



## برآورد پارامترهای ژنتیکی صفات زنده‌مانی و وزن تولد در گوسفند مغانی

یاسر آصفی<sup>۱</sup>، امیر رشیدی<sup>۲</sup>، محمد رزم کبیر<sup>۳</sup> و رامین حبیبی مزرعه خلفی<sup>۴</sup>

۱- دانش‌آموخته کارشناسی ارشد، ژنتیک و اصلاح دام، گروه علوم دامی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه کردستان

۲- استاد، گروه علوم دامی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه کردستان (نویسنده مسوول: arashidi@uok.ac.ir)

۳- استادیار، گروه علوم دامی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه کردستان

۴- دکتری، تغذیه دام، گروه علوم دامی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه زابل

تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۰۲/۲۴ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۰۱/۲۹

صفحه: ۱۱۴ تا ۱۲۰

### چکیده

در این پژوهش برای برآورد پارامترهای ژنتیکی صفات زنده‌مانی و وزن تولد به ترتیب از ۷۲۰۲ و ۶۵۸۵ رکورد جمع‌آوری شده در طی سال‌های ۱۳۷۴ تا ۱۳۸۸ توسط ایستگاه اصلاح نژاد گوسفند مغانی جعفرآباد استفاده شد. پارامترهای ژنتیکی با ۱۶ مدل مختلف در قالب مدل‌های دام، آستانه‌ای و پدیری با روش REML و با استفاده از نرم‌افزار ASReml برآورد شدند. جهت تعیین مدل مناسب برای هر صفت از معیار اطلاعات آکائیک (AIC) استفاده شد. مدل دام مناسب برای آنالیز وزن تولد، شامل اثرات ژنتیکی افزایشی مستقیم، ژنتیکی افزایشی مادری و محیط مشترک بود. برای زنده‌مانی مدل دام شامل اثرات ژنتیکی افزایشی مستقیم، ژنتیکی افزایشی مادری، محیط دائمی مادری، محیط مشترک و کوواریانس بین ژنتیک افزایشی مستقیم و مادری بود. همچنین مدل دام مناسب برای آنالیز زنده‌مانی با استفاده از مدل پدیری شامل اثرات ژنتیکی افزایشی مستقیم و محیط مشترک بود. وراثت‌پذیری مستقیم برای وزن تولد  $0.09 \pm 0.02$  بود. وراثت‌پذیری مستقیم زنده‌مانی با استفاده از مدل دام و پدیری به ترتیب  $0.02 \pm 0.07$  و  $0.02 \pm 0.05$  بود، که پس از تصحیح به  $0.22$  و  $0.15$  افزایش یافت. همچنین وراثت‌پذیری زنده‌مانی با مدل آستانه‌ای  $0.10 \pm 0.03$  برآورد شد. همبستگی ژنتیکی، محیطی و فنوتیپی بین وزن تولد و زنده‌مانی به ترتیب  $0.24 \pm 0.16$ ،  $0.02 \pm 0.08$  و  $0.01 \pm 0.07$  برآورد شد. در نظر گرفتن عوامل محیطی از جمله اثرات محیطی مشترک برای برآورد ناریب پارامترهای ژنتیکی ضروری است.

واژه‌های کلیدی: گوسفند مغانی، وزن تولد، زنده‌مانی، پارامترهای ژنتیکی

### مقدمه

افزایش بهره‌وری تولید بر اساس بهبود ژنتیکی از دیرباز مورد توجه پرورش‌دهندگان دام بوده است. میزان موفقیت برنامه‌های اصلاح نژاد در بهبود راندمان تولید در حیوانات، بستگی به میزان وراثت در بروز تنوع مشاهده شده در صفات اقتصادی دام‌ها، شناسایی حیوانات دارای ژن‌های مطلوب و انتخاب والدین برتر برای تولید مثل دارد. میزان پیشرفت در بهبود عملکرد حیوانات در گرو به کارگیری استراتژی‌های مناسب اصلاح نژاد و روش‌های انتخاب می‌باشد. با برآورد ضریب وراثت‌پذیری و همبستگی ژنتیکی بین صفات، به‌کارگیری بهترین روش انتخاب و برآورد پیشرفت ژنتیکی حاصل از انتخاب امکان‌پذیر خواهد بود (۷). با توجه به اینکه گوسفند مغانی قابلیت مناسبی برای تولید بره‌های سنگین وزن دارد، یک نژاد گوشتی محسوب شده و هدف اصلی از پرورش این نژاد تولید گوشت است (۷). وزن تولد در کنار سایر صفات تولیدی در گوسفند از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. برآورد پارامترهای ژنتیکی و اهمیت اثرات عوامل ژنتیکی افزایشی مستقیم و مادری بر صفات رشد در گوسفند برای طراحی برنامه‌های اصلاح نژاد، درک بهتر نحوه توارث صفات رشد، پیش‌بینی ارزش اصلاحی و پیش‌بینی پاسخ مورد انتظار از برنامه‌های انتخاب ضروری است. علاوه بر اثرات ژنتیکی افزایشی مستقیم، اثرات عوامل ژنتیکی افزایشی و محیطی مادری نیز بر تغییرات وزن تولد مؤثر است (۳،۷). همچنین میزان سودآوری در حرفه پرورش گوسفند تحت تأثیر میزان زنده‌مانی بره‌هاست. میزان زنده‌مانی بره‌ها هم تحت تأثیر توانایی‌های مادری، ژنتیک بره، عوامل محیطی مختلف، بیماری‌ها و عوامل عفونت‌زا می‌باشد (۱۶،۲۲). نتایج برخی از

