



آنالیز ژنتیکی صفت وزن بدن در سنین تولد تا یکسالگی در گوسفندان نژاد مهربان

رویا یاوری فرد^۱، نوید قوی حسین زاده^{۲*}، عبدالاحد شادپرور^۲

۱- دانش آموخته کارشناسی ارشد، گروه علوم دامی، دانشکده علوم کشاورزی دانشگاه گیلان

۲- دانشیار گروه علوم دامی، دانشکده علوم کشاورزی دانشگاه گیلان

(تاریخ دریافت: ۹۲/۸/۱۷ - تاریخ پذیرش: ۹۲/۱۰/۱۵)

چکیده

هدف از مطالعه حاضر، برآورد پارامترهای ژنتیکی و روند ژنتیکی و فنوتیپی صفت وزن بدن در سنین تولد تا یکسالگی در گوسفند نژاد مهربان بود. صفات مورد مطالعه شامل وزن تولد، وزن از شیرگیری، وزن شش ماهگی، وزن نه ماهگی و وزن یکسالگی بودند. اطلاعات ۱۰۲۷۸ رکورد بره و شجره از گوسفندان نژاد مهربان که طی سال‌های ۱۳۷۴ تا ۱۳۹۰ در ایستگاه پرورش و اصلاح نژاد این گوسفند واقع در شهرستان همدان جمع‌آوری شده بود در این تحقیق استفاده شد. پارامترهای ژنتیکی با روش حداکثر درست‌نمایی محدود شده و با استفاده از نرم‌افزار Wombat برآورد شدند. ویرایش و تجزیه تحلیل داده‌ها با استفاده از نرم‌افزار SAS انجام شد. وراثت‌پذیری مستقیم برای وزن تولد، وزن شیرگیری، وزن شش ماهگی، وزن نه ماهگی و یکسالگی به ترتیب 0.25 ± 0.04 ، 0.46 ± 0.05 ، 0.59 ± 0.08 ، 0.57 ± 0.08 و 0.11 ± 0.08 برآورد شد. برآورد وراثت‌پذیری این صفات نشان می‌دهد در صورت انجام انتخاب مستقیم، صفت وزن از شیرگیری برای صفات قبل از شیرگیری و وزن شش‌ماهگی برای صفات پس از شیرگیری مناسب‌ترین صفات می‌باشند. همبستگی ژنتیکی مستقیم بین وزن تولد با سایر صفات وزن بدن از 0.02 - بین وزن تولد و شش ماهگی تا 0.95 بین وزن نه ماهگی و یکسالگی تغییر کرد. روند ژنتیکی مستقیم فقط برای وزن تولد ($P < 0.01$) و روند فنوتیپی برای تمام صفات معنی‌دار بود ($P < 0.01$). مطالعه حاضر اطلاعات مهمی در خصوص وجود تنوع ژنتیکی افزایشی در گله‌های گوسفند مهربان ارائه می‌دهد که می‌تواند در تعیین شایستگی پرورش و اصلاح نژاد قوچ‌ها و میش‌های این نژاد استفاده شود.

واژه‌های کلیدی: اثر ژنتیکی مستقیم، روند ژنتیکی، گوسفند مهربان، وراثت‌پذیری، همبستگی ژنتیکی

مقدمه

مطالعات روی گونه‌های مختلف گوسفند نشان می‌دهد که هم آثار ژنتیکی مادری و هم آثار ژنتیکی مستقیم برای رشد بره مهم هستند (Maria *et al.*, 1993; Ligard, 2000). مطالعات بیشماری در رابطه با برآورد پارامترهای ژنتیکی صفات رشد در گوسفند ارزیابی شده است (Baneh *et al.*, 2013; Mohammadi *et al.*; Shokrollahi and Zandieh, 2012; Ghavi Hossein-Zadeh and Ardalan, 2010b *al.*, 2011; کرمی و همکاران, ۱۳۹۱, کامجو و همکاران, ۱۳۸۹, محمدی و صادقی, ۱۳۸۹).

با تخمین وراثت‌پذیری به منظور پیش‌بینی ارزش ارثی و پاسخ به انتخاب، می‌توان مناسب‌ترین روش انتخاب و سیستم آمیزش را در گله‌ای پرورشی اجرا نمود. با توجه به اهمیت موضوع، تحقیق حاضر به منظور برآورد مولفه‌های (کو)واریانس، ضرایب وراثت‌پذیری مستقیم و مادری و روند ژنتیکی و فنوتیپی صفات وزن بدن در گوسفند مهربان انجام گرفته است.

