

اثر بر ارزش مدل‌های مختلف دامی بر تخمین پارامترها و روندهای ژنتیکی برخی صفات رشد گوسفند بلوچی

قاسم متقی‌نیا^{۱*}، همایون فرهنگ فر^۲، عبدالاحد شاد پرور^۳ و مسلم باشتنی^۲

تاریخ دریافت: ۹۱/۱۲/۱۰ تاریخ پذیرش: ۹۲/۱۲/۱۴

^۱ کارشناس ارشد، مدرس دانشگاه پیام نور خراسان جنوبی

^۲ استاد و دانشیار گروه علوم دامی دانشگاه بیرجند

^۳ دانشیار گروه علوم دامی دانشگاه گیلان

* مسئول مکاتبه: Email: Mottaghinia1360@yahoo.com

چکیده

در این پژوهش از مجموع ۳۵۵۱۱ رکورد صفات رشد قبل از شیرگیری مربوط به ۱۱۸۳۷ رأس بره (۶۰۳۰ نر و ۵۸۰۷ ماده) حاصل از ۳۰۰ قوچ و ۳۶۹۴ میش بلوچی که طی سال‌های ۱۳۵۷ تا ۱۳۸۷ از گله‌های ۱ و ۲ ایستگاه اصلاح نژاد عباس آباد مشهد جمع‌آوری شده بود، استفاده گردید. بر مبنای قرار گرفتن اجزای واریانس ژنتیکی افزایشی مستقیم (مدل ۱)، ژنتیکی افزایشی مستقیم و محیط دائمی مادری (مدل ۲) دو جزء فوق، همراه با ژنتیکی افزایشی مادری و بدون کواریانس (مدل ۳) و با در نظر گرفتن کواریانس (مدل ۴) پارامترهای ژنتیکی برآورد گردیدند. بر اساس گزینش بهترین مدل، نسبت واریانس محیط دائم مادری به واریانس فنوتیپی، وراثت‌پذیری مستقیم و مادری برای وزن تولد به ترتیب ۰/۰۸۱، ۰/۱۰۴، ۰/۰۷۲ و برای وزن شیرگیری به ترتیب ۰/۰۷۳، ۰/۰۶۳، ۰/۰۲۵ و برای افزایش وزن روزانه به ترتیب ۰/۰۶۸، ۰/۰۴۶ و ۰/۰۱۴ بود. روند ژنتیکی صفات مزبور به ترتیب ۰/۱۰۴±۰/۶۸۸، ۰/۳۵۹±۰/۲۰۸ و ۰/۰۰۴±۰/۰۶۹ گرم در سال برآورد گردید (P<۰/۰۱) که نشان دهنده تغییرات مثبت مطلوب ناشی از انتخاب در جمعیت تحت مطالعه می‌باشد.

واژگان کلیدی: صفات رشد، مدل دام، اثرات مادری، گوسفند بلوچی

مقدمه

مختلف، نه تنها برای حفظ نژادهای بومی، بلکه برای تعیین اهداف و طراحی برنامه‌های اصلاح‌نژادی، درک بهتر ساز و کار ژنتیکی صفات، پیش‌بینی اصلاحی و پیش‌بینی پاسخ مورد انتظار از برنامه‌های انتخاب، ضروری است (ماتیکا و همکاران ۲۰۰۳ و وطن‌خواه و همکاران ۱۳۸۳). صفات رشد به ویژه در سنین پایین، تحت تأثیر عوامل ژنتیکی افزایشی مستقیم و مادری و

برآورد اجزای واریانس - کواریانس در برنامه‌های اصلاح دام اهمیت ویژه‌ای دارد، چون با برآورد نمودن واریانس‌های افزایشی (در صورت امکان غیر افزایشی) می‌توان چگونگی توارث صفات را مطالعه نمود (هوفر ۲۰۱۱ و امام جمعه کاشان ۱۳۷۶). تعیین صحیح پارامترهای ژنتیکی و اهمیت نسبی اثر سازه‌های ژنتیکی

صفات رشد به خصوص صفات قبل از شیرگیری، از مهمترین صفات دام‌های اهلی محسوب می‌شوند که به لحاظ اقتصادی اهمیت فراوان دارند (گم‌سای ۲۰۱۰). وزن بدن و سرعت افزایش آن در سنین مختلف، رشد یک دام را به بهترین شکل بیان می‌کند. وزن گوسفند و افزایش روزانه آن، بر بازدهی اقتصادی حاصل از پرورش گوسفند اثر مستقیم دارد (رائو ۱۹۹۷). وزن تولد، به عنوان اولین شاخص رشد، بر رشد بره‌ها تا زمان شیرگیری اثر می‌گذارد. پروراندن بره‌هایی با وزن تولد بیشتر نسبت به بره‌هایی که وزن تولد کمتری دارند، نتایج بهتری را به همراه داشته است؛ ولی بره‌هایی با وزن تولد خیلی بالا، سبب بروز سخت‌زایی می‌شوند. ولی از آن‌جا که وزن تولد تحت تأثیر عوامل مادری قرار می‌گیرد، در برنامه‌های اصلاح نژادی نباید تأکید زیادی بر برتری آن نمود (لیگدا و همکاران ۲۰۰۰). افزایش وزن شیرگیری بره‌ها هدف مهمی در پرورش گوسفند است زیرا سبب افزایش و بهبود در بازدهی رشد و فروش بره‌ها می‌شود (لاسلو و همکاران ۱۹۸۵). هدف از انجام این پژوهش، بررسی برآزش مدل‌های مختلف دامی و اثر آن‌ها در برآورد پارامترها و روندهای ژنتیکی صفات رشد قبل از شیرگیری گوسفندان بلوچی ایستگاه اصلاح نژاد عباس‌آباد مشهد بود.

مواد و روش

از مجموع ۳۵۵۱۱ رکورد وزن مربوط به ۱۱۸۳۷ رأس بره (۶۰۳۰ نر و ۵۸۰۷ ماده) حاصل از ۳۰۰ قوچ و ۳۶۹۴ میش بلوچی که طی ۳۱ سال، ۱۳۵۷ تا ۱۳۸۷، از گله‌های ۱ و ۲ ایستگاه اصلاح نژاد عباس‌آباد مشهد جمع‌آوری شده بود، برای بررسی اثر مدل‌های مختلف دامی در برآورد پارامترها و روند ژنتیکی صفات وزن تولد، شیرگیری و افزایش وزن روزانه از تولد تا شیرگیری، استفاده گردید. به منظور برآورد اجزای واریانس - کواریانس، پارامترهای ژنتیکی و ارزش

محیط دائمی مادری قرار می‌گیرند (دوگما و همکاران ۲۰۰۲؛ ماتیکا و همکاران ۲۰۰۳ و اسنیمین و همکاران ۱۹۹۵؛ واعظ‌ترشیزی و همکاران ۱۹۹۶؛ یزدی و همکاران ۱۹۹۷). هر نوع اثر مادر بر عملکرد فرزندان، به جز اثر ژن‌هایی که بطور مستقیم منتقل می‌شود، اثر مادری می‌گویند (ون ولک ۱۹۹۳). اثرات مادری ناشی از توانایی مادر در تولید شیر برای بره‌ها و دیگر رفتارهای مادری است (رائو ۱۹۹۷). پژوهش‌های انجام شده در نژادهای مختلف گوسفند نشان می‌دهد که اثرات ژنتیکی مستقیم و مادری در رشد بره‌ها و تخمین پارامترهای ژنتیکی مستقیم و مادری اهمیت دارند (الفادیلی و همکاران ۲۰۰۰). بیشتر اثرات مادری بر تنوع وزن بره‌ها می‌باشد، لذا به حساب آوردن این منبع تنوع در برنامه‌های اصلاح نژادی، صحت انتخاب را افزایش می‌دهد (بارفنینگ و کرس ۱۹۹۳). اگر در برآورد اجزای واریانس و پارامترهای ژنتیکی اثر مادری در نظر گرفته نشود، این امر سبب افزایش برآورد اثر ژنتیکی افزایشی مستقیم و کاهش صحت برآورد پارامترهای ژنتیکی و ارزش‌های اصلاحی می‌شود (میر ۱۹۹۲؛ ناشولم و دانل ۱۹۹۶ و بحرینی بهزادی و همکاران ۱۳۸۴).

قسمتی از تغییر در عملکرد به ازای هر واحد زمان که ناشی از تغییر در میانگین ارزش‌های اصلاحی است روند ژنتیکی نامیده می‌شود. به عبارت دیگر، تغییر در میانگین ژنتیکی جمعیت به علت اجرای برنامه اصلاح-نژادی بیان می‌شود که به جهت بالا بردن میانگین ارزش اصلاحی صفات از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است (درستکار و همکاران ۱۳۸۹ و طالعی ۱۳۸۲). تعیین روند تغییرات ارزش اصلاحی، مهمترین عامل ارزیابی بازدهی طرح‌های اصلاح نژادی می‌باشد و مقایسه مدیریت‌های اصلاح نژادی مختلف را امکان‌پذیر و از طرف دیگر اطلاعات لازم برای گسترش برنامه‌های کارآمد در آینده را برای اصلاح‌گران دام فراهم می‌سازد (ون‌وایک و همکاران ۱۹۹۳).

