Research on Animal Production, Vol. 14, No. 40, Summer 2023 p: 85-93

"Research Paper"

Genetic Analysis of Survival from Birth to 6 Month-old of Sanjabi Lambs by REML and Bayes Methods

Javad Ahmadpanah[1], Ali Javanrouh Aliabad[2] and Sajad Badbarin[3]

1- Department of Animal Science Research, Ilam Agricultural and Natural Resources Research and Education Center, Agricultural Research, Education and Extension Organization, AREEO, Ilam, Iran, (Corresponding author: j.ahmadpanah@areeo.ac.ir)
2- Department of Animal and poultry breeding and genetic, animal science research institute, Agricultural Research, Education and Extension Organization, AREEO, Karaj, Iran
3- Department of Animal Science Research, Kermanshah Agricultural and Natural Resources Research and Education Center, Agricultural Research, Education and Extension Organization, AREEO, Kermanshah, Iran
Received: 6 February, 2023 Accepted: 26 February, 2023

Extended Abstract

Introduction and Objective: In order to determine the contribution of genetics for survival of lambs as well as use in the breeding program, it is necessary to estimate the covariance components and genetic parameters. Therefore, the aim of the current study was to estimate genetic parameters for survival from birth to six months of Sanjabi lambs.

Material and Methods: Survival records of Sanjabi lambs, supplied by Mehrgan station from 2016 to 2022, were used. To find significant fixed effects, birth year, sex, birth type (single and multiple) and dam age were investigating based on the GLM procedure. Significant environmental factors were included in the final model of genetic analysis. To estimate the genetic parameters of survival traits, both restricted maximum likelihood and Bayesian methods via Gibbs sampling were used. In order to investigate the effect of maternal factors, six animal models with and without maternal genetic and permanent environmental effects were taken into account, and the appropriate model was selected based on Akaike's criterion (AIC). In addition, genetic parameters of survival traits were calculated based on threshold model and Bayes method.

Results: Maternal genetic effect for survival from birth to one and two months of age was significant ($p<0.05$). Maternal heritability for survival from birth to one and two months of age was 0.43 and 0.18, respectively. Based on univariate analysis, direct heritability for survival traits from birth to one, two, three and six months of age based on the linear model was 0.38, 0.82, 0.017 and 0.043, and based on threshold model was 0.045, 0.020, 0.033 and 0.049, respectively. Based on the REML method, genetic correlation ranged from 0.433 (between traits of survival from birth to one month and survival from birth to two months) to 0.993 (between traits of survival from birth to three months and survival from birth to six months). Also based on the Bayesian method via Gibbs sampling ranged from 0.427 (between survival from birth to one month and survival from birth to two months) to 0.989 (between survival from birth to three months with survival from birth to six months).

Conclusion: Estimated genetic parameters based on Bayes method was more accurately than REML method. The negative covariance between direct and maternal genetic effects made the high value of direct heritability for survival from birth to two months of age. Low to medium direct heritability show the slow genetic progress of survival traits, therefore-paying attention to non-genetic factors along with genetic factors will increase survival of lambs. The genetic correlation between survival traits was positive and high in such a way that the selection for survival at a certain age will cause the correlated response for survival at other ages. Considering the importance of reproductive traits such as the number of lambs per ewe, the genetic improvement of survival is of particular importance and can be included in the breeding goals of Sanjabi sheep.

Keywords: Bayes method, Genetic parameters, Restricted maximum likelihood method, Sanjabi lambs, Survival rate

[Downloaded from rap.sanru.ac.ir on 2026-11-10]
[DOR: 20.1001.1.22518622.1402.14.40.9.2]
[DOI: 10.61186/rap.14.40.85]

دانشگاه علوم کشاورزی و منابع طبیعی ساری

"مقاله پژوهشی"

تجزیه ژنتیکی زنده‌مانی بره‌های سنجابی از تولد تا ٦ ماهگی با روش‌های REML و Bayes

جواد احمدپناه[۱]، علی جوانروح علی‌آباد[۲] و سجاد بادبرین[۳]

۱- بخش تحقیقات علوم دامی، مرکز تحقیقات و آموزش کشاورزی و منابع طبیعی استان ایلام، سازمان تحقیقات، آموزش و ترویج کشاورزی، ایلام، ایران، (نویسنده مسوول: j.ahmadpanah@areeo.ac.ir)

۲- بخش تحقیقات ژنتیک و اصلاح نژاد دام و طیور، موسسه تحقیقات علوم دامی، سازمان تحقیقات، آموزش و ترویج کشاورزی، کرج، ایران

۳- بخش تحقیقات علوم دامی، مرکز تحقیقات و آموزش کشاورزی و منابع طبیعی استان کرمانشاه، سازمان تحقیقات، آموزش و ترویج کشاورزی، کرمانشاه، ایران

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۱۱/۱۷ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۱۲/۷

صفحه: ۸۵ تا ۹۳

چکیده مبسوط

مقدمه و هدف: جهت تعیین واریانس ژنتیکی میزان زنده‌مانی بره‌ها و همچنین استفاده در برنامه اصلاح نژاد، نیاز به محاسبه ساختار کوواریانس و پارامترهای ژنتیکی می‌باشد، بنابراین هدف از مطالعه حاضر برآورد ساختار کوواریانس و پارامترهای ژنتیکی صفات زنده‌مانی تجمعی از تولد تا ۶ ماهگی بره‌های سنجابی بود.

مواد و روش‌ها: از داده‌های مربوط به سال‌های ۱۳۹۴ تا ۱۴۰۱ که شامل ۱۲۸۰ حیوان از ۵۶ نر و ۳۷۹ ماده بودند، استفاده گردید. اثر عوامل محیطی سیستماتیک شامل جنس بره، تیپ تولد، سن مادر و همچنین ضرایب تابعیت خطی و درجه دوم وزن تولد بره بر میزان زنده‌مانی بره‌ها بررسی گردید. وزن تولد بره‌ها به‌عنوان متغیر کمکی در مدل نهایی منظور شد. شش مدل حیوانی با و بدون اثرات مادری در نظر گرفته و مدل مناسب بر اساس معیار اطلاعات آکاییک انتخاب شد. تجزیه و تحلیل چند متغیره با هر دو روش حداکثر درست نمایی محدود شده و روش بیز مبتنی بر نمونه‌گیری گیبس و از مدل آستانه برای تجزیه ژنتیکی صفات زنده‌مانی استفاده شد.

یافته‌ها: اثرات ژنتیکی مادری برای صفات زنده‌مانی از تولد تا یک و دو ماهگی معنی‌دار بود ($p<0/05$). وراثت‌پذیری مادری برای زنده‌مانی تا یک ماهگی و دو ماهگی برابر ۰/۴۳ و ۰/۱۸ محاسبه شدند. در تجزیه تک صفتی، وراثت‌پذیری مستقیم برای صفات زنده‌مانی از تولد تا یک ماهگی، دوماهگی، سه ماهگی و شش ماهگی بر اساس مدل خطی به‌ترتیب ۰/۳۸، ۰/۸۲، ۰/۰۱۷ و ۰/۰۴۳ و در مدل آستانه‌ای به‌ترتیب ۰/۰۴۵، ۰/۰۲۰، ۰/۰۳۳ و ۰/۰۴۹ برآورد شدند. دامنه همبستگی ژنتیکی بر اساس روش REML از ۰/۴۳۳ (بین صفات زنده‌مانی تا یک ماهگی و زنده‌مانی تا دو ماهگی) تا ۰/۹۹۳ (بین صفات زنده‌مانی تا سه ماهگی با زنده‌مانی تا شش ماهگی) و بر اساس روش بیز مبتنی بر نمونه‌گیری گیبس از ۰/۴۲۷ (بین زنده‌مانی از تولد تا یک ماهگی و زنده‌مانی تجمعی از تولد تا دو ماهگی) تا ۰/۹۸۹ (بین زنده‌مانی تجمعی از تولد تا سه ماهگی با زنده‌مانی تجمعی از تولد تا شش ماهگی) متغیر بود.

