



دانشگاه گوارش و صنایع دامی

نشریه پژوهش در نشخوارکنندگان

جلد سوم، شماره دوم، ۱۳۹۴

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

ارزیابی ژنتیکی صفت وزن کرک در بز کرکی خراسان جنوبی با استفاده از آمار بیزی

الهام بهدانی^۱، *هدایت‌اله روشنفکر^۲ و آذر راشدی ده صحرائی^۱

^۱دانشجوی دکتری و ^۲دانشیار گروه علوم دامی، دانشکده علوم دامی و صنایع غذایی، دانشگاه کشاورزی و منابع طبیعی

رامین، خوزستان

تاریخ دریافت: ۹۳/۹/۱۵؛ تاریخ پذیرش: ۹۴/۶/۱۴

چکیده

هدف از این مطالعه بررسی برخی اثرات محیطی (جنس، سال و فصل زایش، نوع زایش و سن مادر) مؤثر بر تولید کرک، تخمین پارامترها و روند ژنتیکی و فنوتیپی این صفت در بز کرکی خراسان جنوبی می‌باشد. در این مطالعه برای تخمین پارامترهای ژنتیکی و محیطی از رکورد ۱۴۵۵ بزغاله با ۱۲۷ پدر و ۵۶۲ مادر که بین سال‌های ۱۳۷۶ تا ۱۳۹۲ جمع‌آوری گردیده، مورد استفاده قرار گرفت. آنالیز با استفاده از برنامه ام تی جی سم اجرا شد. نتایج این مطالعه نشان داد که اثر سال زایش و جنس در سطح پنج درصد و بقیه اثرات که شامل فصل زایش، نوع زایش و سن مادر می‌شوند، در سطح یک درصد معنی‌دار بودند. در این مطالعه به جهت بررسی اثرات ژنتیکی مادری و محیطی دائمی مادری شش مدل حیوانی مختلف برای صفت وزن کرک برآزش شد. مدل شماره سه با استفاده از معیار آکایک، مناسب‌ترین مدل حیوانی برای این صفت بود که حاوی اثرات ژنتیک افزایشی مستقیم و اثرات محیطی دائمی مادری بود. وراثت‌پذیری مستقیم و مادری برای وزن کرک در اولین کرک چینی به ترتیب ۰/۴۹ و ۰/۰۹ تخمین زده شد. نتایج به‌دست آمده نشان داد که صفت وزن کرک، تحت تأثیر اثرات ژنتیکی مادری قرار دارد. روندهای فنوتیپی و ژنتیکی برای این صفت نزدیک به صفر و بی‌معنی برآورد شد. لذا به‌نظر می‌رسد، باید با توسعه شاخص انتخاب و رفع موانع محیطی، گام مهمی در پیشرفت ژنتیکی و افزایش سودآوری در این توده بز کرکی برداشت.

کلمات کلیدی: بز کرکی خراسان جنوبی، وزن کرک، روند ژنتیکی، نمونه‌گیری گیس

*نویسنده مسئول: roshanfekr_hd@yahoo.com

مقدمه

یکی از حیوانات نشخوارکننده با ارزش کشور ما بز است. در جهان بیش از ۸۰۸ میلیون رأس بز گزارش شده است (فائو^۱، ۲۰۱۳) که تقریباً ۱۸/۱۹ درصد در چین، ۱۶/۱۱ درصد در هندوستان، ۶/۴۵۴ درصد در پاکستان، ۵/۷۹۳ درصد در نیجریه و ۲/۱۹۸ درصد در ایران پراکنده‌اند و این کشورها جزء ۱۰ کشور برتر از نظر تعداد بز در جهان هستند. سهم استان خراسان از این تعداد، ۳ میلیون رأس می‌باشد که تعداد ۱۱۹۰۵۶۱ رأس آن در مناطق جنوب خراسان نگهداری می‌شوند (آمارنامه استان خراسان، ۲۰۱۳). در ایران تولید عمده بزها، الیاف (موهر و کشمیر) و گوشت است. بیش‌تر این بزها در نواحی خشک، با آب و هوایی سخت پراکنده‌اند. این نژادها از نظر شکل، قیافه و حتی رنگ با یکدیگر فرق دارند. بز نژاد رایینی در کرمان، بزهای جنوب خراسان و بعضی از بزهای استان یزد، از مهم‌ترین نژادهای بز کرکی در ایران هستند (طاهرپور، ۲۰۰۴).

جایگاه ایران در چرخه تولید کرک در پائین‌ترین سطح قرار دارد. بیده به‌صورت خام و یا موکشی شده صادر می‌گردد، لذا کم‌ترین سود به دامدار و تولیدکنندگان کرک می‌رسد. بزهای کرکی ایران دارای تنوع ژنتیکی بسیار بالایی هستند (جوان روح علی‌آباد و همکاران، ۲۰۰۴) و پتانسیل انجام کارهای مهم اصلاح‌نژادی و بیوتکنولوژیکی را دارا می‌باشند، اما متأسفانه به‌دلیل عدم توجه کافی پیشرفت محسوسی در این راستا بدست نیامده است. با توجه به این که تولید کرک برای دامدار اقتصادی نیست، به فروش و کشتار این حیوان پرداخته است و هر روز تعداد زیادی از بهترین حیوانات تولیدکننده کرک کشتار می‌شوند. لذا باید کرک را براساس درجه‌بندی از دامدار خریداری شده تا دیگر دامدار راغب به کشتار دام نباشد و حتی اصلاح‌نژاد دام‌ها و حفظ دام‌های با پتانسیل ژنتیکی بالاتر می‌تواند راهکار دیگری باشد.

میانگین وزن بیده بزهای کرکی ایران طبق منابع مختلف بین ۱۰۰ تا ۱۰۰۰ گرم گزارش شده است (طاهرپور، ۲۰۰۴). محدود مطالعات به‌عمل آمده روی الیاف بزهای مویی نشان می‌دهد که مقدار بیده تولیدی آن‌ها در بزهای ماکوئی، عراقی، ترکی، تالشی و ممسنی به‌ترتیب ۳۰۵، ۳۵۹، ۳۰۰، ۲۲۲، ۴۰۰ گرم می‌باشد (پردل، ۲۰۰۱). درصد متوسط کرک در نمونه‌های بزهای اهلی مناطق مختلف بین صفر درصد در بزهای اسپانیایی و ۷۵ درصد در بزهای چینی متفاوت بوده است (مایلار^۲، ۱۹۸۵).

