نشریه علوم دامی
(پژوهش و سازندگی)

شماره ۱۰۷، تابستان ۱۳۹٤
ص‌ص: ٤١~٤٨

برآورد مولفه‌های(کو)واریانس وزن تولد و میزان مرگ و میر و ارزیابی اثرات همخونی بر آن ها در بره‌های نژاد زندی

- **یاسر آصفی**
  دانش‌آموخته کارشناسی ارشد دانشگاه کردستان.
- **ابراهیم میرزامحمدی** (نویسنده مسئول)
  دانش‌آموخته کارشناسی ارشد دانشگاه کردستان.
- **محمود وطن خواه**
  دانشیار مرکز تحقیقات کشاورزی و منابع طبیعی شهر کرد.

تاریخ دریافت : اسفند ۱۳۹۱ تاریخ پذیرش : آذر ۱۳۹۲

شماره تماس نویسنده مسئول: ۰۹۱۲۴۰۲۶۰۳۲
Email: emirzamohamadi@yahoo.com

چکیده

به منظور برآورد پارامترهای ژنتیکی و ارزیابی اثرات همخونی بر وزن تولد و میزان مرگ و میر بره‌های نژاد زندی، از ٥٦٣٣ رکورد که طی سال‌های ۱۳۷۳ تا ۱۳۸۹ توسط ایستگاه اصلاح نژاد خجیر تهران جمع‌آوری شده بودند، استفاده شد. پارامترهای ژنتیکی با روش REML برآورد شدند. برای تعیین مناسب ترین مدل برای هر صفت از آزمون AIC استفاده شد. مدل مناسب برای وزن تولد شامل اثرات ژنتیکی افزایشی مستقیم، محیطی دائمی مادری، ژنتیکی افزایشی مادری و محیط مشترک بود، ولی مدل دام مناسب برای آنالیز میزان مرگ و میر بره‌ها شامل اثرات ژنتیکی افزایشی مستقیم، ژنتیکی افزایشی مادری، محیط مشترک و کواریانس بین اثرات ژنتیکی افزایشی مستقیم و مادری بود. همچنین، مدل آستانه‌ای مناسب شامل اثرات ژنتیکی افزایشی مستقیم و محیط مشترک بود، اما مدل پدری مناسب فقط شامل اثرات ژنتیکی افزایش مستقیم بود. وراثت پذیری مستقیم و مادری وزن تولد به ترتیب ۰/۱۱ و ۰/۰۸ و وراثت پذیری مستقیم مرگ و میر بره از تولد تا شیرگیری با مدل آستانه ۰/۱٤ و با مدل دام و پدری تصحیح شده به ترتیب ۰/۲۰ و ۰/۱۸ برآورد شد. همبستگی ژنتیکی، محیطی و فنوتیپی بین وزن تولد و میزان مرگ و میر به ترتیب ۰/۲۷- ، ۰/۲۳- و ۰/۲۸- برآورد شد(P<۰/۰٥). ۲۷ درصد کل جمعیت همخون بودند. میانگین ضریب همخونی کل جمعیت و حیوانات همخون به ترتیب۰/۹ و ۳/٥ درصد بود. با افزایش هر یک درصد همخونی در گله، وزن تولد ۳/٥ گرم کاهش و میزان مرگ ومیر۰/۱ درصد افزایش یافته بود(P<۰/۰٥).

واژه‌های کلیدی: مدل آستانه، مدل دام، مدل پدری، محیط مشترک، پارامترهای ژنتیکی.

Animal Science Journal (Pajouhesh & Sazandegi) No 107 pp: 41-48

(Co) variance component for birth weight and mortality and evaluation of inbreeding effects on it at Zandi sheep

Yaser asefi [1],Ebrahim Mirzamohamadi[*1], Mahmod Vatankhah [2]
1: Postgraduate of University of Kurdistan.
2: Assoc. Prof. of Research Center ofAgriculture of Shaher Kurd.
Corresponding author: Ebrahim Mirzamohamadi,Email: emirzamohamadi@yahoo.com,Tell: +989124026032
Received: February 2013 **Accepted: December 2013**

In this research 5633 records, which collected by Khojir Sheep Breeding Station of Tehran, during the 1994 to 2011 were used for estimate of (co)variance component and evaluation of inbreeding effects on birth weight (BW) and pre weaning mortality (PMW) in Zandi lamb. Genetic parameters were estimated using REML procedures. AIC criterion test were used to choose the most suitable model. The most suitable animal model for BW included direct additive genetic, maternal additive genetic, maternal permanent environmental and common litter effects, and suitable model for PMW were included direct additive genetic, maternal additive genetic and common litter effects. Also suitable threshold model was included sire additive genetic effects and litter effects, but the most appropriate sire model only including sire additive genetic effect. Direct and maternal heritability for BW was 0.11 and 0.08, respectively. Also, logit heritability and underlying heritability obtained from threshold, animal and sire models were 0.14, 0.20 and 0.18, respectively. Genetic, environmental and phenotypic correlation between BW and PMW was -0.27, -0.23 and -0.28, respectively ($p<0.05$). The 27 percent of all animals in population were inbred. The mean of inbreeding coefficients in population and inbreed animals were 3.5 and 0.9 percent, respectively. The estimates of inbreeding depression were -3.5 g for BW and 0.1 percent for mortality, respectively ($p<0.05$).

