

برآورد پارامترهای ژنتیکی و فنوتیپی صفات اقتصادی در بز مرخز

م. ب. زندی باغچه مریم^۱، م. مرادی شهربابک^۲، س. ر. میرایی آشتیانی^۳، ا. رشیدی^۳ و م. شیخ احمدی^۴

چکیده

خصوصیات ژنتیکی و فنوتیپی صفات رشد و وزن بیده یک سالگی در بزهای نژاد مرخز با استفاده از رکوردهای ۴۰۰۸ راس جمع آوری شده، طی سالهای ۱۳۷۲ الی ۱۳۸۶ در ایستگاه های تحقیقاتی بز مرخز شهرستان های سقز و سنندج برآورد گردید. مدل حیوانی یک صفتی و چند صفتی به روش حداکثر درستنمایی محدود شده توسط نرم افزار ASREML برای برآورد پارامترها استفاده شد. میانگین کل (انحراف مجاز میانگین)، برای صفات وزن تولد، وزن از شیرگیری، وزن ۶ ماهگی، وزن ۹ ماهگی، وزن یک سالگی و وزن بیده در سن یک سالگی با ۲/۹(۰/۰۱)، ۱۴/۹۳(۰/۰۸)، ۱۷/۱۳(۰/۰۸)، ۲۰/۰۸(۰/۱۱)، ۲۴/۷۲ (۰/۱۴) و ۴۵/۵۱(۳/۴۶) گرم بودند. در آنالیز چند صفتی بیشترین وراثت پذیری مستقیم برای وزن یک سالگی ($0/361 \pm 0/04$) و کمترین آن برای وزن بیده در سن یک سالگی ($0/21 \pm 0/04$) برآورد شد. بیشترین وراثت پذیری مادری نیز برای وزن تولد ($0/12 \pm 0/02$) بود که با افزایش سن کاهش یافت. همبستگی ژنتیکی بین صفات مذکور در دامنه ۰/۲۰- الی ۰/۸۶ و همبستگی فنوتیپی ۰/۱۵ الی ۰/۸۴ برآورد شد. همبستگی های ژنتیکی بین صفات رشد مثبت ولی همبستگی ژنتیکی بین برخی صفات رشد با وزن بیده یک سالگی منفی برآورد شد. همبستگی ژنتیکی مستقیم و مستقیم مادری بین همه صفات منفی برآورد شد.

واژه های کلیدی: بز مرخز، وزن بدن، وزن بیده، پارامتر ژنتیکی، مدل حیوانی

۱- دانشجوی دکتری دانشکده کشاورزی و منابع طبیعی، دانشگاه تهران

۲- دانشیار دانشکده کشاورزی و منابع طبیعی، دانشگاه تهران

۳- دانشیار دانشکده علوم دامی دانشگاه کردستان

۴- دانش آموخته کارشناسی ارشد دانشگاه کردستان

مقدمه

بز مرخز (آنقوره) به تولید کننده موهر معروف است. بز مرخز حیوانی چابک با جثه‌ای تقریباً کوچک که با زندگی در محیط کوهستانی کاملاً سازگاری دارد. با توجه به تعداد گله‌های بز مرخز موجود در استان کردستان، اهمیت این دام در چرخه اقتصادی منطقه بیش از پیش آشکار می‌باشد. در حال حاضر اقتصاد خانوارهای پرورش دهنده بز مرخز در مناطق اصلی پرورش آن به فروش لیاف و گوشت تولیدی بستگی دارد.

پیشرفت برنامه‌های اصلاحی متأثر از شناسایی و کاربرد درست روشهای مبتنی بر ژنتیک کمی به منظور استفاده از تنوع بیولوژیکی موجود در جمعیت‌های حیوانی از جمله بزهای نژاد مرخز می‌باشد. برآورد پارامترهای ژنتیکی و اهمیت اثرات ژنتیکی افزایشی مستقیم و مادری برای صفات رشد در هر نژاد دامی برای تعیین اهداف و طراحی برنامه‌های اصلاح نژاد، درک بهتر نحوه توارث صفات رشد، پیش بینی ارزش اصلاحی و پیش بینی پاسخ به انتخاب مورد انتظار از برنامه‌های انتخاب ضروری است (۲۴). علاوه بر اثرات ژنتیکی افزایشی و محیطی مستقیم، اثرات ژنتیکی افزایشی و محیطی مادری نیز بر تغییرات صفات رشد موثر است. اثرات ژنتیکی مستقیم مادری اغلب به عنوان یک منبع مهم واریانس در برنامه‌های اصلاحی می‌باشد. اثر مادری شامل ویژگی‌های رفتاری مادری و توان شیر تولیدی مادر می‌باشد. یک نمونه از تاثیر ژنوتیپ مادر بر فنوتیپ بزغاله‌ها از طریق ژنهای دارای اثر افزایشی مستقیم بر صفات

رشد و خصوصیات مادری اش می‌باشد. در صورتیکه مولفه‌های ژنتیکی مادری در نظر گرفته نشود، برآورد مولفه‌های کو(واریانس) ژنتیکی افزایشی و وراثت پذیری صفات اریب خواهند داشت و بازده واقعی انتخاب کاهش می‌یابد (۲۲). برای مولفه‌های کو(واریانس) و پارامترهای ژنتیکی صفات رشد و وزن بیده در سن یک سالگی در بزهای مرخز گزارش‌های متفاوتی ارائه شده است. رضانیان (۱۲) در مطالعه‌ای روی این نژاد وراثت پذیری صفات وزن تولد، وزن از شیرگیری، و وزن نه ماهگی و وزن یک سالگی را از ۰/۱۱۶ تا ۰/۲۶ گزارش کرد. در تحقیق دیگری رشیدی (۱۳) همبستگی ژنتیکی وزن تولد با صفات وزن از شیرگیری و وزن یک سالگی را به ترتیب ۰/۳۸ و ۰/۵۲ و همبستگی ژنتیکی وزن شیرگیری با وزن یک سالگی و وزن یک سالگی را با وزن بیده در سن یک سالگی را ۰/۶۹ و ۰/۳۰ برآورد کردند. اسنیمین (۲۳) همبستگی ژنتیکی و فنوتیپی بین وزن بدن و وزن بیده را در بزهای آنقوره آفریقای جنوبی به ترتیب ۰/۶۶۸ و ۰/۵۷۲ گزارش کرد. شیلتون و باست (۲۲) همبستگی ژنتیکی و فنوتیپی بین این صفات را در بزهای آنقوره به ترتیب ۰/۲۶- و ۰/۱ گزارش کردند.

تغییر پتانسیل ژنتیکی برای برخی صفات اقتصادی نظیر رشد که با واریانس ژنتیکی همبستگی زیادی دارند، مهم می‌باشد. بطور کلی برنامه‌های اصلاح نژادی براساس اندازه‌گیری صفات رشد می‌باشد، زیرا این صفات دارای وراثت پذیری نسبتاً بالا و اندازه‌گیری آنها نیز آسان می‌باشد (۲). این

پژوهشهای تولیدات دامی سال اول / شماره ۱ / بهار و تابستان ۱۳۸۹ ۳

پارامترهای ژنتیکی برای برآورد پیشرفت ژنتیکی حاصل از انتخاب حیوانات، استفاده از روش مناسب انتخاب و بررسی همبستگی های ژنتیکی استفاده می شوند. هدف از تحقیق حاضر برآورد اثرات محیطی، اجزای واریانس، وراثت پذیری حاصل از تجزیه یک صفتی و دو صفتی و همبستگی ژنتیکی حاصل از تجزیه دو صفتی برای صفات وزن تولد، وزن شیرگیری، وزن ۶ ماهگی، وزن ۹ ماهگی، وزن یک سالگی و وزن کرک در سن یک سالگی می باشد.

