Archive of SID

تولیدات دامی

دوره ۱۹ ■ شماره ۲ ■ تابستان ۱۳۹۶

صفحه‌های ۲۹۸-۲۸۱

برآورد پارامترها و روند ژنتیکی برای صفات وزن بدن در سنین تولد تا یک‌سالگی گوسفند کردی خراسان شمالی

محدثه نامور[۱]، غلامرضا داشاب[۲]*، محمد رکوعی[۳]، هادی فرجی آروق[۴]، داود علی ساقی[۵]

۱. کارشناسی ارشد اصلاح نژاد دام، گروه علوم دامی، دانشکدهٔ کشاورزی، دانشگاه زابل، زابل، ایران

۲. استادیار ژنتیک و اصلاح دام، گروه علوم دامی، دانشکدهٔ کشاورزی، دانشگاه زابل، زابل، ایران

۳. دانشیار ژنتیک و اصلاح دام، گروه علوم دامی، دانشکدهٔ کشاورزی، دانشگاه زابل، زابل، ایران

۴. استادیار ژنتیک و اصلاح دام، گروه اصلاح دام، پژوهشکدهٔ دام‌های خاص، دانشگاه زابل، زابل، ایران

۵. استادیار پژوهشی ژنتیک و اصلاح نژاد دام، گروه اصلاح دام، مرکز تحقیقات کشاورزی و منابع طبیعی، خراسان رضوی، مشهد، ایران

تاریخ وصول مقاله: ۱۳۹۵/۰۷/۲۶ تاریخ پذیرش مقاله: ۱۳۹۵/۰۹/۲۲

چکیده

این تحقیق با هدف مقایسهٔ مدل‌های مختلف برای برآورد پارامترهای ژنتیکی مستقیم و مادری و همچنین برآورد روند ژنتیکی برای صفات وزن بدن گوسفند کردی شمال خراسان انجام شد. از رکوردهای وزن تولد (۷۳۴۵ رکورد)، وزن سه‌ماهگی (۵۹۰۵ رکورد)، شش‌ماهگی (۵۲۹۴ رکورد)، نه‌ماهگی (۳۸۰۰ رکورد) و یک‌سالگی (۳۸۶۳ رکورد) در طی سال‌های ۱۳۶۸ تا ۱۳۹۱ که توسط مرکز اصلاح نژاد شهرستان شیروان جمع‌آوری شده بود، استفاده شد. برآورد پارامترهای ژنتیکی صفات مختلف با شش مدل دام و نرم‌افزار ThrGibbsf90 انجام گرفت. بهترین مدل با استفاده از معیار انحراف اطلاعات (DIC) انتخاب شد. وراثت‌پذیری مستقیم صفات وزن تولد، سه، شش و نه‌ماهگی و یک‌سالگی به‌ترتیب ۰/۱۷۲(±۰/۰۰۰۷)، ۰/۲۵۷(±۰/۰۰۰۷)، ۰/۳۵۱(±۰/۰۰۰۶)، ۰/۱۲۰(±۰/۰۰۰۷) و ۰/۱۳۱(±۰/۰۰۰۹) بودند. اثر ژنتیکی مادری برای صفات وزن تولد، سه و شش ماهگی معنی‌دار بود (P<۰/۰۱) و نسبت واریانس محیط دائمی مادری به واریانس فنوتیپی از ۰/۰۵۵ (یک‌سالگی) تا ۰/۱۸۶ (تولد) متفاوت بود. اگرچه مقادیر وراثت‌پذیری مادری وزن بدن در سنین بیشتر از وزن تولد کمتر بود، ولی برازش آثار تصادفی مادری (ژنتیک افزایشی و محیطی دائمی مادر) در مدل دام سبب برآورد دقیق‌تر پارامترهای ژنتیکی صفات بررسی شد. روند فنوتیپی صفات وزن تولد، سه، شش و نه‌ماهگی و یک‌سالگی به ترتیب ۸/۴، ۷۴/۶، ۸/۳، ۵۴/۳ و ۷۸/۲۵ گرم در سال و روند ژنتیکی مستقیم برای این صفات به ترتیب ۰/۰۷-، ۱۴/۲، ۲۱/۹-، ۱۳/۷ و ۲۴/۹ گرم در سال برآورد شد. بنابراین، نتایج برآوردهای بیزی نشان داد که قابل اعتمادتر از روش‌های آماری مرسوم هستند.

کلیدواژه‌ها: آثار مادری، برازش مدل، برآورد بیزین، مدل دام، وراثت‌پذیری.

* نویسنده مسئول: Email: dashab@uoz.ac.ir

www.SID.ir

Archive of SID

مقدمه

ظرفیت رشد بره معیاری مهم برای استفاده در برنامه‌های اصلاح نژاد است. در نشخوارکنندگان کوچک، میزان سرعت رشد، ظرفیت لاشه در سن کشتار را نشان می‌دهد. گوسفند کردی از نژادهای گوشتی و دنبه‌دار است که در منطقهٔ شمال خراسان پرورش داده می‌شود. این نژاد حدود ۳۴ درصد از جمعیت کل دام سبک استان خراسان شمالی را تشکیل می‌دهد [۵]. به‌منظور بررسی راه‌های افزایش درآمد در گله‌های گوسفند و انتخاب حیوانات برتر، نخست باید صفات اقتصادی مناسب را به‌عنوان اهداف پرورش این گله‌ها تعریفکرد و در مرحلهٔ بعد روش‌های انتخاب مناسب را برای بهبود آن صفات با توجه به پیش‌بینی نتیجهٔ انتخاب پیشنهاد کرد. لذا، تعیین صحیح پارامترهای ژنتیکی، نه فقط برای حفظ نژادهای بومی، بلکه برای تعیین اهداف و طراحی برنامه‌های اصلاح نژادی، درک بهتر سازوکار ژنتیکی صفات، پیش‌بینی ارزش اصلاحی و پیش‌بینی پاسخ مورد نظر برنامه‌های انتخاب، ضروری است.

صحت پیش‌بینی ارزش اصلاحی، معیاری مناسب برای افزایش پاسخ انتخاب است [۱۵]. با توجه به خصوصیات روش استنباط آماری بیزی و با فرض اینکه دقیق بودن برآورد ارزش‌های اصلاحی صفات رشد را افزایشمی‌دهد، لذا میزان پیشرفت ژنتیکی حاصل در نژاد کردی با استفاده از این روش دقیق‌تر و معتبرتر خواهد بود. روش نمونه‌گیری گیبس، شامل تعریف توزیع‌های پیشین (Prior Distribution) و چگالی پسین توأم و سپس تشکیل توزیع‌های پسین شرطی کامل (Full conditional posterior distribution) و نمونه‌گیری از آنها است. چون در این روش از توزیع‌های پیشین استفاده می‌شود انتظار می‌رود، نتایج دقیق‌تری حاصل شود. معیار مهم دیگر برای نتایج نااریب و پیشرفت ژنتیکی مؤثر، نوع مدل مورد استفاده است. در این ارتباط نیز هرچه عوامل مؤثر در برآورد اجزای واریانس شناسایی و به مدل وارد شوند نتایج دقیق‌تر است.

در پستانداران (شامل اغلب چهارپایان اهلی)، به‌دلیل وابستگی طولانی‌مدت فرزند به مادر، صفات اولیهٔ رشد علاوه بر ژنتیک مستقیم حیوان، تحت تأثیر سازه‌های مادری نیز هستند [۶]. در تحقیقی بر روی صفت تولید شیر با روش حداکثر درست‌نمایی محدود شده و بیزی، دقت برآورد حاصل از روش بیزی به‌دلیل افزایش واریانس‌های ژنتیکی و کاهش واریانس باقی‌مانده بیشتر بود [۱۳]. تحقیق حاضر با هدف مقایسهٔ مدل‌های مختلف و تعیین بهترین مدل در برآورد اجزای مؤلفه‌های (کو)واریانس، مقادیر وراثت‌پذیری مستقیم و مادری و اثر محیط دائمی مادری با روش بیزی برا صفات رشد در نژاد کردی انجام شد.

مواد و روش‌ها

در تحقیق حاضر، از رکوردهای جمع‌آوری شده طی سال‌های ۱۳۶۸ تا ۱۳۹۱ در ایستگاه شیروان توسط مرکز اصلاح نژاد گوسفند کردی واقع در شهرستان شیروان استفاده شد. ساختار شجره رکوردهای استفاده‌شده در جدول ۱ ارائه شده است. سن اولین جفت‌گیری بره‌های نر و ماده در ایستگاه شیروان ۱۸ ماهگی است و برنامهٔ سیدر برای هم‌زمان‌سازی فحلی در گله، از اوایل مردادماه آغاز و از اواسط مردادماه نیز قوچ اندازی شروع می‌شود. هر ۱۵ رأس میش با یک قوچ در یک گروه قرار می‌گیرند. طول مدت جفت‌گیری در گله ایستگاه، سه چرخه (۵۱ روز) و تا اواسط مهرماه ادامه می‌یابد و بیشترین زایش گله نیز در بهمن‌ماه صورت می‌گیرد. در موقع زایمان، رکوردهای مربوط به نوع تولد، جنس و وزن بره‌ها ثبت می‌شود.