همچنین معیار اطلاعات آکایکی^۲ استفاده گردید. آماره آزمون مزبور به صورت زیر محاسبه می‌گردد:

$$D = -2 \ln$$

(تابع درستنمایی مدل فرض مخالف/تابع درستنمایی مدل فرض صفر)

$$AIC = -2(\ln(\text{likelihood})) + 2k$$

$$y = Xb + Z_1a + e$$

مقایسه آماری میانگین ارزش اصلاحی پیش‌بینی شده بره‌ها در چهار مدل برآزش داده شده بر صفات، توسط آزمون بونفرونی نرم افزار SPSS نسخه (۱۸) انجام شد که این روش سطح معنی‌دار مشاهده شده را از طریق تقسیم آن بر تعداد مقایسه‌های انجام شده تعدیل می‌کند.

نتایج و بحث

میانگین حداقل مربعات صفات وزن تولد، شیرگیری و افزایش وزن روزانه از تولد تا شیرگیری در جدول ۱ آمده است.

بره‌های نر در مقایسه با بره‌های ماده و بره‌های تک قلو در مقایسه با بره‌های دو قلو برای تمامی صفات، از وزن بیشتری برخوردار بودند ($P < 0.01$). برآورد اجزای واریانس و پارامترهای ژنتیکی صفات مورد بررسی در جدول ۲ آمده است.

در صورت وجود اثرات مادری در مدل، مقداری از واریانس ژنتیکی افزایشی کسر گردیده و در جزء واریانس ژنتیکی مادری و کواریانس ژنتیکی مستقیم و مادری جایگزین می‌گردد (ناشولم و دنل ۱۹۹۶). با افزایش تعداد اجزاء در مدل‌های دامی، وراثت‌پذیری مستقیم و نسبت واریانس محیط دائمی به واریانس کل در تمامی صفات کاهش یافت که بیانگر کاهش سهم واریانس ژنتیکی افزایشی مستقیم و واریانس محیط دائمی مادری از واریانس کل می‌باشد. صفت افزایش وزن روزانه، وراثت‌پذیری مستقیم کمتری نسبت به وزن تولد و شیرگیری داشت. با افزایش سن (وزن

اصلاحی صفات مزبور از نرم‌افزار DFREML (نسخه ۳/۱) و چهار مدل دام تک صفت استفاده شد. مدل‌ها در برگزیده اثرات ژنتیکی افزایشی مستقیم و مادری و محیط دائمی مادری بود. مدل‌های آزمون شده به صورت زیر می‌باشند:

(M1)

$$y = Xb + Z_1a + Z_2c + e \quad (M2)$$

$$y = Xb + Z_1a + Z_2c + Z_3m + e \quad \text{Cov}(a,m) = 0 \quad (M3)$$

$$y = Xb + Z_1a + Z_2c + Z_3m + e \quad \text{Cov}(a,m) \neq 0 \quad (M4)$$

که در آن y بردار مشاهدات، b بردار اثرات ثابت، a بردار اثر ژنتیکی افزایشی مستقیم، m بردار اثر ژنتیکی افزایشی مادری، c بردار اثر محیطی دائمی مادری، X ماتریس ضرایب که اثرات ثابت را به مشاهدات مربوط می‌کند، Z_1 ماتریس ضرایب که اثرات ژنتیکی افزایشی مستقیم را به مشاهدات مربوط می‌کند، Z_2 ماتریس ضرایب که اثرات محیطی دائمی مادری را به مشاهدات مربوط می‌کند، Z_3 ماتریس ضرایب که اثرات ژنتیکی افزایشی مادری را به مشاهدات مربوط می‌کند، e بردار اثر باقی‌مانده مدل بود. اثرات ثابت محیطی مدل برای صفت وزن تولد شامل گروه همزمان سال و ماه تولد، جنس و تیپ تولد و متغیرهای همراه سن زایش مادر، و برای صفات وزن شیرگیری و افزایش وزن روزانه، علاوه بر سازه‌های فوق، متغیرهای سن شیرگیری و وزن تولد بره‌ها بود. برای برآورد روند تغییرات ارزش اصلاحی صفات مورد بررسی، از تابعیت میانگین ارزش‌های اصلاحی حیوانات از سال تولد، و برای آزمون معنی‌داری میانگین ارزش اصلاحی بین سطوح مختلف جنس و تیپ تولد، از آزمون نمونه‌های مستقل نرم افزار SPSS ۱۸ برای آزمون آماری تفاوت روندهای ارزش اصلاحی بین مدل‌های مختلف دامی و بین سطوح مختلف جنس و تیپ تولد، از نرم‌افزار SAS استفاده گردید. برای تعیین بهترین مدل، از آزمون‌های نسبت درستنمایی^۱ و

² Akaiki information criterion (AIC)

¹ Likelihood ratio test

شیرگیری در مقایسه با وزن تولد) وراثت‌پذیری نیز افزایشی از واریانس کل با افزایش سن بره می‌باشد. کاهش یافت که دلالت بر کاهش سهم واریانس ژنتیکی

جدول ۱- میانگین حداقل مربعات صفات وزن تولد، شیرگیری و افزایش وزن روزانه تولد تا شیرگیری

صفت	جنس بره		تیپ تولد بره	
	نر	ماده	تک قلو	دو قلو
	تعداد	وزن	تعداد	وزن
وزن تولد (کیلوگرم)	۶۰۳۰	۵۸۰۷	۴/۳۳±۰/۰۹۸	۳/۵۵±۰/۰۹۸
وزن شیرگیری (کیلوگرم)	۶۰۳۰	۵۸۰۷	۲۳/۶۲±۰/۰۵۸	۲۱/۶۴±۰/۰۵۹
افزایش وزن روزانه (گرم)	۶۰۳۰	۵۸۰۷	۲۰۷/۲۹±۶/۳۲	۱۸۵/۲۰±۶/۳۲

جدول ۲- برآورد اجزای واریانس و پارامترهای ژنتیکی صفات وزن تولد، شیرگیری و افزایش وزن روزانه

صفت	مدل	σ_a^2	σ_m^2	σ_e^2	σ_{am}	σ_e^2	σ_p^2	h_d^2	h_m^2	c^2	cv_p	r_{am}	$\log L^*$	AIC
وزن تولد	۱	-/۱۴۱	-	-	-	-/۲۱۶	-/۳۵۸	-/۲۹۵	-	-	۱۳/۸۳۵	-	۴۵۳/۴۰۹ ^a	-۹۰۲/۸۱۸
	۲	-/۰۷۷	-	-/۰۵۲	-	-/۲۱۴	-/۳۴۲	-/۲۲۴	-	-/۱۵۱	۱۳/۵۳۴	-	۵۷۲/۵۲۸ ^b	-۱۱۳۷/۰۶
	۳	-/۰۴۶	-/۰۳۷	-/۰۲۹	-	-/۲۲۹	-/۳۴۰	-/۱۳۶	-/۱۰۸	-/۰۸۳	۱۳/۴۸۲	-	۵۹۶/۸۸۸ ^c	-۱۱۸۳/۷۸
	۴	-/۰۳۵	-/۰۲۵	-/۰۲۷	-/۱۸۱	-/۲۳۵	-/۳۴۰	-/۱۰۴	-/۰۷۲	-/۰۸۱	۱۳/۴۹۵	-/۰۶۱۴	۶۰۷/۲۳۳ ^d	-۱۲۰۲/۴۷
وزن شیرگیری	۱	۲/۴۴۰	-	-	-	۹/۴۲۳	۱۱/۸۳۳	-/۲۰۶	-	-	۱۵/۴۲۵	-	-۲۰۱۰۱/۴۲۷ ^a	۴۰۲۰۶/۸۵
	۲	-/۸۷۵	-	۱/۰۵۱	-	۹/۵۷۲	۱۱/۴۹۸	-/۰۷۶	-	-/۰۹۱	۱۱/۱۸۹	-	-۲۰۰۶۰/۱۳۹ ^b	۴۰۱۲۹/۲۸
	۳	-/۷۲۳	-/۲۸۳	-/۸۳۹	-	۹/۶۴۹	۱۱/۴۹۴	-/۰۶۳	-/۰۲۵	-/۰۷۳	۱۵/۱۸۳	-	-۲۰۰۵۸/۰۱۶ ^b	۴۰۱۲۶/۰۳
	۴	-/۶۰۲	-/۲۰۸	-/۷۰۹	-/۰۲۲	۹/۷۷۴	۱۱/۵۴۴	-/۰۵۲	-/۰۱۸	-/۰۶۱	۱۵/۲۱۷	-/۷۱۱	-۲۰۰۶۲/۶۴۹ ^c	۴۰۱۳۷/۲۰
افزایش وزن	۱	۲۴۲/۵۶۵	-	-	-	۱۱۳۰/۶۵۷	۱۳۷۴/۲۲۲	-/۱۷۷	-	-	۱۹/۱۸۵	-	-۴۷۲۲۲/۸۵۰ ^a	۹۴۴۹۹/۷۷
	۲	۸۵/۳۸۴	-	۱۲۱/۵۷۱	-	۱۱۳۲/۹۶۷	۱۳۳۹/۹۲۱	-/۰۶۴	-	-/۰۹۱	۱۸/۹۴۴	-	-۴۷۱۸۱/۱۰۰ ^b	۹۴۲۷۰/۲۱
	۳	۷۲/۳۶۶	۲۸/۱۴۲	۱۰۰/۵۰۸	-	۱۱۳۹/۰۹۰	۱۳۴۰/۱۰۶	-/۰۵۴	-/۰۲۱	-/۰۷۵	۱۸/۹۴۶	-	-۴۷۱۷۸/۹۵۱ ^c	۹۴۳۶۷/۹۰
	۴	۶۱/۷۵۹	۱۸/۷۹۶	۹۰/۸۱۴	-/۰۱۹	۱۱۴۵/۷۰۵	۱۳۴۲/۵۸۳	-/۰۴۶	-/۰۱۴	-/۰۶۸	۱۸/۹۶۳	-/۷۴۹	-۴۷۱۷۶/۴۷۳ ^d	۹۴۳۶۴/۹۵

