

بررسی ژنتیکی صفات رشد و تولید بز کرک استان خراسان جنوبی

حسین نعیمی پوریونسی^{*}، همایون فرهنگ فر و محمد رضا اصغری^۱

(تاریخ دریافت: ۸۵/۵/۳؛ تاریخ پذیرش: ۸۵/۱۱/۲۴)

چکیده

در این مطالعه به منظور تخمین پارامترهای ژنتیکی و روند ژنتیکی صفات اندازه وزن بدن در سنین مختلف، افزایش وزن زنده در سنین صفر تا سه ماهگی، سه تا نه ماهگی و وزن بیده کرک از ۱۲۵۶ رکورد متعلق به ۷۷۵ حیوان جمع آوری شده طی سالهای ۱۳۷۹ الی ۱۳۸۲ در مرکز اصلاح نژاد بز کرکی سربیشه استفاده شد. ویرایش داده‌ها توسط نرم افزار Foxpro^۲، DFREML^۳ جهت تجزیه و تحلیل پارامترها ژنتیکی استفاده شد. عوامل محیطی مؤثر بر صفات فوق شامل اثرات سال و ماه تولد، جنس، تیپ تولد و سن مادر (خطی و درجه دو) بود. مؤلفه‌های واریانس اثر عوامل ژنتیکی افزایشی مستقیم و مادری، اثر محیط دائمی مادری و کواریانس بین اثر عوامل ژنتیکی افزایشی مستقیم و مادری با روش حداقل درستنمایی محدود شده در مدل حیوانی تک صفتی برآورد شد. برای این منظور از شش مدل حیوانی مختلف استفاده گردید که برای وزن تولد و از شیرگیری بهترین مدل، مدل یک (فقط شامل اثر ژنتیکی افزایشی مستقیم) بود که براساس آن، وراثت پذیری مستقیم آنها به ترتیب ۰/۴۸ و ۰/۱۱ برآورد گردید. برای وزن نه ماهگی مدل سه (شامل اثر ژنتیکی افزایشی مستقیم و مادری) به عنوان مناسب ترین مدل انتخاب شد و براساس آن، وراثت پذیری مستقیم ۰/۰۹ و وراثت پذیری مادری صفر برآورد گردید. وراثت پذیری مستقیم صفت افزایش وزن صفر تا سه ماهگی و افزایش وزن سه تا نه ماهگی با استفاده از مدل یک به ترتیب ۰/۱۶ و ۰/۰۵ برآورد شد. وراثت پذیری مستقیم صفت وزن بیده کرک با استفاده از مدل یک دائمی تک صفتی ۰/۰۲ و وراثت پذیری و تکرار پذیری صفت وزن بیده با استفاده از مدل دائمی تکرار پذیر به ترتیب ۰/۱۶ و ۰/۰۵۳ برآورد گردید. روند ژنتیکی برآورد شده برای صفات وزن تولد ۰/۰۱۷۵، وزن نه ماهگی ۰/۰۲۰۶ و برای صفت وزن بیده ۰/۰۰۵۳۷-۰/۰۰۵۳۷ کیلوگرم در سال بود و از لحاظ آماری معنی دار نبود.

واژه‌های کلیدی: بز، افزایش وزن زنده و کرک، پارامترهای ژنتیکی

مقدمه

به جایگاه و تجهیزات، تولید مناسب شیر، بالا بودن نسبت دوقلوزایی، سهل الهضم بودن شیر بز، ایجاد اشتغال و کمک به اقتصاد خانواده و تأمین درآمد ثابت از محاسن پرورش بز محسوب می‌گردد (۷). در حال حاضر تولید گوشت دربزهای نیوزیلند، استرالیا، ترکیه و امریکا اهمیت زیادی پیدا کرده است عدم نیاز به سرمایه زیاد، تولید گوشت کم چرب، نیاز کم

براساس آمار سازمان خواربار جهانی (FAO) در سال ۲۰۰۴ جمعیت بزهای جهان در حدود ۷۸۳ میلیون رأس برآورد شد که بیش از ۹۳ درصد آنها در قاره آسیا و آفریقا می‌باشد (۱۳).

^۱. به ترتیب کارشناس ارشد، استادیار و مریبی علوم دائمی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه بیرجند
* : مسئول مکاتبات، پست الکترونیکی: naimi103@yahoo.com

قرار دارد (مدل ۲). پارامترهای ژنتیکی h^2_a و C^2 حاصل از این مدل به ترتیب 0.15 ± 0.02 ، 0.02 ± 0.01 و 0.14 ± 0.02 گزارش شد.

رضوان نژاد هم بستگی ژنتیکی صفت وزن تولد با وزن شیرگیری، وزن نه ماہگی و وزن کرک به ترتیب 0.27 ± 0.01 ، 0.41 ± 0.02 و 0.18 ± 0.01 هم بستگی ژنتیکی صفت وزن شیرگیری را با وزن نه ماہگی و وزن کرک به ترتیب 0.20 ± 0.01 و 0.16 ± 0.01 هم بستگی ژنتیکی و فنتوپی وزن نه ماہگی را با وزن کرک به ترتیب 0.25 ± 0.01 و 0.19 ± 0.01 گزارش نمود (۶). هم بستگی فنتوپی وزن بیده با قطر الیاف، طول دسته پشم (استاپل) و وزن زنده مثبت و متوسط بود (0.23 ± 0.02 و 0.22 ± 0.01). با توجه به هم بستگی بین صفات فوق، انتخاب برای هریک از صفات مذکور سبب افزایش یا کاهش در صفات دیگر می شود. لذا در اصلاح نژاد بزهای تولید کننده موهر و کرک در صورتی که هدف افزایش وزن زنده حیوان باشد باید سعی نمود، وزن بیده ثابت مانده و قطر الیاف ثابت یا کاهش باید، در غیر این صورت افزایش وزن زنده سبب افزایش وزن بیده و افزایش قطر الیاف می شود. بنابراین، انتخاب باید از طریق شاخص انتخاب که بر اساس ارزش های اصلاحی محاسبه شده از طریق بهترین پیش بینی ناریب خطی می باشد انجام شود.

هدف از این تحقیق برآورد پارامترهای ژنتیکی و روند ژنتیکی برای صفات رشد و تولید کرک در بزرگی استان خراسان جنوبی بود.