1- FAO

2- Millar

وزن بیده (گرم در سال) و وراثت‌پذیری این صفت در بزهای نیوزلندی ۳۴۴ و ۰/۲۵ (بیکر^۱ و همکاران، ۱۹۹۱)، در بزهای آنقوره آفریقایی ۲۳۰۰ و ۰/۱۹۲ (اسنایمن^۲ و اولیویر^۳، ۱۹۹۶) و در بزهای مرکز ۵۱۰ و ۰/۱ (کلوندی، ۲۰۱۱) گزارش شده است (جدول ۴).

بزهای خراسان جنوبی دارای جثه کوچک، دو پوششی، رنگ موها اغلب سیاه و کرک قهوه‌ای می‌باشد. این توده بیش‌تر اوقات در مراتع و باقی‌مانده مزارع چرانیده شده و در فصل زمستان با تغذیه دستی نگهداری می‌شود. شیردوشی به‌صورت دستی به‌مدت چهار ماه، موجینی سالی یک‌مرتبه در اواخر اردیبهشت ماه انجام می‌شود (رئوفی‌فرد، ۲۰۰۱).

تعداد معدودی از مطالعات به بررسی پارامترهای ژنتیکی توده بز کرکی خراسان جنوبی پرداخته است (نعیمی‌پور و همکاران، ۲۰۰۸). هدف اصلی از انجام این تحقیق، تخمین پارامترهای ژنتیکی به کمک مدل دام و تحلیل ژنتیکی و فنوتیپی تولید کرک، به‌منظور ارزیابی برنامه اصلاح‌نژادی اعمال شده در این توده می‌باشد. در این مطالعه از آنالیز بیزین استفاده شد زیرا تکنیک نمونه‌گیری گیس و منظور کردن پارامترهای ژنتیکی به‌دست آمده از سایر نژادها به‌عنوان پیش‌فرض‌های آنالیز بیزین دو ابزار کارآمد هستند که به کمک آن می‌توان در جمعیت‌های کوچک با تعداد رکورد کم، پارامترهای ژنتیکی و مؤلفه‌های (کو) واریانس را با خطای کم‌تری تخمین زد.

مواد و روش‌ها

این مطالعه روی رکوردهای کرک تولیدی، با استفاده از شجره بزهایی که بین سال‌های ۱۳۷۶ تا ۱۳۹۲ در مرکز اصلاح‌نژاد بز کرکی خراسان جنوبی واقع در شهرستان سریشه نگهداری می‌شدند، انجام گردید. این اطلاعات شامل شماره دام، پدر و مادر دام، جنس بزغاله، نوع زایش، سن مادر هنگام زایش، سال و فصل زایش و رکوردهای مربوط به وزن کرک تولیدی بود. آنالیز روی ۱۰۴۹ رکورد انجام گرفت که ساختار داده‌ها و اطلاعات شجره توده مورد مطالعه در جدول ۱ آمده است. به‌منظور تعیین معنی‌داری اثرات محیطی بر روی صفت ذکر شده از نرم‌افزار سامانه تحلیل آماری^۴ نسخه

1- Baker
2- Snyman
3- Olivier
4- SAS

ویرایش شده ۹/۱ (۲۰۰۵) و رویه مدل خطی تعمیم یافته^۱ استفاده شد. اثرات ثابتی که در سطح ۰/۰۵ معنی دار بودند در مدل دام منظور شدند. در این مطالعه اثر سال، فصل زایش، جنس، نوع زایش بزغاله و سن مادر هنگام زایش به عنوان اثرات ثابت منظور گردید. اثرات متقابل عوامل محیطی نیز مورد بررسی قرار گرفت و اثرات معنی دار در مدل وارد گردید. از حداقل تفاوت معنی دار برای مقایسه میانگین ها استفاده گردید.

جدول ۱- ساختار داده ها و اطلاعات شجره توده مورد بررسی (رأس).

| اطلاعات | تعداد | اطلاعات | تعداد |
|--------------------|-------|-------------------------|-------|
| کل حیوانات | ۱۴۵۵ | حیوانات غیر از نسل پایه | ۱۰۴۹ |
| حیوانات هم خون | ۳۹ | پدران غیر از نسل پایه | ۲۱۴ |
| کل پدرها | ۵۶۲ | مادران غیر از نسل پایه | ۶۹ |
| کل مادرها | ۱۲۷ | کل اجداد | ۳۰۳ |
| حیوانات دارای نتاج | ۶۸۹ | پدر بزرگ ها | ۲۲۱ |
| حیوانات بدون نتاج | ۷۶۶ | مادر بزرگ ها | ۸۲ |
| حیوانات نسل پایه | ۴۰۶ | اجداد والدین | ۱۴۰ |
| پدران نسل پایه | ۳۴۸ | اجداد پدرها | ۹۷ |
| مادران نسل پایه | ۵۸ | اجداد مادرها | ۴۳ |

مدل آماری مورد استفاده برای برآورد اثرات محیطی مؤثر بر وزن کرک در اولین کرک چینی به صورت زیر بود:

$$y_{ijklmn} = \mu + A_i + B_j + D_m + S_k + T_l + (ST_{kl}) + (BS_{jk}) + (BT_{jl}) + (DB_{mi}) + e_{ijklmn}$$

y_{ijklmn} بردار مشاهدات برای صفت مورد مطالعه، μ میانگین جامعه، A_i سن مادر (۴ سطح)، B_j اثر سال زایش بزغاله (۱۶ سطح)، D_m اثر فصل زایش بزغاله (در ۴ سطح)، S_k اثر جنس بزغاله (۲ سطح)، T_l اثر تیپ زایش (۳ سطح)، ST_{kl} اثر متقابل جنس بزغاله در تیپ زایش، AS_{ik} اثر متقابل جنس بزغاله در سن مادر، AT_{il} اثر متقابل سن مادر در تیپ تولد، DB_{mj} اثر متقابل سال زایش در فصل زایشو e_{ijklmn} اثرات باقی مانده را نشان می دهند.

به منظور برآورد اجزاء واریانس، پارامترهای ژنتیکی و محاسبه ارزش‌های اصلاحی دام‌ها در مورد صفت مورد مطالعه، شش مدل مورد برآورد قرار گرفت.

$$y = Xb + Z_1a + e \text{ مدل اول}$$

$$y = Xb + Z_1a + Z_2c + e \text{ مدل دوم}$$

$$y = Xb + Z_1a + Z_3m + e \text{ مدل سوم}$$

$$y = Xb + Z_1a + Z_3m + e \text{ Cov}(a, m) = A\sigma_{am} \text{ مدل چهارم}$$

$$y = Xb + Z_1a + Z_2c + Z_3m + e \text{ مدل پنجم}$$

$$y = Xb + Z_1a + Z_2c + Z_3m + e \text{ مدل ششم}$$

y بردار رکورد مربوط به هر صفت است. b اثرات ثابت مدل را به ماتریس X مرتبط می‌کند. a ، c و m به ترتیب بردار اثرات ژنتیکی افزایشی، اثرات محیطی دائمی، اثرات ژنتیک مادری و Z_1 ، Z_2 و Z_3 ماتریس وقوع آن می‌باشد.

