Archi of SID

نشریه پژوهش در نشخوارکنندگان
جلد ششم، شماره چهارم، ۱۳۹۷
http://ejrr.gau.ac.ir

مطالعه عملکرد و برآورد فراسنجه‌های ژنتیکی برخی صفات تولید مثلی گوسفندان ماکویی با استفاده از مدل‌های خطی و آستانه‌ای

*امیرحسین خلت‌آبادی فراهانی[۱]، حسین محمدی[۲]، محمد حسین مرادی[۱]، سیدعباس رأفت[۳]، حسین مرادی شهر بابک[۴]، امیر طاهری یگانه[۵]

[۱]استادیار گروه علوم دامی، دانشکده کشاورزی و منابع طبیعی، دانشگاه اراک، [۲]دانش آموخته دکتری و [۳]استاد گروه علوم دامی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه تبریز، [۴]استادیار گروه علوم دامی، دانشکده علوم زراعی و دامی، پردیس کشاورزی و منابع طبیعی دانشگاه تهران، کرج، [۵]رئیس گروه پرورش و اصلاح نژاد دام سبک مرکز اصلاح نژاد و بهبود تولیدات دامی کشور، کرج.

تاریخ دریافت: ۹۷/۳/۱۸؛ تاریخ پذیرش: ۹۷/۸/۹

چکیده

سابقه و هدف: هدف اصلی برنامه‌های اصلاح نژادی حداکثر نمودن نرخ پیشرفت ژنتیکی برای صفات مهم اقتصادی می‌باشد. در پرورش گوسفند صفات مهم تولیدمثلی شامل نرخ آبستنی، تعداد بره متولد شده و تعداد بره زنده در تمام سیستم‌های پرورشی و محیطی می‌باشند. صفات تولید مثلی بر سودآوری و بازده پرورش گوسفند تأثیر مستقیم دارند. این صفات دارای ماهیت آستانه‌ای بوده ولی در ارزیابی‌های ژنتیکی معمولاً به صورت صفات دارای توزیع پیوسته مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرند. هدف این پژوهش مطالعه عملکرد و برآورد وراثت‌پذیری و تکرارپذیری صفات تولید مثلی در گوسفندان نژاد ماکویی با استفاده از مدل‌های خطی و آستانه‌ای بود.

مواد و روش‌ها: در این پژوهش از اطلاعات ٤٣١٩ رکورد مربوط به ١٦٢٩رأس میش ماکویی، که طی سال‌های ۱۳۷۵ تا ۱۳۹۲ در ایستگاه پرورش و اصلاح نژاد ماکو واقع در استان آذربایجان غربی جمع آوری شده بود، استفاده شد. صفات تولید مثلی شامل میزان آبستنی (٣٤١٨)، تعداد بره متولد شده در هر زایمان میش (٣١٩٠)، تعداد بره زنده شیرگیری شده در هر زایمان میش (٣١٩٠)، تعداد بره متولد شده به ازای هر میش در معرض آمیزش (٣٤١٨) و تعداد بره شیرگیری شده به ازای هر میش در معرض آمیزش (٣٤١٨) بودند. معنی‌دار بودن اثرات ثابت با استفاده از رویه لجستیک نرم افزار SAS تعیین شدند. مدل‌های حیوانی خطی و آستانه‌ای به‌صورت تک صفتی شامل اثر عوامل ثابت (سال و سن میش) و اثر عوامل تصادفی ژنتیکی افزایشی میش، محیطی دائمی میش و باقی‌مانده توسط نرم افزار ASREML پیش بینی شدند.

یافته‌ها: میانگین صفات میزان آبستنی، تعداد بره متولد شده در هر زایمان میش، تعداد بره زنده شیرگیری شده در هر زایمان، تعداد بره متولد شده به ازای هر میش در معرض آمیزش و تعداد بره شیرگیری به ازای هر میش در معرض آمیزش به ترتیب ۰/۹۳، ۱/۱٦، ۰/۹۸، ۱/۰۷ و ۰/۹۱ برآورد شد. ضریب وراثت‌پذیری صفات مذکور با استفاده از مدل تجزیه خطی به ترتیب ۰/۰۵، ۰/۱۱، ۰/۰٦، ۰/۰۸ و ۰/۰٤ و با استفاده از مدل تجزیه آستانه‌ای به‌ترتیب ۰/۱۲، ۰/۲۰، ۰/۱۵، ۰/۱۸ و ۰/۱۰ برآورد شد. ضریب

*نویسنده مسئول: amfarahanikh@gmail.com

www.SID.ir

Archive of SID

تکرارپذیری صفات فوق با استفاده از تجزیه خطی به‌ترتیب ۰/۰۹، ۰/۱٦، ۰/۱۸، ۰/۱۵ و ۰/۱۲ و با استفاده از مدل آستانه‌ای به‌ترتیب ۰/٤۸، ۰/۵۱، ۰/۳٤، ۰/۵۰ و ۰/٤۱ برآورد شد.

نتیجه‌گیری: نتایج این مطالعه نشان داد که استفاده از مدل‌های آستانه‌ای برای تجزیه رکوردهای صفات تولید مثلی در ارزیابی ژنتیکی، در مقایسه در مدل‌های خطی، منجر به افزایش برآورد پارامترهای ژنتیکی و بهبود صحت ارزیابی‌های ژنتیکی خواهد شد.

واژه‌های کلیدی: گوسفند، صفات تولید مثل، فراسنجه‌های ژنتیکی، مدل خطی، مدل آستانه‌ای

مقدمه

در اصلاح نژاد دام اطلاعات صفات تولیدی به دو صورت اعداد پیوسته و اعداد گسسته قابل اندازه‌گیری است. تعداد زیادی از صفات مهم نظیر تعداد دام متولد شده در هر زایمان، آسان‌زایی، مقاومت به بیماری و زنده‌مانی در مقیاس گسسته اندازه‌گیری می‌شوند. این صفات علیرغم اینکه در ظاهر به صورت گسسته اندازه‌گیری می‌شوند اما ماهیتی پیوسته دارند. در اصلاح نژاد به اینگونه صفات اصطلاحاً صفات آستانه‌ای می‌گویند. ارزیابی ژنتیکی صفات آستانه‌ای از طریق روشی متفاوت از ارزیابی صفات پیوسته صورت می‌گیرد. جیانولا و فولی (۱۹۸۳) و گیلمور و همکاران (۱۹۸۵) در مطالعات جداگانه‌ای مدل آستانه‌ای را برای ارزیابی ژنتیکی صفات آستانه‌ای معرفی کردند. در مدل‌های آستانه‌ای فرض بر این است که یک متغیر اصلی مورد بررسی یک متغیر پنهان دارای توزیع نرمال است که به لحاظ عدم توانایی ما در تشخیص تمام سطوح آن متغیر، توزیع پنهان و پیوسته صفت از طریق آستانه‌های ثابتی به دسته‌های مجزا و گسسته تقسیم بندی می‌شود. لذا تجزیه و تحلیل داده‌ها با استفاده از مدل آستانه‌ای بر پایه فرض وجود یک متغیر پاسخ پیوسته و غیر قابل مشاهده عمل نموده و از فرض‌های مدل خطی مختلط پیروی می‌نمایند (۱۲، ۱۳).