پژوهش‌های انجام گرفته نشان داده است، وراثت‌پذیری صفت زنده‌مانی پس از تولد تا شیرگیری در گوسفندان نژاد صورت سیاه اسکاتلندی  $0.18$  تا  $0.25$  می‌باشد (۲۳). همچنین برخی از پژوهشگران ضریب وراثت‌پذیری مرگ و میر بزغاله‌های مرخ را از تولد تا شیرگیری  $0.29$  گزارش کرده‌اند. این نتایج نشان داده است که صفت زنده‌مانی توارث‌پذیر بوده و با انتخاب می‌توان آنرا بهبود بخشید (۲۰). به‌رغم اهمیت اقتصادی این صفت، زنده‌مانی بره‌ها در برنامه‌های اصلاحی نژادهای مختلف گوسفند کمتر مورد توجه قرار گرفته است. بنابراین برای منظور نمودن این صفت در برنامه‌های اصلاح‌نژاد و بهبود ژنتیکی آن، برآورد پارامترهای ژنتیکی صفت زنده‌مانی مورد نیاز می‌باشد (۱۶،۲۲). هدف از این پژوهش برآورد پارامترهای ژنتیکی صفات زنده‌مانی و وزن تولد در گوسفندان نژاد مغانی می‌باشد.

### مواد و روش‌ها داده‌ها و اطلاعات

در این پژوهش به منظور برآورد پارامترهای ژنتیکی از رکوردهای مربوط به صفات وزن تولد و زنده‌مانی بره از تولد تا شیرگیری به ترتیب از ۶۵۸۵ و ۷۲۰۲ رکورد که طی سال‌های ۱۳۷۴ تا ۱۳۸۸ در ایستگاه جعفرآباد مغان جمع‌آوری شده بود استفاده شد. اطلاعات مورد استفاده شامل اطلاعات کامل شجره، رکورد صفات، و عوامل محیطی مؤثر بر صفات شامل سال تولد، جنس، تیپ تولد و سن مادر بودند. جهت برآورد پارامترهای ژنتیکی، ابتدا کلیه اطلاعات در قالب فایل داده‌ها در نرم‌افزار Excel ذخیره و در چند نوبت با استفاده از بخش‌های گوناگون این برنامه و Visual Foxpro 8.0 مورد

بازنگری و تصحیح قرار گرفت. برهه‌هایی که پدر و مادر نامشخص داشتند یا سن مادر آنها معلوم نبود از فایل داده‌ها حذف شدند. برای برآورد اثرات عوامل ثابت از نرم‌افزار

جدول ۱- آمار توصیفی داده‌های مربوط به صفات وزن تولد و زنده‌مانی در گوسفند مغانی

Table 1. Descriptive statistics of birth weight and survival traits in Moghani sheep

آمار توصیفی زنده‌مانی		آمار توصیفی وزن تولد	
۷۲۰۲	تعداد رکورد	۶۵۸۵	تعداد رکورد
۲۳۷	تعداد پدر	۲۰۶	تعداد پدر
۱۳۱۸	تعداد مادر	۱۱۷۶	تعداد مادر
۸۹	میانگین (درصد)	۴/۶۱	میانگین (کیلوگرم)
۳۱	انحراف معیار (درصد)	۰/۷۹	انحراف معیار (کیلوگرم)
.	حداقل	۲	حداقل (کیلوگرم)
۱	حداکثر	۷	حداکثر (کیلوگرم)

مناسب‌ترین مدل انتخاب شد. همچنین میزان وراثت‌پذیری رای صفت زنده‌مانی با استفاده از رابطه ۲ تصحیح شد. به دلیل اینکه صفت زنده‌مانی یک صفت باینری می‌باشد و داده‌ها دارای توزیع نرمال نیستند، تصحیح مقدار وراثت‌پذیری برآورد شده با رابطه ۲ ضروری است. رابطه ۲:

به منظور تهیه فایل زنده‌مانی، برهه‌هایی که از تولد تا شیرگیری زنده بودند کد یک و برهه‌هایی که تلف شده بودند کد صفر اختصاص داده شد. در این پژوهش جهت برآورد پارامترهای ژنتیکی وزن تولد و زنده‌مانی با مدل دام از مدل‌های ۱ تا ۱۲ زیر استفاده شد. همچنین علاوه بر مدل‌های فوق برای برآورد ضریب وراثت‌پذیری زنده‌مانی از مدل‌های پدری و مدل آستانه‌ای پدری (مدل‌های ۱۳ تا ۱۶) نیز استفاده شد.

$$h_{underlying}^2 = \frac{h_{observed}^2(1-p)}{i^2p}$$

در این رابطه  $h_{underlying}^2 =$  وراثت‌پذیری تصحیح شده،  $h_{observed}^2 =$  وراثت‌پذیری مشاهده شده،  $p =$  میزان زنده‌مانی و  $i =$  شدت انتخاب معادل زنده‌مانی می‌باشد.

$y = Xb + Z_a a + e$	مدل ۱
$y = Xb + Z_a a + Z_c c + e$	مدل ۲
$y = Xb + Z_a a + Z_m m + e$	مدل ۳
$y = Xb + Z_a a + Z_m m + e$	مدل ۴
$y = Xb + Z_a a + Z_m m + Z_c c + e$	مدل ۵
$y = Xb + Z_a a + Z_m m + Z_c c + e$	مدل ۶
$y = Xb + Z_a a + Z_l l + e$	مدل ۷
$y = Xb + Z_a a + Z_c c + Z_l l + e$	مدل ۸
$y = Xb + Z_a a + Z_m m + Z_l l + e$	مدل ۹
$y = Xb + Z_a a + Z_m m + Z_l l + e$	مدل ۱۰
$y = Xb + Z_a a + Z_m m + Z_c c + Z_l l + e$	مدل ۱۱
$y = Xb + Z_a a + Z_m m + Z_c c + Z_l l + e$	مدل ۱۲
$y = Xb + Z_s s + e$	مدل ۱۳
$y = Xb + Z_s s + Z_c c + e$	مدل ۱۴
$y = Xb + Z_s s + Z_l l + e$	مدل ۱۵
$y = Xb + Z_s s + Z_c c + Z_l l + e$	مدل ۱۶