σ_a^2 = واریانس ژنتیکی افزایشی مستقیم، σ_m^2 = واریانس ژنتیکی افزایشی مادری، σ_e^2 = واریانس محیط دائم مادری، σ_a = کوارانس بین ژنتیکی افزایشی مستقیم و مادری، σ_e = واریانس باقی‌مانده، σ_p^2 = واریانس فنوتیپی، h_d^2 = وراثت‌پذیری مستقیم، h_m^2 = وراثت‌پذیری مادری، c^2 = نسبت واریانس محیط دائمی مادری به واریانس فنوتیپی، $\log L$ = لگاریتم تابع درست‌نمایی، cv_p = ضریب تغییرات فنوتیپی، r_{am} = همبستگی بین اثر ژنتیکی افزایشی مستقیم و مادری *حروف نامشابه بیانگر معنی داری در سطح $P < 0.01$ است.

مدل حذف می‌شود، نشان داد که برای وزن شیرگیری، فقط بین مدل‌های دو و سه تفاوت معنی‌دار آماری وجود نداشت. برای سایر صفات، اختلاف معنی‌دار آماری بین مدل‌ها وجود داشت ($P < 0.05$).
وقتی برآورد اجزای واریانس توسط یک مدل حیوانی اجرا گردد، در صورتی که اثرات مادری که بخشی از تنوع صفت مورد نظر را به خود اختصاص دهد ولی در مدل لحاظ نشود سبب برآورد اریب و تخمین بیش از حد ضریب وراثت‌پذیری مستقیم می‌گردد (بویتچر و همکاران ۱۹۹۶ و واعظ ترشیزی و همکاران ۱۹۹۶).

وراثت‌پذیری مادری وزن تولد بیشتر از شیرگیری بود که نشان می‌دهد وراثت‌پذیری مادری با افزایش سن نیز کاهش می‌یابد. با افزایش سن بره، سهم محیط دائمی مادری از واریانس کل نیز کاهش یافت که می‌تواند ناشی از کاهش وابستگی بره به مادر باشد. بر اساس مقادیر لگاریتم تابع درست‌نمایی و آزمون آماری کای مربع (جدول دو) مدل چهار، بهترین مدل برای صفات وزن تولد و افزایش وزن روزانه، و مدل سه بهترین برای وزن شیرگیری بود. آزمون نسبت درست‌نمایی که برای انتخاب مدل‌هایی است که در آن اثرات تصادفی از

کاهش وراثت‌پذیری و واریانس ژنتیکی افزایشی شد. با وارد نمودن اثر ژنتیکی مادری به مدل دو، سبب کاهش اثر ژنتیکی افزایشی مستقیم و وراثت‌پذیری مستقیم گردید.

برآوردهای گزارش شده برخی پارامترهای ژنتیکی برای صفات رشد قبل از شیرگیری توسط محققین در نژادهای مختلف در جدول ۳ آمده است.

حذف اثرات ژنتیکی افزایشی مادری و اثر محیط دائمی مادری (مدل ۱) موجب برآورد بالایی از واریانس ژنتیکی افزایشی مستقیم و وراثت‌پذیری در مقایسه با سایر مدل‌های دامی شد. با گنجاندن اثر محیط دائمی مادری در مدل یک (مدل ۲) که شباهت بین دو قلوها و بره‌های متولد شده از یک میش در سال‌های مختلف را نشان می‌دهد، در تمامی صفات لگاریتم تابع درست‌نمایی نسبت به مدل یک افزایش قابل توجه‌ای داشت. این اثر سبب

جدول ۳- برآوردهای گزارش شده برخی پارامترها برای صفات رشد قبل از شیرگیری در نژادهای مختلف

صفت	نژاد	σ_a^2	σ_{pe}^2	σ_m^2	h_a^2	h_m^2	محقق	
وزن تولد	کرمانی		۰/۰۴		۰/۳	۰/۱۶	وطن خواه و همکاران، ۱۳۸۴	
	عربی	۰/۰۲۶۲	۰/۰۲۴۳	۰/۰۲۳۸	۰/۱۰	۰/۰۹	محمدی و همکاران، ۱۳۸۷	
	لری	۰/۶۰۹	۰/۴۰۷	۰/۲۲۸	۰/۴۸۸	۰/۱۸۳	لوف و نوشاری، ۲۰۰۸	
	مرینو ترکیه				۰/۱۴	۰/۱۶	اوزدر و همکاران، ۲۰۰۹	
	کرمانی				۰/۰۴	۰/۲۳	رشیدی و همکاران، ۲۰۰۸	
	هور				۰/۲	۰/۱	آبگاز و همکاران، ۲۰۰۵	
	سنجابی	۰/۲۶		۰/۴۱	۰/۰۹	۰/۱۴	محمدی و همکاران، ۲۰۱۰	
	مغانی	۰/۲۵	۰/۲۳	۰/۶۵	۰/۰۶	۰/۱۶	جعفراوغلی و همکاران، ۲۰۱۰	
	شیرگیری	کرمانی		۰/۰۶		۰/۱۷	۰/۰۷	وطن خواه و همکاران، ۱۳۸۴
		عربی	۲/۲۴	۱/۰۶	۰/۷۶	۰/۱۶	۰/۰۵	محمدی و همکاران، ۱۳۸۷
لری		۲/۴۹۹	۱/۸۳۰	۰/۷۸۲	۰/۳۵۳	۰/۱۱۰	لوف و نوشاری، ۲۰۰۸	
مرینو ترکیه					۰/۲۹	۰/۰۳	اوزدر و همکاران، ۲۰۰۹	
کرمانی					۰/۳۳	۰/۰۵	رشیدی و همکاران، ۲۰۰۸	
هور					۰/۱۶	۰/۱۵	آبگاز و همکاران، ۲۰۰۵	
سنجابی		۲/۴۳		۳/۷۸	۰/۱۵	۰/۲۴	محمدی و همکاران، ۲۰۱۰	
مغانی		۱/۳۳	۰/۴۷	۰/۵۹	۰/۰۹	۰/۰۶	جعفراوغلی و همکاران، ۲۰۱۰	
افزایش وزن روزانه		کرمانی				۰/۳۴	۰/۰۷	وطن خواه و همکاران، ۱۳۸۴
		عربی	۳۷۸/۱	۲۲۱/۴	۸۴/۲	۰/۱۲	۰/۰۴	محمدی و همکاران، ۱۳۸۷
	کرمانی				۰/۱۴	۰/۰۳	رشیدی و همکاران، ۲۰۰۸	
	سنجابی	۰/۱۵		۰/۲۴	۰/۱۴	۰/۲۳	محمدی و همکاران، ۲۰۱۰	
	مغانی	۰/۰۹	۰/۰۴	۰/۰۶	۰/۰۸	۰/۰۷	جعفراوغلی و همکاران، ۲۰۱۰	

ذکر گردیده است تا بتوان اثر نوع مدل برآزش یافته بر داده‌ها را بر روی برآورد متوسط ظرفیت ژنتیکی حیوانات جمعیت، نیز مورد بررسی قرار داد.

تفاوت‌های موجود در برآوردهای وراثت‌پذیری عمدتاً به تفاوت‌های نژادی، مدل‌های استفاده شده، ساختار و حجم اطلاعات مورد بررسی، نحوه ویرایش داده‌ها، روش برآورد اجزای واریانس و تفاوت‌های محیطی و مدیریتی مربوط می‌شود (ارکانبرک و کینگ ۱۹۹۸؛ الفادیلی و همکاران ۲۰۰۰). در جدول ۴ میانگین ارزش اصلاحی صفات برای هر یک از مدل‌ها بطور جداگانه

جدول ۴- میانگین ارزش اصلاحی مستقیم و مادری (گرم) صفات رشد به تفکیک جنس و تیپ تولد برای مدل‌های