Key words: animal model, common litter, genetic parameters, Threshold model, sire model.

مقدمه

اگرچه میزان مرگ و میر از زمان تولد تا شیر گیری در هر نژاد به دلایلی نظیر تفاوت در کنترل بهداشت گله، ناهنجاری های ژنتیکی، تفاوت در نوع سیستم پرورش، تفاوت الگوهای مدیریتی و سایر عوامل ناشناخته به مقدار مشخصی در هر گله اجتناب ناپذیر است(ریگو و همکاران، ۲۰۰۸)، اما عمده پژوهشگران گزارش کرده‌اند بخشی از تنوع موجود در میزان مرگ و میر منشأ ژنتیکی دارد(رشیدی و همکاران، ۲۰۱۱).

بنابراین، کنترل و کاهش میزان مرگ و میر با به کار گیری روش‌های صحیح مدیریت عوامل محیطی و ژنتیکی امکان پذیر می‌باشد. از طرفی، عده‌ای از پژوهشگران معتقدند جهت برآورد پارامترهای ژنتیکی میزان مرگ و میر یا زنده مانی، وزن تولد باید به عنوان یک عامل کمکی در مدل مد نظر قرار گیرد(اسنیمان، ۲۰۱۰). اما نتایج پژوهش‌های اخیر نشان می‌دهند وزن تولد همبستگی منفی و مطلوبی با میزان مرگ و میر دارد، بنابراین وزن تولد عاملی برای میزان مرگ و میر در گله نمی‌باشد بلکه این دو صفت ممکن است دارای ژن یا ژن‌های مشترکی باشند(رشیدی و همکاران، ۲۰۱۱).

ازاینرو، استفاده از تکنیک‌هایی نظیر پاسخ همبسته (انتخاب حیوانات بر اساس صفاتی که با این صفت همبستگی دارند)، انتخاب پدرهای آزمون نتاج شده و... تا حدودی می‌توانند میزان مرگ و میر در حیوانات اهلی، به ویژه حیواناتی که به منظور تولید گوشت، شیر، پوست، پشم و... نگهداری می‌شوند را کاهش داده و بهره‌وری در گله را افزایش دهند (ریگو و همکاران، ۲۰۰۸ و ساوالها و همکاران، ۲۰۰۷).

علاوه بر این، اغلب پژوهشگران گزارش کرده‌اند همخونی یک عامل منفی برای اغلب صفات اقتصادی محسوب می‌شود(میرزامحمدی و همکاران، ۱۳۹۲ و درستکار و همکاران، ۲۰۱۲)، به طوری که میرزامحمدی و همکاران(۱۳۹۲) گزارش

کردند، افت ناشی از همخونی به ازای یک درصد افزایش ضریب همخونی در گوسفند ایران‌بلک برای وزن تولد، وزن شیرگیری و افزایش وزن روزانه قبل ازشیرگیری، به ترتیب ۹- ، ۲۹- ، ۰/۳۴- گرم و برای زنده مانی ۰/۰۳- درصد و معنی‌دار بودند(P<۰/۰۵). غلام بابائیان و همکاران(۱۳۹۱)، گزارش کردند با افزایش هر یک درصد ضریب همخونی در گوسفند نژاد مغانی افت ناشی از همخونی برای وزن تولد، وزن شیرگیری، افزایش وزن روزانه از تولد تا شیرگیری و نسبت کلیبر در نژاد مغانی به ترتیب ۴، ۶/۸، ۰/۸۵۲ گرم و ۰/۰۶۳ می‌باشد. همچنین حسین و همکاران(۲۰۰۶)، افت ناشی از همخونی گوسفند تالی پاکستان را برای وزن تولد، وزن شیر گیری و افزایش وزن روزانه قبل از شیرگیری به ترتیب ۵/۱، ۸/۳ و ۰/۱۰۵ گرم گزارش کردند. لذا، علاوه بر برآورد پارامترهای ژنتیکی ضرورت دارد اثرات همخونی در هر جمعیت بررسی شود تا با کنترل اثرات سوء آن در کنار بهبود پتانسیل ژنتیکی حداکثر راندمان اقتصادی حاصل شود. لذا هدف از این پژوهش، برآورد پارامترهای ژنتیکی وزن تولد و میزان مرگ و میر و اثرات همخونی بر این صفات در گوسفند زندی می‌باشد.

