بررسی ژنتیکی صفات رشد و تولید کرک بز کرکی 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، افرایش وزن زنده درسنین صفر تا سه ماهگی، سه تا نه ماهگی و وزن بیده کرک از ۱۲۵۶ رکورد متعلق به ۷۷۵ حیوان جمع‌آوری شده طی سال‌های ۱۳۷۹ الی ۱۳۸۲ در مر کز اصلاح نژاد بز کرکی سربیشه استفاده شد. ویرایش داده‌ها توسط نرم افزار ۲، ۶ Foxpro انجام شد. از نرم افزار آماری SAS جهت تجزیه و تحلیل عوامل محیطی و از نرم افزار ژنتیکی DFREML 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، اثرمحیط دائمی مادری و کواریانس بین اثر عوامل ژنتیکی افزایشی مستقیم و مادری با روش حداکثر 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، وراثت‌پذیری مستقیم آنها به ترتیب ۰/۴۸و ۰/۱۱ برآورد گردید. برای وزن نه ماهگی مدل سه (شامل اثر ژنتیکی افزایشی مستقیم و مادری) به عنوان مناسب‌ترین مدل انتخاب شد و براساس آن، وراثت‌پذیری مستقیم ۰/۰۹ و وراثت‌پذیری مادری صفر برآورد گردید. وراثت‌پذیری مستقیم صفت افزایش وزن صفر تا سه ماهگی و و افزایش وزن سه تا نه ماهگی با استفاده از مدل یک به ترتیب ۰/۱۶ و ۰/۰۵ برآورد شد. وراثت‌پذیری مستقیم صفت وزن بیده کرک با استفاده از مدل یک دامی تک صفتی ۰/۰۲ و وراثت‌پذیری و تکرارپذیری صفت وزن بیده با استفاده از مدل دامی تکرارپذیر به ترتیب ۰/۱۶ و۰/۵۳ برآورد گردید. روند ژنتیکی برآورد شده برای صفات وزن تولد ۰/۰۱۷۵ ، وزن نه ماهگی ۰/۰۲۰۶ و برای صفت وزن بیده ۰/۰۰۵۳۷- کیلوگرم در سال بود و از لحاظ آماری معنی‌دار نبود.

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

مقدمه

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

عدم نیاز به سرمایه زیاد، تولید گوشت کم چرب، نیاز کم به جایگاه وتجهیزات، 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 حاضرتولید گوشت دربزهای نیوزیلند، استرالیا، ترکیه و امریکا اهمیت زیادی پیدا کرده است

۱. به ترتیب کارشناس ارشد، استادیار و مربی علوم دامی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه بیرجند

* : مسئول مکاتبات، پست الکترونیکی: naimi103@yahoo.com

[Downloaded from jstnar.iut.ac.ir on 2024-04-20]

[DOR: 20.1001.1.24763594.1387.12.43.36.9]

(۱۴، ۱۶، ۱۸ و ۲۴)، زیرا در کشورهای صنعتی تقاضا برای گوشت 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 ازآن بتوان پارامترهای ژنتیکی و فنوتیپی صفات رشد (وزن تولد، وزن شیرگیری ، وزن شش ماهگی و وزن نه ماهگی) را برآورد نمود و برای اثرعوامل محیطی تصحیح‌های لازم روی آنها انجام شود. وزن تولد با وزن از شیرگیری، وزن شش ماهگی، وزن نه ماهگی و یک سالگی هم‌بستگی ژنتیکی وفنوتیپی مثبت دارد و چون قدرت زنده ماندن بزغاله‌ها تا حدودی به وزن تولد آنها بستگی دارد به عنوان یک صفت اقتصادی مورد تجزیه وتحلیل قرار می‌گیرد (۳).

نتایج یک پژوهش در بزهای آنقوره ترکیه نشان داد وراثت‌پذیری وزن تولد و وزن شیرگیری با استفاده از روش حداکثر درستنمائی محدود شده و براساس مدل پدری به ترتیب ۰/۰۱±۰/۰۰۰۴و ۰/۰۱±۰/۰۰۵ بود (۲۱). وراثت‌پذیری وزن تولد در سایر نژادهای بز با روش DFREML [Derivative-Free Restricted Maximum Likelihood] ۰/۳۹±۰/۷۵ و۰/۰۶±۰/۱۳گزارش شده است (۱۰ و ۱۱).