مختلف دامی

صفت	ارزش اصلاحی	مدل	کل جمعیت*	جنس		تیپ تولد	
				نر	ماده	تک قلو	دو قلو
وزن تولد	مستقیم	۱	۳۲/۹۵±۲۳۵/۹۴ ^a	۳۵/۲۲±۲۳۴/۳۵	۳۰/۵۸±۲۳۷/۵۸	۳۰/۰۹±۲۴۰/۵۱	۳۶/۸۵±۲۲۹/۵۳
		۲	۲۰/۲۰±۱۴۶/۲۶ ^b	۲۰/۹۳±۱۴۴/۴۲	۱۹/۴۴±۱۴۸/۱۶	۱۹/۲۲±۱۵۰/۰۴	۲۱/۵۴±۱۴۰/۹۵
		۳	۱۳/۹۸±۹۹/۹۰ ^c	۱۴/۱۶±۹۹/۵۴	۱۳/۸۰±۱۰۰/۲۹	۱۳/۹۱±۱۰۲/۴۲	۱۴/۰۷±۹۶/۳۸
		۴	۱۴/۳۲±۹۷/۸۳ ^d	۱۴/۷۱±۹۵/۲۱	۱۳/۹۱±۱۰۰/۴۷	۱۳/۸۸±۱۰۰/۱۵۳	۱۴/۹۱±۹۴/۵۶
مادری	مادری	۳	۷/۲۷±۸۰/۴۹ ^a	۷/۶۸±۷۳/۹۵	۶/۸۵±۸۶/۷۷	۶/۷۵±۸۱/۱۱	۷/۹۹±۷۹/۶۵
		۴	۷/۸۶±۷۵/۱۹ ^b	۸/۲۰±۷۰/۸۵	۷/۵۰±۷۹/۴۵	۷/۴۰±۷۶/۴۳	۸/۴۸±۷۳/۴۶
		۱	۲۰/۴۰±۳۷۹۰/۰۰ ^a	۲۱۱/۵۶±۷۸۵/۱۱	۱۹۶/۲۰±۷۹۵/۰۴	۱۷۳/۵۰±۷۸۵/۴۴	۲۴۵/۶۹±۷۹۴/۳۶
		۲	۱۲۴/۱۴±۳۹۵/۳۳ ^b	۱۲۷/۷۰±۳۹۳/۳۳	۱۲۰/۴۶±۳۹۷/۳۹	۱۱۲/۱۴±۳۹۲/۳۳	۱۴۰/۵۳±۳۹۸/۸۳
وزن شیرگیری	مستقیم	۳	۱۲۷/۷۸±۳۴۸/۳۳ ^c	۱۳۰/۹۰±۳۴۷/۸۸	۱۲۴/۵۲±۳۴۸/۸۰	۱۱۸/۳۵±۳۴۶/۰۰	۱۴۰/۶۳±۳۵۱/۱۱
		۴	۹۸/۱۳±۳۳۲/۹۸ ^d	۱۰۰/۹۳±۳۲۵/۲۴	۹۵/۲۳±۳۴۰/۸۳	۸۸/۷۵±۳۳۰/۸۸	۱۱۰/۹۵±۳۳۵/۴۳
		۳	-۲۹/۲۹±۱۵۳/۷۸ ^a	-۲۸/۶۳±۱۴۴/۵۷	-۲۹/۹۸±۱۶۳/۷۲	-۳۳/۳۷±۱۵۲/۷۲	-۲۳/۷۴±۱۵۵/۰۷
		۴	۱۹/۶۷±۱۶۹/۱۸ ^b	۲۰/۹۶±۱۶۱/۰۳	۱۸/۳۳±۱۷۷/۲۵	۱۴/۶۸±۱۶۸/۱۰	۲۶/۴۹±۱۷۰/۴۲
افزایش وزن روزانه	مستقیم	۱	۳/۱۹±۶/۸۰ ^a	۳/۲۴±۶/۷۱	۳/۱۴±۶/۸۸	۲/۹۷±۶/۷۰	۳/۴۹±۶/۹۲
		۲	۱/۴۱±۳/۷۶ ^b	۱/۴۴±۳/۷۳	۱/۳۷±۳/۷۹	۱/۳۲±۳/۷۲	۱/۵۳±۳/۸۰
		۳	۱/۴۰±۳/۳۹ ^c	۱/۴۲±۳/۳۹	۱/۳۷±۳/۳۹	۱/۳۲±۳/۳۷	۱/۵۰±۳/۴۲
		۴	۱/۱۰±۳/۳۰ ^d	۱/۱۲±۳/۲۱	۱/۰۷±۳/۳۸	۱/۰۱±۳/۲۷	۱/۲۱±۳/۳۳
مادری	مادری	۳	-۰/۲۶±۱/۴۹ ^a	-۰/۲۵±۱/۳۹	-۰/۲۶±۱/۵۸	-۰/۲۹±۱/۴۸	-۰/۲۱±۱/۵۰
		۴	۰/۲۹±۱/۶۰ ^b	۰/۳۰±۱/۵۳	۰/۲۷±۱/۶۷	۰/۲۴±۱/۵۹	۰/۳۵±۱/۶۱

* میانگین‌هایی که حرف مشترک ندارند، با یکدیگر تفاوت معنی‌دار در سطح $P < 0.01$ دارند.

اختلاف ارزش اصلاحی مستقیم سال ۱۳۸۷ با ۱۳۵۷ در بره‌های نر، ماده، تک قلو و دو قلو برای صفت وزن تولد به ترتیب ۷۹/۷۰، ۷۸/۸۸، ۷۸/۷۳ و ۸۳/۲۶ گرم و برای صفت وزن شیرگیری به ترتیب ۶۷/۳۳، ۶۷/۲۱، ۴۱/۴۴ و ۴۱/۴۴ گرم و برای افزایش وزن روزانه به ترتیب ۰/۳، ۰/۳، ۳/۶۳ و ۳/۷۹ گرم بود. بره‌های نر در مقایسه با بره‌های ماده از پیشرفت ژنتیکی بیشتری در تمامی صفات برخوردار بودند. برای صفت وزن تولد، بره‌های تک قلو در مقایسه با بره‌های دو قلو از پیشرفت ژنتیکی بیشتری برخوردار بودند ولی برای صفات شیرگیری و افزایش وزن روزانه بره‌های دو قلو در مقایسه با بره‌های تک قلو از پیشرفت بیشتری برخوردار بودند. ضرایب تابعیت ارزش اصلاحی (گرم) صفات رشد برحسب سال در جدول ۵ و آزمون آماری

همبستگی بین ارزش اصلاحی وزن تولد و شیرگیری ۰/۰۵۸، بین وزن تولد و افزایش وزن روزانه ۰/۰۳۸ و بین وزن شیرگیری و افزایش وزن روزانه ۰/۹۵۸ برآورد شد که تمامی مقادیر به لحاظ آماری معنی‌دار بودند ($P < 0.001$). بر اساس آزمون بونفرونی، اختلاف معنی‌دار آماری بین میانگین ارزش اصلاحی مدل‌های مختلف برای صفات فوق وجود داشت ($P < 0.01$). آزمون آماری تی استیودنت برای نمونه‌های مستقل نشان داد که بین دو میانگین ارزش اصلاحی بره‌های نر و ماده برای صفات وزن تولد، شیرگیری و افزایش وزن روزانه اختلاف معنی‌دار آماری وجود نداشت. بین دو میانگین ارزش اصلاحی بره‌های تک قلو و دو قلو برای صفت وزن تولد اختلاف معنی‌دار آماری وجود نداشت ولی برای صفات وزن شیرگیری و افزایش وزن روزانه اختلاف معنی‌دار آماری وجود داشت ($P < 0.001$).

تفاوت روند ارزش اصلاحی در بین مدل‌های مختلف دامی در جدول ۶ آمده است.

جدول ۵- روند تغییرات سالانه ارزش اصلاحی مستقیم و مادری* (گرم) صفات رشد به تفکیک جنس و تیپ تولد برای مدل‌های