مواد و روش‌ها

به منظور برآورد مولفه‌های (کو)واریانس و اثرات همخونی بر وزن تولد و میزان مرگ و میر بره های زندی، از ۵۶۳۳ رکورد مربوط به وزن تولد و میزان مرگ و میر این نژاد استفاده شد. فایل شجره شامل ۸۲۸۲ حیوان بود، که از ۲۵۸ دام نر و ۲۳۰۴ دام ماده بوجود آمده بودند. رکوردهای مورد استفاده توسط ایستگاه اصلاح نژاد گوسفند خجیر تهران طی سال‌های ۱۳۷۳ تا ۱۳۸۹ جمع‌آوری شده بودند. به منظور نرمال کردن داده‌ها، رکورد حیواناتی که وزن تولد آن‌ها کمتر از ۲/۲۰ و بیشتر از ۶/۱۰ کیلوگرم بود از فایل داده‌ها حذف شدند. همچنین، بره‌هایی که به سن شیرگیری رسیده بودند زنده تلقی شدند و با کد صفر، وبره‌هایی که به سن شیرگیری نرسیده بودند مرده تلقی شدند و با کد ۱ مشخص شدند. جهت ویرایش و تنظیم داده‌ها از نرم افزار fox pro و Excel استفاده شد، آنالیز آماری و بررسی عوامل محیطی با استفاده از نرم افزار SAS, 9.1 صورت گرفت. در جدول ۱ خصوصیات آماری داده‌ها نشان داده شده است. همچنین در جدول ۲ نتایج مربوط به خلاصه آماری شجره حیوانات نشان داده شده است.

جدول ۱- آمار توصیفی داده‌های مربوط به صفات قبل از شیرگیری بره‌های زندی

صفت / شرح	تعداد رکورد	میانگین	انحراف معیار	حداقل	حداکثر	ضریب تغییرات(٪)
وزن تولد	۷۶۲۹	۴/۲۳	۰/۷۲	۲/۱۰	۶/۱۵	۱۷/۰۳
میزان مرگ و میر	۷۷۰۶	۰/۱۶	۰/۲۷	۰/۰۰	۱/۰۰	۳۲/۵۳

جدول ۲- اطلاعات مربوط به شجره بره های نژاد زندی

شرح	تعداد
کل حیوانات موجود در شجره	۸۲۸۲
حیوانات ماده دارای نتاج	۲۳۰۴
حیوانات نر دارای نتاج	۲۵۸
حیوانات بدون نتاج	۵۹۷۸
میانگین اندازه فامیلی	۲/۱۹
حداقل اندازه فامیلی	۲
حداکثر اندازه فامیلی	۵

برای برآورد پارامترهای ژنتیکی صفات وزن تولد و مرگ و میر از ۱۶ مدل شامل ۱۲ مدل حیوان (مدل های ۱ تا ۱۲) و ۴ مدل آستانه ای و پدری (مدل های ۱۳ تا ۱۶) به شرح زیر استفاده شد.

مدل ۱	$\mathbf{y = Xb + Z_a a + e}$	
مدل ۲	$\mathbf{y = Xb + Z_a a + Z_c c + e}$	
مدل ۳	$\mathbf{y = Xb + Z_a a + Z_m m + e}$	Cov (a,m) = 0
مدل ٤	$\mathbf{y = Xb + Z_a a + Z_m m + e}$	Cov (a,m) = Aσam
مدل ٥	$\mathbf{y = Xb + Z_a a + Z_m m + Z_c c + e}$	Cov (a,m) = 0
مدل ٦	$\mathbf{y = Xb + Z_a a + Z_m m + Z_c c + e}$	Cov (a,m) = Aσam
مدل ۷	$\mathbf{y = Xb + Z_a a + Z_l l + e}$	
مدل ۸	$\mathbf{y = Xb + Z_a a + Z_c c + Z_l l + e}$	
مدل ۹	$\mathbf{y = Xb + Z_a a + Z_m m + Z_l l + e}$	Cov (a,m) = 0
مدل ۱۰	$\mathbf{y = Xb + Z_a a + Z_m m + Z_l l + e}$	Cov (a,m) = Aσam
مدل ۱۱	$\mathbf{y = Xb + Z_a a + Z_m m + Z_c c + Z_l l + e}$	Cov (a,m) = 0
مدل ۱۲	$\mathbf{y = Xb + Z_a a + Z_m m + Z_c c + Z_l l + e}$	Cov (a,m) = Aσam
مدل ۱۳	$\mathbf{y = Xb + Z_s s + e}$	
مدل ١٤	$\mathbf{y = Xb + Z_s s + Z_c c + e}$	
مدل ١٥	$\mathbf{y = Xb + Z_s s + Z_l l + e}$	
مدل ١٦	$\mathbf{y = Xb + Z_s s + Z_c c + Z_l l + e}$	