در مدل آستانه‌ای فرض بر این است که یک نقطه آستانه برای توزیع پیوسته و پنهان که مسئول بروز صفت مورد نظر می‌باشد وجود دارد و بسته به این که یک فرد از نظر مجموع آثار مؤثر بر صفت در کدام طرف این آستانه قرار داشته باشد در یکی از دسته‌های فنوتیپی قابل مشاهده و اندازه‌گیری قرار خواهد گرفت. طبیعی به نظر می‌رسد که عدم آگاهی دقیق از فنوتیپ باطنی افراد در مورد این گونه صفات و اکتفاء به فنوتیپ ظاهری آنها به صورت دو یا چند گروه فنوتیپی سبب بروز خطای اندازه‌گیری شده و دقت برآوردهای ژنتیکی را کاهش می‌دهد. به همین دلیل در نظر گرفتن ماهیت صفات کمی پیوسته برای صفات آستانه‌ای و استفاده از مدل‌های تجزیه خطی برای این گونه صفات سبب می‌گردد تا ضریب وراثت پذیری آنها کمتر از مقادیر واقعی برآورد شود (۲۲).

صفات تولید مثلی مهمترین صفات مؤثر بر سودآوری در پرورش گوسفند می‌باشند (۱٦و۲۱). این صفات دارای ماهیت آستانه‌ای بوده ولی در عمل به صورت صفات دارای توزیع پیوسته مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرند. علاوه بر دقت و صحت رکوردهای شجره و عملکرد صفات، به کار بردن مدل مناسب جهت تجزیه صفات نیز تأثیر بسیار بالائی در برآورد دقیق پارامترهای ژنتیکی و همچنین ارزیابی‌ها خواهد داشت. به طور کلی ضریب وراثت پذیری صفات تولید مثلی کم و دارای دامنه تغییرات نسبتا زیادی می‌باشد (۳و۸). مطالعات مختلفی بر روی گوسفندان بومی کشور در ارتباط با صفات تولیدمثلی با استفاده از مدل‌های حیوانی خطی گزارش شده

www.SID.ir

Archive of SID

است (۱۹، ۲٤، ۲۹ و ۳۲). وطن خواه و همکاران (۲۰۰۸) با استفاده از مدل تجزیه خطی وراثت پذیری میزان آبستنی، تعداد بره متولد شده در هر زایمان میش، تعداد بره زنده متولد شده در هر زایمان میش، تعداد بره زنده شیرگیری شده در هر زایمان میش، تعداد بره متولد شده به ازای هر میش در معرض آمیزش و تعداد بره شیرگیری شده به ازای هر میش در معرض آمیزش در گوسفندان نژاد لری بختیاری را به‌ترتیب ۰/۰۱، ۰/۱۰، ۰/۰۸، ۰/۰٦، ۰/۰۵ و ۰/۰۳ گزارش نمودند (۲۹). سیهان و همکاران (۲۰۰۹) با استفاده از مدل تجزیه خطی وراثت‌پذیری تعداد بره متولد شده در هر زایمان میش و تعداد بره شیرگیری شده در هر زایمان میش در گوسفندان ساکیز[2] ترکیه را به ترتیب ۰/۰۳ و ۰/۱۸ گزارش نمودند(۵).

تعدادی از محققین در مطالعات جداگانه به مقایسه برآورد فراسنجه‌های ژنتیکی صفات تولید مثلی برای نژادهای مختلف گوسفند با استفاده از داده‌های واقعی و شبیه سازی شده پرداختند و نتیجه‌گیری نمودند که مدل‌های آستانه‌ای در مقایسه با مدل‌های خطی در برآورد پارامترهای ژنتیکی و ارزیابی ژنتیکی ارجحیت دارند (۹،٤، ۱۷و۱۸). محمّدی و همکاران (۲۰۱۲) وراثت پذیری صفات میزان آبستنی، تعداد بره متولد شده در هر زایمان میش، تعداد بره زنده شیرگیری شده در هر زایمان میش، بره متولد شده به ازای هر میش در معرض آمیزش و تعداد بره شیرگیری شده به ازای هر میش در معرض آمیزش به ترتیب ۰/۰۵، ۰/۱٤، ۰/۰۹، ۰/۰۵ و ۰/۰٤ با استفاده از مدل تجزیه خطی و ۰/۱۱، ۰/۱۹، ۰/۱٦، ۰/۱۲ و ۰/۱۱ با استفاده از مدل تجزیه آستانه‌ای در گوسفندان زندی برآورد نمودند (۱۸). با توجه به بررسی منابع، چنین مطالعه‌ای بر روی گوسفند نژاد ماکویی در ایران صورت نگرفته است، هدف این پژوهش مطالعه عملکرد و برآورد وراثت‌پذیری و تکرارپذیری صفات تولید مثلی در گوسفندان نژاد ماکویی (گله ایستگاه ماکو) با استفاده از مدل‌های خطی و آستانه‌ای بود.

