



دانشگاه گیلان، دانشکده کشاورزی، منابع طبیعی

نشریه پژوهش در نشخوارکنندگان

جلد سوم، شماره سوم، ۱۳۹۴

<http://ejrr.gau.ac.ir>

تجزیه ژنتیکی تعداد بره شیرگیری شده در هر زایش گوسفند لری بختیاری با استفاده از مدل‌های تابعیت تصادفی بی‌اسپالین

رویا زرگر^۱ و *محمدعلی طالبی^۲

^۱ دانشجوی کارشناسی ارشد ژنتیک و اصلاح نژاد دام، دانشکده کشاورزی، دانشگاه آزاد اسلامی واحد خوراسگان، اصفهان

^۲ مدرس دانشگاه آزاد اسلامی واحد خوراسگان، اصفهان و عضو هیات علمی

مرکز تحقیقات کشاورزی و منابع طبیعی استان چهارمحال و بختیاری

تاریخ دریافت: ۹۴/۴/۲۲؛ تاریخ پذیرش: ۹۴/۷/۴

چکیده

سابقه و هدف: بهبود صفات تولید مثلی میش یک هدف مهم برای افزایش سود آوری گوسفند بویژه در سیستم تولید بره می‌باشد. یکی از روش‌های برآورد اجزای واریانس استفاده از مدل تابعیت تصادفی می‌باشد که این نوع مدل یک رفتار مداوم از مشاهدات را در طول زمان فراهم می‌کند و قادر به ترکیب واریانس و کوواریانس ناهمگن در طول زمان با کاهش تعداد پارامترها است. هدف از این تحقیق، برآورد اجزای واریانس و پارامترهای ژنتیکی صفت تعداد بره شیرگیری شده در هر زایش گوسفند لری بختیاری با استفاده از مدل‌های رگرسیون تصادفی بی‌اسپالین بود.

مواد و روش‌ها: از اطلاعات ۶۱۴۶ صفت تعداد بره شیرگیری شده در هر زایش طی سال‌های ۱۳۶۹ تا ۱۳۹۲، ایستگاه توسعه پرورش و اصلاح نژاد گوسفند لری بختیاری استفاده شد. نحوه پرورش گله به صورت سیستم نیمه متحرک و روستایی بود. بره‌ها در سن 5 ± 90 روزگی از شیر گرفته شدند. بررسی عوامل ثابت موثر بر صفات با استفاده از مدل خطی تعمیم یافته و با نرم افزار سیستم تجزیه آماری انجام شد. اجزای واریانس و

*نویسنده مسئول: maitalebi@yahoo.com

پارامترهای ژنتیکی بر اساس مدل‌های تابعیت تصادفی بی‌اسپلین (تکه ای) خطی و درجه ۲ و تعداد گره های ۴ تا ۶ و با نرم افزار ومبت برآورد شدند.

یافته‌ها: میانگین و انحراف معیار صفت تعداد بره شیرگیری شده در هر زایش $1/17 \pm 0/42$ بود. سال تولد و سن میش هنگام زایش اثرات بسیار معنی‌داری بر این صفت داشتند. براساس معیارهای آکائیک و بیزین، بهترین مدل LLL4 (خطی برای تابعیت ثابت، اثرات ژنتیکی افزایشی و اثرات محیط دائمی با تعداد چهار گره) بود. در این مدل، واریانس‌های ژنتیکی افزایشی، محیط دائمی و فنوتیپی صفت تعداد بره شیرگیری شده در هر زایش به ترتیب در دامنه $0/003$ تا $0/090$ ، $0/002$ تا $0/066$ و $0/081$ تا $0/267$ بدست آمد. وراثت‌پذیری و نسبت واریانس محیط دائمی به کل صفت تعداد بره شیرگیری شده در هر زایش به ترتیب در دامنه $0/02$ تا $0/34$ و $0/01$ تا $0/25$ بود.

نتیجه‌گیری: اجزای واریانس و وراثت‌پذیری تعداد بره شیرگیری شده در هر زایش در سنین مختلف میش متغیر بود. وراثت‌پذیری تعداد بره شیرگیری شده در هر زایش در سنین ۱۴ و ۲۵ ماهگی بالاتر از سنین دیگر بود. با توجه به وراثت‌پذیری و خطای معیار، صحت ارزش‌های اصلاحی برای این صفت در سنین ۱۴ تا ۳۲ ماهگی بالاتر می‌باشد.

واژه‌های کلیدی: اجزای واریانس، وراثت‌پذیری، بی اسپلین، تابعیت تصادفی، تعداد بره شیرگیری شده

مقدمه

بهبود صفات تولیدمثلی میش یک هدف مهم برای افزایش سودآوری گوسفند بویژه در سیستم تولید بره می باشد. اغلب نژادهای بومی گوسفند در ایران از نظر صفات تولیدی چند منظوره بوده و معمولاً به منظور تولید گوشت، شیر، پشم و پوست پرورش می یابند. برای طراحی برنامه های مؤثر اصلاح نژادی و پیش بینی دقیق پیشرفت ژنتیکی این برنامه ها، دانستن تنوع ژنتیکی در داخل و بین صفات ضرورت دارد. برآوردهای دقیق پارامترهای ژنتیکی منجر به توسعه مؤثر و جامع اهداف اصلاحی که صفات مختلف را در بر دارد، می گردد (۲۳). برای بهبود ژنتیکی در اصلاح نژاد بره ها، صفات مهم مرتبط با تولیدمثل، بقاء و رشد بره بایستی در برنامه ها مد نظر قرار گیرد (۷).

وراثت پذیری صفات تولیدمثل در نژاد لری بختیاری و سایر نژادها پایین گزارش شده است (۲۴ و ۲۶). میانگین وزنی وراثت پذیری صفت تعداد بره شیرگیری شده در هر زایمان میش $0/05 \pm 0/01$ گزارش شده است (۲۴). هانفورد و همکاران (۲۰۰۲ و ۲۰۰۳) نشان دادند که تعداد بره شیرگیری شده در هر زایمان میش و وزن شیرگیری دو جزء اصلی مؤثر بر عملکرد شیرگیری بوده و از نظر اقتصادی دارای اهمیت بالائی هستند ولی وراثت پذیری آنها پائین بود. با این وجود، انتخاب بر اساس عملکرد شیرگیری طی یک دوره طولانی مدت، پاسخ متوسط و مثبتی در هر دو صفت تعداد بره شیرگیری شده و وزن شیرگیری در گله های نژادهای دو منظوره، نظیر تارگی یا کلمبیا ایجاد کرده است. افزایش میانگین ارزش اصلاحی صفت تعداد بره شیرگیری شده در هر زایمان برای نژادهای کلمبیا و تارگی طی دوره ۴۸ ساله مطالعه تغییرات ژنتیکی $0/4$ (۱۹۵۰ تا ۱۹۹۸) بوده است (۹ و ۱۰).

