نشریه پژوهش‌های علوم دامی/ جلد ۲۵ شماره ۲/ سال۱۳۹۴

# آنالیز ژنتیکی وزن الیاف در طول عمر بز کرکی راینی

**احسان محبی نژاد[۱] و مسعود اسدی فوزی[۲*]**

تاریخ دریافت: ۹۲/۵/۱۷ تاریخ پذیرش: ۹۳/۱۱/۲۸

[۱] دانش آموخته کارشناسی ارشد، گروه علوم دامی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه شهید باهنر کرمان

[۲] دانشیارگروه علوم دامی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه شهید باهنر کرمان

[*]مسئول مکاتبه: Email: masadifo@une.edu.au

**چکیده**

**زمینه مطالعاتی**: میزان تولید الیاف از صفات اقتصادی در بز کرکی راینی می‌باشد و بهبود ژنتیکی آن مهم است. **هدف**: این تحقیق به منظور آنالیز ژنتیکی وزن الیاف کرک و مو در سنین یک تا شش سالگی این نژاد انجام شد. **روش کار**: به این منظور از ۱۲۰۸۳ رکورد وزن الیاف در سنین ذکر شده مربوط به ۵۹٤۹ حیوان استفاده شد. این حیوانات فرزندان ۲۸۹ پدر و ۲٤۲٦ مادر بوده و طی سالهای ۱۳۷۲ تا ۱۳۸۷ بدنیا آمده‌اند. در این تحقیق اهمیت اثرات تصادفی اضافی شامل اثرات ژنتیکی مادری، کوواریانس بین اثرات ژنتیکی افزایشی و اثرات ژنتیکی مادری، اثرات محیط دائمی مادری و اثر متقابل پدر و گله (ژنوتیپ و محیط) مورد بررسی قرار گرفت. **نتایج**: در این تحقیق نتایج حاصل ازآزمون نسبت لگاریتم حداکثر درستنمائی نشان داد که لحاظ کردن اثرات تصادفی اضافی در مدل آنالیز ژنتیکی وزن الیاف کرک ومو در سنین مختلف مهم نمی باشد. لذا مدل مناسب برای آنالیز ژنتیکی وزن الیاف کرک ومو مدلی با اثرات ثابت مهم همراه با اثرات ژنتیکی افزایشی مستقیم می‌باشد. وراثت پذیری مستقم وزن الیاف از یک تا شش سالگی به ترتیب ۰/۰۳±۰/۱۸، ۰/۰٤±۰/۲۳، ۰/۰٤±۰/۱٤، ۰/۰۵±۰/۱۷، ۰/۰۷±۰/۳۵ و ۰/۰۷±۰/۲۱ برآورد گردید. بنابراین با انجام انتخاب می‌توان این صفات را از نظر ژنتیکی بهبود بخشید. همبستگی ژنتیکی وزن الیاف در یکسالگی با وزن الیاف در سنین دو، سه، چهار، پنج و شش سالگی به ترتیب ۰.۹۲، ۰.۷٦، ۰.۷۵، ۰.۵۷ و ۰.۵٤ براورد گردید. **نتیجه‌گیری نهایی**: بنابراین رکورد وزن الیاف در یکسالگی می تواند معیار مناسبی برای انتخاب این حیوان برای سنین بالاتر نیز باشد. البته نتایج حاصله نشان می‌دهد استفاده از رکوردهای اضافی در سنین پس از یکسالگی می تواند دقت انتخاب را افزایش دهد. اما استفاده از رکوردهای بیشتر نیاز به صرف هزینه دارد و باید از نظر اقتصادی مورد بررسی قرار گیرد.

**واژگان کلیدی**: بز کرکی راینی، وزن الیاف کرک و مو، آنالیز ژنتیکی

**مقدمه**

سالهای متمادی است که انسان جهت رفع نیازهای خود تلاش می‌کند. اصلاح نژاد دام با مشخص کردن ارزش اصلاحی حیوانات و انتخاب حیوانات برتر برای نسل بعد و تدوین برنامه های مناسب جهت استفاده از این حیوانات توانسته است به این هدف کمک کند. از آنجا که تفاوت های انفرادی زیادی بین حیوانات در توانایی تبدیل مواد گیاهی به فرآورده های قابل استفاده برای

انسان وجود دارد، انتخاب حیوانات و اصلاح آنها از مدتها فکر بشر را متوجه خود نموده و در این راه پیشرفتهای چشمگیری نیز حاصل شده است (وطن خواه وهمکاران ۱۳۸۱).

بزهای کرکی عمدتاً در مناطق کوهستانی و ارتفاعات بلند آسیا که از قسمت آسیای مرکزی تا هیمالیا و مغولستان کشیده شده پراکنده بوده و پرورش داده می‌شوند. چین، مغولستان، ایران و افغانستان از مهمترین کشورهای تولید کننده کرک محسوب می‌شوند. بز کرکی تقریباً در اکثر نقاط ایران پراکنده است و تحت نام های محلی شناخته می‌شود. مهمترین بز کرکی ایران نژاد راینی است که با جمعیتی حدود دو و نیم میلیون رأس بطور عمده در نواحی کوهستانی استان کرمان پراکنده می‌باشد. این حیوان در سیستم عشایری و یا روستایی نگهداری شده و با تولید فراورده های متنوع مثل گوشت، کرک و یا شیر برای دامداران درآمد ایجاد می‌کند (مک گرگور و همکاران ۲۰۰۷ و رافت و همکاران ۱۳۷٦). بزهای کرکی[1] جزو دام های با پوشش مضاعف می‌باشند. در این حیوان پوشش داخلی از الیاف کوتاه، بدون مدولا و خیلی ظریف تشکیل شده که به آن کرک[2] گفته می‌شود. همچنین پوشش خارجی از الیاف زبر و خشن تشکیل می‌شود که نقش حفاظت از پوشش داخلی را بعهده دارند (اسدی فوزی و همکاران ۱۳۷٤). الیاف کرک سبک بوده و دارای خصوصیت عایق حرارتی هستند و در صنعت، پوشاک، کشبافی و فرشبافی مورد استفاده قرار می‌گیرند. صادرات کرک هر ساله ارز قابل توجهی را وارد کشور می‌نماید.