مواد و روشها داده ها

داده های مورد استفاده در این مطالعه از دو ایستگاه تحقیقاتی سندنجد و سفز طی سال ۱۳۷۲ تا ۱۳۸۶ جمع آوری شده است. ساختار داده ها در جدول ۱ ارائه شده است. صفات

جدول ۱- آمار توصیفی صفات مورد مطالعه

صفات	N	μ	SD	CLM	CV	Min	Max
BW(kg)	۴۰۰۸	۲/۵۹	۰/۵۶	۲/۶۱-۲/۷	۲۱/۵۶	۱/۱۰	۴/۵۹
WW(kg)	۳۶۰۰	۱۴/۹۳	۴/۵۳	۱۵/۰۸-۱۴/۸۷	۳۰/۳۴	۲/۰۰	۲۵/۰۰
W6(kg)	۳۴۵۰	۱۷/۱۳	۴/۷۱	۱۷/۲۹-۱۶/۹۷	۲۷/۴۸	۴/۲۸	۳۵/۰۰
W9(kg)	۳۱۰۰	۲۰/۰۸	۵/۵۳	۲۰/۳۰-۱۹/۸۷	۲۷/۵۷	۶/۵۵	۳۹/۰۰
WY(kg)	۳۰۰۰	۲۴/۷۲	۶/۹۳	۲۴/۹۹-۲۴/۴۵	۲۸/۰۲	۸/۲۷	۴۸/۵۳
FW(g)	۲۸۵۵	۴۵۰/۵۱	۲۰۶/۹۲	۳۷۸/۳-۶۴۳/۷	۲۸/۹۳	۵۰/۰۰	۱۴۰۰

BW: وزن تولد، WW: وزن شیرگیری، W6: وزن شش ماهگی، W9: وزن نه ماهگی، WY: وزن یک سالگی، FW: وزن بیده یک سالگی، N: تعداد مشاهدات، μ : میانگین، SD: انحراف معیار (kg)، CLM: دامنه (کیلوگرم)، CV: ضریب تغییرات (درصد)، Min: مینیمم، Max: ماکزیمم

آنالیزهای آماری

سال تولد، جنس، چند قلو زایی و سن مادر و به ترتیب دارای ۲، ۱۵، ۲، ۴ و ۷ سطح بودند (جدول ۲). آنالیز اولیه برای بررسی اثرات متقابل انجام شد. این آنالیزها نشان داد که

برای آنالیز داده ها ابتدا برازش مدل با استفاده از رویه GLM نرم افزار SAS (۱۹) انجام شد. اثرات ثابت مدل شامل اثرات گله،

برآورد پارامترهای ژنتیکی و فنوتیپی صفات اقتصادی در بز مرخز ۴

مؤلفه های کو(واریانس) و همبستگی های ژنتیکی و فنوتیپی صفات رشد از روش حداکثر درستنمایی محدود شده (REML) با استفاده از نرم افزار ASREML (۵) برآورد شدند. سپس همبستگی های ژنتیکی و فنوتیپی همه صفات توسط آنالیز چند صفت محاسبه شد. برای هر یک از صفات، مدل مناسب حاصل از تجزیه و تحلیل یک متغیره در برآوردها منظور شد. لذا مدل مناسب برای صفات رشد و صفت وزن بیده در سن یک سالگی، به صورت زیر بود:

$$y = (Xb + Z_a a + Z_m m + e) \quad (2)$$

y : بردارمشاهدات، b : بردار اثرعوامل ثابت (برای صفات مذکور شامل: گله، سال تولد، جنس و تیپ تولد بزغاله، سن مادر)، a : بردار اثر ژنتیکی افزایشی مستقیم، m : بردار اثر ژنتیکی مادری می باشند. همچنین X ، Z_a و Z_m به ترتیب ماتریسهای هستند که اثرات ثابت، اثرات ژنتیکی افزایشی مستقیم و ژنتیکی مادری را به مشاهدات ارتباط می دهند وزن تولد به عنوان متغیر کمکی برای برخی صفات، سن از شیرگیری بزغاله ها به عنوان متغیر کمکی برای صفت WW و سن در زمان رکورد برداری وزن ۶ ماهگی به عنوان متغیر کمکی برای صفت W۶ در نظر گرفته شد.

اثرات متقابل سهم کمی از کل واریانس را شامل بوده و در سطح ۵٪ معنی دار نبود. برای تخمین پارامترهای ژنتیکی (مستقیم، مادری و باقیمانده) بعضی اثرات تصادفی همراه با اثرات ثابت در مدل برازش گردید. جهت معنی دار بودن اثرات تصادفی از تست LRT^1 استفاده شد. در این آزمون، لگاریتم درستنمایی هر مدلی که بیشترین مقدار را داشت به عنوان مبنا انتخاب شد. سپس با استفاده از تفاوت لگاریتم درستنمایی و با درجه آزادی اختلاف بین تعداد اثرات موجود در دو مدل به شکل زیر برای بررسی وجود تفاوت معنی دار بین مدلها محاسبه شد:

$$\chi^2 = -2 (\text{Log likelihood} - \text{Log likelihood} - \text{مدل مورد نظر}) \quad (1)$$

این تفاوت در مورد همه صفات و برای کلیه مدلها محاسبه و با جدول مقایسه گردید. مدلی که در هر حالت بیشترین مقدار لگاریتم درستنمایی را دارد مناسب ترین مدل است، ولی در صورتی بر سایر مدلها از نظر آماری برتری دارد که تفاوت آن معنی دار باشد. چنانچه تفاوت مدلها از نظر آماری معنی دار نباشد ساده ترین مدل برای برآورد مؤلفه های واریانس - کوواریانس استفاده می شود.

