بطوریکه بیشترین مقدار آن برای وزن ۹ ماهگی و کمترین مقدار آن برای وزن تولد برآورد گردید ولی مقدار آن از وراثت‌پذیری مستقیم کمتر می‌باشد، این نشان می‌دهد که صفات رشد بیشتر تحت تاثیر ژنوتیپ خود حیوان قرار می‌گیرند. تغییرات واریانس فنوتیپی نیز با افزایش سن، روند صعودی داشته و در سن ۳۶۰ روزگی به بیشترین مقدار خود (۱۵/۲۴) رسیده است که این روند افزایشی، بیانگر این نکته است که با افزایش سن، اثرات محیطی بیشتر شده و دام بیشتر تحت شرایط متغیر محیطی قرار گرفته است و همچنین

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

[DOI: 10.29252/rap.8.17.149]

با افزایش میانگین، واریانس نیز افزایش می‌یابد. واریانس ژنتیکی افزایشی مستقیم نیز با افزایش سن روند افزایشی داشت به طوری که کمترین مقدار مربوط به وزن تولد (۰/۱۰) و بیشترین مقدار مربوط به وزن ۹ ماهگی (۱۱/۷۹) بود اما واریانس ژنتیکی مادری از روند خاصی پیروی نکرد که مشابه یافته‌های جلیل‌سرقل و همکاران (۱۴) و شکرالهی و بانه (۳۴) هستند. همبستگی بین ژنتیک مستقیم و مادری در تمامی صفات مورد بررسی بسیار بالا و منفی بدست آمد به طوریکه بیشترین همبستگی برای صفت وزن تولد (۰/۹۹-) و کمترین همبستگی برای وزن یکسالگی (۰/۷۷-) برآورد گردید که با نتایج شکرالهی و بانه (۳۴) و لیدا و همکاران (۱۸) مطابقت دارد. برخی از پژوهشگران مناسب نبودن مدل آماری را دلیلی بر برآورد همبستگی منفی و بالا بین ژنتیک افزایشی مسقیم و مادری بیان نموده‌اند (۳۰)، برخی نیز دلیل این همبستگی منفی و بالا راعواملی همچون سازگاری بهتر گونه‌ها در طبیعت و بی توجهی به اثرات مادری در طی نسل‌های گذشته، عدم تعادل ناشی از پیوستگی اثرات پلیوتروپی ژن‌ها دانسته‌اند (۲۰).

به طور کلی نتایج این تحقیق در دامنه اکثر مطالعات قبلی می‌باشد و تفاوتهای مشاهده شده در برخی مقالات عمدتاً به دلیل تفاوت‌های موجود در برآوردهای پارامترهای ژنتیکی وزن بدن در سنین مختلف، ماهیت متفاوت مدل‌ها به دلیل وجود یا عدم وجود عوامل مادری، تفاوت‌های نژادی، تفاوت در ساختار داده‌ها، واریانس‌های ژنتیکی داخل جوامع و انواع روش‌ها و مدل‌های مورد استفاده، تفاوت در بیان ژن‌های موثر بر صفات مورد بررسی در سنین مختلف و یا حذف برخی از افراد جامعه می‌باشد (۶). برآورد وراثت‌پذیری مربوط به صفات مختلف نشان می‌دهد که در گوسفندان شال تنوع ژنتیکی کافی و در حد سایر نژادهای گوسفند در ایران وجود دارد و می‌توان به نتیجه بخش بودن برنامه‌های انتخاب امیدوار بود.

جدول ۴- مولفه‌های واریانس و کوواریانس برآورد شده با مدل‌های مختلف حیوانی در تجزیه تک صفتی با استفاده از REML

Table 4. Components of (co)variance estimated by different animal models in single-trait analysis using REML

