

مطالعه عملکرد و برآورد فراسنجه‌های ژنتیکی صفات تولید مثلی گوسفندان لری بختیاری ایستگاه شولی با استفاده از مدل‌های خطی و آستانه‌ای

• علی پورطهماسب

دانشجوی کارشناسی ارشد، گروه علوم دامی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه زابل

• محمود وطن خواه

استادیار بخش علوم دامی، مرکز تحقیقات کشاورزی و منابع طبیعی شهرکرد

• حمیدرضا میرزایی

استادیار گروه علوم دامی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه زابل

تاریخ دریافت: اسفند ماه ۱۳۸۴ تاریخ پذیرش: مهر ماه ۱۳۸۵

Email: vatankhah_mah@yahoo.com

چکیده

عملکرد و فراسنجه‌های ژنتیکی صفات تولید مثلی گوسفندان لری بختیاری با استفاده از تعداد ۵۳۷۴ رکورد مربوط به ۱۶۹۶ راس میش، جمع آوری شده طی سال‌های ۱۳۶۸ تا ۱۳۸۳ در ایستگاه پرورش و اصلاح نژاد گوسفند لری بختیاری (شولی) واقع در شهرکرد، تحت مدل‌های حیوانی خطی و آستانه‌ای و به صورت یک صفتی شامل اثر عوامل ثابت (سال و سن میش) و اثر عوامل تصادفی ژنتیکی افزایشی میش، محیطی دائمی میش و باقی مانده مطالعه شد. میانگین کل (انحراف معیار) صفات مورد بررسی به صورت (۰/۳۰) (۰/۹۰) برای میزان آبستنی، (۰/۵۰) (۱/۰۵) برای تعداد بره متولد شده به ازای هر میش در معرض آمیزش، (۰/۵۵) (۱/۰۱) برای تعداد بره زنده متولد شده به ازای هر میش در معرض آمیزش، (۰/۵۵) (۰/۹۴) برای تعداد بره شیرگیری شده به ازای هر میش در معرض آمیزش و (۰/۴۸) (۱/۰۵) برای تعداد بره شیرگیری شده به ازای هر میش آبستن بودند. ضریب وراثت پذیری صفات به ترتیب ۰/۰۱، ۰/۰۵، ۰/۰۴، ۰/۰۲ و ۰/۰۶ با استفاده از مدل تجزیه خطی و ۰/۰۸، ۰/۱۰، ۰/۱۰، ۰/۲۳ و ۰/۱۰ با استفاده از مدل تجزیه آستانه‌ای برآورد شد. برآورد ضریب تکرارپذیری صفات نیز به ترتیب ۰/۱۰، ۰/۱۳، ۰/۱۳، ۰/۰۹ و ۰/۰۹ حاصل از تجزیه خطی و ۰/۵۶، ۰/۶۷، ۰/۵۶ و ۰/۲۴ حاصل از تجزیه آستانه‌ای بود. نتایج این مطالعه نشان داد که استفاده از مدل‌های آستانه‌ای برای تجزیه رکوردهای صفات تولید مثلی در ارزیابی‌های ژنتیکی، در مقایسه با مدل‌های خطی، منجر به افزایش نسبی فراسنجه‌های ژنتیکی و افزایش دقت ارزیابی‌ها خواهد شد.

کلمات کلیدی: صفات تولید مثلی، مدل خطی، مدل آستانه‌ای، فراسنجه‌های ژنتیکی، گوسفند لری بختیاری

Pajouhesh & Sazandegi No:76 pp: 126-131

Study of performance and estimation of genetic parameters of reproductive traits in Lori-Bakhtiari sheep of Sholi station using linear and threshold models

By: Poortahmasb, A, M.S. Student, Department of Animal Sciences, College of Agriculture, University of Zabol., Vatankhah, M., Assistant Professor, Department of Animal Sciences, Agriculture and Natural Resources Research Center, Shahrekord and Merzaei, H.R., Assistant Professor, Department of Animal Sciences, College of Agriculture, University of Zabol.