برآورد مؤلفه‌های (کو) واریانس و پارامترهای ژنتیکی با استفاده از نرم‌افزار ام تی جی اس ای ام^۱ انجام شد (ون تاسل^۲ و ونولک^۳، ۱۹۹۵). در این برنامه توزیع‌های پیشین برای اثرات ژنتیک مستقیم دام، اثر ژنتیک مادری، اثر محیطی دائمی مادری و باقی‌مانده به صورت توزیع نرمال چند صفتی با میانگین صفر و واریانس $A\sigma_a^2$ ، $A\sigma_m^2$ ، $A\sigma_{pe}^2$ و $\text{Id } \sigma_e^2$ مورد استفاده قرار گرفت. A ماتریس روابط خویشاوندی ژنتیکی افزایشی است و I_d و I_n ماتریس‌های طرح می‌باشند که رتبه این ماتریس‌ها برابر با تعداد مادرها و رکوردهای فردی است. σ_a^2 ، σ_m^2 ، σ_{pe}^2 و σ_e^2 به ترتیب واریانس ژنتیک مستقیم، مادری، محیطی دائمی مادری و باقیمانده و a ، c و m به ترتیب بردار اثرات ژنتیکی افزایشی، اثرات محیطی دائمی، اثرات ژنتیک مادری می‌باشند.

انتخاب بهترین مدل به کمک معیار آکایکی (AIC)^۴ انجام گرفت (آکایک، ۱۹۷۳).

$$AIC = n \ln\left(\frac{SSR}{n}\right) + 2k$$

در این فرمول SSR مجموع مربعات باقی‌مانده، n تعداد نمونه و k

-
- 1- MTGSAM
 - 2- Van Tassell
 - 3- Van Vleck
 - 4- Akaike's Information Criterion (AIC)

تعداد پارامترهایی است که در هر مدل وجود دارد. مدلی که حداقل معیار آکایک را داشته باشد بهترین مدل برای آن صفت است. در این مطالعه، طول زنجیره نمونه‌گیری گیبس^۱ و قلق‌گیری^۲ به ترتیب شامل ۱۰۰۰۰ و ۱۰۰۰۰ دور و فاصله نمونه‌گیری ۲۰۰ منظور شد (قوی حسین‌زاده و اردلان، ۲۰۱۰). در پژوهش حاضر، تعداد تکرارهای گوس-سایدل، ۱۰۰۰۰ دور بود که در تعداد دوره‌های کم‌تر از این تکرارها هم‌گرایی حاصل شد.

پس از تجزیه و تحلیل داده‌ها، روند ژنتیکی صفت کرک با استفاده از تابعیت میانگین ارزش اصلاحی بر سال زایش برآورد شد. همچنین برای برآورد روند فنوتیپی از تابعیت میانگین عملکرد صفت مورد بررسی بر سال زایش استفاده شد. برای برآورد روند محیطی، ابتدا تفاوت میانگین ارزش اصلاحی از میانگین فنوتیپی هر سال محاسبه شده و سپس از تابعیت مقدار حاصل بر سال زایش برای برآورد روند محیطی استفاده گردید. از مدل‌های تجزیه و تحلیل تابعیت نرم‌افزار آماری SAS نسخه ویرایش شده ۹٫۱ (۲۰۰۵) برای آزمون معنی‌داری ضرایب تابعیت استفاده شد.

نتایج و بحث

نتایج حاصل از تجزیه واریانس اثرات ثابت در جدول ۳ آورده شده است. مطابق با نتایج به دست آمده، اثرات ثابت سال زایش، فصل زایش، سن مادر، تیپ زایش و جنس بر وزن کرک یک‌سالگی در بز کرکی خراسان جنوبی مؤثر بود.

اثر سال و فصل زایش به ترتیب در سطح ۰/۰۱ و ۰/۰۵ بر وزن کرک معنی‌دار شده است. این عامل از طریق دما، رطوبت و بارندگی اثر خود را بر صفت مورد بررسی اعمال می‌کند. اثر سال زایش به طور مستقیم و یا غیرمستقیم تحت تأثیر عواملی مانند کمیت و کیفیت علوفه در دسترس، شیوع بیماری‌ها و امراض، اشتها و میزان خوراک مصرفی دام‌ها قرار می‌گیرد و از این طریق بر بروز فنوتیپی صفت مؤثر است (بلا^۳ و همکاران، ۲۰۰۹؛ محمدی و صادقی، ۲۰۱۰). این عامل به قدری در صفت تولید کرک مؤثر است که گزارشات بیان می‌کنند تنها عامل محیطی مؤثر بر میزان کرک تولیدی بز مرخز، اثر سال زایش می‌باشد (رشیدی و همکاران، ۲۰۰۸).

1- Gibbs sampler rounds

2- Burn in period

3- Bela

سن مادر بر وزن کرک اثر معنی داری داشت ($P < 0/05$) به طوری که با افزایش سن مادر، وزن کرک نیز افزایش می یابد (جدول ۲). افزایش اندازه بدن، ظرفیت رحمی و توانایی تولید شیر از عواملی است که به طور مستقیم باعث بهبود صفت مورد مطالعه می شود. میانگین صفت مورد نظر در بزغاله های متولد شده از مادرهای دوساله، کم تر از بزغاله های متولد شده از مادرهای با سنین بالاتر می باشد (رشیدی و همکاران، ۲۰۰۸). در گزارشی، میانگین تولید کرک در بزغاله های کرکی نیوزلند که از مادران دو و سه ساله متولد شده بودند در مقایسه با بزغاله های دارای مادر چهار تا شش ساله کم تر بود (پترسون، ۱۹۹۶) که با نتایج به دست آمده از این تحقیق مطابق دارد.