صفت	مدل	σ_a^2	σ_m^2	σ_c^2	σ_e^2	σ_{am}	σ_p^2	H_m^2	C^2	r_{am}	Log liklihood
	۱	۰/۷۲	–	–	۰/۷۴	–	۰/۸۰	۰/۰۹±۰/۰۱	–	–	-۲۶۲۱/۸۱۴
	۲	۰/۶۵	–	۰/۳۷	۰/۷۰	–	۰/۸۰	۰/۰۸±۰/۰۱	–	–	-۲۶۱۶/۹۸۱
وزن تولد	۳	۰/۷۰	۰/۸۱	–	۰/۷۲	–	۰/۸۰	۰/۰۸±۰/۰۱	۰/۰۱±۰/۰۱	–	-۲۶۲۱/۲۸۶
	۴	۰/۱۰	۰/۳۶	–	۰/۷۰	-۰/۴۰	۰/۸۰	۰/۱۲±۰/۰۲	۰/۰۴±۰/۰۲	-۰/۶۶	-۲۶۱۸/۲۶۴
	۵	۰/۶۵	۰/۱۴	۰/۲۷	۰/۷۰	–	۰/۸۰	۰/۰۸±۰/۰۱	۰/۰۰±۰/۰۱	۰/۰۳±۰/۰۱	-۲۶۱۶/۹۸۳
	۶*	۰/۱۰	۰/۱۵	۰/۳۷	۰/۶۸	-۰/۳۹	۰/۸۰	۰/۱۳±۰/۰۲	۰/۰۱±۰/۰۱	۰/۰۴±۰/۰۱	-۲۶۱۲/۳۱۸
	۱	۱/۵۹	–	–	۴/۲۰	–	۵/۸۰	۰/۲۷±۰/۰۲	–	–	-۸۹۹۲/۷۷۴
	۲	۱/۵۷	–	۰/۱۰	۴/۱۲	–	۵/۸۰	۰/۲۷±۰/۰۲	–	–	-۸۹۹۱/۶۰۳
وزن ۳	۳	۱/۵۶	۰/۱۰	–	۴/۱۴	–	۵/۸۱	۰/۲۷±۰/۰۲	۰/۰۱±۰/۰۱	–	-۸۹۹۱/۵۸۵
ماهگی	۴*	۳/۴۳	۱/۵۱	–	۳/۱۵	-۲/۱۳	۵/۹۶	۰/۵۷±۰/۰۵	۰/۲۵±۰/۰۲	-۰/۹۳	-۸۹۱۸/۹۳۲
	۵	۱/۵۶	۰/۶۰	۰/۶۳	۴/۱۲	–	۵/۸۱	۰/۲۶±۰/۰۲	۰/۰۱±۰/۰۱	۰/۰۱±۰/۰۱	-۸۹۹۱/۳۶۴
	۶	۳/۴۳	۱/۳۸	۰/۱۰	۳/۱۳	-۲/۰۹	۵/۹۶	۰/۵۷±۰/۰۵	۰/۲۳±۰/۰۳	۰/۰۱±۰/۰۱	-۸۹۱۸/۵۲۵
	۱	۲/۵۸	–	–	۶/۴۵	–	۹/۰۴	۰/۲۸±۰/۰۲	–	–	-۱۰۴۶۲/۹۰۸
	۲	۲/۵۸	–	۰/۷۴	۶/۴۵	–	۹/۰۴	۰/۲۸±۰/۰۲	–	–	-۱۰۴۶۲/۹۰۸
وزن ۶	۳	۲/۴۴	۰/۲۱	–	۶/۳۸	–	۹/۰۴	۰/۲۷±۰/۰۲	۰/۰۲±۰/۰۱	–	-۱۰۴۶۰/۰۴۵
ماهگی	۴*	۴/۸۳	۱/۶۲	–	۵/۱۲	-۲/۳۱	۹/۲۷	۰/۵۲±۰/۰۵	۰/۱۷±۰/۰۲	-۰/۸۲	-۱۰۴۲۲/۲۶۷
	۵	۲/۴۴	۰/۲۱	۰/۱۰	۶/۳۸	–	۹/۰۴	۰/۲۷±۰/۰۲	۰/۰۲±۰/۰۱	۰/۰۰±۰/۰۱	-۱۰۴۶۰/۰۴۵
	۶	۴/۸۴	۱/۶۲	۰/۱۷	۵/۱۲	-۲/۳۱	۹/۲۷	۰/۵۲±۰/۰۵	۰/۱۷±۰/۰۳	۰/۰۰±۰/۰۱	-۱۰۴۲۲/۲۶۷
	۱	۷/۱۶	–	–	۷/۶۷	–	۱۴/۸۴	۰/۴۸±۰/۰۲	–	–	-۱۱۷۲۵/۴۶۷
	۲	۶/۷۳	–	۰/۹۴	۷/۱۸	–	۱۴/۸۶	۰/۴۵±۰/۰۲	–	۰/۰۶±۰/۰۱	-۱۱۷۰۹/۴۷۸
وزن ۹	۳	۶/۶۵	۱/۵۹	–	۶/۹۵	–	۱۵/۱۰	۰/۴۳±۰/۰۲	۰/۱۰±۰/۰۱	–	-۱۱۶۷۱/۹۸۹
ماهگی	۴*	۱۱/۷۹	۴/۸۵	–	۴/۴۴	-۶/۱۶	۱۴/۹۲	۰/۷۹±۰/۰۴	۰/۳۲±۰/۰۲	–	-۱۱۵۶۹/۷۷۱
	۵	۶/۵۶	۱/۵۹	۰/۵۷	۶/۹۴	–	۱۵/۱۱	۰/۴۳±۰/۰۲	۰/۱۰±۰/۰۲	۰/۰۰±۰/۰۱	-۱۱۶۷۱/۹۸۹
	۶	۱۱/۷۷	۴/۸۵	۰/۳۹	۴/۴۴	-۶/۱۶	۱۴/۹۱	۰/۷۹±۰/۰۴	۰/۳۲±۰/۰۳	۰/۰۰±۰/۰۱	-۱۱۵۶۹/۷۷۱
	۱	۷/۳۱	–	–	۷/۷۶	–	۱۵/۰۷	۰/۴۸±۰/۰۲	–	–	-۱۱۶۴۸/۷۴۳
	۲	۷/۰۱	–	۰/۵۲	۷/۵۳	–	۱۵/۰۶	۰/۴۶±۰/۰۲	–	۰/۰۳±۰/۰۱	-۱۱۶۴۴/۶۰۷
وزن	۳	۶/۷۱	۱/۰۶	–	۷/۴۱	–	۱۵/۲۰	۰/۴۴±۰/۰۳	۰/۰۷±۰/۰۱	–	-۱۱۶۳۷/۵۰۹
یکسالگی	۴*	۱۱/۲۵	۳/۹۳	–	۵/۱۹	-۵/۱۴	۱۵/۲۴	۰/۷۳±۰/۰۵	۰/۲۵±۰/۰۲	-۰/۷۷	-۱۱۵۶۸/۳۱۲
	۵	۶/۷۱	۱/۰۶	۰/۱۴	۷/۴۱	–	۱۵/۲۰	۰/۴۴±۰/۰۳	۰/۰۷±۰/۰۲	–	-۱۱۶۳۷/۵۱۰
	۶	۱۱/۲۵	۳/۹۳	۰/۷۰	۵/۱۹	-۵/۱۴	۱۵/۲۴	۰/۷۳±۰/۰۵	۰/۲۵±۰/۰۳	-۰/۷۷	-۱۱۵۶۸/۳۱۲