مواد و روش‌ها

در این پژوهش اطلاعات مربوط به رکوردهای صفات تولیدمثلی ٤۳۱۹ رأس بره حاصل از ۲۰٦ رأس قوچ و ۱٦۲۹ رأس میش که از سال ۱۳۷۵ تا ۱۳۹۲ در ایستگاه پرورش و اصلاح نژاد گوسفند ماکویی استان آذربایجان غربی (ایستگاه ماکو) جمع‌آوری شده بود، به منظور مقایسه برآورد پارامترهای ژنتیکی صفات تولید مثلی بوسیله تجزیه خطی و آستانه‌ای، مورد استفاده قرار گرفت. گله گوسفندان ایستگاه در تمام سال چرا می‌کنند و فقط در مواقع بسیار سرد سال یا در مواقعی که کیفیت مراتع مناسب نباشد و نیز در فصل جفتگیری و اواخر دوره آبستنی تغذیه تکمیلی می‌شوند. بره‌های ماده در سن ۱۸ماهگی در معرض قوچ‌ها قرار گرفته و تا زمان حذف شدن و یا نابارور بودن در گله باقی می‌مانند. همچنین در ایستگاه آمیزش کنترل شده وجود دارد بطوریکه به ازای هر ۲۰-۱۵ میش یک قوچ انتخابی در نظر گرفته می‌شود. فصل قوچ‌اندازی میش‌ها از شهریور تا مهرماه می‌باشد و فصل بره‌زایی از اواسط بهمن ماه شروع شده و تا اسفند ادامه دارد. همچنین بره‌ها به طور متوسط در سن سه ماهگی شیرگیری می‌شوند.

صفات تولید مثلی مورد بررسی در این پژوهش در قالب اعداد کمی گسسته ثبت شده بودند وشامل میزان آبستنی (۰ یا ۱)، تعداد بره متولد شده در هر زایمان میش (۰، ۱ یا ۲)، تعداد بره زنده شیرگیری شده در هر زایمان میش (۱یا ۲)، تعداد بره متولد شده به ازای هر میش در معرض آمیزش (۰، ۱ یا ۲) و تعداد بره شیرگیری به ازای هر میش در معرض آمیزش (۰، ۱ یا ۲) بودند.

2. Sakiz

www.SID.ir

Archive of SID

روش تجزیه آماری

به منظور شناسائی اثر عوامل ثابت مؤثر بر صفات مورد بررسی و استفاده از آنها در مدل نهایی، ابتدا جهت آماده کردن و ویرایش اطلاعات از نرم افزار فاکسپرو نسخه ٢/٦ (١٠) و سپس از رویه Logistic نرم‌افزار SAS نسخه ٩/١ (٢٧) استفاده شد. جهت برازش عوامل ثابت در مدل نهایی تجزیه، سطح معنی‌داری ٠/٠٥ در نظر گرفته شد. مدل آماری مورد استفاده شامل اثرات ثابت سن میش (٦ سطح) و سال جفتگیری (١٧ سطح) بود. همچنین اثر متقابل بین عوامل ثابت معنی‌دار نبود، لذا این اثرات در مدل نهائی منظور نشد (١٨ و ٢٩).

به منظور برآورد مؤلفه‌های واریانس و پارامترهای ژنتیکی حاصل از تجزیه خطی از روش حداکثر درستنمائی محدود شده و نرم‌افزار ASREML(١١) و برای تجزیه آستانه‌ای نیز از روش حداکثر درستنمایی محدود شده و نرم افزار ASREML (١١) وبه صورت تجزیه یک صفتی تحت مدل حیوانی تکرار پذیر زیر استفاده شد (١٨):

$$\mathbf{y= Xb+ Za+ Wp_e + e}$$

که y،b،a، pe و e به‌ترتیب بردار مشاهدات، عوامل ثابت، عوامل تصادفی ژنتیکی افزایشی میش، عوامل تصادفی محیطی دائمی میش و اثر عوامل تصادفی باقی مانده می‌باشند. X، Z و W ماتریس‌هایی هستند که مشاهدات را به‌ترتیب به اثرات عوامل‌ثابت، اثر تصادفی ژنتیکی افزایشی مستقیم و اثر تصادفی محیطی دائمی میش ربط می‌دهند.

ماتریس (کو)واریانس مدل مورد استفاده به صورت زیر بود:

$$Var\begin{pmatrix}\mathbf{a}\\ \mathbf{pe}\\ \mathbf{e}\end{pmatrix}=\begin{pmatrix}\mathbf{A}\sigma_a^2 & \mathbf{0} & \mathbf{0}\\ \mathbf{0} & \mathbf{I_d}\sigma_{pe}^2 & \mathbf{0}\\ \mathbf{0} & \mathbf{0} & \mathbf{I_n}\sigma_e^2\end{pmatrix}$$

A: ماتریس روابط خویشاوندی و σ^2_a، σ^2_{pe}، σ^2_e و $\mathbf{I_d}$ به ترتیب واریانس ژنتیکی افزایشی مستقیم، واریانس محیطی دائمی، واریانس باقیمانده و ماتریس واحد هستند. همچنین جهت محاسبه تکرار پذیری صفات مورد مطالعه از فرمول زیر استفاده گردید:

$$r=\frac{\sigma_a^2+\sigma_{pe}^2}{\sigma_p^2}$$

نتایج و بحث

میانگین، انحراف معیار و ضریب تغییرات صفات تولید مثلی گوسفندان ماکویی در جدول ١ نشان داده شده است. نتایج حاصل از تجزیه واریانس صفات مورد بررسی نشان داد که اثر عوامل ثابت سن میش و سال جفتگیری بر کلیه صفات مورد بررسی معنی‌داری بود (جدول ٢) که با نتایج مطالعات دیگر مطابقت دارد (٥ و ٢٤).

جدول ١: تعداد رکوردها، میانگین، انحراف معیار و ضریب تغییرات صفات تولید مثل گوسفندان ماکویی.

Table 1. Number of records, mean, standard error and coefficient of variation for reproductive traits of Makooei sheep.

صفت Trait	مخفف صفت Trait acronyms	تعداد رکورد Number of records	میانگین Mean	انحراف معیار SD	ضریب تنوع CV (٪)
میزان آبستنی Conception rate	CR	3418	0.93	0.26	27.95
تعداد بره متولد شده در هر زایمان(رأس) Litter size at birth per ewe lambing	LSB/EL	3190	1.16	0.39	33.62
تعداد بره زنده شیر گیری شده در هر زایمان(رأس) Litter size alive at weaning per ewe lambing	LSWL/EL	3190	0.98	0.47	48.05
تعداد بره متولد شده به ازای هر میش در معرض آمیزش(رأس) Litter size at birth per ewe exposed	LSB/EE	3418	1.07	0.41	38.31
تعداد بره شیرگیری به ازای هر میش در معرض آمیزش(رأس) Litter size at weaning per ewe exposed	LSW/EE	3418	0.91	0.49	53.84

www.SID.ir

Archive of SID

اثر سال به صورت تغییرات آب و هوایی و وابستگی گوسفند به مراتع و پس‌چر گیاهان زراعی، مدیریت و چگونگی پرورش مادران و میزان تغذیه بره‌ها بر عملکرد تولید مثل حیوانات تأثیرگذار است. همچنین بخشی از این تفاوت‌ها در صفات مورد بررسی ناشی از اثرات مادری، شیردهی و رفتار مادری میش در سنین مختلف از دلایل اثرات معنی‌داری سن میش است. اثرات معنی‌داری سن میش بر صفات تولیدی و تولیدمثلی در نژادهای مختلف گوسفند گزارش شده است (۲۰ و ۲۳). بنابراین، تأثیر عوامل محیطی بخش قابل ملاحظه‌ای از تنوع مشاهده شده در صفات مورد بررسی را به خود اختصاص می‌دهد.