مواد و روش‌ها

مجموعه داده‌ها و اطلاعات شجره مورد استفاده در این تحقیق طی سال‌های ۱۳۷۴ تا ۱۳۹۰ در ایستگاه اصلاح نژاد گوسفند مهربان جمع‌آوری شد. داده‌های مورد استفاده در این مطالعه شامل ۱۰۲۷۸ رکورد از بره‌های متولد شده از ۳۳۳ پدر و ۲۸۵۶ مادر برای صفت وزن تولد، ۶۷۳۵ رکورد از بره‌های متولد شده از ۳۰۳ پدر و ۲۳۰۸ مادر برای صفت وزن از شیرگیری، ۴۷۷۸ رکورد از بره‌های متولد شده از ۲۶۵ پدر و ۳۴۰۷ مادر برای صفت وزن شش ماهگی، ۳۱۳۹ رکورد از بره‌های متولد شده از ۲۱۹ پدر و ۲۳۶۰ مادر برای صفت وزن نه ماهگی و ۱۹۸۵ رکورد از بره‌های متولد شده از ۱۷۹ پدر و ۱۷۶۳ مادر برای صفت وزن یکسالگی بود. ساختار داده‌های مورد استفاده در این تحقیق در جدول ۱ ارائه شده است. یکی از نژادهای مهم گوسفند ایرانی نژاد مهربان است. منشاء این نژاد در همدان است که از استان‌های غربی ایران می‌باشد. این نژاد به آب و هوای ناملاط و مراتع سنگلاخی واقع در مناطق غربی ایران سازگار شده است. گوسفند مهربان گوسفندی دنبه‌دار با پشم‌های قهوه‌ای کم‌رنگ، چهره و گردن تیره است و در درجه اول برای تولید

محصولات گوسفند جزء مهمی از تولیدات دامی ایران را تشکیل می‌دهند. نزدیک به ۵۰ میلیون گوسفند با بیش از ۲۰ نژاد در ایران وجود دارد (Vatankhah *et al.*, 2004). راندمان سیستم‌های پرورش گوسفند می‌تواند به وسیله افزایش تعداد همزادان، وزن بره، تولید شیر، کیفیت و کمیت پشم بهبود یابد (Yazdi *et al.*, 1997). بنابراین بهبود ژنتیکی در صفات رشد و تولیدمثل از جمله اهداف اصلی در پرورش گوسفند است (Vatankhah *et al.*, 2008a).

وزن بدن و صفات مربوط به رشد از جمله صفات مهم اقتصادی در صنعت پرورش گوسفند به‌خصوص در ایران است. فروش بره در این صنعت در ایران منبع اصلی درآمد برای تولید کننده محسوب می‌شود و محصولات دیگر در درجه دوم اهمیت هستند. اگرچه گوشت گوسفند، مهم‌ترین منبع پروتئین در ایران است، تولید گوشت گوسفند، افزایش تقاضای مصرف‌کنندگان را پوشش نمی‌دهد (Rashidi *et al.*, 2008). از سوی دیگر، افزایش تعداد گوسفند برای تولید گوشت بیشتر به دلیل ضعف در تولید علوفه‌ای با کیفیت محدود شده است. بنابراین، افزایش تولید گوشت باید از طریق انتخاب حیواناتی باشد که حداکثر شایستگی ژنتیکی در خصوص صفات رشد و تولیدمثل را به عنوان پدر و مادر نسل آینده بدست آورده‌اند. وزن بدن بره‌ها در سنین مختلف می‌تواند به عنوان ملاک انتخاب در برنامه‌های اصلاح نژاد تعیین شود (Ozcan *et al.*, 2005). برای طراحی یک برنامه انتخاب کارآمد و سیستم ارزیابی ژنتیکی برای پیشینه کردن میزان پاسخ به انتخاب برای صفات مهم اقتصادی، برآورد دقیق پارامترهای ژنتیکی و روابط ژنتیکی بین صفات الزامی است (Safari *et al.*, 2005; Maxa *et al.*, 2007; Baneh, 2009). این اجزا در اثر شرایط رکوردگیری، تغییرات محیطی و مدل‌های مورد استفاده جهت تجزیه تغییر می‌یابند (Matika *et al.*, 2003). آگاهی از پارامترهای ژنتیکی و وراثت‌پذیری برای ارزیابی ژنتیکی و گزینش بهترین طرح انتخاب بسیار حائز اهمیت هستند (Maxa *et al.*, 2007).

