پژوهش و سازندگی
امور دام و آبزیان شماره ۷۶ پاییز ۱۳۸۶

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، مرکزتحقیقات 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 دائمی‌میش 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، ۰/۰۸، ۰/۱۰ و ۰/۲۳ با استفاده از مدل تجزیه آستانه ای برآورد شد. برآورد ضریب تکرارپذیری صفات نیز به ترتیب ۰/۱۰، ۰/۱۳، ۰/۰۹ و ۰/۰۹ حاصل از تجزیه خطی و ۰/۶۷، ۰/۵۶، ۰/۶۷، ۰/۵۶ و ۰/۲۴ حاصل از تجزیه آستانه ای بود. نتایج این مطالعه نشان داد که استفاده از مدل‌های آستانه ای 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 اثرعوامل 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 (بویژه 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 بالائی 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 سبی[1] 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 وراثت پذیری 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 وراثت پذیری 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 ایـن پژوهش از تعـداد ۵۳۷۴ رکورد مربوط بـه ۱۶۹۶ راس میش دارای رکورد با سـاختار ۷۹۴ رأس مادر، ۱۶۱ رأس پـدر، ۴۱۶ رأس مادر بـزرگ و ۱۲۰ رأس پدر بزرگ دارای نتاج، طی سـال‌های 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 شـهریور تا اوایل آبان ماه و به صورت کنترل شده انجام می‌پذیرد. زایش گله از اوایل بهمن شـروع و تا نیمه فروردین ادامه می‌یابد. برهها در سـن ۵±۹۰ روزگی از شیر گرفته می‌شـوند. صفات مورد مطالعه در این بررسـی 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 بـرآورد مؤلفه‌های واریانس و فراسـنجه‌های ژنتیکی حاصل از تجزیه خطی از روش حداکثر درسـتنمائی محدود شده عاری از مشتق‌گیری و نرم افزار DFREML(۱۵) و برای تجزیه آسـتانه‌ای نیز از روش حداکثر درستنمائی محدود شـده عاری از مشـتق‌گیری و نرم افزارMatvec (۱۲) و به صورت تجزیه یک صفتی تحت مدل حیوانی (معادله۱) استفاده شد.

$$y = Xb + Za + Wpe + e$$ معادله ۱

که **y**، بردار مشـاهدات؛ b، بردار اثر عوامل ثابت (اثر سـن میش و سال جفتگیری)؛ **a**، بردار اثر عوامل تصادفی ژنتیکی افزایشی میش؛ **pe**، بردار اثر عوامل تصادفی محیطـی دائمی‌میش؛ **e**، بردار اثر عوامل تصادفی باقیمانده و **X، Z** و **W** ماتریس‌های طرح هسـتند. امیدهـای ریاضی و ماتریس‌های واریانس مدل عبارتند از:

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

$$Var(a) = A\sigma^2_a\ ,\ Var(pe) = I\sigma^2_{pe}\ ,\ Var(e) = I\sigma^2_e$$

که **A** صورت ماتریس روابط خویشاوندی، **I** ماتریس واحد و σ^2_{pe}، σ^2_a و σ^2_e به ترتیب واریانس ژنتیکی مستقیم، واریانس محیطی دائمی‌میش و واریانس باقی مانده می‌باشند.

ضرایـب وراثـت پذیـری(h^2)و تکرارپذیری(r) صفات بـه صورت زیر محاسبه گردید.

معادله -۲

$$h^2 = \frac{\sigma^2_a}{\sigma^2_a + \sigma^2_{pe} + \sigma^2_e}$$

معادله -۳

$$r = \frac{\sigma^2_a + \sigma^2_{pe}}{\sigma^2_a + \sigma^2_{pe} + \sigma^2_e}$$

