ارزیابی ژنتیکی و محاسبه همبستگی ژنتیکی صفات تولیدی و تولید مثلی در بز کرکی رائینی

- **ابراهیم ناظمی***: گروه علوم دامی دانشگاه آزاد اسلامی واحد ورامین - پیشوا
- **قباد عسگری جعفرآبادی:** گروه علوم دامی دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات، تهران
- **مهدی امین افشار:** دانشگاه آزاد اسلامی واحد ورامین - پیشوا

تاریخ دریافت: اردیبهشت ۱۳۸۹ تاریخ پذیرش: شهریور ۱۳۸۹

چکیده

در این تحقیق از تعداد ٤٨١٧، ١٩١٣، ١٥١٥، ٦٢٤٩، ١٨٧١، ١٥٣٢ و ١٢٠٨ رکورد مربوط به صفت وزن تولد، وزن شیرگیری، وزن ۱۲ ماهگی، وزن بیده کرک، مجموع تعداد بزغاله‌های متولد شده، مجموع تعداد بزغاله‌های از شیر گرفته شده و فاصله زایش بزهای کرکی رائینی ایستگاه پرورش و اصلاح نژاد بافت، که در فاصله سالهای ۱۳٦۸ تا ۱۳۸۵ جمع‌آوری شده بودند، استفاده گردید. ارزیابی ژنتیکی و تخمین همبستگی‌های ژنتیکی و فنوتیپی صفات تولیدی و تولید مثلی براساس مدلهای دام، یک و دو صفتی انجام شد، وراثت پذیری مستقیم براساس بهترین مدل برای صفات فوق بترتیب ۰/۲٤، ۰/۰۷، ۰/۲۰، ۰/۱۷، ۰/۰٦، ۰/۰۸ و ۰/۰۳ برآورد گردید. همبستگی ژنتیکی بین صفات وزن تولد و وزن ۱۲ ماهگی، وزن تولد و وزن کرک، وزن شیرگیری و مجموع تعداد بزغاله‌های متولد شده، وزن شیرگیری و مجموع تعداد بزغاله‌های از شیر گرفته شده، وزن ۱۲ ماهگی و وزن کرک، وزن ۱۲ ماهگی و مجموع تعداد بزغاله های متولد شده، وزن ۱۲ ماهگی و مجموع تعداد بزغاله‌های از شیر گرفته، وزن ۱۲ ماهگی و فاصله زایش،فاصله زایش و مجموع تعداد بز غاله‌های متولد شده، فاصله زایش و مجموع تعداد بزغاله‌های از شیر گرفته شده بترتیب ۰/۲۷، ۰/۰۷۲، ۰/۰۲، ۰/۱٦-، ۰/۲۸، ۰/۱۰، ۰/۲۷- ، ۰/۱۲-، ۰/۳۰ و ۰/٤۲ برآورد گردید و همبستگی فنوتیپی بین صفات بترتیب ۰/۲۳، ۰/۰٥٦، ۰/۰٦٦، ۰/۰۷، ۰/۲۰، ۰/۰۱، ۰/٥٤- ، ۰/٤۳-، ۰/۰۲ و ۰/۰٤ برآورد شد.

لغات کلیدی: بز کرکی رائینی، صفات تولیدی و تولید مثلی، وراثت پذیری، همبستگی ژنتیکی

*پست الکترونیکی نویسندهٔ مسئول: Ebi.nazemi@yahoo.com

مقدمه

عدم نیاز به سرمایه زیاد، بالا بودن نسبت دوقلوزایی، نیاز کم به جایگاه و تجهیزات، سهل الهضم بودن شیر بز، تولید گوشت کم چرب، ایجاد اشتغال و کمک به اقتصاد خانواده و تامین درآمد ثابت از محاسن پرورش بز است (۶).

شناسایی ظرفیت تولید نژادهای بومی و اصلاح ژنتیکی پایدار آنها در شرایط بومی از اولویت‌های اساسی هر برنامه‌ریزی اصلاح نژاد است (۳). در این راستا ایستگاه اصلاح نژاد و پرورش بز کرکی شهرستان بافت در سال ۱۳۴۲ تاسیس گردید و تاکنون رکوردهای زیادی از صفات مهم این نژاد جمع آوری شده است (۳). برغم خصوصیات ویژه نژاد بز کرکی رائینی و شهرت جهانی آن و نیز جمعیت نسبتاً بالای که در بین نژادهای مختلف کشور دارد، کارهای تحقیقاتی اندکی روی این نژاد صورت گرفته است.