مقایسه با نژاد زل (۱۵٪) پایین می‌باشد. اطلاعات شجره (کد حیوان، پدر و مادر) و اطلاعات مربوط به تولد (تاریخ تولد، جنس بره، تیپ تولد) برای هر بره به‌طور جداگانه در زمان تولد ثبت می‌شوند. بره‌ها در سنین بدو تولد، سه، شش، نه و دوازده ماهگی وزن‌کشی شدند. همچنین میش‌ها در سن حدود ۱۸ ماهگی در معرض قوچ‌ها قرار می‌گیرند. جفتگیری‌ها در ایستگاه کنترل شده بوده و در هر گروه آمیزشی ۱۰-۱۵ میش در کنار یک قوچ قرار گرفته می‌شود. بره‌ها حدوداً در سن ۹۰ روزگی از شیر گرفته می‌شوند. گله‌ها در طول روز چرانده شده و در شب به جایگاه انتقال می‌یابند. بره‌ها در طول زمستان داخل جایگاه نگهداری و به صورت دستی تغذیه می‌شوند.

گوشت استفاده می‌شود (Zamani and Mohammadi, 2008). متوسط بارندگی سالانه استان همدان بین ۳۰۰ و ۵۰۰ میلی‌متر با درجه حرارت متوسط ۱۹ درجه سانتیگراد و ارتفاع متوسط ۱۷۴۷ متر می‌باشد (Bathaei and Pascal, 1998). در این استان، عمده نژاد گوسفند، نژاد مهربان است، که تقریباً حدود ۲/۱ میلیون گوسفند می‌باشند. آنها به آب و هوای سرد بسیار سازگار هستند. گوسفند مهربان دارای کارایی بالا برای تولید شیر، پشم و راندام تولیدمثل می‌باشد و مهم‌ترین صفت تولیدی در این نژاد گوشت است (Aghaali Gamasae, 2010). میزان دوقلوایی در این نژاد ۱۳٪ می‌باشد که در مقایسه با نژادهای بلوچی (۶٪)، کردی (۱۱٪)، قزل (۱۱٪) و قشقایی (۳٪) بالا است، در حالیکه در

جدول ۱- آمار توصیفی صفات مورد استفاده در تجزیه

Table 1. Descriptive statistics of data used in the analysis

| | Trait | | | | |
|-------------------|-------|-------|-------|-------|-------|
| | BW | WW | 6MW | 9MW | YW |
| Number of animals | 10278 | 6735 | 4778 | 3139 | 1985 |
| Number of sires | 333 | 303 | 265 | 219 | 179 |
| Number of dams | 2856 | 2308 | 3407 | 2360 | 1763 |
| Mean (kg) | 3.69 | 22.16 | 36.13 | 45.48 | 52.70 |
| SD (kg) | 0.76 | 4.26 | 6.09 | 6.43 | 6.74 |
| CV (%) | 20.60 | 19.22 | 16.85 | 14.14 | 12.79 |

BW: birth weight, WW: 3-month weight, 6MW: 6-month weight, 9MW: 9-month weight, YW: yearling weight, SD: standard deviation, CV: coefficient of variation.

اثر گروه همخوانی ($F=0$ ، $F>0.05$ و $F\geq 0.05$) و اثر متقابل بین آنها بود. سن در زمان وزن‌کشی به عنوان متغیر همراه در مدل آماری برای اوزان شیرگیری، شش ماهگی، نه ماهگی و یکسالگی قرار داده شد. در برآورد پارامترهای ژنتیکی مدلی مورد استفاده قرار گرفت که شامل اثرات تصادفی و اثرات ثابتی بود که در تجزیه و تحلیل حداقل مربعات معنی‌دار بودند.