The performance and genetic parameters of reproductive traits were estimated using linear and threshold univariate animal model on the data of 5374 records of 1696 ewes, collected during 1989 to 2004 in rearing and improvement of Lori-Bakhtiari sheep Station (Sholi) in Shahrekord. The model was included fixed effects (year and age of ewe) and random effects additive genetic of ewe, permanent environmental of ewe and residual. The overall mean (s.d) of traits were as 0.90 (0.30) for conception rate, 1.05 (0.50) for number of lambs born per ewe joined, 1.01 (0.55) for number of lambs born alive per ewe joined, 0.94 (0.55) for number of lambs weaned per ewe joined and 1.05 (0.48) for number of lambs weaned per ewe conceived. The heritability coefficient of traits were estimated as 0.01, 0.05, 0.04, 0.02 and 0.06 respectively, resulted from linear analysis and 0.08, 0.10, 0.08, 0.10 and 0.23 respectively, resulted from threshold analysis. The estimation of repeatability coefficient of traits were as 0.10, 0.13, 0.13, 0.09 and 0.09 respectively, for linear analysis and 0.67, 0.56, 0.67, 0.56 and 0.24 respectively for threshold analysis. The results of this study showed that, using threshold models for analyzing reproductive traits in genetic evaluations, comparison with linear models, caused relatively increasing genetic parameters and accuracy of evaluations.

KeyWords: Reproductive traits, Linear model, Threshold model, Genetic parameters, Lori-Bakhtiari sheep

مقدمه

تعیین صحیح فراسنجه‌های ژنتیکی و اهمیت نسبی اثر عوامل ژنتیکی مختلف نه فقط برای حفظ نژادهای بومی، بلکه برای تعیین اهداف و طراحی برنامه‌های اصلاح نژادی، درک بهتر مکانیسم ژنتیکی صفات، پیش بینی اصلاحی و پیش‌بینی پاسخ مورد انتظار از برنامه‌های انتخاب ضروری است (۱۳). صفات تولید مثلی مهمترین صفات موثر بر سودآوری در پرورش گوسفند می‌باشند (۱۴). این صفات دارای ماهیت آستانه‌ای بوده ولی در عمل به صورت صفات دارای توزیع پیوسته مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرند. به خاطر این که فراسنجه‌های ژنتیکی حاصل از این روش تجزیه برای این دسته از صفات پایین می‌باشد، کمتر در برنامه‌های اصلاحی (بوژه انتخاب) مورد توجه قرار گرفته‌اند (۱۴). علاوه بر دقیق و درست بودن رکوردهای شجره و عملکرد صفات، بکار بردن مدل مناسب جهت تجزیه صفات نیز تاثیر بسیار بالایی در برآورد صحیح فراسنجه‌های ژنتیکی و همچنین ارزیابی‌ها خواهد داشت. به طور کلی وراثت پذیری صفات تولید مثلی در حد پائین و دارای دامنه نسبتاً زیادی می‌باشد. برای مثال در بررسی تعداد ۲۶ برآورد، وراثت پذیری تعداد بره متولد شده و شیرگیری شده به ازای هر میش تحت آمیزش از صفر تا ۰/۵۴ با میانگین وزنی ۰/۰۸ و ۰/۰۵ بود. متوسط وراثت پذیری تعداد بره متولد شده در هر زایمان میش ۰/۱۰ و برای میزان آبستنی از ۰/۰۵ تا ۰/۵۰ با متوسط ۰/۲۱ بود (۱۰). در یک مطالعه وراثت پذیری صفات باروری، تعداد بره متولد شده در هر زایش میش و زنده مانی بره‌ها در هر میش در گوسفندان نژاد سببی^۱ به ترتیب ۰/۰۸، ۰/۲۲ و ۰/۰۱ گزارش شد (۱۳). صانعی و همکاران (۲۱) وراثت‌پذیری تعداد بره متولد شده در هر زایمان میش در گوسفندان نژاد بلوچی را ۰/۲۰ گزارش کردند. وطن خواه و ادریس (۲۲) وراثت‌پذیری میزان آبستنی، تعداد بره زنده متولد 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 به ترتیب ۰/۲۷، ۰/۰۲، ۰/۱۵ و ۰/۰۹ گزارش کردند. صفری و همکاران (۲۰) با جمع‌بندی گزارش‌های مختلف طی سال‌های ۱۹۹۴ تا ۲۰۰۳ میانگین وزنی ضریب وراثت‌پذیری صفات تولید مثل را ۰/۱۰ برای تعداد بره متولد شده، ۰/۰۷ برای تعداد بره شیرگیری شده به ازای هر میش در معرض آمیزش و به ترتیب ۰/۱۳، ۰/۰۵ برای تعداد بره متولد شده و شیرگیری شده در هر زایمان میش و ۰/۰۸ برای میزان آبستنی به دست آوردند. 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 پرداختند، و نتیجه‌گیری نمودند که مدل‌های آستانه‌ای در مقایسه با مدل‌های خطی در برآورد فراسنجه‌های ژنتیکی و ارزیابی‌های ژنتیکی ارجحیت دارند (۸، ۱۴، ۱۸)، چون چنین مطالعه‌ای برای هیچ یک از نژادهای گوسفند در ایران صورت نگرفته است، لذا هدف این پژوهش مطالعه عملکرد و برآورد وراثت‌پذیری و تکرارپذیری صفات تولید مثلی در گوسفندان نژاد لری بختیاری (گله ایستگاه شولی) با استفاده از مدل‌های خطی و آستانه‌ای بود.