یکی از روش های برآورد اجزای واریانس استفاده از مدل تابعیت تصادفی می باشد که این نوع مدل یک رفتار مداوم از مشاهدات را در طول زمان فراهم می کند و قادر به ترکیب واریانس و کوواریانس ناهمگن در طول زمان (از جمله روزی که نمونه گیری نمی شود) با کاهش تعداد پارامترها است (۱۳). همچنین مدل تابعیت تصادفی امکان محاسبه (کو) واریانس بین یا در هر سن یا نقطه زمانی را دارد (۱۲). در مدل رگرسیون تصادفی از توابع مختلفی نظیر تابع اسپلاین استفاده شده است. تابع اسپلاین در حقیقت شامل چند جمله ای های تکه ای مرتبه پایین است که برای یک منحنی خاص در نقاطی بنام گره به یکدیگر متصل می شوند. نوع خاصی از منحنی اسپلاین، بی اسپلاین می باشد که دارای خواص عددی بهتر به لحاظ ایجاد همگرایی پایدار در برآورد اجزای (کو) واریانس مدل می باشد. این مدل همچنین بدلیل داشتن مزیت همچون امکان منظور نمودن اثر محیطی خاص برای هر روز رکوردگیری

در تجزیه و تحلیل آماری نسبت به مدل‌های حیوانی رو به گسترش است (۱۶). استفاده نمودن از این مدل هنگامی صورت می‌پذیرد که مشاهدات تکراری در زمان‌های مختلف برای یک صفت در دسترس باشد.

جمعیت گوسفند نژاد لری بختیاری در این استان بیش از ۱۴۰۰۰۰۰ رأس می‌باشد و سالیانه با تولید بیش از ۳۵۰۰۰ تن گوشت قرمز نقش قابل توجهی در تولید پروتئین حیوانی دارا می‌باشد (۱). تقریباً تمامی سیستم‌های اصلی پرورش گوسفند رایج در کشور در این استان وجود دارد ولی بخش اعظم گوسفندان تحت سیستم روستائی (نیمه متحرک و روستائی) پرورش می‌یابند. از آنجایی که تاکنون پژوهشی به منظور برآورد اجزای واریانس صفات تولیدمثلی در گوسفند لری بختیاری با استفاده از مدل رگرسیون تصادفی بی‌اسپلین انجام نشده است. هدف از این تحقیق برآورد اجزای واریانس و پارامترهای ژنتیکی صفت تعداد بزه شیرگیری شده در هر زایش میش‌های لری بختیاری با استفاده از مدل‌های رگرسیون تصادفی بی‌اسپلین بود.

مواد و روش‌ها

در این پژوهش، از داده‌های مربوط به ۶۱۴۶ رکورد اطلاعات زایش میش‌های نژاد لری بختیاری که طی سال‌های ۱۳۶۹ تا ۱۳۹۲ توسط ایستگاه توسعه پرورش و اصلاح نژاد استان چهارمحال و بختیاری جمع‌آوری شده بود، استفاده شد. نحوه پرورش گله به صورت سیستم نیمه متحرک و روستائی بود. بدین معنی که گوسفندان در فصل قشلاق از آذرماه تا اردیبهشت ماه در محل ایستگاه و بقیه سال را در مراتع و پس‌چر غلات، یونجه، شبدر و سایر محصولات زراعی نگهداری می‌شدند. جفت‌گیری میش‌ها و قوچ‌های انتخاب شده از اوایل شهریور ماه شروع و تا اوایل آبان ماه به صورت کنترل شده ادامه پیدا می‌کرد. بدین ترتیب زایش گله از بهمن ماه شروع و تا فروردین ماه بود. بره‌ها پس از خشک شدن توسط مادران خود و قبل از شیر خوردن توزین گردیده و پس از نصب شماره گوش، اطلاعات مربوط به زایش آن‌ها نظیر جنس بره، نوع تولد، نوع زایمان ثبت می‌گردید. بره‌ها از تولد تا ۱۵ روزگی به طور آزاد با مادران خود بودند و پس از آن در صورتی که گله روی مراتع چرا می‌کردند، روزها همراه با مادران خود و در شب جدا از مادران خود نگهداری می‌شدند و زمانی که گله به مرتع فرستاده نمی‌شد، بره‌ها در دو وعده از شیر مادر استفاده می‌کردند. بره‌ها از سن ۱۵ روزگی به بعد علاوه بر شیر مادر به غذای تکمیلی حاوی ۵۰ درصد جو، ۲۰ درصد سبوس، ۱۸ درصد

تفاله چغندرقد، ۱۰ درصد کنجاله پنبه دانه، ۱ درصد پودر استخوان، ۰/۵ درصد نمک، ۰/۴ درصد آنتی بیوتیک و ۰/۱ درصد مولتی ویتامین دسترسی داشتند. بره‌ها در سن 90 ± 5 روزگی از شیر گرفته می‌شدند.