امروزه با بکارگیری برنامه های اصلاح نژادی کیفیت و کمیت صفات مهم و اقتصادی دام ها از نسلی به نسل بعد بهبود می‌یابند. در طراحی این برنامه های اصلاح نژادی پارامترهای ژنتیکی[3] صفات هدف[4] و همچنین صفاتی که بعنوان ملاک[5] انتخاب دام های برتر مورد استفاده قرار می‌گیرند، (این صفات گاهی هدف نیز می‌باشند) مورد نیاز می‌باشد. دقت برآورد این پارامترهای ژنتیکی در میزان کارایی برنامه های اصلاح نژادی مؤثر می‌باشند (اسدی فوزی و همکاران ۱۳۸۷).

به منظور برآورد پارامترهای ژنتیکی از مدل های مختلط[6] استفاده می‌شود. در این مدل ها علاوه بر اثرات ثابت[7] اثرات تصادفی[8] نیز مورد توجه قرار می‌گیرند. نادیده گرفتن اثرات تصادفی مهم و همچنین اثرات ثابت معنی‌دار برای صفت مورد مطالعه در مدل می‌تواند سبب تخمین اریب پارامترهای ژنتیکی و کاهش بازدهی انتخاب گردد (اسدی فوزی و همکاران ۱۳۸۷).

در مدل‌های مختلط بسته به اینکه یک، دو و یا چند متغیر لحاظ شوند مدل‌های یک متغیره[9]، دو متغیره[10] و چند متغیره[11] گفته می‌شوند. استفاده از مدلهای چند متغیره برای برآورد پارامترهای ژنتیکی و پیش بینی ارزش اصلاحی به علت لحاظ نمودن کوواریانس های ژنتیکی و محیطی بین تمامی صفات مهم نسبت به مدلهای حیوانی یک و دو متغیره دارای مزیت می‌باشد. بنابراین، برآوردهای صورت گرفته بوسیله مدلهای چند صفتی دقیق‌تر می‌باشند (هندرسون ۱۹۷۵، مرود و تامسون ۲۰۰۵ و شفر ۱۹۸٤).

پارامترهای ژنتیکی وزن الیاف در بز کرکی راینی در مطالعات گذشته نیز براورد گردیده‌است (ابراهیمی و همکاران ۱۳۸۰، امامی میبدی و همکاران ۱۳۷۱، رضوان نژاد و همکاران ۱۳۸٤ و واعظ ترشیزی و صفی جهانشاهی ۱۳۸٤). البته در این مطالعات فقط وزن الیاف در یکسالگی مورد مطالعه قرار گرفته‌است و برای سایر سنین بررسی صورت نگرفته است.

[1] Cashmere Goats
[2] Cashmere
[3] Genetic Parameters
[4] Objective Traits
[5] Selection Criterion
[6] Mixed Model
[7] Fixed Effects
[8] Random Effects
[9] Univariate Model
[10] Bivariate Model
[11] Multivariate Model

هدف از تحقیق حاضر برازش مدل چند متغیره با لحاظ کردن کلیه اثرات ثابت و تصادفی مهم جهت براورد پارامترهای ژنتیکی وزن الیاف در بز کرکی راینی در سنین یک الی شش سالگی می‌باشد.

**مواد و روش‌ها**

در این تحقیق رکوردهای مربوط به وزن الیاف کرک و مو در بز کرکی راینی استفاده شد. این رکوردها مربوط به ایستگاه پرورش و اصلاح نژاد بز کرکی راینی و گله‌های مردمی تحت پوشش طرح محوری معاونت امور دام بودند. ایستگاه ذکر شده در شهرستان بافت از استان کرمان واقع است. ارتفاع منطقه از سطح دریا ۲۲۷۰ متر می‌باشد. درجه حرارت شهرستان بافت بین ۳۵ تا -۱۰ درجه سانتی گراد متغیر بوده و میزان بارندگی در این شهرستان در نواحی کوهستانی ۳۲۰ میلی متر و در نواحی دشت و هموار ۱۸۰ میلی متر در سال می‌باشد ( حاجی محمدی ۱۳۷۰).

این رکوردها در طی ۱۶ سال (۱۳۷۲ تا ۱۳۸۷) جمع آوری گردیده اند. مجموعاً تعداد ۱۲۰۸۳ رکورد وزن الیاف در سنین یک، دو، سه، چهار، پنج و شش سالگی مورد استفاده قرار گرفت. این رکوردها بر روی ۵۹۴۹ حیوان از ۲۸۹ پدر و ۲۴۲۶ مادر اندازه گیری شده اند. خلاصه ای از ساختار داده های مورد استفاده در جدول ۱ آورده شده است.