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۱. ساختار شجرهٔ گله گوسفند کردی ایستگاه شیروان

حیوانات	تعداد
کل حیوانات	۸۳۱۷
میانگین ضریب درون‌زادآوری کل حیوانات (درصد)	۰/۶۲۲
حیوانات خویشاوند	۱۷۸۹
میانگین ضریب درون‌زادآوری حیوانات خویشاوند (درصد)	۲/۸۹۴
نرها	۲۲۰
ماده‌ها	۲۷۲۴
حیوانات نسل پایه	۸۹۶
حیوانات غیراز نسل پایه	۷۴۲۱
حیوانات فقط با پدر معلوم	۷۲۳۵
حیوانات فقط با مادر معلوم	۷۴۲۱
حیوانات با پدر و مادر معلوم	۷۲۳۵

جدول ۲. آمار توصیفی صفات وزن بدن در گوسفند کردی

صفات	تعداد	میانگین (کیلوگرم)	انحراف معیار (کیلوگرم)	دامنه (کیلوگرم)	ضریب تغییرات (درصد)	پدر معلوم	مادر معلوم
وزن تولد	۷۳۴۵	۴/۳	۰/۷۳۱	۲ – ۷/۵	۱۶/۹۸	۷۲۱۵	۷۳۴۵
وزن سه	۵۹۰۵	۲۲/۵	۵/۴۱	۸ – ۴۳	۲۴/۰۲	۵۸۱۳	۵۹۰۵
وزن شش	۵۲۹۴	۳۱/۱	۶/۷۲	۸/۷ – ۵۳	۲۱/۶۰	۵۱۲۲	۵۲۹۴
وزن نه ماهگی	۳۸۰۰	۳۴/۸	۶/۹۳	۱۷ – ۶۳	۱۹/۹۳	۳۸۰۰	۳۸۰۰
وزن	۳۸۶۲	۴۲/۰	۸/۴۲	۲۰ – ۷۵	۲۰/۰۶	۳۷۷۷	۳۸۶۲

صفات بررسی‌شده در این تحقیق شامل وزن تولد، وزن سه، شش و نه‌ماهگی و یک‌سالگی بودند. رکورد مربوط به صفات قبل از تجزیه و تحلیل ویرایش شده و داده‌های نامناسب حذف شدند. در جدول ۲ آمار توصیفی صفات در این تحقیق ارائه شده است.

برای تعیین عوامل ثابت مؤثر بر صفات از رویه GLM نرم افزار SAS [۲۷] استفاده شد. آثار ثابت شامل سال تولد (۲۴ سطح از سال ۱۳۶۸ تا ۱۳۹۱)، ماه تولد (هشت سطح شامل آذر، دی، بهمن، اسفند، فروردین، اردیبهشت، خرداد و تیر)، سن مادر (شش سطح شامل دو تا شش سال)، نوع تولد (دو سطح) و جنس (دو سطح) بودند. از مدل ۱ برای آزمون معنی‌دار بودن عوامل ثابت بر صفات وزن بدن استفاده شد.

$$Y=\mu + yb + mb + sex + bt + damage + e \quad (1)$$

که، Y بردار مشاهدات، μ میانگین صفت مورد نظر، yb سال تولد، mb ماه تولد (از اواخر آذر تا اوایل تیرماه)، sex جنس بره، bt تیپ تولد، damage سن مادر و e باقی‌مانده است.

بعد از تعیین آثار عوامل مؤثر بر صفات، مؤلفه‌های واریانس صفات با در نظر گرفتن عوامل ثابت مؤثر بر صفات با استفاده از مدل‌های دام تک‌متغیره (روابط ۲ تا ۷) برآورد شد.

www.SID.ir

Archive of SID

$$y = Xb + Z_1a + e \quad (۲)$$

$$y = Xb + Z_1a + Z_3pe + e \quad (۳)$$

$$y = Xb + Z_1a + Z_2m + e \quad Cov(a, m) = 0 \quad (۴)$$

$$y = Xb + Z_1a + Z_2m + e \quad Cov(a, m) = A\sigma_{am} \quad (۵)$$

$$y = Xb + Z_1a + Z_2m + Z_3pe + e \quad Cov(a, m) = 0 \quad (۶)$$

$$y = Xb + Z_1a + Z_2m + Z_3pe + e \quad Cov(a, m) = A\sigma_{am} \quad (۷)$$

در معادلات دو تا هفت، y بردار مشاهدات با ابعاد n×1 برای هر صفت (n تعداد مشاهدات)، **X** ماتریس اثرات ثابت، Z_1، Z_2 و Z_3 به‌ترتیب ماتریس‌های متناسب با آثار تصادفی ژنتیک مستقیم، مادری و محیط دائمی، b بردار آثار ثابت (سال، جنس بره، نوع تولد، سن مادر)، a و m به‌ترتیب آثار ژنتیکی مستقیم و مادری، pe بردار اثرتصادفی محیطی دائمی میش، e بردار آثار تصادفی باقی‌مانده است و A ماتریس روابط خویشاوندی بین حیوانات و σ_{am} کوواریانس بین آثار ژنتیکی افزایشی حیوان و ژنتیک مادر است.

اجزای واریانس صفات با استفاده از روش بیزی مبتنی بر نمونه‌گیری گیبس و نرم‌افزار ThrGibbsf90 [۱۷] محاسبه شد. تعداد ۱۵۰۰۰۰ نمونه با قلق‌گیری (دوره سوخته) ۷۵۰۰ نمونه و فاصلهٔ نمونه‌گیری ۱۰۰ تولید شد. بنابراین، برای هر تجزیه و تحلیل ۱۴۲۵ نمونه برای محاسبهٔ مؤلفه‌های واریانس استفاده شد. کنترل همگرایی رسیدن تجزیه و تحلیل و انتخاب تعداد نمونه مناسب برای روش نمونه‌گیری گیبس با استفاده از روش جی‌ویک بسته نرم‌افزاری BOA [۲۹] استفاده شد. مقایسهٔ مدل‌ها با استفاده از معیار انحراف اطلاعات (DIC) (Deviance Information Criterion) با رابطهٔ (۸) انجام شد.

$$DIC = PD + \bar{D} \quad (۸)$$

در رابطه ۸، PD تعداد پارامترهای مؤثر است و با استفاده از رابطهٔ ۹ محاسبه شد.

$$PD = \frac{1}{2}\widehat{var}(D(\theta)) \quad (۹)$$

و $\bar{D}$ امید ریاضی پسین انحراف و برابر رابطه ۱۰ است.

$$\bar{D} = E(D(\theta)) \quad (۱۰)$$

در معادله ۱۰، $D(\theta)$ به صورت $D(\theta) = -2\log(p(y|\theta)) + c$ محاسبه می‌شود. Y و θ به‌ترتیب داده‌ها و پارامترهای نامعلوم در مدل است، $p(y|\theta)$ تابع درست‌نمایی و C عددی ثابت است که در همهٔ محاسبات که مدل‌های مختلف مقایسه می‌شود، حذف شد [۳]. براساس معیار DIC اگر تفاوت دو مدل کمتر از دو واحد باشند، معنی‌دار نیست و تفاوت بیش از پنج واحد معنی‌دار هستند. از ارزش‌های اصلاحی مستقیم و مادری که برای افراد شجره در خروجی نرم‌افزار ارائه می‌شود، برای برآورد روند ژنتیکی مستقیم و مادری صفات استفاده شد. به این منظور تابعیت وزنی (بر حسب تعداد حیوان در هر سال) میانگین ارزش‌های فنوتیپی، ارزش اصلاحی مستقیم و مادری (با استفاده از بهترین مدل) بر سال تولد حیوان از طریق مدل رگرسیون خطی وزنی برآورد و معناداری آن‌ها تعیین شد. برای مقایسهٔ روند ژنتیکی مادری و مستقیم از آزمون تی استیودنت استفاده شد.

نتایج و بحث

نتایج تجزیهٔ واریانس عوامل محیطی بر صفات وزن بدن تا سن یک‌سالگی، نشان داد که اثر عوامل ثابت مدل (نوع تولد، جنس بره، سال تولد و سن مادر) معنی‌دار است ($P<۰/۰۱$). معنی‌دار بودن آثار سال می‌تواند به‌علت مدیریت، تغییرات ناشی از میزان بارندگی، رطوبت، دمای محیط، کمیت و کیفیت علوفه در سال‌های مختلف باشد. محققین، اثر سال بر صفات رشد بدن و میزان رشد روزانه را در اکثر مطالعات، معنی‌دار گزارش کرده‌اند [۴، ۹، ۲۱].

www.SID.ir

Archive of SID

میش‌های چهار تا شش ساله، بره‌های سنگین‌تری داشتند که می‌تواند به علت اختلاف بین رفتار مادری و نحوهٔ مراقبت از بره‌ها در سنین مختلف مادر و همچنین بلوغ جسمی، دستگاه تناسلی و تولید شیر بیشتر توسط مادر در سن بیشتر مربوط باشد که در اکثر مطالعات گزارش شده است [۱۴، ۱۸، ۲۴]. وزن بره‌های تک‌قلو متولد شده در مقایسه با بره‌های دوقلو، در کل سنین بیشتر بود. به‌دلیل استفاده از تمام شرایط رحمی و مادری در بره‌های تک‌قلو نسبت به بره‌های دوقلو، نوع تولد بره می‌تواند بر وزن تولد، میزان رشد روزانه و وزن بلوغ اثر معناداری داشته باشد [۴، ۲۴]. وزن بره‌های نر در کلیه سنین از بره‌های ماده بیشتر بود ($P<۰/۰۱$). همچنین، اثر جنس بره بر میزان رشد روزانه و وزن بلوغ گوسفند کردی معنی‌دار گزارش شده است. تفاوت در وزن دو جنس علت‌های مختلفی دارد از جمله: تفاوت کروموزوم‌های جنسی و احتمالاً تفاوت در جایگاه‌های ژنی مربوط به رشد، خصوصیات فیزیولوژیکی و نیز تفاوت در نوع و ترشح هورمون‌ها، به خصوص هورمون‌های جنسی که سبب رشد حیوانات می‌شوند [۴، ۹، ۱۸].