نتایج و بحث

تعـداد رکورد، میانگیـن، انحراف معیار، کمینه و بیشـینه صفات مورد بررسی در جدول ۱ آورده شده است. میانگین میزان آبستنی در این بررسی مشـابه مقدار گزارش شـده برای این نژاد (۳) برابر ۰/۹۰ می باشد، ولی در مقایسـه با گزارش Demiruren و همکاران (۹)،که میزان آبستنی در چهار نـژاد کلکوهی، قزل، بختیـاری و بلوچی را به ترتیـب ۰/۹۰، ۰/۹۴، ۰/۸۹ و ۰/۹۲ گـزارش کرده‌اند، بـرآورد حاصل در این پژوهش کمتر می باشـد. اختـلاف موجود را می‌تـوان به متفاوت بـودن تعداد رکوردهـا و گله‌های مورد بررسـی نسـبت داد. از طرفی صفت میزان آبسـتنی از جمله صفاتی اسـت که به شـدت تحت تاثیر مدیریت و سـایر عوامل محیطی می باشد. در بررسـی‌های دیگر میانگین میزان آبسـتنی در نژادهای قـزل، مهربان، بلوچی، کلکوهی، مغانی و سنگسـری به ترتیب ۰/۸۹، ۰/۹۵، ۰/۹۲، ۰/۹۰، ۰/۹۳ و ۰/۹۰ (۱ ، ۲) و برای نژادهای رامبویه، دورسـت، هیفر، سـافوک، تارگی و آمیخته‌های آن‌ها از ۰/۵۹ تا ۰/۹۲ گزارش شـده است (۴، ۷، ۱۱ ، ۱۹). با مقایسـه میانگین میزان آبستنی در این پژوهش و مقادیر گزارش شده توسط سـایر پژوهش‌گران، می توان دریافت که میانگین بدست آمده بـرای این صفـت در محدوده مقادیر گزارش شـده برای این نژاد و سـایر نژادهای ایرانی و در حد بالای مقادیر برآورد شـده بـرای نژادهای خارجی اسـت. میانگین صفات مربوط به تعداد بره متولد شده و شیرگیری شده در این بررسـی در حد مقادیر گزارش شـده برای این نژاد است (۳). میانگین تعداد بره متولد شـده برای نژادهای کلکوهی، قزل، بلوچی، مهربان، مغانی و سنگسـری به ترتیب ۱/۰۱تا ۱/۳۳، ۱/۱ تـا ۱/۲۴، ۱/۱۱ تا ۱/۱۲، ۱/۰۴ تا ۱/۲۴، ۱/۰۲ و ۱/۱۸ گزارش شـده اسـت (۱، ۲ ، ۹). میانگین این صفت برای نژادهای خارجی از ۱/۰۳ تا ۱/۸۷ گزارش شده است (۴، ۵، ۱۱ و ۱۹). با مقایسـه مقادیر بدست آمده در این بررسـی و مقادیر گزارش شده برای نژادهـای ایرانی و خارجی، می توان دریافت که میانگیـن تعداد بره متولد شده و شیرگیری شـده 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

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 می باشد، که علت آن را می توان به پایین بودن میزان دوقلوزائی 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 دوقلوزائی انتخابی صورت نگرفته است بلکه به لحاظ کم شدن پوشش گیاهی مراتع و شرایط نامساعد محیطی ناشی از نوع پرورش، به صورت طبیعی علیه دوقلوزائی انتخاب صورت گرفته است. در این خصوص اگر بتوان میزان دوقلوزائی 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 وراثت پذیری میزان آبستنی در این تحقیق ۰/۰۲ ± ۰/۰۱ بود. ضریب وراثت پذیری این صفت در نژادهای دورست، رامبویه، فاین شیپ، سافوک، تارگی و آمیخته‌های آن‌ها ۰/۰۶گزارش 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 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 می باشد. 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). علی رغم 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 ۰/۰۲±۰/۰۵ و ۰/۰۲±۰/۰۴ 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 دائمی‌میش در مدل مورد استفاده جهت برآورد فراسنجه‌های ژنتیکی نسبت داد. در دو گزارش جداگانه میانگین وزنی ضریب وراثت پذیری تعداد بره متولد شده در هر زایش میش ۰/۰۱±۰/۰۸ و ۰/۰۱±۰/۱۰ گزارش شده است، که اندکی بالاتر از برآورد این مطالعه می باشد. وراثت پذیری تعداد بره شیرگیری شده به ازای هر میش در معرض آمیزش و هر میش آبستن به ترتیب ۰/۰۲ ±۰/۰۲ و ۰/۰۲ ±۰/۰۶ بود که اندکی کم تر از میانگین وزنی ارائه شده برای این صفات می‌باشد (۱۰ ، ۲۰). برآوردهای کم برای مقدار ضریب وراثت‌پذیری صفات مرتبط با تعداد بره نشان می‌دهد که شدت ارتباط بین