**جدول ۱- ساختار داده های استفاده شده در تحقیق حاضر**

| سن | یکسالگی | دوسالگی | سه سالگی | چهارسالگی | پنج سالگی | شش سالگی |
|---|---|---|---|---|---|---|
| میانگین (کیلو گرم) | ۰/۳۸ | ۰/۴۳ | ۰/۴۷ | ۰/۴۶ | ۰/۴۴ | ۰/۴۱ |
| انحراف معیار(کیلو گرم) | ۰/۱۳ | ۰/۱۴ | ۰/۱۴ | ۰/۱۳ | ۰/۱۳ | ۰/۱۴ |
| تعداد رکورد | ۳۰۵۷ | ۲۴۲۴ | ۲۳۴۲ | ۱۸۵۶ | ۱۳۶۸ | ۱۰۳۶ |
| تعداد پدر | ۲۱۴ | ۲۰۸ | ۲۲۶ | ۱۸۱ | ۱۵۴ | ۱۲۸ |
| تعداد مادر | ۱۶۸۰ | ۱۴۴۳ | ۱۲۲۱ | ۸۶۸ | ۶۵۸ | ۴۸۰ |
| تعداد پدر بزرگهای مادری | ۱۳۲ | ۱۱۸ | ۱۱۷ | ۸۶ | ۷۴ | ۳۹ |
| تعداد مادران دارای رکورد | ۶۹۷ | ۵۷۷ | ۵۸۲ | ۴۰۳ | ۲۶۵ | ۱۵۳ |
| میانگین تعداد نتاج به ازاء هر مادر | ۱/۸۲ | ۱/۶۸ | ۱/۹۲ | ۲/۱۴ | ۲/۰۸ | ۲/۱۶ |

**آنالیز ژنتیکی**

در مدل کامل آنالیز ژنتیکی وزن الیاف در هر کدام از سنین مورد بررسی (مدل یک متغیره) اثرات ثابتی که در نظر گرفته شدند شامل اثرگله (با ۷ سطح)، اثر جنس (با ۲ سطح)، اثر تیپ تولد (با ۳ سطح)، اثر شکم زایش مادر ( با ۶ سطح)، اثر سال و ماه تولد و اثر سال و ماه کرک چینی بودند. همچنین اثرسن حیوان در هنگام کرک چینی (بر حسب ماه) بعنوان متغیر کمکی در نظر گرفته شد. اثرات تصادفی شامل اثرات ژنتیکی افزایشی مستقیم، اثرات ژنتیکی مادری، کوواریانس بین اثرات ژنتیکی افزایشی و اثرات ژنتیکی مادری، اثرات محیط دائمی مادری و اثر متقابل پدر و گله (ژنوتیپ و محیط) در نظر گرفته شدند. مدل کامل مورد استفاده بصورت زیر می باشد:

$$\mathbf{y} = \mathbf{Xb} + \mathbf{Z}_1\mathbf{a} + \mathbf{Z}_2\mathbf{m} + \mathbf{Z}_3\mathbf{m}_{pe} + \mathbf{Z}_4\mathbf{S} + \mathbf{e} \qquad [1]$$

در این مدل **y** رکوردهای انفرادی مربوط به وزن الیاف در یک سن خاص، **b** بردار اثرات ثابت، **a** بردار اثرات ژنتیکی افزایشی، **m** بردار اثرات ژنتیکی مادری، $\mathbf{m_{pe}}$بردار اثرات محیط دائمی مادری، **s** بردار اثر متقابل پدر× گله، **e** بردارخطای آزمایش برای رکورد های انفرادی می‌باشد. $\mathbf{X}$, $\mathbf{Z_1}$, $\mathbf{Z_2}$, $\mathbf{Z_3}$ و $\mathbf{Z_4}$ به ترتیب ماتریس طرح[1] برای اثرات ثابت و تصادفی مورد بررسی می‌باشند. در مدل نهایی کلیه اثرات ثابت و تصادفی مهم گنجانده و ما بقی حذف گردیدند. به منظور بررسی اهمیت گنجاندن هر یک از اثرات تصادفی از آزمون نسبت لگاریتم حداکثر درستنمایی ($LRT^2$) استفاده شد. مؤلفه های واریانس برای هر یک از سنین یکسالگی الی شش سالگی بطور جداگانه با استفاده از مدل حیوانی یک متغیره و با استفاده از نرم افزار ASReml براورد گردیدند (گیلمور و همکاران ۲۰۰۲). مدل [1] برای آنالیز چند متغیره نیز مورد استفاده قرار گرفت. اما در اینجا **y** بصورت $\begin{pmatrix} y_1 \\ y_2 \\ y_3 \\ y_4 \\ y_5 \\ y_6 \end{pmatrix}$ بسط داده شد، بطوریکه $y_i$ بیانگر رکورد وزن الیاف اندازه گیری شده در i امین سن، **b** بردار اثرات ثابت معنی دار برای هر کدام از متغیرها (که نتیجه آنالیز یک متغیره می باشد)، **a** بردار اثرات ژنتیکی افزایشی برای هر کدام از سنین مورد بررسی **m**, $\mathbf{m_{pe}}$ و**s** به ترتیب بردار اثرات ژنتیکی مادری، بردار اثرات محیط دائمی مادری و اثر متقابل پدر×گله معنی دار مربوط به هر یک از سنین مورد بررسی می‌باشد (که نتیجه آنالیز یک متغیره می‌باشد) و **e** بردار خطای آزمایش برای رکوردهای انفرادی در سنین مورد بررسی می‌باشد.