ضریب تغییرات یک صفت، معیاری جهت تعیین میزان تنوع در آن صفت می‌باشد. ضریب تغییرات صفات مورد بررسی در این مطالعه از ۲۷/۹۵ درصد برای صفت میزان آبستنی تا ۵۳/۸٤ درصد برای تعداد بره شیرگیری به ازای هر میش در معرض آمیزش متغییر بود. ماتیکا و همکاران (۲۰۰۳) نشان دادند که ضریب تغییرات صفات میزان باروری، تعداد بره متولد شده در هر زایش میش، تعداد بره متولد شده به ازای هر میش در معرض آمیزش، تعداد بره شیرگیری شده در هر زایش میش و تعداد بره شیرگیری شده به ازای هر میش در معرض آمیزش در گوسفندان سابی[3] به ترتیب

۳۵/۹، ۳۰/۵، ٤۷/۸، ٤۸/۹ و ٦۲/۹ می‌باشد(۱۵).

وطن خواه و همکاران (۲۰۰۸) میانگین و انحراف معیار میزان آبستنی، تعداد بره متولد شده در هر زایمان، تعداد بره زنده متولد شده در هر زایمان میش، تعداد بره زنده شیرگیری در هر زایمان میش، تعداد بره متولد شده به ازای هر میش در معرض آمیزش و تعداد بره شیرگیری شده به ازای هر میش در معرض آمیزش در گوسفندان نژاد لری بختیاری را به‌ترتیب ۰/۳۰±۰/۹۰، ۱/۱۷±۰/۳۸، ۱/۱۲±۰/٤۵، ۱/۰۵±۰/٤۸، ۱/۰۵±۰/۵۰ و ۰/۹٤±۰/۵۵ گزارش نمودند (۲۹).

برآورد مؤلفه‌های واریانس، وراثت‌پذیری، نسبت واریانس محیطی دائمی به واریانس فنوتیپی و تکرار پذیری صفات با تجزیه مدل خطی در جدول ۳ نشان داده شده است. ضریب وراثت پذیری میزان آبستنی در این مطالعه با استفاده از مدل خطی ۰/۰۵ برآورد گردید. ضریب وراثت‌پذیری این صفت در نژادهای دورست، رامبویه، فین‌شیب، سافولک، تارگی و آمیخته‌های آنها ۰/۰٦ گزارش شده است (۲۳) که با نتیجه این تحقیق مطابقت دارد. پایین بودن میزان وراثت‌پذیری این صفت را می‌توان به اهمیت اثر عوامل محیطی بر تغییرپذیری این صفت و ظهور ناپیوسته آن نسبت داد (۲۳). ضریب وراثت‌پذیری تعداد بره متولد شده در هر زایمان میش ۰/۱٤ برآورد گردید. در دو گزارش مروری جداگانه حاصل از مطالعات مختلف میانگین وزنی ضریب وراثت پذیری تعداد بره متولد شده در هر زایمان میش به ترتیب ۰/۰۱±۰/۱۰ و ۰/۰۱±۰/۱۳ گزارش شده است (۸ و ۲۵). اکیز و همکاران (۲۰۰۵) و ون وایک (۲۰۰۳) ضریب وراثت پذیری تعداد بره متولد شده در هر زایمان میش در گوسفندان مرینوی ترکیه و دورمر[4] را به ترتیب ۰/۰۵۳ و ۰/۰۵۹ گزارش نمودند (٦، ۳۱). ونیماسیتی و همکاران (۲۰۰۷) ضریب وراثت پذیری تعداد بره متولد شده در هر زایمان میش را ۰/۱۲ گزارش نمودند(۳۰). همچنین در گوسفندان بومی کشور ضریب وراثت پذیری تعداد بره متولد شده در هر زایمان میش را ۰/۰۵ تا ۰/۱٦ گزارش نموده‌اند (۲٤، ۲٦ و ۳۲).

3 . Sabi

4. Dormer

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ٢: مقایسه میانگین‌های حداقل مربعات±خطای استاندارد برای صفات مورد پژوهش

Table 2. Comparison of least square means ±S.E. for the studied traits

زیر-گروه Sub-class	میزان آبستنی CR	تعداد بره متولد شده در هر زایمان (رأس) LSB/EL	تعداد بره زنده شیر گیری شده در هر زایمان(رأس) LSWL/EL	تعداد بره متولد شده به ازای هر میش در معرض آمیزش(رأس) LSB/EE	تعداد بره شیرگیری به ازای هر میش در معرض آمیزش(رأس) LSW/EE
سن مادر Dam age (year)	**	**	**	**	**
2	0.90^{bc}±0.001	1.16^{a}±0.001	0.95^{b}±0.005	1.03^{b}±0.005	0.90^{b}±0.006
3	0.92^{b}±0.002	1.18^{a}±0.003	0.96^{b}±0.004	1.06^{b}±0.006	0.82^{c}±0.001
4	0.96^{a}±0.002	1.19^{a}±0.001	0.99^{a}±0.002	1.12^{a}±0.006	0.93^{a}±0.003
5	0.91^{b}±0.002	1.16^{a}±0.003	0.94^{b}±0.002	1.10^{a}±0.005	0.87^{b}±0.002
6	0.88^{c}±0.003	1.10^{b}±0.004	0.95^{b}±0.002	1.02^{c}±0.006	0.88^{b}±0.002
7	0.89^{c}±0.003	1.08^{b}±0.002	0.90^{c}±0.004	1.00^{c}±0.006	0.81^{c}±0.001
سال جفتگیری Mating year	**	**	**	*	*

* معنی‌دار در سطح احتمال پنج درصد، ** معنی‌دار در سطح احتمال یک درصد.

*Significant at 5 percent probability level, **Significant at 1 percent probability level.