اجزای واریانس و پارامترهای ژنتیکی مربوط به صفات مختلف با استفاده از الگوریتم AIREML نرم‌افزار Wombat برآورد شدند (Meyer, 2002). شش مدل حیوانی تک‌متغیره که از نظر دارا بودن اثرات مادری و وجود کواریانس بین

تجزیه و تحلیل آماری

برای ویرایش داده‌ها از رویه Univariate نرم‌افزار SAS (SAS, 2002) استفاده شد. ویرایش داده‌ها به صورت حذف داده‌های پرت (جنس بره، تیپ تولد، شکم زایش، وزن بره و سال تولد که برابر با صفر بودند را شامل شد)، انطباق پراکنش صفات با توزیع نرمال و حفظ داده‌های بیشتر تا حد امکان انجام گرفت. داده‌ها با استفاده از رویه مدل خطی عمومی (GLM) نرم‌افزار SAS (SAS, 2002) تجزیه و تحلیل شدند تا اثرات ثابت در مدل نهایی مورد بررسی شناسایی شوند. مدل آماری شامل اثرات گله-سال-فصل، جنس بره (نر و ماده)، سن مادر در هر زایش (۲ تا ۷ ساله)، تیپ تولد (تک قلو، دوقلو و سه قلو)، شکم زایش (۱ تا ۶)،

مدل i و P_i تعداد پارامترهای موجود در مدل می‌باشد. مدلی که کمترین مقدار AIC را داشت به عنوان مناسب‌ترین مدل در نظر گرفته شد.

وراثت‌پذیری کل نیز طبق معادله زیر به منظور برآورد پاسخ مورد انتظار به انتخاب فنوتیپی برآورد شد (Mokhtari *et al.*, 2012):

$$h_i^2 = \frac{\sigma_a^2 + 0.5\sigma_m^2 + 1.5\sigma_{am}}{\sigma_p^2}$$

در این رابطه: h_i^2 وراثت‌پذیری کل، σ_a^2 واریانس ژنتیکی افزایشی مستقیم، σ_m^2 واریانس ژنتیکی افزایشی مادری، σ_{am} کواریانس بین آثار ژنتیکی افزایشی و مادری و σ_p^2 واریانس فنوتیپی می‌باشد.

به منظور برآورد همبستگی‌های ژنتیکی، فنوتیپی و محیطی بین صفات رشد از آنالیزهای دو متغیره استفاده شد که برای هر صفت بهترین مدل حاصل از تجزیه تک‌صفتی در نظر گرفته شد. پس از محاسبه ارزش‌های اصلاحی حیوانات برای هر صفت، از تابعیت میانگین ارزش اصلاحی و فنوتیپی دام‌ها برای صفات مختلف بر سال تولد و رویه Reg نرم‌افزار SAS برای برآورد روند ژنتیکی و فنوتیپی استفاده شد.

اثرات ژنتیکی مستقیم و مادری متفاوت بودند به شرح زیر مورد استفاده قرار گرفت:

$$Y = Xb + Z_a a + e \quad \text{مدل ۱}$$

$$Y = Xb + Z_a a + Z_c c + e \quad \text{مدل ۲}$$

$$Y = Xb + Z_a a + Z_m m + e \quad \text{Cov(a,m)=0} \quad \text{مدل ۳}$$

$$Y = Xb + Z_a a + Z_m m + e \quad \text{Cov(a,m)=A}\sigma_{am} \quad \text{مدل ۴}$$

$$Y = Xb + Z_a a + Z_m m + Z_c c + e \quad \text{Cov(a,m)=0} \quad \text{مدل ۵}$$

$$Y = Xb + Z_a a + Z_m m + Z_c c + e \quad \text{Cov(a,m)=A}\sigma_{am} \quad \text{مدل ۶}$$

در این مدل‌ها: y بردار مشاهدات، b بردار اثرات عوامل ثابت، a بردار اثرات ژنتیکی افزایشی مستقیم، m بردار اثرات ژنتیکی افزایشی مادری، c بردار اثرات محیطی دائمی مادری، e بردار اثرات باقیمانده و A ماتریس روابط خویشاوندی است. X ، Z_a ، Z_c و Z_m ماتریس‌های طرح هستند که به ترتیب ارتباط اثرات ثابت، اثرات ژنتیکی افزایشی مستقیم، اثرات محیطی دائمی مادری و اثرات ژنتیکی افزایشی مادری را با بردار مشاهدات برقرار می‌کنند. همچنین σ_{am} کواریانس بین اثرات ژنتیکی افزایشی مستقیم و اثرات ژنتیکی افزایشی مادری را نشان می‌دهد. جهت تعیین مناسب‌ترین مدل از آزمون نسبت درست‌نمایی (LRT^1) و معیار اطلاعات آکایک یا AIC استفاده شد:

$$LRT = 2(\log L_1 - \log L_0)$$

$$AIC = -2\log L_i + 2P_i$$

در این رابطه: AIC معیار اطلاعات آکایک، $\log L_1$ نسبت لگاریتم درست‌نمایی مدل ۱، $\log L_0$ نسبت لگاریتم درست‌نمایی مدل پایه، $\log L_i$ نسبت لگاریتم درست‌نمایی