اثر نوع زایش بر صفت مورد مطالعه در سطح ۰/۰۵ معنی دار بود (جدول ۲)، به طوری که میانگین این صفت در بزغاله های چند قلو نسبت به بزغاله های تک قلو کم تر مشاهده شد. بالاتر بودن میانگین صفت مورد نظر در بزغاله های تک قلو نسبت به دو و یا سه قلو به دلیل تخصیص قابلیت های بیش تر مادری (میزان انرژی، مواد غذایی، فضای رحمی و یا شیر تولیدی) به بزغاله های تک قلو نسبت به دو یا چند قلو می باشد (رشیدی و همکاران، ۲۰۰۸). لذا تقسیم شدن امکانات و قابلیت های مادری، قبل و بعد از زایش باعث کاهش میانگین صفت ذکر شده در بزغاله های دو و سه قلو شده است (شکرالهی و بانه، ۲۰۱۲). هرچند در مواردی اثر تیپ زایش روی این صفت بی معنی گزارش شده است (پترسون، ۱۹۹۶؛ روسا و همکاران، ۲۰۰۸).

کرک تولیدی در بزغاله های نر (۰/۵۱) بیش تر از بزغاله های ماده (۰/۴۴) بود و این تفاوت در سطح ۰/۰۱ معنی دار شد (جدول ۲). این نتایج، با گزارش حاصل روی بز کرکی کوئینزلند تطابق داشت (گایفورد^۳ و همکاران، ۱۹۹۰؛ روسا و همکاران، ۲۰۰۸). جنس که عمدتاً از طریق هورمون های جنسی بر روندهای متابولیکی و رشدی حیوان عمل می کند، باعث شده که میانگین صفت کرک تولیدی نیز، در جنس نر بالاتر از جنس ماده باشد (دیکسیت^۴ و همکاران، ۲۰۰۱). علاوه بر این معنی دار بودن تفاوت کرک در بزغاله های نر و ماده می تواند به علت جثه بزرگ تر بزغاله های نر (که این عامل نیز

1- Paterson
2- Rosea
3- Gifford
4- Dixit

به علت تفاوت در هورمون‌های جنسی می‌باشد) در برابر بزغاله‌های ماده باشد. واضح است که افزایش سطح بدن، با تولید کرک بیش‌تر همراه است (ارکانبراک^۱ و نایت^۲، ۱۹۹۸).

جدول ۲- میانگین حداقل مربعات و خطای استاندارد وزن کرک (کیلوگرم) به تفکیک اثرات ثابت در بز کرکی خراسان جنوبی.

| اثر | وزن کرک | اثر | وزن کرک |
|-------------------------|-------------------------|---------------------------|-------------------------|
| میانگین کل | ۰/۴۷±۰/۰۰۱ | جنس بزغاله * تیپ تولد | غیر معنی دار |
| تیپ زایش | * | سن مادر * جنس بزغاله | غیر معنی دار |
| تک قلو | ۰/۴۴±۰/۱۵ ^{ab} | سن مادر * تیپ تولد | غیر معنی دار |
| دو قلو | ۰/۴۹±۰/۱۶ ^a | سال تولد * فصل تولد | غیر معنی دار |
| سه قلو | ۰/۴۳±۰/۱۴ ^b | سن مادر | * |
| جنس | ** | ۲ | ۰//۳۸±۰/۱۷ ^c |
| ماده | ۰/۴۴±۰/۱۳ ^b | ۳ | ۰/۴۱±۰/۱۵ ^b |
| نر | ۰/۵۱±۰/۱۷ ^a | ۴ | ۰/۴۴±۰/۱۲ ^b |
| سال زایش | ** | ۵ | ۰/۴۴±۰/۱۴ ^b |
| فصل زایش | * | ۶ | ۰/۴۶±۰/۱۳ ^a |
| ضریب تعیین ^۳ | ۰/۴۷ | درصد تغییرات ^۴ | ۲۷/۵ |

علامت‌های ** و * به ترتیب بیان‌گر معنی‌داری در سطح ۰/۰۱ و ۰/۰۵ و عدم معنی‌داری از نظر آماری هستند. گروه‌هایی با حروف مشابه از لحاظ آماری معنی‌دار هستند.

از بین شش مدل دام برازش شده، جهت تخمین اجزای (کو) واریانس، مدلی که دارای کم‌ترین معیار آکایک بود به‌عنوان بهترین مدل انتخاب گردید. نتایج حاصل از مقایسه مدل‌های مختلف نشان داد که مدل مناسب برای اولین کرک چینی مدل ۳ می‌باشد که نشان دهنده نقش مهم اثر ژنتیک و

1- Ercanbrack
2- Knight
3- R²
4- C.V%

محیط دائمی مادری در بروز این صفت است. نتایج برآورد مولفه‌های (کو) واریانس و پارامترهای ژنتیک مستقیم و مادری با استفاده از ۶ مدل مختلف در جدول ۳ آمده است.

وقتی اثر مادر از مدل حذف می‌شود (مدل یک) واریانس ژنتیکی افزایشی و وراثت‌پذیری مستقیم بیش‌تر از زمانی است که این اثر در مدل باشد. گنجاندن اثر محیط دائمی مادر (مدل دوم) باعث کاهش واریانس ژنتیکی مستقیم می‌شود. کاهش وراثت‌پذیری مستقیم در زمانی که اثر ژنتیکی مادر در مدل حضور دارد دلیلی بر تأثیر مهم اثر ژنتیکی مادر بر این صفت است (مانیاتیس^۱ و پولوت^۲، ۲۰۰۳). به بیان دیگر در مدل دام ندیده گرفتن اثر ژنتیکی مادر باعث تخمین بیش از مقدار حقیقی وراثت‌پذیری مستقیم می‌شود.

همان‌طور که در جدول ۳ مشاهده می‌شود قسمت عمده واریانس مشاهده شده در این صفت مربوط به واریانس محیطی و مقدار کمی نیز ناشی از واریانس ژنتیکی می‌باشد. هم‌چنین نتایج نشان می‌دهد که سهم کم‌تری از این واریانس مربوط به واریانس ژنتیکی مادری است و بیش‌تر آن مربوط به واریانس ژنتیکی افزایشی می‌باشد.