مختلف دامی

صفت	ارزش اصلاحی	مدل	کل جمعیت	جنس**		تیپ تولد**	
				نر ^a	ماده ^a	تک قلو ^a	دو قلو ^a
وزن تولد	مستقیم	۱	۷/۳۴۷±۰/۲۴۹	۷/۳۲۶±۰/۳۴۵	۷/۳۶۵±۰/۳۶۱	۷/۳۷۱±۰/۳۲۳	۷/۳۲۴±۰/۳۷۸
		۲	۴/۳۳۶±۰/۱۵۵	۴/۳۳۸±۰/۲۱۳	۴/۳۳۴±۰/۲۲۶	۴/۳۳۸±۰/۲۰۹	۴/۳۵۵±۰/۲۳۲
		۳	۲/۴۷۲±۰/۱۰۷	۲/۵۰۱±۰/۱۴۸	۲/۴۴۳±۰/۱۵۵	۲/۴۷۹±۰/۱۴۴	۲/۴۸۵±۰/۱۶۱
		۴	۲/۶۸۸±۰/۱۰۴	۲/۶۹۰±۰/۱۴۱	۲/۶۸۹±۰/۱۵۴	۲/۷۲۵±۰/۱۴۰	۲/۶۵۱±۰/۱۵۷
مادری	مستقیم	۳	۱/۸۷۸±۰/۰۸۶	۱/۸۲۳±۰/۱۱۰	۱/۹۳۶±۹۷/۸۲	۱/۸۶۷±۰/۱۱۴	۱/۹۰۰±۰/۱۳۳
		۴	۲/۰۳۲±۰/۰۸۰	۲/۰۵۵±۰/۱۰۵	۲/۰۶۰±۰/۱۲۲	۲/۰۳۱±۰/۱۰۷	۲/۰۴۲±۰/۱۲۲
		۱	۲۶/۳۹۴±۰/۸۳۰	۲۶/۶۳۲±۱/۱۴۷	۲۶/۱۲۵±۱/۲۰۴	۲۴/۸۶۸±۱/۰۸۵	۲۸/۱۵۹±۱/۲۹۶
		۲	۱۱/۹۷۰±۰/۴۱۹	۱۲/۲۱۶±۰/۵۷۹	۱۱/۶۷۰±۰/۶۰۷	۱۱/۴۷۸±۰/۵۴۵	۱۲/۵۲۷±۰/۶۵۷
وزن شیرگیری	مستقیم	۳	۱۰/۵۲۴±۰/۳۶۹	۱۰/۷۳۸±۰/۵۱۲	۱۰/۲۸۹±۰/۵۳۲	۱۰/۲۷۵±۰/۴۸۰	۱۰/۷۷۸±۰/۵۷۹
		۴	۷/۲۰۸±۰/۳۵۹	۷/۴۲۱±۰/۴۸۷	۶/۹۷۳±۰/۵۲۹	۶/۶۵۱±۰/۴۶۷	۷/۸۶۷±۰/۵۶۱
		۳	-۰/۵۳۴±۰/۱۶۸	-۰/۵۷۴±۰/۲۱۹	-۰/۴۹۵±۰/۲۵۸	-۰/۹۹۰±۰/۲۱۹	-۰/۲۰۲±۰/۲۶۵
		۴	۲/۴۴۶±۰/۱۸۴	۲/۵۳۳±۰/۲۴۳	۲/۳۴۵±۰/۲۷۷	۱/۹۸۴±۰/۲۴۰	۳/۰۱۷±۰/۲۸۸
افزایش وزن روزانه	مستقیم	۱	-۰/۱۸۷±۰/۰۰۷	-۰/۱۹۷±۰/۰۱۰	-۰/۱۷۶±۰/۰۱۱	-۰/۱۷۳±۰/۰۱۰	-۰/۲۰۴±۰/۰۱۲
		۲	-۰/۰۹۹±۰/۰۰۴	-۰/۱۰۲±۰/۰۰۶	-۰/۰۹۷±۰/۰۰۶	-۰/۰۹۴±۰/۰۰۵	-۰/۱۰۷±۰/۰۰۶
		۳	-۰/۰۹۳±۰/۰۰۴	-۰/۰۹۶±۰/۰۰۵	-۰/۰۹۰±۰/۰۰۵	-۰/۰۹۰±۰/۰۰۵	-۰/۰۹۶±۰/۰۰۶
		۴	-۰/۰۶۹±۰/۰۰۴	-۰/۰۷۱±۰/۰۰۵	-۰/۰۶۷±۰/۰۰۵	-۰/۰۶۲±۰/۰۰۵	-۰/۰۷۸±۰/۰۰۶
مادری	مستقیم	۳	-۰/۰۱۵±۰/۰۰۲	-۰/۰۱۵±۰/۰۰۲	-۰/۰۱۴±۰/۰۰۲	-۰/۰۲۰±۰/۰۰۲	-۰/۰۰۸±۰/۰۰۳
		۴	-۰/۰۲۴±۰/۰۰۲	-۰/۰۲۵±۰/۰۰۲	-۰/۰۲۳±۰/۰۰۳	-۰/۰۱۹±۰/۰۰۲	-۰/۰۲۹±۰/۰۰۳

* تمامی اعداد در سطح $P < 0.001$ معنی‌دار است.

** بین روند تغییرات ارزش اصلاحی مستقیم در سطوح مختلف

جنس و تیپ تولد، اختلاف معنی‌دار آماری وجود ندارد.

جدول ۶- سطوح معنی‌دار مربوط به آزمون آماری تفاوت روند ارزش اصلاحی در بین مدل‌های مختلف دامی در

صفات وزن قبل از شیرگیری

صفت	مدل	۲-۱	۳-۱	۴-۱	۳-۲	۴-۲	۴-۳	مادری ۳-مادری ۴
وزن تولد		-۰/۰۰۰۱	-۰/۰۰۰۱	-۰/۰۰۰۱	-۰/۰۰۱۹	-۰/۰۰۶۵	-۰/۶۸۲۲	-۰/۶۹۹۴
وزن شیرگیری		-۰/۰۰۰۱	-۰/۰۰۰۱	-۰/۰۰۰۱	-۰/۴۵۹۵	-۰/۰۰۷۷	-۰/۰۵۱۳	-۰/۰۰۰۱
افزایش وزن روزانه		-۰/۰۰۰۱	-۰/۰۰۰۱	-۰/۰۰۰۱	-۰/۷۵۳۲	-۰/۹۴۸۰	-۰/۱۷۳۷	-۰/۰۰۰۱

وزن شیرگیری و افزایش وزن روزانه بیشتر بود ولی این اختلاف به لحاظ آماری معنی‌دار نبود. اختلاف معنی‌دار آماری بین روند سالانه تغییرات ارزش اصلاحی مدل سه با چهار در هیچ یک از صفات وجود نداشت. اختلاف معنی‌دار آماری بین روند سالانه

با افزایش تعداد منابع تنوع در مدل‌های دامی برای تمامی صفات، از شیب روند سالانه ارزش اصلاحی مستقیم کاسته شد. روند تغییرات سالانه ارزش اصلاحی بره‌های نر در مقایسه با بره‌های ماده و بره-های تک قلو در مقایسه با بره‌های دو قلو برای صفات

صفت‌های سال‌های ۱۳۷۴ تا ۱۳۸۴ در نژاد مغانی ۵/۵ و ۵/۳ گرم و با آنالیز چند صفت ۱۰/۷ و ۹۶/۸ گرم در سال برآورد شد (درستکار و همکاران ۱۳۸۹). روند تغییرات ارزش اصلاحی وزن تولد، شیرگیری در نژاد کردی طی سال‌های ۱۳۷۱ تا ۱۳۷۸ با استفاده از آنالیز تک صفت $۲۰/۰ \pm ۹/۰$ و $۱۰۶/۰ \pm ۵۳/۰$ و با استفاده از آنالیز چند صفت $۱۸/۰ \pm ۹/۰$ و $۱۲۸/۰ \pm ۵۵/۰$ گرم گزارش شد (رشیدی و آخشی ۱۳۸۶). روند تغییرات سالانه ارزش اصلاحی در گوسفندان بلوچی در طی سال‌های ۱۳۶۱ تا ۱۳۸۵ در گله شماره یک برای صفات وزن تولد و شیرگیری $۱/۷ \pm ۰/۰۶$ و $۵۵/۰ \pm ۱/۰$ گزارش شد (حسینی و همکاران ۱۳۸۸). روند تغییرات ارزش اصلاحی صفات وزن تولد و شیرگیری در بزهای کرکی راینی به ترتیب $۰/۰۹$ و $۳/۰۶$ گرم در سال برآورد شد (رضوان نژاد و همکاران ۱۳۸۷).

نتیجه‌گیری

در این پژوهش، اثر برآزش مدل‌های مختلف دامی و اهمیت اثرات مادری بر پارامترها و روند ژنتیکی صفات رشد گوسفندان بلوچی مشخص گردید. با افزایش منابع تنوع در مدل‌های دامی، وراثت‌پذیری مستقیم و نسبت واریانس محیط دائمی به واریانس کل در تمامی صفات کاهش یافت که بیانگر کاهش سهم واریانس ژنتیکی افزایشی مستقیم و واریانس محیط دائمی مادری از واریانس کل می‌باشد. حذف اثرات ژنتیکی افزایشی مادری و اثر محیط دائمی مادری، سبب برآورد بالایی از واریانس ژنتیکی افزایشی مستقیم و وراثت‌پذیری در مقایسه با سایر مدل‌های دامی شد. با افزایش تعداد منابع تنوع در مدل‌های دامی برای تمامی صفات، میانگین سالانه ارزش اصلاحی مستقیم از روندی با شیب کمتری در افزایش ارزش اصلاحی برخوردار هستند. روند تغییرات میانگین ارزش اصلاحی بره‌های نر در مقایسه با بره‌های ماده و بره‌های تک قلو در مقایسه با بره‌های دو قلو برای صفات وزن شیرگیری و

تغییرات ارزش اصلاحی مدل‌های یک با دو، یک با سه و یک با چهار در تمامی صفات وجود داشت. برای صفات وزن شیرگیری و افزایش وزن روزانه اختلاف معنی‌دار آماری بین مدل دو با سه وجود نداشت ولی برای وزن تولد اختلاف معنی‌دار آماری بین مدل دو با سه وجود داشت. اختلاف معنی‌دار آماری بین مدل دو با چهار برای صفات وزن تولد و شیرگیری وجود داشت ولی برای افزایش وزن روزانه وجود نداشت. اختلاف معنی‌دار آماری بین روند تغییرات سالانه ارزش اصلاحی مادری بین مدل سه با چهار برای وزن شیرگیری و افزایش وزن روزانه وجود داشت ولی برای وزن تولد وجود نداشت.

علت کم بودن مقدار روند تغییرات سالانه ارزش اصلاحی مادری در مقایسه با روند ارزش اصلاحی مستقیم ممکن است به دلیل عدم انتخاب مادران خوب به لحاظ ارزش اصلاحی برای جفت‌گیری و یا کم بودن اثرات ژنتیکی افزایشی مادری بر وزن شیرگیری باشد (بروملی و همکاران ۲۰۰۰ و هانفورد و همکاران ۲۰۰۳). کم بودن مقدار برآورد شده وراثت‌پذیری مادری برای وزن شیرگیری در مقابل وراثت‌پذیری مستقیم وزن شیرگیری می‌تواند بیانگر آن باشد که اگر وراثت‌پذیری صفتی کم باشد پیشرفت ژنتیکی آن صفت طی سال‌ها مقدار قابل توجهی نیست (گری و همکاران ۱۹۹۹). به دلیل کم بودن مقدار روند سالانه ارزش اصلاحی مادری وزن شیرگیری در مقایسه با روند ارزش اصلاحی مستقیم به نظر می‌رسد اثرات ژنتیکی افزایشی مستقیم خود دام، اثر بیشتری در مقایسه با اثرات ژنتیکی مادری بر پیشرفت ژنتیکی وزن شیرگیری داشته باشد (سینگ و دهیلون ۱۹۹۱).