مواد و روش‌ها

در این پژوهش از تعداد ۵۳۷۴ رکورد مربوط به ۱۶۹۶ راس میش دارای رکورد با ساختار ۷۹۴ رأس مادر، ۱۶۱ رأس پدر، ۴۱۶ رأس مادر بزرگ و ۱۲۰ رأس پدر بزرگ دارای نتاج، طی سال‌های ۱۳۶۸ تا ۱۳۸۳ مربوط به گله ایستگاه پرورش و اصلاح نژاد گوسفند لری بختیاری استفاده گردید. پرورش گله در این ایستگاه به روش نیمه متحرک و روستایی صورت می‌گیرد (۳). گوسفندان از اوایل آذر تا اواخر اردیبهشت در محل ایستگاه و از اوایل خرداد تا اوایل آذر روی مراتع و پس چر غلات، یونجه، شبدر و سایر محصولات زراعی پرورش می‌یابند. جفتگیری میش‌ها و قوچ‌ها به مدت ۵۰ تا ۷۰ روز، از اوایل شهریور تا اوایل آبان ماه و به صورت کنترل شده انجام می‌پذیرد. زایش گله از اوایل بهمن شروع و تا نیمه فروردین ادامه می‌یابد. بره‌ها در سن 90 ± 5 روزگی از شیر گرفته می‌شوند. صفات مورد مطالعه در این بررسی شامل صفات میزان آبستنی (۰ یا ۱)، تعداد بره متولد شده به ازای هر میش در معرض آمیزش (۰ تا ۲)، تعداد بره زنده متولد شده به ازای هر میش در معرض آمیزش (۰ تا ۲)، تعداد بره شیرگیری شده به ازای هر میش در معرض آمیزش (۰ تا ۲) و تعداد بره شیرگیری شده به ازای هر میش آبستن (۰ تا ۲) بودند، که دارای توزیع غیر پیوسته هستند. به منظور برآورد مؤلفه‌های واریانس و فراسنج‌های ژنتیکی حاصل از تجزیه خطی از روش حداکثر درستنمایی محدود شده عاری از مشتق‌گیری و نرم افزار DFREML (۱۵) و برای تجزیه آستانه‌ای نیز از روش حداکثر درستنمایی محدود شده عاری از مشتق‌گیری و نرم افزار Matvec (۱۲) و به صورت تجزیه یک صفتی تحت مدل حیوانی (معادله ۱) استفاده شد.

$$y = Xb + Za + Wpe + e$$

معادله ۱

که y بردار مشاهدات، b بردار اثر عوامل ثابت (اثر سن میش و سال جفتگیری)، a بردار اثر عوامل تصادفی ژنتیکی افزایشی میش، pe بردار اثر عوامل تصادفی محیطی دائمی میش، e بردار اثر عوامل تصادفی باقیمانده و X, Z, W ماتریس‌های طرح هستند. امیدهای ریاضی و ماتریس‌های واریانس مدل عبارتند از:

$$E(y) = Xb, E(a) = 0, E(pe) = 0, E(e) = 0$$

$$\text{Var}(a) = A \sigma_a^2, \text{Var}(pe) = I \sigma_{pe}^2, \text{Var}(e) = I \sigma_e^2$$

که A صورت ماتریس روابط خویشاوندی، I ماتریس واحد و $\sigma_a^2, \sigma_{pe}^2, \sigma_e^2$ و σ_e^2 به ترتیب واریانس ژنتیکی مستقیم، واریانس محیطی دائمی میش و واریانس باقی مانده می‌باشند.

ضرایب وراثت پذیری (h^2) و تکرارپذیری (r) صفات به صورت زیر محاسبه گردید.

$$h^2 = \frac{\sigma_a^2}{\sigma_a^2 + \sigma_{pe}^2 + \sigma_e^2} \quad \text{معادله ۲}$$

$$r = \frac{\sigma_a^2 + \sigma_{pe}^2}{\sigma_a^2 + \sigma_{pe}^2 + \sigma_e^2} \quad \text{معادله ۳}$$