جدول ۳- برآورد اجزای (کو) واریانس و پارامترهای ژنتیکی وزن کرک در اولین کرک چینی با استفاده از روش آماری بیزی.

| مدل | معیار آکایکی | σ_a^2 | h_a^2 | r_{am} | σ_m^2 | h_m^2 | σ_{pe}^2 | c^2 | σ_e^2 | σ_p^2 |
|-------|--------------|--------------|-------------|----------|--------------|-------------|-----------------|-------------|--------------|--------------|
| مدل ۱ | -۱۲۰۲۲ | ۰/۰۷۲ | ۰/۴۰±۰/۰۰۲ | - | - | - | - | - | ۰/۱۰۹ | ۰/۱۸۰ |
| مدل ۲ | -۱۱۹۸۹ | ۰/۰۷۰ | ۰/۳۹۴±۰/۰۰۱ | - | - | ۰/۰۰۴ | ۰/۰۲۱±۰/۰۰۳ | ۰/۱۰۵ | ۰/۱۸۰ | ۰/۱۸۰ |
| مدل ۳ | -۱۲۱۳۰ | ۰/۰۸۷ | ۰/۴۹۲±۰/۰۰۱ | -۰/۵۳۱ | ۰/۰۱۹ | ۰/۰۸۷±۰/۰۰۵ | - | ۰/۰۹۵ | ۰/۱۸۰ | ۰/۱۸۰ |
| مدل ۴ | -۱۲۱۰۶ | ۰/۰۸۵ | ۰/۴۸۱±۰/۰۰۳ | -۰/۴۹۰ | ۰/۰۱۲ | ۰/۰۵۸±۰/۰۰۱ | - | ۰/۰۹۴ | ۰/۱۸۰ | ۰/۱۸۰ |
| مدل ۵ | -۱۲۱۱۴ | ۰/۰۸۶ | ۰/۴۸۵±۰/۰۰۵ | -۰/۵۴۳ | ۰/۰۱۵ | ۰/۰۸۴±۰/۰۰۱ | ۰/۰۰۴ | ۰/۰۲۱±۰/۰۰۶ | ۰/۱۸۰ | ۰/۱۸۰ |
| مدل ۶ | -۱۲۰۷۵ | ۰/۰۸۴ | ۰/۴۷۱±۰/۰۰۱ | -۰/۵۸۲ | ۰/۰۱۱ | ۰/۰۴۶±۰/۰۰۱ | ۰/۰۰۶ | ۰/۰۳۲±۰/۰۰۴ | ۰/۱۸۰ | ۰/۱۸۰ |

σ_a^2 : واریانس ژنتیکی افزایشی دام، σ_m^2 : واریانس ژنتیکی افزایشی مادر، σ_{pe}^2 : واریانس محیطی دائمی مادر، σ_e^2 : واریانس باقیمانده، σ_p^2 : واریانس فنوتیپی، h_a^2 : وراثت‌پذیری مستقیم دام، h_m^2 : وراثت‌پذیری مستقیم مادری، c^2 : نسبتی از واریانس فنوتیپی که ناشی از محیط دائمی مادری است، r_{am} : همبستگی ژنتیکی مستقیم و مادری

1- Maniatis

2- Pollott

برای صفت تولید کرک وراثت‌پذیری مستقیم بر اساس بهترین مدل، ۰/۴۹ برآورد شد (جدول ۳). وراثت‌پذیری مستقیم وزن بیده برای بز مرخز، ۰/۱ (کلوندی و همکاران، ۲۰۱۱)، بز آنقوره، ۰/۳ (گایفورد و همکاران، ۱۹۹۱)، بز راینی، ۰/۱۷ (نبی‌حسینی و همکاران، ۲۰۱۰)، بز استرالیایی، ۰/۲۹ (پتای^۱ و رستال^۲، ۱۹۸۹) و بز کرکی نیوزلند، ۰/۲۵ (بیکر و همکاران، ۱۹۹۱) گزارش شده است، که نسبت به مقدار برآورد شده در این تحقیق کم‌تر می‌باشد. وراثت‌پذیری این صفت در سنین مختلف در بز کرکی کوئینزلند ۰/۶۷ ارزیابی شد (روسا و همکاران، ۲۰۰۸)، که از پارامتر برآورد شده روی بز کرکی خراسان جنوبی بیش‌تر می‌باشد. در پژوهشی (نعیمی‌پور و همکاران، ۲۰۰۸) وراثت‌پذیری مستقیم صفت وزن بیده کرک با استفاده از مدل یک دامی تک صفتی در این جمعیت ۰/۰۲ و وراثت‌پذیری و تکرارپذیری صفت وزن بیده با استفاده از مدل دامی تکرارپذیر به‌ترتیب ۰/۱۶ و ۰/۵۳ برآورد گردید. به‌نظر می‌رسد تفاوت در تعداد رکورد و روش آنالیز مهم‌ترین عوامل یکسان نبودن تخمین‌های به‌دست آمده در این مطالعه و گزارش ارائه شده توسط نعیمی‌پور و همکاران، (۲۰۰۸) در این جمعیت بز کرکی باشد.

وراثت‌پذیری مادری به‌دست آمده در این مطالعه کم‌تر از وراثت‌پذیری مستقیم است که با نتایج به‌دست آمده روی بز مرخز تطابق دارد (رشیدی و همکاران، ۲۰۰۸). نتایج نشان دادند که اثرات ژنتیک مادری در میزان تولید کرک در این توده بز مؤثر است. نتایج به‌دست آمده روی گوسفند مرینو نیز به تأثیر این عامل اشاره دارد. وراثت‌پذیری مادری برای این صفت بر اساس مدل پنجم ۰/۰۸۴ و هم‌بستگی بین اثرات ژنتیک مستقیم و مادری ۰/۵۳- به‌دست آمد. وراثت‌پذیری مادری در گوسفند مرینو در دامنه ۰/۰۸ تا ۰/۱۴ گزارش شد (اسنایمن و اولیویر، ۱۹۹۶) که میزان برآورد شده برای این پارامتر در این دامنه قرار می‌گیرد. وراثت‌پذیری مادری برای صفت تولید پشم در گوسفند مغانی ۰/۰۷ برآورد شده است که نسبت به برآورد به‌دست آمده در این تحقیق کم‌تر می‌باشد (بایری و همکاران، ۲۰۰۹).