نتیجه‌گیری: روش Bayes نسبت به روش REML پارامترهای ژنتیکی زنده‌مانی را با دقت بیشتری برآورد نمود. بالا بودن مقدار وراثت‌پذیری مستقیم زنده‌مانی از تولد تا دو ماهگی به‌دلیل کوواریانس منفی بین اثرات ژنتیکی مستقیم و مادری بود. متوسط تا پایین بودن پارامترهای ژنتیکی و وراثت‌پذیری برآورد شده نشان می‌دهد که سرعت پاسخ به انتخاب ژنتیکی جهت رسیدن به پیشرفت ژنتیکی و بهبود صفت زنده‌مانی به کندی و طی نسل‌ها صورت خواهد گرفت. همبستگی مثبت و قوی بین صفات زنده‌مانی مشاهده گردید و حاکی از آن است که انتخاب برای زنده‌مانی در سن مشخص سبب پاسخ به انتخاب همبسته برای زنده‌مانی در سنین مختلف خواهد شد. با توجه به مقدار واریانس محیطی، بهبود عوامل غیر ژنتیکی مؤثر بر زنده‌مانی مانند اتخاذ تصمیمات کاربردی و مناسب مدیریتی و تغذیه‌ای سبب افزایش زنده‌مانی می شود. نظر به اهمیت صفات تولید مثل مانند تعداد بره در هر زایش و افزایش تعداد بره‌ها به ازای هر میش، بهبود ژنتیکی زنده‌مانی آن‌ها از اهمیت ویژه برخوردار است و می‌تواند در فهرست صفت های موجود در اهداف اصلاح نژادی گوسفند نژاد سنجابی گنجانده شود.

واژه‌های کلیدی: بره‌های سنجابی، پارامتر ژنتیکی، روش بیز، روش حداکثر درست‌نمایی محدود شده، زنده‌مانی

مقدمه

یکی از سازه‌های مهم و تأثیرگذار بر اقتصاد گوسفندداری، زنده‌مانی بره‌ها تا زمان فروش است که عوامل مختلف محیطی و ژنتیکی برآن تاثیرگذار است. زنده مانی بره‌ها به‌صورت درصد بره‌های سالم در هر محیط طی یک بازهٔ زمانی تعریف می‌شود، و تابعی از میزان آبستنی میش، تعداد بره‌ی متولدشده در هر زایمان، و زنده مانی بره‌ها تا زمان فروش است (۲۰). فاکتورهای کلیدی مؤثر بر زنده‌مانی بره‌ها قبل از شیرگیری تحت تاثیر نژاد، سیستم پرورش و وزن تولد است (۳). توجه مادر به بره می‌تواند فشار ناشی از عوامل محیطی را به حداقل برساند اما مشکل در مادران دوقلوزا به این سادگی نبوده و با افزایش تعداد بره‌ها در هر زایش، مادر باید توان بیشتری برای نگهداری از نتاج داشته باشد (۹).

زنده‌مانی

بره‌های چند قلو بیشتر از بره‌های تک قلو تحت تاثیر مادر قرار دارد، زیرا در این حالت، اغلب زمان بیشتری نیاز است تا میش برای هر بره تازه متولد شده سپری کند. با انتخاب ژنتیکی و اجرای برنامه‌های اصلاح نژادی منجر به افزایش چند قلوزایی و تمرکز بر بهبود رفتار مادرانه نژادهای بومی و پیاده کردن سیستم متناسب، می‌توان زنده‌مانی بره‌ها را بهبود بخشید (۲۲).

عوامل محیطی و ژنتیکی بر زنده‌مانی بره‌ها موثر هستند. مطالعات مختلفی جهت شناسایی فاکتورهای موثر بر زنده‌مانی بره قبل از شیرگیری انجام شده است و نتایج یکسانی مبنی بر تاثیر زیاد نژاد و سیستم پرورش گزارش شده است. فهم بهتر شرایط محیطی و مدیریتی در دوران آبستنی و هنگام زایش می‌تواند به کاهش مرگ و میر بره‌ها در میش‌های چندقلوزا منجر شود. در سیستم‌های سنتی می‌توان با انتخاب ژنتیکی و اجرای برنامه‌های اصلاح نژادی منجر به افزایش چند قلوزایی و تمرکز بر بهبود رفتار مادرانه نژادهای بومی و پیاده کردن سیستم متناسب، موجبات بهبود زنده‌مانی بره‌ها را فراهم نمود (۲۲). برآورد پارامترهای ژنتیکی برای صفات اقتصادی در

[Downloaded from rap.sanru.ac.ir on 2026-11-10]

[DOR: 20.1001.1.22518622.1402.14.40.9.2]

[DOI: 10.61186/rap.14.40.85]

حیوانات به‌منظور اجرای برنامه‌های اصلاح‌نژادی ضروری می‌باشد، چرا که پیش‌بینی ارزش‌های ژنتیکی و چگونگی توارث صفات نیازمند برآورد مؤلفه‌های ژنتیکی افزایشی برای صفات و کوواریانس‌های بین آنها می‌باشد (۵). امروزه با استفاده از مدل‌های آماری مختلف پارامترهای ژنتیکی را برآورد می‌کنند. کاربرد این ضرایب محدود به جمعیتی است که در آن برآورد شده‌اند. زنده‌مانی نیز از جمله صفات مهم در پرورش گوسفند است که نیاز به محاسبه پارامترهای ژنتیکی آن جهت استفاده در برنامه اصلاح نژاد می‌باشد. زنده‌مانی بره‌ها اثر معنی‌داری بر سودآوری گله‌های گوسفند دارد (۱۸). این در حالی است که زنده‌مانی بره کمتر مورد توجه بوده و در برنامه‌های اصلاحی مورد توجه قرار نگرفته است (۲۱).

انتخاب روش و مدل مناسب برآورد پارامترهای ژنتیکی سبب افزایش دقت برآورد ارزش‌های اصلاحی دام‌ها و پارامترهای ژنتیکی جمعیت می‌گردد. زنده‌مانی صفتی است پیوسته اما تظاهر آن به‌صورت ناپیوسته و آستانه می‌باشد. در برآورد پارامترهای ژنتیکی صفات ناپیوسته از روش‌هایی استفاده می‌شود که بر اساس مدل آستانه‌ای طراحی می‌شود.

به دست آوردن معادلات مختلط در مدل آستانه‌ای[1] بر پایه قضیه بیز[2] می‌باشد. اغلب ارزیابی‌های صفات آستانه‌ای با کمک مدل‌های خطی یک صفت، قابلیت اعتماد کمی دارند (۸). بنابراین پیشنهاد شده است که از مدل‌های آستانه و روش بیز برای این صفات استفاده گردد. در مدل آستانه‌ای اثرات تصادفی نیز در کنار اثرات ثابت در مقدار میانگین نقش دارند در حالی که در مدل خطی معمولی مقدار میانگین تنها حاصل اثرات ثابت می‌باشد. همچنین در مدل خطی، انحراف معیار با در نظر گرفتن اثرات ثابت و تصادفی به‌دست می‌آید، در حالی که در مدل آستانه‌ای تنها بخش باقیمانده در آن تأثیرگذار است (۷).

در روش REML پیش فرض اساسی این است که نمونه‌ها از یک جامعه با توزیع نرمال هستند. این روش برای اثر انتخاب در جامعه تصحیح انجام می‌دهد و مؤلفه‌های واریانس را از طریق تکرار و همگرایی بدست می‌آورد. اما در روش بیز برآورد یک پارامتر از طریق توزیع پسین می‌باشد و امکان به دست آوردن مستقیم میانگین توزیع پسین در بیش‌تر موارد وجود ندارد. بنابراین نمونه‌هایی با خصوصیات مستقل و یکسان از توزیع پسین تولید می‌شود، روش زنجیره مونت کارلو مارکف[3] (MCMC) یک روش شبیه سازی عمومی برای نمونه‌گیری از توزیع‌های پیشین و محاسبه توزیع پسین برای کمیت‌های مورد نظر می‌باشد. این روش به طور متوالی نمونه‌ها را از یک توزیع هدف نمونه‌گیری می‌نماید و از آن‌جا که هر نمونه بستگی به نمونه قبلی دارد لذا این نوع نمونه‌گیری تشکیل زنجیره مارکف را می‌دهد و از نمونه‌گیری تولید شده توزیع پسین برای برآورد پارامتر موردنظر استفاده می‌شود (۲). بنابراین هدف از این تحقیق برآورد پارامترهای ژنتیکی زنده‌مانی از تولد تا ۶ ماهگی بره‌های سنجابی بر اساس تجزیه و تحلیل تک متغیره، تجزیه با مدل آستانه و تجزیه و تحلیل چند متغیره با هر دو روش‌های REML و Bayes با کمک نمونه‌گیری گیبس بود.