میزان وراثت پذیری تعداد بره متولد شده بـه ازای هر میش در معـرض آمیـزش ٠/٠٨ و کمتـر از مقـدار وراثت پذیری برآورد شـده بـرای صـفت تعـداد بـره متولد شده در هر زایمان میش برآورد گردید که مشابه ضرایب وراثت پذیری گزارش شده برای ایـن صـفت در سایر مطالعات می‌باشد(٨ و ٢٥). چون این صـفت حاصل ضرب میزان آبستنی و تعداد بره متولد شده در هر زایمان میش است و وراثت پـذیری صـفت میـزان آبستنی کم است، وراثت پذیری این صفت کمتر از آن در هر زایمان میش برآورد مـی‌شـود (٢٣). روزاتـی و همکاران (٢٠٠٢) وراثت پذیری تعداد بره متولد شـده به ازای هر میش در معرض آمیزش را در چهـار نـژاد گوسفند ٠/٠٩ گزارش نمودند(٢٣).

وراثت پذیری تعداد بره زنـده شـیرگیری شـده در هر زایمان میش و به ازای هر میش در معرض آمیزش در مطالعـه حاضـر بـه ترتیـب ٠/٠٦ و ٠/٠٤ بـرآورد گردید که اندکی بالاتر از میـانگین گزارشـات موجـود برای این صفات اسـت (٨ و ٢٤). کمتـر بـودن میـزان وراثت پذیری این صفات را می‌توان به این نسبت داد که مرگ و میر بره‌ها از تولد تا شیرگیری بیشتر تحـت تأثیر عوامل محیطی و ژنوتیـپ خـود بـره‌هـا اسـت و کمتر با ژنوتیپ میش مرتبط می‌باشد. اکیز و همکـاران (٢٠٠٥) و ون وایک (٢٠٠٣) ضـریب وراثـت پـذیری تعـداد بـره شـیرگیری شـده در هـر زایمـان مـیش در گوسفندان مرینوی ترکیه و دورمر را به ترتیـب ٠/٠٤٣ و ٠/٠٢٦ گـزارش نمودنـد (٦، ٣١). ونیماسـیتی و همکاران (٢٠٠٧) ضریب وراثت پذیری صفت تعـداد بره شیرگیری شده در هر زایمان مـیش در گوسـفندان کاتادین[5] را ٠/٠٩ گزارش نمودند (٣٠).

وطن خـواه و همکـاران (٢٠٠٨) وراثـت پـذیری تعداد بره شیرگیری شده در هر زایمان مـیش و تعـداد بره شیرگیری شده به ازای هر میش در معرض آمیزش را بـه ترتیـب ٠/٠٢± ٠/٠٦ و ٠/٠٢±٠/٠٣ گـزارش نمودند (٢٩). همچنـین روزاتـی و همکـاران (٢٠١٢) وراثت پذیری این صفات را بـه ترتیـب ٠/٠١ و ٠/٠٧ برآورد نمودنـد (٢٣). همچنـین اعتقـادی و همکـاران (٢٠١٧) وراثت پذیری صفت تعداد بره شیرگیری شده در هر زایمان مـیش را ٠/٠١٧±٠/٠٠ بـرآورد نمودنـد (٧).

برآوردهای تکرار پذیری صفات مورد بررسـی در جدول ٣ نشان داده شده است. میـزان تکـرار پـذیری

5. Katahdin

www.SID.ir

Archive of SID

صفات تولید مثل از کم تا متوسط می‌باشد که با نتایج مطالعات دیگر مطابقت دارد (۱ و ۲۹). این برآورد ها نشان می‌دهدکه تکرارپذیری صفات تولید مثلی حاصل از تجزیه خطی در حد کم می‌باشد، به‌طوری‌که به‌منظور افزایش عملکرد گله طی رکوردهای مختلف تولیدی در خلال طول عمر میش تصمیم‌گیری در مورد حذف میش بر اساس یک رکورد تولیدی از صفات تولید مثلی دارای دقت کمی است.

جدول ۳- برآورد مؤلفه‌های واریانس، پارامترهای ژنتیکی و فنوتیپی صفات تولید مثل با استفاده از تجزیه مدل خطی

Table 3. Estimates of variance components, genetic and phenotypic parameters from single-trait analysis for reproductive traits using linear model analysis.

صفت Trait	واریانس ژنتیکی افزایشی direct variance genetic	واریانس محیطی دائمی مادری permanent environmental variance	واریانس باقیمانده residual variance	واریانس فنوتیپی phonotypic variance	ضریب وراثت پذیری مستقیم direct heritability	نسبت واریانس محیطی دائمی به واریانس فنوتیپی ratio of permanent environmental variance on phonotypic variance	تکرار پذیری repeatability
میزان آبستنی (CR)	0.93	0.63	14.57	16.13	0.05±0.02	0.03±0.02	0.09
تعداد بره متولد شده در هر زایمان (رأس) (LSB/EL)	0.61	0.26	4.66	5.33	0.14±0.01	0.04±0.01	0.16
تعداد بره زنده شیرگیری شده در هر زایمان (رأس) (LSWL/EL)	1.65	3.17	22.36	26.19	0.06±0.01	0.12±0.01	0.18
تعداد بره متولد شده به ازای هر میش درمعرض آمیزش(رأس) (LSB/EE)	1.52	1.37	10.45	18.84	0.08±0.02	0.09±0.03	0.15
تعداد بره شیرگیری به ازای هر میش در معرض آمیزش(رأس) (LSW/EE)	0.55	0.871	9.75	11.17	0.04±0.02	0.07±0.01	0.12

برآورد مؤلفه‌های واریانس و پارامترهای ژنتیکی صفات تولید مثلی حاصل از تجزیه آستانه‌ای در جدول ٤ آورده شده است.مؤلفه‌های واریانس حاصل از تجزیه آستانه‌ای با مقادیر مشابه حاصل از تجزیه خطی کاملاً متفاوت می‌باشد. واریانس ژنتیکی افزایشی و محیطی دائمی حاصل از تجزیه آستانه‌ای برای همه صفات بیشتر از مقادیر مشابه در تجزیه خطی بوده ولی واریانس باقی مانده برای همه صفات کمتر از مقادیر مشابه می‌باشد. واریانس فنوتیپی برای صفات مورد بررسی در تجزیه آستانه‌ای کمتر از مقادیر مشابه در تجزیه خطی می‌باشد. تفاوت مؤلفه-های واریانس حاصل از تجزیه‌های خطی و آستانه‌ای، توسط سایر پژوهشگران نیز گزارش شده است (٤). صفات دسته بندی شده دارای توزیع چند جمله‌ای

www.SID.ir

Archive of SID

بوده و واریانس آنها وابسته به میانگین می‌باشد، زیرا در این نوع توزیع، مقدار واریانس به فراوانی مشاهدات در هر کدام از دسته‌ها بستگی دارد و با تغییر میانگین، این فراوانی‌ها نیز تغییر می‌یابند (٣و٤).