1- Pattie
2- Restall

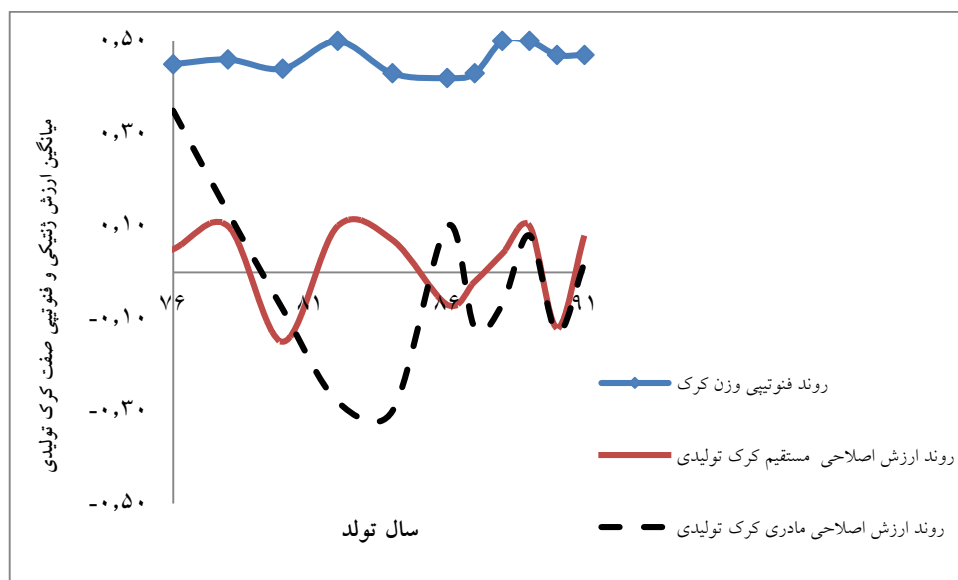
تفاوت‌های موجود در برآوردهای پارامترهای ژنتیکی عمدتاً به تفاوت‌های نژادی، مدل‌های استفاده شده، ساختار و حجم اطلاعات مورد بررسی و تفاوت‌های مدیریتی برای هر توده و شرایط گوناگون مربوط می‌شود (ارکانبراکونایت، ۱۹۹۸، الفادیلی^۱ و همکاران، ۲۰۰۰).

روند فنوتیپی و ژنتیکی برای کرک تولیدی در این جمعیت بز کرکی به ترتیب ۰/۰۰۰۳ و ۰/۰۰۰۶- برآورد شد. معنی‌دار نبودن روند فنوتیپی برآورد شده، حاکی از این است که انتخاب طی نسل‌های متوالی اثر معنی‌داری روی بهبود صفت مورد نظر نداشته است. علت آن می‌تواند نوسانات سالانه ناشی از تغییر تصادفی شرایط آب و هوایی در سطح مدیریتی و بهداشت باشد (سرگلزایی و ادريس، ۲۰۰۴). تغییر در مدیریت تغذیه، اعمال استراتژی‌های بهتر و مستدل برای حذف دام از گله می‌تواند در بهبود این روند فنوتیپی کمک کند (انتاراتام^۲ و همکاران، ۲۰۰۸). علاوه بر این، تأثیر زیاد محیط در بروز این صفت، ضعف مدیریتی طی سال‌های مورد بررسی و شرایط محیطی علتی برای روند مشاهده شده باشد. بنابراین، بایستی قبل از هر اقدامی، شرایط محیطی بهینه برای بروز هر چه بیش‌تر پتانسیل ژنتیکی گله فراهم شود تا بدین طریق روند فنوتیپی و روند ژنتیکی هم‌راستا شود. در بیش‌تر تحقیقات نقش شرایط محیطی بهتر برای بروز پتانسیل پیشرفت ژنتیکی صفات تحت انتخاب تأکید شده است (هنفورد^۳ و همکاران، ۲۰۰۳؛ کلوت^۴ و همکاران، ۲۰۰۹).

پیشرفت ژنتیکی مستقیم نیز برای صفت وزن کرک کم و بی‌معنی برآورد شده است. این امر می‌تواند به این علت باشد که انتخاب در این گله بر اساس برنامه‌ای مشخص و منظم نبوده و انتخاب دام مولد بر اساس ارزش اصلاحی آن‌ها انجام نشده است و فقط انتخاب فنوتیپی صورت گرفته است که این امر می‌تواند یکی از علل کم بودن میزان پیشرفت ژنتیکی باشد (رشیدی و آخشی، ۲۰۰۷). به بیان دیگر عدم تأکید بر یک معیار انتخاب واضح و محوری طی سال‌های مختلف باعث کاهش روند ژنتیکی می‌گردد. تفاوت در نژاد، برنامه‌های اصلاح نژادی، مدل‌ها و روش‌های محاسبه، اثرات محیطی، اثر متقابل ژنتیک و محیط، تغذیه، آب و هوا باعث می‌شود که گزارشات مختلفی از روندهای ژنتیکی موجود باشد (شات^۵ و همکاران، ۲۰۰۴؛ یعقوبی و همکاران، ۲۰۱۱).

1- Elfadilli
2- Intaratham
3- Hanford
4- Cloete
5- Shaat

روند فنوتیپی و ژنتیکی صفت وزن بیده پشم در گوسفند لری بختیاری به ترتیب $0/04$ و $-0/0004$ گزارش شده است (وطن خواه و همکاران، ۲۰۰۷) که از مقادیر برآورد شده در جمعیت بز کرکی پژوهش حاضر کم تر می باشد ($0/006$ و $-0/0003$). روند فنوتیپی و ژنتیکی وزن کرک در بز مغولی سفید به ترتیب $0/02$ و $0/008$ برآورد شده است (بای^۱ و همکاران، ۲۰۰۶). علت تفاوت در پیشرفت ژنتیکی می تواند به اهداف اصلاحی از پیش تعیین شده، معیارهای انتخاب متناسب با آن اهداف، شرایط محیطی و عواملی مانند تنوع ژنتیکی، صحت انتخاب، فاصله نسل و شدت انتخاب مرتبط باشد (پاپیرو روویسکی^۲، ۲۰۰۷). خلاصه ای از تحقیقات انجام شده روی بزهای کرکی انجام شده است در جدول ۴ آورده شده است.



شکل ۱- روند فنوتیپی، روند ژنتیکی مستقیم و مادری، کرک یکسالگی در بز کرکی خراسان جنوبی.

1- Bai
2- Ruviskey

جدول ۴- خلاصه‌ای از تحقیقات انجام شده روی بزهای کرکی.

| منبع | وراثت‌پذیری مادری | وراثت‌پذیری مستقیم | بهترین مدل | میانگین کرک تولیدی (گرم) | اثرات ثابت مؤثر بر وزن کرک | نژاد بز |
|---------------------------|-------------------|--------------------|------------|--------------------------|--|----------------------|
| در این مطالعه | ۰/۰۸۴ | ۰/۴۹ | ۵ | ۴۷۰ | سن مادر، سال و فصل زایش، تیپ زایش، جنس | بز کرکی خراسان جنوبی |
| عیسی زاده و همکاران، ۲۰۰۸ | | | | ۴۲۸ | سن حیوان، جنس حیوان | بز بومی لرستان |
| پترسون، ۱۹۹۶ | | | | ۲۱۶ | سن مادر، جنس، سن کرک چینی | بزهای کرکی نیوزلند |
| رشیدی و همکاران، ۲۰۰۸ ب | | ۰/۱۶ | ۱ | ۴۸۵ | سال زایش | بز کرکی مرغز |
| روسا و همکاران، ۲۰۰۰ | | ۰/۶۷ | | ۳۴۰ | سال زایش، تیپ زایش، جنس | بز کرکی کوئینزلند |
| نبی‌حسینی و همکاران، ۲۰۱۰ | | ۰/۱۷ | | | | بز کرکی رایینی |
| بیکر و همکاران، ۱۹۹۱ | | ۰/۲۵ | | ۲۵۸ | | بز کرکی نیوزلند |
| پتی، ۱۹۸۹ | | ۰/۲۹ | | | | بز کرکی استرالیا |