به منظور بهبود صفات اقتصادی و تولید مثلی، مانند وزن تولد، وزن شیرگیری ، وزن یک سالگی و وزن کرک و مجموع تعداد بزغاله‌های متولد شده، مجموع تعداد بزغاله‌های از شیر گرفته شده و فاصله زایش در بز کرکی رائینی، برآورد اجزای واریانس این صفات ضروری به نظر می‌رسد و با تخمین آنها نقش اثرات ژنتیکی و بطور خاص نقش ژنتیک افزایشی و اثرات محیطی از همدیگر تفکیک شده و از طریق روش مناسب اصلاح نژاد مشخص می‌شود (۱).

Otuma و همکاران (۲۰۰۸) با تحقیق روی برآورد پارامترهای ژنتیکی صفات بزهای ساحلی نیجریه، وارثت‌پذیری صفت وزن ۱۲ ماهگی، فقط با پررنگ بودن نقش ژنتیکی افزایشی مستقیم، وارثت‌پذیری مستقیم این صفت با ۰/۲۸ نشان‌دهنهٔ نقش ژنتیکی افزایشی مستقیم است. Hermiz و همکاران (۲۰۰۸) در تحقیق روی بز محلی عراقی همبستگی‌های ژنتیکی و فنوتیپی بین صفات تولیدی را مثبت و بترتیب در دامنه‌ای بین ۰/۱۰ تا ۰/۶۰ و ۰/۱۸ تا ۰/۷۵ گزارش کرد. بنابراین، انتخاب باید از طریق شاخص انتخاب که براساس ارزش‌های اصلاحی برآورد شده از طریق بهترین پیش‌بینی ناریب خطی می‌باشد، انجام شود. هدف از این تحقیق برآورد اجزای واریانس، وراثت‌پذیری حاصل از تجزیه یک صفتی و همبستگی ژنتیکی حاصل از تجزیه دو صفتی برای صفات تولیدی و تولید مثلی است.

مواد و روشها

در این تحقیق از رکوردهای وزن تولد، وزن شیرگیری، وزن یکسالگی، وزن کرک، مجموع تعداد بزغاله‌های متولد شده، مجموع تعداد بزغاله‌های از شیر گرفته شده و فاصله دو زایش متوالی در ایستگاه پرورش و اصلاح نژاد بز کرکی در شهرستان بافت، واقع در استان کرمان، به منظور برآورد وراثت‌پذیری و همبستگی ژنتیکی و فنوتیپی طی ۱۹ سال (۱۳۶۷ تا ۱۳۸۶) استفاده شد. خلاصه اطلاعات مورد استفاده در جدول ۱ و ۲ آورده شده است.

جدول ۱: تعداد رکورد و صفات مورد تجزیه و تحلیل صفات تولیدی

	وزن تولد (کیلوگرم)	وزن شیرگیری (کیلوگرم)	وزن یک سالگی (کیلوگرم)	وزن کرک (کیلوگرم)
تعداد رکورد	٤٨١٧	١٩١٣	١٥١٥	٦٢٤٩
تعداد حیوانات شجره	٨٢٧٨	٨٢٥٨	٨٢٥٩	٨٢٦٦
تعداد بزهای نر	٢٣٩	١٥٠	١٥٠	٢١١
تعداد بزهای ماده	١٦٠١	١٧٧	٨٢٣	١٢٤٥
ضریب تغییرات	١٦/٤٢	٢١/١٢	١٧/٢٦	٣٤/٠٨
میانگین (کیلوگرم)	٢/٣٢	١٠/٢٨	١٧/٠٥	٠/٤٥
انحراف معیار	٠/٤	٢/١٣٦	٣/٤٨	٠/١٧