مواد و روش‌ها

داده‌های مورد استفاده

داده‌های مربوط به سال‌های ۱۳۹۴ تا ۱۴۰۰ که شامل ۱۲۸۰ حیوان از ۵۶ نر و ۳۷۹ ماده بودند، استفاده گردید. فایل مشاهدات به‌ترتیب، شامل شماره ثبت بره، شماره ثبت پدر، شماره ثبت مادر و عوامل ثابت شامل، جنس، سال تولد بره، تیپ تولد، وزن تولد، زنده‌مانی تجمعی از تولد تا ۳۰ روزگی، ۶۰، ۹۰ و ۱۸۰ روزگی بودند. جهت تعیین زنده‌مانی از تولد تا ۶ ماهگی، به‌صورت تجمعی طول عمر بره‌ها از تولد تا ۳۰، ۶۰، ۹۰ و ۱۸۰ روزگی در ۴ ستون متفاوت دسته‌بندی شد و کد سانسور ۱ و ۲ به آنها داده شد، در صورتی که قبل از پایان دوره مورد نظر مثلا ۶۰ روزگی بره تلف شده بود، کد سانسور ۲ و در صورتی که تا آخر این دوره زنده بود کد سانسور ۱ داده شد. در کل داده‌ها، بره‌هایی که مادر نامشخص داشتند حذف شدند.

اثر عوامل محیطی

جهت بررسی اثر عوامل محیطی مؤثر بر صفات زنده‌مانی تجمعی از رویه GLM برنامه آماری SAS (SAS, 1991) استفاده گردید:

$$Y_{ijklm} = \mu + A_i + B_j + T_k + S_l + b1\ (BW_{ijklm}-BW_{oooo}) + b2\ (BW_{ijklm}-BW_{oooo})2 + e_{ijklm}$$

در این مدل Y_{ijklm} مشاهدات مربوط به زنده‌مانی، μ میانگین جمعیت، A_i اثر ثابت iامین سن مادر بر حسب سال (i= 2,..,7)، B_j اثر ثابت j امین سال تولد، T_k اثر ثابت k امین تیپ تولد (K = 1,…, 4)، S_l اثر ثابت l امین جنس بره (l= 1,2)، BW_{ijklm} وزن تولد بره، BW_{oooo} میانگین وزن تولد بره‌ها، b1 و b2 به‌ترتیب ضرایب تابعیت خطی و درجه دوم وزن تولد بره و e_{ijklm} اثر تصادفی باقی‌مانده می‌باشند. در تجزیه و تحلیل ژنتیکی صفات زنده‌مانی تجمعی، وزن تولد بره‌ها به‌عنوان متغیر کمکی در مدل مد نظر قرار گرفت.

برآورد پارامترهای ژنتیکی

مدل‌های تک‌متغیره برای صفات زنده‌مانی تجمعی از تولد تا یک ماهگی، دو ماهگی، سه ماهگی و شش ماهگی، شامل ۶ مدل زیر که در وجود یا عدم وجود اثرات ژنتیکی و محیطی دائمی مادری تفاوت داشتند استفاده شد:

Model 1: $y = Xb + Z_1a + e$
Mode 2: $y = Xb + Z_1a + Z_2m + e$ Cov (a,m) = 0
Model 3: $y = Xb + Z_1a + Z_2pe + e$
Model 4: $y = Xb + Z_1a + Z_2m + e$ Cov (a,m) = $A\sigma a,m$
Model 7: $y = Xb + Z_1a + Z_2m + Z_3pe + e$ Cov (a,m) = 0
Model 8: $y = Xb + Z_1a + Z_2m + Z_3pe + e$ Cov (a,m) = $A\sigma a,m$

در این مدل‌ها y، بردار مشاهدات برای هر صفت، a، c، m و e نیز به‌ترتیب اثر ژنتیکی افزایشی مستقیم، اثر محیطی مشترک مادری، اثر ژنتیکی افزایشی مادری و اثر باقیمانده و Z1، Z2 وW ماتریس‌های طرح هستند که به‌ترتیب اثرات ژنتیکی افزایشی مستقیم، ژنتیکی مستقیم مادری و محیطی مشترک مادری را به مشاهدات ربط می‌دهند. همچنین، b بردار اثرات عوامل ثابت و X ماتریس طرحی است که اثرات

1- Threshold model 2- Bayes theorem 3- Mont Carlo Markov Chain

[Downloaded from rap.sanru.ac.ir on 2026-11-10]
[DOR: 20.1001.1.22518622.1402.14.40.9.2]
[DOI: 10.61186/rap.14.40.85]

عوامل ثابت را به مشاهدات آن‌ها ربط می‌دهند. A ماتریس روابط خویشاوندی و σ_{am} نیز کوواریانس اثر ژنتیکی افزایشی مستقیم و مادری است. در مدل‌های مذکور امید ریاضی و ماتریس‌های (کو)واریانس به شرح زیر است:

$$E\begin{bmatrix} y \\ a \\ m \\ pe \\ e \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} Xb \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix}, Var\begin{bmatrix} a \\ m \\ pe \\ e \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} A\sigma_a^2 & A\sigma_{am} & 0 & 0 \\ A\sigma_{am} & A\sigma_m^2 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & I\sigma_{pe}^2 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & I\sigma_e^2 \end{bmatrix}$$

$$Var(y) = [Z_1 \quad Z_2]\begin{bmatrix} A\sigma_a^2 & A\sigma_{am} \\ A\sigma_{am} & A\sigma_m^2 \end{bmatrix} + WI\sigma_{pe}^2W' + I\sigma_e^2$$

در معادلات فوق، A ماتریس روابط خویشاوندی و I ماتریس واحد است. همچنین σ_a^2، σ_m^2 ، σ_{pe}^2 ، σ_e^2 وσ_{am} به‌ترتیب واریانس‌های ژنتیکی افزایشی مستقیم، ژنتیکی افزایشی مادری، محیطی مشترک مادری، باقیمانده و کوواریانس اثر ژنتیکی افزایشی مستقیم و مادری است. به‌منظور تعیین مناسب‌ترین مدل برای برآورد مؤلفه‌های واریانس–کوواریانس، از آزمون نسبت لگاریتم درستنمایی استفاده شد. این آزمون، معنی‌داری اثرات تصادفی اضافه شده به مدل پایه (مدل با اثر تصادفی حیوان) را تعیین می‌کند. در آزمون نسبت لگاریتم درستنمایی، مدلی که بیشترین مقدار را دارد به‌عنوان مبنا انتخاب شد، سپس از تفاوت نسبت لگاریتم درستنمایی‌ها مقدار χ^2 به شکل ذیل محاسبه گردید:

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

این تفاوت برای کلیه مدل‌ها محاسبه شده و با χ^2 جدول (با یک درجه آزادی برای هر دو مدل متوالی) مقایسه گردید. مدلی که در هر حالت بیشترین مقدار نسبت لگاریتم درستنمایی را داشت و تفاوت آن با سایر مدل‌ها معنی‌دار بود، مناسب‌ترین مدل است. در صورتی که تفاوت مدل‌ها از نظر آماری معنی‌دار نباشد، ساده‌ترین مدل (مدل پایه) برای برآورد مؤلفه‌های واریانس استفاده شد (۱۰).