مواد و روش ها

ایستگاه پرورش بز کرکی در سربیشه (کیلومتر ۷۵ محور بیرجند - زاهدان) واقع شده است. مساحت کل ایستگاه مزبور $229/8$ هکتار، اختلاف از سطح دریا 1670 متر و جهت باد غالب منطقه شمال شرقی - جنوب غربی است اقلیم منطقه نیمه استپی گرم بوده و متوسط درجه حرارت سالانه و بارندگی در آن به ترتیب 20 درجه سانتی گراد و 165 میلی متر می باشد. مساحت مرتع موجود در ایستگاه $165/2$ هکتار با سیستم چرایی تناوبی - استراحتی است. تغذیه دستی حیوانات نیز با استفاده از یونجه،

14 ، 16 و 18 گوزشت کم چربی بز در حال افزایش است (۱۶).

سیستم داده برداری برای صفات تولیدی در حیوانات باید به نحوی برنامه ریزی شود که با استفاده از آن بتوان پارامترهای ژنتیکی و فنتوپی صفات رشد (وزن تولد، وزن شیرگیری، وزن شش ماہگی و وزن نه ماہگی) را برآورد نمود و برای اثر عوامل محیطی تصحیح های لازم روی آنها انجام شود. وزن تولد با وزن از شیرگیری، وزن شش ماہگی، وزن نه ماہگی و یک سالگی هم بستگی ژنتیکی و فنتوپی مثبت دارد و چون قدرت زنده ماندن بزرگاله ها تا حدودی به وزن تولد آنها بستگی دارد به عنوان یک صفت اقتصادی مورد تجزیه و تحلیل قرار می گیرد (۳).

نتایج یک پژوهش در بزهای آنکوره ترکیه نشان داد وراثت پذیری وزن تولد و وزن شیرگیری با استفاده از روش حداقل درستنمایی محدود شده و براساس مدل پدری به ترتیب 0.004 ± 0.001 و 0.005 ± 0.001 بود (۲۱). وراثت پذیری وزن DFREML [Derivative-Free Restricted Maximum Likelihood] 0.06 ± 0.006 و 0.075 ± 0.0039 گزارش شده است (۱۰ و ۱۱).

پیتونو و جیمز در گوسفندان مناطق حاره اندونزی، ضمن مؤثر داشتن اثر ژنتیکی افزایشی مستقیم و محیطی مادری، وراثت پذیری ژنتیکی افزایشی مستقیم (h^2_a) و نسبت واریانس محیط دائمی مادری به واریانس فنتوپی (C^2) صفت افزایش وزن روزانه قبل از شیرگیری را به ترتیب 0.08 ± 0.09 و 0.12 ± 0.08 گزارش کردند (۲۰).

در مطالعه لارسگارد و اولسن در گوسفندان نروژ با استفاده از مدل حیوانی h^2_a ، وراثت پذیری مادری (h^2_m)، هم بستگی ژنتیکی مادری و ژنتیکی مستقیم (R_{am}) و C^2 را برای صفت افزایش وزن روزانه قبل از شیرگیری به ترتیب 0.01 ± 0.08 و 0.06 ± 0.07 گزارش کردند (۱۵).

در مورد افزایش وزن روزانه از شیرگیری تا ۶ ماہگی کلانتر (۸) بر روی گوسفندان زندی از طریق مقایسه ۴ مدل حیوانی (مدلهای ۱، ۲، ۳ و ۴) نشان داد که این صفت علاوه بر اثر ژنتیکی افزایشی مستقیم، تحت تأثیر عامل محیط دائمی مادری

جدول ۱. مشخصات آماری داده‌های مورد استفاده

مشخصات	وزن تولد	وزن از شیرگیری	وزن ۹ ماهگی	وزن کرک (در متوسط سن ۱۸ ماهگی)	
تعداد رکورد	۵۲۴	۲۳۵	۱۳۹۰	۵۶۷	
تعداد بزغاله	۷۷۵	۴۱۵	۵۹۴	۵۶۷	
تعداد پدر	۲۱	۸	۲۵	۲۰	
تعداد مادر	۲۳۰	۱۷۲	۲۳۴	۱۹۳	
میانگین (کیلوگرم)	۲/۱	۱۳/۴۱	۱۵/۸۷	۰/۴۶۹	
انحراف معیار (کیلوگرم)	۰/۴۵	۴/۰۹	۳/۵۷	۰/۱۶	
ضریب تغییرات (%)	۱۵/۸۷	۱۴/۶۶	۱۰/۹۷	۳۲/۶۰	

در مدل‌های فوق $y = a + bX + e$ بردار اثر عوامل ثابت (سال، جنس، نوع تولد)، a بردار اثر عوامل ژنتیکی افزایشی مستقیم، b بردار اثر عوامل ژنتیکی افزایشی مادری، c بردار اثر عوامل محیطی دائمی مادری و X_1, X_2, X_3 و Z_1, Z_2, Z_3 نیز ماتریس‌های ضرائب (a, b, c) هستند که رابطه عناصر a, b, c را با y نشان داده و e نیز بردار اثر عوامل باقی‌مانده می‌باشد. امید ریاضی و ماتریس‌های واریانس - کواریانس به صورت زیر است:

$$E\begin{bmatrix} y \\ a \\ m \\ c \\ e \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} XB \\ a \\ m \\ c \\ e \end{bmatrix} \quad \text{var}\begin{bmatrix} y \\ a \\ m \\ c \\ e \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} A\sigma_a^2 & A\sigma_{am} & \cdot & \cdot \\ A\sigma_{am} & A\sigma_m^2 & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & I\sigma_c^2 & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & I\sigma_e^2 \end{bmatrix}$$

که در آن A ماتریس روابط خویشاوندی بین حیوانات و ماتریس واحد است. $\sigma_a^2, \sigma_m^2, \sigma_c^2, \sigma_e^2$ به ترتیب واریانس ژنتیکی افزایشی مستقیم، واریانس ژنتیکی افزایشی مادری، واریانس عوامل محیطی دائمی مادری و واریانس محیطی می‌باشند. در تجزیه و تحلیل اطلاعات دو صفت و برآورده مؤلفه‌های واریانس - کواریانس برای برآورد همبستگی بین صفات از مدل ۱ در آنالیز یک صفتی و برنامه DXMUX نرم افزار dfreml استفاده شد. چون برای صفات وزن تولد، از شیرگیری، وزن نه ماهگی و وزن بیله اطلاعات کامل شجره موجود بود، ارزش اصلاحی حیوانات با استفاده از برنامه DFUNI نرم افزار DFREML و براساس مدل دام پیش‌بینی شد.