جدول ۲- مقایسه میانگین حداقل مربعات و اشتباه استاندارد صفات مختلف برای اثرات سطوح مختلف گله، سال تولد،

جنس، تیپ زایش و سن مادر

گله	وزن تولد (kg)	وزن شیرگیری (kg)	وزن شش ماهگی (kg)	وزن نه ماهگی (kg)	وزن یک سالگی (kg)	وزن بیده در سن یک سالگی
۱	۲/۳۶ ^a ± ۰/۰۱	۱۵/۱۷ ^a ± ۰/۰۹	۱۸/۷۹ ^a ± ۰/۰۹	۲۲/۶۱ ^a ± ۰/۲۵	۲۷/۷۲ ^a ± ۰/۱۱	۳۶۷/۰۵ ^a ± ۷/۳۱
۲	۲/۳۱ ^b ± ۰/۰۲	۱۱/۰۹ ^b ± ۰/۱۳	۱۴/۹۳ ^b ± ۰/۱۴	۱۷/۶۶ ^b ± ۰/۳۳	۲۱/۷۹ ^b ± ۰/۲۰	۲۹۷/۲۸ ^b ± ۴/۸۴
سال تولد						
۱۳۷۲	۲/۲۹ ^{ef} ± ۰/۰۵	۹/۹۳ ^c ± ۰/۵۳	۱۵/۶۵ ^{ef} ± ۰/۵۹	۱۷/۷۹ ^d ± ۰/۳۸	۲۲/۵۲ ^{ef} ± ۰/۴۵	۳۸۵/۵۸ ^a ± ۱۱/۴۱
۱۳۷۳	۲/۴۸ ^g ± ۰/۰۳	۱۰/۲۵ ^d ± ۰/۴۷	۱۲/۶۴ ^g ± ۰/۵۱	۱۷/۳۹ ^e ± ۰/۲۷	۲۳/۴۹ ^{def} ± ۰/۳۱	۲۶۴/۳۳ ^{de} ± ۸/۶۳
۱۳۷۴	۲/۴۱ ^{cd} ± ۰/۰۳	۱۲/۶۸ ^e ± ۰/۵۳	۱۶/۷ ^{cd} ± ۰/۵۱	۲۱/۸۹ ^a ± ۰/۳۱	۲۶/۰۸ ^{ab} ± ۰/۳۴	۳۲۰/۷۱ ^a ± ۷/۵۱
۱۳۷	۲/۴۱ ^{ef} ± ۰/۰۳	۱۱/۹۶ ^e ± ۰/۵۱	۱۶/۸۵ ^{ef} ± ۰/۵۴	۲۰/۳۴ ^{cbd} ± ۰/۳۲	۲۵/۶۶ ^{cde} ± ۰/۴۳	۴۰۲/۵۰ ^{bc} ± ۹/۵۲
۱۳۷۶	۲/۵ ^{ef} ± ۰/۰۳	۱۱/۸۱ ^e ± ۰/۴۸	۱۶/۱۹ ^{ef} ± ۰/۵۲	۲۰/۶۷ ^b ± ۰/۳۶	۲۶/۲۵ ^{ab} ± ۰/۴۵	۳۷۴/۹۲ ^a ± ۷/۹۵
۱۳۷۷	۲/۴۵ ^{ef} ± ۰/۰۳	۱۳/۰۷ ^{cd} ± ۰/۴۷	۱۶/۳۲ ^{def} ± ۰/۵۱	۲۲/۱۸ ^a ± ۰/۳۸	۲۶/۷۳ ^{ef} ± ۰/۴۸	۳۱۹/۰۱ ^{bc} ± ۷/۶۱
۱۳۷۸	۲/۴ ^{cdef} ± ۰/۰۲	۱۳/۸۱ ^d ± ۰/۴۷	۱۷/۰۷ ^{cdef} ± ۰/۵۱	۲۰/۵۴ ^b ± ۰/۳۴	۲۴/۱۶ ^{ef} ± ۰/۴	۳۲۶/۲۱ ^{bc} ± ۷/۸۱
۱۳۷۹	۲/۴۰ ^f ± ۰/۰۲	۱۳/۷ ^{cd} ± ۰/۴۹	۱۶/۰۵ ^f ± ۰/۵۴	۱۹/۳۷ ^{cd} ± ۰/۲۷	۲۳/۵ ^f ± ۰/۳۶	۲۸۱/۱۸ ^d ± ۷/۹۹
۱۳۸۰	۲/۲۳ ^{cde} ± ۰/۰۴۵	۱۴/۳۲ ^d ± ۰/۴۹	۱۸/۱۷ ^{cde} ± ۰/۵۲	۲۰/۶۶ ^{bc} ± ۰/۲۶	۲۴/۹۴ ^{def} ± ۰/۳۱	۳۰۵/۱۵۲ ^c ± ۶/۱۷۵
۱۳۸۱	۲/۳ ^b ± ۰/۰۴۶	۱۶/۳۴ ^a ± ۰/۵۴	۱۸/۶۸ ^b ± ۰/۵۷	۲۱/۴۵ ^a ± ۰/۳۹	۲۳/۵۶ ^{cde} ± ۰/۲۱	۳۶۶/۸۱ ^a ± ۳/۹۷
۱۳۸۲	۲/۰۱ ^h ± ۰/۰۴۷	۱۲/۵۴ ^f ± ۰/۶۵	۱۵/۰۳ ^h ± ۰/۴۷	۱۹/۲۳ ^f ± ۰/۵۹	۲۶/۲۰ ^g ± ۰/۷۰	۳۰۶/۳۸ ^e ± ۱۶/۸۳
۱۳۸۳	۲/۲۳ ^a ± ۰/۰۴۶	۱۴/۵ ^c ± ۰/۵	۲۰/۸۳ ^a ± ۰/۵۳	۲۲/۷۵ ^a ± ۰/۲۹	۲۵/۷۱ ^{cb} ± ۰/۶۱	۳۶۲/۰۳ ^a ± ۲/۹۲
۱۳۸۴	۲/۲۳ ^c ± ۰/۰۵۰	۱۴/۷۱ ^b ± ۰/۵۵	۱۷/۴ ^c ± ۰/۶۱	۱۹/۸۳ ^{bc} ± ۰/۳۱	۲۶/۶۶ ^a ± ۰/۴۳	۳۰۴/۸۴ ^{bc} ± ۸/۹۱
۱۳۸۵	۲/۴۵ ^{ef} ± ۰/۰۶	۱۳/۵۷ ^{cd} ± ۰/۶۲	۱۵/۹۳ ^{ef} ± ۰/۶۶	۱۸/۷۴ ^d ± ۰/۲۵	۲۱/۴۱ ^g ± ۰/۲۸	۳۳۵/۷۸ ^b ± ۷/۲۹
۱۳۸۶	۲/۲۱ ^a ± ۰/۰۶	۱۳/۷۲ ^b ± ۰/۴۱	۱۸/۷۸ ^a ± ۰/۴۲	۱۹/۱۹ ^b ± ۰/۶۴	۲۴/۲۰ ^{cd} ± ۰/۳۲	۳۵۴/۰۶ ^a ± ۸/۳۱
جنس	وزن تولد (kg)	وزن شیرگیری (kg)	وزن شش ماهگی (kg)	وزن نه ماهگی (kg)	وزن یک سالگی (kg)	وزن بیده در سن یک سالگی
ماده	۲/۲۹ ^b ± ۰/۰۴	۱۲/۹۵ ^b ± ۰/۴۱	۱۶/۳۱ ^a ± ۰/۴۶	۱۹/۵۰ ^b ± ۰/۴۷	۲۳/۸۷ ^b ± ۰/۱۲	۳۳۴/۲۹ ^a ± ۳/۱۷
نر	۲/۳۸ ^a ± ۰/۰۴	۱۳/۶۷ ^a ± ۰/۴۱	۱۷/۴۱ ^b ± ۰/۴۵	۲۰/۷۷ ^a ± ۰/۴۹	۲۳/۶۴ ^a ± ۰/۱۷	۳۳۰/۰۴ ^a ± ۳/۰۲
چند						
یک قلو	۲/۲۷ ^a ± ۰/۰۷۰	۱۴/۱۴ ^a ± ۰/۲۴	۱۶/۵۹ ^a ± ۰/۲۵	۱۸/۹۵ ^a ± ۰/۱۲	۲۳/۰۷ ^a ± ۰/۱۴	۳۵۳/۷۸ ^a ± ۳/۰۶
دو قلو	۲/۵۷ ^a ± ۰/۰۱	۱۳/۰۵ ^a ± ۰/۲۶	۱۵/۷۳ ^{ab} ± ۰/۲۶	۱۸/۲۳ ^a ± ۰/۱۳	۲۲/۹ ^a ± ۰/۱۵	۳۶۰/۴۹ ^a ± ۳/۱۳
سه قلو	۲/۲۷ ^b ± ۰/۱۱	۱۱/۵۸ ^b ± ۰/۸۰	۱۵/۶۴ ^b ± ۰/۱۹	۱۹/۴۳ ^a ± ۰/۹۶	۲۴/۵۰ ^a ± ۱/۲۶	۳۴۰/۳۲ ^a ± ۱۸/۴۶
چهار قلو	۱/۷۹ ^c ± ۰/۰۵	۱۰/۷۴ ^b ± ۱/۴۵	۱۹/۴۸ ^{ab} ± ۰/۵۸	۲۳/۹۵ ^a ± ۱/۵۸	۲۶/۸۶ ^a ± ۳/۷۳	۲۷۴/۰۸ ^b ± ۲۸/۸۷
سن مادر						
۲	۲/۴۳ ^a ± ۰/۰۴	۱۳/۴۱ ^b ± ۰/۴۲	۱۶/۶۳ ^b ± ۰/۴۶	۲۰/۰۶ ^a ± ۰/۴۸	۲۴/۲۵ ^a ± ۱/۸۵	۳۲۷/۶۹ ^a ± ۳/۹۸
۳	۲/۲۰ ^a ± ۰/۰۴	۱۴/۰۶ ^a ± ۰/۴۲	۱۷/۰۵ ^b ± ۰/۴۷	۲۰/۴۱ ^a ± ۰/۴۹۰	۲۴/۸۵ ^a ± ۰/۱۹	۳۲۷/۶۷ ^a ± ۴/۲۷
۴	۲/۲۸ ^{ab} ± ۰/۰۴	۱۳/۵۳ ^a ± ۰/۴۲	۱۶/۶۴ ^b ± ۰/۴۶	۲۰/۲۵ ^a ± ۰/۴۸	۲۵/۲۵ ^a ± ۰/۲۹	۳۲۹/۶۷ ^a ± ۴/۸۶
۵	۲/۶۳ ^a ± ۰/۴۱	۱۳/۲۳ ^{ab} ± ۰/۴۴	۱۶/۴۶ ^b ± ۰/۴۹	۲۰/۵۷ ^a ± ۰/۵۱	۲۵/۰۰ ^a ± ۰/۴۶	۳۳۰/۵۸ ^a ± ۶/۰۲
۶	۲/۳۱ ^a ± ۰/۰۵	۱۳/۴۷ ^a ± ۰/۴۹	۱۶/۵۹ ^b ± ۰/۵۴	۲۰/۲۸ ^a ± ۰/۵۹	۲۴/۷۱ ^a ± ۰/۵۸	۳۳۳/۴۹ ^a ± ۹/۱۳
۷	۲/۵۸ ^b ± ۰/۵۶	۱۳/۵۷ ^a ± ۰/۵۷	۱۷/۲۹ ^b ± ۰/۶۳	۲۰/۸۶ ^a ± ۰/۶۹	۲۴/۸۷ ^a ± ۴/۵۸	۳۴۶/۰۲ ^a ± ۱۱/۰۵
۸	۲/۲۵ ^a ± ۰/۰۴	۱۳/۲۰ ^a ± ۰/۸۷	۱۸/۲۵ ^a ± ۰/۸۵	۱۸/۶۶ ^a ± ۰/۴۸	۲۲/۷۰ ^a ± ۱/۱۸	۳۳۳/۴۰ ^a ± ۵/۰۰