ساختار (کو) واریانس زنده‌مانی با روش بیز مبتنی بر نمونه‌گیری گیبس و نرم افزار TM بر اساس مدل آستانه نیز برآورد گردید. در آنالیزهای بیز از ۱۰۰۰۰۰ نمونه، با دوره‌ی سوختن ۱۰۰۰۰ و با فواصل ۱۰۰ (thinning interval)از یکدیگر استفاده شده و ۹۰۰۰۰ نمونه باقیمانده برای به دست آوردن پارامترهای ژنتیکی زنده‌مانی از تولد تا شش ماهگی مورد استفاده قرار گرفت. در مدل آستانه‌ای فرض شد که σ2e شناخته شده و مساوی با مقداری مشخص یا نسبتی از آن است در نتیجه برابر با واحد اندازه‌گیری در نظر گرفته شد (σ2e = 1).

جهت برآورد اجزای واریانس و کوواریانس و پارامترهای ژنتیکی برای صفات زنده‌مانی تجمعی از تولد تا یک ماهگی، دو ماهگی، سه ماهگی و شش ماهگی از روش‌های حداکثر درستنمایی محدود شده و روش بیز مبتنی بر نمونه‌گیری گیبس به‌ترتیب با نرم افزارهای DMU (۱۳) و TM (۱۱) استفاده گردید. شکل چندمتغیره مدل حیوانی به‌صورت زیر است.

$$y_i = X_i b_i + Z_i a_i + e_i$$

در این مدل، yi بردار مشاهدات برای صفت iام، bi بردار اثرات ثابت برای صفت iام، ai بردار اثرات تصادفی حیوان برای صفت iام و e_i بردار اثرات تصادفی باقیمانده برای صفت iام می‌باشند. همچنین Xi و Zi، ماتریس‌های ضرایب هستند که رکوردهای صفت iام را به‌ترتیب به اثرات ثابت و اثرات تصادفی حیوان مرتبط می‌نماید.

نتایج و بحث

توصیف آماری صفات زنده‌مانی تجمعی از تولد تا یک ماهگی، دو ماهگی، سه ماهگی و شش ماهگی بره‌ها در جدول ۱ ارائه شده است. میانگین و انحراف معیار وزن تولد به‌ترتیب برابر ۴/۰۱ و ۰/۵۴ به دست آمد. ضریب تغییرات وزن بدن هنگام تولد معادل ۱۳/۶ درصد بوده است. بیشترین و کمترین ضریب تغییرات به‌ترتیب مربوط به صفات زنده‌مانی تا ۶ ماهگی و وزن تولد می‌باشد. همچنین بیشترین و کمترین ضریب چولگی به‌ترتیب برای صفات زنده‌مانی تا ۲ ماهگی و وزن تولد محاسبه شده است. در میان صفات زنده‌مانی میانگین با افزایش سن افزایش یافته است لازم به ذکر است با توجه به اینکه زنده‌مانی با کد ۱ و تلف شدن با کد ۲ نمایش داده شده است لذا با افزایش سن، میانگین زنده‌مانی تجمعی افزایش نشان داده است. به‌عنوان مثال در سن یک ماهگی تلفات تولد تا یک ماه مد نظر بوده است اما در سن دو ماهگی علاوه بر تلفات تولد تا یک ماهگی، تلفات یک تا ماهگی نیز در محاسبات آورده شده است چرا که زنده‌مانی به‌صورت تجمعی بررسی گردیده است. به این دلیل با افزایش سن میانگین زنده‌مانی در ظاهر افزایش، اما در عمل کاهش داشته است. حداقل و حداکثر صفات زنده‌مانی ۱ و ۲ که به‌ترتیب مربوط به حالت‌های زنده و تلف شده می‌باشد.

جدول ۱- توصیف آماری صفات وزن تولد و زنده‌مانی تا ۶ ماهگی بره‌های سنجابی
Table 1. Statistical description for traits of birth weight and survival up to 6 months of Sanjabi lambs

صفت Trait	میانگین Mean	انحراف معیار Standard Deviation	حداقل–حداکثر Minimum-Maximum	ضریب تغییرات (٪) Coefficient of variation (%)	چولگی Skewness
وزن تولد Birth weight	4.01	0.54	6.2-5.5	13.60	0.53
زنده‌مانی تا ۱ ماهگی Survival from birth to 1 Month	1.02	0.15	1-2	15.21	6.11
زنده‌مانی تا ۲ ماهگی Survival from birth to 2 Months	1.05	0.23	1-2	21.88	3.85
زنده‌مانی تا ۳ ماهگی Survival from birth to 3 Months	1.10	0.31	1-2	28.08	2.52
زنده‌مانی تا ۶ ماهگی Survival from birth to 6 Months	1.13	0.33	1-2	29.94	2.17

اثر سال تولد برای کلیه صفات زنده‌مانی تجمعی از تولد تا شش ماهگی بره‌ها معنی‌دار مشاهده گردید (p<۰/۰۱). این در حالی است که سایر عوامل محیطی مورد بررسی شامل جنس، تیپ تولد و سن مادر برای صفات زنده‌مانی تجمعی معنی‌دار

[Downloaded from rap.sanru.ac.ir on 2026-11-10]
[DOR: 20.1001.1.22518622.1402.14.40.9.2]
[DOI: 10.61186/rap.14.40.85]

نبودند (p>۰/۰۵). برای صفات زنده‌مانی اثرات ثابت در مدل نهایی تجزیه و تحلیل ژنتیکی وارد نشدند و تنها اثر سال تولد به‌عنوان اثر ثابت معنی‌دار در مدل نهایی جهت تجزیه و تحلیل ژنتیکی استفاده گردید. حداقل و حداکثر سن مادر در فایل داده به‌ترتیب ۲ و ۷ سال بودند. لازم به ذکر است که سن مادر برای صفات زنده‌مانی تجمعی از تولد تا ۶ ماهگی معنی‌دار نبوده است و لذا بیانگر آن است که میش‌های جوان و مسن اثرات یکسانی روی زنده‌مانی بره‌ها تا ۶ ماهگی دارند. در عمل میش‌هایی که مسن هستند و اثرات مادرانه آنها نسبت به میش‌های جوان برتری دارد بهتر از بره‌های خود نگهداری نموده و لذا میزان زنده‌مانی این بره‌ها افزایش می‌یابد. میانگین وزن تولد بره‌های نر نسبت به بره‌های ماده بیشتر است همچنین وزن تولد بره‌های تک قلو نسبت به بره‌های دو و سه قلو بالاتر می‌باشد.

نتایج حاصل از برآورد واریانس-کوواریانس برای صفات زنده‌مانی تجمعی از تولد تا ۶ ماهگی گوسفندان سنجابی بر اساس مدل دام تک صفتی با عوامل مادری شامل اثرات ژنتیکی و محیطی دائمی مادری در جدول ۲ ارائه شده است. مقایسه لگاریتم درستنمایی مدل‌های با و بدون اثرات ژنتیکی و محیطی دائمی مادری نشان داد که برای صفات زنده‌مانی تجمعی تا یک ماهگی، دو ماهگی، سه ماگی و شش ماهگی به‌ترتیب مدل‌های ۴، ۴، ۱، و ۱ معنی‌دار بودند (p<۰/۰۵). برای صفت زنده‌مانی تا یک ماهگی بر اساس مدل چهار، مقدار وراثت‌پذیری مستقیم و مادری به‌ترتیب برابر ۰/۳۸۰ و ۰/۴۲۸ محاسبه گردید. اثرات ژنتیکی مادری چون تولید شیر و یا قابلیت نگهداری مادری اثرات فراوانی بر زنده‌مانی بره در ماه اول تولد دارد.