## نتایج و بحث

### اثرات ثابت

میانگین حداقل مربعات به همراه انحراف معیار وزن الیاف کرک و مو در بز کرکی راینی در جدول ۲ آورده شده است. در مدل های یک متغیره اهمیت اثرات ثابت و تصادفی بر روی وزن الیاف در یک، دو، سه، چهار، پنج و شش سالگی مورد بررسی قرار گرفت.

نتایج حاصله نشان می‌دهد وزن الیاف کرک و مو تا سن سه سالگی افزایش و پس از آن به تدریج کاهش می‌یابد. در تمامی سنین مورد بررسی وزن الیاف در نرها بیشتر از ماده ها بود ($P<۰/۰۱$). همچنین بزهایی که از مادران بالغ متولد می‌شوند در یکسالگی کرک و موی بیشتری نسبت به بزهایی که از مادران جوان متولد می‌شوند تولید می‌کنند ($P<۰/۰۱$). البته سن مادر بر روی وزن کرک و موی فرزند در سنین بعد از یکسالگی اثر معنی‌داری نداشت. نتایج این تحقیق همچنین نشان می‌دهد مدیریت گله نقش مؤثری بر تولید الیاف دارد بطوریکه گلۀ تحت پوشش ایستگاه اصلاح نژاد بز کرکی راینی تولید کرک و موی بیشتری نسبت به سایر گله های مردمی داشت ($P<۰/۰۱$). سال و ماه تولد اثر معنی داری بر روی وزن الیاف بز کرکی راینی در سنین مختلف داشت ($P<۰/۰۱$). چون وضعیت بیماری، آب و هوا، درجه حرارت، میزان بارندگی، مدیریت، تغذیه و... در سالها و ماههای مختلف می تواند تغییر کند و این تغییرات می تواند بر روی رشد جنین در دوره آبستنی وپس از آن تأثیر بگذارند. درنتیجه جمعیت فولیکولهای پوست که تولید کرک و مو را بعهده دارند نیز تحت تاثیر قرار می گیرد. سال و ماه کرک چینی نیز اثر معنی داری بر روی وزن الیاف در بز کرکی راینی از یک تا شش سالگی دارد ($P<۰/۰۱$). تیپ تولد بر روی وزن الیاف بز کرکی راینی در سنین مختلف تأثیر معنی داری نداشت.

[1] Incidence Matrix
[2] Log Likelihood Ratio Test

**جدول ۲- میانگین حداقل مربعات (LSM) به همراه اشتباه معیار (SE) (کیلو گرم) و سطح معنی داری اثرات ثابت مورد بررسی بر روی وزن الیاف کرک و مو در بز کرکی راینی در سنین مختلف**

| اثرات ثابت | یکسالگی | دوسالگی | سه سالگی | چهارسالگی | پنج سالگی | شش سالگی |
|---|---|---|---|---|---|---|
| جنس | *** | *** | *** | *** | *** | *** |
| | LSM ±SE | LSM ±SE | LSM ±SE | LSM ±SE | LSM ±SE | LSM ±SE |
| نر | ۰/۴۰ ±۰/۰۳ | ۰/۴۵ ±۰/۰۳ | ۰/۴۹ ±۰/۰۴ | ۰/۴۸ ±۰/۰۳ | ۰/۴۶ ±۰/۰۳ | ۰/۴۳ ±۰/۰۴ |
| ماده | ۰/۳۶ ±۰/۰۳ | ۰/۴۱ ±۰/۰۳ | ۰/۴۵ ±۰/۰۵ | ۰/۴۴ ±۰/۰۳ | ۰/۴۲ ±۰/۰۳ | ۰/۳۹ ±۰/۰۴ |
| تیپ تولد | ns | ns | ns | ns | ns | ns |
| | LSM ±SE | LSM ±SE | LSM ±SE | LSM ±SE | LSM ±SE | LSM ±SE |
| یک قلو | ۰/۳۸ ±۰/۰۳ | ۰/۴۳ ±۰/۰۳ | ۰/۴۸ ±۰/۰۴ | ۰/۴۶ ±۰/۰۳ | ۰/۴۴ ±۰/۰۳ | ۰/۴۱ ±۰/۰۴ |
| دو قلو | ۰/۳۸ ±۰/۰۳ | ۰/۴۳ ±۰/۰۳ | ۰/۴۶ ±۰/۰۵ | ۰/۴۵ ±۰/۰۴ | ۰/۴۶ ±۰/۰۴ | ۰/۴۴ ±۰/۰۵ |
| چند قلو | ۰/۳۳ ±۰/۰۶ | ۰/۴۲ ±۰/۱۳ | ۰/۴۷ ±۰/۰۸ | ۰/۴۵ ±۰/۰۸ | ۰/۴۶ ±۰/۰۴ | ۰/۴۳ ±۰/۰۵ |
| سن مادر | ** | ns | ns | ns | ns | ns |
| گله | *** | *** | *** | *** | *** | *** |
| سال و ماه تولد | *** | *** | *** | *** | *** | *** |
| سن در زمان کرک چینی | * | * | ** | * | * | * |
| سال وماه کرک چینی | *** | *** | *** | *** | *** | *** |

*معنی داری در سطح ۵٪ **معنی داری در سطح ۱٪ ns: غیر معنی دار

**اثرات تصادفی**

به منظور بررسی اهمیت گنجاندن هر یک از اثرات تصادفی اضافی شامل اثرات ژنتیکی مادری، کوواریانس بین اثرات ژنتیکی مستقیم و اثرات ژنتیکی مادری، اثرات محیط دائمی مادری و اثر متقابل پدر و گله (ژنوتیپ و محیط) برای هر یک از سنین مورد بررسی، پنج مدل یک متغیره مختلف مورد برازش قرار گرفت. مقدار لگاریتم حداکثر درستنمائی به همراه جزئیات مدلهای مورد استفاده در جدول ۳ آورده شده است.