سیلوی ذرت و کنسانتره انجام می‌شود.

در این مطالعه به منظور تخمین پارامترهای ژنتیکی و روند ژنتیکی صفات رشد و تولید کرک در بز کرکی استان خراسان جنوبی از ۱۲۵۶ رکورد متعلق به ۷۷۵ حیوان و مربوط به صفات وزن بدن درسینین مختلف، افزایش وزن درسینین صفر تا سه ماهگی و سه تا نه ماهگی و صفت وزن بیله کرک، از رکوردهای جمع‌آوری شده طی سال‌های ۷۹-۸۲ در مرکز اصلاح نژاد بز کرکی سربیشه استفاده شد. خلاصه آمار توصیفی داده‌های فوق در جدول ۱ ارائه شده است. ویرایش داده‌ها توسط نرم افزار Foxpro انجام شد. از نرم افزار آماری SAS جهت تجزیه و تحلیل عوامل محیطی و از نرم افزار ژنتیکی

DFREML جهت تخمین پارامترها ژنتیکی استفاده گردید.

برای برآورد مؤلفه‌های واریانس و کواریانس براساس مدل دام با استفاده از نرم افزار DFREML مدل‌های مختلف زیر برای صفات وزن تولد، وزن از شیرگیری، وزن نه ماهگی و وزن بیله بررسی شد.

- | | |
|-------|--|
| مدل ۱ | $y = Xb + Z_1a + e$ |
| مدل ۲ | $y = Xb + Z_1a + Z_2c + e$ |
| مدل ۳ | $y = Xb + Z_1a + Z_2m + e \quad \text{cov}(a,m) = 0$ |
| مدل ۴ | $y = Xb + Z_1a + Z_2m + e \quad \text{cov}(a,m) \neq 0$ |
| مدل ۵ | $y = Xb + Z_1a + Z_2m + Z_3c + e \quad \text{cov}(a,m) = 0$ |
| مدل ۶ | $y = Xb + Z_1a + Z_2m + Z_3c + e \quad \text{cov}(a,m) \neq 0$ |

بود، ولی مقدار واریانس ژنتیکی مستقیم بیش از واریانس ژنتیکی مادری و محیطی دائمی بود.

بررسی مدل یک نشان می‌دهد که واریانس ژنتیکی مادری و محیطی دائمی جزئی از واریانس ژنتیکی مستقیم و واریانس محیطی می‌باشد و لذا باعث اریب شدن افزایش این واریانس می‌شود. در مدل‌های ۴ و ۶ که کواریانس بین ژنتیک مادری و ژنتیک افزایشی در نظر گرفته می‌شود، چون مقدار آن منفی بود، مقدار واریانس افزایشی مستقیم و مادری بیشتر از سایر مدل‌ها برآورد شد.

در این تحقیق وراثت‌پذیری برای وزن تولد با استفاده از مدل‌های مختلف $0/09$ تا $0/48$ ، برای وزن از شیرگیری $0/10$ تا $0/11$ و برای وزن نه ماهگی $0/09$ تا $0/094$ بود. برای صفت وزن تولد مدل یک به علت نداشتن تفاوت معنی‌دار (لگاریتم تابع درستنمایی)، $\text{Log } L$ با سایر مدل‌ها به عنوان بهترین مدل (به لحاظ کمتر بودن تعداد پارامترهای مورد نیاز جهت برآورده) انتخاب گردید و بر اساس این مدل مقدار وراثت‌پذیری مستقیم $0/48$ بود. براساس مدل دو وراثت‌پذیری مستقیم $0/09$ و $0/18$ (C^2) برآورد گردید که نشان دهنده اهمیت محیط دائمی مادری در این صفت می‌باشد. با منظور کردن اثر تصادفی محیطی مادری (مدل ۲ نرم افزار DFREML) نسبت واریانس فنتیپی مادری به واریانس فنتیپی کل (C^2) از وراثت‌پذیری $0/48$ (h^2_a) تفکیک شده و لذا مقدار h^2_a که در مدل ۱ معادل $1/48$ بود در مدل ۲ برابر $0/09$ و C^2 نیز $0/18$ برابر شد. پس برآورده وراثت‌پذیری ژنتیکی افزایشی مستقیم حاصل از مدل ۲ نسبت به مدل ۱ دقیق تر است. بنابراین در صورت منظور نکردن اثر محیطی مادری در مدل، این اثر به عنوان یک مؤلفه در ایجاد کواریانس بین خویشاوندان اثر داشته و سبب اریبی وراثت‌پذیری برآورده شده به طرف بالا می‌شود.

وراثت‌پذیری ژنتیکی افزایشی مستقیم (h^2_a)، وراثت‌پذیری مادری (h^2_m) برای وزن تولد با استفاده از مدل ۳ به ترتیب $0/09$ و $0/18$ برآورده شد. در صورتی که اثر ژنتیکی افزایشی مادری در مدل گنجانده شود، بین مدل ۱ و ۳ تفاوتی مشاهده می‌شود. این امر نشان دهنده اهمیت و نقش اثر ژنتیک افزایشی مادری

نتایج و بحث

در این تحقیق ابتدا عوامل محیطی مؤثر روی صفات وزن بدن در سنین مختلف، افزایش وزن در سنین مختلف و وزن بیده کرک جهت برآورده دقیق‌تر پارامترهای ژنتیکی مورد بررسی قرار گرفتند. برای وزن تولد اثرات سال، ماه تولد، جنس، تیپ و سن مادر (خطی و درجه دو) معنی‌دار بودند ($P < 0.05$). برای وزن شیرگیری (سه ماهگی) علاوه بر اثرات فوق اثرسن بزغاله (به صورت خطی و درجه دو) نیز معنی‌دار ($P < 0.05$) اما اثر سن مادر (به صورت خطی و درجه دو) معنی‌دار نبود. درسن نه ماهگی به جز اثرات سن بزغاله و سن مادر (به صورت خطی و درجه دو) بقیه اثرات معنی‌دار بودند ($P < 0.05$). برای صفت افزایش وزن بدن در صفر تا سه ماهگی اثرات سال تولد، ماه تولد، وزن تولد و وزن از شیرگیری و برای صفت افزایش وزن بدن در سه تا نه ماهگی اثرات سال تولد، وزن شیرگیری و وزن نه ماهگی مؤثر بود ($P < 0.05$). عوامل محیطی مؤثر بر صفت وزن بیده شامل اثرات جنس، تیپ تولد، سال کرک چینی و سن کرک چینی (به صورت درجه دو) بود ($P < 0.05$).