### نتایج و بحث

#### عوامل محیطی مؤثر بر صفات

برای برآورد پارامترهای ژنتیکی ابتدا باید میزان تأثیر عوامل محیطی بر روی صفات مورد مطالعه مشخص گردد. از مهم‌ترین عوامل محیطی مؤثر بر صفات قبل شیرگیری می‌توان سال تولد، جنس، تیپ تولد و سن مادر را نام برد (۱۵). در جدول ۲ نتایج مربوط به اثرات عوامل محیطی مؤثر بر صفات وزن تولد و زنده‌مانی نشان داده شده است. سال تولد تأثیر معنی‌داری بر وزن تولد و زنده‌مانی داشت ( $p < 0/01$ ). اثر معنی‌دار سال تولد بر صفات مورد مطالعه به دلیل تغییرات شرایط آب و هوایی در سال‌های مختلف شامل میزان بارندگی، مدیریت، تغذیه، بهداشت و ... می‌باشد (۱۶، ۲۲). اثر جنس بره بر وزن تولد و زنده‌مانی معنی‌دار بود ( $p < 0/01$ ). وزن تولد نرها بیشتر از ماده‌ها بود. میانگین وزن تولد بره‌های نر ۰/۳۶ کیلوگرم سنگین‌تر از بره‌های ماده بود. اثر معنی‌دار جنس بر وزن تولد به دلیل هورمون‌ها و سیستم غدد درون‌ریز متفاوت در دو جنس می‌باشد (۱۵). پژوهشگران گزارش کرده‌اند حساسیت به محیط در جنس نر بیشتر از جنس ماده می‌باشد بنابراین مرگ و میر نرها بیشتر بود (۵).

اثرات تیپ تولد بر وزن تولد و زنده‌مانی معنی‌دار بود ( $p < 0/01$ ). به طوری که وزن بره‌های تک قلو نسبت به دوقلوها و دوقلوها نسبت به سه قلوها بیشتر بود. تفاوت میانگین وزن بره‌های تک قلو با دوقلو و سه قلو به ترتیب ۰/۷۶ و ۱/۶۰ کیلوگرم بود. همانطور که ملاحظه می‌شود، با افزایش دوقلوزایی و سه قلوذایی میزان وزن تولد نیز کاهش

در مدل‌های فوق  $y$ : بردار مشاهدات،  $b$ : بردار اثرات عوامل ثابت،  $a$ : بردار اثرات ژنتیکی مستقیم،  $m$ : بردار اثرات ژنتیکی افزایش مادری،  $c$ : بردار اثرات محیطی دائمی مادری،  $l$ : بردار اثرات محیط مشترک مادری،  $s$ : بردار اثرات ژنتیکی افزایشی مستقیم قوچ،  $e$ : بردار اثرات باقیمانده و  $A$ : ماتریس روابط خویشاوندی است، همچنین  $X, Z_a, Z_c, Z_m, Z_l, Z_s$  ماتریس‌های طرح هستند، که به ترتیب ارتباط اثرات عوامل ثابت، ژنتیکی افزایشی مستقیم، محیطی دائمی مادری، ژنتیکی افزایشی مادری، محیط مشترک و ژنتیکی افزایشی مستقیم قوچ را با بردار مشاهدات برقرار می‌کنند. همچنین  $\sigma_{am}$  کوواریانس بین اثرات ژنتیکی افزایشی مستقیم و ژنتیکی افزایشی مادری را نشان می‌دهد. جهت تعیین مناسب‌ترین مدل از آزمون AIC (رابطه ۱) استفاده شد (۲۰).

$$AIC_i = -2 \log L_i + 2 p_i \quad \text{رابطه ۱}$$

در این رابطه:  $AIC_i$ : معیار آکائیک،  $\log L_i$ : نسبت لگاریتم درست نمائی و  $P_i$ : تعداد پارامترهای موجود در مدل است. در نهایت مدلی که کمترین مقدار آکائیک را داشت به عنوان

بره‌های حاصل از میش‌های جوان‌تر سبک‌تر بودند. دلیل آن ممکن است اندازه‌ی کوچک بدن در میش‌های جوان‌تر باشد (۱۴). بره‌های حاصل از میش‌های ۵-۷ ساله زنده‌مانی بیشتری را نسبت به بره‌های حاصل از میش‌های جوان داشتند. به دلیل اینکه این میش‌ها شیر بیشتری هم تولید می‌کنند، بنابراین زنده‌مانی بره‌های آنها بیشتر است (۱۱). نتایج پژوهش حاضر از تأثیر عوامل محیطی بر روی صفات مورد مطالعه با مطالعات رشیدی و همکاران در گوسفند کرمانی (۱۹)، چنیترو و همکاران در گوسفند دیمان (۳) و ریگو و همکاران در گوسفند صورت سیاه اسکاتلندی (۲۱) مطابقت داشت.

می‌یابد. دلایل آن عواملی چون محدود بودن فضای رحم و عدم تغذیه‌ی کافی چند قلوها نسبت به تک قلوها در زمان آبستنی می‌باشد (۷). درصد زنده‌مانی بره‌های یک قلو نسبت به بره‌های دو قلو و دو قلو نسبت به سه قلو بیشتر بود. بنابراین با افزایش دوقلوزایی و سه قلو زایی میزان مرگ و میر نیز افزایش می‌یابد. دلیل بالا بودن زنده‌مانی در تک قلوها احتمالاً بالا بودن وزن تولد بره‌های تک قلو، مصرف شیر بیشتر و پرستاری مناسب‌تر مادر می‌باشد (۲۱). سن مادر تأثیر معنی‌داری بر صفت وزن تولد و زنده‌مانی بره‌ها داشت (۰/۰۱ < p). بره‌های حاصل از میش‌های ۶ ساله وزن تولد بیشتری نسبت به بره‌های حاصل از سایر میش‌ها داشتند.