در جدول ۳ مقادیر مؤلفه‌های واریانس- کواریانس‌های وزن تولد شش مدل دام ارائه شده است. با اضافه شدن عوامل ژنتیکی مادری و محیط دائمی در مدل، سهم واریانس ژنتیکی افزایشی مستقیم کاهش یافت. با توجه به DIC مدل‌ها، مدل ۵ پایین‌ترین DIC و مدل ۱ بالاترین DIC را دارد. بنابراین، مدل مناسب برای وزن تولد، در برگیرندهٔ تمامی اجزای مؤثر بر صفات، به جز کواریانس مشترک مادر و فرزند است

نسبت ژنتیکی افزایشی، مادری و محیطی دائمی بر واریانس فنوتیپی در جدول ۴ ارائه شده است. دامنهٔ وراثت‌پذیری مستقیم بین ۰/۱۶۹ تا ۰/۳۵۳ متغیر بود و در مدل ۵ (مدل بهتر)، مقدار آن ۰/۱۷۲ محاسبه شد. در بهترین مدل، نسبت واریانس محیط دائمی نسبت به ژنتیکی افزایشی بالاتر بود که نشان‌دهندهٔ نقش مهم محیط دائمی مادر برای وزن تولد است.

جدول ۳. برآورد اجزای (کو)واریانس و DIC توسط مدل‌های مختلف برای صفت وزن تولد

مدل	$\sigma_a^2 \pm SE$	$\sigma_e^2 \pm SE$	$\sigma_c^2 \pm SE$	$\sigma_m^2 \pm SE$	$\sigma_{am} \pm SE$	$\sigma_p^2 \pm SE$	DIC
۱	۰/۰۰۰۳±۰/۱۳۱	±۰/۲۳۹ ۰/۰۰۰۲	–	–	–	۰/۰۰۰۲±۰/۳۷۱	۱۲۲۶۸/۵
۲	۰/۰۰۰۲±۰/۰۶۰	±۰/۲۲۲ ۰/۰۰۰۱	±۰/۰۷۳ ۰/۰۰۰۱	–	–	۰/۰۰۰۱±۰/۳۵۶	۱۱۸۰۶/۵
۳	۰/۰۰۰۳±۰/۰۷۷	۰/۰۰۰۲±۰/۲۲۳	–	۰/۰۰۰۲±۰/۰۷۴	–	۰/۰۰۰۲±۰/۳۷۵	۱۱۸۷۲/۹
۴	۰/۰۰۰۳±۰/۰۷۶	۰/۰۰۰۲±۰/۲۲۴	–	۰/۰۰۰۲±۰/۰۷۴	−۰/۰۰۲ ۰/۰۰۰۱±	۰/۰۰۰۲±۰/۳۷۲	۱۱۸۷۹/۱
۵	۰/۰۰۰۲±۰/۰۶۱	۰/۰۰۰۲±۰/۲۲۲	۰/۰۰۰۱±۰/۰۶۶	۰/۰۰۰۱±۰/۰۰۷	–	۰/۰۰۰۱±۰/۳۵۸	۱۱۸۰۱/۵
۶	۰/۰۰۰۲±۰/۰۶۰	۰/۰۰۰۲±۰/۲۲۲	۰/۰۰۰۱±۰/۰۶۹	۰/۰۰۰۱±۰/۰۰۵	۰/۰۰۰۱±۰/۰۰۱	۰/۰۰۰۲±۰/۳۵۹	۱۱۸۰۹/۳

σ_a^2: واریانس ژنتیکی افزایشی دام، σ_e^2: واریانس باقی‌مانده، σ_c^2: واریانس محیط دائم مادری، σ_m^2: واریانس ژنتیکی افزایشی مادر، σ_p^2: واریانس فنوتیپی، σ_{am}: کواریانس ژنتیکی مستقیم و مادری، DIC: معیار انحراف اطلاعات.

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۴. مقادیر وراثت‌پذیری مستقیم، مادری و محیط دائمی برای مدل‌های مختلف وزن تولد

مدل	h^2	m^2	pe^2
۱	۰/۰۰۰۷±۰/۳۵۳	–	–
۲	۰/۰۰۰۷±۰/۱۷۰	–	۰/۰۰۰۴±۰/۲۰۵
۳	۰/۰۰۰۷±۰/۲۰۶	۰/۰۰۰۵±۰/۱۹۷	–
۴	۰/۰۰۰۷±۰/۲۰۶	۰/۰۰۰۵±۰/۱۹۸	–
۵	۰/۰۰۰۷±۰/۱۷۲	۰/۰۰۰۳±۰/۰۲۰	۰/۰۰۰۵±۰/۱۸۶
۶	۰/۰۰۰۷±۰/۱۶۹	۰/۰۰۰۳±۰/۰۱۴	۰/۰۰۰۴±۰/۱۹۲

h^2: وراثت‌پذیری مستقیم حیوان، m2: وراثت‌پذیری مادری، pe^2: وراثت‌پذیری محیط دائمی مادر

وراثت‌پذیری مستقیم وزن تولد در تحقیق حاضر (۰/۰۰۰۷ ±)۰/۱۷۲ برآورد شد که با مقادیر گزارش شده در نژاد کردی (۰/۱۶) با روش حداکثر درست‌نمایی بدون مشتق‌گیری و شروپ‌شایر (۰/۱۸) با روش حداکثر درست‌نمایی محدود شده هم‌خوانی دارد [۱۵، ۲۸]. مقدار وراثت‌پذیری مستقیم این صفت در نژادهای مغانی (۰/۲۹)، زندی (۰/۲۴)، لری و بختیاری (۰/۳۳) و نژاد دورپر (۰/۲۱) گزارش شده است که بالاتر از نتایج این تحقیق هستند [۸، ۱۸، ۲۴، ۳۲]. گزارش‌های پایین‌تر از نتایج این تحقیق برای نژادهای کردی، سنجابی و سافوک نیز وجود دارد (دامنه ۰/۰۲ تا ۰/۱۴) [۱۹، ۲۰، ۳۱]. برآوردهای متفاوت در نژاد کردی می‌تواند مربوط به تعداد رکورد استفاده‌شده، نوع و روش تجزیه و تحلیل اطلاعات و مدیریت گله در هر سال باشد. مقدار وراثت‌پذیری مادری وزن تولد در تحقیق حاضر ۰/۰۰۰۳±۰/۰۲۰ که با مقادیر گزارش‌شده نژاد زندی با مدل تابعیت تصادفی ۰/۰۰۸ ± ۰/۰۴۱ [۱۴] مشابه است، اما مقادیر بالاتر برای نژاد بلوچی ۰/۰۲۰ ± ۰/۰۸، سافوک ۰/۰۴ ±۰/۱۷ [۱، ۳۱] و نژاد کردی ۰/۰۳ ± ۰/۲۴ [۲۱] گزارش شده است. همچنین، وراثت‌پذیری محیط دائمی مادری برای وزن تولد در مطالعهٔ حاضر با نتایج برخی محققین مطابقت داشت [۱، ۱۵].

نتایج مؤلفه‌های واریانس- کواریانس‌ها و وراثت‌پذیری‌ها حاصل از شش مدل دام برای وزن سه ماهگی در جداول ۵ و ۶ ارائه شده است. با توجه به معیار DIC بهترین مدل برای صفت وزن سه ماهگی نیز همانند صفت وزن تولد، مدل ۵ بود (جدول ۵). در تحقیق حاضر اثر ژنتیکی مستقیم حیوان از مدل ۱ تا ۶روند کاهشی داشت. علت این کاهش می‌تواند مربوط به وارد کردن سایر مؤلفه‌ها در مدل و آثار تداخلی آنها و در نتیجه کم شدن سهم ژنتیک حیوان در هر مدل باشد. همان‌طور که در جدول ۵ مشاهده می‌شود، مقدار مؤلفهٔ واریانس ژنتیکی افزایشی حیوان در مقایسه با وزن تولد به دلیل وابستگی کمتر فرزند به مادر، افزایش داشته است. مقدار وراثت‌پذیری مستقیم وزن سه ماهگی در تحقیق حاضر ۰/۰۰۰۷ ± ۰/۲۵۷ برآورد شد (جدول ۶). برای نژاد کردی با روش حداکثر درست‌نمایی بدون مشتق‌گیری به‌ترتیب ۰/۲۳ و ۰/۲۳ [۱۸، ۳۰] گزارش شده است که با تحقیق حاضر مطابقت دارد. مقدار وراثت‌پذیری مستقیم برای این صفت در نژاد مرینوس ترکی (۰/۲۹)، کرمانی (۰/۲۹) و قزل (۰/۳۱) گزارش شده است که بالاتر از نتایج این تحقیق هستند [۱۰، ۱۲، ۲۲]. مقدار برآورد شده وراثت‌پذیری وزن سه ماهگی در پژوهش حاضر از دامنهٔ

www.SID.ir

Archive of SID

گزارش شده (۰/۰۹ تا ۰/۱۹) برای نژادهای بلوچی، کردی و سنجابی بالاتر بودند [۱، ۲۱، ۱۶].