¹ - Likelihood Ratio Test

نتایج

مستقیم برای اوزان تولد، شیرگیری، شش ماهگی، نه ماهگی و یکسالگی به ترتیب $0/25 \pm 0/04$ ، $0/46 \pm 0/05$ ، $0/59 \pm 0/08$ و $0/57 \pm 0/08$ و برآورد شد. وراثت‌پذیری مادری برای صفات مربوطه نسبت به وراثت-پذیری مستقیم کمتر بود. این پارامتر برای وزن‌های شیرگیری و شش ماهگی به ترتیب $0/02 \pm 0/01$ و $0/03 \pm 0/03$ برآورد شد. وراثت‌پذیری کل برای اوزان تولد، شیرگیری، شش ماهگی، نه ماهگی و یکسالگی به ترتیب $0/26$ ، $0/47$ ، $0/42$ ، $0/57$ و $0/10$ برآورد شد. برآورد همبستگی‌های ژنتیکی، فنوتیپی و محیطی صفات وزن بدن با تجزیه دو متغیره در جدول ۵ ارائه شده است. همبستگی ژنتیکی مستقیم بین وزن تولد با سایر صفات وزن بدن از $0/02$ - بین وزن تولد و شش ماهگی تا $0/95$ بین وزن نه ماهگی و یکسالگی تغییر کرد. کمترین همبستگی ژنتیکی مادری بین صفات وزن بدن $0/27$ - و بین وزن شیرگیری و نه ماهگی بود و بیشترین $0/71$ و بین وزن شش ماهگی و یکسالگی بود. همبستگی فنوتیپی بین تمام صفات وزن بدن گوسفند مهربان مثبت بود. برآورد روند ژنتیکی، فنوتیپی و محیطی برای صفات وزن بدن در سنین مختلف در جدول ۶ ارائه شده است. روند ژنتیکی مستقیم فقط برای وزن تولد معنی‌دار بود ($P < 0/01$). همچنین روند فنوتیپی برای تمام صفات معنی‌دار بود ($P < 0/01$) و روند محیطی فقط برای وزن تولد معنی‌دار بود ($P < 0/01$).

نتایج نشان داد که اثرات گله-سال-فصل، جنس بره ($P < 0/01$)، سن مادر ($P < 0/05$) و تیپ تولد بر تمام صفات معنی‌دار بود. سن بره در زمان وزن‌کشی بر صفت وزن شیرگیری ($P < 0/05$)، شش ماهگی، نه ماهگی و یکسالگی اثر معنی‌داری داشت ($P < 0/01$). همخونی بر وزن تولد، نه ماهگی ($P < 0/01$)، از شیرگیری و شش ماهگی ($P < 0/05$) اثر معنی‌داری نشان داد. شکم زایش در تمام وزن‌ها اثر معنی‌داری نداشت. میانگین حداقل مربعات برای اثرات مختلف موثر بر صفات وزن بدن در جدول ۲ ارائه شده است. مناسب‌ترین مدل بر اساس مقادیر AIC برای هر صفت نیز در جدول ۳ نشان داده شده است. نتایج نشان داد مناسب‌ترین مدل برای وزن تولد، نه ماهگی و یکسالگی شامل اثرات ژنتیکی افزایشی مستقیم و مادری حیوان بدون در نظر گرفتن کواریانس دو اثر (مدل ۲)، وزن از شیرگیری شامل اثر ژنتیکی افزایشی مستقیم و همچنین اثرات ژنتیکی افزایشی مادری (مدل ۳) و برای وزن شش ماهگی شامل اثرات ژنتیکی افزایشی مستقیم و مادری و همچنین کوواریانس بین اثرات ژنتیکی افزایشی مستقیم و مادری (مدل ۴) بود. برآورد مؤلفه‌های واریانس، وراثت‌پذیری مستقیم و مادری برای همه صفات در جدول ۴ ارائه شده است. برای همه وزن‌ها، برآوردها با استفاده از بهترین مدل محاسبه شد. برآورد وراثت‌پذیری مستقیم برای وزن بدن بره‌ها از بدو تولد تا شش ماهگی افزایش یافت. وراثت‌پذیری