پیتونو و جیمز در گوسفندان مناطق حاره اندونزی، ضمن مؤثر دانستن اثر ژنتیکی افزایشی مستقیم و محیطی مادری، وراثت‌پذیری ژنتیکی افزایشی مستقیم (h^2_a) و نسبت واریانس محیط دائمی مادری به واریانس فنوتیپی (c^2) صفت افزایش وزن روزانه قبل از شیرگیری را به ترتیب ۰/۰۸ و ۰/۱۲گزارش کردند(۲۰).

در مطالعه لارسگارد و اولسن در گوسفندان نروژ با استفاده از مدل حیوانی ۸، h^2_a ،وراثت‌پذیری مادری (h^2_m)، هم‌بستگی ژنتیکی مادری و ژنتیکی مستقیم (R_{am}) و C^2 را برای صفت افزایش وزن روزانه قبل از شیرگیری به ترتیب ۰/۱± ۰/۰۹، ۰/۰۸ ±۰/۱۶، ۰/۰۷±۰/۰۲– و ۰/۰۶±۰/۱۲ گزارش کردند(۱۵).

در مورد افزایش وزن روزانه از شیرگیری تا ۶ ماهگی کلانتر (۸) بر روی گوسفندان زندی ازطریق 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 قرار دارد (مدل۲). پارامترهای ژنتیکی h^2_a وC^2 حاصل از این مدل به ترتیب ۰/۰۲±۰/۱۵ ، ۰/۰۲±۰/۱۴گزارش شد.

رضوان نژاد هم‌بستگی ژنتیکی صفت وزن تولد با وزن شیرگیری، وزن نه ماهگی و وزن کرک به ترتیب ۰/۴۱، ۰/۲۷ و ۰/۱۸–، هم‌بستگی ژنتیکی صفت وزن شیرگیری را با وزن نه ماهگی و وزن کرک به ترتیب۰/۲۰ و۰/۱۶، هم‌بستگی ژنتیکی و فنوتیپی وزن نه ماهگی را با وزن کرک به ترتیب ۰/۲۵و۰/۱۹ گزارش نمود(۶). هم‌بستگی فنوتیپی وزن بیده با قطر الیاف، طول دسته پشم (استاپل) و وزن زنده مثبت ومتوسط بود (۱۲ و ۲۳). با توجه به هم‌بستگی بین صفات فوق، انتخاب برای هریک از صفات مذکور سبب افزایش یا کاهش در صفات دیگر می‌شود. لذا در اصلاح نژاد بزهای تولید کننده موهر وکرک در صورتی که هدف افزایش وزن زنده حیوان باشد باید سعی نمود، وزن بیده ثابت مانده و قطر الیاف ثابت یا کاهش یابد، در غیر این صورت افزایش وزن زنده سبب افزایش وزن بیده و افزایش قطر الیاف می‌شود. بنابراین، انتخاب باید از طریق شاخص انتخاب که بر اساس ارزش‌های اصلاحی محاسبه شده از طریق بهترین پیش بینی ناریب خطی می‌باشد انجام شود.

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

مواد و روش‌ها

ایستگاه پرورش بز کرکی در سربیشه (کیلومتر ۷۵ محور بیرجند – زاهدان) واقع شده است. مساحت کل ایستگاه مزبور ۲۲۹/۸ هکتار، اختلاف از سطح دریا ۱۶۷۰ 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 ۲۰ درجه سانتی‌گراد و ۱۶۵ میلی‌متر می‌باشد. مساحت مرتع موجود در ایستگاه ۱۶۵/۲ هکتار با سیستم چرای تناوبی – استراحتی است. تغذیه دستی حیوانات نیز با استفاده از یونجه،

[Downloaded from jstnar.iut.ac.ir on 2024-04-20]

[DOR: 20.1001.1.24763594.1387.12.43.36.9]

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	۳۳۵	۱۳۹۰
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

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 درسنین مختلف، افزایش وزن درسنین صفر تا سه ماهگی و سه تا نه ماهگی و صفت وزن بیده کرک، از رکوردهای جمع‌آوری شده طی سال‌های ۸۲-۷۹ 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 بیده بررسی شد .