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

صفت	σ^2_a †	σ^2_{pe}	σ^2_e	σ^2_p	$h^2 \pm s.e$	$c^2 \pm s.e$	r
Cr	۰/۰۰۱	۰/۰۰۲	۰/۰۷۹	۰/۰۸۸	۰/۰۱±۰/۰۲	۰/۰۹±۰/۰۲	۰/۱۰
NlBE/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

† σ^2_a، σ^2_{pe}، σ^2_e و σ^2_p 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	σ^2_a †	σ^2_{pe}	σ^2_e	σ^2_p	h^2	c^2	r
Cr	۰/۰۱۸	۰/۱۲۸	۰/۰۷۰	۰/۲۱۶	۰/۰۸	۰/۵۹	۰/۶۷
NlBE/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	۰/۲۳	۰/۰۱	۰/۲۴

† σ^2_a، σ^2_{pe}، σ^2_e و σ^2_p به ترتیب مولفه‌های واریانس ژنتیکی افزایشی، محیطی دائمی، باقی مانده و فنوتیپی؛ h^2 ضریب وراثت پذیری، c^2 نسبت واریانس محیطی دائمی به واریانس فنوتیپی و r ضریب تکرارپذیری.

مقادیـر 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.

بـرآورد ضریب تکرار پذیری صفات از ۰/۰۹ تا ۰/۱۳ متغیر بود (جدول ۲). میانگین وزنی ضریب تکرارپذیری صفات تولید مثل مشـابه برآوردهای این پژوهش در حد کم گزارش شده است (۱۰). این برآوردها نشان می‌دهد که همبسـتگی بیـن رکوردهای مختلف تولیدی برای صفـات تولید مثلی، حاصل از تجزیه خطی در حد کم می‌باشـد، به طوری که تصمیم‌گیری در مورد حذف میش براسـاس یـک رکورد از صفات تولید مثلـی دارای دقت کمی‌است.