جدول ۲- مولفه های کوواریانس و پارامترهای ژنتیکی صفات زنده‌مانی از تولد تا ۶ ماهگی بره‌های سنجابی

Table 2. Covariance components and genetic parameters of survival traits from birth to 6 months of Sanjabi lambs

مدل Model	LogL	pe^2	h_m^2	h_a^2	$\sigma_{a,m}$	σ_p^2	σ_e^2	σ_{pe}^2	σ_m^2	σ_a^2	صفت Trait
4	1205.30	_	0.428	0.380	-0.012	0.021	0.016	_	0.009	0.008	زنده‌مانی تا ۱ Survival from birth to 1 Month
4	898.63	_	0.180	0.810	-0.019	0.050	0.019	_	0.009	0.041	زنده‌مانی تا ۲ Survival from birth to 2 Months
1	611.29	_	_	0.017	_	0.086	0.085	_	_	0.001	زنده‌مانی تا ۳ Survival from birth to 3 Months
1	537.49	_	_	0.043	_	0.102	0.098	_	_	0.004	زنده‌مانی تا ۶ Survival from birth to 6 Months

* پارامترهای σ_a^2، σ_m^2، σ_{pe}^2، σ_e^2، σ_p^2، $\sigma_{a,m}$، h_a^2، h_m^2، pe^2، LogL به‌ترتیب واریانس ژنتیکی مستقیم، واریانس ژنتیکی مادری، واریانس محیطی دائمی مادری، واریانس محیطی ناشناخته، واریانس فنوتیپی، کواریانس بین اثرات ژنتیکی مستقیم و مادری، وراثت‌پذیری مستقیم، وراثت‌پذیری مادری، نسبت واریانس محیطی دائمی مادری به واریانس فنوتیپی و نسبت لگاریتم درستنمایی مدل هستند.

* Parameters of σ_a^2، σ_m^2، σ_{pe}^2، σ_e^2، σ_p^2، $\sigma_{a,m}$، h_a^2، h_m^2، pe^2، LogL are additive genetic variance, maternal genetic variance, permanent environmental variance, phenotypic variance

مدل مناسب برای صفت، مدل ۴ در نظر گرفته شد و بر اساس این مدل وراثت‌پذیری مستقیم و مادری به‌ترتیب برابر ۰/۸۱ و ۰/۱۸ برآورد گردیدند. اثرات ژنتیکی و محیطی دائمی مادری برای صفات زنده‌مانی تجمعی تا ۳ ماهگی و ۶ ماهگی معنی‌دار نبودند (p>۰/۰۵). وراثت‌پذیری مستقیم برای این صفات به‌ترتیب برابر ۰/۰۱۷ و ۰/۰۴۳ به دست آمدند. مقادیر وراثت‌پذیری برآورد شده حاکی از آن هستند که صفات زنده‌مانی تجمعی تا سه ماهگی و شش ماهگی بیشتر تحت تاثیر اثرات محیطی قرار دارند. واریانس‌های ژنتیکی و محیطی دائمی مادری برای هر دو صفت تقریبا نزدیک به صفر برآورد شدند. بخشی از برآورد بالای وراثت‌پذیری مستقیم زنده‌مانی از تولد تا یک ماهگی به‌علت کواریانس منفی بین اثرات ژنتیکی مستقیم و مادری و کوچک شدن واریانس فنوتیپی برای این صفت و بخشی به علت نامتجانس بودن ساختار داده‌های مورد استفاده بوده است.

مقادیر واریانس محیطی در مدل آستانه برابر ۱ مد نظر قرار گرفت و بر این اساس وراثت‌پذیری مستقیم برای صفات زنده‌مانی تجمعی از تولد تا یک ماهگی، زنده‌مانی تجمعی از تولد تا دو ماهگی، زنده‌مانی تجمعی از تولد تا سه ماهگی و زنده‌مانی تجمعی از تولد تا شش ماهگی به‌ترتیب برابر ۰/۰۴۵، ۰/۰۲۰، ۰/۰۳۳ و ۰/۰۴۹ برآورد شدند (جدول ۳). مقادیر وراثت‌پذیری مستقیم صفات زنده‌مانی تجمعی بر اساس مدل آستانه کمتر از مقادیر برآورد شده بر اساس مدل خطی محاسبه گردید.

جدول ۳- مولفه های واریانس‌ها و پارامترهای ژنتیکی صفات زنده‌مانی تجمعی از تولد تا شش ماهگی بره‌های سنجابی بر اساس روش‌های آستانه و بیز

Table 3. Variance components and genetic parameters of cumulative survival traits from birth to six month-old of Sanjabi lambs based on threshold and Bayesian methods

پارامتر Parameter	زنده‌مانی تا ۱ ماهگی Survival from birth to 1 Month	زنده‌مانی تا ۲ ماهگی Survival from birth to 2 Months	زنده‌مانی تا ۳ ماهگی Survival from birth to 3 Months	زنده‌مانی تا ۶ ماهگی Survival from birth to 6 Months
σ_a^2	۰،۰۴۹	0.021	0.033	0.049
σ_{pe}^2	1	1	1	1
σ_p^2	1.049	1.021	1.033	1.049
h_a^2	0.045	0.020	0.035	0.046

* σ_a^2، σ_e^2، σ_p^2 و h_a^2 به‌ترتیب واریانس ژنتیکی افزایشی مستقیم، واریانس محیطی، واریانس فنوتیپی و وراثت‌پذیری مستقیم

* σ_a^2، σ_e^2، σ_p^2، and h_a^2 are additive genetic variance, environmental variance, phenotypic variance and direct heritability, respectively.

[Downloaded from rap.sanru.ac.ir on 2026-11-10]
[DOR: 20.1001.1.22518622.1402.14.40.9.2]
[DOI: 10.61186/rap.14.40.85]

نتایج حاصل از تجزیه و تحلیل چند متغیره با روش حداکثر درستنمایی محدود شده برای صفات زنده‌مانی تا یک ماهگی، زنده‌مانی تجمعی تا دو ماهگی، زنده‌مانی تجمعی تا سه ماهگی و زنده‌مانی تجمعی تا شش ماهگی بره‌های سنجابی در جدول ۴ ارائه شده است. مقادیر وراثت‌پذیری مستقیم برای صفات زنده‌مانی تا یک ماهگی، زنده‌مانی تجمعی تا دو ماهگی، زنده‌مانی تجمعی تا سه ماهگی و زنده‌مانی تجمعی تا شش ماهگی به‌ترتیب برابر ۰/۲۴۷، ۰/۲۲۲، ۰/۰۸۵ و ۰/۰۸۵ برآورد شده است. دامنه همبستگی ژنتیکی از ۰/۴۳۳ (بین صفات زنده‌مانی تا یک ماهگی و زنده‌مانی تا دو ماهگی) تا ۰/۹۹۳ (بین صفات زنده‌مانی تا سه ماهگی با زنده‌مانی تا شش ماهگی) متغیر بوده است. همچنین دامنه همبستگی فنوتیپی بین صفات از ۰/۳۸۵ بین صفات زنده‌مانی تا یک ماهگی با زنده‌مانی تا سه ماهگی تا ۰/۸۸۲ بین صفات زنده‌مانی تا سه ماهگی و زنده‌مانی تا شش ماهگی متغیر بود.

جدول ۴- مقادیر وراثت‌پذیری مستقیم (بالای قطر)، همبستگی ژنتیکی (روی قطر) و همبستگی فنوتیپی (زیر قطر) صفات زنده‌مانی تجمعی تا ۶ ماهگی بره‌های سنجابی

Table 4. Values of direct heritability (above the diameter), genetic correlation (on the diameter) and phenotypic correlation (below the diameter) of cumulative survival up to 6 months of Sanjabi lambs

صفت	زنده‌مانی تا ۱ ماهگی Survival from birth to 1 Month	زنده‌مانی تا ۲ ماهگی Survival from birth to 2 Months	زنده‌مانی تا ۳ ماهگی Survival from birth to 3 Months	زنده‌مانی تا ۶ ماهگی Survival from birth to 6 Months
زنده‌مانی تا ۱ ماهگی Survival from birth to 1 Month	0.247	0.433	0.671	0.752
زنده‌مانی تا ۲ ماهگی Survival from birth to 2 Months	0.495	0.222	0.918	0.882
زنده‌مانی تا ۳ ماهگی Survival from birth to 3 Months	0.385	0.653	0.085	0.993
زنده‌مانی تا ۶ ماهگی Survival from birth to 6 Months	0.344	0.580	0.882	0.085

برآورد پسین پارامترهای ژنتیکی صفات زنده‌مانی تجمعی از تولد تا شش ماهگی بره‌های سنجابی با روش بیز مبتنی بر نمونه‌گیری گیبس در جدول ۵ ارائه شده است. مقادیر وراثت‌پذیری مستقیم برای صفات زنده‌مانی تجمعی تا یک ماهگی، دو ماهگی، سه ماهگی و شش ماهگی به‌ترتیب برابر ۰/۲۹۷، ۰/۳۳۳، ۰/۱۹۹، و ۰/۲۳۸ برآورد شدند.