جدول ۲- میانگین حداقل مربعات سطوح مختلف عوامل ثابت بر صفات مورد مطالعه

Table 2. Mean least squares of different levels of fixed factors on studied traits

عوامل ثابت	تعداد رکورد	میانگین (کیلوگرم)	وزن تولد	تعداد رکورد	عوامل ثابت
سال تولد		**			درصد
جنس		**			تعداد رکورد
نر	۳۲۹۲	۴/۳۰ <sup>a</sup> ±۰/۰۳			۸۳/۸ <sup>b</sup> ±۱
ماده	۳۲۹۳	۳/۹۷ <sup>b</sup> ±۰/۰۳			۸۴/۳ <sup>a</sup> ±۱
تیپ تولد		**			تعداد رکورد
تک قلو	۴۱۲۴	۴/۹۷ <sup>a</sup> ±۰/۰۱			۴۵۰۴
دو قلو	۳۲۹۷	۴/۱۳ <sup>b</sup> ±۰/۰۱			۲۶۲۴
سه قلو	۶۴	۳/۳ <sup>c</sup> ±۰/۰۸			۶۴
سن مادر		**			تعداد رکورد
۲ ساله	۱۴۴۱	۳/۷۳ <sup>d</sup> ±۰/۰۳			۱۶۳۲
۳ ساله	۱۳۲۱	۴/۱۱ <sup>c</sup> ±۰/۰۳			۱۴۴۱
۴ ساله	۱۲۹۴	۴/۳ <sup>b</sup> ±۰/۰۳			۱۴۲۰
۵ ساله	۱۰۸۹	۴/۲۳ <sup>b</sup> ±۰/۰۳			۱۲۰۶
۶ ساله	۸۰۴	۴/۳۳ <sup>a</sup> ±۰/۰۳			۸۵۷
۷ ساله	۶۳۶	۴/۲۰ <sup>b</sup> ±۰/۰۴			۶۴۶

\*\* ۰/۰۱ < p میانگین‌هایی که در هر زیر کلاس دارای حروف متفاوت هستند با هم تفاوت معنی‌دار دارند.

### انتخاب مدل مناسب

مستقیم، ژنتیکی افزایشی مادری و محیط مشترک بود. ولی مناسب‌ترین مدل برای صفت زنده‌مانی مدل ۱۲ که شامل، اثرات ژنتیکی افزایشی مستقیم، ژنتیکی افزایشی مادری، محیطی دائمی مادری، محیط مشترک و کوواریانس بین ژنتیک افزایشی مستقیم و مادری بود.

نتایج مربوط به آزمون معیار آکائیک برای تعیین مناسب‌ترین مدل در جدول ۳ و ۴ نشان داده شده است. چنانچه نتایج نشان داده است، بهترین مدل برای صفت وزن تولد مدل ۹ بود. این مدل شامل، اثرات ژنتیکی افزایشی

جدول ۳- معیار آکائیک\* برای تعیین مدل دام مناسب

Table 3. Akaike Criterion\* to determine the appropriate animal model

مدل	وزن تولد	زنده‌مانی
۱	۳۳۰/۲۴	۸۳/۹۸
۲	۲۰۱/۷۱	۷۳/۹۴
۳	۱۸۸/۹۱	۸۱/۷۸
۴	۱۸۹/۸۱	۶۹/۳۸
۵	۱۷۹/۸۵	۷۵/۹۴
۶	۱۸۰/۷۷	۶۶/۱۶
۷	۸۰/۹۹	۵/۹۶
۸	۲۵/۲۳	۷/۹۶
۹	.	۷/۹۶
۱۰	۰/۸۴	۲۷/۳۲
۱۱	۰/۴۳	۹/۹۶
۱۲	۱/۲۲	.

\*\* تمام اعداد هر ستون از کمترین عدد (مناسب ترین مدل) کسر شده است.

برآورد مؤلفه‌های واریانس-کوواریانس و پارامترهای ژنتیکی و اهمیت نسبی مؤلفه‌های ژنتیکی برای طراحی برنامه‌های اصلاح نژادی، درک بهتر مکانیسم توارث صفات، پیش‌بینی ارزش اصلاحی، پیش‌بینی پاسخ مورد انتظار از برنامه‌های

همچنین مناسب‌ترین مدل برای صفت زنده‌مانی با استفاده از مدل پدري مدل ۳ که شامل، اثرات ژنتیکی افزایشی مستقیم قوچ و محیط مشترک بود.

### برآورد پارامترهای ژنتیکی

می‌شود ضریب وراثت‌پذیری مادری بیشتر از وراثت‌پذیری مستقیم می‌باشد.

انتخاب و به‌کارگیری روش مناسب انتخاب برای صفات مهم اقتصادی ضروری است (۱۶،۱۵). همان‌طور که مشاهده

جدول ۴- معیار آکائیک\* برای تعیین مدل پدری مناسب

Table 4. Akaike Criterion\* to determine the appropriate Sir model

مدل	زنده‌مانی
۱	۸۵/۵۴
۲	۶۷/۱
۳	.
۴	۱/۹۴

\*: تمام اعداد ستون از کمترین عدد (مناسب‌ترین مدل) کسر شده است.