**جدول ۳- مقدار لگاریتم حداکثر درستنمایی مدل های یک متغیره مختلف حاصل از آنالیز ژنتیکی وزن الیاف بز کرکی راینی در سنین مختلف**

| سن | مدل(۱) | مدل(۲) | مدل(۳) | مدل(٤) | مدل(٥) |
|---|---|---|---|---|---|
| یکسالگی | ٤۳۸۸/٤۹ | ٤۳۸۸/٥۳ | ٤۳۸۸/۹۲ | ٤۳۸۹/۰۰ | ٤۳۸۹/٥۳ |
| دوسالگی | ۳۲۸۲/۰۰ | ۳۲۸۲/۱۸ | ۳۲۸۲/٤۲ | ۳۲۸۲/۹۸ | ۳۲۸۳/٤۰ |
| سه سالگی | ۳۱٦٦/۰۳ | ۳۱٦٦/۱۱ | ۳۱٦٦/۸٥ | ۳۱٦۷/۰۳ | ۳۱٦۷/۱۱ |
| چهارسالگی | ۲٥۷۹/۳٦ | ۲٥۷۹/۸٥ | ۲٥۸۰/۷۳ | ۲٥۸۱/۰۰ | ۲٥۸۱/۱٥ |
| پنج سالگی | ۱۹۱۲/۷۹ | ۱۹۱۳/۰۸ | ۱۹۱٤/۰۰ | ۱۹۱٤/٤۷ | ۱۹۱٤/٦۱ |
| شش سالگی | ۱۳٤٥/۷٦ | ۱۳٤٥/۷۸ | ۱۳٤٦/۰۲ | ۱۳٤۷/۰۰ | ۱۳٤۷/٤٥ |

**مدل ۱:** اثرات ثابت + $\sigma^2_a$ ($\sigma^2_e + \sigma^2_a$: واریانس اثرات ژنتیکی افزایشی مستقیم، $\sigma^2_e$: واریانس اثرات باقیمانده)

**مدل ۲:** اثرات ثابت + $\sigma^2_a$ ($\sigma^2_e + \sigma^2_s + \sigma^2_a$: واریانس اثرات ژنتیکی افزایشی مستقیم، $\sigma^2_s$: واریانس اثر متقابل پدر در گله، $\sigma^2_e$: واریانس اثرات باقیمانده)

**مدل ۳:** اثرات ثابت + $\sigma^2_a$ ($\sigma^2_e + \sigma^2_m + \sigma^2_s + \sigma^2_a$: واریانس اثرات ژنتیکی افزایشی مستقیم، $\sigma^2_s$: واریانس اثر متقابل پدر در گله، $\sigma^2_m$: واریانس اثرات ژنتیکی مادری، $\sigma^2_e$: واریانس اثرات باقیمانده)

**مدل ۴:** اثرات ثابت + $\sigma^2_a$ ($\sigma^2_e + \sigma_{am} + \sigma^2_m + \sigma^2_s + \sigma^2_a$: واریانس اثرات ژنتیکی افزایشی مستقیم، $\sigma^2_s$: واریانس اثر متقابل پدر در گله، $\sigma^2_m$: واریانس اثرات ژنتیکی مادری، $\sigma_{am}$: کوواریانس بین اثرات ژنتیکی افزایشی مستقیم و اثرات ژنتیکی مادری، $\sigma^2_e$: واریانس اثرات باقیمانده)

**مدل ۵:** اثرات ثابت + $\sigma^2_a$ ($\sigma^2_e + \sigma^2_{mpe} + \sigma_{am} + \sigma^2_m + \sigma^2_s + \sigma^2_a$: واریانس اثرات ژنتیکی افزایشی مستقیم، $\sigma^2_s$: واریانس اثر متقابل پدر در گله، $\sigma^2_m$: واریانس اثرات ژنتیکی مادری، $\sigma_{am}$: کوواریانس بین اثرات ژنتیکی افزایشی مستقیم و اثرات ژنتیکی مادری،$\sigma^2_{mpe}$: واریانس محیط دائمی مادری، $\sigma^2_e$: واریانس اثرات باقیمانده)

نتایج حاصل ازآزمون نسبت لگاریتم حداکثر درستنمائی نشان داد که لحاظ کردن اثرات ژنتیکی مادری، کوواریانس بین اثرات ژنتیکی افزایشی و اثرات ژنتیکی مادری، اثرات محیط دائمی مادری و اثر متقابل پدر و گله در مدل آنالیز ژنتیکی وزن الیاف در بز کرکی راینی ضرورتی ندارد. بنابراین برای برآورد پارامتر های ژنتیکی وزن الیاف کرک و مو در بز کرکی راینی در سنین مختلف لازم است اثرات ثابت مهم به همراه اثرات ژنتیکی افزایشی مستقیم در مدل آنالیز ژنتیکی این صفات گنجانده شوند. نتایج این تحقیق با نتایج تحقیقات انجام شده بر روی نژادهای مختلف بز مطابقت دارد (بای و همکاران ۲۰۰٦، واگناز و همکاران ۲۰۰۲ و زو و همکاران ۲۰۰۲ و ۲۰۰۳).