مدل ۱ $y = Xb + Z_1a + e$

مدل ۲ $y = Xb + Z_1a + Z_2c + e$

مدل ۳ $y = Xb + Z_1a + Z_2m + e \quad cov(a,m) = 0$

مدل ۴ $y = Xb + Z_1a + Z_2m + e \quad cov(a,m) \neq 0$

مدل ۵ $y = Xb + Z_1a + Z_2m + Z_3c + e \quad cov(a,m) = 0$

مدل ۶ $y = Xb + Z_1a + Z_2m + Z_3c + e \quad cov(a,m) \neq 0$

در مدل‌های فوق y بردار مشاهدات، b بردار اثرعوامل ثابت (سال، جنس، نوع تولد)، a بردار اثرعوامل ژنتیکی افزایشی مستقیم، m بردار اثرعوامل ژنتیکی افزایشی مادری، c بردار اثر عوامل محیطی دائمی مادری و Z_1، Z_2، Z_3 و X نیز ماتریس‌های ضرائب (۰و۱) هستند که رابطه عناصر a,b، m وc را با y نشان داده و e نیز بردار اثر عوامل باقی‌مانده می‌باشد. امید ریاضی و ماتریس‌های واریانس – کواریانس به صورت زیر است:

$$E\begin{bmatrix} y \\ a \\ m \\ c \\ e \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} XB \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix} \quad var\begin{bmatrix} a \\ m \\ c \\ e \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} A\sigma^2_a & A\sigma_{am} & 0 & 0 \\ A\sigma_{am} & A\sigma^2_m & 0 & 0 \\ 0 & 0 & I\sigma^2_c & 0 \\ 0 & 0 & 0 & I\sigma^2_e \end{bmatrix}$$

که در آن A ماتریس روابط خویشاوندی بین حیوانات و I ماتریس واحد است. σ^2_e, σ^2c, σ^2_m, σ^2_a 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 برآورد 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 بیده اطلاعات کامل شجره موجود بود، ارزش اصلاحی حیوانات با استفاده از برنامه DFUNI نرم افزار DFREML و براساس مدل دام پیش‌بینی شد.

[Downloaded from jstnar.iut.ac.ir on 2024-04-20]

[DOR: 20.1001.1.24763594.1387.12.43.36.9]

نتایج و بحث

در این تحقیق ابتدا عوامل محیطی مؤثر روی صفات وزن بدن درسنین مختلف ، افزایش وزن در سنین مختلف و وزن بیده کرک جهت برآورد دقیق‌تر پارامترهای ژنتیکی مورد بررسی قرار گرفتند. برای وزن تولد اثرات سال، ماه تولد، جنس، تیپ وسن مادر (خطی و درجه دو) معنی‌دار بودند (P<۰/۰۵). برای وزن شیرگیری (سه ماهگی) علاوه براثرات فوق اثرسن بزغاله(به صورت خطی ودرجه دو) نیز معنی‌دار (P<۰/۰۵) اما اثر سن مادر (به صورت خطی و درجه دو) معنی دار نبود. درسن نه ماهگی به جز اثرات سن بزغاله و سن مادر (به صورت خطی و درجه دو) بقیه اثرات معنی‌دار بودند (P<۰/۰۵). 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<۰/۰۵). عوامل محیطی مؤثر برصفت وزن بیده شامل اثرات جنس، تیپ تولد، سال کرک چینی و سن کرک چینی (به صورت درجه دو) بود (P<۰/۰۵).