جدول ۲- میانگین حداقل مربعات برای اثرات مختلف در مدل‌های آماری تجزیه و تحلیل صفات وزن بدن
Table 2. Least squares means for different effects in the statistical models of analysis for body weight traits

| Fixed effects | Trait ^a | | | | |
|-------------------------|--------------------------|----------------------------|----------------------------|---------------------------|---------------------------|
| | BW | WW | 6MW | 9MW | YW |
| Flock-Year-Season | ** | ** | ** | ** | ** |
| Dam age | * | * | * | * | * |
| Sex | ** | ** | ** | ** | ** |
| Male | 3.78 ^a ± 0.01 | 22.30 ^a ± 0.09 | 36.72 ^a ± 0.15 | 46.01 ^a ± 0.11 | 53.15 ^a ± 0.20 |
| Female | 3.58 ^b ± 0.01 | 22.01 ^b ± 0.14 | 35.54 ^b ± 0.12 | 44.93 ^b ± 0.13 | 52.19 ^b ± 0.22 |
| Birth type | ** | ** | ** | * | * |
| Single | 3.89 ^a ± 0.01 | 23.14 ^a ± 0.11 | 37.55 ^a ± 0.07 | 46.31 ^a ± 0.09 | 52.35 ^a ± 0.19 |
| Twin | 2.98 ^b ± 0.02 | 22.47 ^b ± 0.13 | 36.62 ^a ± 0.10 | 45.72 ^a ± 0.12 | 53.69 ^b ± 0.24 |
| Triplet | 2.47 ^c ± 0.05 | 22.04 ^c ± 0.09 | 35.91 ^a ± 0.14 | 44.78 ^b ± 0.16 | 52.88 ^b ± 0.86 |
| Inbreeding | | | | | |
| F=0 | 3.88 ^a ± 0.01 | 22.46 ^a ± 0.11 | 37.48 ^a ± 0.03 | 47.66 ^a ± 0.04 | 50.20 ^a ± 0.01 |
| 0 < F < 0.05 | 3.65 ^b ± 0.02 | 22.12 ^{ab} ± 0.08 | 36.24 ^{ab} ± 0.05 | 45.51 ^b ± 0.06 | 52.68 ^a ± 0.15 |
| F ≥ 0.05 | 3.32 ^c ± 0.05 | 21.01 ^b ± 0.12 | 34.62 ^b ± 0.08 | 39.06 ^a ± 0.07 | 55.35 ^a ± 1.32 |
| Parity | ns | ns | ns | ns | ns |
| Lamb age at weighing | - | * | ** | ** | ** |
| Regression on lamb age | - | -0.11 ± 0.05 | -0.31 ± 0.07 | 0.29 ± 0.10 | -0.53 ± 0.13 |
| Sex * Dam age | * | ns | ns | ** | ns |
| Sex * Parity | ns | ns | * | ns | ns |
| Sex * Inbreeding | ** | ns | ns | ns | ns |
| Birth type * Dam age | ns | * | * | ** | ** |
| Birth type * Inbreeding | ns | ** | ns | ns | ns |
| Parity * Inbreeding | ns | ** | ns | ns | ns |
| Dam age * Inbreeding | * | ns | ns | ns | ns |

Means with similar letters in each sub class within a column do not differ significantly at $P < 0.05$.

BW: birth weight, WW: 3-month weight, 6MW: six-month weight, 9MW: 9-month weight, YW: yearling weight**
 $P < 0.01$, * $P < 0.05$.