با توجه به مزایای مرتبط بر مدلهای چند متغیره در مقایسه با مدلهای یک و دو متغیره که در مقدمه ذکر شد، در تحقیق حاضر و به منظور براورد پارامترهای ژنتیکی وزن الیاف بزکرکی راینی در سنین مختلف از یکسالگی تا شش سالگی از یک مدل چند متغیره استفاده شد. در این مدل اثرات ثابت مهم و اثرات ژنتیکی افزایشی مستقیم (که نتیجه آنالیز یک متغیره می باشند) گنجانده شدند. براین اساس علاوه بر مولفه های واریانس، مولفه های کوواریانس نیز برای شش صفت مورد بررسی براورد گردید.

پارامتر های ژنتیکی وزن الیاف در سنین مختلف شامل وراثت پذیری، همبستگی های ژنتیکی و فنوتیپی براورد شده توسط مدل چند متغیره در جدول ٤ آورده شده است. بر این اساس وراثت پذیری مستقم وزن الیاف از یکسالگی تا شش سالگی به ترتیب ۰/۰۳±۰/۱۸، ۰/۰٤±۰/۲۳، ۰/۰٤±۰/۱٤، ۰/۰٥±۰/۱۷، ۰/۰۷±۰/۳٥ و۰/۰۷±۰/۲۱ برآورد گردید. این نتایج با نتایج حاصل از تحقیقات گذشته که بر روی نژادهای مختلف بز انجام گرفته است مطابقت دارد (بای و همکاران ۲۰۰٦، بیکر و همکاران ۱۹۹۱، میسرا و همکاران ۱۹۹۸ و واکدن براون و همکاران ۲۰۰۸). همبستگی ژنتیکی بین وزن الیاف بز کرکی راینی در سنین مختلف مثبت و متوسط تا زیاد (۰/٤٥ تا ۰/۹۲ ) برآورد گردید. بنابراین در صورت انتخاب برای سنین پایین می توان انتظار پاسخ به انتخاب مناسب برای سنین بالاتر نیز داشت. نتایج این مطالعه با گزارش تحقیقات قبلی مطابقت دارد (اسدی فوزی و همکاران ۱۳۸۷، لی و همکاران ۲۰۰۰، ماندال و همکاران ۲۰۰۲ و ۲۰۰۹، اکوت و همکاران ۱۹۹۹ و یزدی و همکاران ۱۹۹۷).

همبستگی ژنتیکی بین وزن الیاف در یکسالگی با دوسالگی، سه سالگی، چهارسالگی، پنج سالگی و شش سالگی به ترتیب ۰/۹۲، ۰/۷٦، ۰/۷٥، ۰/٥۷ و ۰/٥٤ برآورد گردید که نشان می‌دهد حیواناتی که برای وزن الیاف یکسالگی ممتاز می باشند می‌توانند برای وزن الیاف در سایر سنین نیز ممتاز باشند. البته با افزایش فاصله سنی بین وزن کرک و مو در سنین مختلف از میزان همبستگی ژنتیکی بین آنها کاسته می‌شود.

نتایج حاصل از این تحقیق همچنین نشان می دهد که همبستگی ژنتیکی بین وزن کرک ومو و در سنین مختلف پس از یکسالگی نیز متوسط تا زیاد می‌باشد بطوریکه همبستگی ژنتیکی بین وزن الیاف در دوسالگی با سه سالگی، چهارسالگی، پنج سالگی و شش سالگی به ترتیب ۰/۸۲، ۰/٦۲، ۰/٤۷ و ۰/٥۱ برآورد گردید. لذا استفاده از رکوردهای وزن کرک و مو در سنین پس از یکسالگی (مثلا دو سالگی) می تواند دقت انتخاب را افزایش دهد. اما ثبت رکوردهای اضافی هزینه بر می‌باشد. بنابراین استفاده از رکوردهای اضافی (رکورد وزن کرک و مو پس از یکسالگی) در برنامه اصلاح نژاد این حیوان باید از نظر اقتصادی مورد بررسی قرار گیرد.

**جدول۴- پارامترهای ژنتیکی وزن الیاف بز کرکی راینی در یک، دو، سه، چهار، پنج و شش سالگی. وراثت پذیری ها روی قطر و بصورت پررنگ، همبستگی های ژنتیکی پایین قطر و همبستگی های فنوتیپی بالای قطر**