نتایج حاصل از آنالیز ژنتیکی صفات وزن تولد، وزن از شیرگیری، وزن نه ماهگی و وزن بیده با مدل‌های مختلف برای برآورده واریانس ژنتیکی افزایشی مستقیم $-\text{Heritability}_{\text{Genetic}}$ (H^2_{G}), واریانس ژنتیکی افزایشی مادری ($\text{Direct Genetic Variance}$) (DGV), واریانس محیطی دائمی مادری ($MAGV$) ($MAGV$), واریانس محیطی دائمی مادری ($MPEV$) ($MPEV$), واریانس محیطی (EV) (EV), واریانس فنتیپی (PV) (PV), کواریانس ژنتیکی افزایشی مادری ($MAGC$), وراثت‌پذیری مادری (DH), وراثت‌پذیری مادری (MH), نسبت h^2_m (MH) (MH), وراثت‌پذیری مادری (CH), وراثت‌پذیری مادری (DMH) (DMH), نسبت r_{am} (DMH) (DMH), واریانس محیط دائمی مادری به واریانس فنتیپی (C^2_p) و همبستگی ژنتیکی مادری و ژنتیکی مستقیم (r_{am}) در جداول ۲، ۳ و ۴ ارائه شده است. بخش اعظم واریانس فنتیپی مشاهده شده ناشی از واریانس محیطی و مقدار کمی نیز ناشی از واریانس ژنتیکی

جدول ۲. اجزای واریانس (کواریانس) مستقیم، مادری، وراثت پذیری‌های کل، اثر محیط دائمی مادری، اثر ژنتیکی افزایشی مستقیم و اثر ژنتیکی افزایشی مادری برای وزن تولد

LogL	۶	مدل ۵	مدل ۴	مدل ۳	مدل ۲	مدل ۱	مؤلفه و پارامترها
۲۵۳/۳۳	۰/۰۱۰	۰/۰۱۰	۰/۰۱۰	۰/۰۱۰	۰/۰۱۰	۰/۰۶۱	σ^2_a
۲۵۶/۳۳	۰/۰۸۹	۰/۰۸۹	۰/۰۸۹	۰/۰۸۹	۰/۰۸۹	۰/۰۶۷	σ^2_e
۲۵۶/۳۳	۰/۱۲	۰/۱۲	۰/۱۲	۰/۱۲	۰/۱۲	۰/۱۳	σ^2_p
۲۵۶/۳۳	۰/۰۰۶	۰/۰۰۶	۰/۰۱۷	۰/۰۲۲	—	—	σ^2_m
۲۵۶/۳۳	۰/۰۱۴	۰/۰۱۵	—	—	۰/۰۲	—	σ^2_{pe}
۲۵۶/۳۳	۰/۱۲	۰/۱۸	—	—	۰/۱۸	—	c^r
۲۵۶/۳۳	۰/۰۹	۰/۰۹	۰/۰۹	۰/۰۹	۰/۰۹	۰/۴۸	h^r_a
۲۵۶/۳۳	۰/۰۵	۰/۰۵	۰/۱۴	۰/۱۸	—	—	h^r_m
۲۵۶/۳۳	۰/۰۱	—	۰/۰۴	—	—	—	σ_{AM}
۲۵۶/۳۳	۰/۱۸	—	۰/۳۲	—	—	—	r_{am}

جدول ۳. اجزای واریانس (کواریانس) مستقیم، مادری، وراثت پذیری‌های کل، اثر محیط دائمی مادری، اثر ژنتیکی افزایشی مستقیم و اثر ژنتیکی افزایشی مادری برای وزن شیرگیری

LogL	۶	مدل ۵	مدل ۴	مدل ۳	مدل ۲	مدل ۱	مؤلفه و پارامترها
-۳۰۹/۵۹	۰/۴۰۵	۰/۴۰۵	۰/۳۸۶	۰/۴۰۵	۰/۴۰۵	۰/۴۴	σ^2_a
-۳۰۹/۵۸	۳/۳۹	۳/۳۹	۳/۴۰	۳/۴۰	۳/۳۹	۳/۴۳	σ^2_e
-۳۰۹/۵۸	۳/۸۶	۳/۸۶	۳/۸۶	۳/۸۶	۳/۸۶	۳/۸۷	σ^2_p
-۳۰۹/۵۸	۰/۳۷۸	۰/۰۶۵	۰/۴۹۳	۰/۰۶۴	---	---	σ^2_m
-۳۰۹/۵۸	۰/۰۰۰۰۰۰۰۴	۰/۰۰۰۰۰۰۲	----	----	۰/۰۶۴	----	σ^2_{pe}
-۳۰۹/۵۸	۰	۰	----	----	۰/۰۱۶۵	----	c^r
-۳۰۹/۵۸	۰/۱۰۴۷	۰/۱۰۴۶	۰/۱۰	۰/۱۰۴۸	۰/۱۰۴۸	۰/۱۱۴۱	h^r_a
-۳۰۹/۵۸	۰/۰۹۷	۰/۰۱۶۸	۰/۱۲۷۸	۰/۰۱۶۵	---	---	h^r_m
-۳۰۹/۵۸	-۰/۰۸۱۳	----	-۰/۱۰۹۹	---	---	---	σ_{AM}
-۳۰۹/۵۸	-۰/۸۰۲۶	----	-۰/۹۷۲۳	----	---	---	r_{am}

جدول ۴. اجزای واریانس (کواریانس) مستقیم، مادری، وراثت پذیری‌های کل، اثر محیط دائمی مادری، اثر ژنتیکی افزایشی مستقیم و اثر ژنتیکی افزایشی مادری برای وزن نه ماہگی