نتایج و بحث

تعداد رکورد، میانگین، انحراف معیار، کمینه و بیشینه صفات مورد بررسی در جدول ۱ آورده شده است. میانگین میزان آبستنی در این بررسی مشابه مقدار گزارش شده برای این نژاد (۳) برابر ۰/۹۰ می‌باشد، ولی در مقایسه با گزارش Demireuren و همکاران (۹)، که میزان آبستنی در چهار نژاد کلکوهی، قزل، بختیاری و بلوچی را به ترتیب ۰/۹۰، ۰/۹۴، ۰/۸۹ و ۰/۹۲ گزارش کرده‌اند، برآورد حاصل در این پژوهش کمتر می‌باشد. اختلاف موجود را می‌توان به متفاوت بودن تعداد رکوردها و گله‌های مورد بررسی نسبت داد. از طرفی صفت میزان آبستنی از جمله صفاتی است که به شدت تحت تاثیر مدیریت و سایر عوامل محیطی می‌باشد. در بررسی‌های دیگر میانگین میزان آبستنی در نژادهای قزل، مهربان، بلوچی، کلکوهی، مغانی و سنگسری به ترتیب ۰/۸۹، ۰/۹۵، ۰/۹۲، ۰/۹۰، ۰/۹۳ و ۰/۹۰ (۱، ۲) و برای نژادهای رامبویه، دورست، هیفر، سافوک، تارگی و آمیخته‌های آن‌ها از ۰/۵۹ تا ۰/۹۲ گزارش شده است (۴، ۷، ۱۱، ۱۹). با مقایسه میانگین میزان آبستنی در این پژوهش و مقادیر گزارش شده توسط سایر پژوهش‌گران، می‌توان دریافت که میانگین بدست آمده برای این صفت در محدوده مقادیر گزارش شده برای این نژاد و سایر نژادهای ایرانی و در حد بالای مقادیر برآورد شده برای نژادهای خارجی است. میانگین صفات مربوط به تعداد بره متولد شده و شیرگیری شده در این بررسی در حد مقادیر گزارش شده برای این نژاد است (۳). میانگین تعداد بره متولد شده برای نژادهای کلکوهی، قزل، بلوچی، مهربان، مغانی و سنگسری به ترتیب ۱/۰۱ تا ۱/۳۳، ۱/۱ تا ۱/۲۴، ۱/۱۱ تا ۱/۱۲، ۱/۰۴ تا ۱/۲۴، ۱/۰۲ تا ۱/۱۸ گزارش شده است (۱، ۲، ۹). میانگین این صفت برای نژادهای خارجی از ۱/۰۳ تا ۱/۸۷ گزارش شده است (۴، ۵، ۱۱ و ۱۹). با مقایسه مقادیر بدست آمده در این بررسی و مقادیر گزارش شده برای نژادهای ایرانی و خارجی، می‌توان دریافت که میانگین تعداد بره متولد شده و شیرگیری شده در محدوده برآوردهای گزارش شده برای نژادهای داخلی و در حد پائین برآوردهای گزارش شده برای نژادهای خارجی است.

جدول ۱- تعداد رکورد، میانگین، انحراف معیار، کمینه و بیشینه صفات تولید مثل در گوسفند لری بختیاری

صفت	علامت	تعداد رکورد	میانگین	انحراف معیار	کمینه	بیشینه
میزان آبستنی	CR	۵۳۷۴	۰/۹۰	۰/۳۰	۰	۱
تعداد بره متولد شده به ازای هر میش در معرض آمیزش	NLBE/EE	۵۳۷۴	۱/۰۵	۰/۵۰	۰	۲
تعداد بره زنده متولد شده به ازای هر میش در معرض آمیزش	NLBA/EE	۵۳۷۴	۱/۰۱	۰/۵۵	۰	۲
تعداد بره شیرگیری شده به ازای هر میش در معرض آمیزش	NLW/EE	۵۳۷۴	۰/۹۴	۰/۵۵	۰	۲
تعداد بره شیرگیری شده به ازای هر میش آبستن	NLW/EC	۴۸۳۰	۱/۰۵	۰/۴۸	۰	۲