σ_a^2:واریانس ژنتیکی افزایشی مستقیم، σ_m^2:واریانس ژنتیکی افزایشی مادری، σ_c^2:واریانس محیطی دائمی مادری، σ_e^2:واریانس باقیمانده، σ_{am}:کوواریانس بین ژنتیکی افزایشی مستقیم و مادری، σ_p^2:واریانس فنوتیپی، h_a^2:وراثت پذیری ژنتیکی افزایشی مستقیم، h_m^2:وراثت پذیری مادری، C^2:نسبت واریانس محیطی دائمی مادری به واریانس فنوتیپی، r_{am}:همبستگی ژنتیکی افزایشی مستقیم و مادری و log:لگاریتم درستنمایی

*: مدل انتخابی

منابع

1. Abbasi, M.A., R. AbdollahiArpanahi, A. Maghsoudi, R. VaezTorshizi, and A. NejatiJavaremi. 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.
2. Akaike, H. 1974. A new look at the statistical model identification. IEEE Trans. Automat. Contry, 19: 716-723.
3. Azizi, P., M. Ali, M. Moradi and H. Moghbeli. 2012. Estimate parameters and genetic trend of pre-weaning traits in Zol sheep. Review of Animal and Poultry Researchs, 2(4): 71-80 (In Persian).
4. Badenhorst, M.A., J.J. Olivier,S.J. Schoeman and G.J. Delport. 1991. Investigation of selection criteria for Afrino sheep. Genetic parameters of growth and wool traits. South African Journal of Animal Science, 21: 162-165.
5. Bahreini Behzadi, M.R., F.E. Shahroudi and L.D. Van Vleck. 2007. Estimates of genetic parameters for growth traits in Kermani sheep. Journal of Animal Breeding and Genetics, 124: 296-301.