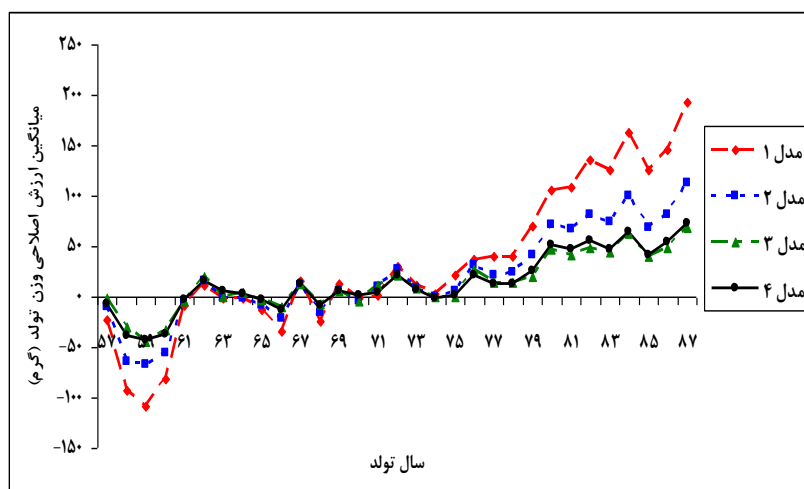
روند سالانه ارزش اصلاحی وزن تولد، شیرگیری و افزایش وزن روزانه در نژاد بختیاری $۱۲/۷ \pm ۴/۹$ ، $۲۱/۸ \pm ۷/۷$ و $۰/۳۰ \pm ۰/۰۹$ گرم در سال گزارش شد (سرگلزایی و ادريس ۱۳۸۳). روند سالانه ارزش اصلاحی وزن تولد و شیرگیری با استفاده از آنالیز تک

بالا دارند برای آمیزش با یکدیگر استفاده شود تا نسل نتاج حاصل، برای خصوصیات رشد بدن از ظرفیت ژنتیکی مناسبی برخوردار باشند. ضمن آن که باید توجه نمود یک روند ژنتیکی مطلوب برای یک صفت خاص، باید به اندازه یک درصد میانگین فنوتیپ آن صفت باشد.

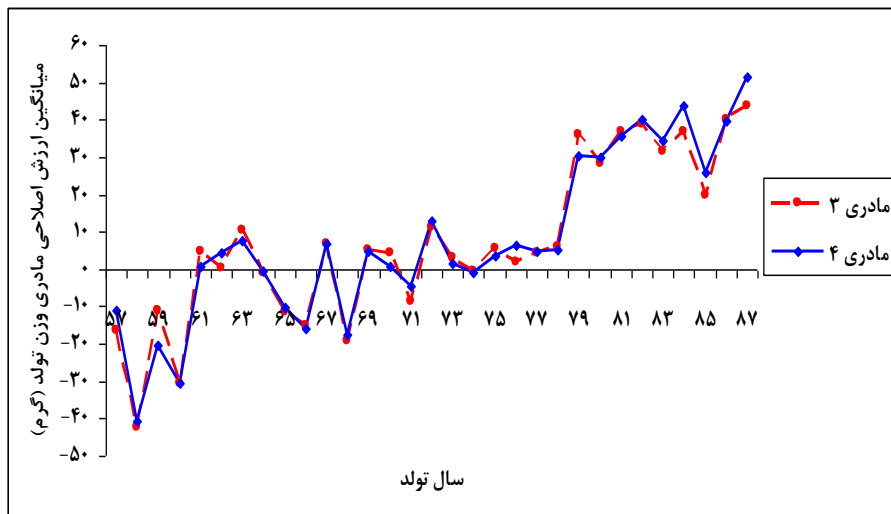
سپاسگزاری

داده‌های مورد استفاده در این پژوهش، توسط ایستگاه اصلاح نژاد شمال شرق کشور "عبّاس آباد" ارائه گردید. بدین وسیله، مراتب تقدیر و تشکر خود را از مسؤولین محترم مرکز مزبور اعلام می‌نماییم.

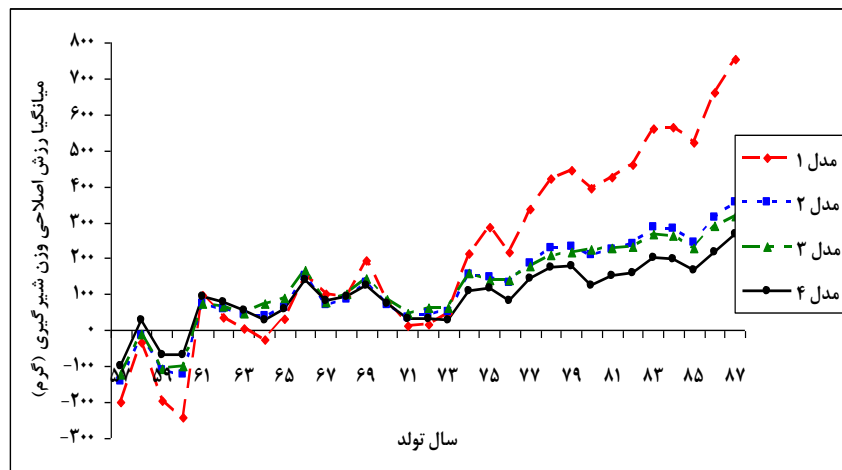
افزایش وزن روزانه بیشتر بود ولی این اختلاف به لحاظ آماری معنی‌دار نبود. اگر روند ژنتیکی صفتی معنی‌دار بود بیانگر آن است که ظرفیت ژنتیکی صفت مزبور رو به افزایش است و اگر مقدار روند ناچیز باشد لازم است فشار انتخاب شدیدتر شود و افراد بهتر انتخاب شود. وراثت‌پذیری صفت، عامل بسیار مؤثر بر میزان پیشرفت ژنتیکی محسوب می‌گردد. لذا توصیه کاربردی برای بهبود میزان تغییرات مثبت ژنتیکی صفات مرتبط با رشد در گوسفندان ایستگاه اصلاح نژاد بلوچی عباس آباد مشهد آن است که اولاً رکوردرگیری از بره‌ها با دقت بیشتری انجام شود تا خطای اندازه‌گیری وزن بدن دام سبب کاهش وراثت‌پذیری صفت نشود، ثانیاً از قوچ‌ها و میش‌هایی که ارزش اصلاحی



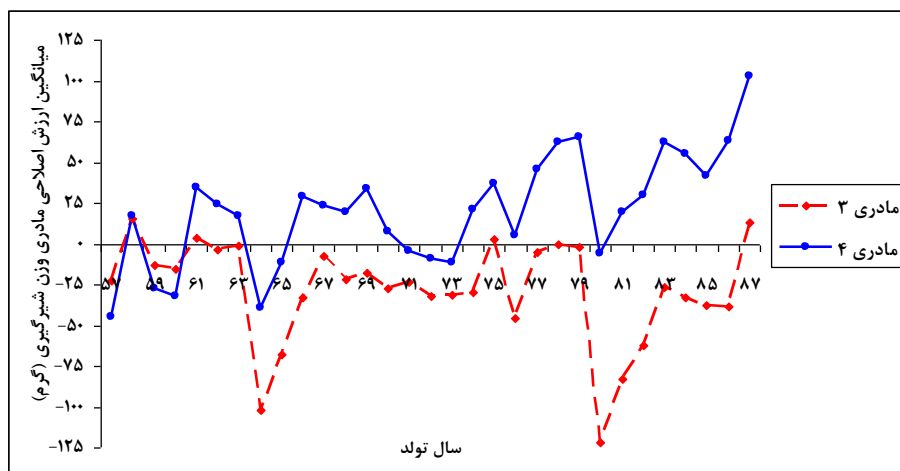
شکل ۱- روند تغییرات سالانه ارزش اصلاحی مستقیم وزن تولد



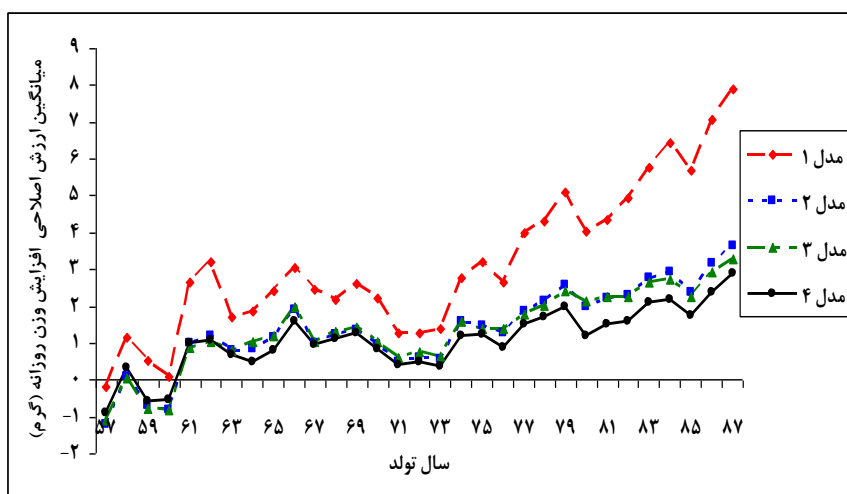
شکل ۲- روند تغییرات سالانه ارزش اصلاحی مادری وزن تولد