جدول ۲: تعداد رکورد و صفات مورد تجزیه و تحلیل صفات تولید مثل

	مجموع تعداد بزغاله‌های متولد شده (تعداد)	مجموع تعداد بزغاله‌های از شیر گرفته شده (تعداد)	فاصله زایش (روز)
تعدادرکورد	۱۸۷۱	۱۵۳۲	۱۲۰۸
تعداد حیوانات شجره	۸۵۰۳	۸۳۵۲	۸۲۶۱
تعداد بزهای نر	۱۸۷	۱۷۰	۱۶۱
تعداد بزهای ماده	۷۷٤	٦٦۰	٥٤۰
میانگین	۲/۹٦	۲/۳۹	٤۲٥/٤۹
انحراف معیار	۱/۹٥	۱/٤٦	۲۰٦/۳٦
ضریب تغییرات (درصد)	٥۸/٥۱	٥٥/٦۰	٤٦/۸۲

ویرایش داده‌ها توسط نرم‌افزار Foxpro و Excel انجام شد و از الگوریتم DFREML جهت تخمین پارامترهای ژنتیکی استفاده گردید.

برای برآورد مولفه‌های واریانس و کواریانس براساس مدل دام با استفاده از نرم‌افزار DFREML مدلهای مختلف زیر برای صفات تولیدی و تولید مثلی بررسی شد.

مدلهای ریاضی مورد استفاده برای صفات مختلف بشرح زیر می‌باشد:

الف) صفات تولیدی

(۱) مدل $y=xb+z_1a+e$

(۲) مدل $y=xb+z_1a+z_2c+e$

(۳) مدل $y=xb++z_1a+z_2m+e$

(۴) مدل $y=xb+z_1a+z_2m+e$ $\quad cov\,(a,m) \neq 0$

(۵) مدل $y=xb+z_1a+z_2m+z_3c+e$

(۶) مدل $y=xb+z_1a+z_2m+z_3c+e$ $\quad cov\,(a,m) \neq 0$

در مدلهای فوق y بردار مشاهدات، b بردار اثرات ثابت (سال، جنس، تیپ تولد)، a بردار اثر ژنتیکی افزایشی مستقیم، m بردار اثر ژنتیکی افزایشی مادری، c بردار اثر محیطی مادری، z_1, x_2, z_3 و X ماتریس‌های ضرایب (۰ و ۱) هستند. عناصر m,a,b و c را با y نشان داده و e نیز بردار اثر عوامل باقیمانده می‌باشد.

ب) صفت بیده

$$Y = xb + z_1a + w_{pe} + e$$

در مدل فوق pe بردار اثرات محیطی دائمی، w نیز ماتریس طرحی هست که رکوردها را محیطی دائمی می‌نمایند.

ج) صفات تولید مثل ترکیبی

$$y = xb + z_1a + e$$

اجزای این مدل همانند مدل ۱ صفات تولیدی است.

نتایج

در این تحقیق ابتدا میانگین و انحراف معیار اوزان تولد، شیرگیری، یک سالگی و کرک و مجموع تعداد بزغاله‌های متولد شده، مجموع تعداد بزغاله‌های از شیر گرفته شده و فاصله زایش محاسبه شد که بترتیب (۰/۴۱±۲/۳۲) ، (۲/۳۶±۱۰/۲۸) ، (۳/۴۸±۱۷/۰۵) کیلوگرم ، (۰/۱۷±۰/۴۵) گرم و (۱/۹۵±۲/۹۶) ، (۱/۴۶±۲/۳۹) تعداد و (۲۰۶/۳۶±۴۲۵/۴۹) روز بدست آمد.

نتایج حاصل از آنالیز ژنتیکی صفات فوق با مدلهای مختلف برای برآورد واریانس ژنتیکی افزایشی مستقیم (σ_a^2)، واریانس ژنتیکی افزایشی مادری (σ_m^2)، واریانس محیطی مادری (σ_c^2)، واریانس باقیمانده (σ_e^2)، واریانس فنوتیپی (σ_p^2)، کواریانس ژنتیکی افزایشی مادری و ژنتیکی افزایشی مستقیم (σ_{am}) وراثت‌پذیری مستقیم (h_a^2)، وراثت‌پذیری مادری (h_m^2)، نسبت واریانس محیط دائمی مادری به واریانس فنوتیپی (C^2)، همبستگی ژنتیکی مادری و ژنتیکی مستقیم (r_{ma}) و logl در جداول ۳، ۴، ۵، ۶ و ۷ آمده است. بخش اعظم واریانس فنوتیپی مشاهده شده ناشی از واریانس محیطی و مقدار کمی نیز ناشی از واریانس ژنتیکی است. ولی نقش واریانس ژنتیکی مستقیم بیش از واریانس ژنتیکی مادری و محیطی دائمی مادری بود.