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

[DOI: 10.29252/rap.8.17.149]

6. Baneh, H., E. Hashemi, M. Abbasi, F. Ghaforicasbi and B. Soleimani. 2011. The study of genetic and phenotypic parameters for some of growth traits in Ghezel sheep. Congress fourth animal science. Tehran University, 3384-3388 (In Persian).
7. Bayeri yar, M., J. Shoja, A. Farahani, E. Rafat and S. Alijani. 2010. The study of genetic parameters the some of growth traits Moghani sheep. Congress fourth animal science. Tehran University, 3603-3606 (In Persian).
8. Beigi nasiri, M.T., M.R. Forozanmehr and A. Ahmadi. 2004. The study of genetic parameters the some of growth traits Kordi in Khorasan north. Agricultural Research Periodical, 1: 37-48 (In Persian).
9. Bergh, L., M.M. Scholtz and G.I. Erasmus. 1992. Identification and assessment of the best animals: the Kleiber ratio (growth rate/metabolic) as a criterion for beef cattle. Proceedings of Association for the Advancement of Animal Breeding and Genetics, 10: 338-340.
10. Dixit, S.P., J.S. Dhillonand G. Singh. 2001. Genetic and non-genetic parameters for growth traits of Bharat Merino lambs. Small Ruminant Research, 42: 101-104.
11. Duguma, G., S.J. Schoeman, S.W.P. Cloete and G.F. Jordaan. 2002. Genetic parameter of early growth traits in the Tygerhoek meriniflock. African Journal of Animal Science, 32(2): 66-70.
12. Fogarty, N.M. 1995. Genetic parameters for live weight, fat and muscle measurements, wool production and reproduction in sheep: A review. Animal Breeding Abstracts, 63: 101-143.
13. Ghfouri Kesbi, F., M. Eskandarinasab and A. Hassanabadi. 2007. Estimation of genetic parameters for lamb weight at various ages in Mehraban sheep. Italian Journal of Animal Science, 7: 95-103.
14. Jalil-Sarghale, A., M. Kholghi, A. Moradi Shahrebabak, H. Mohamadiand R. Abdollahi-Arpanahi. 2014. Model comparisons and genetic parameter estimates of growth traits in Baluchi sheep. Sloval Journal of Animal Science, 1: 12-18.
15. Jasouri, M., S. Alijani, R. Talebi and A. Hasanzadeh, 2013. Influence of maternal effects on estimation of genetic parameters of growth traits in Ghezel sheep using bayesian via Gibbs sampling technique. Journal of Animal Science Researchs, 24(1): 47-55 (In Persian).
16. Jurado, J.J., A. Alonso and R. Alenda. 1994. Selection response for growth in a Spanish Merino flock. Journal of Animal Science, 72: 1433-1440.
17. Kumar, N. and K.L. Reheja. 1993. Genetic and phenotypic parameters of growth and reproduction in the in UAS strain of sheep estimated by multi trait animal model. Indian Journal of Animal Production, 21: 978-983.
18. Ligda, C., G. Gabriilidis, T. Papadopoulos and A. Georgoudis. 2000. Investigation of direct and maternal genetic effects on birth and weaning weight of Chios lambs. Livestock Production Science, 1: 75-80.
19. Maniatis, N. and G.E. Pollott. 2003. The impact of data structure on genetic (co)variance components of early growth in sheep, estimated using an animal model with maternal effects. Journal of Animal Science, 81: 101-108.
20. Maria, G., K. Boldman and L.D. Van Vleck. 1993. Estimates of variances due to direct and maternal effects for growth traits of Romanov sheep. Journal of Animal Science, 4: 845-849.
21. Matika, O., J.B. Van Wyk, G.J. Erasmus and R.L. Baker. 2003. Genetic parameter estimates in Sabi sheep. Livestock Production Science, 79: 17-28.
22. Meyer, K. 2011. A program for mixed model analyses by restricted maximum likelihood. User notes available at: http://agbu.Une. Edu. Au/k meyer/ download. Php file= wombat manual. Pdf.
23. Mohamadi, H., M. Moradiand M. Sadeghi. 2010. Estimate genetic, phenotype and Environmental trend of growth traits in Zandi sheep. Modern Genetic, 6(2): 49-57 (In Persian).
24. Mohammadi, Y., A. Rashidi, M.S. Mokhtari and A.K. Esmailizadeh. 2010. Quantitative genetic analysis of growth traits and kleiber ratios in Sanjabi sheep. Small Ruminant Research, 93: 88-93.
25. Nedayi, A., S. Miraei, A. Shtiani and R.M. Sadeghi. 2010. Estimation of genetic parameters of body weight using random regression model in Sanghsari sheep. In Proceedings of the 4th Congress of Animal Science of Iran. University of Tehran. Iran. 560 (In Persian).
26. Neser, F.W.C., G.J. Erasmus and J.B. Van Wyk. 2001. Genetic parameter estimates for pre-weaning weight traits in Dorper sheep. Small Ruminant Research, 40: 197-202.
27. Pakdel, A., J.A. Arendonk, M. Van, A.L.J. Vereijken and H. Bovenhuis. 2002. Direct and maternal genetic effects for ascites-related traits in broilers. Poultry Science, 81: 1273-1279.
28. Pakdel, E., F. Jamshidizad, H. Mirzaee and Y. Mohamadi. 2007. Determine genetic direct and dam effects on growth traits in Kordi sheep. Congress ternary animal science. Ferdosi University, Mashhad, Iran, 24-25 (In Persian).
29. Rashidi, A. 1992. The study of genetic and phenotypic parameters growth traits Moghani sheep. Journal of Agricultural, Iran. 29: 227-235 (In Persian).
30. Robinson, D. 1996. Models which might explain negative correlations between direct and maternal genetic effects. Livestock Production Science, 2: 111-122.
31. Safari, E.A., M.E. Talebi, M. Bitaraf and Sh. Aghbal. 2012. Effect inbreeding of breeding value on growth traits in Lori Bakhtiary sheep. Congress National animal science. Ferdosi University, Mashhad, Iran (In Persian).
32. Saghi, D.A. and A.R. Shahdadi. 2015. Genetic and phenotypic analyses of growth traits in Kordi lambs of northern Khorasan province. Journal of Animal and Poultry Researchs, 1: 43-51 (In Persian).
33. Samadi, S., B. Hemati, M. Honarvar and T. Farhosh. 2011. Estimation of (co) variance components for growth traits of Zandi sheep. Journal of Animal Science Researchs, 11: 33-42.
34. Shokrollahi, B. and H. Baneh. 2012. (Co)Variance components and genetic parameters for growth traits in arabi sheep using different animal models. Genetics and Molecular Research, 11: 305-314.
35. Tosh, J.J. and R.A. Kemp. 1994. Estimation of variance components for lamb weights in three sheep populations. Journal of Animal Science, 72: 1184-1190.
36. Yazdi, M.H., G. Engstrom, A. Nasholm, K. Johansson, H. Jorjani and L.E. Liljedahl. 1997. Genetic parameters for lamb weight at different ages and wool production in Baluchi sheep. Journal of Animal Science, 65: 247-255.
37. Zamani, P. and M. Sefidkhani. 2013. Estimation of genetic, phenotypic and environmental trends for growth traits in Mehraban sheep. Journal of Animal Science Researchs, 24(4): 85-95 (In Persian).