نتایج اورت هینکس و همکاران در گوسفند نیوزیلند (۴) مطابقت دارد. ضریب وراثت‌پذیری حاصل از مدل دام پس از تصحیح برای روابط مقیاس (Scale Relationships) با استفاده از رابطه ۲ به ۰/۲۲ افزایش یافت. نتایج حاصل با پژوهش‌های رشیدی و میرزامحمدی در گوسفند ایران بلک (۱۸) و میرزامحمدی و همکاران در گوسفند بلوچی (۱۳) مطابقت داشت.

چنانچه داده‌های جدول ۵ نشان داد وراثت‌پذیری مستقیم و نسبت واریانس محیطی مشترک به واریانس فنوتیپی با استفاده از مناسب‌ترین مدل پدری (مدل ۳) برای صفت زنده‌مانی به ترتیب ۰/۰۲±۰/۰۵ و ۰/۰۲±۰/۱۸ برآورد شد. نتایج وراثت‌پذیری مستقیم حاصل از این پژوهش با گزارشات رشیدی و میرزامحمدی در گوسفند ایران بلک (۱۸) و میرزامحمدی و همکاران در گوسفند بلوچی (۱۳) مطابقت دارد. همان‌طور که ملاحظه می‌شود اثرات محیطی مشترک با استفاده از این مدل (مدل پدری) همانند مدل دام معنی‌دار می‌باشد.

ضریب وراثت‌پذیری تصحیح شده در این مدل ۰/۱۵ برآورد گردید. نتایج حاصل از این پژوهش با نتایج گزارش شده توسط سایر محققین مطابقت داشت (۱۸). اگر چه ضریب وراثت‌پذیری تصحیح شده با مدل پدری تا حدودی کمتر از مدل دام است، اما با توجه به اینکه نه‌های مولد نسبت به مولدین ماده تعداد نتاج بیشتری داشته و مهم‌ترین نقش را در تغییر فراوانی ژن در جمعیت را دارند، استفاده از مدل پدری نسبت به مدل دام برای برآورد پارامترهای ژنتیکی صفت زنده‌مانی یا مرگ و میر اهمیت بیشتری دارد (۱۵). برآورد وراثت‌پذیری مستقیم با استفاده از مدل آستانه‌ای (لجستیک) برای صفت زنده‌مانی ۰/۱۰±۰/۳۰ بود. وراثت‌پذیری برآورد شده در این پژوهش با استفاده از این مدل با گزارشات رشیدی و همکاران در بز مرکز (۲۰) مطابقت دارد. همان‌طور که مشاهده می‌شود وراثت‌پذیری مستقیم برآورد شده در این مدل (مدل آستانه‌ای) بیشتر از مقادیر برآورد شده در مدل‌های دام و پدری است. دلایل پایین بودن آن در دو مدل دام و پدری مرکب بودن این صفت و اینکه عوامل زیادی بر زنده‌مانی تأثیر دارند (۱). همچنین ماهیت آستانه‌ای بودن این صفت و کم بودن واریانس ژنتیکی افزایشی مستقیم در مدل‌های خطی می‌باشد. این برآوردها نشان می‌دهد که برخلاف برآوردهای حاصل از مدل‌های خطی، همبستگی بین رکوردهای مختلف تولیدی برای صفات آستانه‌ای با استفاده از مدل آستانه‌ای بسیار مهم است، به‌طوری که تصمیم‌گیری در

اثرات مادری بر اوزان قبل از شیرگیری اغلب معنی‌دار ولی با افزایش سن بره ضریب وراثت‌پذیری مادری کاهش ولی وراثت‌پذیری مستقیم افزایش می‌یابد (۱۵،۱۶). پژوهشگران گزارش کرده‌اند بخش قابل توجهی از تنوع در صفات رشد گوسفند مربوط به اثرات مادری (وراثت‌پذیری مادری و نسبت واریانس محیطی دائمی مادری به واریانس فنوتیپی) بوده و با افزایش سن بره تأثیر آن کمتر می‌شود (۱۵،۱۶). چون وابستگی بره به مادر کاهش می‌یابد (۷). نتایج وراثت‌پذیری مستقیم و مادری حاصل از این پژوهش با نتایج گزارش شده رشیدی و همکاران در گوسفند کرمانی (۱۹) و ریگو و همکاران در گوسفند صورت سیاه اسکاتلندی (۲۱) مطابقت دارد. اما با نتایج گزارش شده توسط سیهان و همکاران در گوسفند سگیز (۲) و میرائی آشتیانی و همکاران در گوسفند سنگسری (۱۲) مغایرت داشت. احتمالاً دلایل متفاوت بودن نتایج وراثت‌پذیری مستقیم و مادری، خصوصیات ژنتیکی متفاوت بین نژادها، شرایط محیطی متفاوت، کامل بودن یا نبودن شجره و نوع استفاده از مدل آماری مورد استفاده برای برآورد پارامترهای ژنتیکی می‌باشد.