جدول ۳: نتایج تجزیه یک صفتی برای وزن تولد

	σ_a^2	σ_m^2	σ_c^2	σ_e^2	σ_p^2	σ_{am}	h_a^2	C^2	h_m^2	r_{ma}	LogL
مدل ۱	۰/۰۵۲	–	–	۰/۰۹۲	۰/۱٤	–	۰/۳٦	–	–	–	۲۳۲۱/۱۸٤۱۹۰
مدل ۲	۰/۰۳۷	–	۰/۰۲	۰/۰۸٦	۰/۱٤	–	۰/۲٥	۰/۱٤	–	–	۲۳٥٤/۸۰۸۸۹۹
مدل ۳	۰/۰۳۱	۰/۰۲	–	۰/۰۹۳	۰/۱٤	–	۰/۲۱	–	۰/۱٤	–	۲۳۳۸/٤۷۹۹۸۹
مدل ٤	۰/۳۰	۰/۱٥	–	۱	۱/٥٤	۰/۷٦	۰/۲۰	–	۰/۱۰	۰/۳٥	۲۳٤۰/٤۸۰۱۲۱
مدل ٥	۰/۰۳٤	۰/۰۰٤	۰/۰۲	۰/۰۸۷	۰/۱٤	–	۰/۲٤	۰/۱۲	۰/۰۳	–	۲۳٥٦/۰٤۹۷٥۳
مدل٦	۰/۳۷	۰/۱۸	۰/۲۲	۱	۱/۸۹	۰/۰۹	۰/۲۰	۰/۱۲	۰/۱۰	۰/۳٥	۲۳۳۳/٦۲۹٤۲۰

جدول ٤: نتایج تجزیه یک صفتی برای وزن شیرگیری

	σ_a^2	σ_m^2	σ_c^2	σ_e^2	σ_p^2	σ_{am}	h_a^2	C^2	h_m^2	r_{ma}	LogL
مدل ۱	۰/٥۰	–	–	٤/۱٦	٤/۷۲	–	۰/۱۲	–	–	–	-۲٤٥۱/٤۷٤۰٤۷
مدل ۲	۰/۳۲	–	۰/۳۳	٤/۰٤	٤/۷۱	–	۰/۰۷	۰/۰۷	–	–	-۲٤٤۹/۰۸۰۹۸۱
مدل ۳	۰/٤۳	۰/۱٤	–	٤/۱٤	٤/۷۲	–	۰/۰۹	–	۰/۰۳	–	-۲٤٥۰/٦۸۷۸۲۱
مدل ٤	۱/۰۳	۰/٥۱	–	۳/۳٥	٥/۱٦	۰/۲٦	۰/۲۰	–	۰/۱۰	۰/۳٥	-۲٤٦٥/۲۹٤۰۹٥
مدل ٥	۰/۳۲	۰/٥۹	۰/۳۳	٤/۰٤	٤/۷۱	–	۰/۰۷	۰/۰۷	۰	–	-۲٤٤۹/۰۸۱۰۳۱
مدل ٦	۱/۱۰	۰/٥٥	۰/٦٦	۲/۹۳	٥/٥۲	۰/۲۷	۰/۲۰	۰/۱۲	۰/۱۰	۰/۳٥	-۲٤۸٤/٥٤٦۰۰٤

جدول ٥. نتایج تجزیه یک صفتی برای وزن ۱۲ ماهگی

	σ_a^2	σ_m^2	σ_c^2	σ_e^2	σ_p^2	σ_{am}	h_a^2	C^2	h_m^2	r_{ma}	LogL
مدل ۱	۱/۷٦	–	–	٦/۹۰	۸/٦٦	–	۰/۲۰	–	–	–	-۲٤۸٦/٦۷۰۰۳۲
مدل ۲	۱/۰۳	–	۰/٦٦	٦/۹۰	۸/٦۰	–	۰/۱۲	۰/۰۷	–	–	-۲۳۸۲/۲۷٥۸۹۲
مدل ۳	۰/۹۸	۰/٥٤	–	۷/۱۰	۸/٦۲	–	۰/۱۱	–	۰/۰٦	–	-۲۳۸۳/۹٤۷۳۲۰
مدل ٤	۰/۸٦	۰/۳۹	–	۷/۱۸	۸/٦۲	۰/۳۹	۰/۱۰	۰/۰٤	۰/۰٤	۰/۳۲	-۲۳۸۲/۲۱۹۹۰۷
مدل ٥	۰/۹٥	۰/۱۳	۰/٥٦	٦/۹٤	۸/٦۰	–	۰/۱۱	۰/۰٦	۰/۱۰	–	-۲۳۸۲/۲۱۹۹۰۷
مدل ٦	۰/۸۸	۰/۰۱۹	۰/٥٥	۷	۸/٦۰	۰/۱۳	۰/۱۰	۰/۰٦	۰/۰۰۲	۱	-۲۳۸۲/۰۹۱٤۸۱