برای تعیین اثر عوامل ثابت بر صفت تعداد بره شیرگیری شده در هر زایش، داده‌ها با مدل شامل اثرات سال زایش، سن میش در زایش بعنوان متغیر پیوسته و طبقه بندی شده و با استفاده از روش مدل خطی تعمیم یافته برنامه نرم افزاری سیستم تجزیه آماری^۱ (۲۰۱۰) تجزیه شدند (۲۵). اجزای واریانس و پارامترهای ژنتیکی تعداد بره شیرگیری شده در هر زایش با استفاده از الگوریتم میانگین اطلاعات حداکثر درستی محدود شده و نرم افزار ومبت^۲ (۲۰۰۶) برآورد شدند (۱۷). و معیار همگرایی برای توقف تکرارها 10^{-8} در نظر گرفته شد. برآورد اجزای واریانس و پارامترهای ژنتیکی براساس مدل‌های تابعیت تصادفی بی‌اسپلین خطی و درجه دو و تعداد گره های ۴ تا ۶ (جدول ۱) و با مدل زیر انجام شد.

$$y_{ijq} = S_i + \sum_{r=1}^{n=k} \alpha_{ri} B_r(a_{ijq}) + \sum_{r=1}^{n=k} \beta_{rj} B_r(a_{ijq}) + \sum_{r=1}^{n=k} \gamma_{rj} B_r(a_{ijq}) + \epsilon_{ijq}$$

y_{ijq} ، رکورد مربوط به حیوان j ام با اثر ثابت سال i و سن میش q ، S_i ، α_{ri} ، r امین ضریب رگرسیون ثابت برای i امین اثر سن و β_{rj} و γ_{rj} ، به ترتیب r امین ضرایب رگرسیون تصادفی برای اثر ژنتیکی افزایشی و محیط دائمی حیوان j می‌باشند. متغیر کمکی $r B_r(a_{ijq})$ امین ضریب بی‌اسپلین ارزیابی شده بر اساس اثر سن میش (a_{ijq}) و ϵ_{ijq} باقیمانده مربوط به y_{ijq} می‌باشد. تعداد پارامتر تعیین کننده تعداد گره و قطعات است، به گونه‌ای که در توابع خطی تعداد گره یکی بیشتر از تعداد پارامتر و در توابع درجه دو تعداد گره (انتخاب محل گره‌ها با توجه به تعداد پارامترها و فواصل سنی میش‌ها در زایش بود) برابر تعداد پارامتر می‌باشد. همچنین در همه مدل‌ها واریانس باقیمانده به صورت ناهمگن و در ۴ کلاس در نظر گرفته شده است. مناسب بودن مدل‌ها با استفاده از لگاریتم حداکثر درستی، معیارهای اطلاعات آکائیک^۳ (AIC) و بی‌زین^۴ (BIC) سنجش شد

1. SAS
2. Wombat
3. Akaiake's Information Criterion
4. Bayesian Information Criterion

(۲ و ۳). مدلی با کمترین مقدار معیار اطلاعات آکائیک و معیار اطلاعات بیزین به عنوان بهترین مدل انتخاب شدند. معیار اطلاعات آکائیک و معیار اطلاعات بیزین بشرح ذیل محاسبه می گردند:

$$AIC = 2k - 2\ln(L)$$

$$BIC = -2\ln(L) + k\ln(n)$$

مقدار L برابر با حداکثر درستنمایی، مقدار k برابر با تعداد پارامترها در مدل و مقدار n برابر با تعداد رکوردهای استفاده شده در تجزیه و تحلیل داده ها است.

جدول ۱- مدل های مختلف استفاده شده با تعداد گره ۴ تا ۶

Table 1. Different models with 4 to 6 knots

| مدل Model | علامت اختصاری Models acronyms |
|--|----------------------------------|
| خطی برای رگرسیون ثابت، اثرات ژنتیکی افزایشی و اثرات ژنتیکی محیط دائمی Linear function in fixed regression, additive genetic and permanent environmental effects | LLL |
| خطی برای رگرسیون ثابت و اثرات ژنتیکی افزایشی، درجه ۲ برای اثرات ژنتیکی محیط دائمی Linear function in fixed regression and additive genetic and quadratic functions for permanent environmental effects | LLQ |
| خطی برای رگرسیون ثابت، درجه ۲ برای اثرات ژنتیکی افزایشی و اثرات ژنتیکی محیط دائمی Linear function in fixed regression, quadratic functions for additive genetic and permanent environmental effects | LQQ |
| خطی برای رگرسیون ثابت، درجه ۲ برای اثرات ژنتیکی افزایشی و خطی برای اثرات ژنتیکی محیط دائمی Linear function in fixed regression, quadratic functions for additive genetic and linear function for permanent environmental effects | LQL |
| درجه ۲ برای رگرسیون ثابت، خطی برای اثرات ژنتیکی افزایشی و اثرات ژنتیکی محیط دائمی Quadratic functions for fixed regression, linear function for additive genetic and permanent environmental effects | QLL |
| درجه ۲ برای رگرسیون ثابت و اثرات ژنتیکی افزایشی، خطی برای اثرات ژنتیکی محیط دائمی Quadratic functions for fixed regression, additive genetic and linear function for permanent environmental effects | QQL |
| درجه ۲ برای رگرسیون ثابت، خطی برای اثرات ژنتیکی افزایشی، درجه ۲ برای اثرات ژنتیکی محیط دائمی Quadratic functions for fixed regression, linear function for additive genetic and quadratic functions for permanent environmental effects | QLQ |
| درجه ۲ برای رگرسیون ثابت، اثرات ژنتیکی افزایشی و اثرات ژنتیکی محیط دائمی Quadratic functions for fixed regression, additive genetic and permanent environmental effects | QQQ |

نتایج و بحث

ساختار شجره و آماره توصیفی صفت تعداد بره متولد شده در هر زایش در جدول ۱ نشان داده شده است. همانطور که در جدول ملاحظه می‌گردد، میانگین و انحراف معیار صفت تعداد بره شیرگیری شده در هر زایش $0/42 \pm 1/17$ بود. در نژادهای کلکوهی، قزل و بلوچی میانگین صفت تعداد بره شیرگیری شده در هر زایش به ترتیب $1/01$ تا $1/33$ ، $1/1$ تا $1/24$ و $1/11$ تا $1/12$ بود (۵). میانگین و انحراف معیار صفت تعداد بره شیرگیری شده در هر زایش در گوسفند لری بختیاری $1/12 \pm 0/41$ گزارش شده است (۲۶). که مشابه نتایج این تحقیق است. عموبشته ماسری و همکاران (۲۰۱۳) میانگین و انحراف معیار این صفت در گوسفند نژاد شال را $1/08 \pm 0/34$ برآورد کردند (۳). تعداد بره شیرگیری شده در هر زایش میش در گوسفندان نژاد سابی $0/96$ گزارش شده است (۱۵)، که کمتر از مقادیر مشابه برای این صفت در گوسفندان لری بختیاری است. در حالی که گوان و همکاران (۲۰۱۴) میانگین و انحراف معیار این صفات را در گوسفند نژاد مالپورا $0/05 \pm 3/37$ گزارش کرده‌اند (۸). مقایسه میانگین صفت تعداد بره شیرگیری شده در هر زایش نشان می‌دهد که در اکثر نژادهای گوسفند ایرانی مقدار این صفت مشابه است ولی نسبت به برخی از نژادهای خارجی مقدار این صفت کمتر است. ضریب تغییرات صفت تعداد بره شیرگیری شده در هر زایمان میش در گوسفندان لری بختیاری $36/69$ درصد بود که نشان‌دهنده تنوع در این صفت برای گوسفندان لری بختیاری است و همانند ضریب تغییرات بالا این صفت تولیدمثلی در سایر نژادهای گوسفند است که توسط سایر محققان نیز گزارش شده است. دامنه میانگین وزنی ضریب تغییرات صفت تعداد بره شیرگیری شده در هر زایمان میش از 45 تا 51 درصد گزارش شده است (۷، ۱۴ و ۲۴).