همان‌طور که مشاهده می‌شود نسبت واریانس محیطی مشترک به واریانس فنوتیپی معنی‌دار است. یعنی وزن تولد به شدت تحت تأثیر اثرات محیطی مشترک قرار دارد. لذا در مطالعه این صفت باید اثرات محیطی مشترک در مدل منظور شود. نتایج حاصل از این پژوهش با گزارشات رشیدی و همکاران در بز مرکز (۲۰) مطابقت داشت. در صورت در نظر نگرفتن اثرات مادری در مدل، مقدار برآورد واریانس ژنتیکی افزایشی مستقیم بیشتر از مقدار واقعی و در نتیجه برآورد وراثت‌پذیری اریب خواهد بود (۹). وراثت‌پذیری مستقیم، وراثت‌پذیری مادری، نسبت واریانس محیطی دائمی مادری به واریانس فنوتیپی، نسبت واریانس محیطی مشترک به واریانس فنوتیپی و همبستگی ژنتیکی افزایشی مستقیم و مادری با استفاده از مناسب‌ترین مدل دام (مدل ۱۲) برای صفت زنده‌مانی به ترتیب ۰/۰۲±۰/۰۰۲، ۰/۰۷±۰/۰۰۱، ۰/۰۲±۰/۰۰۱، ۰/۰۲±۰/۰۰۱، ۰/۱۸±۰/۰۲۰ و ۰/۹۴±۰/۰۱۰- برآورد گردید. نتایج وراثت‌پذیری مستقیم و مادری حاصل از این پژوهش با گزارشات رشیدی و میرزامحمدی در گوسفند ایران بلک (۱۸) و هاتچر و همکاران در گوسفند مرینو استرالیایی (۶) در یک دامنه قرار دارند. اما با گزارشات سیهان و همکاران در گوسفند سگیز (۲) مطابقت نداشت. برآورد منفی همبستگی ژنتیکی مستقیم و مادری نشان می‌دهد که تأثیرات آنها با یکدیگر هم‌جهت نمی‌باشد. نتایج حاصل از این پژوهش با

مدل‌های خطی از مدل‌های آستانه‌ای کمتر نیست (۱۸). لذا می‌توان استنباط کرد این صفت به‌میزان زیادی تحت توارث قرار دارد و بخشی از تنوع موجود در این صفت به‌دلیل اثرات ژنتیکی افزایشی می‌باشد. بنابراین می‌توان از طریق به‌کارگیری تکنیک‌های اصلاح دام در کنار بهبود شرایط محیطی و مدیریتی میزان زنده‌مانی در بره‌ها را افزایش داد. همان‌طور که مشاهده می‌شود نتایج حاصل با استفاده از مدل‌های مختلف این صفت به‌شدت تحت تأثیر اثرات محیطی مشترک قرار دارد. لذا در مطالعه این صفت باید اثرات محیطی مشترک در مدل منظور شود (۱۳).

مورد حذف می‌شود بر اساس یک رکورد از صفات آستانه دارای دقت کافی خواهد بود (۱۷). به‌طور کلی اغلب بین پژوهشگران در خصوص استفاده از مدل مناسب جهت آنالیز صفات آستانه‌ای اختلاف نظر وجود دارد. برخی از پژوهشگران گزارش کرده‌اند، برآورد پارامترهای ژنتیکی با استفاده از مدل‌های خطی برای صفات آستانه‌ای اریب می‌باشد. بر این اساس در دهه هشتاد میلادی مدل‌های آستانه‌ای جهت برآورد پارامترهای ژنتیکی صفات آستانه‌ای از طرف برخی پژوهشگران پیشنهاد شد. اما در دهه نود برخی پژوهشگران گزارش کردند، اهمیت برآوردهای تصحیح شده حاصل از

جدول ۵- پارامترهای ژنتیکی برآورد شده با مناسب‌ترین مدل

Table 5. Genetic parameters estimated with the most appropriate model

پارامتر*	مدل دام		مدل پدیری		آستانه‌ای	
	وزن تولد	زنده‌مانی	زنده‌مانی	زنده‌مانی	زنده‌مانی	زنده‌مانی
$h_a^2 \pm S.E$	$0.09 \pm 0.02$	$0.070 \pm 0.002$	-	-	-	-
$h_s^2 \pm S.E$	-	-	$0.05 \pm 0.02$	-	-	-
$h_m^2 \pm S.E$	$0.13 \pm 0.01$	$0.02 \pm 0.001$	-	-	-	-
$c^2 \pm S.E$	-	$0.002 \pm 0.001$	-	-	-	-
$I^2 \pm S.E$	$0.33 \pm 0.02$	$0.18 \pm 0.020$	$0.18 \pm 0.02$	-	-	-
$\Gamma_{a,m} \pm S.E$	-	$-0.941 \pm 0.010$	-	-	-	-
$\sigma_p^2$	$0.3712$	$0.494$	$0.492$	-	$1/2661$	$0.30 \pm 0.01$
$h_{logit}^2 \pm S.E$	-	-	-	-	-	-
$h_{underlying}^2$	-	$0.22$	$0.15$	-	-	-

\* $h_a^2$  = وراثت‌پذیری مستقیم،  $h_s^2$  = وراثت‌پذیری مستقیم قوچ،  $h_m^2$  = وراثت‌پذیری مادری،  $c^2$  = نسبت واریانس محیطی دائمی مادری به واریانس فنوتیپی،  $I^2$  = نسبت واریانس محیطی مشترک به واریانس فنوتیپی،  $\Gamma_{a,m}$  = همبستگی بین اثرات ژنتیکی افزایشی مستقیم و مادری،  $\sigma_p^2$  = واریانس فنوتیپی،  $h_{logit}^2$  = وراثت‌پذیری لجستیک،  $h_{underlying}^2$  = وراثت‌پذیری تصحیح شده.

### همبستگی بین صفات

همبستگی ژنتیکی حاصل از این پژوهش با گزارشات ریگو و همکاران در گوسفند صورت سیاه اسکاتلندی (۲۱) مطابقت داشت. همبستگی محیطی مثبت بین این دو صفت نشان داد که با بهبود فاکتورهای محیطی برای وزن تولد میزان زنده‌مانی نیز افزایش می‌یابد. پژوهشگران گزارش کرده‌اند بهبود کیفیت و کمیت خوراک در طی شش هفته آخر آبستنی بز آبستن تأثیر مثبتی را بر زنده‌مانی بزغاله‌ها دارد (۲۰). همبستگی محیطی حاصل از این پژوهش با نتایج پژوهش میرزاحمدی و همکاران در گوسفند بلوچی (۱۳) مطابقت دارد. همبستگی فنوتیپی حاصل از این پژوهش با گزارشات رشیدی و همکاران در بز مرخز (۲۰) تا حدودی در یک دامنه قرار دارند.