جدول ۵ . برآورد اجزای (کو)واریانس و DIC توسط مدل‌های مختلف برای صفت وزن سه‌ماهگی

مدل	$\sigma_a^2 \pm SE$	$\sigma_e^2 \pm SE$	$\sigma_c^2 \pm SE$	$\sigma_m^2 \pm SE$	$\sigma_{am} \pm SE$	$\sigma_p^2 \pm SE$	DIC
۱	۳/۴۷۷±۰/۰۱۰۹	۹/۳۰۷±۰/۰۰۸۶	–	–	–	۱۲/۷۸۴±۰/۰۰۷	۳۱۱۵۳/۷
۲	۳/۰۸۰±۰/۰۱۰۴	۸/۹۹۰±۰/۰۰۸۶	۰/۶۶۶±۰/۰۰۵۳	–	–	۱۲/۷۳۶±۰/۰۰۰۷	۳۱۰۹۱/۴
۳	۳/۳۶۴±۰/۰۱۰۶	۹/۱۷۲±۰/۰۰۸۳	–	۰/۲۸۲±۰/۰۰۳۱	–	۱۲/۸۱۹±۰/۰۰۷۰	۳۱۱۳۲/۵
۴	۳/۴۰۷±۰/۰۱۰۸	۹/۱۸۴±۰/۰۰۸۳	–	۰/۲۲۹±۰/۰۰۲۹	−۰/۱۴۱±۰/۰۰۳۸	۱۲/۶۸۰±۰/۰۰۷۶	۳۱۱۳۳/۵
۵	۳/۳۰۳±۰/۰۱۱۰	۷/۷۶۷±۰/۰۱۴۹	۱/۴۹۴±۰/۰۱۳۵	۰/۲۳۷±۰/۰۰۳۳	–	۱۲/۸۰۳±۰/۰۰۷۲	۳۰۸۲۶/۱
۶	۳/۱۰۳±۰/۰۱۰۸	۸/۹۶۶±۰/۰۰۸۵	۰/۵۸۸±۰/۰۰۵۲	۰/۱۱۰±۰/۰۰۱۷	−۰/۱۱۱±۰/۰۰۴۰	۱۲/۶۵۷±۰/۰۰۷۹	۳۱۰۸۲/۴

σ_a^2: واریانس ژنتیکی افزایشی دام، σ_e^2: واریانس باقی‌مانده، σ_c^2: واریانس محیط دائم مادری، σ_m^2: واریانس ژنتیکی افزایشی مادر، σ_p^2: واریانس فنوتیپی، σ_{am}: کواریانس ژنتیکی مستقیم و مادری، DIC: معیار انحراف اطلاعات.

جدول ۶. مقادیر وراثت‌پذیری مستقیم، مادری و محیط دائمی برای مدل‌های مختلف وزن سه ماهگی

مدل	h^2	m^2	pe^2
۱	۰/۰۰۰۷±۰/۲۷۱	–	–
۲	۰/۰۰۰۷±۰/۲۴۱	–	۰/۰۰۰۴±۰/۰۵۲
۳	۰/۰۰۰۷±۰/۲۶۲	۰/۰۰۰۲±۰/۰۲۲	–
۴	۰/۰۰۰۷±۰/۲۶۸	۰/۰۰۰۲±۰/۰۱۸	–
۵	۰/۰۰۰۷±۰/۲۵۷	۰/۰۰۰۲±۰/۰۱۸	۰/۰۰۱۰±۰/۱۱۶
۶	۰/۰۰۰۷±۰/۲۴۴	۰/۰۰۰۱±۰/۰۰۸	۰/۰۰۰۴±۰/۰۴۶

h^2: وراثت‌پذیری مستقیم حیوان، m2: وراثت‌پذیری مادری، pe^2: وراثت‌پذیری محیط دائمی مادر

وراثت‌پذیری مادری وزن سه‌ماهگی در تحقیق حاضر (۰/۰۱۸) با نتایج نژاد مغانی با روش بیزی ۰/۰۱ [۷] مطابقت داشت. وراثت‌پذیری مادری وزن سه ماهگی در نژاد بلوچی (۰/۰۴) با روش حداکثر درست‌نمایی و نژاد مهربان (۰/۴۳) با روش بیزی گزارش شده است که بالاتر از برآورد تحقیق حاضر است [۱، ۱۴]. به‌طور کلی اکثر تحقیقات نشان می‌دهند که با افزایش سن میزان وراثت‌پذیری مستقیم افزایش و وراثت‌پذیری مادری کاهش می‌یابد [۲، ۶]. علت افزایش وراثت‌پذیری مستقیم، بروز اصلی ژن‌های حیوان و کاهش آثار ژنتیکی مادری است. نسبت واریانس محیطی دائمی مادر به واریانس کل در تحقیق حاضر برای وزن سه ماهگی ۰/۱۱۶±۰/۰۰۱۰ برآورد شد که نسبت به مقدار این آماره در وزن تولد کاهش داشته است [۱، ۳۲]. بدان معنا که احتمالاً با افزایش سن آثار حاصل از محیطی دائمی مادری شامل مراقبت‌های بعد از تولد، توانایی مادر در قدرت شیردهی و یا بیماری‌هایی که مادر در طی عمر خود بدان مبتلا می‌شود، کمتر شده و بره بیشتر از توانایی خود برای ادامهٔ حیات

www.SID.ir

Archive of SID

بهره‌مند می‌شود.. تأثیرات محیطی دائمی مادر در صفات بعد از شیرگیری ممکن است به‌دلیل آثار آن در قبل از شیرگیری باشد [۲۳]. نتایج حاصله برای محیطی دائمی مادر از تحقیق حاضر از نتایج سایرین بالاتر برآورد شده است [۲۱، ۲۴، ۳۲].

اجزای (کو) واریانس و DIC شش مدل دام وزن شش ماهگی در جدول ۷ ارائه شده است. سهم ژنتیک مادر و محیطی دائمی برای این صفت نسبت به وزن تولد و سه ماهگی به‌طور قابل توجه کمتر بود. کمترین مقدار DIC (جدول ۷) صفت وزن شش ماهگی برای مدل ۵ محاسبه شد، اما با توجه به اینکه مقدار DIC برای مدل ۳، کمتر از پنج واحد با مقدار DIC در مدل ۵ اختلاف دارد و مدل ۳ نسبت به مدل ۵، ساده‌تر است در نتیجه، مدل مناسب برای توجیه این صفت مدل ساده‌تر یعنی مدل ۳ انتخاب شد. مقدار وراثت‌پذیری برای همهٔ مدل‌ها نزدیک ۰/۳۵ بود (جدول ۸) و مقدار وراثت‌پذیری مادری و محیطی دائمی در تحقیق حاضر با توجه به بهترین مدل (مدل۳) زیر یک درصد بودند (به استثنای وراثت‌پذیری مادری در (مدل ۳).

مقدار جزء واریانس ژنتیکی مستقیم حیوان (۰/۱۱۵۳± ۴۹/۴۷۰) با نتایج حاصل از گوسفند سنجابی با مقدار ۰/۰۷ ± ۰/۴۹ با روش حداکثر درست‌نمایی بدون مشتق‌گیری مطابقت دارد [۱۶]. واریانس افزایشی حیوان از تولد تا شش ماهگی روندی افزایشی داشته که با نتایج گوسفند بلوچی، کرمانی و لری بختیاری همخوانی دارد و در این گزارش‌ها نیز مدل ۳ بهترین مدل برای این صفت گزارش شده است [۱، ۱۲، ۲۴].

در تحقیق حاضر وراثت‌پذیری مستقیم سن شش ماهگی در مدل ۶ نسبت به مدل ۱، روند افزایشی دارد که با نتایج سایر محققین مشابهت دارد [۱، ۳۱]. همچنین، برای وزن سه و شش ماهگی گوسفند دورپر [۳۲]، نسبت واریانس محیطی دائمی مادری به واریانس کل (pe^2) به‌ترتیب ۰/۰۰۰۵±۰/۰۸۱ و ۰/۰۰۰۵ ± ۰/۰۵۵ محاسبه شد که بالاتر از نتایج این تحقیق است. به‌طور کلی آنچه از شواهد می‌توان نتیجه گرفت؛ تأثیر بیشتر آثار مادری (افزایشی و محیطی) در صفات قبل از شیرگیری نسبت به صفات بعد از شیرگیری است.