نتایج حاصل از آنالیز ژنتیکی صفات وزن تولد، وزن از شیرگیری، وزن نه ماهگی و وزن بیده با مدل‌های مختلف برای برآورد واریانس ژنتیکی افزایشی مستقیم (Direct Genetic Variance) (σ^2_a)، واریانس ژنتیکی افزایشی مادری (Maternal Additive Genetic Variance) (σ^2_m)، واریانس محیطی دائمی مادری (Maternal Permanent Environmental Variance) (σ^2_c)، واریانس محیطی (Environmental Variance) (σ^2_e)، واریانس فنوتیپی (Phenotypic Variance) (σ^2_P)، کواریانس ژنتیکی افزایشی مادری وژنتیکی مستقیم (Maternal Additive Genetic Covariance) (σ_{am})، وراثت‌پذیری مستقیم (Direct Heritability) (h^2_a)، وراثت‌پذیری مادری (Maternal Heritability) (h^2_m)، نسبت واریانس محیط دائمی مادری به واریانس فنوتیپی (c^2) و همبستگی ژنتیکی مادری و ژنتیکی مستقیم (r_{am}) در جداول ۲، ۳ و ۴ ارائه شده است. بخش اعظم واریانس فنوتیپی مشاهده شده ناشی از واریانس محیطی و مقدار کمی نیز ناشی از واریانس ژنتیکی بود، ولی مقدار واریانس ژنتیکی مستقیم بیش از واریانس ژنتیکی مادری و محیطی دائمی مادری 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 وافزایش 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 ۰/۰۹تا ۰/۴۸، برای وزن از شیرگیری ۰/۱۰تا ۰/۱۱ و برای وزن نه ماهگی ۰/۰۹تا ۰/۰۹۴ بود. برای صفت وزن تولد مدل یک به علت نداشتن تفاوت معنی‌دار (لگاریتم تابع درستنمایی) Log L با سایر مدل‌ها به عنوان بهترین مدل (به لحاظ کمتر بودن تعداد پارامترهای مورد نیاز جهت برآورد) انتخاب گردید و بر اساس این مدل مقدار وراثت‌پذیری مستقیم ۰/۴۸ بود. براساس مدل دو وراثت‌پذیری مستقیم (۰/۰۹) و c^2(۰/۱۸) 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 فنوتیپی مادری به واریانس فنوتیپی کل (c^2)از وراثت‌پذیری (h^2_a) تفکیک شده و لذا مقدار h^2_a که در مدل ۱ معادل ۰/۴۸ بود در مدل ۲ برابر ۰/۰۹ وC^2 نیز۰/۱۸ برآورد شد. پس برآورد وراثت‌پذیری ژنتیکی افزایشی مستقیم حاصل از مدل ۲ نسبت به مدل۱ دقیق‌تراست. 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 برآورد 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 ۰/۰۹ و ۰/۱۸ برآورد شد. در صورتی‌که اثر ژنتیکی افزایشی مادری در مدل گنجانده شود، بین مدل ۱و۳ تفاوتی مشاهده می‌شود. این امر نشان دهنده اهمیت و نقش اثر ژنتیک افزایشی مادری

[Downloaded from jstnar.iut.ac.ir on 2024-04-20]

[DOR: 20.1001.1.24763594.1387.12.43.36.9]

جدول ۲. اجزای واریانس (کواریانس) مستقیم، مادری، وراثت‌پذیری‌های کل، اثرمحیط دائمی مادری، اثر ژنتیکی افزایشی مستقیم واثر ژنتیکی افزایشی مادری برای وزن تولد

مؤلفه و پارامترها	مدل ۱	مدل۲	مدل ۳	مدل ۴	مدل ۵	مدل ۶	LogL
σ^2_a	۰/۰۶۱	۰/۰۱۰	۰/۰۱۰	۰/۰۱۰	۰/۰۱۰	۰/۰۱۰	۲۵۳/۳۳
σ^2_e	۰/۰۶۷	۰/۰۸۹	۰/۰۸۹	۰/۰۸۹	۰/۰۸۹	۰/۰۸۹	۲۵۶/۳۳
σ^2_p	۰/۱۳	۰/۱۲	۰/۱۲	۰/۱۲	۰/۱۲	۰/۱۲	۲۵۶/۳۳
σ^2_m	–	–	۰/۰۲۲	۰/۰۱۷	۰/۰۰۶	۰/۰۰۶	۲۵۶/۳۳
σ^2_{pe}	–	۰/۰۲	–	–	۰/۰۱۵	۰/۰۱۴	۲۵۶/۳۳
c^2	–	۰/۱۸	–	–	۰/۱۸	۰/۱۲	۲۵۶/۳۳
h^2_a	۰/۴۸	۰/۰۹	۰/۰۹	۰/۰۹	۰/۰۹	۰/۰۹	۲۵۶/۳۳
h^2_m	–	–	۰/۱۸	۰/۱۴	۰/۰۵	۰/۰۵	۲۵۶/۳۳
σ_{AM}	–	–	–	۰/۰۴	–	۰/۰۱	۲۵۶/۳۳
r_{am}	–	–	–	۰/۳۲	–	۰/۱۸	۲۵۶/۳۳