در این مدل ها y بردار مشاهدات، b بردار اثرات عوامل ثابت (سال، جنس، سن مادر و تیپ تولد)، a بردار اثرات ژنتیکی افزایشی مستقیم، m بردار اثرات ژنتیکی افزایشی مادری، c بردار اثرات محیطی دائمی مادری (ناتنی‌ها در طی سال‌ها)، l بردار اثرات محیط مشترک (تنی‌ها در داخل سال)، s بردار ژنتیک افزایشی پدران و e بردار اثرات باقیمانده است. همچنین A ماتریس رابطه خویشاوندی و X، Z_a، Z_c، Z_m، Z_l و Z_s ماتریس‌های طرح هستند، که ارتباط اثرات ثابت، ژنتیکی افزایشی مستقیم، اثرات محیطی دائمی مادری، اثرات ژنتیکی افزایشی مادری، اثرات محیط مشترک و اثرات ژنتیکی افزایشی پدران را با بردار مشاهدات برقرار می کنند. همچنین σ_{am} کواریانس بین اثرات ژنتیکی افزایشی مستقیم و اثرات ژنتیکی افزایشی مادری را نشان می‌دهد .پس از تعیین مدل مناسب برای هر صفت، همبستگی بین این صفات نیز از طریق آنالیز دو صفته برآورد شد. تجزیه و تحلیل داده ها با استفاده از نرم افزار Asreml, V3 انجام گرفت(میرزا محمدی و همکاران،۱۳۹۱). همچنین جهت تعیین مناسب ترین مدل از رابطه زیر استفاده شد.

$$AIC_i = -2 \log L_i + 2 p_i$$ رابطه ۱:

در این رابطه: AIC_i = معیار آکایک، $\log L_i$= نسبت لگاریتم درستنمائی و p_i= تعداد پارامترهای موجود در مدل است. در نهایت، مدل با کمترین مقدار آکایک به عنوان مناسب‌ترین مدل در نظر گرفته شد. میزان وراثت پذیری حاصل از مدل دام و پدری با استفاده از رابطه زیر تصحیح شد (درستکار و همکاران، ۲۰۱۲).

در این رابطه $h^2_{underlying}$= وراثت پذیری تصحیح شده، $h^2_{observed}$= وراثت پذیری مشاهده شده، p= نسبت مرگ ومیر و i= شدت انتخاب برای نسبت مرگ ومیر است.

رابطه ۲: $$h^2_{underlying} = \frac{h^2_{observed}(1-p)}{i^2 p}$$

جهت برآورد اثر همخونی بر این صفات با استفاده از نرم افزار CFC 1.0ضریب همخونی هر حیوان برآورد شد و در مدل‌های فوق به عنوان متغیر کمکی منظور شد.

نتایج و بحث

عوامل محیطی

در جدول ۳، میانگین حداقل مربعات و اثرات محیطی مؤثر بر صفات وزن تولد و میزان مرگ و میر بره‌های زندی نشان داده شده است. همه اثرات محیطی بر این صفات معنی‌دار بودند (p<۰/۰۱). میانگین حداقل مربعات وزن تولد در نرها بیشتر از ماده‌ها بود، این نتایج در راستای گزارشات سایر پژوهشگران بود(درستکار و همکاران، ۲۰۱۲ و فالکونر، ۱۹۸۹). تفاوت بین میانگین نرها و ماده‌ها را می‌توان به واکنش‌های مختلف فیزیولوژیکی، هورمون‌های جنسی و سایر عوامل ناشناخته نسبت داد. میانگین حداقل مربعات برای بره هایی که به صورت تک قلو متولد شده بودند نسبت به بره هایی که دارای همزاد بودند بیشتر بود. تاثیر معنی‌دار تیپ تولد بر وزن تولد (p<۰/۰۱) را می‌توان به تقسیم شدن کوتیلدون‌های رحم بین تعداد جنین‌ها نسبت داد(ریگو و همکاران، ۲۰۰۸). احتمالاً رقابت برای دریافت شیر بین بره‌های چند قلو باعث تفاوت در سایر صفات می‌شود. نتایج حاصل از این پژوهش با نتایج گزارش شده توسط سایر پژوهشگران مطابقت دارد(رشیدی و همکاران، ۲۰۱۱). اثر سن مادر نیز معنی‌دار بود(p<۰/۰۵) که احتمالاً مهمترین دلیل آن افزایش توان مادری و تکامل دستگاه تولید مثل می‌باشد. همان طور که در جدول ۳ مشاهده می‌شود، میانگین حداقل مربعات برای همه صفات در نتاج مادرانی که به بلوغ فیزیکی رسیده‌اند بیشتر است. اثر سال تولد نیز بر صفات مورد مطالعه معنی‌دار بود(P<۰/۰۱). این نتیجه با توجه به تفاوت در وضعیت بارندگی سالانه، تفاوت در مدیریت و سایر عوامل محیطی مورد انتظار می‌باشد. میزان زنده مانی در نژاد بلوچی ۸۷ درصد(غلام بابائیان و همکاران، ۱۳۹۱)، نژاد ایران‌بلک ۸۶ درصد(رشیدی و میرزامحمدی، ۱۳۹۱)، و بز مرخز ۸۸ درصد(رشیدی و همکارن، ۲۰۱۱)، گزارش شده است. بره‌های نر، یک قلو و حاصل از مادران بالغ قدرت زنده‌مانی بیشتری دارند (جدول ۳). نتایج حاصل با نتایج گزارش شده توسط سایر پژوهشگران مطابقت دارد (رشیدی و همکارن، ۲۰۱۱ و وطن خواه و همکاران، ۲۰۰۹).