میانگین های دارای حروف نامشابه در هر ستون دارای اختلاف معنی داری هستند (P<۰/۰۵).

نتایج و بحث

اثرات محیطی

تعداد رکورد ها، میانگین، انحراف معیار و ضریب تنوع صفات در جدول ۱ نشان داده شده است. همانطور که مشاهده می شود با کاهش تعداد رکورد ها، ضریب تنوع و انحراف معیار افزایش یافت. میانگین های حاصل برای صفات وزن تولد، وزن شیرگیری و وزن یک سالگی مطابق با گزارشات سایر محققین می باشد (۱، ۲، ۴، ۷، ۸ و ۹). همچنین میانگین وزن بیده در سن یک سالگی حاصل از این پژوهش با گزارش رشیدی (۱۴) و شیخ احمدی (۲۱) مطابقت دارد، اما در مقایسه با میانگین وزن بیده موه در اولین چینش در بزغاله های آنقوره دیگر کشورها کمتر می باشد (۱، ۲، ۴، ۹، ۱۵، ۲۰ و ۲۳). یکی از دلایل پائین بودن تولید موه در بزهای مرخز احتمالاً چیدن دیر هنگام موه است که باعث ریزش و هدر رفتن بخش زیادی از موه تولیدی می شود. علت دیگر عدم سابقه انتخاب برای افزایش میزان موه تولیدی در این جمعیت می باشد. در میان صفات مورد مطالعه ضریب تغییرات وزن تولد کمتر از صفات دیگر بود. ضریب تغییرات وزن بیده در سن یک سالگی ۴۵/۹۳ درصد بود که نشان دهنده تنوع زیاد این صفت در بز مرخز می باشد.

نتایج حاصل از تأثیر عوامل محیطی روی صفات مورد مطالعه در جدول ۲ ارائه شده است. R^2 مدل برازش شده برای صفت وزن از شیرگیری (۰/۴۴) بیشتر از دیگر صفات (در دامنه ۰/۱۵ الی ۰/۴۰) بود. اثر سال تولد بر

صفات وزن تولد، وزن شیرگیری، وزن شش ماهگی، وزن نه ماهگی، وزن یک سالگی و وزن بیده یک سالگی بسیار معنی دار بود ($P < 0/01$). اثر گله، جنس و نوع تولد روی صفات وزن تولد، وزن شیرگیری، وزن شش ماهگی، وزن نه ماهگی، وزن یک سالگی بسیار معنی دار ($P < 0/01$) و روی صفت وزن بیده در سن یک سالگی معنی دار نبود ($P > 0/01$). سن مادر روی هیچ یک از صفات به جز وزن تولد معنی دار نبود. که می تواند به دلیل قطع وابستگی بزغاله به شیرمادر در موقع بعد از شیرگیری باشد زیرا در این حالت بزغاله فقط تحت تأثیر عوامل محیطی و پتانسیل ژنتیکی خود است. نتایج این تحقیق با نتایج برخی از محققین دیگر مطابقت داشت (۱۲ و ۱۴). سال تولد، جنس بزغاله و تیپ تولد بر اوزان رشد بعد از شیرگیری اثرات بسیار معنی داری دارند. بیشترین و کمترین وزن بزغاله ها به ترتیب مربوط به سال های ۱۳۷۶ و ۱۳۸۲ بود. اثر سال به صورت تغییرات شرایط آب و هوایی، مدیریت و چگونگی پرورش مادران، میزان و نحوه تغذیه گله، رشد بزغاله ها را تحت تأثیر قرار می دهد. وزن بعد از شیرگیری تحت تأثیر تیپ تولد و جنس بزغاله می باشد. بزغاله های تک قلو معمولاً سنگین تر از بزغاله های دو، سه و چهار قلو بوده که این اختلاف در سنین پائین معنی دار و با افزایش سن تفاوت بین تیپ تولد معنی دار نبود. با توجه به اینکه بزغاله های تک قلو در رحم مادر و در هنگام تولد از وضعیت تغذیه بهتری نسبت به بزغاله های دو یا چندقلو برخوردار بودند بنابراین وزن بالاتری را دارا بودند.