LogL	۶	مدل ۵	مدل ۴	مدل ۳	مدل ۲	مدل ۱	مؤلفه و پارامترها
-۴۴۱/۶۵	۰/۲۸۴	۰/۲۷۲	۰/۲۸۴	۰/۲۷۲	۰/۲۷۲	۰/۲۷۲	σ^2_a
-۴۴۱/۶۵	۲/۷۷	۲/۷۵	۲/۷۷	۲/۷۵	۲/۷۵	۲/۷۵	σ^2_e
-۳۹۹/۵۲	۳/۰۳	۳/۰۲	۳/۰۳	۳/۰۳	۳/۰۳	۳/۰۳	σ^2_p
-۳۹۹/۵۲	۰/۱۷۸	۰/۰۰۰۰۰۲	۰/۱۷۷	۰/۰۰۰۰۰۰۹	---	---	σ^2_m
-۳۹۹/۵۲	۰/۰۰۰۰۰۰۴	۰/۰۰۰۰۰۰۸	----	----	۰/۰۰۰۰۰۰۰۹	----	σ^2_{pe}
-۳۹۹/۵۲	۰	۰	----	----	۰	----	c^r
-۳۹۹/۵۲	۰/۰۹۴	۰/۰۹	۰/۰۹۴	۰/۰۹	۰/۰۹	۰/۰۹	h^r_a
-۳۹۹/۵۲	۰/۰۵	۰	۰/۰۵	۰/۰	----	----	h^r_m
-۳۹۹/۵۲	-۰/۰۶	---	-۰/۰۶	---	----	----	σ_{AM}
-۳۹۹/۵۲	-۰/۹۱	---	-۰/۹۱	---	----	----	r_{am}

به عنوان مناسب‌ترین مدل انتخاب شد که براساس آن، مقدار وراثت‌پذیری مستقیم $0/09$ و وراثت‌پذیری مادری صفر بود. بنابراین هیچ‌گونه تنوع ژنتیکی بین مادرها در خصوص تأثیر آن بر وزن نه ماهگی وجود ندارد. در تحقیق حاضر وراثت‌پذیری مستقیم وزن نه ماهگی با استفاده از مدل $1, 0/09$ بود و در مدل‌های 2 و 3 مقادیر $0/05$ و $0/06$ بسیار پایین بود و تفاوت مقدار h^2_a آنها نسبت به مدل 1 زیاد نبود. در دو مدل 4 و 6 به دلیل وجود کواریانس منفی بین ژنتیک مادری و ژنتیک افزایشی مستقیم مقدار h^2_m برآورد شده به ترتیب $0/05$ و $0/05$ بود که بیشتر از سایر مدل‌ها بود. ولی در مقدار واریانس ژنتیک افزایشی مستقیم تغییری مشاهده نشد. هم‌چنین نسبت واریانس محیطی دائمی مادری به واریانس فنوتیپی نیز کم بود. وراثت‌پذیری وزن نه ماهگی در بزرگی رائینی با استفاده از روش همبستگی برادر-خواهران ناتنی پدری $0/34$ بود.^(۳)

رضوان نژاد و خصالی وراثت‌پذیری وزن تولد بزرگی رائینی را $0/17$ گزارش نمودند که از مقدار محاسبه شده در این تحقیق بالاتر است^{(۴) و (۶)}. با وجود این که انتظار می‌رود که وراثت‌پذیری مستقیم در این سن نیز قابل توجه باشد اما به علت زیاد بودن واریانس محیطی از جمله تغذیه مقدار آن کم برآورد می‌شود. چون وزن نه ماهگی مصادف با اوآخر فصل پائیز بوده و شرایط مرتع بسیار ضعیف می‌باشد و تغذیه دستی هم بسیار محدود و تنها در موقعی از زمستان انجام می‌شود و هم‌چنین به دلیل خشک‌سالی‌های اخیر در منطقه خراسان جنوبی، افزایش اثر عوامل محیطی در این سن و در نتیجه کاهش وراثت‌پذیری مستقیم مورد انتظار می‌باشد. پایین بودن برآورد وراثت‌پذیری مستقیم در این سن توسط سایر محققین نیز گزارش شده است^(۱). بنابراین، در این وزن می‌توان براساس برآورد ارزش ارشی حیوان انتخاب انجام داد.

وراثت‌پذیری مستقیم افزایش وزن صفرتا سه ماهگی با استفاده از مدل یک $0/16$ بود (باتوجه به جدول 5). داده‌های مورد استفاده با مدل‌های دیگر قابل استفاده نبود. کم بودن تعداد داده‌ها می‌تواند یکی از دلایل این امر باشد. در زمینه

می‌باشد و هم‌چنین حاکی از آن است که برآوردهای حاصل از مدل‌های 2 و 3 برای وراثت‌پذیری ژنتیکی افزایشی مستقیم نسبت به مدل 1 دقیق‌تر است و در صورت منظور نمودن هریک و یا هر دو این آثار دقت برآورد پارامتر بیشتر می‌شود. بدین لحاظ مدل 5 را می‌توان نام برد که مقدار h^2_a و h^2_m و c^2 به ترتیب $0/09$ ، $0/05$ و $0/18$ برآورد گردید. بنابراین اثر محیط دائمی مادری از اثر ژنتیکی افزایشی مادری در صفت وزن تولد مهم تراست. در مدل 4 نیز h^2_a و h^2_m به ترتیب $0/09$ و $0/14$ برآورد شد. وراثت‌پذیری این صفت با استفاده از مدل 6 ، $0/09$ و h^2_m و c^2 نیز به ترتیب $0/05$ و $0/12$ برآورد شد. رضوان نژاد و خصالی وراثت‌پذیری وزن تولد بزرگی رائینی را به ترتیب $0/09$ و $0/24$ گزارش نمودند که نتایج این تحقیق با نتایج آنها مطابقت دارد^{(۴) و (۶)}.

برای صفت وزن ازشیرگیری (سه ماهگی) به دلیل عدم وجود تفاوت معنی‌دار بین LogL مدل‌های مختلف ساده‌ترین مدل یعنی مدل یک مناسب‌ترین مدل بود که براساس آن، وراثت‌پذیری مستقیم $0/11$ برآورد گردید. با مدل 2 ، مقدار h^2_a و h^2_m به ترتیب $0/11$ و $0/02$ و با مدل 3 ، مقدار h^2_a و h^2_m به ترتیب $0/11$ و $0/02$ و با مدل 5 ، h^2_a و h^2_m به ترتیب $0/11$ و $0/02$ برآورد شد. وراثت‌پذیری وزن ازشیرگیری h^2_a و h^2_m با استفاده از مدل 6 به ترتیب معادل $0/09$ و $0/10$ برآورد شد. این نتایج نشان دهنده اهمیت محیط دائمی مادری روی صفت وزن بدن در سن از شیرگیری و تأثیر ناچیز اثر ژنتیکی افزایشی مادری بر آن صفت می‌باشد. برای نژاد مرخز، وراثت‌پذیری مستقیم با بهترین مدل آن (مدل 5) معادل $0/18$ و $0/02$ در آن $0/10$ و $0/02$ نیز محاسبه شده است. این امر نشان می‌دهد نقش واریانس ژنتیکی مادری ناچیز و نقش عوامل محیطی دائمی مادری براین صفت بیشتر است^(۵). نتایج این تحقیق با نتایج دیگر تحقیقات مطابقت دارد و فقط مقدار وراثت‌پذیری مستقیم پایین‌تر برآورد گردید.