جدول ۳- مقادیر AIC مدل‌های مختلف تجزیه و تحلیل صفات وزن بدن در سنین مختلف
Table 3. AIC values for different models of analysis for body weights at different ages

| model | Trait | | | | |
|-------|------------------|------------------|------------------|------------------|-----------------|
| | BW | WW | 6MW | 9MW | YW |
| 1 | -3961.116 | 17849.888 | 17777.888 | 10351.270 | 6333.333 |
| 2 | -3973.886 | 17773.054 | 17745.526 | 10335.010 | 6320.156 |
| 3 | -3960.242 | 17771.966 | 17745.114 | 10335.898 | 6323.008 |
| 4 | -3958.186 | 17772.966 | 17741.282 | 10337.794 | 6321.242 |
| 5 | -3957.324 | 17773.968 | 17747.014 | 10337.010 | 6321.548 |
| 6 | -3971.886 | 17774.968 | 17743.282 | 10334.356 | 6322.810 |

The most appropriate model for each trait is shown in bold face. BW: birth weight, WW: 3-month weight, 6MW: six-month weight, 9MW: 9-month weight, YW: yearling weight.

جدول ۴- برآورد مولفه‌های واریانس، پارامترهای ژنتیکی و فنوتیپی بدست آمده به وسیله بهترین مدل برای صفات وزن بدن در گوسفند مهربان

Table 4. Estimates of (Co) variance components, genetic and phenotypic parameters obtained with the best model for body weight traits in Mehraban sheep

| Item | Trait ^a | | | | |
|-----------------|--------------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| | BW | WW | 6MW | 9MW | YW |
| Model | 2 | 3 | 4 | 2 | 2 |
| σ_A^2 | 0.06 | 2.39 | 8.52 | 6.22 | 0.98 |
| σ_m^2 | - | 0.1 | 0.75 | - | - |
| σ_{am} | - | - | -0.41 | - | - |
| σ_{pe}^2 | 0.01 | - | - | 0.35 | 1.30 |
| σ_p^2 | 0.23 | 5.21 | 14.33 | 10.93 | 9.29 |
| σ_e^2 | 0.16 | 2.72 | 6.09 | 4.36 | 7.01 |
| h_d^2 (S.E.) | 0.25 ± 0.04 | 0.46 ± 0.05 | 0.59 ± 0.08 | 0.57 ± 0.08 | 0.11 ± 0.08 |
| h_m^2 (S.E.) | - | 0.02 ± 0.01 | 0.05 ± 0.03 | - | - |
| h_t^2 | 0.26 | 0.47 | 0.42 | 0.57 | 0.10 |

σ_A^2 : direct additive genetic; σ_m^2 : maternal additive genetic; σ_{am} : covariance between direct additive genetic effect and maternal genetic effect; σ_{pe}^2 : ratio of maternal permanent environmental effects to phenotypic variance; σ_p^2 : phenotypic variance; σ_e^2 : residual variance; h_d^2 : direct heritability; h_m^2 : maternal heritability; S.E.: standard error.

^a For trait abbreviations see footnote of Table 1.

جدول ۵- برآورد همبستگی فنوتیپی، ژنتیکی مستقیم، ژنتیکی مادری و باقیمانده بین صفات مورد مطالعه

Table 5. Estimates of phenotypic, direct genetic, maternal genetic and residual correlations between studied traits

| Trait ^a | Trait 2 | $r_{a12} \pm S.E$ | $r_{a1m1} \pm S.E$ | $r_{a1m2} \pm S.E$ | $r_{a2m1} \pm S.E$ | $r_{m12} \pm S.E$ | $r_{pe12} \pm S.E$ | $r_{e12} \pm S.E$ | $r_{p12} \pm S.E$ |
|--------------------|---------|-------------------|--------------------|--------------------|--------------------|-------------------|--------------------|-------------------|-------------------|
| BW | WW | 0.03±0.09 | - | - | - | - | - | 0.11±0.04 | 0.08±0.01 |
| BW | 6MW | -0.02±0.10 | 0.14±0.11 | - | 0.90±0.04 | - | - | 0.98±0.16 | 0.11±0.01 |
| BW | 9MW | 0.28±0.13 | - | - | - | - | 0.84±0.23- | 0.17±0.06 | 0.17±0.02 |
| BW | YW | 0.11±0.41 | - | - | - | - | 0.12±0.32 | 0.07±0.05 | 0.08±0.02 |
| WW | 6MW | 0.37±0.06 | - | -0.49±0.11 | -0.37±0.08 | 0.56±0.09 | - | -0.99±0.10 | 0.35±0.01 |
| WW | 9MW | 0.27±0.08 | - | - | - | - | - | 0.21±0.09 | 0.24±0.02 |
| WW | YW | 0.81±0.25 | - | - | - | - | - | 0.02±0.08 | 0.21±0.02 |
| 6MW | 9MW | 0.94±0.04 | -0.27±0.84 | - | 0.07±0.02 | - | - | 0.30±0.09 | 0.67±0.01 |
| 6MW | YW | 0.91±0.06 | 0.71±0.37 | - | 0.50±0.32 | - | - | 0.63±0.08 | 0.49±0.02 |
| 9MW | YW | 0.95±0.23 | - | - | - | - | 0.29±0.02 | 0.77±0.07 | 0.63±0.02 |