جدول ۳. اجزای واریانس (کواریانس) مستقیم، مادری، وراثت‌پذیری‌های کل، اثرمحیط دائمی مادری، اثرژنتیکی افزایشی مستقیم و اثر ژنتیکی افزایشی مادری برای وزن شیرگیری

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

جدول ۴. اجزای واریانس(کواریانس) مستقیم، مادری، وراثت‌پذیری‌های کل، اثرمحیط دائمی مادری، اثر ژنتیکی افزایشی مستقیم واثر ژنتیکی افزایشی مادری برای وزن نه ماهگی

مؤلفه و پارامترها	مدل ۱	مدل ۲	مدل ۳	مدل ۴	مدل ۵	مدل ۶	LogL
σ^2_a	۰/۲۷۲	۰/۲۷۲	۰/۲۷۲	۰/۲۸۴	۰/۲۷۲	۰/۲۸۴	-۴۴۱/۶۵
σ^2_e	۲/۷۵	۲/۷۵	۲/۷۵	۲/۷۷	۲/۷۵	۲/۷۷	-۴۴۱/۶۵
σ^2_p	۳/۰۳	۳/۰۳	۳/۰۳	۳/۰۳	۳/۰۲	۳/۰۳	-۳۹۹/۵۲
σ^2_m	----	---	۰/۰۰۰۰۰۰۰۹	۰/۱۷۷	۰/۰۰۰۰۰۰۲	۰/۱۷۸	-۳۹۹/۵۲
σ^2_{pe}	----	۰/۰۰۰۰۰۰۰۹	----	----	۰/۰۰۰۰۰۰۰۸	۰/۰۰۰۰۰۰۰۴	-۳۹۹/۵۲
c^2	----	۰	----	----	۰	۰	-۳۹۹/۵۲
h^2_a	۰/۰۹	۰/۰۹	۰/۰۹	۰/۰۹۴	۰/۰۹	۰/۰۹۴	-۳۹۹/۵۲
h^2_m	---	----	۰/۰	۰/۰۵	۰	۰/۰۵	-۳۹۹/۵۲
σ_{AM}	----	-----	---	-۰/۰۶	---	-۰/۰۶	-۳۹۹/۵۲
r_{am}	----	----	---	-۰/۹۱	---	-۰/۹۱	-۳۹۹/۵۲

[Downloaded from jstnar.iut.ac.ir on 2024-04-20]

[DOR: 20.1001.1.24763594.1387.12.43.36.9]