برآورد ضرایب وراثت پذیری و تکرارپذیری صفت میزان آبستنی حاصل از تجزیه آستانه‌ای به‌ترتیب با مقادیر٠/١٢ و ٠/٤٨ بیشتر از مقادیر حاصل شده از تجزیه خطی می‌باشد. ضریب وراثت پذیری حاصل از تجزیه آستانه‌ای برای نژاد رامبویه و فاین-شیپ به‌ترتیب ٠/١٠ و ٠/١٧ گزارش شده است (١٦). همچنین محمدی و همکاران (٢٠١٢) ضریب وراثت پذیری و تکرارپذیری میزان آبستنی را با استفاده از مدل آستانه‌ای در گوسفندان زندی ٠/١١ و ٠/٣٧ گزارش نمودند که در هر دو گزارش مشابه نتایج پژوهش حاضر بیشتر از مقادیر برآورد شده با استفاده از مدل خطی گزارش شده است (١٨). برآورد وراثت پذیری صفات تعداد بره متولد شده در هر زایمان میش و تعداد بره متولد شده به ازای هر میش در معرض آمیزش به ترتیب ٠/٢٠ و ٠/١٨ بود که بالاتر از برآوردهای حاصل از تجزیه خطی هستند. ضریب وراثت پذیری صفت تعداد بره متولد شده در هر زایمان برای میش‌های رامبویه و فاین شیپ ٠/٢٥ و ٠/٢٣ برآورد شده است که از نظر مقدار بالاتر از برآوردهای این تحقیق بوده ولی مشابه تحقیق حاضر برآوردهای حاصل از تجزیه آستانه‌ای بالاتر از مقادیر برآورد شده با استفاده از تجزیه خطی بودند. در این بررسی مقدار وراثت پذیری صفت تعداد بره متولد شده در هر زایمان در میش های فاین‌شیپ با استفاده از مدل آستانه‌ای پدری از ٠/٢٦ تا ٠/٧٦ گزارش شد (١٦). در تحقیق دیگری ضریب وراثت پذیری تعداد بره متولد شده به ازای هر میش در معرض آمیزش در گوسفندان زندی با استفاده از مدل آستانه‌ای ٠/١٢ برآورد گردید (١٨). ضرایب وراثت پذیری صفات تعداد بره زنده شیرگیری شده در هر زایمان میش و تعداد بره شیرگیری شده به ازای هرمیش در معرض آمیزش نیز به ترتیب ٠/١٥ و ٠/١٠ برآورد گردید که این برآوردها بالاتر از مقادیر مشابه حاصل شده از تجزیه خطی می‌باشند. براین و همکاران (٢٠٠٢) مدل‌های خطی و آستانه‌ای را برای پیش بینی آثار ژنتیکی مستقیم تعداد بره شیرگیری شده در هر زایمان در گوسفندان مرینوی غرب استرالیا به کار بردند (٤). آنها مقدار وراثت پذیری مستقیم برای این صفت را با استفاده از مدل‌های خطی و آستانه‌ای به ترتیب ٠/٠٨ و ٠/١٢ برآورد نمودند. مشخص شد که مدل حیوانی آستانه‌ای تک متغیره بهتر از مدل حیوانی خطی تک متغیره برای ارزیابی ژنتیکی صفات تولید مثلی مورد بررسی به کار می‌رود. همانگونه که از نتایج تحقیقات صورت گرفته بر روی داده‌های واقعی صفات تولید مثلی بر می‌آید برآوردهای وراثت‌پذیری این صفات در محدود پایین قرار گرفته و فقط در صورت استفاده از مدل‌های آستانه‌ای می‌توان به مقادیر وراثت پذیری بالاتری دست یافت.

از نظر تئوری برتری مدل‌های آستانه‌ای در برآورد پارامترهای ژنتیکی و پیش بینی ارزش اصلاحی صفات آستانه‌ای در حالت تک صفتی در بسیاری از مطالعات گزارش شده است (٢٨). میکاوی و همکاران (٢٠١٠) ضریب وراثت پذیری تعداد بره متولد در هر زایمان میش در گوسفندان میولی[6] با استفاده از تجزیه خطی و آستانه‌ای حاصل از داده‌های واقعی و شبیه سازی شده را به ترتیب ٠/٠٨ و ٠/١٢ تا ٠/١٨ گزارش نمودند (١٧). نتایج این مطالعه نشان داد مدل آستانه‌ای دارای توان بالاتری نسبت به مدل خطی برای بیان واریانس دارد، مخصوصاً زمانی که میزان وراثت‌پذیری صفات پایین باشد مدل آستانه‌ای دارای مزیت‌های بیشتری است (١٤).

6. Mule

www.SID.ir

Archive of SID

جدول٤: برآورد مؤلفه‌های واریانس، پارامترهای ژنتیکی و فنوتیپی صفات تولید مثل با استفاده از تجزیه مدل آستانه‌ای

Table 4. Estimates of variance components, genetic and phenotypic parameters by single-trait analysis for reproductive traits using threshold model analysis.

صفت Trait	واریانس ژنتیکی افزایشی direct variance genetic	واریانس محیطی دائمی مادری permanent environmental variance	واریانس باقیمانده residual variance	واریانس فنوتیپی phonotypic variance	ضریب وراثت پذیری مستقیم direct heritability	نسبت واریانس محیطی دائمی به واریانس فنوتیپی ratio of permanent environmental variance on phonotypic variance	تکرار پذیری repeatability
میزان آبستنی (CR)	1.07	2.94	3.93	7.88	0.12±0.01	0.37±0.02	0.48
تعداد بره متولد شده در هر زایمان (رأس) (LSB/EL)	1.12	1.68	2.63	5.44	0.20±0.01	0.31±0.02	0.51
تعداد بره زنده شیرگیری شده در هر زایمان (رأس) (LSWL/EL)	2.94	4.16	13.22	20.32	0.15±0.01	0.20±0.02	0.34
تعداد بره متولد شده به ازای هرمیش درمعرض آمیزش(رأس) (LSB/EE)	3.12	5.26	8.27	16.65	0.18±0.01	0.31±0.02	0.50
تعداد بره شیرگیری به ازای هر میش در معرض آمیزش (رأس) (LSW/EE)	1.09	3.04	5.90	10.04	0.10±0.01	0.30±0.02	0.41