نتیجه‌گیری

نمونه‌گیری گیسس در آنالیز آماری بیزی توانست برآوردهای مورد انتظار، برای پارامترها را در محدوده معقول ارائه نماید. هم‌چنین پاسخ‌های روش بیزین نسبت به روش‌های حداکثر درست‌نمایی، به دلیل این‌که میزان واریانس خطای پیش‌بینی کم‌تری دارند، واقعی‌تر هستند. اگر پیش‌فرض‌ها به خوبی انتخاب شوند، این ویژگی مفید برآوردهای بیزین بیش‌تر خود را نشان می‌دهند. در صورتی‌که سیکل‌های بیش‌تری از نمونه‌گیری گیسس را استفاده کنیم و تعداد کمی از نمونه‌ها را حذف نماییم، برآوردهای معتبری از پارامترها به دست خواهد آمد. بنابراین، به نظر می‌رسد نتایج حاصل از روش بیزی دقیق‌تر و معتبرتر از روش‌های دیگر باشد. نتایج به دست آمده نشان داد که صفت وزن کرک در اولین کرک چینی، تحت تأثیر اثرات ژنتیکی مادری قرار دارد و عدم در نظر گرفتن اثرات مادری باعث اریبی در برآوردها شده و در نهایت پاسخ به انتخاب را تحت تأثیر قرار خواهد داد. شاید بتوان دلایل عمده نبودن روند ژنتیکی و فنوتیپی منظم و معنی‌دار در رابطه با صفت مورد بررسی در این توده بز کرکی را در عدم وجود اهداف اصلاحی مشخص و عدم دقت کافی برای ثبت شجره و رکورد و هم‌چنین نوسانات مدیریتی و محیطی، عدم استفاده از معیار انتخاب مناسب، اجرا نشدن کامل

برنامه‌های پیش‌بینی شده در گله دانست که مانع از پیشرفت ژنتیکی در حد مورد انتظار شده‌اند. علاوه بر این توسعه و تکمیل شاخص انتخاب برای صفات مهم اقتصادی همراه با ضرایب اقتصادی مناسب می‌تواند گام مهمی در پیشرفت ژنتیکی و افزایش سودآوری در این توده بز کرکی باشد.

منابع

- Akaike, H. 1973. Information theory and an extension of the maximum likelihood principle. In: Petrov, B.N., Csaki, F. (Eds.), Proc. 2nd Int. Symp. Information Theory. Akademiai Kiado, Budapest, Hungary.
- 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-Australian J. Anim. Sci.* 1: 13-18.
- Baker, R.L., Southey, B.R., Bigham, M.L. and Newman, S.A.N. 1991. Genetic parameters for New Zealand Cashmere goats, *Proc. N.Z.S. Anim. Prod.* 51: 43-49.
- Bayeri, M., Shojae, J., Pirani, N., Rafat, E. and Alijani, S. 2009. Estimation of phenotypic and genetic trends of fleece trait in Moghani sheep. *Int. Conf. Anim. Fiber. Tabriz University. Tabriz.* (In Persian)
- Bela, B. and Haile, A. 2009. Factors affecting growth performance of sheep under village management conditions in the south western part of Ethiopia. *Livest. Res. Rural. Dev.* 21: 145-153.
- Cloete, S.W.P., Misztal, I. and Olivier, J.J. 2009. Genetic parameters and trends for lamb survival and birth weight in a Merino flock divergently selected for multiple rearing ability. *J. Anim. Sci.* 87: 2196-2208.
- Dixit, S.P., Dhillon, J.S. and Singh, G. 2001. Genetic and non-genetic parameters for growth traits of Bharat Merino lambs. *Small Rumin. Res.* 42: 101-104.
- Elfadilli, M., Michaux, C., Dettleux, J. and Leroy, P.L. 2000. Genetic parameters for growth traits of the Moroccan Timahdit breed of sheep. *Small Rumin. Res.* 37: 203-208.
- Ercanbrack, S.K. and Knight, A.D. 1998. Responses to various selection protocols for lamb production in Rambouillet, Targhee, Columbia and Polypay sheep. *J. Anim. Sci.* 76: 1311-1325.
- Faostat. 2013. [Http// apps. fao. org/ page /form? Collection = production. Livestock. Stocks and Domain= production.](http://apps.fao.org/page/form?Collection=production.Livestock.StocksandDomain=production)
- Ghavihosseinzadeh, N. and Ardalan, M. 2010. Estimation of genetic parameters for body weight traits and litter size of Moghani sheep, using a Bayesian approach via Gibbs sampling. *J. Agric. Sci.* 148: 363-370.

- Gifford, D.R., Ponzoni, R.W., Ellis, N.J.S., Levinge, F.C.R. and Milne, M.L. 1990. Genetic parameters for production characteristics of Australian Cashmere goats. *Proc. N.Z.S. Anim. Prod.* 8: 461-5.
- 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.
- Intaratham, W., Koonawootritron., S., Sopannarath., P., Graser, H.U. and Tumwasorn, S. 2008. Genetic parameters and annual trends for birth and weaning weights of a north-eastern Thai indigenous cattle line. *Asian-Australian J. Anim. Sci.* 21: 34-47.
- JavanRoh Ailabad, A., Ismail Khanian, S., Dinparast Jadid, N. and Vaez Torshizi, R. 2004. Evaluation of genetic diversity of six Iranian goat's populations using RAPD markers. *Research and Construction.* 64: 34-42. (In Persian)
- Khorasan Statistic Book, 2013. The management and planning organization of Khorasan, Deputy Coordination and Planning. (In Persian)
- Kolondy, A., Ghzikhani, A. and Shokrollahi, B. 2011. Estimation of genetic parameters of growth trait and fleece weight in Markhoz goats. *J. Vet. Med.* 5: 47-52.
- Maniatis, N. and Pollott, G.E. 2003. The impact of data structure on genetic (co)variance components of early growth in sheep, estimated using an animal model with maternal effects. *J. Anim. Sci.* 81: 101-108.
- Millar, P. 1985. The performance of Cashmere goats. *Anim. Breed. Abstr.* 61: 67-80.
- Mohammadi, H. and Sadeghi, M. 2010. Estimates of genetic parameters for growth and reproductive traits and genetic trends for growth traits in Zel sheep under rural system. *J. Anim. Sci.* 41: 231- 241. (In Persian)
- NabiHasani, M., Asadi, M., Esmaeili, A. and MohamadAbadi, M. 2010. Estimation of phenotypic and genetic trends of growth trait in Raeini goats. *J. Anim. Sci.* 41: 2. 29-37. (In Persian)
- Naeimipouryounesi, H., Farhangfar, H. and Asghari, M.R. 2008. Genetic analysis of growth and wool production in South Khorasan province. *JSTNAR.* 43: 425-434. (In Persian)
- Paterson, D.J. 1996. Estimates of environmental effects for live weight and fleece characteristics of New Zealand cashmere goats. *N.Z.J. Agric. Res.* 39: 379-386.
- Pattie, W.A. and Restall, B.J. 1989. The Inheritance of cashmere in Australian goats. 2. Genetic Parameters and Breeding Values. *Livest. Prod. Sci.* 21: 251-261.
- Piper, L. and Ruviskey, A. 1997. The genetics of sheep. CAB International. UK.Pp:410.