جدول ٦ : نتایج تجزیه مشاهدات تکرار شده برای وزن کرک

	σ_a^2	σ_e^2	σ_{pe}^2	σ_p^2	h_a^2	r
تولید کرک	۰/۰۰٤	۰/۰۱٦	۰/۰۰۳	۰/۰۲٤	۰/۱۷	۰/۳۰

جدول ۷: نتایج تجزیه یک صفتی برای صفات تولید مثل

	σ_a^2	σ_e^2	σ_p^2	h_a^2
مجموع تعداد بزغاله‌های متولد شده	۰/۲۰	۲/۸۰	۳	۰/۰۶
مجموع تعداد بزغاله‌های از شیر گرفته شده	۰/۱۴	۱/۶۳	۱/۷۸	۰/۰۸
فاصله زایش	۱۰۸۷/۰۵	۳۸۶۱۱/۷۳	۳۹۶۹۸/۷۸	۰/۰۳

بحث

تجزیه یک صفتی

وزن تولد: وراثت پذیری مستقیم وزن تولد با استفاده از مدل‌های حیوانی مختلف در تحقیق حاضر متفاوت بوده است و دامنه‌ای از ۲۰ درصد تا ۳۶ درصد داشتند در تحقیقات دیگر روی بز کرکی، بترتیب دامنه‌ای از ۹ تا ۲۴ درصد، ۵ تا ۳۲ درصد و ۹ تا ۴۸ درصد را گزارش شده است (۴ ، ۶ و ۸).

مدل ۵ با بالاترین لگاریتم درستنمایی نسبت به سایر مدلهای موجود جدول و با منظور نمودن اثر ژنتیکی افزایشی حیوان، اثر تصادفی محیطی مادری و اثر ژنتیکی افزایشی مادری، مقدار (h^2a)، (c^2) و (h^2m) بترتیب ۰/۲۰، ۰/۱۲ و ۰/۰۳ بدون در نظر گرفتن رابطه بین اثر ژنتیکی افزایشی مستقیم و مادری برآورد شد که نشان‌دهندهٔ اهمیت اثرات تصادفی ژنتیکی مادری و عوامل محیطی مادری بر وزن تولد است. پس در بز کرکی رائینی، انتخاب فرزندان برای وزن تولد براساس اثر ژنتیک مادری و محیطی دائمی مادری، مدل ۵ توصیه می‌شود (۶ و ۸). مدل ۳ بدلیل اینکه ساده‌ترین مدل در محاسبات استفاده می‌شود و همچنین وجود نقش بیشتر واریانس ژنتیکی مادری نسبت به محیط مادری جهت آنالیز این صفت بهترین مدل معرفی شده است (۴).

وزن شیرگیری: مدلهای (۵ و ۶) که شامل اثر محیطی دائمی مادری و اثرات ژنتیکی افزایشی مستقیم و مادری می‌باشند، نشان می‌دهند، نقش واریانس ژنتیکی مادری ناچیز و نقش عوامل محیطی دائمی مادری بر صفت وزن شیرگیری بیشتر است، برای سادگی محاسبات و براساس بهترین مدل از لحاظ مقایسه مقادیر لگاریتم درستنمایی می‌توان از مدل ۲ که (h^2a) ۰/۰۷ و (c^2) ۰/۰۷ برآورد شده، استفاده کرد. این مدل نقش اثر محیطی دائمی مادری بر فنوتیپ را نشان می‌دهد که منطقی است. پس عوامل محیطی دائمی مادری (تولید شیر مادر و نحوهٔ پرستاری) بر وزن شیرگیری بزغاله تاثیر زیادی دارد که با نتایج تحقیقات دیگر نیز مطابقت دارد (۳ و ۶) و (h^2a) ۰/۵۱ و (h^2m) ۰/۱۶ گزارش که خیلی بالاتر از برآورد تحقیق حاضر است، قبلاً گزارش شده بود (۱۴).