جدول ۷. برآورد اجزای (کو)واریانس و DIC توسط مدل‌های مختلف برای صفت وزن شش ماهگی

مدل	$\sigma_a^2 \pm SE$	$\sigma_e^2 \pm SE$	$\sigma_c^2 \pm SE$	$\sigma_m^2 \pm SE$	$\sigma_{am} \pm SE$	$\sigma_p^2 \pm SE$	DIC
۱	۰/۱۰۹۸±۴۸/۸۲۹	۰/۰۸۴۰±۹۰/۸۲۵	–	–	–	۰/۰۸۳۳±۱۳۹/۶۵۴	۴۰۳۱۱/۹
۲	۰/۱۰۹۰±۴۹/۱۴۰	۰/۰۸۵۵±۸۹/۹۵۵	۰/۰۲۲۲±۰/۹۵۱	–	–	۰/۰۸۲۰±۱۴۰/۰۴۶	۴۰۲۹۸/۷
۳	۰/۱۱۵۳±۴۹/۴۷۰	۰/۰۸۸۵±۸۹/۳۱۹	–	۰/۰۲۲۲±۱/۷۰۳	–	۰/۰۸۳۸±۱۴۰/۴۹۲	۴۰۲۸۷/۱
۴	۰/۱۱۴۴±۴۹/۲۷۲	۰/۰۸۸۰±۸۹/۸۰۶	–	۰/۰۱۸۶±۱/۲۱۶	−۱/۵۴۴ ۰/۰۴۲۴±	۰/۰۹۳۲±۱۳۸/۷۵	۴۰۲۹۵/۱
۵	۰/۱۱۲۲±۴۹/۳۵۸	۰/۰۸۶۱±۸۸/۸۹۲	۰/۰۱۸۶±۰/۹۰۴	۰/۰۲۱۱±۱/۴۵۲	–	۰/۰۸۴۸±۱۴۰/۶۰۶	۴۰۲۸۴/۸
۶	۰/۱۱۰۹±۴۹/۱۳۸	۰/۰۸۵۹±۸۹/۴۹۳	۰/۰۱۹۷±۰/۹۷۴	۰/۰۱۴۷±۰/۸۴۵	−۲/۵۷۳ ۰/۰۴۶۷±	۰/۰۹۳۶±۱۳۷/۸۷۷	۴۰۲۹۵/۸

σ_a^2: واریانس ژنتیکی افزایشی دام، σ_e^2: واریانس باقی‌مانده، σ_c^2: واریانس محیط دائم مادری، σ_m^2: واریانس ژنتیکی افزایشی مادر، σ_p^2: واریانس فنوتیپی، σ_{am}: کواریانس ژنتیکی مستقیم و مادری، DIC: معیار انحراف اطلاعات.

www.SID.ir

Archive of SID

برآوردهای کمتر از تحقیق حاضر در وراثت‌پذیری مستقیم برای وزن شش ماهگی در نژادهای سافوک، دورپر و سنجابی (دامنه ۰/۰۶ تا ۰/۲۷) [۱۹، ۳۱، ۳۲]، لری بختیاری با روش بیزی ۰/۲۳ ±۰/۰۲۹[۲۴] گزارش شده است و برآورد بالاتر وراثت‌پذیری شش ماهگی برای گوسفند مغانی ۰/۴۰ محاسبه شده است [۷]. دامنهٔ وراثت‌پذیری گزارش شده برای نژاد کردی توسط سایر محققین ۰/۱۴ تا ۰/۲۷ گزارش شده است که کمتر از نتایج تحقیق حاضر است [۲۰، ۲۱]. مقدار وراثت‌پذیری مادری وزن شش ماهگی در تحقیق حاضر (m^2) ۰/۰۰۰۱ ± ۰/۰۱۲ برآورد شد. این آماره از تولد تا شش ماهگی روندی کاهشی را نشان داد که بیانگر کمتر شدن آثار ژنتیکی مادری در عملکرد فرزندان با افزایش سن است. در واقع با افزایش سن، حیوان فرصت بیشتری برای بروز ژن‌های خود می‌یابد که با نتایج سایرین مطابقت دارد [۱، ۳۲].

جدول ۸ . مقادیر وراثت‌پذیری مستقیم، مادری و محیط دائمی برای مدل‌های مختلف وزن شش ماهگی

مدل	h^2	m^2	pe^2
۱	۰/۰۰۰۶±۰/۳۴۹	–	–
۲	۰/۳۵۰±۰/۰۰۰۶	–	۰/۰۰۷±۰/۰۰۰۱
۳	۰/۳۵۱±۰/۰۰۰۶	۰/۰۱۲±۰/۰۰۰۱	–
۴	۰/۳۵۴±۰/۰۰۰۷	۰/۰۰۰۸±۰/۰۰۰۱	–
۵	۰/۰۰۰۶±۰/۳۵۰	۰/۰۰۰۱±۰/۰۱۰	۰/۰۰۰۱±۰/۰۰۰۶
۶	۰/۳۵۶±۰/۰۰۰۶	۰/۰۰۰۶±۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۰۷±۰/۰۰۰۶

h^2: وراثت‌پذیری مستقیم حیوان، m2: وراثت‌پذیری مادری، pe^2: وراثت‌پذیری محیط دائمی مادر

جدول ۹. برآورد اجزای (کو)واریانس و DIC توسط مدل‌های مختلف برای صفت وزن نه‌ماهگی

مدل	$\sigma_a^2 \pm SE$	$\sigma_e^2 \pm SE$	$\sigma_c^2 \pm SE$	$\sigma_m^2 \pm SE$	$\sigma_{am} \pm SE$	$\sigma_p^2 \pm SE$	DIC
۱	۰/۰۲۰۲±۳/۲۰۳	۰/۰۱۸۱±۱۷/۶۵۶	–	–	–	۰/۰۱۳۹±۲۰/۸۶۰	۱۹۹۲۸/۲
۲	۰/۰۱۶۵±۲/۵۱۱	۰/۰۱۷۲±۱۶/۵۸۲	۰/۰۱۱۳±۱/۶۹۱	–	–	۰/۰۱۳۴±۲۰/۷۸۵	۱۹۹۲۰/۸
۳	۰/۰۰۰۹±۲/۸۹۸	۰/۰۱۸۰±۱۶/۸۴۸	–	۰/۰۰۹۵±۱/۱۹۹	–	۰/۰۱۳۹±۲۰/۹۴۶	۲۰۰۲۲/۳
۴	۰/۰۲۰۳±۲/۷۹۸	۰/۰۱۸۱±۱۶/۹۷۷	–	۰/۰۰۹۷±۱/۱۳۰	۰/۰۰۸۵±-۰/۰۳۲	۰/۰۱۶۲±۲۰/۸۷۴	۱۹۹۲۱/۴
۵	۰/۰۱۷۷±۲/۶۹۲	۰/۰۱۷۸±۱۶/۴۳۷	۰/۰۱۱۶±۰/۹۴۰	۰/۰۰۸۱±۰/۸۸۸	–	۰/۰۱۴۱±۲۰/۹۵۸	۱۹۹۲۰/۹
۶	۰/۰۱۷۵±۲/۵۸۴	۰/۰۱۸۰±۱۶/۵۱۷	۰/۰۱۲۰±۱/۰۳۲	۰/۰۰۸۰±۰/۷۸۴	۰/۰۰۷۶±-۰/۰۰	۰/۰۱۵۶±۲۰/۹۱۹	۱۹۹۱۷/۵

σ_a^2: واریانس ژنتیکی افزایشی دام، σ_e^2: واریانس باقی‌مانده، σ_c^2: واریانس محیط دائم مادری، σ_m^2: واریانس ژنتیکی افزایشی مادر، σ_p^2: واریانس فنوتیپی، σ_{am}: کواریانس ژنتیکی مستقیم و مادری، DIC: معیار انحراف اطلاعات.

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۱۰. مقادیر وراثت‌پذیری مستقیم، مادری و محیط دائمی برای مدل‌های مختلف وزن نه‌ماهگی

مدل	h^2	m^2	pe^2
۱	۰/۰۳۴۸±۰/۱۵۳	–	–
۲	۰/۱۲۰±۰/۰۰۰۷	–	۰/۰۸۱±۰/۰۰۰۵
۳	۰/۱۳۸±۰/۰۰۰۹	۰/۰۵۷±۰/۰۰۰۴	–
۴	۰/۱۳۳±۰/۰۰۰۹	۰/۰۵۴±۰/۰۰۰۴	–
۵	۰/۰۰۰۸±۰/۱۲۸	۰/۰۰۰۳±۰/۰۴۲	۰/۰۰۰۵±۰/۰۴۴
۶	۰/۱۲۳±۰/۰۰۰۳	۰/۰۳۷±۰/۰۰۰۳	۰/۰۴۹±۰/۰۰۰۵

h^2: وراثت‌پذیری مستقیم حیوان، m^2: وراثت‌پذیری مادری، pe^2: وراثت‌پذیری محیط دائمی مادر

در جدول‌های ۹ و ۱۰ مقادیر مؤلفه‌های واریانس- کواریانس‌ها و وراثت‌پذیری‌های صفت وزن نه ماهگی را برای شش مدل دام ارائه شده است. کمترین مقدار DIC (جدول ۹) صفت وزن نه ماهگی برای مدل ۶محاسبه شد، اما با توجه به اینکه مقدار DIC مدل‌های ۲، ۴، ۵و ۶ کمتر از سه واحد اختلاف با مدل ۲ دارند. بنابراین، مدل ساده‌تر یعنی مدل ۲ برای توجیه تنوع صفت وزن نه ماهگی انتخاب شد، که بعد از مدل ۱ ساده‌ترین مدل محسوب می‌شود. واریانس ژنتیکی افزایشی برای نژاد کرمانی ۰/۵۱ گزارش شده است که پایین‌تر از تحقیق حاضر است [۱۱]. واریانس محیطی دائمی مادر در نژادهای زندی، لری بختیاری و کرمانی به‌ترتیب ۰/۱۸۴، ۰/۶۵ و ۱/۵۶ و واریانس فنوتیپی به‌ترتیب ۱۴/۷۱۰، ۳۰/۱۵ و ۱۶/۲۱ گزارش شده است [۱۱، ۲۴، ۲۶].