- Pordel, A. 2001. An overview on the production of goat hair in Iran and neighboring countries, according to the market and Its Processing. Department of Livestock. Tehran. Pp: 43-51. (In Persian)
- Rashidi, A. and Akhshi, H. 2007. Estimation of phenotypic and genetic trends of some of the growth traits in Kordi sheep. Tehran. Iranian J. Agric. Sci. 38: 329-335. (In persian)
- Rashidi, A., Mokhtari, M.S., Safi Jahanshahi, A. and Mohammad Abadi, M.R. 2008a. Genetic parameter estimates of pre-weaning growth traits in Kermani sheep. Small Rumin Res. 74: 165-171.
- Rashidi, A., Sheikahmadi, M., Rostamzadeh, J. and Shrestha, J.N.B. 2008b. Genetic and phenotypic parameter estimates of body weight at different ages and yearling fleece weight in Markhoz goats. Asian-Australas J. Anim. Sci. 10: 1395-1403.
- Raofifard, D. 2001. Characteristics of productive traits in South Khorasan goat. Emam Khomani Center. M.Sc thesis. 150. (In Persian)
- Rosea, M., Younga, R.A. and Eady, S.J. 2008. Phenotypic and genetic parameters for production characters of Cashemer goats in south west Queensland. Proc. Australian Soc. Anim. Prod. 19: 24-32.
- Sargolzaei, M. and Edriss, M.A. 2004. Estimation of phenotypic, genetic and environmental trends of some of the growth traits in Bakhtiari sheep. Isfahan. J. Agric. Sci. Technol. 8: 125-133. (In Persian)
- SAS, 2005. User's Guide, version 9.1. SAS Institute, Cary, N.C., USA.
- Shaaf, I., Galal, S. and Mansour, H. 2004. Genetics trends for lamb weight in flocks of Egyptian Rahmani and Ossimi sheep. Small Rumin Res. 51: 23-28.
- Shokrollahi, B. and Baneh, H. 2012. (Co) variance components and genetic parameters for growth traits in Arabi sheep using different animal models. Genet. Mol. Res. 11: 305-314.
- Snyman, M.A. and Olivier, J.J. 1996. Genetic parameters for body weight, fleece weight and fibre diameter in South African Angora goats. Livest. Prod. Sci. 47: 1-6.
- Taher poor, N. 2004. Comparative characteristics of different regions of the fiber fleece in black goats in southern Khorasan. First Congress of Animal Science and Aquaculture. Agricultural University, Karaj. Iran. (In Persian)
- Zhang, C., Zhang, Y., Xu, D., Li, X., Su, J. and Yang, L. 2009. Genetic and phenotypic parameter estimates for growth traits in Boer goat. Livest. Sci. 124: 66-71.
- Van Tassell, C.P. and Van Vleck, L.D. 1995. A manual for use of MTGSAM. A set of FORTRAN programs to apply Gibbs sampling to animal models for variance component estimation [DRAFT]. U.S. Department of Agriculture, Agricultural Research Service.

- Vatankhah, M., Talebi, M.A. and Edris, M.A. 2007. Estimation of phenotypic and genetic trends of economical trait in Lori-Bakhtiari sheep. Isfahan. J. Agric. Sci. Technol. 11: 41. 381-390. (In Persian)
- Yaeghoobi, R.A., Doosti., A.M. and Bahrami, A.M. 2011. A research on path analysis and optimum regression equation between body size and body weight of Hainan Black Goat. Acta Ecol. Anim. Domast. 1: 49-53.



Gorgan University of Agricultural
Sciences and Natural Resources

J. of Ruminant Research, Vol. 3(2), 2015
<http://ejrr.gau.ac.ir>

Genetic Analysis of Cashmere Weight in Southern Khorasan Cashmere Goat by Bayesian Statistics

E. Behdani¹, *H.A. Roshanfekar² and A.R. Dehsahraie¹

¹Ph.D. Student and ²Associate Prof., Dept. of Animal Sciences, Faculty of Animal Sciences
Food Industry, Ramin Agriculture and Natural Resources University of Khuzestan, Iran

Received: 12/06/2014; Accepted: 08/05/2015

Abstract

The objective of this study was to evaluate some environmental factors (sex, season and year of birth, birth type and dam age) on fleece weight, estimate of phenotypic and genetic parameters and trends of this trait on Cashmere goat of the southern Khorasan. GLM procedure of SAS software version 1.9 was used to assess the significant environmental effects on this trait. Records of 1455 kids, the progeny of 127 sires and 562 dams, collected between 1996 and 2012, were used to estimate phenotypic and genetic parameters. Results showed that Cashmere weight was significantly higher in males than females. Genetic analyses was carried out by MTGSAM program. The results of this study indicated that the effects of year of birth and sex at 5% and remaining effects at 1% were significant. To detecting of maternal additive genetic effect and maternal permanent environmental effect, six different animal models were fitted for fleece weight. The most appropriate model according to Akaike's information criterion was model 3 with direct additive genetic and permanent environmental maternal effects. Direct and maternal heritability for first fleece weight were 0.49 and 0.09. The results indicated that fleece weight was influenced by maternal genetic effects. The genetic and phenotypic trends for this trait were estimated near to zero and insignificant. It seems, developing of selection index and removing of the environmental obstacles are major steps in the development of genetic and increase profitability in this Cashmere goat population.

Keywords: South Khorasan Cashmere goats, Fleece weight, Genetic trends, Gibbs sampling

*Corresponding author: roshanfekar_hd@yahoo.com