این نتایج مشابه دیگر تحقیقات می باشد (۳، ۹، ۱۰، ۱۷ و ۱۸). همچنین در مورد سنگین تر بودن بزغاله نر نسبت به بزغاله ماده علت اصلی آن فعالیت های فیزیولوژیکی و هورمونی در دو جنس نر و ماده است. مطالعات محققین دیگر نیز با این گزارش مطابقت دارند. با توجه به نتایج حاصل اثرات عوامل ثابت در مدل های آماری جهت تجزیه و تحلیل تک صفتی و دو صفتی براساس معنی دار بودن آنها در نظر گرفته شد، بنابراین بزغاله های متولد شده از بزهای مسن سنگین تر بودند، اما این روند تا سن شش سالگی سن مادر بود در کل صفات رشد با افزایش سن مادر تا شش سالگی افزایش و سپس کاهش می یابند. این نتایج مشابه نتایج دیگر محققین بود (۹، ۱۱ و ۱۶).

پارامترهای ژنتیکی

نتایج تجزیه و تحلیل تک صفتی صفات وزن تولد، وزن شیرگیری، وزن شش ماهگی، وزن نه ماهگی، وزن یک سالگی و وزن بیده در سن یک سالگی با مدل های مختلف برای برآورد واریانس ژنتیکی افزایشی، واریانس

ژنتیکی افزایشی مادری، واریانس باقیمانده، واریانس فنوتیپی، وراثت پذیری مستقیم، وراثت پذیری مادری، همبستگی بین اثرات ژنتیکی افزایشی مستقیم و مادری در جدول ۳ ارائه شده است. همانطور که در جدول ۴ (آنالیز چند صفتی) ملاحظه می گردد بیشترین مقدار وراثت پذیری مستقیم مربوط به وزن یک سالگی (0.43 ± 0.43) و کمترین آن مربوط به وزن بیده در سن یک سالگی (0.304 ± 0.451) می باشد. همبستگی بین اثرات ژنتیکی افزایشی مستقیم و مادری (R_{am}) بطور غیر قابل انتظاری منفی و بزرگ (در دامنه -0.44 الی -0.84) می باشد. از نظر بیولوژیکی برآورد همبستگی منفی غیرقابل توجیه بوده و دلایل متفاوتی نیز برای این همبستگی منفی بیان شده است. از دلایل مهم این امر عدم احتساب همبستگی های محیطی بین مادر و نتاج در مدل آنالیز می باشد که باعث کاهش همبستگی بین عوامل ژنتیکی می شود (۲).

جدول ۳- وراثت پذیری مستقیم، مادری و واریانس های ژنتیکی، فنوتیپی و محیطی و همبستگی مادری و

محیطی صفات مختلف (آنالیز یک صفتی)

صفات	BW	WW	W6	W9	WY	FW
h_a^2	0.30 ± 0.05	0.30 ± 0.04	0.34 ± 0.04	0.37 ± 0.04	0.43 ± 0.03	0.31 ± 0.04
m^2	0.17 ± 0.03	0.18 ± 0.03	0.14 ± 0.02	0.12 ± 0.03	0.10 ± 0.02	0.15 ± 0.02
σ_a^2	۰/۰۶	۴/۲۲	۵/۵۲	۲۰/۳۳	۱۲/۶۱	۰/۰۶
σ_m^2	۰/۰۴	۲/۴۶	۲/۳۴	۷/۵۶	۲/۹۶	۰/۰۳
σ_p^2	۰/۲۱	۱۳/۹۷	۱۶/۰۰	۲/۴۲	۲۹/۳۰	۰/۱۷
σ_e^2	۰/۱۱	۰/۳۱	۸/۲۵	۱۰/۳۵	۱۳/۷۳	۰/۱۱
Γ_{am}	-0.57	-0.73	-0.73	-0.81	-0.85	-0.44

برآورد پارامترهای ژنتیکی و فنوتیپی صفات اقتصادی در بز مرخز وراثت پذیری و همبستگی های ژنتیکی و فنوتیپی صفات رشد و وزن بیده در سن یک سالگی آنالیزهای دو صفته در جدول ۴ ارائه شده است. وراثت پذیری صفات رشد بجز برای صفت وزن یک سالگی (0.04 ± 0.36) برای کلیه صفات نسبتاً پائین بود. خطای استاندارد اکثر پارامترهای برآورد شده در حدود 0.02

جدول ۴- وراثت پذیری مستقیم (عناصر قطری)، همبستگی ژنتیکی (عناصر بالای قطر) و همبستگی فنوتیپی (عناصر پائین قطر)

صفات	BW	WW	W6	W9	WY	FW
BW	0.249 ± 0.04	0.287 ± 0.09	0.305 ± 0.09	0.249 ± 0.03	0.136 ± 0.09	-0.138 ± 0.11
WW	0.272 ± 0.18	0.238 ± 0.02	0.1825 ± 0.34	0.713 ± 0.05	0.584 ± 0.12	-0.187 ± 0.09
W6	0.273 ± 0.04	0.705 ± 0.20	0.305 ± 0.04	0.1862 ± 0.06	0.596 ± 0.09	-0.218 ± 0.09
W9	0.152 ± 0.01	0.552 ± 0.01	0.707 ± 0.05	0.328 ± 0.04	0.712 ± 0.02	-0.202 ± 0.04
WY	0.191 ± 0.02	0.452 ± 0.08	0.405 ± 0.02	0.1835 ± 0.05	0.280 ± 0.04	0.316 ± 0.02
FW	0.157 ± 0.02	0.216 ± 0.07	0.305 ± 0.07	0.302 ± 0.07	0.312 ± 0.10	0.211 ± 0.04

وزن تولد را در بزهای شیری برزیل به ترتیب 0.29 و 0.2 گزارش کردند. در این تحقیق وراثت پذیری مستقیم و وراثت پذیری مادری حاصل از آنالیزهای دو صفتی این صفت به ترتیب 0.307 ± 0.25 و 0.12 ± 0.02 برآورد شدند که با آنالیزهای تک صفتی نسبتاً مطابقت دارد.