۰/۰۸ را بدست آوردند. با مقایسه مقادیر گزارش شده برای سایر نژادها و نتیجه حاصل از این مطالعه می‌توان دریافت که ضریب وراثت پذیری این صفت کم تر از مقادیر گزارش شده می‌باشد. پائین بودن برآورد ضریب وراثت پذیری میزان آبستنی را می‌توان به اهمیت اثر عوامل محیطی بر تغییرپذیری این صفت، کم بودن واریانس ژنتیکی افزایشی و ظهور ناپیوسته آن نسبت داد (۱۹). علی‌رغم اینکه اهمیت میزان آبستنی از نظر اقتصادی زیاد است، ولی بهبود ژنتیکی آن از طریق انتخاب ناچیز است. ضریب وراثت پذیری تعداد بره متولد شده و زنده متولد شده به ازای هر میش در معرض آمیزش به ترتیب $0/02 \pm 0/05$ و $0/02 \pm 0/04$ برآورد شد. در یک مطالعه بر روی گوسفندان نژاد بلوچی ضریب وراثت پذیری این صفت ۰/۲۰ گزارش شده است (۲۱). بالاتر بودن ضریب وراثت‌پذیری تعداد بره متولد شده در هر زایش میش در گوسفندان بلوچی در مقایسه با برآورد این پژوهش را می‌توان به حضور اثر عوامل محیطی دائمی میش در مدل مورد استفاده جهت برآورد فراسنجه‌های ژنتیکی نسبت داد. در دو گزارش جداگانه میانگین وزنی ضریب وراثت‌پذیری تعداد بره متولد شده در هر زایش میش $0/01 \pm 0/08$ و $0/01 \pm 0/10$ گزارش شده است، که اندکی بالاتر از برآورد این مطالعه می‌باشد. وراثت‌پذیری تعداد بره شیرگیری شده به ازای هر میش در معرض آمیزش و هر میش آبستن به ترتیب $0/02 \pm 0/02$ و $0/02 \pm 0/06$ بود که اندکی کم تر از میانگین وزنی ارائه شده برای این صفت می‌باشد (۱۰، ۲۰). برآوردهای کم برای مقدار ضریب وراثت‌پذیری صفت مرتبط با تعداد بره نشان می‌دهد که شدت ارتباط بین

به رغم این که میانگین میزان آبستنی به عنوان مهم‌ترین جزء از صفات تولید مثل در گوسفندان این نژاد نسبت به سایر نژادها (به‌خصوص نژادهای خارجی) در حد بالا است، لیکن تعداد بره متولد شده و شیرگیری شده در هر زایمان تقریباً معادل نژادهای ایرانی و پایین تر از نژادهای خارجی می‌باشد، که علت آن را می‌توان به پایین بودن میزان دوقلو زائی در این نژاد نسبت داد. در این نژاد، به دلیل وابسته بودن گوسفند به مرتع و پوشش گیاهی علفزارها در پرورش تحت سیستم‌های نیمه روستایی و عشایری، در خلال سال‌های گذشته، نه تنها به منظور بهبود میزان دوقلو زائی انتخابی صورت نگرفته است بلکه به لحاظ کم شدن پوشش گیاهی مراتع و شرایط نامساعد محیطی ناشی از نوع پرورش، به صورت طبیعی علیه دوقلو زائی انتخاب صورت گرفته است. در این خصوص اگر بتوان میزان دوقلو زائی را در سیستم‌های پرورش روستایی و نیمه متراکم، که تا حدود زیادی شرایط محیطی مساعدتر و قابل کنترل تری دارند، بالا برد، تاثیر قابل ملاحظه ای در افزایش درآمد خواهد داشت.

برآورد مولفه‌های واریانس و فراسنجه‌های ژنتیکی صفات تولید مثل حاصل از مدل خطی در جدول ۲ نشان داده شده است. ضریب وراثت‌پذیری میزان آبستنی در این تحقیق $0/02 \pm 0/01$ بود. ضریب وراثت‌پذیری این صفت در نژادهای دورست، رامبویه، فاین شپ، سافوک، تارگی و آمیخته‌های آن‌ها ۰/۰۶ گزارش شده است (۱۹). Fogarty (۱۰) با جمع‌بندی تعداد ۱۸ گزارش میانگین وزنی ضریب وراثت‌پذیری این صفت را ۰/۰۶ و صفری و همکاران (۲۰) با بررسی همین تعداد گزارش مقدار

جدول ۲- برآورد مولفه‌های واریانس و فراسنجه‌های ژنتیکی صفات تولید مثل حاصل از تجزیه خطی

صفت	$\sigma_a^2 \dagger$	σ_{pe}^2	σ_e^2	σ_p^2	$h^2 \pm s.e$	$c^2 \pm s.e$	r
Cr	۰/۰۰۱	۰/۰۰۲	۰/۰۷۹	۰/۰۸۸	۰/۰۱۰±۰/۰۲	۰/۰۹±۰/۰۲	۰/۱۰
NIBE/EE	۰/۰۱۲	۰/۰۱۹	۰/۲۰۹	۰/۲۴۰	۰/۰۵±۰/۰۲	۰/۰۸±۰/۰۲	۰/۱۳
NLBA/EE	۰/۰۱۲	۰/۰۲۴	۰/۲۴۰	۰/۲۷۵	۰/۰۴±۰/۰۲	۰/۰۹±۰/۰۲	۰/۱۳
NLW/EE	۰/۰۰۷	۰/۰۲۱	۰/۲۵۳	۰/۲۸۲	۰/۰۲±۰/۰۲	۰/۰۷±۰/۰۲	۰/۰۹
NLW/EC	۰/۰۱۳	۰/۰۰۶	۰/۱۹۲	۰/۲۱۱	۰/۰۶±۰/۰۲	۰/۰۳±۰/۰۲	۰/۰۹

$\sigma_a^2 \dagger$ ، σ_{pe}^2 ، σ_e^2 و σ_p^2 به ترتیب مولفه‌های واریانس ژنتیکی افزایشی، محیطی دائمی، باقی مانده و فنوتیپی؛ h^2 ضریب وراثت‌پذیری، c^2 نسبت واریانس محیطی دائمی به واریانس فنوتیپی و r ضریب تکرارپذیری.