می‌باشد و هم‌چنین حاکی از آن است که برآوردهای حاصل از مدل‌های ۲ و ۳ برای وراثت‌پذیری ژنتیکی افزایشی مستقیم نسبت به مدل ۱ دقیق‌تر است و در صورت منظور نمودن هریک و یا هر دو این آثار دقت برآورد پارامتر بیشتر می‌شود. بدین لحاظ مدل ۵ را می‌توان نام برد که مقدار h^2_a و h^2_m و c^2 به ترتیب ۰/۰۹، ۰/۰۵ و ۰/۱۸ برآورد گردید. بنابراین اثر محیط دائمی مادری از اثر ژنتیکی افزایشی مادری در صفت وزن تولد مهم‌تراست. در مدل ۴ نیز h^2_a و h^2_m به ترتیب ۰/۰۹ و۰/۱۴ برآورد شد. وراثت‌پذیری این صفت با استفاده از مدل ۶، ۰/۰۹ وh^2_m وc^2 نیز به ترتیب ۰/۰۵ و۰/۱۲ برآورد شد. رضوان نژاد و خصالی وراثت‌پذیری وزن تولد بز کرکی رائینی را به ترتیب ۰/۰۹تا ۰/۲۴ و ۰/۰۹ 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 ۰/۱۱ برآورد گردید. با مدل ۲، مقدارh^2_a و c^2 به ترتیب ۰/۱۱ و ۰/۰۲ و با مدل ۳، مقدارh^2_a و h^2_m به ترتیب ۰/۱۱ و ۰/۰۲ و با مدل ۵، h^2_a و c^2 و h^2_m به ترتیب ۰/۱۱و ۰ و۰/۰۲ برآورد شد. وراثت‌پذیری وزن ازشیرگیری (h^2_a) و c^2 و h^2_m با استفاده از مدل ۶ به ترتیب معادل ۰/۱۱و ۰ و ۰/۱۰برآورد 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 ۵) معادل ۰/۱۸ وc^2 در آن ۰/۱۰و h^2_m نیز۰/۰۲ 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 (۴ و ۵ و ۶) به عنوان مناسب‌ترین مدل انتخاب شد که براساس آن، مقدار وراثت‌پذیری مستقیم ۰/۰۹ 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 ۱، ۰/۰۹ بود و در مدل‌های ۲و۳و۵ مقادیرc^2 وh^2_m بسیار پایین بود و تفاوت مقدار h^2_a آنها نسبت به مدل ۱ زیاد نبود. در دو مدل ۴ و۶ به دلیل وجود کواریانس منفی بین ژنتیک مادری و ژنتیک افزایشی مستقیم مقدار h^2_m برآورد شده به ترتیب ۰/۰۵ و ۰/۰۵ 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 بز کرکی رائینی با استفاده از روش هم‌بستگی برادر- خواهران ناتنی پدری ۰/۳۴ بود (۳).

رضوان نژاد و خصالی وراثت‌پذیری وزن تولد بز کرکی رائینی را ۰/۱۷ گزارش نمودند که از مقدار محاسبه شده در این تحقیق بالاتراست(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 اواخر فصل پائیز بوده و شرایط مرتع بسیار ضعیف می‌باشد و تغذیه دستی هم بسیار محدود و تنها در مواقعی 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 انتظارمی‌باشد. پایین بودن برآورد وراثت‌پذیری مستقیم در این سن توسط سایر محققین نیز گزارش شده است (۱). بنابراین، دراین وزن می‌توان براساس برآورد ارزش ارثی حیوان انتخاب انجام داد.

وراثت‌پذیری مستقیم افزایش وزن صفرتا سه ماهگی با استفاده از مدل یک ۰/۱۶ بود(باتوجه به جدول ۵). داده‌های مورد استفاده با مدل‌های دیگر قابل استفاده نبود. کم بودن تعداد داده‌ها می‌تواند یکی از دلایل این امر باشد. در زمینه

[Downloaded from jstnar.iut.ac.ir on 2024-04-20]

[DOR: 20.1001.1.24763594.1387.12.43.36.9]

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

صفت	σ^2_a	σ^2_e	σ^2_p	h^2
افزایش وزن صفر تا سه ماهگی	۰/۰۰۰۰۰۵۵	۰/۰۰۰۰۲۹	۰/۰۰۰۰۳۵	۰/۱۵۶۷
افزایش وزن سه تا نه ماهگی	۰/۰۰۰۰۰۰۰۳۶	۰/۰۰۰۰۰۰۷۳	۰/۰۰۰۰۰۰۷۶	۰/۰۴۸
وزن بیده کرک	۰/۰۰۰۳۵	۰/۰۲۱۳	۰/۰۲۱۵	۰/۰۱۷

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

پارامتر	σ^2_a	σ^2_{pe}	σ^2_e	σ^2_p	h^2	r
تولید کرک	۰/۰۰۳۷	۰/۰۰۸۶	۰/۰۱۱	۰/۰۲۳	۰/۱۶	۰/۵۳