ضرایب تکرار پذیری صفات تولید مثلی با استفاده از تجزیه آستانه‌ای نیز از ۰/۳٤ تا ۰/۵۱ برآورد شد. این ضرایب خیلی بیشتر از مقادیر مشابه حاصل از تجزیه خطی می‌باشند که علت آن بالاتر بودن مؤلفه واریانس محیطی دائمی برآورد شده با استفاده از مدل آستانه‌ای می‌باشد. این برآوردها نشان می‌دهد که برخلاف برآوردهای حاصل از تجزیه خطی، همبستگی بین رکوردهای مختلف تولیدی برای صفات تولید مثلی در حد زیاد است، به طوری که تصمیم‌گیری در مورد حذف میش براساس یک رکورد از صفات تولید مثلی دارای دقت کافی خواهد بود.

نتیجه‌گیری

نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که اگر چه وراثت پذیری صفات تولید مثلی حاصل از تجزیه با استفاده از مدل‌های خطی و آستانه‌ای کم و متوسط می‌باشد و پاسخ به انتخاب برای این صفات کم خواهد بود، ولی تجزیه این صفات با استفاده از مدل‌های آستانه‌ای در مقایسه با مدل‌های خطی، منجر به افزایش صحت و دقت ارزیابی‌ها و در نتیجه افزایش سرعت پاسخ به انتخاب خواهد شد. همچنین با توجه به این که دقت ارزیابی ژنتیکی برای یک صفت تابعی از ضریب وراثت پذیری آن صفت می‌باشد، به نظر می‌رسد که

www.SID.ir

Archive of SID

برآورد فراسنجه‌های ژنتیکی حاصل از تجزیه آستانه‌ای دارای دقت بیشتری از مقادیر متناظر حاصل شده با استفاده از مدل خطی باشد زیرا که دارای وراثت پذیری بالاتری می‌باشند.

سپاسگزاری

نویسندگان مقاله از مرکز اصلاح نژاد و بهبود تولیدات دامی کشور به ویژه کارشناسان دام سبک به خاطر فراهم نمودن اطلاعات مورد نیاز این تحقیق صمیمانه تقدیر و تشکر می‌نمایند.

منابع

1.Afolayan, R.A., Fogarty, N.M., Gilmour, A.R., Ingham, V.M., Gaunt, G.M. and Cummins L.J. 2008. Reproductive performance and genetic parameters in first cross ewes from different maternal genotypes. J. Anim. Sci. 86: 804-814.

2. Berger, J. 1994. Genetic prediction for calving ease in the United States: data, models, and use by the dairy industry. J. Dairy. Sci. 77(4): 1146-1153.

3. Boareki, M. 2017. Genetic improvement of ewe reproductive traits in Rideau-Arcott. MSc. dissertation University of Guelph, Ontario, Canada.

4. Brien, F.D., Konstantinov K.V. and Greeff, J.C. 2002. Comparison of linear and threshold models for predicting direct and maternal genetic effects on number of lambs weaned in western Australian Merino sheep. In processing of 7th World Congress Genetics Applied to Livestock Production, August 19-23, Montpellier, France.

5. Ceyhan, A., Sezenler, T. and Erdogan, S. 2009. The estimation of variance components for prolificacy and growth traits of Sakiz sheep. Livest. Sci. 122: 68–72.

6. Ekiz, B., Ozcan, M., Yilmaz, A. and Ceyhan. A. 2005. Estimates of phenotypic and genetic parameters for ewe productivity traits of Turkish Merino (Karacabey Merino) sheep. Turk. J. Vet. Anim. Sci. 29: 557-564.

7. Eteqadi, B., Ghavi Hossein-Zadeh, N. and Shadparvar, A.A. 2017. Genetic analysis of basic and composite reproduction traits in Guilan sheep. Annals of Anim. Sci. 17(1): 105–116.

8. Fogarty, N.M. 1995. Genetic parameters for live weight, fat and muscle measurements, wool production and reproduction in sheep: a review. J. Anim. Breed. Abst. 63(3): 101-144.

9. Latifi, M., Mohammadi, A., Bohlouli, M. and Alijani, S. 2017. Estimation of genetic parameters of litter size in Moghani sheep using threshold model via Bayesian approach. J. Livest. Sci. Tech. 5 (1): 59-65.

10. Microsoft office. FoxPro: version 2.6.

11. Gilmour, A.R., Gogel, B.J., Cullis, B.R. and Thompson, R. 2000. ASReml User Guide Release 2.0. VSN. NSW AgricultureBiometric Bulletin. Orange Agriculture. Institute, Orange, Australia.

12. Gilmour, A.R., Anderson, R.D. and Rae, A.C. 1985. The analysis of binomial data by a generalized linear mixed model. Biometrika. 72: 593-599.

13. Gianola, D. and Foulley, J.L. 1983. Sire evaluation for ordered categorical data with a threshold model. Genet. Sel. Evol. 15: 201-224.

14. Janssens, S., Vandepitte, W. and Bodin, L. 2004. Genetic parameters for litter size in sheep: natural versus hormone-induced oestrus. Genet. Sel. Evol. 36: 543–562.

15. Matika, O., Van Wyk J.B., Erasmus G.J. and Baker, R.L. 2003. Genetic parameter estimates in Sabi sheep. Livest. Prod. Sci. 79: 17–28.

16. Matos, C.A.P., Thomas, D.L. Gianola, D., Perez-Enciso, M. and Young, L.D. 1997. Genetic analysis of discrete reproductive traits in sheep using linear and nonlinear models. II. Goodness of fit and predictive ability. J. Anim. Sci. 75: 88–94.