اثر عوامل محیطی بر صفت تعداد بره شیرگیری شده در هر زایش معنی‌دار بود. سال زایش اثر بسیار معنی‌داری ($P < 0/001$) بر صفت تعداد بره شیرگیری شده در هر زایش داشت. اثر سال از طریق تفاوت در میزان بارندگی، رطوبت دمای محیط که کمیت و کیفیت مراتع را تحت تاثیر قرار می‌دهد، چگونگی پرورش مادران را متغیر ساخته که به طور مستقیم صفات تولید مثلی از جمله تعداد بره شیرگیری شده در هر زایش را تحت تاثیر قرار می‌دهد.

جدول ۲- ساختار شجره و آماره توصیفی صفت تعداد بره شیرگیری شده در هر زایش

Table 2. The pedigree structure and descriptive statistics of number of lambs at weaned per lambing trait

| | |
|-------|---|
| 1.17 | میانگین Mean |
| 0.42 | انحراف معیار SD |
| 36.69 | ضریب تغییرات (%) CV (%) |
| 2039 | تعداد کل حیوانات No. of total animal |
| 1695 | تعداد حیوانات دارای رکورد No. of animal with records |
| 428 | تعداد افراد با ۲ رکورد No. of animal with 2 records |
| 430 | تعداد افراد با ۳ رکورد No. of animal with 3 records |
| 382 | تعداد افراد با ۴ رکورد No. of animal with 4 records |
| 282 | تعداد افراد با ۵ رکورد No. of animal with 5 records |
| 131 | تعداد افراد با ۶ رکورد No. of animal with 6 records |
| 42 | تعداد افراد با ۷-۱۰ رکورد No. of animal with 7 to 10 records |
| 240 | تعداد پدرها No. of sires |
| 1023 | تعداد مادرها No. of dams |

سن میش در هنگام زایش به صورت اثر طبقه بندی شده نیز اثر بسیار معنی داری ($P < 0.01$) بر صفت تعداد بره شیرگیری شده در هر زایش داشت، به طوری که با افزایش سن میش‌ها میانگین این صفت نیز افزایش یافت. به طوری که در میش‌های ۴ تا ۷ سال سن تعداد بره شیرگیری شده به طور معنی داری ($P < 0.01$) بیشتر بود. که علت این افزایش به دلیل تولید شیر بیشتر در این سنین و قابلیت مادری است. در برخی از مطالعات افزایش تعداد بره شیرگیری شده در هر زایش با افزایش سن میش گزارش شده است (۱۱ و ۱۴). صفت تعداد بره شیرگیری شده در هر زایش علاوه بر اثر ژنتیکی

تحت تاثیر قابلیت میش برای نگهداری و تولید شیر می‌باشد. در نژادهایی که این استعداد و توانایی بیشتر باشد میانگین این صفت بالاتر می‌شود.

جدول ۳- اثر عوامل محیطی بر صفت تعداد بره شیرگیری شده در هر زایش

Table 3. Environmental effect on number of lambs at weaned per lambing trait

| صفت trait | اثر ثابت Fix effect |
|---|------------------------|
| تعداد بره شیرگیری شده در هر زایش number of lambs at weaned per lambing | سال زایش سن (سال) |
| ** | Year of lambing |
| | Age (year) |
| 1.09 ± 0.01 ^{a†} | 2 |
| 1.12 ± 0.01 ^a | 3 |
| 1.19 ± 0.01 ^b | 4 |
| 1.23 ± 0.01 ^c | 5 |
| 1.22 ± 0.01 ^{bc} | 6 |
| 1.19 ± 0.02 ^{bc} | 7 |

** معنی دار در سطح احتمال ۱ درصد

[†] تفاوت ارقام با حروف غیر مشابه در هر اثر، معنی دار است (P < ۰/۰۵).

** P<0.01

[†] All means within a particular subclass differ significantly (P<0.05) except those followed by the same letter.

نتایج مربوط به استفاده از مدل‌های مختلف برای صفت تعداد بره شیرگیری شده در هر زایش در جدول ۳ نشان داده شده است. با توجه به مقادیر لگاریتم حداکثر درستی، معیارهای آکائیک و بی‌زین، بهترین مدل انتخابی برای صفت تعداد بره شیرگیری شده در هر زایش، مدل LLL4 (خطی برای رگرسیون ثابت، اثرات ژنتیکی افزایشی و اثرات محیط دائمی با تعداد چهار گره) بود. برآوردهای واریانس‌های ژنتیکی افزایشی، محیط دائمی، فنوتیپی، وراثت‌پذیری و نسبت واریانس محیط دائمی به واریانس فنوتیپی صفت تعداد بره شیرگیری در هر زایش در سنین مختلف میش و بیشترین فراوانی با استفاده از مدل LLL4 در جدول ۴ ارائه شده است. دامنه واریانس ژنتیکی افزایشی صفت تعداد بره شیرگیری شده در هر زایش ۰/۱۱ تا ۰/۵۲ بود. واریانس ژنتیکی افزایشی این صفت در سن ۱۴ ماهگی بالا و پس از آن تا ۴۴ ماهگی روند کاهشی بدنبال داشت و در ۵۶ ماهگی دو باره افزایش یافته و پس از آن تا ۹۲ ماهگی کاهش پیدا کرد. واریانس محیط دائمی صفت تعداد بره شیرگیری شده در هر زایش از روند افزایشی و کاهشی یکنواختی تبعیت نمی‌کرد. که بیشترین مقدار آن ۰/۷۶ در ۴۴ ماهگی و کمترین مقدار آن ۰/۰۱ در ۱۹ و ۸۰ ماهگی