r= ضریب تکرار پذیری

اثرعوامل 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 از۴ مدل حیوانی استفاده نمود(۹). وی مدل ۱ را به‌عنوان مناسب‌ترین مدل پیشنهاد کرد. دراین بررسی واریانس ژنتیکی افزایشی و وراثت‌پذیری مستقیم افزایش وزن روزانه قبل ازشیرگیری به ترتیب ۰/۰۰۰۱۷ و ۰/۰۴۸±۰/۰۶۵ 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 ۰۵ /۰ بود. ازدلایل 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) ۰۲ /۰ برآورد شد. وراثت‌پذیری این صفت در بز کرکی رائینی با استفاده از روش هم‌بستگی برادر- خواهران ناتنی پدری ۰/۱۹ بود(۳). خصالی و رضوان نژاد وراثت‌پذیری وزن بیده را در بز کرکی نژاد رائینی به ترتیب ۰/۲۲و۰/۲۰گزارش نمودند(۴ و ۶). وراثت‌پذیری وزن بیده در تحقیق حاضر از گزارش‌های فوق پایین‌تر بود که این امر می‌تواند به دلیل خطای اندازه گیری صفت مزبور باشد که منجر به افزایش واریانس خطا می‌شود. از طرف دیگر ساختار ژنتیکی جوامع به دلیل متفاوت بودن وفور 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 ازمدل حیوانی تکرار پذیر با توجه به جدول ۶ به ترتیب ۰/۱۶ و۰/۵۳ 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 ومقدارآن 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 بین۰/۴۷ تا ۰/۵۰، برای وزن ازشیرگیری ۰/۱۷تا ۰/۳۹، برای وزن نه ماهگی ۰/۰۸تا ۰/۲۸ و برای وزن بیده ۰/۰۰۹ تا۴۵ /۰ بود که با توجه به نوع مدل مورد استفاده دقت ارزیابی‌ها نسبت به مدل تک صفتی افزایش می‌یابد و در نتیجه

[Downloaded from jstnar.iut.ac.ir on 2024-04-20]

[DOR: 20.1001.1.24763594.1387.12.43.36.9]

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

صفات	وراثت‌پذیری وزن	وراثت‌پذیری وزن بیده کرک
وزن تولد – وزن کرک	۰/۴۹۵۵	۰/۰۰۸۴
وزن شیرگیری – وزن کرک	۰/۳۸۵۴	۰/۱۱۱۹
وزن نه ماهگی– وزن کرک	۰/۰۷۷	۰/۴۵۲۹

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

صفات	وراثت‌پذیری وزن تولد	وراثت‌پذیری وزن ازشیرگیری	وراثت‌پذیری وزن نه ماهگی
وزن تولد– وزن شیر گیری	۰/۴۷	۰/۱۷	
وزن تولد–وزن نه ماهگی	۰/۴۸		۰/۲۸
وزن شیر گیری– وزن نه ماهگی		۰/۲۳	۰/۲۸

مقدار وراثت‌پذیری به دلیل در نظرگرفتن رابطه هر صفت با صفتی دیگر دقیق‌تر برآورد می‌گردد. به همین دلیل وراثت‌پذیری وزن ازشیرگیری و وزن نه ماهگی درمدل دو صفتی نسبت به مدل تک صفتی بالاتر بود. امکان انجام آنالیز چند صفتی با توجه به افزایش تعداد مؤلفه‌های (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 می‌گیرد، هم‌بستگی بین آنهاست. هم‌بستگی دو صفت می‌تواند فنوتیپی، ژنتیکی یا محیطی باشد. جدول ۹ هم‌بستگی ژنتیکی و فنوتیپی صفات مختلف را نشان می‌دهد. مقادیر هم‌بستگی ژنتیکی (به‌جز وزن تولد با شیرگیری و نه ماهگی) 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 سایرسنین 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 می‌باشد، 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 ازشیرگیری و نه ماهگی، وزن تولد ونه ماهگی به ترتیب ۰/۰،۴۴/۵۹ و ۰/۳۶و هم‌بستگی فنوتیپی ۰/۳۶ و۰/۲۳ و۰/۴۳ برآورد شده است (۳). هم‌بستگی فنوتیپی وزن بدن در یک سالگی و وزن بیده۰/۲، ۰/۵۷ و ۰/۵۴– و هم‌بستگی ژنتیکی آن ۰/۳، ۰/۶۷ و ۰/۲۴– گزارش شده است (۵، ۱۹ و ۲۲).