وراثت‌پذیری مستقیم وزن نه‌ماهگی با بهترین مدل ۰/۱۲ برآورد شد. کاهش مقادیر وراثت‌پذیری در وزن نه‌ماهگی نسبت به وزن شش ماهگی می‌تواند به‌دلیل شرایط رکوردبرداری و ماهیت خود صفت بررسی‌شده باشد. مقادیر بالاتر وراثت‌پذیری مستقیم برای این صفت در نژاد کردی ۰/۳۲ و ۰/۲۲ [۲۰، ۲۱]، سنجابی ۰/۱۹ [۱۹] و لری بختیاری ۰/۲۹ گزارش شده است [۲۴]. همچنین، مقادیر کمتر از تحقیق حاضر نیز برای نژادهای گوسفند کرمانی (۰/۰۶۲) و سنجابی (۰/۰۹) گزارش شده است [۱۲، ۱۶]. مقدار نسبت واریانس محیطی دائمی مادر به واریانس کل، در پژوهش حاضر با مقدار برآورد شده در نژاد کرمانی ۰/۰۴±۰/۰۹ مطابقت دارد [۱۱]. مقادیر کمترpe^2 برای نژاد لری بختیاری با روش بیزی ۰/۰۱۸±۰/۰۲ گزارش شده است [۲۴].

کمترین مقدار DIC صفت وزن یک‌سالگی مدل ۵ بود؛ اما با توجه به اینکه مقدار DIC مدل‌های ۲ و ۵ اختلاف کمتر از یک واحد دارند؛ بنابراین، با پذیرش مدل ساده‌تر، بهترین مدل برای توجیه تنوع صفت وزن یک‌سالگی مدل ۲ است (جدول ۱۱). مدل ۲ فاقد آثار ژنتیکی مادری است که احتماً نشان‌دهندهٔ عملکرد واقعی ژنتیک حیوان با کمترین تأثیرپذیری از مادر است. مقادیر واریانس ژنتیکی افزایشی، محیطی دائمی مادر و فنوتیپی به ترتیب ۳/۷۹۱،

www.SID.ir

Archive of SID

۱/۵۸۸ و ۲۸/۷۹۳ برآورد شد که با نتایج گـزارش شـده در برخی نژادها مطابقت داشت [۱۴، ۲۴].

جدول ۱۱. برآورد اجزای (کو)واریانس و DIC توسط مدل‌های مختلف برای صفت وزن یک‌سالگی

مدل	$\sigma_a^2 \pm SE$	$\sigma_e^2 \pm SE$	$\sigma_c^2 \pm SE$	$\sigma_m^2 \pm SE$	$\sigma_{am} \pm SE$	$\sigma_p^2 \pm SE$	DIC
۱	۰/۰۲۹۳±۴/۶۸۲	۰/۰۲۵۷±۲۴/۱۹۲	–	–	–	۰/۰۱۵۱±۲۸/۸۷۴	۲۱۹۸۸/۴
۲	۰/۰۲۷۹±۳/۷۹۱	۰/۰۲۵۸±۲۳/۴۱۴	۰/۰۱۵۷±۱/۵۸۸	–	–	۰/۰۱۴۸±۲۸/۷۹۳	۲۱۹۷۹/۹
۳	۰/۰۲۹۶±۴/۵۳۳	۰/۰۲۶۰±۲۳/۸۴۸	–	۰/۰۰۸۳±۰/۵۷۷	–	۰/۰۱۹۵±۲۸/۹۵۹	۲۱۹۹۱/۳
۴	۰/۰۲۹۵±۴/۴۲۵	۰/۰۲۱۶±۲۴/۰۸۰	–	۰/۰۰۶۹±۰/۳۹۵	۰/۰۱۰۲±۰/۱۷۱	۰/۰۲۱۷±۲۹/۰۷۳	۲۱۹۹۹/۶
۵	۰/۰۲۶۲±۳/۹۵۴	۰/۰۲۵۷±۲۳/۲۸۸	۰/۰۱۶۹±۱/۲۰۴	۰/۰۰۶۹±۰/۴۵۹	–	۰/۰۱۹۰±۲۸/۹۰۷	۲۱۹۷۸/۱
۶	۰/۰۲۵۹±۳/۷۶۲	۰/۰۲۱۵±۲۳/۴۱۲	۰/۰۱۷۲±۱/۳۴۳	۰/۰۰۵۸±۰/۳۳۳	۰/۰۱۰۱±۰/۰۱۴	۰/۰۲۱۸±۲۸/۸۶۵	۲۱۹۸۱/۸

σ_a^2: واریانس ژنتیکی افزایشی دام،σ_e^2: واریانس باقی‌مانده، σ_c^2: واریـانس محـیط دائـم مـادری، σ_m^2: واریـانس ژنتیکـی افزایشـی مـادر، σ_p^2: واریـانس فنوتیپی،σ_{am}: کواریانس ژنتیکی مستقیم و مادری، DIC: معیار انحراف اطلاعات.

جدول ۱۲. مقادیر وراثت‌پذیری مستقیم، مادری و محیط دائمی برای مدل‌های مختلف وزن یک‌سالگی

مدل	h^2	m^2	pe^2
۱	۰/۰۰۰۹±۰/۱۶۱	–	–
۲	۰/۱۳۱±۰/۰۰۰۹	–	۰/۰۵۵±۰/۰۰۰۵
۳	۰/۱۵۶±۰/۰۰۰۹	۰/۰۱۹±۰/۰۰۰۲	–
۴	۰/۱۵۱±۰/۰۰۰۹	۰/۰۱۳±۰/۰۰۰۲	–
۵	۰/۰۰۰۹±۰/۱۳۸	۰/۰۰۰۲±۰/۰۱۵	۰/۰۰۰۵±۰/۰۴۱
۶	۰/۱۳۰±۰/۰۰۰۹	۰/۰۱۱±۰/۰۰۷۵	۰/۰۴۶±۰/۰۰۰۵

h^2: وراثت‌پذیری مستقیم حیوان، m2: وراثت‌پذیری مادری، pe^2: وراثت‌پذیری محیط دائمی مادر

مقادیر وراثت‌پذیری مستقیم با شش مدل دام بین ۰/۱۳۰ تا ۰/۱۶۱ متغیر بودند (جدول ۱۲) و در بهترین مدل (مدل۲) مقدار آن ۰/۱۳۱ بود. سهم ژنتیک مادر بـرای مـدل‌هـای دام بین یک تا دو درصد متغیر است. سهم محیطی دائمـی مـادر نسبت به ژنتیکی مادر بیشتر است و بین ۴/۵ تـا ۵/۵ درصـد تغییر می‌کند. اکثر مطالعات مقدار وراثت‌پذیری مسـتقیم وزن یک‌سالگی را بیشتر از تحقیق حاضر برآورد کرده‌اند. مقـادیر ۰/۳۴ و ۰/۱۵ به‌ترتیب برای نژادهای کردی و لری بختیـاری گزارش شده است [۲۱، ۲۴].

برآوردهای کمتر از تحقیق حاضـر نیـز بـرای گوسـفند سنجابی گزارش شـده اسـت [۱۹]. مقـدار وراثـت‌پـذیری محیطی دائمی مادری همان‌طور که انتظار می‌رود با افزایش

www.SID.ir

Archive of SID

سن به کمترین مقدار رسیده است. با افزایش سن، وابستگی بره به مادر کمتر شده و در نتیجه کمتر تحت تأثیر عامل محیطی مادر قرار می‌گیرد. نتایج پژوهش حاضر با نتایج سایر محققین مطابقت دارد [۲۴]. به‌طور کلی آنچه از شواهد می‌توان نتیجه گرفت اثر بیشتر آثار مادری (افزایشی و محیطی) در صفات قبل از شیرگیری نسبت به صفات بعد از شیرگیری است. مقدار وراثت‌پذیری دائمی محاسبه شده در تحقیق حاضر بالاتر از نتایج تحقیقات بعضی محققین بود [۲۴، ۳۲].

در تحقیق حاضر وراثت‌پذیری مستقیم در صفات وزنی از تولد تا یک‌سالگی نخست افزایش و سپس کاهش یافت که با نتایج سایر محققین هم‌خوانی داشت [۱، ۱۶]. دلیلی که می‌تواند سبب این روند نامنظم ضریب وراثت‌پذیری باشد، کاهش اثر عوامل مادری در سنین بالاتر است که ممکن است سبب افزایش واریانس فنوتیپی نسبت به واریانس افزایشی مستقیم در مخرج کسر شود و در نتیجه وراثت‌پذیری مستقیم، تخمین کمتری را برای سنین مختلف نشان می‌دهد. همچنین، دلیل دیگر پایین بودن وراثت‌پذیری وزن یک‌سالگی نسبت به سنین پایین‌تر احتمالاً می‌تواند به‌دلیل عکس‌العمل متفاوت بره‌ها در مقابل شرایط نامساعد تغذیه‌ای از سن نه ماهگی به بعد باشد.