بود. دامنه واریانس فنوتیپی این صفت ۰/۱۱ تا ۰/۸۹ بود. بالاترین مقدار واریانس فنوتیپی صفت تعداد بره شیرگیری شده در هر زایش مربوط به سنین ۱۴ و ۱۹ ماهگی بود. گوان و همکاران (۲۰۱۴) واریانس ژنتیکی افزایشی و فنوتیپی این صفت در گوسفند نژاد مالپورا را به ترتیب ۰/۴۴ و ۳/۱۴ برآورد کردند که واریانس ژنتیکی افزایشی در محدوده واریانس فنوتیپی بیشتر از نتایج حاضر بود (۸). اکیز و همکاران (۲۰۰۵) مقدار واریانس ژنتیکی افزایشی، محیط دائمی و فنوتیپی در مرینو ترکیه را به ترتیب ۰/۰۰۹، ۰/۰۱۱ و ۰/۲۶، همچنین محمدی و همکاران (۲۰۱۲) با پژوهشی روی نژاد زندی مقدار واریانس ژنتیکی افزایشی، محیط دائمی و فنوتیپی را به ترتیب ۰/۰۱۴، ۰/۰۰۳ و ۰/۱۶ گزارش کردند (۶ و ۱۸). در گوسفند کرمانی مقادیر واریانس ژنتیکی افزایشی، محیط دائمی و فنوتیپی این صفت را به ترتیب ۰/۰۱۱، ۰/۰۱۸ و ۰/۱۷ بدست آمده است (۱۹). نتایج این مطالعات نشان می‌دهد که واریانس ژنتیکی افزایشی و محیط دائمی در نژادها مورد بررسی کمتر و واریانس فنوتیپی در آنها در محدوده این پژوهش بود. همچنین در گوسفند نژاد شال، مقادیر ۰/۰۰۱، ۰/۰۰۰۲ و ۰/۱۱ را به ترتیب برای واریانس ژنتیکی افزایشی، محیط دائمی و فنوتیپی برای صفت تعداد بره شیرگیری شده در هر زایش بدست آورده‌اند (۳)، که واریانس ژنتیکی افزایشی، محیط دائمی و واریانس فنوتیپی پائین و کمتر از نتایج تحقیق حاضر است. در صورت وجود تنوع در صفتی، امکان بهبود و پیشرفت در آن صفت وجود خواهد داشت. در نتیجه از تنوع موجود در صفت تعداد بره شیرگیری شده در هر زایش در گوسفند لری بختیاری می‌توان برای انتخاب استفاده کرد.

جدول ۴- مدل‌های مختلف با ۴، ۵ و ۶ گره برای برآورد اجزای واریانس صفت تعداد بره شیرگیری در هر زایش در میش‌های لری بختیاری

Table 4. Different models with 4, 5 and 6 knots for estimation variance components of number of lambs at weaned per lambing trait in Lori-Bakhtiari ewes

| معیار بیزین | معیار آکانیک | لگاریتم درستنمایی | تعداد پارامتر | محل گره | پارامتر n | مدل* |
|-------------|--------------|----------------------|----------------------|------------------------|-----------------|--------|
| BIC | AIC | Log likelihood ratio | Number of parameters | Knot | Parameters of n | Model* |
| -12370.10 | -12531.42 | 6289.71 | 24 | 14, 40.66, 67.33, 94 | 3 | LLL4 |
| -11863.20 | -12024.52 | 6036.26 | 24 | 14, 40.66, 67.33, 94 | 3 | LLQ4 |
| -12168.25 | -12329.57 | 6188.78 | 24 | 14, 40.66, 67.33, 94 | 3 | LQL4 |
| -11615.40 | -11776.73 | 5912.36 | 24 | 14, 40.66, 67.33, 94 | 4 | QQL4 |
| -8729.31 | -8057.85 | 4062.92 | 34 | 14, 40.66, 67.33, 94 | 4 | LQQ5 |
| 6773.76 | 6545.22 | 3238.61 | 34 | 14, 34, 54, 74, 94 | 5 | QQQ5 |
| -6781.02 | -7090.22 | 3591.11 | 46 | 14, 30, 46, 62, 78, 94 | 5 | LQQ6 |
| -4270.40 | -4579.58 | 2335.79 | 46 | 14, 30, 46, 62, 78, 94 | 6 | QQQ6 |

*علائم مدل از چپ به راست، درجه برازش رگرسیون ثابت، رگرسیون تصادفی ژنتیکی افزایشی، رگرسیون تصادفی محیط دائمی و تعداد گره؛ L، خطی، Q، درجه دو.

*Model sign from left to right, order of fixed regression, additive genetic random regression, permanent environmental random regression and number of knot; L, linear; Q, quadratic.