جدول ۵- برآورد پسین پارامترهای ژنتیکی صفات زنده‌مانی تجمعی از تولد تا شش ماهگی بره‌های سنجابی با روش بیز

Table 5. Posterior estimation of genetic parameters for cumulative survival traits from birth to six months of Sanjabi lambs with Bayes method

صفت اول	صفت دوم	پارامتر Parameter	میانگین Mean	میانه Median	حد بالا High	حد پایین Low
زنده‌مانی تا ۱ ماهگی Survival from birth to 1 Month	زنده‌مانی تا ۱ ماهگی Survival from birth to 1 Month	وراثت‌پذیری Heritability	0.297	0.297	0.508	0.196
	زنده‌مانی تا ۲ ماهگی Survival from birth to 2 Months	همبستگی ژنتیکی Genetic correlation	0.427	0.414	0.774	0.277
	زنده‌مانی تا ۳ ماهگی Survival from birth to 3 Months		0.790	0.804	0.862	0.429
	زنده‌مانی تا ۶ ماهگی		0.769	0.784	0.898	0.459
زنده‌مانی تا ۲ ماهگی Survival from birth to 2 Months	زنده‌مانی تا ۲ ماهگی Survival from birth to 2 Months	وراثت‌پذیری Heritability	0.333	0.328	0.500	0.194
	زنده‌مانی تا ۳ ماهگی Survival from birth to 3 Months	همبستگی ژنتیکی Genetic correlation	0.858	0.857	0.946	0.612
	زنده‌مانی تا ۶ ماهگی Survival from birth to 6 Months		0.867	0.864	0.957	0.705
زنده‌مانی تا ۳ ماهگی Survival from birth to 3 Months	زنده‌مانی تا ۳ ماهگی Survival from birth to 3 Months	وراثت‌پذیری Heritability	0.199	0.195	0.415	0.1000
	زنده‌مانی تا ۶ ماهگی Survival from birth to 6 Months	همبستگی ژنتیکی Genetic correlation	0.989	0.994	0.996	0.901
زنده‌مانی تا ۶ ماهگی Survival from birth to 6 Months	زنده‌مانی تا ۶ ماهگی Survival from birth to 6 Months	وراثت‌پذیری Heritability	0.238	0.235	0.436	0.144

برای زنده‌مانی از تولد تا یک ماهگی برآورد وراثت‌پذیری بر اساس روش بیز مبتنی بر نمونه‌گیری گیبس کمتر از برآورد حاصل از روش حداکثر درستنمایی محدود شده بود. اما برآورد وراثت‌پذیری مستقیم برای صفات زنده‌مانی تجمعی از تولد تا دو ماهگی، زنده‌مانی تجمعی از تولد تا سه ماهگی و زنده‌مانی تجمعی از تولد تا شش ماهگی بر اساس روش بیز مبتنی بر نمونه‌گیری گیبس بیشتر از روش حداکثر درستنمایی محدود شده به دست آمده است. دامنه همبستگی ژنتیکی بین صفات

[Downloaded from rap.sanru.ac.ir on 2026-11-10]
[DOR: 20.1001.1.22518622.1402.14.40.9.2]
[DOI: 10.61186/rap.14.40.85]

زنده‌مانی بر اساس روش بیز مبتنی بر نمونه‌گیری گیبس از ۰/۴۲۷ (بین زنده‌مانی از تولد تا یک ماهگی و زنده‌مانی تجمعی از تولد تا دو ماهگی) تا ۰/۹۸۹ (بین زنده‌مانی تجمعی از تولد تا سه ماهگی با زنده‌مانی تجمعی از تولد تا شش ماهگی) متغیر بود. کمترین و بیشترین (جدول ۵) مقادیر وراثت‌پذیری بر اساس نمونه‌های گیبس برای صفات زنده‌مانی تجمعی تا یک ماهگی، دو ماهگی، سه ماهگی، و شش ماهگی به‌ترتیب برابر ۰/۱۹۶ و ۰/۵۰۸، ۰/۱۹۴ و ۰/۵۰۰، ۰/۱۰۰ و ۰/۴۱۵، ۰/۱۴۴ و ۰/۴۳۶ به دست آمدند. کمترین و بیشترین مقادیر همبستگی ژنتیکی بین صفات بر اساس نمونه‌های گیبس متغیر بوده است. همبستگی ژنتیکی بین صفات زنده‌مانی تجمعی مثبت و دامنه آن از ۰/۴۲۷ (بین زنده‌مانی تجمعی تا ۱ ماهگی و زنده‌مانی تجمعی تا دو ماهگی) تا ۰/۹۸۹ (بین صفات زنده‌مانی تجمعی تا سه ماهگی و زنده‌مانی تجمعی تا شش ماهگی) متغیر بوده است. مقادیر میانه برای وراثت‌پذیری مستقیم صفات زنده‌مانی تجمعی تا یک ماهگی، دو ماهگی، سه ماهگی و شش ماهگی به‌ترتیب برابر ۰/۲۹۷، ۰/۳۲۸، ۰/۱۹۵ و ۰/۲۳۵ برآورد شده است. برای صفت زنده‌مانی تجمعی از تولد تا یک ماهگی مقدار میانه وراثت‌پذیری مستقیم با میانگین آن برابر بوده است اما برای سایر صفات مقدار میانگین وراثت‌پذیری مستقیم بیشتر از میانه آن محاسبه گردید.

بقای بره‌ها یک ویژگی ترکیبی است که تحت تأثیر بسیاری از اثرات مختلف مرتبط با شرایط آب و هوایی، مدیریت، رفتار بره و میش و سایر عوامل محیطی است (۱۵). ضرایب اقتصادی نسبی میزان زنده مانی بره‌ها در سنین مختلف بعد از صفات تولید مثلی مانند میزان آبستنی و تعداد برۀ متولدشده در هر زایمان بیشتر از سایر صفات مانند صفات رشد و تولید پشم می‌باشد (۱ و ۲۳). علاوه بر بحث سودآوری گله، تعداد بره‌های سالم در گله جهت انتخاب به‌عنوان میش در آینده نقش مهمی دارد. تلاش‌های فراوانی به‌منظور مدیریت شرایط گوناگون برای مواظبت از میش‌ها در طول دوره آبستنی و بره‌های آنها در حین و بعد از تولد صورت می‌گیرد، اما با این شرایط درصد شایان توجهی از بره‌ها طی بازۀ زمانی قبل از بلوغ تلف می‌شوند و مطالعات متعدد نشان داده است که حدود ۱۰-۳۵ درصد تلفات بره‌ها در ۶ ماه اول زندگی آنها اتفاق می‌افتد (۱۹).