برای صفت وزن نه ماهگی مدل سه به دلیل بالا بودن LogL و نداشتن تفاوت معنی‌دار LogL آن با سایر مدل‌ها (4 و 5 و 6)

جدول ۵. برآورد مؤلفه‌های واریانس برای صفت افزایش وزن در سنین مختلف با استفاده از مدل تک صفتی حیوانی

h^2	σ_p^2	σ_e^2	σ_{pe}^2	σ_a^2	صفت
۰/۱۵۶۷	۰/۰۰۰۰۰۳۵	۰/۰۰۰۰۰۲۹	۰/۰۰۰۰۰۵۵		افزایش وزن صفر تا سه ماهگی
۰/۰۴۸	۰/۰۰۰۰۰۷۶	۰/۰۰۰۰۰۰۷۳	۰/۰۰۰۰۰۰۰۳۶		افزایش وزن سه تا نه ماهگی
۰/۰۱۷	۰/۰۲۱۵	۰/۰۲۱۳	۰/۰۰۰۰۳۵		وزن بیده کرک

جدول ۶. برآورد مؤلفه‌های واریانس صفت وزن بیده کرک براساس مدل تکرار رکورد

r	h^2	σ_p^2	σ_e^2	σ_{pe}^2	σ_a^2	پارامتر
۰/۵۳	۰/۱۶	۰/۰۲۳	۰/۰۱۱	۰/۰۰۸۶	۰/۰۰۳۷	تولید کرک

 $=$ ضریب تکرار پذیری

امر می‌تواند به دلیل خطای اندازه گیری صفت مزبور باشد که منجر به افزایش واریانس خطای می‌شود. از طرف دیگر ساختار ژنتیکی جوامع به دلیل متفاوت بودن فور ژن و ژنوتیپ آنها با یکدیگر تفاوت دارد. به علاوه، مدل و روش آماری مورد استفاده در برآورد مؤلفه‌های واریانس می‌تواند روی مقدار پارامترهای ژنتیکی نیز مؤثر باشد.

وراثت‌پذیری و تکرار‌پذیری صفت وزن بیده با استفاده از مدل حیوانی تکرار پذیر با توجه به جدول ۶ به ترتیب ۰/۱۶ و ۰/۵۳ بود. بالاتر بودن وراثت‌پذیری به دست آمده برای مدل تکرار پذیر نسبت به مدل تک متغیره به دلیل بزرگتر بودن واریانس ژنتیکی افزایشی و کمتر بودن واریانس محیط موقت می‌باشد که با سایر گزارش‌ها تقریباً مطابقت دارد. در رابطه با تکرار‌پذیری گزارشی جهت مقایسه یافت نشد. رکوردها به احتمال زیاد تنوع قابل ملاحظه‌ای نشان خواهند داد. ضریب تغییرات برای وزن کرک معادل ۳۲/۶۰ درصد و مقدار آن در مقایسه با سایر صفات زیادتر بود که نشان می‌دهد انحراف معیار صفت درصد نسبتاً بالایی از میانگین آن را دارد.

با توجه به جداول ۷ و ۸ وراثت‌پذیری وزن تولد در مدل دو صفتی بین ۰/۴۷ تا ۰/۵۰، برای وزن ازشیرگیری ۰/۱۷ تا ۰/۳۹، برای وزن نه ماهگی ۰/۰۸ تا ۰/۰۸ و برای وزن بیده ۰/۰۰۹ تا ۰/۴۵ بود که با توجه به نوع مدل مورد استفاده دقت ارزیابی‌ها نسبت به مدل تک صفتی افزایش می‌یابد و در نتیجه

اثر عوامل ژنتیکی بر صفات افزایش وزن روزانه قبل از شیر گیری و ازشیرگیری تا شش ماهگی مطالعات محدودی وجود دارد. نوریان سرور در تحقیقی روی افزایش قبل از شیرگیری نژاد قزل از ۴ مدل حیوانی استفاده نمود(۹). وی مدل ۱ را به عنوان مناسب‌ترین مدل پیشنهاد کرد. در این بررسی واریانس ژنتیکی افزایشی و وراثت‌پذیری مستقیم افزایش وزن روزانه قبل ازشیرگیری به ترتیب ۰/۰۰۰۱۷ و ۰/۰۶۵±۰/۰۴۸ بود که از نتیجه این تحقیق پایین‌تر است. متفاوت بودن ساختار جمعیت و نژاد می‌تواند از دلایل این تفاوت باشد.

وراثت‌پذیری مستقیم صفت افزایش وزن سه تا نه ماهگی با استفاده از مدل یک ۰/۰۵ بود. از دلایل پایین بودن وراثت‌پذیری می‌توان بالا بودن واریانس محیطی (به علت خشک‌سالی، تغذیه نامناسب، بیماری و ...) پایین بودن واریانس ژنتیکی افزایشی بزغاله‌ها را نام برد. نتایجی در این خصوص جهت مقایسه مشاهده نشد.

وراثت‌پذیری مستقیم صفت وزن بیده کرک با استفاده از مدل یک (دامی تک صفتی) ۰/۰۲ برآورد شد. وراثت‌پذیری این صفت در بز کرکی رائینی با استفاده از روش همبستگی برادر-خواهران ناتی پدری ۰/۱۹ بود(۳). خصالی و رضوان نژاد وراثت‌پذیری وزن بیده را در بز کرکی نژاد رائینی به ترتیب ۰/۲۲ و ۰/۲۰ گزارش نمودند(۴ و ۶). وراثت‌پذیری وزن بیده در تحقیق حاضر از گزارش‌های فوق پایین‌تر بود که این

جدول ۷. برآورد پارامترهای ژنتیکی صفات وزن و کرک بر اساس مدل دو صفتی دامی

صفات	وراثت پذیری وزن	وراثت پذیری وزن	وراثت پذیری وزن بیده کرک
وزن تولد - وزن کرک	۰/۴۹۵۵	۰/۰۰۰۸۴	۰/۰۰۰۸۴
وزن شیرگیری - وزن کرک	۰/۳۸۵۴	۰/۱۱۱۹	
وزن نه ماہگی - وزن کرک	۰/۰۷۷	۰/۴۵۲۹	

جدول ۸. برآورد پارامترهای ژنتیکی صفات وزن در سنین مختلف براساس مدل دو صفتی دامی

صفات	وراثت پذیری وزن تولد	وراثت پذیری وزن از شیرگیری	وراثت پذیری وزن بیده کرک
وزن تولد - وزن شیرگیری	۰/۴۷	۰/۱۷	۰/۰۲۸
وزن تولد - وزن نه ماہگی	۰/۴۸		۰/۰۲۸
وزن شیرگیری - وزن نه ماہگی		۰/۲۳	

برآورد شده است (۳). همبستگی فنوتیپی وزن بدن در یک سالگی و وزن بیده $۰/۰۲۵$ ، $۰/۰۵۷$ و $۰/۰۵۴$ -۰ و همبستگی ژنتیکی آن $۰/۰۶۷$ ، $۰/۰۲۴$ و $۰/۰۲۴$ -۰ گزارش شده است (۵ و ۲۲).