| صفات | وزن الیاف یکسالگی | وزن الیاف دوسالگی | وزن الیاف سه سالگی | وزن الیاف چهارسالگی | وزن الیاف پنج سالگی | وزن الیاف شش سالگی |
|---|---|---|---|---|---|---|
| وزن الیاف یکسالگی | **۰/۱۸ ±۰/۰۳** | ۰/۳۳ ±۰/۰۲ | ۰/۲٦ ±۰/۰۲ | ۰/۲۲ ±۰/۰۳ | ۰/۲۲ ±۰/۰٤ | ۰/۲۸ ±۰/۰٤ |
| وزن الیاف دوسالگی | ۰/۹۲ ±۰/۱۰ | **۰/۲۳ ±۰/۰۴** | ۰/۳۳ ±۰/۰۲ | ۰/۲۸ ±۰/۰۳ | ۰/۲۰ ±۰/۰۳ | ۰/۱۸ ±۰/۰٤ |
| وزن الیاف سه سالگی | ۰/۷٦ ±۰/۱٦ | ۰/۸۲ ±۰/۱٥ | **۰/۱۴ ±۰/۰۴** | ۰/۳٤ ±۰/۰۲ | ۰/۲۷ ±۰/۰۳ | ۰/۲۸ ±۰/۰۳ |
| وزن الیاف چهارسالگی | ۰/۷٥ ±۰/۱ | ۰/٦۲ ±۰/۱۷ | ۰/٦۹ ±۰/۲ | **۰/۱۷ ±۰/۰٥** | ۰/۳٤ ±۰/۰۲ | ۰/۲۱ ±۰/۰۳ |
| وزن الیاف پنج سالگی | ۰/٥۷ ±۰/۱٤ | ۰/٤۷ ±۰/۱٤ | ۰/۷۲ ±۰/۱۸ | ۰/٥۲ ±۰/۱۷ | **۰/۳٥ ±۰/۰۷** | ۰/۲٥ ±۰/۰۳ |
| وزن الیاف شش سالگی | ۰/٥٤ ±۰/۱۹ | ۰/٥۱ ±۰/۱۹ | ۰/٦۲ ±۰/۲ | ۰/٤٥ ±۰/۲ | ۰/۸۳ ±۰/۲ | **۰/۲۱ ±۰/۰۷** |

**نتیجه گیری**

نتایج حاصل از این تحقیق نشان می‌دهد اثرات تصادفی اضافی مثل اثرات ژنتیکی مادری، کوواریانس بین اثرات افزایشی مستقیم و اثرات ژنتیکی مادری، اثرات محیط دائمی مربوط به مادر و اثر متقابل پدر و گله در آنالیز ژنتیکی وزن الیاف بز کرکی راینی مهم نمی‌باشند. بنا براین مدل مناسب برای آنالیز ژنتیکی وزن الیاف کرک و مو در سنین مختلف بز کرکی راینی مدلی شامل اثرات ثابت مهم و اثرات زنتیکی حیوان می‌باشد.

با توجه به اینکه مقدار وراثت پذیری برآورد شده برای وزن الیاف بز کرکی راینی در سنین مختلف متوسط برآورد گردید بنابراین انتخاب برای این صفات موجب پیشرفت ژنتیکی آنها خواهد شد.

مقدار همبستگی ژنتیکی بین وزن الیاف در یکسالگی و سایر سنین متوسط به بالا برآورد گردید بنابراین رکورد وزن الیاف در یکسالگی می‌تواند معیار مناسبی برای انتخاب این حیوان برای سنین بالاتر نیز باشد. البته نتایج حاصله نشان می‌دهد استفاده از رکوردهای اضافی در سنین پس از یکسالگی می تواند دقت انتخاب را افزایش دهد. اما استفاده از رکوردهای اضافی پس از یکسالگی نیاز به بررسی اقتصادی دارد.

**منابع مورد استفاده**


ابراهیمی ا، مرادی شهربابک م، نجاتی جوارمی ا و انصاری رنانی، ۱۳۸۰. بررسی برخی از صفات تولیدی بز کرکی کرمان، پایان نامه کارشناسی ارشد، مرکز آموزش عالی امام خمینی، تهران.

اسدی فوزی م، اسماعیلی زاده ع و محمد آبادی م، ۱۳۸۷. آنالیز ژنتیکی وزن پشم گوسفند مرینوس در سنین مختلف با استفاده از مدل های یک متغیره، دومین سمینار پوست، چرم و الیاف دامی کشور، مؤسسه علوم تحقیقات دام کشور، کرج، ایران.

اسدی فوزی م، اسماعیلی زاده ع، محمد آبادی م و فرقانی م، ۱۳۸۷. آنالیز ژنتیکی وزن پشم گوسفند مرینوس پشم ظریف استرالیا در سنین مختلف توسط مدل چند متغیره، سومین کنگره علوم دامی کشور، مشهد، ایران.

اسدی فوزی م، امام جمعه ن و پوستی ا، ۱۳۷٤. بررسی عوامل مؤثر بر صفات فولیکولهای پوست بز کرکی رائینی، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده کشاورزی دانشگاه تربیت مدرس، تهران.

امامی میبدی م ع، افتخار شاهرودی ف و نیکخواه ع، ۱۳۷۱. برآورد پارامترهای ژنتیکی برخی ازصفات اقتصادی در بز های کرکی رائینی، پایانامه کارشناسی ارشد علوم دامی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه فردوسی مشهد، مشهد.

حاجی محمدی م، ۱۳۷۰. گزارشی کوتاه از پرورش بز کرکی راینی در شهرستان بافت و ایستگاه اصلاح نژاد و پرورش بز کرکی در بافت. پزوهش و سازندگی ۱۲: ٦٦-٦٨.

رضوان نژاد ا، مرادی م، مروج ح، صفی جهانشاهی ر و داشاب غ، ۱۳۸٤. برآورد روند ژنتیکی برخی از صفات اقتصادی در بز کرکی رائینی، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده کشاورزی، دانشگاه زابل، زابل.

واعظ ترشیزی ا و صفی جهانشاهی ر، ۱۳۸٤. برآورد پارامترهای ژنتیکی صفات تولیدی و تولید مثلی در بز کرکی رائینی، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده کشاورزی دانشگاه تربیت مدرس، تهران.

وطن خواه و، مرادی شهربابک م و میرا ئی آشتیانی ر، ۱۳۸۱. مروری بر اصلاح نژاد گوسفند در ایران، اولین کنگره علوم دامی و آبزیان کشور، تهران، کرج.