در این تحقیق، میانگین حذف تجمعی بره‌ها با افزایش سن از تولد تا شش ماهگی، افزایش نشان داد. روند مشابهی برای الگوی حذف تجمعی در بره‌های لری-بختیاری گزارش شده است (۲۱). بقای تجمعی بره‌های کرمانی با افزایش سن از تولد تا از شیر گرفتن کاهش یافته است (۴). مقادیر وراثت‌پذیری مستقیم برای صفات زنده‌مانی تجمعی از تولد تا یک ماهگی و دو ماهگی متوسط و برای زنده‌مانی از تولد تا سه و شش ماهگی پایین برآورد گردید. به طور کلی در مطالعات مختلف برآوردهای پایینی از وراثت‌پذیری مستقیم برای صفات زنده‌مانی در نژادهای مختلف گوسفند مانند لری-بختیاری (۰/۰۱ تا ۰/۰۸)، گوسفندان گیلانی (۰/۰۰۲ تا ۰/۰۵۹) و گوسفند چورا (۰/۰۲ تا ۰/۶) گزارش شده است که با نتایج این مطالعه برای زنده‌مانی از تولد تا شش ماهگی بره‌های سنجابی مطابقت دارد (۶، ۱۶ و ۲۱). برآوردهای بیشتری از وراثت‌پذیری مستقیم برای طول عمر در گوسفند مهربان (۰/۱۶ تا ۰/۲۲) و میش آمیخته Mule (۰/۲۷) به دست آمده است (۱۴ و ۱۷) که با نتایج برآورد شده برای زنده‌مانی تجمعی تا یک و دوماهگی بره‌های سنجابی مطابقت دارد. کاهش وراثت‌پذیری مستقیم زنده‌مانی بره‌ها بعد از سن ۶ ماهگی علاوه بر تلفات بره‌ها می‌توان به حذف بر اثر موارد مختلف از گله تا سن شش ماهگی نسبت داد. همچنین با افزایش سن بره وابستگی فرزند به مادر کم شده و تاثیر عوامل محیطی بر تنوع صفات بیشتر از اثرات ژنتیکی خواهد بود.

بر اساس روش حداکثر درستنمایی محدود شده اثرات عوامل مادری شامل اثر ژنتیکی و محیطی دائمی مادری برای صفات مذکور بررسی و نتایج بیانگر آن بود که به استثنای صفات زنده‌مانی تا یک ماهگی و دو ماهگی، اثرات مادری برای سایر صفات مورد بررسی معنی‌دار نمی باشد. مطابق با نتایج این مطالعه، برآوردهای پایینی از وراثت مادری برای طول عمر (۰/۰۴) و نرخ بقا (۰/۰۳) از تولد تا دوره‌های سنی مختلف در گوسفندان لری-بختیاری گزارش شده است (۲۱). به طور کلی، برآورد وراثت‌پذیری مستقیم برای صفات طول عمر بیشتر از صفات مادری بود. به طور مشابه، نسبت واریانس محیطی دائمی مادر به واریانس فنوتیپی برای صفات طول عمر و بقا به‌ترتیب از ۰/۰۰ تا ۰/۰۳ و ۰/۰۱ تا ۰/۰۲ در گوسفند لری-بختیاری برآورد شده (۲۱) که برآوردهای نزدیک به صفر واریانس محیطی دائمی مادری در مطالعه آنها با نتایج این مطالعه مبنی بر عدم معنی‌داری واریانس محیطی دائمی مادری برای زنده‌مانی خصوصاً از تولد تا ۳ و ۶ ماهگی مطابقت دارد.

نتایج ما نشان داد که برآوردهای وراثت‌پذیری مادری برای صفات زنده‌مانی تجمعی از تولد تا یک ماهگی و دو ماهگی از وراثت‌پذیری مستقیم بیشتر بوده و با افزایش سن بره از مقدار آن کاسته شده به گونه‌ای که در سنین سه و شش ماهگی اثرات مادری معنی دار نبودند. بخش قابل توجهی از تنوع در صفات عملکردی گوسفند مربوط به اثرات مادری بوده و با افزایش سن بره تأثیر آن کمتر می‌شود و وابستگی بره به مادر کاهش می‌یابد و اثرات محیط و باقی‌مانده بر بره افزایش می‌یابد که این می‌تواند دلیل روند کاهشی در وراثت‌پذیری‌های مستقیم و مادری باشد. دلیل دیگر پایین بودن وراثت‌پذیری مستقیم نسبت به وراثت‌پذیری مادری در نوع استفاده از مدل و نژاد دام می‌باشد (۱۰).

کواریانس و همبستگی منفی بین اثرات مستقیم و مادری برای صفات زنده‌مانی تجمعی تا یک ماهگی و دو ماهگی در تحقیق حاضر پیشنهاد می‌کند که انتخاب برای حیوانات با بقای بیشتر تا سن خاص، دارای ژن‌های تابع برای بقای فرزندان خود در هنگام مادر شدن است (اورت و همکاران، ۲۰۰۵). برآوردهای وراثت‌پذیری برای یک صفت آستانه مانند زنده‌مانی، زمانی که با مدل خطی تجزیه و تحلیل می‌شود، تحت تاثیر فراوانی صفت قرار می‌گیرد. بنابراین، مقایسه

[Downloaded from rap.sanru.ac.ir on 2026-11-10]
[DOR: 20.1001.1.22518622.1402.14.40.9.2]
[DOI: 10.61186/rap.14.40.85]

برآورد پارامترهای ژنتیکی از نژادها یا جمعیت‌های مختلف ساده نیست (۷). همچنین، گزارش شده است که استفاده از مدل خطی برای یک صفت گسسته باینری به دلیل درجات مختلف سانسور در سطوح متغیر توضیحی، منجر به تخمین‌های اریب پارامترهای ژنتیکی می‌شود (۱۸). در توافق کلی با این بیانیه، یک مطالعه شبیه‌سازی نشان داد که تحلیل مدل خطی داده‌های باینری برای یک صفت معین، همیشه وراثت‌های واقعی را کمتر از حد برآورد می‌کند (۷). بنابراین، روش مورد استفاده برای ارزیابی ژنتیکی صفات آستانه با صفات پیوسته متفاوت است و یک مدل آستانه، مدل مناسب‌تری برای تحلیل ژنتیکی صفات آستانه بوده، زیرا ماهیت طبقه‌بندی این صفات را در نظر می‌گیرد.

وراثت‌پذیری صفات زنده‌مانی تجمعی از تولد تا شش ماهگی بر اساس مدل آستانه و روش بیز مبتنی بر نمونه‌گیری گیبس (۰/۰۲۰ تا ۰/۰۴۶) کمتر از برآورد وراثت‌پذیری بر اساس مدل‌های خطی و روش‌های حداکثر درستنمایی محدود شده و روش بیز مبتنی بر نمونه‌گیری گیبس به دست آمد. به طور کلی گزارش‌های کمی از تخمین آستانه وراثت‌پذیری برای صفات زنده‌مانی در مطالعات قبلی وجود دارد، و نتایج آنها حاکی از آن است که برآوردهای وراثت‌پذیری مستقیم برای زنده‌مانی بره بر اساس مدل آستانه برابر ۰/۰۱ در گوسفند رامنی (۱۲) و ۰/۱۴ در گوسفند Coopworth (اورت و همکاران، ۲۰۰۵) بوده است که با نتایج حاصل در مطالعه حاضر و برای بره‌های سنجابی مطابقت دارد. قوی حسین زاده و همکاران (۲۰۱۸) نیز مقادیر وراثت‌پذیری مستقیم صفات زنده‌مانی تا ۳ ماهگی، ۶ ماهگی، ۹ ماهگی و ۱۲ ماهگی بره‌های مغانی بر اساس مدل آستانه را به‌ترتیب برابر ۰/۰۰۱، ۰/۰۰۳، ۰/۱۴۵ و ۰/۱۴۷ برآورد نمودند.

همبستگی ژنتیکی بین صفات زنده‌مانی از تولد تا یک ماهگی، دوماهگی، سه ماهگی و شش ماهگی مثبت و بالا محاسبه گردید. در گوسفندان مغانی، بیشترین و کمترین میزان همبستگی ژنتیکی مستقیم بین صفات زنده‌مانی با فواصل ۳ ماهه از تولد تا یک سالگی به‌صورت خطی و دو صفته را به‌ترتیب، ۰/۹۹ و ۰/۹۵- و هم‌چنین بیش‌ترین و کم‌ترین میزان همبستگی ژنتیکی مادری را به‌ترتیب ۰/۹۹ و ۰/۵۰ برآورد شده که این مقادیر به میزان زیادی با همبستگی ژنتیکی مستقیم و همبستگی ژنتیکی مادری برآورد شده تحقیق حاضر با استفاده از مدل خطی و روش‌های حداکثر درستنمایی محدود شده و بیز تفاوت داشته است. نتایج مطالعه حاضر با نتایج گزارش شده در گوسفند زندی مطابقت داشت به گونه‌ای که با استفاده از مدل تابعیت تصادفی میزان همبستگی ژنتیکی مستقیم با فواصل ۳ ماهه از تولد تا یکسالگی در حد بالا (۰/۶ تا ۱) برآورد شده است (۱۶). مقادیر بالای همبستگی ژنتیکی بین صفات زنده‌مانی حاکی از آن است که انتخاب برای زنده‌مانی در سن مشخصی مانند تولد یا شیرگیری اثرات همبسته مثبتی روی زنده‌مانی در سنین دیگر خواهد داشت.