وزن ۱۲ ماهگی: تمام مقادیر مدلهای جدول ۵ نشان می‌دهند که نقش عوامل ژنتیکی افزایشی مادری و محیطی مادری بر صفت وزن ۱۲ ماهگی بسیار کم است و این صفت تحت تاثیر اثر ژنتیکی افزایشی خود حیوان است به این دلیل که اثر ژنیتکی افزایشی مادری و محیطی دائمی در کلیه این مدلها پایین برآورد شده است. همچنین عدم وجود تفاوت معنی‌دار بین logl مدلهای مختلف ساده‌ترین مدل یعنی مدل ۱ مناسبترین بود (۳و ۵). که در این تحقیق براساس مدل ۱ وراثت‌پذیری ۰/۲۰ برآورد گردید.

وزن بیده کرک: وراثت‌پذیری صفت وزن بیده با استفاده از مدل حیوانی تکرارپذیر با توجه به جدول (۶)، ۰/۱۷ برآورد شد که با تحقیق نعیمی پوریونسی و همکاران (۱۳۸۵) روی نژاد بز کرکی خراسان جنوبی که ۰/۱۶ گزارش کرده است، مطابقت دارد. تکرار پذیری این صفت ۰/۳۰ برآورد شد که متفاوت با تحقیق نعیمی پوریونسی و همکاران (۱۳۸۵) است که ۰/۵۳ گزارش شده بود. برآورد تکرار پذیری کم در این تحقیق بدلیل پایین‌تر برآورد شدن واریانس محیطی دائمی که می‌تواند بدلیل تنوع بین رکوردهای متعدد باشد و همچنین بیشتر بودن تعداد داده‌ها نسبت به تحقیق نعیمی پوریونسی و همکاران (۱۳۸۵) می‌تواند یکی از دلایل امر باشد.

صفات تولید مثل ترکیبی: برآورد مؤلفه‌های واریانس و وراثت‌پذیری فقط از مدل ۱، استفاده شد که وراثت‌پذیری مستقیم برای صفات مجموع تعداد بزغاله‌های متولد شده، مجموع تعداد

بزغاله‌های از شیر گرفته شده و فاصله زایش بترتیب ۰/۰۶، ۰/۰۸ و ۰/۰۳ برآورد گردید و با دیگر تحقیقات مطابقت دارد (۲ و ۷).

چند صفتی

همبستگی ژنتیکی و فنوتیپی و وراثت پذیری صفات مختلف با تجزیه و تحلیل دو متغیره که با برنامه DFREML برآورد شد، در جدول ۸ آورده شده است.

در مدل دو صفتی وراثت‌پذیری، وزن تولد ۰/۳۱، وزن شیرگیری ۰/۲۹ تا ۰/۳۲، وزن ۱۲ ماهگی ۰/۱۶ تا ۰/۲۰، وزن بیده ۰/۴۸ تا ۰/۵۰، مجموع تعداد بزغاله‌های متولد شده ۰/۰۶ تا ۰/۰۸، مجموع تعداد بزغاله‌های از شیر گرفته شده ۰/۰۳ تا ۰/۰۹ و فاصله زایش ۰/۰۱ تا ۰/۰۴ برآورد شده است که با توجه به نوع مدل مورد استفاده ارزیابی‌ها نسبت به مدل تک صفتی افزایش می‌یابد و در نتیجه مقدار وراثت‌پذیری بدلیل در نظر گرفتن رابطه هر صفت با صفت دیگر دقیق‌تر برآورد می‌گردد. به همین دلیل وراثت‌پذیری وزن کرک و صفات تولید مثلی در مدل دو صفتی نسبت به مدل تک صفتی بالاتر بود. یک عامل مهم که در ارزیابی میزان موفقیت برنامه انتخاب برای صفات، مورد توجه قرار می‌گیرد، همبستگی بین آنهاست. همبستگی بین دو صفت می‌تواند ژنتیکی، فنوتیپی و محیطی باشد (۶).