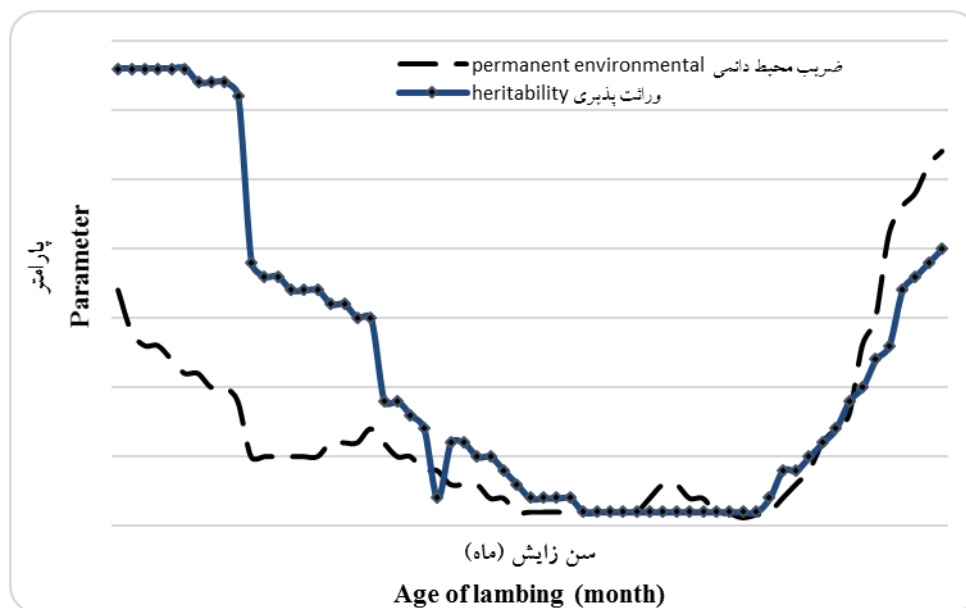
جدول ۵- برآوردهای واریانس‌های ژنتیکی افزایشی (σ_a^2)، محیط دائمی (σ_{pe}^2)، فنوتیپی (σ_p^2)، وراثت پذیری (h^2) و نسبت واریانس محیط دائمی به کل (pe^2) صفت تعداد بره شیرگیری در هر زایش در سنین مختلف با استفاده از مدل LLL4

Table 5. Estimation of additive genetic variance (σ_a^2), permanent environmental variance (σ_{pe}^2), phenotypic variance (σ_p^2), heritability (h^2) and ratio of permanent environmental variance to total variance (pe^2) for the number of lambs at weaned per lambing in different age of ewe with using of LLL4 model

| نسبت واریانس محیط دائمی به کل pe^2 | وراثت پذیری h^2 | واریانس فنوتیپی σ_p^2 | واریانس محیط دائمی σ_{pe}^2 | واریانس ژنتیکی افزایشی σ_a^2 | سن زایش Age of lambing |
|---|----------------------|---------------------------------|---------------------------------------|--|---------------------------|
| 0.18 ± 0.006 | 0.34 ± 0.004 | 0.090 ± 0.0007 | 0.016 ± 0.0006 | 0.030 ± 0.0004 | 14 |
| 0.13 ± 0.005 | 0.33 ± 0.004 | 0.081 ± 0.0005 | 0.011 ± 0.0004 | 0.090 ± 0.0004 | 19 |
| 0.06 ± 0.005 | 0.17 ± 0.004 | 0.117 ± 0.0006 | 0.006 ± 0.0006 | 0.020 ± 0.0005 | 32 |
| 0.05 ± 0.005 | 0.08 ± 0.003 | 0.164 ± 0.0009 | 0.008 ± 0.0009 | 0.013 ± 0.0005 | 44 |
| 0.01 ± 0.002 | 0.02 ± 0.001 | 0.154 ± 0.0003 | 0.002 ± 0.0002 | 0.004 ± 0.0001 | 56 |
| 0.03 ± 0.002 | 0.02 ± 0.001 | 0.156 ± 0.0003 | 0.005 ± 0.0003 | 0.003 ± 0.0002 | 68 |
| 0.06 ± 0.002 | 0.07 ± 0.001 | 0.171 ± 0.0003 | 0.010 ± 0.0003 | 0.012 ± 0.0002 | 80 |
| 0.25 ± 0.003 | 0.20 ± 0.002 | 0.267 ± 0.0001 | 0.066 ± 0.0001 | 0.052 ± 0.0005 | 92 |

روند تغییرات مربوط به پارامترهای ژنتیکی صفت تعداد بره شیرگیری شده در هر زایش با استفاده از مدل LLL4 در شکل ۱ نشان داده شده است. وراثت پذیری صفت تعداد بره شیرگیری شده در هر زایش با افزایش سن از ۱۴ تا ۲۵ ثابت و بالا (۰/۳۴ تا ۰/۳۲) بوده و پس از آن روند کاهشی داشته که حداقل مقدار آن ۰/۰۱±۰/۰۲ و در سنین ۵۶ و ۶۸ ماهگی بود. در سن ۹۲ ماهگی مجدداً وراثت‌پذیری این صفت متوسط (۰/۲۰±۰/۰۲) شد. اثرات افزایشی زن‌ها بر صفت تعداد بره شیرگیری شده در جمعیت مورد بررسی در سنین ۱۴ تا ۲۵ ماهگی بالاتر از سنین دیگر بود. وراثت‌پذیری تعداد بره شیرگیری شده در هر زایمان میش در گوسفند نژاد لری بختیاری و زندی شده در هر زایمان میش در گوسفندان نژادهای کرمانی، شال، مرینو ترکیه، دورمر، کلمبیا و مال‌پورا از ۰/۰۲ تا ۰/۱۴ گزارش شده است (۳، ۶، ۸، ۱۰، ۱۹ و ۲۰). که این نتایج در دامنه مقادیر بدست آمده از مطالعه حاضر است. برآورد پائین پارامترهای ژنتیکی برای اثرات ژنتیکی حیوان، محیطی دائمی و ژنتیکی مادری صفات تولیدمثلی، عمدتاً بدلیل اثرات محیطی موثر بر آنها و توزیع غیر نرمال این

صفات گزارش شده است (۲۲). اولیور و همکاران (۲۰۰۱) وراثت‌پذیری تعداد بیره شیرگرفته شده ۰/۱۷ برای گله مریوس گروتفونتن^۱ و ۰/۱۶ برای گله مریوس کارنارون^۲ بدست آورده‌اند (۲۱). دامنه‌ای از برآورد ها بین نژادها و بعضاً در داخل یک نژاد توسط محققین مختلف گزارش شده است. کاربرد این ضرایب محدود به جمعیتی می‌باشد که ضرایب با استفاده از آنها برآورد شده‌اند و از آنجائی که مؤلفه‌های (کو)واریانس ژنتیکی و فنوتیپی و نسبت آنها در یک نژاد ثابت نمی‌باشد، و در اثر انتخاب، تغییر شرایط رکوردگیری، تغییرات محیطی و روش‌ها و مدل‌های مورد استفاده برای تجزیه داده‌ها، تغییر می‌یابند، استفاده جداگانه از هر یک از برآوردهای ارائه شده برای هر نژاد منجر به ارزیابی‌های متفاوتی خواهد شد. به طور کلی مقادیر متنوع وراثت‌پذیری‌های حاصل از پژوهش‌های مختلف را می‌توان به متفاوت بودن نژادها، میزان مشخص بودن روابط خویشاوندی حیوانات در شجره، ساختار و حجم اطلاعات استفاده شده، مدل‌های آماری استفاده شده و متنوع بودن شرایط آب و هوایی ایجاد شده نسبت داد (۱۰).