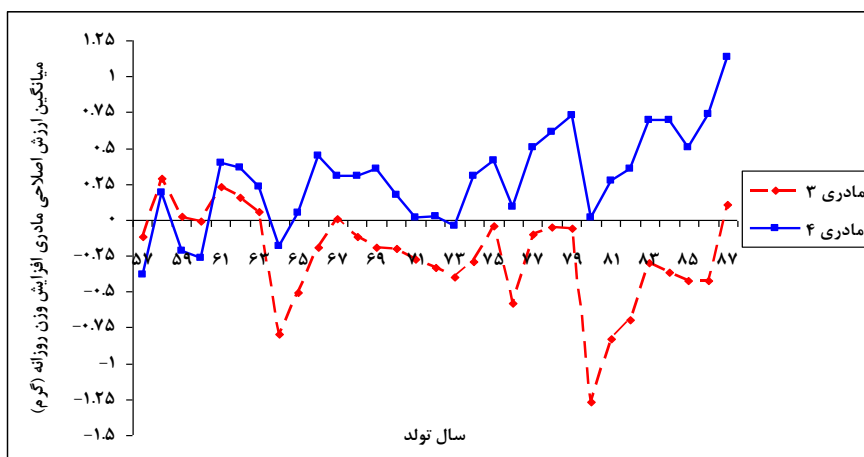
شکل ۳- روند تغییرات سالانه ارزش اصلاحی مستقیم وزن شیرگیری



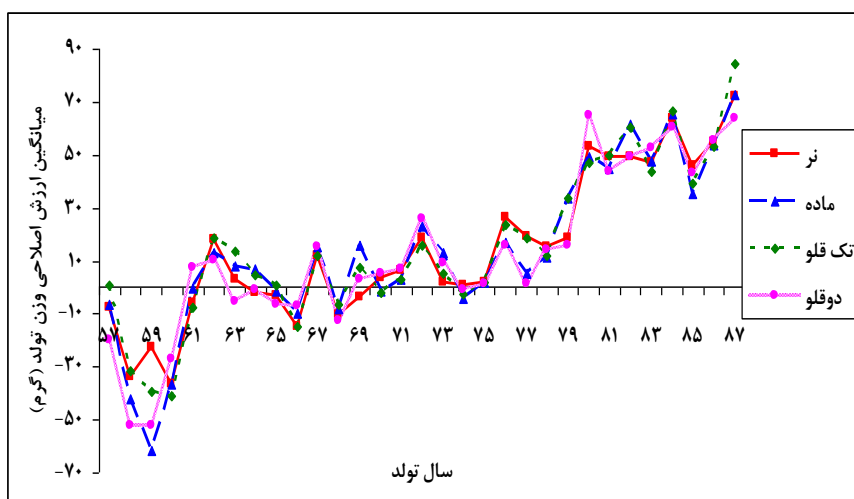
شکل ۴- روند تغییرات سالانه ارزش اصلاحی مادری وزن شیرگیری



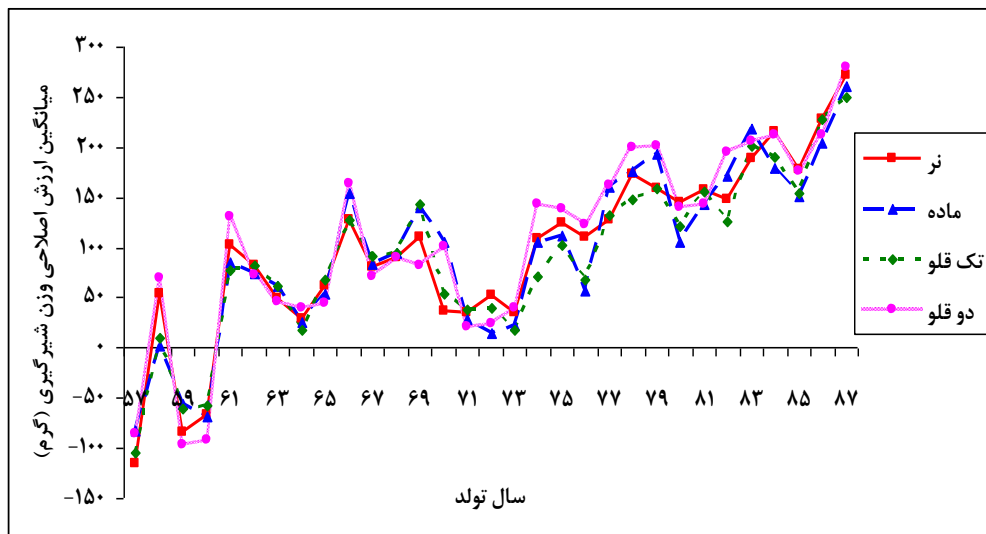
شکل ۵- روند تغییرات سالانه ارزش اصلاحی مستقیم افزایش وزن روزانه



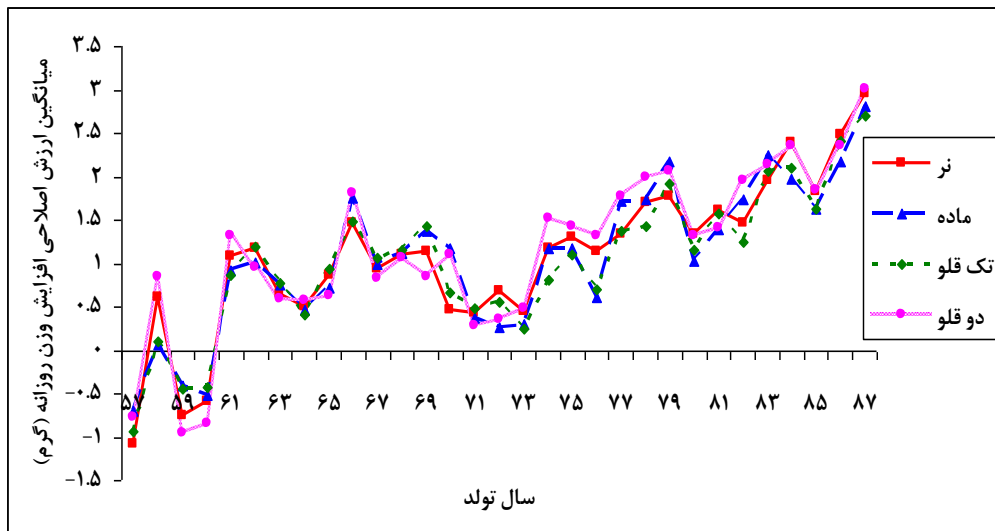
شکل ۶- روند تغییرات سالانه ارزش اصلاحی مادری افزایش وزن روزانه



شکل ۷- روند تغییرات سالانه ارزش اصلاحی مستقیم وزن تولد (مدل ۴)



شکل ۸- روند تغییرات سالانه ارزش اصلاحی مستقیم وزن شیرگیری



شکل ۹- روند تغییرات سالانه ارزش اصلاحی مستقیم افزایش وزن روزانه

منابع مورد استفاده

- امام جمعه کاشان ن، ۱۳۷۶. ارزیابی ژنتیکی در دامپروری. چاپ اول، انتشارات مؤسسه علمی فرهنگی نص، تهران. ۴۷۸ ص.
- بحرینی بهزادی م م، افتخار شاهرودی ف و ون ولک د، ۱۳۸۴. تأثیر صفات مادری در برآورد وراثت پذیری و تعیین عوامل محیطی مؤثر بر صفات رشد اولیه در گوسفندان کرمانی. مجله علوم کشاورزی و منابع طبیعی. شماره اول. صفحه‌های ۲۰۲-۱۹۵.
- حسنی س، دلتنگ سفید سنگی ح، رشیدی ا، و آهنی آذری م، ۱۳۸۸. برآورد روند ژنتیکی، فنوتیپی و محیطی صفات رشد در گوسفند بلوچی. مجله علوم کشاورزی و منابع طبیعی، جلد ۱۶. شماره اول. صفحه‌های ۱۳۲-۱۲۶.
- درستکار م، رأفت س ع، شجاع ج، و پیرانی ن، ۱۳۸۹. بررسی روند ژنتیکی و فنوتیپی صفات رشد در بره‌های مغانی. مجله پژوهش‌های علوم دامی. جلد ۴. شماره دوم. صفحه‌های ۲۶-۱۵.
- درستکار م، شجاع ج، رأفت س ع، پیرانی ن، و اسفندیاری ه، ۱۳۸۹. بررسی اثر عوامل محیطی و پارامترهای ژنتیکی صفات رشد در گوسفند مغانی. مجله پژوهش و سازندگی. شماره هشتاد و هشت. صفحه‌های ۵۵-۴۹.