رضانیان (۱۲) وراثت پذیری مستقیم و وراثت پذیری مادری صفت WW را با استفاده از نرم افزار DFREML به ترتیب 0.195 و 0.077 گزارش کرد. الشروپی (۲) وراثت پذیری مستقیم با استفاده از نرم افزار DFREML برای این صفت را در بزهای اماراتی 0.32 گزارش کرد که نسبت به نتایج این تحقیق بیشتر بود. نیکول (۱۰)

رضانیان (۱۲) در مطالعه روی بز مرخز وراثت پذیری مستقیم و وراثت پذیری مادری وزن تولد را با استفاده از نرم افزار DFREML به ترتیب 0.53 ± 0.216 و 0.47 ± 0.072 گزارش کرد که با نتیجه این تحقیق مطابقت نداشت. الشروپی (۲) وراثت پذیری مستقیم و مادری وزن تولد را برای بزهای اماراتی با استفاده از نرم افزار DFREML، را به ترتیب 0.18 و 0.18 گزارش کرد که با نتایج این تحقیق مطابقت دارد. باسو (۳) وراثت پذیری وزن تولد را در بزهای کوتوله با استفاده از نرم افزار ASREML، 0.5 ± 0.05 گزارش کرد که با نتیجه این تحقیق مطابقت نداشت. ریبری (۱۵) وراثت پذیری مستقیم و وراثت پذیری مادری

پژوهشهای تولیدات دامی سال اول/ شماره ۱/ بهار و تابستان ۱۳۸۹ ۹

وراثت پذیری این صفت را در بزهای آنقوره نیوزیلند 0.16 ± 0.28 گزارش کرد که در دامنه نتایج بدست آمده از این تحقیق می باشد. موارد (۹) وراثت پذیری در بزهای آمیخته (بومی آفریقا با آلباین) را با استفاده از نرم افزار ASREML، 0.47 گزارش کرد که نسبت به نتیجه حاصل از این تحقیق بزرگتر بود. رمضانیان (۱۲) با استفاده از نرم افزار DFREML وراثت پذیری مستقیم صفت وزن نه ماهگی را (0.221 ± 0.05) گزارش کرد. همچنین وراثت پذیری وزن نه ماهگی را با نرم افزار DFREML، 0.49 ± 0.377 گزارش گردید که با نتایج این تحقیق یکسان بود.

رشدی و رمضانیان وراثت پذیری وزن یک سالگی را با استفاده از نرم افزار DFREML به ترتیب (0.310 ± 0.05) و (0.435 ± 0.053) گزارش کردند که با نتایج این تحقیق مطابقت دارد. اسنیمن و الیویر (۲۳) با استفاده از نرم افزار DFREML وراثت پذیری وزن یک سالگی را در دو گله بز آنقوره آفریقای جنوبی (0.35 ± 0.05) و (0.47 ± 0.01) گزارش کردند که با نتایج این تحقیق مطابقت دارد. باسو (۳) وراثت پذیری وزن یک سالگی در بزهای کوتوله را (0.30 ± 0.07) گزارش کرد. که در مقایسه با نتایج بدست آمده از این تحقیق کمتر بود. رمضانیان وراثت پذیری وزن بیده در سن یک سالگی را با استفاده از نرم افزار DFREML (0.177 ± 0.039) گزارش کرد که با نتیجه این تحقیق مطابقت نداشت. اسنیمن و الیویر (۲۳) با استفاده از DFREML وراثت پذیری

وزن بیده در سن یک سالگی را دو گله بز آنقوره آفریقای جنوبی (0.22 ± 0.04) گزارش کردند که نسبت به نتیجه حاصل از این تحقیق نیز کمتر بود. آلاین (۱) در مطالعه روی بزهای آنقوره فرانسه وراثت پذیری وزن بیده را با استفاده از نرم افزار DFREML، (0.19 ± 0.02) گزارش کردند. که با نتیجه حاصل از این مطالعه مطابقت ندارد. گیفورد و همکاران (۴) وراثت پذیری وزن بیده یک سالگی را در بزهای آنقوره استرالیا (0.22 ± 0.16) گزارش کردند.

این نتایج مشابه نتایج رشدی و همکاران (۱۳) اما با نتایج پورتالانو (۱۱) تفاوت داشت، به طوریکه وراثت پذیری برای صفات رشد در بزهای سیلیان^۱ با افزایش سن بیشتر برآورد گردید. وراثت پذیری های برآورد شده کمتر از صفات مشابه مورد مطالعه توسط موراد و آنوس (۹) و وراثت پذیری وزن بیده یک سالگی مشابه تحقیق آلاین (۱) بود.

همبستگی ژنتیکی مستقیم و فنوتیپی صفات مورد مطالعه در جدول ۴ و همبستگی های ژنتیکی مادری در جدول ۵ ارائه شده است. همبستگی های ژنتیکی صفات رشد در دامنه 0.13 (وزن تولد و وزن یگسالگی) الی 0.86 (بین وزن شیرگیری و وزن نه ماهگی) بود. به غیر از وزن یک سالگی همبستگی ژنتیکی وزن بیده با دیگر صفات رشد منفی و پائین بود (در دامنه -0.12 با وزن تولد الی -0.21) بود. این نتایج با نتایج هانفورد (۶) که در گوسفندان رامبویلت^۲ برآورد شده بود، تفاوت داشت. همبستگی ژنتیکی وزن تولد با وزن شیرگیری در این

برآورد پارامترهای ژنتیکی و فنوتیپی صفات اقتصادی در بز مرخز مطالعه کمتر از مقدار گزارش شده (۰/۵۱۱) توسط رمضانیان و (۰/۳۸) توسط رشیدی در مطالعه روی همین نژاد می باشد. همبستگی ژنتیکی برآورد شده بین وزن از شیرگیری و

وزن یک سالگی کمتر از مقدار گزارش شده توسط رمضانیان (۰/۷۰) و رشیدی (۰/۶۹) و شیخ احمدی (۰/۶۶) بود (۱۲، ۱۳ و ۲۱).

جدول ۵- وراثت پذیری مادری (عناصر قطری) و همبستگی ژنتیکی مادری (عناصر بالای قطر) صفات مختلف

صفات	BW	WW	W6	W9	WY	FW
BW	۰/۱۲۳ ± ۰/۰۲	۰/۴۱۲ ± ۰/۰۵	۰/۳۴۵ ± ۰/۱۱	۰/۱۸ ± ۰/۱۳	۰/۱۸ ± ۰/۰۸	-۰/۴۰۱ ± ۰/۱۵
WW		۰/۱۰۶ ± ۰/۰۲	۰/۸۱۲ ± ۰/۰۲	۰/۷۴۸ ± ۰/۱۳	۰/۷۰۲ ± ۰/۰۵	-۰/۲۰۹ ± ۰/۰۸
W6			۰/۰۳۴ ± ۰/۰۰۱	۰/۷۴۵ ± ۰/۰۶	۰/۸۴ ± ۰/۰۳	-۰/۳۲۸ ± ۰/۰۵
W9				۰/۰۱۷ ± ۰/۰۱	۰/۸۱۶ ± ۰/۰۸	۰/۱۸۸ ± ۰/۰۴
WY					۰/۰۳۶ ± ۰/۰۲	۰/۲۰۲ ± ۰/۰۵
FW						۰/۰۵۷ ± ۰/۰۱۸

شده و با توجه به اینکه انتخاب در سنین پایین به دلیل کاهش فاصله نسل پیشرفت ژنتیکی بیشتری را بدنبال دارد، می توان نتیجه گرفت که با پیشرفت ژنتیکی در وزن شیر گیری، سایر صفات وزن بدن نیز از نظر ژنتیکی به نحو مطلوبی پیشرفت خواهند کرد. بنابراین وزن شیرگیری معیار انتخاب مناسبی برای بهبود صفات مورد مطالعه در بز نژاد مرخز می باشد. همبستگی های فنوتیپی برآورد شده بین صفات مختلف در جدول ۴ ارائه شده است. همبستگی فنوتیپی بین وزن نه ماهگی و وزن یک سالگی بیشترین مقدار (۰/۸۳) و همبستگی فنوتیپی بین وزن تولد و وزن بیده در سن یک سالگی کمترین مقدار را دارد (۰/۱۵). همبستگی بین صفات رشد با وزن بیده با افزایش سن افزایش می یابد.