شکل ۱- روند تغییرات مربوط به پارامترهای ژنتیکی صفت تعداد بیره شیرگیری شده در هر زایش با استفاده از مدل LLL4
Figure 1. Changes of genetic parameters for the number of lambs at weaned per lambing using of LLL4 model

1. Grootfontein
2. Carnarvon

نسبت واریانس محیطی دائمی به واریانس فنوتیپی (ضریب محیط دائمی) صفت تعداد بره شیرگیری شده در هر زایش در دامنه $0/003 \pm 0/01$ تا $0/003 \pm 0/27$ قرار داشت. روند تغییرات نسبت واریانس محیطی دائمی به واریانس کل در این صفت با افزایش سن میش همانند روند تغییرات ضریب وراثت‌پذیری بود. این نسبت در گوسفندن لری‌بختیاری و شال به ترتیب $0/01 \pm 0/00$ و $0/02 \pm 0/04$ گزارش شده است (۳ و ۲۶). برخی از محققان نسبت واریانس محیطی دائمی به واریانس کل صفت تعداد بره شیرگیری شده از $0/02$ تا $0/11$ در نژادهای مختلف بدست آورده‌اند (۶، ۱۸ و ۱۹). که در محدوده مقادیر بدست آمده با پژوهش حاضر است. ولی حد نهایی برآورد بدست آمده در این پژوهش را گزارش نکرده‌اند. تعداد بره‌های تولیدی و پرورش یافته در سال تابع شرایط مختلف محیطی و نژادی است. واریانس محیطی دائمی در سال‌های مختلف با توجه به شرایط دائمی محیطی مؤثر بر صفت نسبت متفاوتی از واریانس فنوتیپی صفت را به خود اختصاص داده است. با توجه به امکان رکوردگیری آسان تعداد بره شیرگیری شده در هر زایش، پیشنهاد می‌شود در گله‌های مردمی، حتی الامکان با رکوردگیری وزن شیرگیری در هر زایش، نسبت به انتخاب حیوانات برتر در ابتدای دوره زندگی برای نسل بعد اقدام کرد و منجر به درآمد بیشتر برای بهره‌برداران گردید. همچنین انتخاب برای صفات تولیدمثل در گله با استفاده از این نوع تجزیه انجام گیرد و حیوانات با ارزش‌های اصلاحی برتر برای نسل بعد، در ابتدای دوره تولید انتخاب شوند.

نتیجه گیری کلی

اجزای واریانس و وراثت‌پذیری تعداد بره شیرگیری شده در هر زایش در سنین مختلف میش متغیر بود. زمان انتخاب برای صفت تعداد بره شیرگیری شده در هر زایش با توجه به وراثت‌پذیری و خطای معیار، در سنین ۱۴ تا ۲۵ ماهگی می‌باشد. به نظر می‌رسد که زایش در سنین ۱۴ تا ۳۲ ماهگی در مقایسه با رکوردهای دیگر با توجه به وراثت‌پذیری بالا در این سنین برای صفت تعداد بره شیرگیری شده صحت انتخاب بالاتری را ایجاد نماید. همچنین با انتخاب برای افزایش تعداد بره شیرگیری شده می‌توان انتظار داشت که صفت کل وزن شیرگیری به عنوان مهمترین صفت مؤثر بر سودآوری نیز افزایش یابد.

منابع

1. Agriculture statistical yearbook. 2013. Study capabilities agricultural sector with looking at the performance of the organization in 2011. Department of Planning and Economic Affairs, the Department of Statistics and Information Technology. Organization of Agricultural Jihad Chaharmahal and Bakhtiari. 425 p. (In Persian)
2. Akaike, H. 1973. Information theory and an extension of the maximum likelihood principle. In: BN. Petrov and F. Csaki (ed.) Proc. 2nd Int. Symp. Information Theory. Akademiai Kiado, Budapest, Hungary.
3. Amou Poshte Masari, H., Shadparvar. A., Ghavi Hosseinzadeh, N. and Hadi Tavatori, M.H. 2013. Estimation of genetic parameters for reproductive traits in Shall sheep. *Tropical Animal Health and Production*. 44: 125-130.
4. Burnham, K. and Anderson, D.R.1998. Model Selection and Inference: a Practical Information Theoretic Approach.2th edn, New York: Spriger Verlag, 448p.
5. Demiruren, A.S., Beheshti, R.D., Salimi, H., Saleivehi, B.A. and Djefri, A. 1971. Comparison of the reproductive and productive capacities of sheep of the Kellakui, Kizil, Bakhtiyari and Baluchi breeds in Iran. Animal Husbandry Research Institute. Technical Report No. 1: 53p.
6. Ekis, B., Ozacan, M. and Yilmaz, A. 2005.Estimates of phenotypic and genetic parameters for ewe productivity traits of Turkish Merino sheep. *Animal Science*. 29: 557-564.
7. Fogarty, N.M. 1995. Genetic parameters for live weight, fat and muscle measurements, wool production and reproduction in sheep: a review. *Anim. Breed. Abstract*. 63: 101-143.
8. Gowane, G.R., Prince, L.L.L., Paswan, C., Misra, S.S., Sharma, R.C and Naqui, S.M.K. 2014. Genetic analysis of reproduction and fitness traits of Malpura sheep in semi-arid tropical of India. *Agricultural Research*. 3: 75-82.
9. Hanford, K.J., Van Vleck, L.D. and Snowden, G.D. 2002. Estimates of genetic parameters and genetic change for reproduction, weight, and wool characteristics of Columbia sheep. *J. Anim. Sci*. 80:3086-3098.
- 10.Hanford, K.J., Van Vleck, L.D. and Snowden, G.D. 2003. Estimates of genetic parameters and genetic change for reproduction, weight, and wool characteristics of Targhee sheep. *J. Anim. Sci*. 81: 630-640.
- 11.Hanford, K.J., Van Vleck, L.D. and Snowden, G.D. 2006. Estimates of genetic parameters and genetic trend for reproduction, weight, and wool characteristics of Polypay sheep. *Livest. Sci*. 102: 72-82.
- 12.Kirkpatrick, M., Lofsvold, D. and Bulmer, M. 1990. Analysis of the inheritance, selection and evolution of growth trajectories. *Genetics*. 124: 979-993.
- 13.Lidauer M., Mäntisaari E.A. and Strandèn I. 2003. Comparison of test-day models for genetic evaluation of production traits in dairy cattle. *Livestock Production Science*. 79: 73-86.