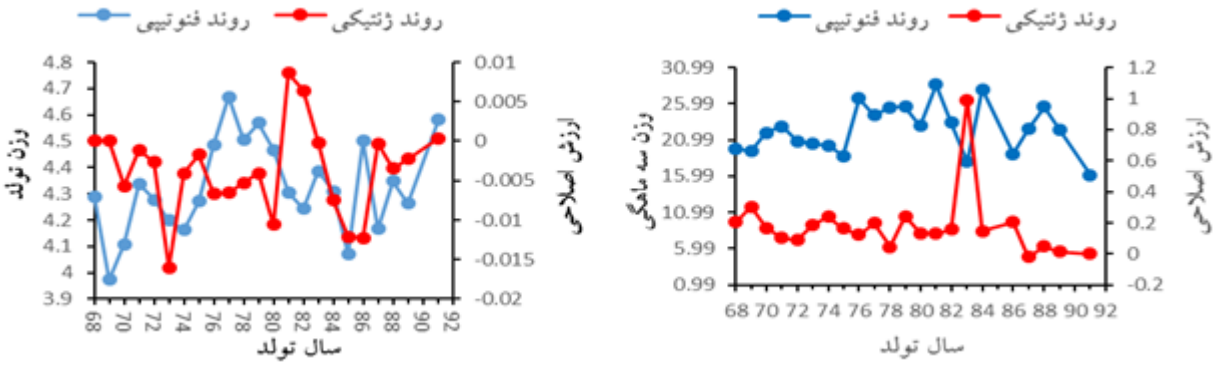
شکل‌های ۱ و ۲ روند ژنتیکی و فنوتیپی تمامی صفات وزن بدن از تولد تا یک‌سالگی را در طول سال‌های مختلف تولد نشان می‌دهند. روند ژنتیکی در تحقیق حاضر برای صفات وزن تولد و سه ماهگی به‌ترتیب ۰/۰۷- و ۱۴/۲ گرم در سال و مقادیر روند فنوتیپی برای این صفات به‌ترتیب ۸/۴ و ۷۴/۶ گرم در سال برآورد شدند. با توجه به شکل‌ها مشاهده می‌شود که روند فنوتیپی و ژنتیکی صفات از روند خاصی پیروی نمی‌کند و کاملاً نامنظم است. بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت که در گله برای این صفات برنامهٔ اصلاحی منظم و مشخصی وجود نداشته است. در جمعیت‌های مختلف گوسفند در ایران نتایج متفاوتی از روند ژنتیکی گزارش شده است: نژاد کردی طی سال‌های ۱۳۷۱-۱۳۸۷ برای وزن تولد و سه ماهگی به‌ترتیب ۵۳ و ۱۰۶ گرم در سال [۲۵] و روند ژنتیکی برای گوسفند زندی برای وزن تولد، سه، شش و نه ماهگی و یک‌سالگی براساس تجزیه تک‌صفتی به‌ترتیب ۲/۱، ۹۸/۵، ۸۹/۶۳، ۲۶/۱۰، ۴۱/۵۳ گرم و روند فنوتیپی به‌ترتیب ۸/۵- ، ۴۲۲/۲-، ۹۰/۶۰-، ۱۵۷/۱- و ۱۳۳/۳۲- گرم گزارش شده است [۲۶].

مقادیر روند ژنتیکی در تحقیق حاضر برای صفات شش، نه و یک‌سالگی ۲۱/۹ -، ۱۳/۷ و ۲۴/۹ گرم و مقدار روند فنوتیپی برای همین صفت‌ها به‌ترتیب ۸/۳، ۵۴/۳ و ۷۸/۳ گرم در سال برآورد شدند. مقادیر روند ژنتیکی و فنوتیپی برای تمامی صفات به‌جز روند ژنتیکی وزن سه ماهگی معنی‌دار نبود. زیاد بودن اشتباه معیار روند ژنتیکی و نوسان‌های ارزش اصلاحی حیوانات بررسی‌شده در سال‌های مختلف می‌تواند دلیل غیرخطی بودن روند ژنتیکی باشد [۲۴]. با توجه به بهترین مدل برای صفت وزن تولد، سه ماهگی (مدل۵) و شش ماهگی (مدل سه)، روند ژنتیکی مادری برای این صفات به‌ترتیب ۰/۰۴، ۱/۱- و ۱/۶ گرم در هر سال بدست آمد. مقدار روند ژنتیکی مادری برای این صفت‌ها نسبت به روند ژنتیکی مستقیم پایین‌تر بودند و از لحاظ آماری تنها تفاوت روند ژنتیک مادر و مستقیم وزن سه ماهگی معنی‌دار بود ($P<0/01$). روند ژنتیکی مستقیم برای وزن تولد و شش ماهگی منفی و برای سه ماهگی مثبت بدست آمد، اما روند ژنتیکی مادری برعکس نتایج روند ژنتیک مستقیم بود به‌طوری که برای وزن تولد و شش ماهگی مثبت و برای شش ماهگی نتایج منفی بدست آمد. دلیل تفاوت در علامت روندهای ژنتیکی مستقیم و

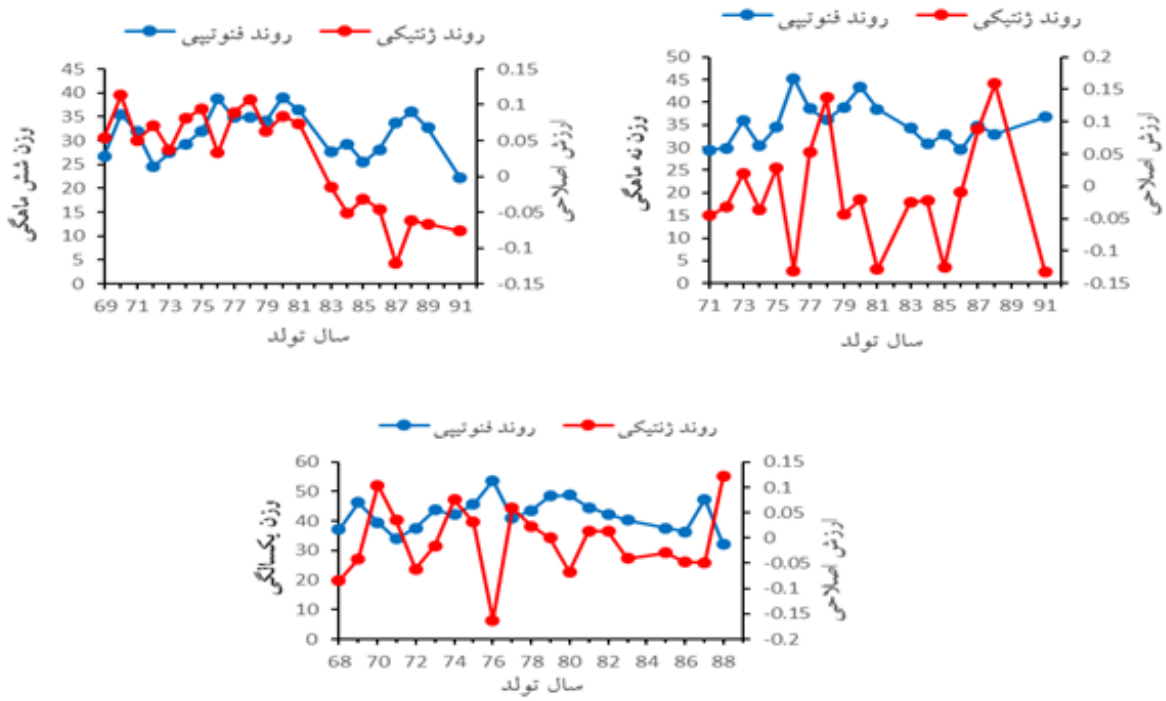
www.SID.ir

Archive of SID

مادری می‌تواند به‌دلیل همبستگی منفی ژنتیک مادری و مستقیم باشد که برای این صفت‌ها برآورد شده است.



شکل ۱. روند ژنتیکی و فنوتیپی وزن تولد و سه‌ماهگی



شکل ۲. روند فنوتیپی و ژنتیکی وزن شش، نه‌ماهگی و یک‌سالگی

برآوردهای حاصل از شش مدل دام در صفات تولد تا یک‌سالگی در گوسفند کردی نشانگر اهمیت آثار ژنتیکی مادری و محیط دائمی مادر بر صفات وزن تولد و سه ماهگی بره‌ها و اهمیت‌نداشتن آنها برای صفات وزن بدن بعد از زمان شیرگیری بود. همچنین، برای آنالیز ارقام کم، مانند ارقام مربوط به گوسفند، نتایج نشان داد که برآوردهای حاصل از روش آماری بیزی مطمئن‌تر از برآوردهای سایر روش‌های آماری متداول است. در نهایت بیشینه پاسخ انتخاب برای قابلیت مادری در نتیجهٔ انتخاب برای وزن‌های قبل از شیرگیری قابل انتظار است.

www.SID.ir

Archive of SID

منابع

[1]. Abbasi MA, Abdollahi-Arpanahi R, Maghsudi A, Vaez Torshizi R and Nejati-Javaremi 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.

[2]. Baneh H, Hafezian SH, Rashidi A and Gholizadeh M (2010) Estimation of genetic parameters of body weight traits in Ghezel sheep. Asian-Aust. Journal of Animal Science. 23: 149-153.

[3]. Berg A, Meyer R and Yu J (2004) Deviance information criterion for comparing stochastic volatility models. Journal of Business and Economic Statistics. 22: 107-120.

[4]. Farhangfar H, Saghi DA and Fathi Nasri MH (2008) Analysis of some environmental factors for growth parameters obtained from Gompertz nonlinear model in Kurdi sheep breed of Iran. Journal of Dairy Science. Vol. 91, Supplement 1, p. 202. (Abstract).