جدول ۳- میانگین حداقل مربعات ± خطای معیار و اثرات عوامل محیطی* مؤثر بر صفات قبل از شیرگیری در بره‌های زندی

اثرات ثابت	وزن تولد	زنده‌مانی
میانگین کل	۳/۹۸±۰/۰۱	۰/۸۲۵±۰/۰۱
جنس	**	**
نر	۴/۱۱±۰/۰۲[a]	۰/۸۴۰±۰/۰۱[a]
ماده	۳/۸۵±۰/۰۲[b]	۰/۸۱۱±۰/۰۱[b]
تیپ تولد	**	**
یک قلو	۴/۳۶±۰/۰۲[a]	۰/۸۳۰±۰/۰۱[a]
دوقلو و بیشتر	۳/۶۰±۰/۰۲[b]	۰/۸۱۱±۰/۰۱[b]
سن مادر	**	**
۲ و ۳	۳/۷۹±۰/۰۲[b]	۰/۸۰۲±۰/۰۲[c]
۴ و ۵	۴/۰۸±۰/۰۲[a]	۰/۸۴۳±۰/۰۱[a]
۶ و بیشتر	۴/۰۷±۰/۰۲[a]	۰/۸۲۱±۰/۰۴[b]
سال تولد	**	**
تابعیت وزن از سن	–	–

*: (p<۰/۰۱) و ns : (p>۰/۰۵)

تعیین مدل مناسب

نتایج مربوط به آزمون معیار آکایک برای تعیین مدل مناسب جهت برآورد پارامترهای ژنتیکی وزن تولد و میزان مرگ و میر بره‌های زندی در جدول ۴ نشان داده شده است. مدل مناسب جهت آنالیز وزن تولد شامل اثر ژنتیکی افزایشی مستقیم، محیطی دائمی مادری، ژنتیکی افزایشی مادری و محیط مشترک بود(مدل ۱۱). درحالی که مدل دام مناسب برای آنالیز مرگ ومیر شامل اثرات ژنتیکی افزایشی مستقیم، ژنتیکی افزایشی مادری، محیط مشترک و کواریانس بین اثرات ژنتیکی افزایشی مستقیم و مادری بود (مدل۱۰). همچنین مدل آستانه‌ای مناسب برای مرگ ومیر شامل اثر ژنتیک افزایشی مستقیم و محیط مشترک بود(مدل۱۵)، اما مدل پدری مناسب فقط شامل اثر ژنتیکی افزایشی پدران بود (مدل ۱۳).

جدول ٤- معیار آکایک* برای تعیین مدل دام مناسب

مدل دام	وزن تولد	میزان مرگ و میر	مدل پدری	میزان مرگ و میر	مدل آستانه	میزان مرگ و میر
۱	۴۵۴/۵۰	۷۳/۱۴	۱۳	۰/۰۰	۱۳	۹۸۱/۱۱
۲	۲۸۶/۳۵	۴۳/۷۰	۱۴	۵۶۱/۰۰	۱۴	۸۷۶/۶۴
۳	۲۳۰/۸۰	۳۱/۱۶	۱۵	۶۷۴/۴۵	۱۵	۰/۰۰
۴	۲۲۳/۴۳	۳۳/۳۸	۱۶	۷۶۱/۱۶	۱۶	۳۵/۲۱
۵	۹۶/۶۶	۲۸/۶۷	–	–	–	–
۶	۹۲/۱۱	۲۷/۰۲	–	–	–	–
۷	۲۷۸/۸۱	۱۳/۷۶	–	–	–	–
۸	۸۸/۳۰	۱۰/۰۲	–	–	–	–
۹	۶۴/۰۱	۲/۹۸	–	–	–	–
۱۰	۱۹/۹۹	۰/۰۰	–	–	–	–
۱۱	۰/۰۰	۲/۱۰	–	–	–	–
۱۲	۲/۰۳	۵/۱۹	–	–	–	–