انتخاب حیوانات با ارزش اصلاحی بالا سبب بهبود ژنتیکی در نسل‌های آینده می‌شود. به همین دلیل جهت برآورد دقیق پارامترهای ژنتیکی با توجه به تأثیر زیاد عوامل محیطی برتغییرات رکوردها لذا برای این عوامل تصحیح انجام گرفت. بنابراین برای بهترین برآورد نا اریب خطی (BLUE) اثرعوامل 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 (ارزش‌های اصلاحی) منظور شد (۲، ۱۲ و ۱۷). نتایج نشان می‌دهد که تفاوت بین بیشترین و کمترین ارزش‌های اصلاحی حیوانات با تجزیه یک صفتی برای وزن تولد، وزن سه ووزن نه ماهگی به ترتیب ۱۰۰۰ ، ۱۶۷۲ و ۱۲۲۷ گرم وبرای وزن کرک۱۹۰ گرم بود. با توجه به وجود حیوانات با ارزش اصلاحی بالا چنانچه انتخاب ژنتیکی برای صفت انجام شود، می‌توان پیشرفت ژنتیکی مناسب را انتظار داشت.

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

[Downloaded from jstnar.iut.ac.ir on 2024-04-20]

[DOR: 20.1001.1.24763594.1387.12.43.36.9]

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

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

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

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

صفت	روند محیطی	روند ژنتیکی	روند فنوتیپی
وزن تولد	-۰/۰۳۶(۰/۱۱۸)^{ns}	۰/۰۱۷۵(۰/۰۴۹)^{ns}	-۰/۰۱۸۵(۰/۱۸۷)^{ns}
وزن نه ماهگی	-۰/۰۸۳(۱/۳۸۳)^{ns}	۰/۰۲۰۶۵(۰/۰۰۶)^{ns}	-۰/۱۴۶(۲/۷۶)^{ns}
کرک	/۰۰۵۵(۰/۰۱۱)^{ns}	-۰/۰۰۵۳۷(۰/۰۰۴)^{ns}	۰/۰۰۰۱۵(۰/۰۱۷) ^{ns}

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

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

گفت که این امر صورت نگرفته است، هر چند خشک‌سالی و دیگر عوامل محیطی نیز در کاهش روند فنوتیپی صفات وزن تأثیر به سزایی داشته‌اند (منفی برآورد شده است). در خصوص صفت وزن بیده روند ژنتیکی منفی برآورد گردید که این مستلزم آن است که در انتخاب دام‌های با ارزش ارثی بالاتر دقت بیشتر صورت گیرد تا تولید بیده کرک افزایش بیشتری به دلیل بالا بردن پتانسیل ژنتیکی نشان دهد. رضوان نژاد روند ژنتیکی صفات تولد، نه ماهگی و کرک را در بز کرکی رائینی به ترتیب ۰/۰۹، ۱۱/۶۲ و ۰/۱۸ گرم در سال و روند فنوتیپی آنها را به ترتیب ۱/۰۲۶-، ۲۸۳/۶۵ و ۵/۸۴ گرم در سال گزارش نمود. روند فنوتیپی وزن 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 ماهگی 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 سربیشه و پرسنل ایستگاه بز کرکی سربیشه سپاسگزاری می‌شود.

منابع مورد استفاده

۱. اسکندری نسب، م.پ.۱۳۷۷. برآورد مؤلفه‌های واریانس-کواریانس و روند ژنتیکی صفات تولیدی در یک گله گوسفند بلوچی. پایان نامه دکتری دانشکده کشاورزی، دانشگاه تربیت مدرس، تهران.

۲. امام جمعه کاشان، ن.۱۳۷۶. *ارزیابی ژنتیکی در دام‌پروری*. انتشارات نص، تهران.

۳. امامی میبدی، م.۱۳۷۱. برآورد پارامترهای ژنتیکی برخی صفات اقتصادی در بز کرکی رایینی. پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده کشاورزی، دانشگاه فردوسی مشهد.

[Downloaded from jstnar.iut.ac.ir on 2024-04-20]

[DOR: 20.1001.1.24763594.1387.12.43.36.9]

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 وکرک بز کرکی رایینی. پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده کشاورزی، دانشگاه زابل.

۷. سعادت نوری، م.۱۳۷۰. *پرورش دام‌های شیری (بز و گاومیش)*. 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 اولیه 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. Snyman, 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.

[Downloaded from jstnar.iut.ac.ir on 2024-04-20]

[DOR: 20.1001.1.24763594.1387.12.43.36.9]