ساکسنا (۲۰) همبستگی ژنتیکی بین وزن تولد و شیرگیری را در بزهای جامناپاری ۰/۲۴۸ گزارش کرد. الشروبی و همکاران (۲) همبستگی ژنتیکی و فنوتیپی بین این صفات

همبستگی ژنتیکی وزن یک سالگی و وزن بیده بیشتر از مقدار برآورد شده توسط رشیدی (۱۳) (۰/۳۰) و یالسین (۲۶) در مطالعه روی بز آنقوره (۰/۱۷) و بیشتر از مقدار گزارش شده توسط رمضانیان (۱۲) (۰/۰۸) است. مقادیر همبستگی ژنتیکی مثبت بین صفات مختلف وزن بدن در سنین مختلف به این دلیل است که ژنهایی که وزن یک سالگی را تحت تأثیر قرار می دهند وزن را در سنین دیگر نیز تحت تأثیر قرار می دهند. احتمالاً این صفات توسط ژنهای مشابه یا ژنهای با عملکرد پلیوتروپی کنترل می شوند. بنابراین می توان انتظار داشت که اگر انتخاب برای هر کدام از این صفات در هر مرحله ای از زندگی بعمل آید برای افزایش وزن در مراحل بعدی نیز مؤثر خواهد بود (۳).

همبستگی ژنتیکی وزن شیر گیری با صفات وزن شش ماهگی، وزن نه ماهگی و وزن یک سالگی بیشتر از همبستگی فنوتیپی بین این صفات می باشد. با توجه به موارد ذکر

را در بزهای اماراتی به ترتیب ۰/۴۵ و ۰/۶۵ گزارش کردند. اسنیمن (۲۳) همبستگی ژنتیکی و فنوتیپی بین صفات وزن بدن و وزن بیده را در بزهای آنقوره آفریقای جنوبی به ترتیب (۰/۵۸ ± ۰/۰۶۶۸) و (۰/۰۱ ± ۰/۵۷۲) گزارش کرد. شیلتون و باست (۲۲) همبستگی ژنتیکی و فنوتیپی بین این صفات را در بزهای آنقوره به ترتیب ۰/۲۶- و ۰/۱ گزارش کردند. باسو و همکاران (۳) همبستگی ژنتیکی بین صفات وزن تولد و وزن شیرگیری، وزن تولد و وزن یک سالگی و وزن شیرگیری و وزن یک سالگی را در بزهای کوتوله به ترتیب (۰/۰۳ ± ۰/۳۰)، (۰/۰۳ ± ۰/۱۹) و (۰/۰۲ ± ۰/۷۴) گزارش کردند. نیکول و همکاران (۱۰) همبستگی ژنتیکی بین وزن از شیرگیری و وزن بیده در سن یک سالگی را ۰/۰۵- گزارش نمودند. همبستگی ژنتیکی مادری بین صفات وزن تولد و وزن شیرگیری و وزن شش ماهگی با وزن بیده در سن یک سالگی منفی و همبستگی ژنتیکی مادری بین دیگر صفات مثبت می باشد.

وراثت پذیری های ژنتیکی مستقیم و مادری برای صفات رشد برآورد شده در این تحقیق نشان می دهد که انتخاب برای این صفات می تواند سبب پیشرفت ژنتیکی گردد. مقادیر همبستگی ژنتیکی مثبت بین صفات مختلف وزن بدن در سنین مختلف می تواند نشان دهنده این امر باشد که ژنهایی که وزن یک سالگی را تحت تأثیر قرار می دهند برخی از تغییرات وزن را در سنین دیگر نیز تحت تأثیر قرار می دهند. احتمالاً این صفات توسط ژنهای مشابه یا ژنهای با عملکرد پلیوتروپی

کنترل می شوند. بنابراین می توان انتظار داشت که اگر انتخاب برای هر کدام از این صفات در هر مرحله ای از زندگی بعمل آید برای افزایش وزن در مراحل بعدی نیز مؤثر خواهد بود. همبستگی ژنتیکی وزن شیرگیری با صفات وزن شش ماهگی، وزن نه ماهگی و وزن یک سالگی بیشتر از همبستگی فنوتیپی بین این صفات می باشد. با توجه به موارد ذکر شده و با توجه به اینکه انتخاب در سنین پایین تر بدلیل کاهش فاصله نسل پیشرفت ژنتیکی بیشتری را بدنبال دارد، می توان نتیجه گرفت که با پیشرفت ژنتیکی در وزن از شیرگیری، سایر صفات وزن بدن نیز از نظر ژنتیکی به نحو مطلوبی پیشرفت خواهند کرد. بنابراین وزن از شیرگیری معیار انتخاب مناسبی برای بهبود صفات مورد مطالعه در بز نژاد مرخز می باشد. عوامل محیطی نیز از اثرات مهم و موثر در بروز توانایی های ژنتیکی دام در منطقه می باشد که لازم است اثر این عوامل در ارزیابی صفات اقتصادی بزغالله های نژاد بز مرخز در نظر گرفت. نهایتاً با توجه به اینکه نژاد بز مرخز یک نژاد الیافی می باشد و همچنین با توجه به نتایج بدست آمده در این تحقیق (همبستگی ژنتیکی منفی بین وزن بیده در سن یک سالگی با صفات رشد بجز وزن یک سالگی) و تحقیقات قبلی بایستی نسبت به یک هدف اصلاحی مشخص در این نژاد سیاست پرورشی مناسب اتخاذ گردد. چنانچه هدف افزایش صفات رشد در این نژاد باشد بایستی تولید الیاف موهر نسبت به آن نادیده گرفته شود. با توجه به نوع خوراک مصرفی (وابستگی کامل این نژاد به مرتع و

برآورد پارامترهای ژنتیکی و فنوتیپی صفات اقتصادی در بز مرخز ۱۲

تعلیف برگ درختان بلوط) و همچنین جثه کوچک این دام برای افزایش وزن بازدهی اقتصادی نخواهد داشت. بزهای نژاد مرخز با توجه به محیط و سیستم پرورشی آنها و دلایل مذکور سازگاری مناسبی جهت تولید الیاف

موهر را دارا می باشند. که در این حالت توصیه می گردد نسبت به حفظ این نژاد بومی و همچنین تعریف و تدوین برنامه اصلاح نژادی مبتنی بر بازدهی اقتصادی در این نژاد تحقیقات بیشتری صورت گیرد.