جدول ۳- برآورد مولفه‌های واریانس و فراسنجه‌های ژنتیکی صفات تولید مثل حاصل از تجزیه آستانه ای

صفت	$\sigma_a^2 \dagger$	σ_{pe}^2	σ_e^2	σ_p^2	h^2	c^2	r
Cr	۰/۰۱۸	۰/۱۲۸	۰/۰۷۰	۰/۲۱۶	۰/۰۸	۰/۵۹	۰/۶۷
NIBE/EE	۰/۰۱۳	۰/۰۶۴	۰/۰۶۰	۰/۱۳۸	۰/۱۰	۰/۴۷	۰/۵۶
NLBA/EE	۰/۰۱۸	۰/۱۲۸	۰/۰۷۰	۰/۲۱۶	۰/۰۸	۰/۵۹	۰/۶۷
NLW/EE	۰/۰۱۳	۰/۰۶۴	۰/۰۶۰	۰/۱۳۸	۰/۱۰	۰/۴۷	۰/۵۶
NLW/EC	۰/۰۲۱	۰/۰۰۱	۰/۰۷۰	۰/۰۹۱	۰/۳۳	۰/۰۱	۰/۲۴

$\sigma_a^2 \dagger$ ، σ_{pe}^2 ، σ_e^2 و σ_p^2 به ترتیب مولفه‌های واریانس ژنتیکی افزایشی، محیطی دائمی، باقی مانده و فنوتیپی؛ h^2 ضریب وراثت‌پذیری، c^2 نسبت واریانس محیطی دائمی به واریانس فنوتیپی و r ضریب تکرارپذیری.

خطی و آستانه‌ای برای صفت تعداد بره شیرگیری شده در گوسفند مرینو وراثت پذیری این صفت به ترتیب ۰/۰۸ و ۰/۱۲ برآورد شد (۸)، که از نظر روند تغییرات با تغییر مدل مورد استفاده جهت تجزیه، مشابه نتایج حاصل از این پژوهش می باشد. ضرایب تکرارپذیری صفات تعداد بره متولد شده و شیرگیری شده نیز از ۰/۲۴ تا ۰/۶۷ برآورد شد. این ضرایب خیلی بیشتر از مقادیر مشابه حاصل از تجزیه خطی می‌باشند که علت آن بالاتر بودن مولفه 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.

نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که اگرچه وراثت‌پذیری صفات تولید مثلی حاصل از تجزیه با استفاده از مدل‌های خطی و آستانه‌ای در حد کم می‌باشد و پاسخ به انتخاب برای این صفات آهسته خواهد بود، ولی تجزیه این صفات با استفاده از مدل آستانه‌ای در مقایسه با مدل خطی، منجر به افزایش صحت ارزیابی‌ها و در نتیجه افزایش سرعت پاسخ به انتخاب خواهد شد، زیرا که برآوردهای وراثت‌پذیری حاصل از این روش تجزیه ۲ تا ۸ برابر برآوردهای حاصل از تجزیه خطی بود. همچنین ضرایب تکرارپذیری حاصل از تجزیه آستانه‌ای بالاتر از مقادیر مشابه با استفاده از تجزیه خطی بوده و نشان می‌دهد که همبستگی بین رکوردهای تولیدی با استفاده از تجزیه آستانه‌ای بالاتر بوده و تصمیم‌گیری در خصوص حذف میش‌ها بر اساس یک رکورد تولیدی برای صفات تولید مثلی، منجر به افزایش عملکرد گله در خلال سال‌های تولید می‌شود. لذا استفاده از مدل‌های آستانه‌ای برای تجزیه رکوردهای صفات تولید مثلی، در ارزیابی‌های ژنتیکی در مقایسه با مدل‌های خطی، منجر به افزایش نسبی دقت ارزیابی‌ها خواهد شد.