برآورد مولفه‌های واریانس و فراسـنجه‌های ژنتیکی صفات تولید مثلی حاصل از تجزیه آستانه ای در جدول ۳ آورده شده است. مولفه‌های واریانس حاصل از تجزیه آسـتانه‌ای با مقادیر مشـابه حاصـل از تجزیه خطی کاملاً متفاوت می‌باشـد. واریانس ژنتیکی افزایشـی و محیطی دائمـی حاصل از تجزیه آسـتانه ای برای همه صفات بیشتر از مقادیر مشابه در تجزیه خطی بـوده ولی واریانس باقی مانده برای همه صفات کمتر از مقادیر مشـابه می باشد. واریانس فنوتیپی برای صفت میزان آبستنی در تجزیه آستانه ای بالاتر ولی برای سـایر صفات کمتر از مقادیر مشـابه در تجزیه خطی می باشـد. همانند نتایج حاصل در این بررسی متفاوت بودن مولفه‌های واریانس حاصل از تجزیه‌های خطی و آسـتانه‌ای، توسط سایر پژوهش‌گران نیز گزارش شده است (۸ ، ۱۴). عنوان شده است که صفات چند دسته‌ای دارای توزیع چند جمله‌ای بوده و واریانس آن‌ها وابسـته به میانگین می‌باشد، زیرا در این نوع توزیع، مقدار واریانس به فراوانی مشـاهده‌ها در هر کدام از دسته‌ها بستگی دارد و بـا تغییر میانگین، ایـن فراوانی‌ها نیز تغییر می‌یابند (۶، ۱۷). برآورد ضرایب وراثت پذیری و تکرارپذیری صفت میزان آبسـتنی حاصل از تجزیه آسـتانه‌ای 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 شیپ 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 شـده است (۱۴). برآورد ضریب وراثت پذیری 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 هسـتند. ضریب وراثت‌پذیـری صفت تعداد بره متولد شـده در هر زایمان بـرای میش‌های رامبویه و فاین شیپ ۰/۲۵ و ۰/۱۳ برآورد شده است که از نظر مقدار بالاتر از برآوردهای این تحقیق بوده ولی مشـابه تحقیق حاضر برآوردهای حاصل از تجزیه آسـتانه‌ای بالاتر از مقادیر برآورد شـده با استفاده از تجزیه خطی بودند. در این بررسی مقدار ضریب وراثت‌پذیری صفت تعداد بره متولد شده در هر زایمان در میش‌های فاین شـیپ با اسـتفاده از مدل آستانه‌ای پدری از ۰/۲۶ تا ۰/۶۷ گزارش شـد (۱۴). در تحقیق دیگری ضریب وراثت‌پذیری تعداد بره متولد شـده در هر زایمان میش در گوسـفندان دو نژاد نروژی با اسـتفاده از مدل آستانه‌ای پدری ۰/۳۹ و ۰/۲۶ برآورد گردید (۱۶). ضرایب وراثت پذیری صفات تعداد بره شـیرگیری شده به ازای هر میش در معرض آمیـزش و به ازای هر میش آبسـتن نیز بـه ترتیـب ۰/۱۰ و ۰/۲۳ برآورد گردید که این برآوردها بالاتر از مقادیر مشـابه حاصل شده از تجزیه خطی می‌باشند. در یک بررسی با مقایسه برآوردهای وراثت‌پذیری حاصل از مدل خطی و آسـتانه‌ای 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 شـده با استفاده از مدل آستانه‌ای می‌باشد. این برآوردها نشـان می‌دهد که برخلاف برآوردهای حاصل از تجزیه خطی، همبسـتگی بین رکوردهای مختلف تولیدی برای صفات تولید مثلی در حد زیاد اسـت، به طوری که تصمیم‌گیری در مورد حذف میش براسـاس یک رکورد از صفات تولید مثلی دارای دقت کافی خواهد بود.

نتایج این پژوهش نشـان می‌دهد که اگرچه وراثت‌پذیری صفات تولید مثلی حاصل از تجزیه با استفاده از مدل‌های خطی و آستانه ای در حد کم می‌باشـد و پاسخ به انتخاب برای این صفات آهسته خواهد بود، ولی تجزیه این صفات با اسـتفاده از مدل آستانه‌ای در مقایسه با مدل خطی، منجر به افزایش صحت ارزیابی‌ها و درنتیجه 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 آسـتانه‌ای بالاتر از مقادیر مشابه با اسـتفاده از تجزیه خطی بوده و نشـان می‌دهد که همبستگی بین رکوردهای تولیدی با استفاده از تجزیه آسـتانه‌ای بالاتر بوده و تصمیم‌گیری در خصوص حذف میش‌ها بر اسـاس یک رکورد تولیدی برای صفـات تولید مثلی، منجر به افزایش عملکرد گله در خلال سـال‌های تولید می شود. لذا استفاده از مدل‌های آستانه‌ای برای تجزیه رکوردهای صفات تولید مثلی، در ارزیابی‌های ژنتیکی در مقایسـه 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 فراسـنجه‌های فرتیلیته، فکوندیته و پرولیفیسـیته شروع فعالیت جنسی بعد از زایمان در گوسفند مهربان (بعد از اولین زایـش). فصلنامه داخلی امور دام و آبزیان، ویژه‌نامه سـمینار پرورش و اصلاح نژاد گوسفند و بز، معاونت امور دام وزارت جهاد سازندگی.

۲- منعم، م.، ا. اسـماعیلی راد، ا. آل ابراهیم و ن. طاهر پور. ۱۳۷۰؛ طرح شناسایی گوسـفند سنگسری. موسسه تحقیقات دامپروری حیدرآباد، نشریه پژوهشی شماره ۶۸.

۳- وطـن خـواه، م. و م. ع.، ادریس. ۱۳۷۹؛ برآورد عملکرد و بررسـی 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

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. Copmarison 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 Nebreska, 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 nonnarmal 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.