انتخاب حیوانات با ارزش اصلاحی بالا سبب بهبود ژنتیکی در نسل های آینده می شود. به همین دلیل جهت برآورد دقیق پارامترهای ژنتیکی با توجه به تأثیر زیاد عوامل محیطی بر تغییرات رکوردها لذا برای این عوامل تصحیح انجام گرفت. بنابراین برای بهترین برآورد نا اریب خطی (BLUE) اثر عوامل محیطی و بهترین پیش بینی نا اریب خطی (BLUP) ارزش اصلاحی، در مدل معادلات مختلط (MME)، عوامل ثابت (سال، جنس، نوع تولد)، و اثر تصادفی حیوانات (ارزش های اصلاحی) منظور شد (۲، ۱۲ و ۱۷). نتایج نشان می دهد که تفاوت بین بیشترین و کمترین ارزش های اصلاحی حیوانات با تجزیه یک صفتی برای وزن تولد، وزن سه و وزن نه ماہگی به ترتیب ۱۰۰۰ ، ۱۶۷۲ و ۱۲۲۷ گرم و برای وزن کرک ۱۹۰ گرم بود. با توجه به وجود حیوانات با ارزش اصلاحی بالا چنانچه انتخاب ژنتیکی برای صفت انجام شود، می توان پیشرفت ژنتیکی مناسب را انتظار داشت.

چنانچه مقادیر ارزش اصلاحی سالانه تعیین شود می توان حیوانات مطلوب تر را از نظر صفات مزبور انتخاب نموده و از آنها در نسل آینده استفاده کرد، که با توجه به جدول ۱۰ می توان

مقدار وراثت پذیری به دلیل در نظر گرفتن رابطه هر صفت با صفتی دیگر دقیق تر برآورد می گردد. به همین دلیل وراثت پذیری وزن از شیرگیری و وزن نه ماہگی در مدل دو صفتی نسبت به مدل تک صفتی بالاتر بود. امکان انجام آنالیز چند صفتی با توجه به افزایش تعداد مؤلفه های (کو) واریانس در برنامه DFREML به دلیل عدم همگرایی وجود نداشت. یک عامل مهم که در ارزیابی میزان موفقیت برنامه انتخاب برای صفات مورد توجه قرار می گیرد، همبستگی بین آنهاست. همبستگی دو صفت می تواند فنوتیپی، ژنتیکی یا محیطی باشد. جدول ۹ همبستگی ژنتیکی و فنوتیپی صفات مختلف را نشان می دهد. مقادیر همبستگی ژنتیکی (به جز وزن تولد با شیرگیری و نه ماہگی) و همبستگی فنوتیپی در کلیه موارد (به جز بین وزن تولد و وزن کرک) مثبت بود. لذا انتخاب برای هر یک از صفات وزن در افزایش وزن در سایر سنین نیز مؤثر است. نتایج این تحقیق با سایر نتایج متفاوت بود (با توجه به جداول ۹ و ۱۰). چون برآورد همبستگی بین دو صفت تحت تأثیر حجم نمونه مورد استفاده می باشد، لذا باید از صحت برآوردهای حاصل از تجزیه و تحلیل تک صفتی اطمینان داشت. در تحقیق دیگری همبستگی ژنتیکی وزن تولد و از شیرگیری، وزن از شیرگیری و نه ماہگی، وزن تولد و نه ماہگی به ترتیب $۰/۴۴/۵۹$ و $۰/۰/۳۶$ و $۰/۰/۳۶$ همبستگی فنوتیپی

جدول ۹. برآوردهم‌بستگی‌های فنتیپی* و ژنتیکی بین صفات مربوط به رشد و تولید کرک با استفاده از مدل‌های دو صفتی حیوانی

صفات	وزن تولد	وزن نه ماہگی	وزن شیرگیری	وزن نه ماهگی	وزن کرک	وزن تولد	وزن کرک
	۱	-۰/۹۹	-۱	۱		۰/۰۰۸۱	۰/۰۰۸۱
	۰/۱۱۳۳	۱		۰/۱۱۳۶	۰/۹۹	۰/۲۳۵۲	۱
	۰/۱۱۳۶	۰/۷۱		۰/۰۳۲۴	۰/۱۱۱۵	۰/۲۰۲۵	۱
	-۰/۰۳۲۴						

*: همبستگی‌های فنتیپی و ژنتیکی به ترتیب در پایین قطر و در بالای قطر نوشته شده‌اند.

جدول ۱۰. روند ژنتیکی و فنتیپی* صفات رشد (مدل یک) و کرک کیلوگرم در سال (۸۱-۷۹)

صفت	روند محیطی	روند ژنتیکی	روند فنتیپی
وزن تولد	-۰/۰۳۶(۰/۱۱۸) ^{ns}	۰/۰۱۷۵(۰/۰۴۹) ^{ns}	-۰/۰۱۸۵(۰/۱۸۷) ^{ns}
وزن نه ماہگی	-۰/۰۸۳(۱/۳۸۳) ^{ns}	۰/۰۲۰۶۵(۰/۰۰۶) ^{ns}	-۰/۰۱۴۶(۲/۷۸) ^{ns}
کرک	/۰۰۵۵(۰/۰۱۱) ^{ns}	-۰/۰۰۰۵۳۷(۰/۰۰۴) ^{ns}	۰/۰۰۰۱۵(۰/۰۱۷) ^{ns}

اعداد داخل پرانتز اشتباه معیار است. ns : در سطح ۰/۰۵ معنی‌دار نیست.

*: روند ژنتیکی و فنتیپی صفت وزن شیرگیری قابل محاسبه نبود.