همبستگی ژنتیکی، فنوتیپی و محیطی بین صفات مورد مطالعه در جدول ۶ ارائه گردیده است. چنانچه داده‌های این جدول نشان می‌دهد همبستگی ژنتیکی، فنوتیپی و محیطی بین صفات وزن تولد و زنده‌مانی به‌ترتیب  $0.61 \pm 0.24$ ،  $0.07 \pm 0.01$  و  $0.08 \pm 0.02$  برآورد گردید. همبستگی ژنتیکی نسبت به همبستگی فنوتیپی و محیطی بین صفات مورد مطالعه بیشتر بود. برآوردهای همبستگی ژنتیکی مثبت و بالا بین دو صفت نشان دهنده این است که ژن‌های مشابهی در بروز این صفات نقش دارند و انجام انتخاب برای یک صفت سبب تغییرات مثبت در صفت دیگر خواهد شد. بنابراین با انتخاب نرهایی با ارزش اصلاحی بالا برای صفت وزن تولد می‌توان میزان زنده‌مانی را در بره‌ها افزایش داد (۲۰).

جدول ۶- برآورد همبستگی بین وزن تولد و زنده‌مانی

Table 6. Estimating the correlation between birth weight and survival

میزان همبستگی	نوع همبستگی
$0.61 \pm 0.24$	ژنتیکی
$0.07 \pm 0.01$	فنوتیپی
$0.08 \pm 0.02$	محیطی

نتیجه گرفت که وزن تولد تحت تأثیر اثرات ژنتیکی افزایشی مادری قرار دارد. همچنین لازم است اثرات محیطی مشترک به‌عنوان یک عامل مهم و مؤثر در مدل آماری منظور گردد. همبستگی ژنتیکی مثبت و معنی‌دار بین دو صفت وزن تولد و زنده‌مانی نشان داد انتخاب نرهایی که ارزش اصلاحی بالایی برای بهبود وزن تولد دارند، باعث بهبود زنده‌مانی بره‌ها خواهد شد.

نتایج این پژوهش نشان داد عوامل محیطی اثرات معنی‌داری بر صفات مورد مطالعه دارند. بنابراین در نظر گرفتن این عوامل در مدل‌های آماری برای برآورد نارایب پارامترهای ژنتیکی ضروری است. با توجه به بالا بودن وراثت‌پذیری صفت زنده‌مانی، این صفت می‌تواند به‌عنوان یک معیار انتخاب در برنامه‌های اصلاح نژاد گوسفند مغانی مورد توجه قرار گیرد. با توجه به بالا بودن وراثت‌پذیری مادری وزن تولد نسبت به وراثت‌پذیری مستقیم، می‌توان