پاورقی

1-Sabi

منابع مورد استفاده

- ۱ - طباطبایی، م. و ت. اخضر. ۱۳۷۲؛ تعیین فراسنجه‌های فرتیلیته، فکوندیته و پرولیفیسیته شروع فعالیت جنسی بعد از زایمان در گوسفند مهربان (بعد از اولین زایش). فصلنامه داخلی امور دام و آبزیان، ویژه‌نامه سمینار پرورش و اصلاح نژاد گوسفند و بز، معاونت امور دام وزارت جهاد سازندگی.
- ۲- منعم، م.، ا. اسماعیلی راد، ا. ال ابراهیم و ن. طاهر پور. ۱۳۷۰؛ طرح شناسایی گوسفند سنگسری. موسسه تحقیقات دامپروری حیدرآباد، نشریه پژوهشی شماره ۶۸.
- ۳- وطن خواه، م. و م. ع.، ادیس. ۱۳۷۹؛ برآورد عملکرد و بررسی تاثیر برخی عوامل محیطی موثر بر صفات تولید مثلی در گوسفندان نژاد بختیاری. مجله علوم و فنون کشاورزی و منابع طبیعی. جلد چهارم، شماره اول، ۱۱۸-۱۰۵.

4-Atkins, K. D. 1989; A genetic analysis of the components of lifetime productivity in Scottish Blackface. Anim. Prod. 43: 405-419.

5-Basuthakur, A. K., P. J. Burfening, J. L. Vanborn and R. L. Blackwell. 1973; A study of some aspects of lifetime production in

مقادیر فنوتیپی و ارزش‌های اصلاحی حاصل از تجزیه خطی این صفات در حد کم بوده و با توجه به این که دقت انتخاب تابع ضریب وراثت پذیری می باشد، سرعت پاسخ به انتخاب برای این صفات آهسته خواهد بود.

برآورد ضریب تکرارپذیری صفات از ۰/۰۹ تا ۰/۱۳ متغیر بود (جدول ۲). میانگین وزنی ضریب تکرارپذیری صفات تولید مثل مشابه برآوردهای این پژوهش در حد کم گزارش شده است (۱۰). این برآوردها نشان می‌دهد که همبستگی بین رکوردهای مختلف تولیدی برای صفات تولید مثلی، حاصل از تجزیه خطی در حد کم می‌باشد، به طوری که تصمیم‌گیری در مورد حذف میش براساس یک رکورد از صفات تولید مثلی دارای دقت کمی است.

برآورد مولفه‌های واریانس و فراسنجه‌های ژنتیکی صفات تولید مثلی حاصل از تجزیه آستانه‌ای در جدول ۳ آورده شده است. مولفه‌های 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 می باشد. واریانس فنوتیپی برای صفت میزان آبستنی در تجزیه آستانه‌ای بالاتر ولی برای سایر صفات کمتر از مقادیر مشابه در تجزیه خطی می باشد. همانند نتایج حاصل در این بررسی متفاوت بودن مولفه‌های واریانس حاصل از تجزیه‌های خطی و آستانه‌ای، توسط سایر پژوهش‌گران نیز گزارش شده است (۸، ۱۴). عنوان شده است که صفات چند دسته‌ای دارای توزیع چند جمله‌ای بوده و واریانس آن‌ها وابسته به میانگین می‌باشد، زیرا در این نوع توزیع، مقدار واریانس به فراوانی مشاهده‌ها در هر کدام از دسته‌ها بستگی دارد و با تغییر میانگین، این فراوانی‌ها نیز تغییر می‌یابند (۶، ۱۷). برآورد ضرایب وراثت‌پذیری و تکرارپذیری صفت میزان آبستنی حاصل از تجزیه آستانه‌ای به ترتیب با مقادیر ۰/۰۸ و ۰/۶۷ بیشتر از مقادیر حاصل شده از تجزیه خطی می باشد. ضریب وراثت‌پذیری حاصل از تجزیه آستانه‌ای برای نژادهای رامبویه و فاین شپ به ترتیب ۰/۱۰ و ۰/۱۷ و مشابه نتایج حاصل در این پژوهش بیشتر از مقادیر برآورد شده با استفاده از مدل خطی گزارش شده است (۱۴). برآورد ضریب وراثت‌پذیری صفات تعداد بره متولد شده و تعداد بره زنده متولد شده به ازای هر میش در معرض آمیزش به ترتیب ۰/۱۰ و ۰/۰۸ بود که بالاتر از برآوردهای حاصل از تجزیه خطی هستند. ضریب وراثت‌پذیری صفت تعداد بره متولد شده در هر زایمان برای میش‌های رامبویه و فاین شپ ۰/۲۵ و ۰/۱۳ 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 ضریب وراثت‌پذیری صفت تعداد بره متولد شده در هر زایمان در میش‌های فاین شپ با استفاده از مدل آستانه‌ای پدری از ۰/۲۶ تا ۰/۶۷ گزارش شد (۱۴). در تحقیق دیگری ضریب وراثت‌پذیری تعداد بره متولد شده در هر زایمان میش در گوسفندان دو نژاد نروژی با استفاده از مدل آستانه‌ای پدری ۰/۳۹ و ۰/۲۶ برآورد گردید (۱۶). ضرایب وراثت‌پذیری صفات تعداد بره شیرگیری شده به ازای هر میش در معرض آمیزش و به ازای هر میش آبستن نیز به ترتیب ۰/۱۰ و ۰/۲۳ برآورد گردید که این برآوردها بالاتر از مقادیر مشابه حاصل شده از تجزیه خطی می‌باشند. در یک بررسی با مقایسه برآوردهای وراثت‌پذیری حاصل از مدل