منابع:

1. Allain, D. and J.M. Roguet. 2003. Genetic and nongenetic factors influencing mohair production traits within the national selection scheme of Angora goats in France. *Small Ruminant Res.*, 82: 129-137.
2. Al-Shorepy, S.A., G.A. Alhadranu and K.N. Abdul wahab. 2002. Genetic and phenotypic parameters for early growth traits in Emirati goat. *Small Ruminant Res.*, 4: 217-223.
3. Bosso, N.A. 2006. Genetic and phenotypic parameters of body weight in west African Dwarf goats and Djallonke sheep. *Small Ruminant Res.*, 52: 247-253.
4. Gifford, D.R., R.W. Ponzoni, R.J. Lampe and J. Burr. 1991. Phenotypic and genetic parameters of fleece traits and live weight in South Australian Angora goats. *Small Ruminant Res.*, 4: 293-302.
5. Gilmour, A.R., B.J. Gogel, B.R. Cullis, S.J. Welham and R. Thompson. 2002. *ASREML User Guide*, Release 1.0. VSN International Ltd., UK 432 p.
6. Hanford, K.J., L.D. Van Vleck and G.D. Snowder. 2005. Estimates of genetic parameters and genetic change for reproduction, weight, and wool characteristics of Rambouillet sheep. *Small Ruminant Res.*, 57: 175-186.
7. MacNeil, M.D., J.J. Urick, S. Newman and B.W. Kuapp. 1992. Selection for post weaning growth in inbred Hereford cattle. The Fort Keogh. Montana line 1 example. *J. Anim. Sci.*, 70: 723-733.
8. Mourad, M. 1994. Estimation of genetic and phenotypic parameters of some reproductive traits of Africa common goats in Rwanda. *Small Ruminant Res.*, 15: 67-71.
9. Mourad, M. and M.R. Anous. 1998. Estimates of genetic and phenotypic parameters of some growth traits in common African and Alpine crossbred goats. *Small Ruminant Res.*, 27: 197-202.
10. Nicoll, G.B., M.L. Bigham and M.J. Alderton. 1989. Estimates of environmental effects and genetic parameters for live weights and fleece traits of Angora goats. *Small Ruminant Res.*, 49: 183-189.
11. Portolano, B., M. Todaro, R. Finocchiaro and J.H.B.C.M. Van Kaam. 2003. Estimation of the genetic and phenotypic variance of several growth traits of the Sicilian Girgentana goat. *Small Ruminant Res.*, 45: 247-253.
12. Ramazanian, M. 2003. Genotype and environment trend of production traits in Markhoz goat. MSc thesis. Tarbiat Modares Uni., 91 p.
13. Rashidi, A., N. Emam-Jome and R. Vaez-Torshizi. 2000. Estimation of co (variance) and genetics parameters body weight traits in Markhoz goat. *J. Iri. Agri. Sci.*, 31: 455-462.
14. Rashidi, A., M. Ramazanian and R. Vaez-Torshizi. 2005. Estimation genetic and environment trend of economic traits in markhoz goat. *J. Iri. Agri. Sci.*, 36: 1123-1130.
15. Ribeiro, C., S.D.A. Ribeiro and S.A. Queiroz. 2000. Environment and genetic effects on birth weight in dairy goats In *Proceedings 7th international conference on goats*. 224-225.
16. Ricordeau, G., J. Razungles, C. Tchamitchian, C. Lefèvre and J.C. Brunel. 1982. Genetic and phenotypic characters of growth and reproduction of cross-bred ewes of Berrichon Romanov F1 to F4. *Ann. Génét. Sél. Anim.*, 14: 327-352.
17. Saeid, B.S. and P.L. Leroy. 1998. Genetic and phenotypic aspects of the growth curve characteristics. *Small Ruminant Res.*, 29: 261-269.

18. Sallam, M.T., H.A. Hassan and F.N.R. El-Feel. 1988. Crossing and some environmental factors, effects on reproductive and growth performance of Egyptian Baladi and French Alpine goats, effects on reproductive and growth performance of Egyptian Baladi and French Alpine goats. *Minia. J. Agric. Res. Dev.*, 10: 1585-1606.
19. SAS Institute. 2002. SAS User's Guide, Version 9.1, vol. 2, 4th ed. GLM-VARCOMP. SAS Institute Inc., Cary, NC.
20. Saxena, V.K., V.K. Taneja and P.N. Bhat. 1998. Genetic and nongenetic factors affecting pre-weaning growth in Jamunapari goats. *Indian J. Anim. Sci.*, 8: 974-980.
21. Sheikahmadi. M. 2006. Genotype and environment trend of production traits in Markhoz goat by multiple trait analysis. Animal sciences MSc thesis. University of Kurdistan. 103 pp.
22. Shelton. M. and G.W. Basset. 1970. Estimates of certain genetic parameter relating to Angora goat. *Texas Agric. Res. Report. 2570*: 38-41.
23. Snyman, M.A. and J.J. Olivier. 1996. Genetic Parameters for body weight, fleece weight and fiber diameter in South African Angora goats. *Live. Prod. Sci.*, 47: 1-6.
24. Van Der Werf, J. and M. Godard. 2003. Model and methods for genetic analysis, Armidale Animal Breeding Summer Course. 41 pp.
25. Vatankhah, M. 2005. Estimation of genotype and phenotype parameters growth traits in Lori-Bakhtiari sheep. *J. Iri. Agri. Sci.*, 36: 1455-1463.
26. Yalcin, B.C. 1982. Angora breeding. *Proc. 3rd Int. Conf. Goat Prod. Disease, Tucson, Arizone*, pp: 269-278.

Estimation of Genetic and Phenotypic Parameters for Some Economic Traits in Markhoz Goat

M.B. Baghchehmaryam¹, M. Moradi shahrehabak², S.R. Miraei Ashtiani², A. Rashidi³
and M. Sheykh Ahmadi⁴

Abstract

Genetic and phenotypic parameters for body and yearling fleece weigh traits were estimated based on 4008 records. Records gathered across year 1993 to 2007 in the Markhoz goat research stations in Saghez and Sanandaj. Parameters were estimated using univariate and bivariate animal model with restricted maximum like lihood ASREML software. Mean (standard error of means) of birth weight (BW), weaning weight (WW), 6, 9 and 12 month and yearling fleece eight were 2.56(0.01), 14.93(0.0) 17.13(0.08), 20.08(0.11), 24.72(0.14) kg and 450.51(3.46) gram, respectively. Higher and lower direct heritability were 0.361 ± 0.041 and 0.211 ± 0.036 for 12 month and yearling fleece weight respectively. Birth weight has the highest maternal heritability (0.121 ± 0.023) and it was decreased with increasing of age. Genetic correlation between these traits ranged from -0.202 to 0.862 and phenotypic correlation 0.152 to 0.835, respectively. Genetic correlations for growth traits were positive but those of some growth traits and fleece weight were negative. Correlation between direct and maternal genetic effect were negative for all traits.

Keywords: Markhoz goat, Body weight, Fleece weight, Genetic parameter, Animal model

1- P.hD. Student, College of Agriculture, University of Tehran

2- Associate Professor, College of Agriculture, University of Tehran

3- Associate Professor, Collage of Animal Sciences, University of Kurdistan

4- Former M.Sc. Student, University of Kurdistan