نتیجه‌گیری کلی

در این تحقیق پارامترهای ژنتیکی صفات زنده‌مانی از تولد تا شش ماهگی بره‌های سنجابی با روش‌های حداکثر درست نمایی محدود شده و بیز مبتنی بر نمونه‌گیری گیبس و همچنین مدل خطی و آستانه‌ای برآورد گردید. برآورد وراثت‌پذیری مستقیم صفات زنده‌مانی از تولد تا شش ماهگی بر اساس روش بیز مبتنی بر نمونه‌گیری گیبس بیشتر از روش حداکثر درست نمایی محدود شده حاصل شد. دلیل این تفاوت‌ها را می‌توان به قدرتمند بودن روش آنالیز بیزی نسبت داد. چون این روش بسیار دقیق و پرهزینه است و پارامترهای ژنتیکی را با دقت بالایی پیش بینی می‌کند. استفاده از مدل آستانه در برآورد وراثت‌پذیری مستقیم صفات زنده‌مانی سبب شد تا مقادیر آن نسبت به حالت استفاده از مدل خطی کاهش یابد. همبستگی ژنتیکی بین صفات زنده‌مانی مثبت و بالا بود به گونه‌ای که انتخاب برای زنده‌مانی در سن خاصی سبب پاسخ به انتخاب همبسته برای زنده‌مانی در سنین دیگر خواهد شد. متوسط تا پایین بودن پارامترهای ژنتیکی و وراثت‌پذیری برآورد شده نشان می‌دهد که سرعت پاسخ به انتخاب ژنتیکی جهت رسیدن به پیشرفت ژنتیکی و بهبود صفت زنده‌مانی به کندی و طی نسل‌ها صورت خواهد گرفت. همچنین بهبود عوامل غیر ژنتیکی مؤثر بر زنده‌مانی مانند بهبود شرایط محیطی و اتخاذ تصمیمات کاربردی و مناسب مدیریتی، تغذیه‌ای سبب افزایش زنده‌مانی می‌گردد. اما با توجه به اهمیت صفات تولیدمثل مانند تعداد بره در هر زایش و افزایش تعداد بره‌ها، بهبود ژنتیکی زنده‌مانی آنها از اهمیت ویژه برخوردار بوده و می‌تواند در لیست صفات موجود در اهداف اصلاح نژادی گوسفند نژاد سنجابی گنجانده شود.

منابع

1. Ahmadpanah, J., S. Savarsofla., A. Javanrouh Aliabad and A. Safari. 2021. Estimation of economic coefficients of the important traits of the Sanjabi sheep in the rural breeding system. Journal of Animal Environmental, In Press. (In Persian).
2. Alijani, S. 2010. Major genes detection in farm animals using statistical Bayesian and molecular methods. PHD Thesis. Tehran University, Karaj, Iran. 142 pp. (In Persian).
3. Bahri BinaBaj, F. 2012. Genetic study of survival criteria at different ages and its relationship with reproductive traits in two breeds of Qaragol and Balouchi sheep. Master's thesis. Faculty of Agriculture, Ferdowsi University of Mashhad. (In Persian).
4. Barazandeh, A., S. Molaei Moghbeli., M. Vatankhah and N. Ghavi Hossein-Zadeh. 2012. Lamb survival analysis from birth to weaning in Iranian kermani sheep. Tropical Animal Health and Production, 44: 929-934.

[Downloaded from rap.sanru.ac.ir on 2026-11-10]
[DOR: 20.1001.1.22518622.1402.14.40.9.2]
[DOI: 10.61186/rap.14.40.85]

5. 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.
6. U. M. El-Saied., L. F. De La Fuente., J. A. Carriedo and F. San Primitivo. 2005. Genetic and phenotypic parameter estimates of total and partial lifetime traits for dairy ewes. Journal of Dairy Science, 88: 3265-3272.
7. Ghavi Hossein-Zadeh, N. 2014. Linear and threshold analysis of direct and maternal genetic effects for secondary sex ratio in Iranian buffaloes. Journal of Applied Genetics, 55: 365-372.
8. Hagger, C. and A. Hofer. 1990. Genetic analyses of calving traits in the Swiss Black and White, Braunvieh and Simmental Breeds by REML and MAPP procedures. Livestock Production Science, 24: 93-107.
9. Hinch, G.N. and F. Brien. 2014. Lamb survival in Australian flocks: a review. Animal Production Science, 54: 656-666.
10. 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.
11. Legarra. A., L. Varona and E. Lopez de Maturana. 2011. TM user's guide.
12. Lopez-Villalobos, N. and D.J. Garrick. 1999. Genetic parameter estimates for lamb survival in Romney sheep. Proceedings of the New Zealand Society of Animal Production, 59:121-124.
13. Madsen, P. and J. Jensen. 2008. An user's guide to DMU. University of Aarhus, Faculty of Agricultural Sciences (DJF), Denmark.
14. Mekkawy, W., R. Roehe., R.M. Lewis., M.H. Davies., L. Bünger., G. Simm and W. Haresign. 2009. Genetic relationship between longevity and objectively or subjectively assessed performance traits in sheep using linear censored models. Journal of Animal Science, 87 (11): 3482-3489.
15. Moraes, A.B.D., H.E.C. Poli Cesar., V. Fischer., N.M. Fajardo., M. F. Aita., G.C.D. Porciuncula., 2016. Ewe maternal behavior score to estimate lamb survival and performance during lactation. Acta Scientiarum - Animal Sciences, 38(3):327-332.
16. Nadaf Fahmideh, M., N. Ghavi Hosseinzadeh and M. Golshani. 2016. Study of genetic relationship between longevity and body weights in Guilan province native sheep. Animal science Journal (research and production), 30 (115): 102-93. (In Persian).
17. Ramezani Akbarabad, S and N. Ghavi Hossein-Zadeh. 2018. Genetic and non-genetic factors affecting longevity of Mehraban sSheep. Research on Animal Production, 8 (17):157-165. (In Persian).
18. Southy, B.R., S.L. Rodriguez-Zas and K.A. Leymaster. 2001. Survival analysis of lamb mortality in terminal sire composite population. Journal of Animal Science, 79: 2298-2306.
19. Thomas, D.L. 2010. Performance and utilization of northern European shorttailed breeds of sheep and their crosses in North America: a review. Animal, 4: 1283-1296.
20. Vatankhah, M. 2012. The study of survival distribution in Lori Bakhtiari lambs from birth to one yearling age. Animal Science Journal (Pajohesh and Sazandegi), 95: 21-26. (In Persian).
21. Vatankhah, M. 2013. Estimation of the genetic parameters for survival rate in Lori-Bakhtiari lambs using linear and Weibull proportional hazard models. Journal of Agricultural Science and Technology, 15: 1133–1143.
22. Vatankhah, M. and M.A. Talebi. 2014. The study of the causes of culling and survival distribution function in Lori-Bakhtiari ewes. Journal of Ruminant Research, 2(2): 145-156. (In Persian).
23. Vatankhah, M., H. Mirzai., R. Yousef Elahi and M. Hosseinpour Mashhadi. 2018. Estimation of some environmental factors and genetic parameters of survival of Lori Bakhtiari lambs. Journal of animal science, 84: 65-70. (In Persian).

[Downloaded from rap.sanru.ac.ir on 2026-11-10]
[DOR: 20.1001.1.22518622.1402.14.40.9.2]
[DOI: 10.61186/rap.14.40.85]