تولد مشابه این تحقیق منفی گزارش گردید. بر اساس نتایج به دست آمده در این تحقیق چون روندهای ژنتیکی برای صفات وزن تولد، وزن نه ماہگی و وزن کرک معنی‌دار نبودند، می‌توان گفت در گله مورد نظر انتخاب ژنتیکی انجام نشده است.

سپاسگزاری

از همکاری صمیمانه معاونت محترم امور دام خراسان (رضوی و جنوبی) و همچنین مسئولین محترم اداره امور دام شهرستان سریشه و پرسنل ایستگاه بز کرکی سریشه سپاسگزاری می‌شود.

گفت که این امر صورت نگرفته است، هر چند خشکسالی و دیگر عوامل محیطی نیز در کاهش روند فنتیپی صفات وزن تأثیر به سزاگی داشته‌اند (منفی برآورده شده است). در خصوص صفت وزن بیله روند ژنتیکی منفی برآورده گردید که این مستلزم آن است که در انتخاب دام‌های با ارزش ارثی بالاتر دقت بیشتر صورت گیرد تا تولید بیله کرک افزایش بیشتری به دلیل بالا بردن پتانسیل ژنتیکی نشان دهد. رضوان نژاد روند ژنتیکی صفات تولد، نه ماہگی و کرک را در بز کرکی رائینی به ترتیب ۰/۰۹، ۱۱/۶۲ و ۰/۱۸ گرم در سال و روند فنتیپی آنها را به ترتیب ۱/۰۲۶، ۰/۸۴ و ۰/۸۴ گرم در سال گزارش نمود. روند فنتیپی وزن

منابع مورد استفاده

- اسکندری نسب، م.پ. ۱۳۷۷. برآوردهم‌بستگی‌های فنتیپی و روند ژنتیکی صفات تولیدی در یک گله گوسفند بلوجی. پایان نامه دکتری دانشکده کشاورزی، دانشگاه تربیت مدرس، تهران.
- امام جمعه کاشان، ن. ۱۳۷۶. رزیابی ژنتیکی در دامپروری. انتشارات نص، تهران.
- امامی میبدی، م. ۱۳۷۱. برآوردهم‌بستگی‌های ژنتیکی برخی صفات اقتصادی در بز کرکی رایینی. پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده کشاورزی، دانشگاه فردوسی مشهد.

۴. خصالی اقطاعی، ا. ۱۳۸۱. برآورد شاخص انتخاب اقتصادی در بز کرکی رایینی. پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده کشاورزی، دانشگاه زابل.
۵. رشیدی، ا. ۱۳۷۹. ارزیابی ژنتیکی صفات اقتصادی در بزهای مرخز. پایان نامه دکتری، دانشکده کشاورزی، دانشگاه تربیت مدرس، تهران.
۶. رضوان نژاد، ا. ۱۳۸۴. بررسی روند ژنتیکی صفات رشد و کرک بز کرکی رایینی. پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده کشاورزی، دانشگاه زابل.
۷. سعادت نوری، م. ۱۳۷۰. پرورش دامهای شیری (بزرگوار میش). انتشارات اشرافی، تهران.
۸. کلانتر، م. ۱۳۷۹. برآورد و تفسیر مؤلفه‌های واریانس و کواریانس صفات رشد با استفاده از مدل‌های حیوانی در گوسفند زندی. پایان نامه کارشناسی ارشد، مرکز آموزش عالی امام خمینی وزارت جهاد سازندگی.
۹. نوریان سرور، ا. ۱۳۷۹. برآورد پارامترهای ژنتیکی صفات رشد اوایله در گوسفند نژاد قزل. پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده کشاورزی، دانشگاه تربیت مدرس، تهران.
10. Bigham, M.L., C.A. Morris, B.R. Southeyand and L. Baker. 1991. Heritability and genetic correlation from New Zealand cashmere goat. *Livestock Prod. Sci.* 72: 211-221.
11. Endang, T. 1988. Phenotypic and genotypic parameter estimates for birth weight and weaning weight in Etawah grade goats. *Proc. VI Word conference of Animal Production Helsinki, Finland.* (Cited in reference No. 6).
12. Eppleston, J. and N.W. Moore. 1990. Fleece and skin characteristics over the body of Australian Angora goat. *Small Ruminant Res.* 3:397-402.
13. FAO Statistical Database. 2004. <http://www.fao.org>
14. Gifford, D.R., R.W. Ponsoni, J. Buree and R.L. Lampe. 1990. Environmental effect on fleece and body traits of South Australian Angora goat. *Small Ruminant Res.* 3:249-256.
15. Larsgard, A.G. and I. Olesen. 1998. Genetic parameters for direct and maternal effects on weights and ultrasonic muscle and fat depth of lambs. *Livestock Prod. Sci.* 55:273-278.
16. Lupton, C. J. 1996. Animal performance and fleece characteristics of Angora goat maintained on Western and Southern Texas rangeland. *J. Anim. Sci.* 74:545-550.
17. Macdonald, B.J., W.A. Hoey and P.S. Hopkins. 1987. Cyclical growth in Cashmere goats. *Aust. J. Agric. Res.* 38:597-609.
18. Nicoll, G.B. 1985. Estimation of environmental effects and some genetic parameters for weaning weight and fleece weight of young Angora goats. *Proc. N.Z. Soc. Anim. Prod.* 45:217-219.
19. Nicoll, G.B., M.L. Bigham and L. Alderton. 1989. Estimates of environmental effects and genetic parameters for live weight and fleece trait of Angora goats. *Proc.N.Z. Soc. Anim. Prod.* 49:183-189.
20. Pitono, A.D. and J.W. James. 1995. Estimate of genetic parameter for lamb weight and growth traits of tropical sheep. *Proc. Aust. Assoc. Anim. Breed. and Genet.* 11:425-429.
21. Snijman, M.A. and J.J. Olivier. 1996. Genetic parameters for body weight, fleece weight and fiber diameter in South African Angora goats. *Livestock Prod. Sci.* 47:1-6.
22. Sorensen, D.A. and B.W. Kennedy. 1984. Estimation of response to selection using least-squares and mixed model methodology. *J. Anim. Sci.* 58:1097-1106.
23. Wilkinson, J.M. and A.S. Barbara. 1987. Commercial Goat Production. BSP Professional Books, 159pp.
24. Yalkin, B.C. 1989. Sheep and goat in Turkey. FAO technical paper. 168pp.