منابع

1. Barazandeh, A., S. Molaie Moghbeli, M. Vatankhah and Y. Badakhshan. 2010. Survival analysis from birth to weaning in Kermani sheep. The 4<sup>th</sup> Congress on Animal Science, 3649-3652 (In Persian).
2. Ceyhan, A., T. Sezenler and I. Erdoğan. 2009. The estimation of variance components for prolificacy and growth traits of Sakız sheep. *Livestock Science*, 122: 68-72.
3. Chniter, M., M. Hammadi, T. Khorchani, R. Krit, B. Lahsoumi, M. Ben Sassi, R. Nowak and M. BenHamouda. 2011. Phenotypic and seasonal factors influence birth weight, growth rate and lamb mortality in D'man sheep maintained under intensive management in Tunisian oases. *Small Ruminant Research*, 1-5.
4. Everett-Hincks, J.M., N. Lopez-Villalobos, H.T. Blair and K.J. Stafford. 2005. The effect of ewe maternal behavior score on lamb and litter survival. *Livestock Production Science*, 93: 51-61.
5. Ghafouri-Kesbi, F and D. R. Notter. 2016. Sex influence on genetic expressions of early growth in Afshari lambs. *Arch. Anim. Breed*, 59: 9-17.
6. Hatcher, S., K.D. Atkins and E. Safari. 2010. Lamb survival in Australian Merino sheep: A genetic analysis. *Journal of Animal Science*, 88: 3198-3250.
7. Jafaroghli, M., A. Rashidi, M.S. Mokhtari and A.A. Shadparvar. 2010. (Co) Variance components and genetic parameter estimates for growth traits in Moghani sheep. *Small Ruminant Research*, 91: 170-177.
8. Kamel, K., S. H. Hafezian and M. Gholizadeh. 2019. Estimation of genetic parameters for production and reproduction traits of Holstein cows of Mazandaran province using Bayesian approach. *Research on Animal Production*, 25: 104-111 (In Persian).
9. Khalili, D., R. Vaeztorshizi, A. Shahhoseini and S. Golkhandan. 2010. Estimation of (Co)variance components and genetic parameter for production and reproduction traits in Baluchi sheep. *Animal Science Journal (Pajouhesh & Sazandegi)*, 85: 22-30 (In Persian).
10. Latifi, M., A. Rashidi, R.A. Arpanahi and M. Razmkabir. 2019. Comparison of introgression and synthetic breed strategies for litter size trait in sheep using computer simulation. *Research on Animal Production*, 25: 112-119 (In Persian).
11. Maraveni, M., M. Vatankhah and S. Eydivandi. 2018. Phenotypic and genetic analysis of Lori-Bakhtiari lamb's weight at different ages for autosomal and sex-linked genetic effects. *Iranian Journal of Applied Animal Science*, 8(1): 67-75.
12. Miraei-Ashtiani, S.R., S.A.R. Seyedalian and M. Moradi Shahrabak. 2007. Variance components and heritabilities for body weight traits in Sangsari sheep, using univariate and multivariate animal models. *Small Ruminant Research*, 73: 109-114.
13. Jafaroghli, M., A. Rashidi, M.S Mokhtari and E. Mirzamohammadi. 2013. Estimation of genetic parameters of body weight traits in Baluchi sheep. *Journal of Livestock Science and Technologies*, 1(1): 29-35.
14. Mokhtari, M.S., A. Rashidi and Y. Mohammadi. 2008. Estimation of genetic parameters for post weaning traits of Kermani sheep. *Small Ruminant Research*, 80: 22-27.
15. Mora-Medina, P., A. Orihuela-Trujillo, E. Arch-Tirado, P. Roldan-Santiago, A. Terrazas and D. Mota-Rojas. 2016. Sensory factors involved in mother-young bonding in sheep: a review. *Veterinarni Medicina*, 61(11): 595-611.
16. Mustefa, A., S. Banerjee, S. Gizaw, M. Taye, T. Getachew and A. Areaya. 2019. Reproduction and survival analysis of Boer and their crosses with Central Highland goats in Ethiopia. *Livestock Research for Rural Development*, 31(10): 458-470.
17. Portahmaseb, A., M. Vatankhah and H.R. Mirzaei. 2007. Study of performanc and estimation of genetic parameters of reproductive traits in Lori-Bakhtiari sheep of Sholi station using linear and threshold models. *Animal Science Journal (Pajouhesh & Sazandegi)*, 76: 126-131 (In Persian).
18. Nazari, M., A. Mirzamohammadi and A. Rashidi. 2012. Estimation of genetic parameters for pre weaning growth traits and lamb survival in Iran black sheep. *Veterinary Journal (Pajouhesh & Sazandegi)* No 98 pp: 46-54 (In Persian).
19. Rashidi, A., M.S. Mokhtari, A. Safi Jahanshahi and M.R. Mohammad Abadi. 2008. Genetic parameter estimates of pre-weaning growth traits in Kermani sheep. *Small Ruminant Research*, 74: 165-171.
20. Rashidi, A., S.C. Bishop and O. Matika. 2011. Genetic parameter estimates for pre-weaning performance and reproduction traits in Markhoz goats. *Small Ruminant research*, 100: 100-106.
21. Riggio, V., R. Finocchiaro and S.C. Bishop. 2008. Genetic parameters for early lamb survival and growth in Scottish Blackface sheep. *Journal of Animal Science*, 86: 1758-1764.
22. Saghi, D.A. and A. Shahdadi. 2017. Estimates of genetic and phenotypic parameters for reproductive traits in Iranian native Kurdi sheep. *Acta Scientiarum. Animal Sciences*, 39: 323-328.
23. Sawalha, R.M., J. Conington, S. Brotherstone and B. Villanueva. 2007. Analyses of lamb survival of Scottish Blackface sheep. *Animal*, 1: 151-157.
24. Vatankhah, M., M. Moradi Shahrabak, A. Nejati Javaremi, S.R. Miraei Ashtiani and R. Vaez Torshizi. 2006. Review of growth trait parameters for some Iranian breeds of sheep. *Animal Science Journal (Pajouhesh & Sazandegi)*, 69: 19-28 (In Persian).

## Estimation of Genetic Parameters for Survival and Birth Weight in Moghani Sheep

Yaser Asefi<sup>1</sup>, Amir Rashidi<sup>2</sup>, Mohammad Razmkabir<sup>3</sup> and Ramin Habibi Mazraekhalifi<sup>4</sup>

1- Graduated M.Sc. Student in Animal Breeding and Genetics, Department of Animal Science, Faculty of Agriculture, University of Kurdistan

2- Professor, Department of Animal Science, Faculty of Agriculture, University of Kurdistan  
(Corresponding author: arashidi@uok.ac.ir)

3- Assistant Professor, Department of Animal Science, Faculty of Agriculture, University of Kurdistan

4- Ph.D. Department of Animal Science, Faculty of Agriculture, University of Zabol

Received: May 14, 2019

Accepted: April 17, 2020

### Abstract

Genetic parameters for birth weight and survival traits were estimated using data collected from 1995 to 2009 in Jafarabad Moghani Sheep Breeding Station. Number of observation for survival and birth weight were 7202 and 6585, respectively. Genetic parameters were estimated using restricted maximum likelihood (REML) procedure under 16 different models, including animal, threshold and sire models using ASReml software. The most appropriate model for each trait was determined based on Akaike's Information Criterion (AIC) method. The appropriate model for birth weight was included direct additive genetic, maternal additive genetic and common litter effects. Also, the animal model for lamb survival were included direct additive genetic, maternal additive genetic, maternal permanent environmental, common litter effects and covariance between direct and maternal additive genetic effects. The appropriate sire model for lamb survival was included sire direct additive genetic and common litter effects. Estimated direct heritability for birth weight was  $0.09 \pm 0.02$ . The direct heritabilities for survival with animal model and sire model was  $0.070 \pm 0.002$  and  $0.05 \pm 0.02$ , which after correction was changed to 0.22 and 0.15, respectively. Also, the estimation of heritability for lamb survival from threshold model was  $0.30 \pm 0.10$ . Genetic, environmental and phenotypic correlation between birth weight and lamb survival were  $0.61 \pm 0.24$ ,  $0.08 \pm 0.02$  and  $0.07 \pm 0.01$ , respectively. Consideration of environmental factors, including common litter effects, is essential for unbiased estimation of genetic parameters.

**Keywords:** Moghani sheep, Birth weight, Lamb survival, Genetic parameters