دلیل تفاوت نتایج این تحقیق با سایر تحقیقات این است که برآورد همبستگی بین دو صفت تحت تاثیر حجم نمونه مورد استفاده می‌باشد. لذا باید از صحت برآوردهای حاصل از تجزیه و تحلیل تک صفتی اطمینان داشت. همبستگی فنوتیپی وزن بدن در یک سالگی و وزن بیده ۰/۲، ۰/۵۷ و ۰/۵۴- و همبستگی ژنتیکی آن ۰/۳، ۰/۶۷ و ۰/۲۴- گزارش شده است (۱۱ و ۱۳). همبستگی ژنتیکی و فنوتیپی بین صفات تولیدی و تولید مثلی مثبت برآورد شد.کمتر بودن همبستگی‌های فنوتیپی نسبت به همبستگی‌های ژنتیکی می‌تواند بعلت اثر متفاوت عوامل محیطی روی صفات مختلف باشد. در این تحقیق در اکثر موارد همبستگی ژنتیکی بالاتر از همبستگی فنوتیپی می‌باشد که مطابق با سایر تحقیقات است (۴).

در تحقیق حاضر نتایج نشان دادند که مناسبترین مدلها برای صفات وزن تولد، وزن شیرگیری و ۱۲ ماهگی بترتیب مدلهای ۵، ۲ و ۱ هستند. در نظر نگرفتن اثر محیطی دائمی و ژنتیکی مادری در سنین قبل از شیرگیری باعث می‌شود که وراثت‌پذیری مستقیم بیش از حد برآورد گردد و سنین بعد از شیرگیری بیشتر تحت تاثیر اثر ژنتیکی افزایشی می‌باشد. تکرارپذیری صفت وزن کرک نشان می‌دهد که اولین رکوردها معیار نسبتاً خوبی برای رکوردهای بعدی حیوان نمی‌باشد و تصمیم‌گیری در مورد حذف حیوان براساس یک رکورد صفت وزن کرک دارای دقت، نسبتاً کمی است. وراثت‌پذیری پایین صفات تولید مثل نشان‌دهندهٔ نقش ناچیز واریانس ژنتیکی افزایشی مستقیم و نقش بیشتر واریانس محیطی و واریانس ژنتیکی غیرافزایشی بر این صفات است. پس با کنترل عوامل محیطی و مدیریتی می‌توان تا حدودی وراثت پذیری این صفات را بهبود بخشید. بدین منظور می‌توان از انتخاب همبسته استفاده نمود. همانطور که ملاحظه می‌شود بین تمامی صفات همبستگی وجود دارد این امر نشان می‌دهد که این صفات تحت تاثیر ژنهای مشابه یا ژنهایی با عملکرد پلیوتروپی یا پیوستگی ژنی (لینکاژ) هستند و مقادیر همبستگی ژنتیکی افزایشی و فنوتیپی در کلیه صفات تولیدی مثبت است. لذا انتخاب هر یک از صفات تولیدی در افزایش وزن بدن و کرک موثر است. از آنجائیکه همبستگی ژنتیکی بین وزن شیرگیری و صفات تولید مثلی بالا بود، جهت بهبود این صفات و حذف بزهای ماده می‌توان از این صفت استفاده نمود.

جدول ۸: آنالیز دو صفته

	وراثت پذیری		همبستگی	
	صفت ۱	صفت ۲	ژنتیکی	فنوتیپی
وزن تولد– وزن ۱۲ ماهگی	۰/۳۱	۰/۲۰	۰/۲۷	۰/۲۳
وزن تولد– وزن کرک	۰/۳۱	۰/۵۰	۰/۰۷	۰/۰۵
وزن شیرگیری– مجموع تعداد بزغاله‌های متولد شده	۰/۳۲	۰/۰٤	۰/۳۰	۰/۰۲
وزن شیرگیری– مجموع تعداد بزغاله‌های از شیر گرفته شده	۰/۲۹	۰/۰۷	۰/٤۲	۰/۰٤
وزن ۱۲ ماهگی– وزن کرک	۰/۲۰	۰/٤۸	۰/۰۲	۰/۰٦
وزن ۱۲ ماهگی– مجموع تعداد بزغاله‌های متولد شده	۰/۱۸	۰/۰۸	-۰/۱٦	۰/۰۷
وزن ۱۲ ماهگی– مجموع تعداد بزغاله‌های از شیر گرفته شده	۰/۱٦	۰/۰۹	۰/۲۸	۰/۲۰
وزن ۱۲ ماهگی– فاصله زایش	۰/۱۲	۰/۱۰	۰/۱۰	۰/۰۱
فاصله زایش– مجموع تعداد بزغاله‌های متولد شده	۰/۰۱	۰/۰٦	-۰/۲۷	-۰/٥٤
فاصله زایش– مجموع تعداد بزغاله‌های از شیر گرفته شده	۰/۰٤	۰/۱۳	-۰/۱۲	-۰/٤۳