Bai J, Zhang Q, Li J, Dao E and Jia X, 2006. Estimates of genetic parameters and genetic trends for production traits of Inner Mongolian White Cashmere goat. Asian-Australasian J Anim Sci 19(1): 13-18.

Baker RL, Southy BR, Bigham ML and Newman SAN, 1991. Genetic parameters for New Zealand Cashmere goats. Proc N Z Soc Anim Prod 51: 423–427.

Gilmour AR, Cullis BR, Welham SJ and Thompson R, 2002. ASReml Reference Manual 2nd edition, Release 1.0 NSW Agriculture Biometrical Bulletin3, NSW Agriculture, Locked Bag, Orange, NSW 2800, Australia.

Henderson CR, 1975. Comparison of alternative sire evaluation methods. J Anim Sci 41: 760-770.

Lee JW, Waldron DF and Van Vleck LD, 2000. Parameter estimates for greasy fleece weight of Rambouillet sheep at different ages. J of Anim Sci 78: 2108–2112.

Mandal A, Rout PK, Pant KP and Roy R, 2002. Genetic studies on fleece weights of Muzaffarnagari sheep. Indian Small Rumin Res 8: 92–96.

Mandal A, Neser FWC, Roy R, Rout PK and Notter DR, 2009. Estimation of (co)variance components and genetic parameters of greasy fleece weights in Muzaffarnagari sheep. J Anim Breed Genet 126: 23-29.

Mc Gregor B, Abud G, Cumingham D, Osborn H, Jessen J, Booth D, Scott W and Esson P, 2007. Goat farming for the future. Meat and Livestock Australia pp: 11-13.

Mrode RA and Thompson R, 2005. Linear model for the prediction of animal breeding values. CABI Publishing.

Misra RK, Singh B and Jain VK, 1998. Breed characteristics of Changthangi pashmina goat. Small Rumin Res 27: 97-102.

Okut H, Bromley CM, Van Vleck LD and Snowder GD, 1999. Genotypic expression at different ages: wool traits of sheep. J Anim Sci 77: 2366–2371.

Schaeffer LR, 1984 sire and cow evaluation under multiple trait models. J Dairy Sci 67: 1567-1580.

Vagenas D, Jackson F, Russel AJF, Merchant M, Wright IA and Bishop SC, 2002. Genetic control of resistance to gastro-intestinal parasites in crossbred cashmere-producing goats: responses to selection, genetic parameters and relationships with production traits. Anim Sci 74: 199-208.

Walkden Brown BS, Sunduimijid B, Olayemi M, Van Der Werf J and Ruvinsky A, 2008. Breeding Fibre Goats for Resistance to Worm Infections. Rural Industries Research and Development Corporation. pp. 70-87.

Yazdi MH, Engstro¨m G, Na¨sholm A, Johansson K, Jorjani H and Liljedahl LE, 1997. Genetic parameters for lamb weight at different ages and wool production in Baluchi sheep. Anim Sci 65: 247–255.

Zhou HM, Allain D, Li JQ, Zhang WG and Yu XC, 2002. Genetic parameters of production traits of Inner Mongolia Cashmere goats in china. J Anim Breed Genet 119(6): 385-390.

Zhou HM, Allain D, Li JQ, Zhang WG and Yu XC, 2003. Effects of non-genetic factors on production traits of Inner Mongolia Cashmere goats in China. Small Rumin Res 47 (1): 85-89.

# Genetic analysis of lifetime fleece weight in Rayeni Cashmere goats

**E Mohebi Nejad[1] and M Asadi Fozi[2*]**

Received: August 08, 2013 Accepted: February 17, 2015
[1]MSc Student, Department of Animal Science, Faculty of Agriculture, Shahid Bahonar University of Kerman, Kerman, Iran
[2]Associate Professor, Department of Animal Science, Faculty of Agriculture, Shahid Bahonar University of Kerman, Kerman, Iran
[*]Corresponding author. E-mail address: masadifo@une.edu.au

## Abstract

**BACKGROUND**: Fleece weight is an economic trait in Rayeni Cashmere goat and its genetic improvement is important. **OBJECTIVES:** The study was carried out for genetic analysis of fleece weight measured at 1, 2, 3, 4, 5 and 6 years of age in this breed. **METHODS:** 12083 records; measured on 5949 Raieni Cashmere goats that originated from 289 sires and 2426 dams born during 1994 to 2008; were used for the analysis. The importance of additional random effects in animal model, including maternal genetic effects, direct-maternal genetic covariance, maternal permanent environmental effects and sire by flock interaction, on genetic analyses of the fleece weights, using univariate animal models was studied. **RESULTS:** The additional random effects were not important for the genetic analyses of the fleece weights measured at the different ages. Then, in the final model, direct additive genetic effects as well as the significant fixed effect were fitted. The (co)variance components were estimated using a multivariate animal model. Direct heritability of fleece weight measured at 1 to 6 years of age were 0.18±0.03, 0.23±0.04, 0.14±0.04, 0.17±0.05, 0.35±0.07, 0.21±0.07, respectively. **CONCLUSIONS:** The genetic correlations between fleece weight measured at one year of age and those measured at 1, 2, 3, 4, 5 and 6 years of age were 0.92, 0.76, 0.75, 0.57 and 0.54, respectively. Then fleece weight measured at one years of age can be used as a selection criterion for the later ages. The selection accuracy can be improved using the additional records after one year of age but it should be economically investigated.

**Key words:** Cashmere goats, Fleece weight, Genetic analysis