14. Matika, O., Van Wyk, J.B., Erasmus, G.J. and Baker, R.L. 2003a. A description of growth, carcass and reproductive traits of Sabi sheep in Zimbabwe. *Small Ruminant Research*. 48: 119-126.
15. Matika, O., Van Wyk, J.B., Erasmus, G.J. and Baker, R.L. 2003b. Genetic parameter estimates in Sabi sheep. *Livestock Production Science*. 79: 17-28.
16. Meyer K. 2002. Estimates of covariance function for growth of Australian beef cattle from a large set of filed data. 7th World Congress on Genetic Applied to Livestock Production. California, USA, Oct 20-24, pp: 19-29.
17. Meyer, K. 2006. WOMBAT- A program for mixed model analyses by restricted maximum likelihood. User Notes. Animal Genetics and Breeding Unit, Armidale, 55pp.
18. Mohamadi, 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. *Animal Science*. 7: 382-388.
19. Mohammad Abadi, M.R. and Mokhtari, R. 2013. Estimation of (co)variance components of ewe productivity traits in Kermani sheep. *Slovak Journal Animal Science*. 46: 45-51.
20. Mokhtari, M.S., Rashidi, A. and Esmailizadeh, A.K. 2010. Estimation of phenotypic and genetic parameters for reproductive traits in Kermani sheep. *Small Ruminant Research*. 88: 27-31.
21. Olivier, W.J., Snyman, M.A., Olivier, J.J., Van Wyk, J.B. and Erasmus, G.J. 2001. Direct and correlated responses to selection for total weight of lamb weaned in Merino sheep. *S. Afr. J. Anim. Sci*. 31(2): 115-121.
22. Rosati, A., Mousa, E., Van Vleck, L.D. and Young, L.D. 2002. Genetic parameters of reproductive traits in sheep. *Small Ruminant Research*. 43: 65-74.
23. Safari, A. and Fogarty, N.M. 2003. Genetic parameters for sheep production traits: Estimates from the literature. Technical Bulletin Vol. 49. NSW. Agriculture, Orange, Australia.
<http://www.sheep.crc.org.au/articles.php3?rc=145>.
24. 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. *Livestock Production Science*. 92: 271-289.
25. SAS, 2010. User's Guide, version 9.3, SAS Institute, Cary, NC.
26. Talebi, M.A. 2009. Selection index to improve growth traits and carcass composition in Lori-Bakhtiari sheep. Ph.D. Thesis. University of Tehran. (In Persian)
27. Van Wyk, J.B., Fair, M.D. and Cloete, S.W.P. 2003. Revised models and genetic parameter estimates for production and reproduction traits in the Elsendurg Dormer sheep stud. *S. Afri. J. Anim. Sci*. 33(4): 213-222.



Gorgan University of Agricultural
Sciences and Natural Resources

J. of Ruminant Research, Vol. 3(3), 2015
<http://ejrr.gau.ac.ir>

Genetic analysis of number of lambs at weaned per lambing of Lori – Bakhtiari sheep using B-spline random regression models

R. Zargar¹ and *M.A. Talebi²

¹ M.Sc student of Genetics and Animal Breeding, Faculty of Agriculture, Khorasgan Branch, Islamic Azad University, Isfahan, Iran

² Khorasgan Branch, Islamic Azad University, Isfahan and Animal Science Research Department, Chaharmahal and Bakhtiari Agriculture and Natural Resources Research Center, AREEO, Shahrekord, Iran

Received: 07/12/2015; Accepted: 09/25/2015

Abstract

Background and objectives: Improving female reproductive performance is an important objective for increasing the profitability of sheep. Random regression model is a method to estimate variance components. This model provides behavior over time continuous observation and be able to combine heterogeneous (co)variance over time by reducing the number of parameters. The objective of this study was to estimate the variance components and heritability for the number of lambs at weaned per lambing trait, with B-spline random regression models in Lori-Bakhtiari sheep.

Materials and methods: A number of 6146 lambing records of Lori-Bakhtiari sheep, collected during years 1990 to 2013 were utilized from a research flock at the Lori-Bakhtiari sheep breeding station. The flock was managed under a semi-migratory or village system. The lambs were weaned at 90 ± 5 days of age. The fixed factors affecting the studied trait were identified using general linear model analysis. Variance components were estimated as based on linear, quadratic and linear-quadratic B-spline random regression models with 4 to 6 knots, using WOMBAT software.

Results: The mean and standard deviation for number of lambs at weaned per lambing trait was 1.17 ± 0.42 . The effects of lambing year and age of ewe at lambing had highly significant effects on studied trait. The models were compared using AIC and BIC indices, out of which model LLL4 (linear for fixed regression,

*Corresponding author; arashidi@uok.ac.ir

additive genetic and permanent environmental effects with 4 knots) was found out as more suitable than the others. According to this model, estimates of additive genetic, permanent environmental and phenotypic variances this trait was in the ranges of 0.003 to 0.090, 0.002 to 0.066 and 0.081 to 0.267, respectively. The range of heritability and the ratio of permanent environmental variance to phenotypic variance estimate for the number of lambs at weaned per lambing trait were 0.02 to 0.34 and 0.01 to 0.25, respectively.

Conclusion: The heritability estimates for the number of lambs at weaned per lambing at 14 to 25 months of age were higher than those for the other ages. Therefore, based on the heritability and standard error, accuracy of breeding values for the number of lambs at weaned per lambing trait is higher in the 14 to 32 months of dam age.

Keywords: Variance components, Heritability, B-spline, Random regression models, Number of lambs at weaned.