[5]. Firozee Maywan A (2008) Estimation of genetic parameters of growth traits in Kordi sheep with random regression model. MS.c Thesis. College of Agriculture. University of Zabol. (In Persian)

[6]. Ghafouri-kesbi F and Eskandarinasab MP (2008) An evaluation of maternal influences on growth traits: The Zandi sheep breed of Iran as an example. Journal ofAnimal Feed. Science. 17: 519-529.

[7]. Ghavihossein-zadeh N (2012) Bayesian estimates of genetic changes for body weight traits of Moghani sheep using Gibbs sampling. Tropical Animal Health and Production. 44: 531-536.

[8]. Ghavihossein-zadeh 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 of Agricultural Science. 148: 363-370.

[9]. Gowane GR, Chopra A, Prakash V and Arora AL (2010) Estimates of (co)variance components and genetic parameters for body weights and first greasy fleece weight in Malpura sheep. Livestock Production Science. 131: 94-101.

[10]. Jasouri M, lijani SA, Talebi R and Hasanzadeh Seyedi A (2013) nfluence of maternal effects on estimation of genetic parameters of growth traits in Ghezel sheep using bayesian via Gibbs sampling technique. Iranian Journal of Animal Science Research. 24(1): 20-28. (In Persian)

[11]. Kargar N, Abbasi MA and Shafiei M (2013) Estimation of genetic parameters and trends for some economic traits in Kermani sheep. Applied Animal Science Research Journal. 12:11-22. (In Persian)

[12]. Kargar N, Moradi Shahre Babak M, Moravej H, Rokoie M (2006) The estimation of genetic parameters for growth and wool traits in Kermani sheep. Pajouhesh & Sazandegi. 73: 88-95. (In Persian)

[13]. Kheirabadi K, Alijani S, Rafat SA and Moghaddam GH (2014) Comparison of Two different statistical methods in estimation of (co)variance components of milk production traits of Iranian Holstein cows. Journal of Ruminant Research. 1(4): 127-142. (In Persian)

[14]. Latifi M, Alijani S, Taghizadeh A and Moghaddam GH (2013) Estimation of genetic parameters for growth traits in Mehrabani sheep. Animal science Research. 24(2): 88-95. (In Persian)

www.SID.ir

Archive of SID

[15]. Maxa J, Noreberg E, Berg P and Pedersen J (2007) Genetic parameters for growth traits and litter size in Danish Texel, Shropshire, Oxford Down and Suffolk. Small Ruminant Research. 68: 87-91.

[16]. Miraei-Ashtiani SR, Seyedalian SA. R and Moradi Shahrbabak M (2007) Variance components and hertabilities for body weight traits in Sangsari sheep, using univariate and multivariate animal models. Small Ruminant Research. 73: 109-114.

[17]. Misztal I, Tsuruta S, Lourenco D, Aguilar I, Legarra A and Vitezica Z (2014) Manual for BLUPF90 family of programs. Available at http://nce.ads.uga.edu/wiki/lib/exe/fetch.php?media=blupf90_all2.pdf. University of Georgia, Athens. USA.

[18]. Mohammadi Y, Moradi Shahre Babak M and Sadeghi M (2011) Estimation of genetic, phenotypic and environmental trends of growth traits in Zandi sheep. Modern Genetics. 2(6): 49-57. (In Persian)

[19]. Mohammadi Y, Rashidi A, Mokhtari MS and Esmailizadeh AK (2010) Quantitative genetic analysis of growth traits and kleiber rations in Sanjabi sheep. Small Ruminant Research. 93: 83-93.

[20]. Mohammadi Y, Setaei Mokhtari M and Bahrami AM (2008) Estimation of genetic and environmental trends of some growth traits in Kordi sheep. Modern Genetics. 3(4): 29-36. (In Persian)

[21]. Naghavian S, Hasani S, Ahani Azari M, Khan Ahmadi AR and Saghi DA (2015) Estimation of Genetic and Phenotypic Trends for Some Growth Traits in Shirvan Kordi Sheep. Research on Animal Production. 6(12): 145-151. (In Persian)

[22]. Ozder M, Sezenler T, Onal AR and Ceyhan A (2009) Genetic and non-genetic parameter estimates for growth traits in Turkish Merino lambs. Journal of Animal and Veterinary Advances. 8(9): 1729-1734.

[23]. Prince LL, Gowane GR, Chopra A and Arora AL (2010) Estimates of (co)variance components and genetic parameters for growth traits of Avikalin sheep. Tropical Animal Health and Production. 42(6): 1093-1101.

[24]. Rashedi Dehsahraei A, Fayazi J, Vatankhah M and Beige nasiri MT (2013) Estimation of (Co) variance components and genetic parameters for growth traits in Lori–Bakhtiari lambs using a Bayesian approach via Gibbs sampling. Journal of Ruminant Research. 1(2): 109-127. (In Persian)

[25]. Rashidi A and Akhshi H (2007) Estimation of genetic and environmental trends of growth traits in Kurdi sheep. Iranian Journal of Agricultural Science. 38 (2): 329–335.

[26]. Samadi S, Hammati B, Honarvar M and Farhosh T (2012) Estimation of (Co)variance body weight traits in Zandi sheep with random regression model. Animal Science and Research Journal. 11: 33-42. (In Persian)

[27]. SAS institute (2003) SAS/STAT User Guide (Ver 9.1). SAS Institute, Inc., Cary, NC.

[28]. Shokrollahi Band Zandieh M (2012) Estimation of genetic parameters for body weights of Kurdish sheep in various ages using multivariate Animal models. African Journal Biotechnology. 11: 2119-2123.

[29]. Smith BJ (2007) Boa: An R Package for MCMC Output Convergence Assessment and Posterior Inference. Journal of Statistical Software. 21(11): 1-37.

www.SID.ir

Archive of SID

components and genetic parameters for growth traits in Suffolk lamps. Ciencia Rural, Santa Maria. 43(12): 2215-2220.

[30]. Supakorn C, Pralomkarn W and Anothaisinthawee S (2013) Estimation of genetic parameters and genetic trends for weight and body measurements at birth in sheep populations in Thailand. Songklanakarin Journal of Science and Technology. 35(1): 1-10.

[31]. Tamioso PR, Filho JLA, Dias LT and Teixeira RDA (2013) Estimation of (co)variance

[32]. Zishiri OT, Cloete SWP, Olivier JJ and Dzama K (2013) Genetic parameters for growth, reproduction and fitness traits in the South African Dorper sheep breed. Small Ruminant Research. 112: 39-48.

www.SID.ir

Archive of SID

Journal of
Animal Production
(College of Abouraihan – University of Tehran)
Vol. 19 ■ No. 2 ■ Summer 2017

Estimation of genetic parameters and trends for body weight traits from birth to yearling in Kurdi sheep of North Khorasan

Mohadeseh Namvar[1], Gholam Reza Dashab[2], Mohammad Rokouei[3], Hadi Faraji Arogh[4], Davoud Ali Saghi[5]*

1. M.Sc., Department of Animal Science, Collage of Agriculture, University of Zabol, Zabol, Iran
2. Assistant Professor of Genetic and Animal Breeding, Department of Animal Science, Collage of Agriculture, University of Zabol, Zabol, Iran
3. Associate Professor of Genetic and Animal Breeding, Department of Animal Science, Collage of Agriculture, University of Zabol, Zabol, Iran
4. Assistant Professor of Genetic and Animal Breeding, Department of Animal Breeding, Research Center of Special Domestic Animals, University of Zabol, Zabol, Iran
5. Assistant Researcher of Genetic and Animal Breeding, Department of Animal Breeding, Agricultural and Neutral Resource Center, Khorasan Razavi, Mashhad, Iran

Received: October 17, 2016 **Accepted: December 12, 2016**

Abstract

This study was performed to compare different models for estimation of direct and maternal heritability and also for obtaining of genetic trend for body weight traits in Kurdi sheep of North Khorasan. The records of body weight in birth (BW, 7345 records), 3-month (3W, 5905 records), 6-month (6W, 5294 records), 9-month (9W, 3800 records) and 12-month (12W, 3863 records) weight that collected during 1990 to 2013 by Sheep Breeding Station of Shirvan were used. Estimation of genetic parameters for different traits by using of six animal models was carried out by ThrGibbsf90 software. The most suitable model for each trait was determined based on Deviance Information Criterion (DIC). The estimates of direct heritability for BW, 3W, 6W, 9W and 12W traits were 0.172±0.0007, 0.257±0.0007, 0.351±0.0006, 0.120±0.0007 and 0.131±0.0009, respectively. In this study, the material genetic effect was significant for BW, 3W and 6W traits ($p<0.01$) and proportion of maternal permanent environmental variance to phenotypic variance was varied from 0.055 (12W) to 0.186 (BW). Although estimated heritability of maternal effects for body weight was lower in older ages, the result of this study showed that including maternal effects (maternal genetic and permanent environmental effect) in the statistical model could lead to more accurate estimation of genetic parameters for growth traits in all ages. The phenotypic trend for BW, 3W, 6W, 9W and 12W were 8.4, 74.6, 8.3, 54.3, 78.3 gr/year, respectively and direct additive genetic trend for mentioned traits was -0.07, 14.2, -21.9, 13.7, 24.9 gr/year, respectively. Therefore, the results of bayesian analysis are more reliable than convientioal statistical methods.

Keywords: animal model, bayesian estimation, heritability, maternal effect, model fitting

Email: dashab@uoz.ac.ir

www.SID.ir