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

پارامترهای ژنتیکی

پارامترهای ژنتیکی برآورد شده برای صفات وزن تولد و میزان مرگ ومیر در جدول ۵ نشان داده شده است. وراثت پذیری مستقیم وزن تولد۰/۱۱ برآورد شد(مدل ۱۱)، و وراثت پذیری مستقیم میزان مرگ ومیر با استفاده از مدل دام(مدل ۱۱) و مدل پدری(مدل ۱۳) به ترتیب ۰/۰۹ و ۰/۰۸ برآورد شدند، که پس از تصحیح آن به ۰/۲۰ و ۰/۱۸ افزایش یافت. همچنین مقدار آن با استفاده از مدل آستانه (مدل ۱۵) معادل ۰/۱۴ برآورد شد.

رشیدی و همکاران(۲۰۱۱)، میزان وراثت پذیری صفت مرگ و میر بزغاله‌های نژاد بز مرخز را با مدل‌های حیوانی و پدری تصحیح شده و آستانه به ترتیب ۰/۴۱، ۰/۳۲ و ۰/۲۹ گزارش کردند. میرزامحمدی و همکاران(۱۳۹۱)، وراثت پذیری زنده‌مانی گوسفند بلوچی را ۰/۱۸ و ۰/۱۹ گزارش کردند.

همچنین ساوالها و همکاران(۲۰۰۷)، وراثت پذیری صفت زنده مانی پس از تولد را در گوسفندان نژاد بلک فیس اسکاتلند، ۰/۱۸ تا ۰/۳۵ گزارش کردند. وطن خواه و طالبی(۲۰۰۹)، میزان مرگ و میر گوسفندان لری بختیاری ایران را مورد مطالعه قرار داده و گزارش کردند وراثت پذیری این صفت با استفاده از مدل آستانه‌ای از ۰/۰۲ برای مرگ و میر در سنین اولیه تا ۰/۱۳ در یک سالگی متغیر است. بنابراین، چنانچه ضریب وراثت پذیری زنده‌مانی برای روابط مقیاس[۱] با استفاده از فرمول پیشنهاد شده توسط فالکونر تصحیح شود، نتایج حاصل از مدل‌های دام و پدری تقریباً با مدل آستانه‌ای در یک دامنه قرار خواهند گرفت. لذا در صورت تصحیح برای روابط مقیاس تفاوت چندانی بین مدل دام و مدل آستانه وجود ندارد.

اگر چه، مقدار وراثت پذیری تصحیح شده با مدل پدری تا حدودی کمتر از مدل دام و آستانه بود. با توجه به این که نرهای مولد نسبت به مولدین ماده تعداد نتاج بیشتری داشته و مهمترین نقش را در تغییر فراوانی ژن در جمعیت دارند، استفاده از مدل های پدری برای برآورد پارامترهای ژنتیکی صفت مرگ و میر[۲] یا زنده مانی[۳] اهمیت بیشتری دارد و پاسخ به انتخاب، نتیجه مطلوب‌تری به همراه دارد(رشیدی و همکاران، ۲۰۱۱ و ریگو و همکاران، ۲۰۰۸).

[۱]- Scale Relationships

[۲]- Mortality

[۳]- Survival

همبستگی‌های ژنتیکی، محیطی و فنوتیپی بین وزن تولد و میزان مرگ و میر به ترتیب ۰/۲۷- ، ۰/۲۳- و ۰/۲۸- برآورد شدند(P<۰/۰۵) که از نظر اصلاح نژاد مطلوب می‌باشند.

بنابراین، با افزایش پتانسیل ژنتیکی وزن تولد میزان مرگ ومیر ناشی از عوامل ژنتیکی در گله تا حدودی کاهش می‌یابد. البته در این خصوص باید مطالعات کافی صورت گیرد تا افزایش وزن تولد منجر به مشکلات تولید مثلی نظیرسخت زایی نشود. این نتایج با گزارشات رشیدی و همکاران(۲۰۱۱) برای بزهای مرخز ایران(۰/۳۵-) مطابقت دارد.