- رشیدی ا، و آخشی ح، ۱۳۸۶. برآورد روند ژنتیکی و محیطی صفات رشد در یک گله از گوسفندان نژاد کردی. مجله علوم کشاورزی ایران. جلد ۳۸. شماره دوم. صفحه‌های ۳۳۵-۳۲۹.
- رضوان نژاد ا، مرادی شهربابک 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. جلد ۱. شماره اول. صفحه‌های ۸۲-۷۳.
- سرگلزایی م، و ادریس م، ۱۳۸۳. تخمین روندهای فنوتیپی و محیطی برخی از صفات مربوط به رشد در گوسفند بختیاری. مجله علوم و فنون کشاورزی و منابع طبیعی. سال ۸. شماره اول. صفحه‌های ۱۳۲-۱۲۵.
- طالعی ع. ۱۳۸۲. روش تحقیق ژنتیکی کمی (ترجمه). چاپ دوم. انتشارات دانشگاه تهران. ۱۴۵ ص.
- محمدی ی، بیگی نصیری م، ت، میرایی آشتیانی س، ر، مختاری ستایی م، رشیدی ا، یوسفی ج، و جمالی ج، ۱۳۸۷. برآورد پارامترهای ژنتیکی و فنوتیپی برخی از صفات رشد قبل از شیرگیری در گوسفند عربی. مجله پژوهشنامه علوم کشاورزی. جلد ۲. شماره اول. صفحه‌های ۵۱-۴۵.
- وطن خواه م، مرادی شهربابک م، نجاتی جوارمی ا، واعظ ترشیزی ر، و میرایی آشتیانی س، ر، ۱۳۸۴. بررسی خصوصیات فنوتیپی و ژنتیکی صفات رشد در بره‌های لری بختیاری. مجله علوم کشاورزی ایران. شماره ششم. صفحه‌های ۱۴۶۳-۱۴۵۵.
- وطن خواه م، مرادی شهربابک م، نجاتی جوارمی ا، میرایی آشتیانی س، ر، و واعظ ترشیزی ر، ۱۳۸۳. مروری بر اصلاح نژاد گوسفند در ایران. مجموعه مقالات اولین کنگره علوم دامی و آبزیان کشور. ۱۰ الی ۱۲ شهریور. دانشکده کشاورزی، دانشگاه تهران، جلد ۲. صفحه‌های ۵۹۶-۵۹۰.
- Abegaz S, Van Wyk JB and Olivier JJ, 2005. Model comparisons and genetic and environmental parameter estimates of growth and the Kleiber ratio in Horro sheep. *South Afr J Anim Sci* 35 (1): 30-40.
- Boettcher PJ, Kuhn MT and Freeman AE, 1996. Impacts of Cytoplasmic inheritance on genetic evaluations. *J Dairy Sci* 79: 663-675.
- Bromley CM, Snowden GD and Van Vleck LD, 2000. Genetic parameters among weight, prolificacy and wool traits of Columbia, Polypay, Rambouillet and Targhee sheep. *J Anim Sci* 78: 846-858.
- Burfening PJ and Kress DD, 1993. Direct and maternal effects on birth and weaning weight in sheep. *J Small Rumin Research* 10: 153-163.
- Duguma G, Schoeman SJ, Cloete SWP and Jordaan GF, 2002. Genetic parameter estimates of early growth traits in the Tygerhoek Merino flock. *South Afr J Anim Sci* 32 (2):66-75.
- Elfadilli M, Michaux C, Deltilleux J and Leroy PL, 2000. Genetic parameters for growth traits of the Moroccan Timahdit breed of sheep. *J Small Rumin Research* 37: 203-208.
- Ercan Brack SK and Knight AD, 1991. Effects of inbreeding on reproduction and wool production of Rambouillet, Targhee and Columbia ewes. *J Anim Sci* 69(12): 4734 – 4744.
- Gamasae VA, Hafezian SH, Ahmadi A, Baneh H, Farhadi A and Mohamadi A, 2010. Estimation of genetic parameters for body weight at different ages in Mehraban sheep. *Afr J Biotech* 9(32): 5218-5223.
- Gray HQ, Naser FWC, Erasmus GJ and Van Wyk JB, 1999. Genetic trends in a South African Mutton Merino nucleus breeding scheme. *South Afr J Anim Sci* 29(1): 48-53.
- Hanford KJ, Van Vleck LD and Snowden GD, 2003. Estimates of genetic parameters and genetic change for reproduction, weight and wool characteristics of Targhee sheep. *J Anim Sci* 81: 630-640.
- Hofer A, 2011. Variance component estimation in animal breeding: *J Anim Breed and Genetic* 115: 247-265.
- Jafaroghli M, Rashidi A, Mokhtari MS and Shadparvar AA, 2010. (Co)Variance components and genetic parameter estimates for growth traits in Moghani sheep. *J Small Rumin Research* 91: 170-177.
- Lasslo LL, Bradford GE, Torell DT and Kennedy BW, 1985. Selection for weaning weight in Targhee sheep in two environments. II. Correlated effects. *J Anim Sci* 61: 387-395.
- Lavvaf A and Noshary A, 2008. Estimation of genetic parameters Environmental factor on Erlay growth trait for Lori Breed sheep using single trait animal model. *Pakistan J Biolog Sci* 11(1): 74-79.

- Ligda CH, Gabriilidis G, Papadopoulos TH and Georgoudis A, 2000. Investigation of direct and maternal genetic effects on birth and weaning weight of Chios lambs. *J Livest Prod Sci* 67: 75-80.
- Matika O, Van Wyk JB, Erasmus GJ and Baker RL, 2003. Genetic parameter estimates in Sabi sheep. *J Livest Prod Sci* 79: 17-28.
- Meyer K, 1992. Variance components due to direct and maternal effects for growth traits of Australian beef cattle. *J Livest Prod Sci* 31: 179-204.
- Mohammadi Y, Rashidi A, Mokhtari MS and Esmailzadeh AK, 2010. Quantitative genetic analysis of growth traits and Kleiber ratios in Sanjabi sheep. *J Small Rumin Res* 93: 88-93.
- Nasholm A and Danell O, 1996. Genetic relationships of lamb weight, maternal ability and mature ewe weight in Swedish Fine wool sheep. *J Anim Sci* 74: 329-339.
- Ozder M, Sezanler T, Refik Onal A and Ceyhan A, 2009. Genetic and non-genetic parameter estimation for growth traits in Turkish Merino lambs. *J Anim and Veterin Adv* 8(9): 1729-1734.
- Rao S, 1997. Genetic analysis of sheep discrete reproductive trait using simulation and field data. PhD dissertation, Virginia Polytechnic Institute and State University. Blachburg.
- Rashidi A, Mokhtari MS, Safi Jahanshahi A and Mohammad Abadi MR, 2008. Genetic parameter estimates of pre-weaning growth traits in Kermani sheep. *J Small Rumin Res* 74: 165-171.
- Singh G and Dhillon JS, 1991. Estimates of genetic trends in a closed flock of Avivastra sheep. *Indian J Anim Sci* 61(6): 617-619.
- Snyman MA, Erasmus GJ, van Wyk JB and Olivier JJ, 1995. Direct and maternal (co)variance components and heritability estimates for body weight at different ages and fleece traits in Afrino sheep. *J Livest Prod Sci* 44: 229-235.
- Torshizi RV, Nicholas FW and Raadsma HW, 1996. REML estimates of variance and covariance components for production traits in Australian Merino sheep, using an animal model. 1. Body weight from birth to 22 months. *Aust J Agric Res* 47: 1235-1249.
- Van Vleck LD, 1993. Selection index and introduction to mixed model methods. CRC Press, Inc. USA.
- Van Wyk JB, Erasmus GJ and Konstantinov KV, 1993. Inbreeding in the Elsenburg Dormer sheep stud. *South Afri J Anim Sci* 23(3-4): 77- 80.
- Yazdi MH, Engstrom G, Nasholm A, Johansson K, Jorjani H and Liljedahl E, 1997. Genetic parameters for lamb weight at different ages and wool production in Baluchi sheep. *J Anim Sci* 65: 247-255.

Effect of different animal models on estimate of genetic parameters and trends of some growth traits for Baluchi sheep

G Mottaghinia^{*1}, H Farhangfar², AA Shad-Parvar³ and M Bashtani⁴

Received: February 28, 2013 Accepted: March 05, 2014

¹MSc, Lecturer of Payame Noor University, Southern Khorasan Province, Birjand, Iran

² Professor, Department of Animal Science, Faculty of Agriculture, University of Birjand, Iran

³Associate Professor, Department of Animal Science, Faculty of Agriculture, University of Guilan, Iran

⁴ Associate Professor, Department of Animal Science, Faculty of Agriculture, University of Birjand, Iran

*Corresponding author: Mottaghinia1360@yahoo.com

Abstract

In this research, a data set comprising 35,511 pre-weaning growth records belonging to 11,837 lambs (6,030 males and 5,807 females) resulted from 300 rams and 3,694 ewes and collected during 1986-2008 from two flocks of Abbas Abad Breeding Centre, Mashhad was used. Based on inclusion of direct additive genetic (model 1), direct additive genetic and maternal permanent environment (model 2), two above components along with maternal additive genetic and without covariance (model 3), and with taking account of covariance (model 4), genetic parameters were estimated. Based upon the best model, C^2 , direct and maternal heritabilities for birth weight were 0.081, 0.104 and 0.072, respectively. The corresponding figures for weaning weight were 0.073, 0.063 and 0.025, respectively and for daily gain were 0.068, 0.046 and 0.014, respectively. Genetic trends for the traits were found to be 2.688 (± 0.104), 7.208 (± 0.359) and 0.069 (± 0.004) g per year, respectively and statistically significant ($P < 0.01$) indicating that positive favorable changes have been resulted from selection in the population under consideration.

Keywords: Growth traits, Animal model, Maternal effects, Baluchi sheep