- Targhee and Columbia sheep. *J. Anim. Sci.* 36: 813-820.
- 6-Berger P. J. 1994; Genetic prediction of calving ease in the United States: Data, models and use by the dairy industry. *J. Dairy Sci.* 77: 1146-1153.
- 7-Brash, L. D., N. M. Fogarty and A. R. Gilmour. 1994; Reproductive performance and genetic parameters for Australian Dorset sheep. *Aust. J. Agric. Res.* 45: 427-441.
- 8-Brien, F. D., K. V. Konstantinov and J. C. Greeff. 2002. Comparison of linear and threshold models for predicting direct and maternal genetic effects on number of lambs weaned in western Australian Merino sheep. 7th WCGALP, August 19-23, Montpellier, France.
- 9-Demiruren, A. S., R. D. Beheshti, H. Salimi, B. A. Saleh and A. Djaferi. 1971; Comparison of the reproductive and productive capacities of sheep of the Kellakui, Kizil, Bakhtiari and Baluchi breeds in Iran. Technical Report No. 1., Anim. Husb. Res. Instit., Karaj, Iran.
- 10-Fogarty, N. M. 1995; Genetic parameters for live weight, fat and muscle measurements, wool production and reproduction in sheep: A review. *Anim. Breed. Abst.* 63(3): 101-143.
- 11-Fogarty, N. M., L. D. Brash and A. R. Gilmour. 1994; Genetic parameters for reproduction and lamb production and their components and live weight, fat and wool production in Hyfer sheep. *Aust. J. Agric. Res.* 45: 443-457.
- 12-Kachman, D. Stephen, 2001; Analysis of generalized linear mixed models with MATVEC. Department of Biometry, University of Nebraska, Lincoln.
- 13-Matika, O., J.B. Van Wyk, G. J. Erasmus and R.L. Baker. 2003; Genetic parameter estimates in Sabi sheep. *Livest. Prod. Sci.* 79: 17-28.
- 14-Matos, C. A. P., D. L. Thomas, D. Gianola, R. J. Tempelman and L. D. Young. 1997; Genetic analysis of discrete reproductive traits in sheep using linear and nonlinear models: 1. Estimation of genetic parameters. *J. Anim. Sci.* 75: 76-87.
- 15-Meyer, K., 2000; DFREML user notes, Version 3.1, 16.
- Olesen, I., M. Perez-Enciso, D. Gianola and D. L. Thomas. 1994. A comparison of normal and nonnormal mixed models for number of lambs born in Norwegian sheep. *J. Anim. Sci.* 72: 1166-1173.
- 17-Quass, R. L., Y. Zhao and E. J. Pollak. 1988; Describing interactions in dystocia scores with a threshold model. *J. Anim. Sci.* 66: 396-399.
- 18-Rao, Sh. 1997; Genetic analysis of sheep discrete reproductive traits using simulation and field data. Ph. D. Theses, Virginia Polytechnic Institute and State University, 235 p.
- 19-Rosati, A., E. Mousa, L. D. Van Vleck and L. D. Young. 2002; Genetic parameters of reproductive traits in sheep. *Small Ruminant Research.* 43: 65-74.
- 20-Safari, E., N. M. Fogarty and A. R. Gilmour. 2005; A review of genetic parameter estimates for wool, growth, meat and reproduction traits in sheep. *Live. Prod. Sci.* 92: 271-289.
- 21-Saneei, D., A. Nejati-Javaremi and H. R. Kiani-Manesh. 2002; Estimation of (co) variance components for some reproduction traits in Baluchi sheep. 7th WCGALP, August 19-23, Montpellier, France.
- 22-Vatankhah, M. and M.A. Edriss. 1998; Reproductive performance in Lori-Bakhtiari sheep 2. Estimation of genetic parameters. *Proceeding of the 6th WCGALP.* 25: 568-571.



Archive