همچنین میرزامحمدی و همکاران(۱۳۹۱)، همبستگی ژنتیکی وزن تولد با زنده مانی را برای گوسفند بلوچی مثبت و معنی‌دار(۰/۱۲) گزارش کردند. بنابراین از طریق انتخاب بره‌های سنگین‌تر می‌توان میزان مرگ و میر را در گله کاهش داد، البته باید به سایر تبعات ناشی از انتخاب بره‌های سنگین‌تر نظیر سخت زایی توجه نمود. علاوه بر این نتایج این پژوهش نشان می‌دهد، چنانچه شرایط محیطی برای وزن تولد بهبود یابد میزان مرگ و میر کاهش می‌یابد و برعکس اگر شرایط محیطی باعث کاهش میزان مرگ و میر شود وزن تولد بهبود می‌یابد.

جدول ۵- پارامترهای ژنتیکی برآورد شده با مناسب‌ترین مدل

آستانه	مدل پدری	مدل دام		پارامتر*
مرگ ومیر	مرگ ومیر	وزن تولد	مرگ ومیر	
–	–	۰/۱۱±۰/۰۲	۰/۰۹±۰/۰۲	h_a^2± S.E
–	۰/۰۸±۰/۰۱	–	–	h_s^2 ±S.E
–	–	۰/۰۸±۰/۰۲	۰/۰۳±۰/۰۱	h_m^2 ±S.E
–	–	۰/۰۶±۰/۰۲	–	pe^2±S.E
۰/۰۲±۰/۰۱	–	۰/۰۲±۰/۰۲	۰/۰۲±۰/۰۱	l^2±S.E
–	–	–	۰/۹۰-	$r_{a,m}$±S.E
۳/۴۹±۰/۰۹	۰/۱۱۲±۰/۰۳	۰/۳۵۸±۰/۰۱	۰/۱۱۲±۰/۰۱	σ_p^2
۰/۱۴±۰/۰۳	–	–	–	h^2_{logit}
–	۰/۱۸	–	۰/۲۰	$h^2_{underlying}$

*: h_a^2=وراثت پذیری مستقیم، h_s^2=وراثت پذیری پدری، h_m^2=وراثت پذیری مادری، pe^2=محیط دائمی مادری، l^2=محیط مشترک، $r_{a,m}$=کواریانس بین اثرات ژنتیکی افزایشی مستقیم و مادری، σ_p^2=واریانس فنوتیپی، h^2_{logit}=وراثت پذیری با مدل آستانه، $h^2_{underlying}$=وراثت پذیری تصحیح شده.

اثر همخونی

از کل جمعیت مورد مطالعه، ۲۲۰۵ حیوان همخون بودند که تقریباً ۲۷ درصد کل جمعیت را شامل می‌شوند. میانگین ضریب همخونی کل جمعیت و جمعیت حیوانات همخون به ترتیب ۰/۹ و ۳/۵ درصد بودند. نتایج حاصل با نتایج گزارش شده برای برخی نژادهای داخل و خارج کشور مطابقت دارند. میزان پسروی ناشی از همخونی به ازای افزایش یک درصد ضریب همخونی در گله به ترتیب ۳/۵- گرم برای وزن تولد و ۰/۱ درصد برای میزان مرگ و میر برآورد شد(p<۰/۰۵).درستکار و همکاران(۲۰۱۲)، افت ناشی از همخونی وزن تولد را به ازای افزایش یک درصد همخونی، ۷ گرم در بره های نژاد مغانی گزارش کردند. ماندال و همکاران(۲۰۰۴) نیز گزارش کردند با افزایش یک درصد ضریب همخونی در جمعیت گوسفندان مازافرنگری، میزان زنده‌مانی بره‌ها تقریباً از ۰/۳۳ تا ۰/۴۹ درصد در سنین مختلف کاهش می‌یابد. علت افت ناشی از همخونی را می‌توان به افزایش احتمال جفت شدن ژن‌های نامطلوب مغلوب نسبت داد. بنابراین جهت کاهش میزان مرگ و میر ضرورت دارد میزان همخونی در گله کنترل شود.

نتیجه‌گیری کلی

وراثت پذیری پایین صفات وزن تولد و مرگ و میر در بره‌ها نشان می‌دهد که سرعت پاسخ به انتخاب مستقیم برای این صفات در داخل گله در حد پایین است و برای بهبودی آن‌ها ابتدا بایستی عوامل محیطی را تصحیح نمود.

میزان همبستگی پایین و منفی بین وزن تولد و میزان مرگ و میر بره ها نشان می دهد که با بهبود وزن تولد می توان به طور نسبی میزان مرگ و میر را در بره های این نژاد کاهش داد.