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

[DOI: 10.29252/rap.8.17.149]

Estimation of (co) Variance Components for Growth Traits of Shall Sheep using Different Animal Models

Zahra Patiabadi[1], Sima Savar Sofla[2] and Sheida Varkoohi[3]

1- M.Sc. Student Department of Animal Science, University of Razi,
(Corresponding author: zahra.patiabadi@gmail.com)
2- Assistant Professor, Animal Science Research Institute of Iran, Agricultural Research, Education and Extension Organization (AREEO), Karaj, Iran
3- Assistant Professor Department of Animal Science, University of Razi
Received: 30 November 2015 Accepted: 4September 2016

Abstract

The objective of this study was to investigate genetic and phenotypic parameters of body weight of shall lambs in different ages. Records of growth traits obtained from 6,692 lambs (progeny of 195 rams and 1,288 ewes) were used. The records of birth weight, BW (6,690 records), 3-month weight, W3 (6,654 records), 6- month weight, W6 (6,662 records), 9-month weight, W9 (6,599 records) and 12-month weight, W12 (6,528 records) collected between 1997 and 2013 in Shal Breeding Station in Ghazvin province were used. Genetic parameters were estimated applying restricted maximum likelihood method fitting an animal model using WOMBAT program. Test of significance for the fixed effects was carried out using SAS 9.2 software. The mean ± standard deviation of BW, W3, W6, W9 and W12 were 4.31±0.92, 20.90±3.46, 34.13±3.92, 47.42±4.21, and 60.46±4.28 kg, respectively. Direct heritability estimates were 0.13±0.02, 0.57±0.05, 0.52±0.05, 0.79±0.04 and 0.73±0.05 for BW, W3, W6, W9 and W12 respectively. The highest maternal heritability was estimated for W9 (0.32±0.02).

Keywords: Growth traits, Genetic parameters, Heritability, Shall sheep, Variance components

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

[DOI: 10.29252/rap.8.17.149]