منابع

۱- امام جمعه کاشان، ن.، ۱۳۷۶. ارزیابی ژنتیکی در دامپروری. انتشارات نص تهران. ۴۷۸ صفحه.

۲- پورطهماسب، ع.، وطن‌خواه، م. و میرزایی ،ح.، ۱۳۸۶. مطالعه عملکرد و برآورد فراسنجه‌های ژنتیکی صفات تولید مثلی گوسفند لری بختیاری ایستگاه شولی با استفاده از مدلهای خطی و آستانه‌ای. امور دام و آبزیان، شماره ۷۶، صفحات ۱۲۷ تا ۱۳۱.

۳- حسنی، س.، بختیاری فایندری، ا. و سیاح زاده، ه. ، ۱۳۸۶. برآورد مؤلفه‌های واریانس و کواریانس صفات رشد با مدلهای حیوانی مختلف در گوسفند قره گل. امور دام و آبزیان، شماره ۷۶، صفحات ۱۶۱ تا ۱۶۷.

۴-رضوان‌نژاد، ا. ، مرادی شهربابکی، م. ، مروج ، ح. و صفی جهانشاهی ، ا.، ۱۳۸۷. برآورد پارامترهای ژنتیکی و روند ژنتیکی، محیطی و فنوتیپی برخی صفات اقتصادی در بز کرکی رائینی. مجله پژوهشهای علوم دامی ایران، جلد ۱. نوبت اول، صفحات ۷۳ تا ۸۱.

۵-رمضانیان، م.، ۱۳۸۲. روند ژنتیکی و محیطی صفات تولیدی در بزهای مرخز. پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه تربیت مدرس. صفحات ۵۸ تا ۶۶.

۶- نعیمی پوریونسی،ح.، فرهنگ فر، ه. و اصغری، م. ر. ، ۱۳۸۵. بررسی صفات رشد و تولید کرک بزکرکی بز خراسان جنوبی. علوم و فنون کشاورزی و منابع طبیعی، سال دوازدهم، شماره چهل و سوم، صفحات ۴۲۵ تا ۴۳۴.

7-Bromley, C.M., Snowder, G.D. and Van Vleck, L.D., 2000. Genetic parameters among weight, prolificacy, and wool traits of Columbia, Polypay, Rambouillet, and Targhee sheep. J. Anim. Sci., 78:846-858.

8-Gholizadeh, M.G., Rahimi Mianji, G., Hashemi, M. and Hafezian, H., 2010. Genetic parameter estimates for birth and weaning weights in Raeini goats. J. Anim. Sci., 1:30–36.

9-Hermiz, H.N., Alkass, J.E., Hobi, A.A. and Asofi, M.K., 2008. Genetic and phenotypic parameters of bodyweights in Iraqi local goat and their crosses with damascus. J. Duhok Univercity, 12(1):pp.189–194.

10-Meyer, K., 1989. Restricted maximum likely-hood to estimate variance components for animal models with several effects using aderivative free algorithm. Genet. Sel. 21:317-340.

11-Nicoll, G.B., Bigham, M.L. and Alderton, L., 1989. Estimates of environmental effects and genetic parameters for live weight and fleece trait

of Angora goats. Proc. N.Z. Socaity Animal Production. Vol. 49, pp.183-189.

12-Otuma, M.D. and Osakwe, I.L., 2008. Estimation of genetic parameters of growth traits in Nigeria sahelian goats. Res. J. Animal Sci., 2(3):83-88.

13-Sorensen, D.A. and Kennedy, B.W., 1984. Estimation of response to selection using least-squares and mixed model methodology. J.Animal Sci., 58:1097-1106.

14-Supakorn, C. and Pralomkarn, W., 2009. Estimation of genetic parameters on pre-weaning growth traits in goats for meat raised at a commercial farm in Southern Thailand. Thai J. Agri. Sci., 42(1):21-25.