اگرچه میزان همخونی کل گله در حد نسبتاً پایین قرار دارد ولی با توجه به کاهش معنی دار صفات وزن تولد و زنده مانی در اثر افزایش میزان همخونی، توصیه می شود با طراحی آمیزش های کنترل شده در گله از افزایش میزان همخونی جلوگیری شود.

سپاسگزاری

از کلیه کارکنان مرکز اصلاح نژاد گوسفند زندی به دلیل در اختیار قرار دادن رکوردها و اطلاعات مورد نیاز صمیمانه تشکر و قدر دانی می گردد.

فهرست منابع

رشیدی، ا و میرزامحمدی، ا. (۱۳۹۱). مقایسه مدل های حیوانی، پدری و آستانه جهت برآورد پارامترهای ژنتیکی زنده مانی گوسفند ایرانبلک. پنجمین کنگره علوم دامی ایران. ۷ و ۸ شهریور. دانشگاه اصفهان.

غلام بابائیان، م. م.، رشیدی، ا.، رزم کبیر، م و میرزامحمدی، ا. (۱۳۹۱). برآورد ضریب همخونی و اثر آن بر صفات قبل از شیرگیری در گوسفند مغانی. پنجمین کنگره علوم دامی ایران. ۷ و ۸ شهریور. دانشگاه اصفهان.

میرزامحمدی، ا.، ا، رشیدی و م، رزم‌کبیر. (۱۳۹۱). برآورد پارامترهای ژنتیکی وزن تولد و زنده مانی گوسفند بلوچی. دوازدهمین کنگره ژنتیک ایران. دانشگاه شهید بهشتی تهران.

میرزامحمدی، ا.، م، وطن خواه.، ا، رشیدی و م، جعفری. ارزیابی اثرات همخونی بر صفات رشد قبل از شیرگیری و زنده مانی بره در گوسفندان ایرانبلک. مجله پژوهش و سازندگی.

Abbasi. M.A., Abdollahi-Arpanahi. R., Maghsoudi. A., VaezTorshizi. R, and Nejati-Javaremi. A. (2011).Evaluation of models for estimation of genetic parameters and maternal effects for early growth traits of Iranian Baluchi sheep.Small Ruminant Research. 104: 62-69.

Dorostkar, M., H. Faraji Arough, J. Shodja, S. A. Rafat, M. Rokouei, and H. Esfandyari.(2012). Inbreeding and inbreeding depression in Iranian Moghani sheep breed. J. Agr. Sci. Tech. 14: 549-556.

Falconer, D.S. (1989). Introduction to quantitative genetics, 3rd edition. Longman Group (FE) Ltd, pp:438.

Gilmour, A.R. Gogel, B.J. Cullis, B.R. and Thompson R. (2009). ASReml User Guide Release 4.0 VSN International Ltd, Hempstead, HP1 1ES, UK.

Hussain, A., akhtar. P., ali. S., younas. M, and shafiq. M. (2006). Effect of inbreeding on pre-weaning growth traits in thalli sheep. Pakistan Vet. J. 26(3): 138-140.

Mandal, A., K. P. Pant , P. K. Rout and R. Roy. 2004. Effects of Inbreeding on lamb survival in a flock of Muzaffarnagari sheep. Asian-Aust. J. Anim. Sci. 17(5) : 594-597.

Rashidi, A. Bishop, S.C. and Matika, O. (2011). Genetic parameter estimates for pre-weaning performance and reproduction traits in Markhoz goats. Small Ruminant Research, vol, 100, pp: 100-106.

Riggio, V. Finocchiaro, R. and Bishop, S.C. (2008).Genetic parameters for early lamb survival and growth in Scottish Blackface sheep. *Animal Science*, 2008.Vol, 86, pp: 1758–1764.

Sargolzaei, M. Iwaisaki, H. and Colleau, J.J. (2006). CFC: a tool for monitoring genetic diversity, In: Proceedings of 8th World Congress on Genetic Applied to Livestock Production 13-18 Aug., Belo Horizonte, Minas Gerais, Brazil, pp.27-28.

SAS Institute Inc. (2003). SAS 9.1.3 Help and Documentation, Cary, NC: SAS Institute Inc.

Sawalha, R. M. conington, J. Brotherstone, S. and Villanueva, B. (2007). Analyses of lamb survival of Scottish Blackface sheep.The Animal Consortium, Vol, 1, pp: 151–157.

Snyman, M.A. (2010). Factors affecting pre-weaning kid mortality in South African Angora goats. South Afr. *Animal Science*, Vol, 40, pp: 54–64.

Vatankhah, M. and Talebi, M.A. (2009). Genetic and Non-genetic Factors Affecting Mortality in Lori-Bakhtiari Lambs. Asian-Aust. *Animal Science*, Vol. 22, No. 4. pp : 459 – 464.