17. Mekkawy, W., Roehe, R., Lewis, R. M., Davies, M.H., Bünger, L., Simm, G. and Haresign, W. 2010. Comparison of repeatability and multiple trait threshold models for litter size in sheep using observed and simulated data in Bayesian

www.SID.ir

Archive of SID

reproductive traits of Arabi sheep. Biot. Anim. Hus. 31 (1): 23-36.
25. Safari E., Fogarty, N.M. and Gilmour, A.R. 2005. A review of genetic parameter estimates for wool, growth, meat and reproduction traits in sheep. Livest. Prod. Sci. 92: 271-289.
26. Saghi, D.A., and Shahdadi, A.R. 2017. Estimates of genetic and phenotypic parameters for reproductive traits in Iranian native Kordi sheep. *Acta Scientarum*. J. Anim. Sci. 39 (3): 323-328.
27. SAS, 2004. Version9.1 SAS Institute Inc. Cary, NC
28. Schaeffer L.R. 2004. Applications of Linear Models in Animal Breeding. University of Guelph.
29. Vatankhah M., Talebi, M.A. and Edriss, M.A. 2008. Estimation of genetic parameters for reproductive traits in Lori-Bakhtiari sheep. Small Rumin. Res. 74: 216-220.
30. Vanimisetti, H.B., Notter, D.R. and Kuehn, L.A. 2007. Genetic (co)variance components for ewe productivity traits in Katahdin sheep. J. Anim. Sci. 85: 60-68.
31. VanWyk, J.B., Fair, M.D. and Cloete, S.W.P. 2003. Revised models and genetic parameter estimates for production and reproduction traits in the Elsenburg Dormer sheep stud. South Afr. J. Anim. Sci. 33: 213-222.
32. Yavarifard, R., Ghavi Hossein-Zadeh, N. and Shadparvar, A.A. 2015. Estimation of genetic parameters for reproductive traits in Mehraban sheep. Czech J. Anim. Sci. 60(6): 281-288.

analyses. J. Anim. Breed. Genet. 127 (4): 261-71.
18. Mohammadi, H., Moradi Shahrebabak, M., Moradi Shahrebabak, H. and Vatankhah, M. 2012. Estimation of genetic parameters of reproductive traits in Zandi sheep using linear and threshold models. Czech J. Anim. Sci. 57 (7): 382-388.
19. Mohammadi, H., Moradi Shahrebabak, M. and Moradi Shahrebabak, H. 2013. Analysis of genetic relationship between reproductive vs. lamb growth traits in Makooei ewes. J. Agri. Sci. Tech. 15: 45-53.
20. Mohammadi, H., Moradi shahrebabak, M., Vatankhah, M. and Moradi shahrebabak, H. 2012. Direct and maternal (co)variance components, genetic parameters, and annual trends for growth traits of Makooei sheep in Iran. Trop. Anim. Health Prod. 45: 185-191.
21. Mohammadi, H., Moradi Shahrebabak, M. and Sadeghi, M. 2013. Association between single nucleotide polymorphism in the ovine DGAT1 gene and carcass traits in two Iranian sheep breeds. J. Anim. Biotechnol. 24: 159–167.
22. Moorad, J.A. and Linksvayer, T.A. 2008. Levels of selection on threshold characters. Genetics. 179: 899–905.
23. Rosati, A., Mousa, E., Van Vleck, L.D., and Young, L.D. 2002. Genetic parameters of reproductive traits in sheep. Small Rumin. Res. 43: 65-74.
24. Roshanfekr, H., Berg, P., Mohammadi, K. and Mirza Mohammadi, E. 2015. Genetic parameters and genetic gains for

www.SID.ir

Archive of SID

Gorgan University of Agricultural Sciences and Natural Resources
J. of Ruminant Research, Vol. 6(4), 2019
http://ejrr.gau.ac.ir

Study on performance and estimation of genetic parameters of some reproductive traits in Makooei sheep using linear and threshold models

[*]A.H. Khaltabadi Farahani[1], H. Mohammadi[2], M.H. Moradi[1], S.A. Rafat[3], H. Moradi Shahrebabak[4], A. Taheri-Yeganeh[5]

[1]Assistant Prof., Dept. of Animal Sciences, Faculty of Agriculture and Natural Resources, Arak University, Arak, Iran, [2]Ph.D. Graduated and [3]Professor, Dept. of Animal Science, Faculty of Agricultural Sciences, University of Tabriz, Tabriz, Iran, [4]Assistant Prof., Dept. of Animal Sciences, Faculty of Agronomy and Animal Science, University College of Agriculture and Natural Resources, University of Tehran, Karaj, Iran, [5]Senior Expert of Animal Breeding and Improvement Centre- Head of Sheep and Goat, Karaj, Iran

Received: 08/06/2018; Accepted: 31/10/2018

Abstract

Background and objectives: The main objective of a breeding program is to maximize the rate of genetic progress for economically important traits in livestock. In sheep production, reproductive traits such as conception rate, litter size and lamb survival are the most important traits in all systems of sheep production and in all environments. Reproductive traits in sheep are the most important traits affecting profitability. These traits have categorical nature, but in practice the continuous distribution of traits is analyzed. The main objective of this study was to obtain effects of genetic estimates of reproductive traits in Makooei sheep using repeatability linear and threshold models that are necessary to develop an efficient selection strategy for improvement of reproduction.

Materials and methods: Data were comprised of 4319 records of lambs from 1629 dams which were collected during 1996 to 2014 at the Makoo Sheep Breeding Station in west-Azerbaijan province were used to estimate genetic parameters. Studied traits were conception rate (3418), number of lambs born (3190), number of lambs alive at weaning (3190), number of lambs born per ewe exposed (3418) and number of lambs born per ewe exposed (3418) traits. The significance of fixed effects was examined using the Logistic procedure of SAS software. The linear animal and threshold models were included fixed effects (year and age of ewe) and random effects additive genetic of ewe, permanent environmental of ewe and residual using ASREML program

Results: The overall mean estimates were 0.93, 1.16, 0.98, 1.07 and 0.91 for conception rate, number of lambs born, number of lambs alive at weaning, number of lambs born per ewe exposed and number of lambs born per ewe exposed, respectively. The heritability coefficient of traits were estimated as 0.05, 0.11, 0.06, 0.08, and 0.04, respectively, resulted from linear analysis and corresponding 0.12, 0.20, 0.15, 0.18 and 0.10 respectively, resulted from threshold analysis. The estimation of repeatability coefficient of traits were as 0.09, 0.16, 0.18, 0.15 and 0.12, respectively, for linear analysis and 0.48, 0.51, 0.34, 0.50 and 0.41 respectively for threshold analysis.

Conclusion: This study showed that, using threshold models for analyzing reproductive traits in genetic evaluations rather than linear models, could relatively increase genetic parameters and improve accuracy of genetic evaluations.

***Keywords*:** Sheep, Reproductive traits, Genetic parameters, Linear model, Threshold model

*Corresponding author; amfarahanikh@gmail.com

www.SID.ir