r_{a12} : direct genetic correlation between traits 1 and 2; r_{a1m1} : correlation between direct genetic effect and maternal genetic effect of trait 1; r_{a1m2} , correlation between direct genetic effect of trait 1 and maternal genetic effect of trait 2; r_{a2m1} : correlation between direct genetic effect of trait 2 and maternal genetic effect of trait 1; r_{a2m2} : correlation between direct genetic effect and maternal genetic effect of trait 2; r_{m12} : maternal genetic correlation between traits 1 and 2; r_{e12} : residual correlation between traits 1 and 2; r_{p12} : phenotypic correlation between traits 1 and 2; S.E.: standard error.

^a For trait abbreviations see footnote of Table 1.

جدول ۶- برآورد روند ژنتیکی، فنوتیپی و محیطی (گرم/سال) برای وزن‌های بدن در سنین مختلف

Table 6. Estimates of genetic, phenotypic and environmental trends (g/year) for body weight at different ages

| Trait | Direct trend | Maternal trend | Phenotypic trend | Environmental trend |
|-------|----------------|----------------|-------------------|---------------------|
| BW | -0.89** ± 0.26 | 0.02 ± 0.01 | 27.05** ± 1.64 | 27.94** ± 1.38 |
| WW | 0.21 ± 0.09 | -0.03 ± 0.01 | 170.34** ± 12.29 | 170.13** ± 8.92 |
| 6MW | 8.52 ± 4.86 | -1.53 ± 0.54 | 237.06** ± 24.85 | 228.54** ± 11.99 |
| 9MW | 7.54 ± 3.37 | -0.39 ± 0.16 | -154.86** ± 41.90 | -147.32** ± 29.53 |
| YW | -2.93 ± 1.08 | -0.80 ± 0.20 | 1240.54** ± 50.31 | 1243.47** ± 47.33 |

BW: birth weight, WW: 3-month weight, 6MW: six-month weight, 9MW: 9-month weight, YW: yearling weight.

** $P < 0.01$.

ماهگی نشان داد و برای صفات وزن تولد و یکسالگی نوسان اندکی در روند ژنتیکی مستقیم مشاهده می‌شود. کاهش‌های شدید برای وزن شیرگیری حدود ۱ کیلوگرم در سال ۱۳۷۵ و برای وزن شش ماهگی حدود ۰/۷ و ۰/۸ کیلوگرم به ترتیب

میانگین پیش‌بینی ارزش‌های اصلاحی مستقیم و مادری به ازای سال تولد به ترتیب در شکل‌های ۱ و ۲ نشان داده شده است. شکل ۱ نوسان نامنظم را در روند ژنتیکی مستقیم برای صفات وزن شیرگیری، وزن شش ماهگی و وزن نه -

تولد، شیرگیری و نه ماهگی نوسان اندکی را در روند ژنتیکی مادری نشان می‌دهد. کاهش‌های شدید برای وزن شش ماهگی حدود ۰/۱۵ کیلوگرم در سال ۱۳۸۱ وجود دارد و افزایش شدید برای وزن یکسالگی حدود ۰/۱۵ و ۰/۲۵ کیلوگرم به ترتیب در سال‌های ۱۳۷۸ و ۱۳۸۱ وجود دارد.

در سال‌های ۱۳۷۷ و ۱۳۷۹ و برای وزن نه ماهگی حدود ۰/۸ و ۰/۹ کیلوگرم به ترتیب در سال‌های ۱۳۷۷ و ۱۳۸۰ وجود دارد.

شکل ۲ نوسان نامنظمی در روند ژنتیکی مادری برای صفات وزن شش‌ماهگی و یکسالگی نشان می‌دهد و برای اوزان

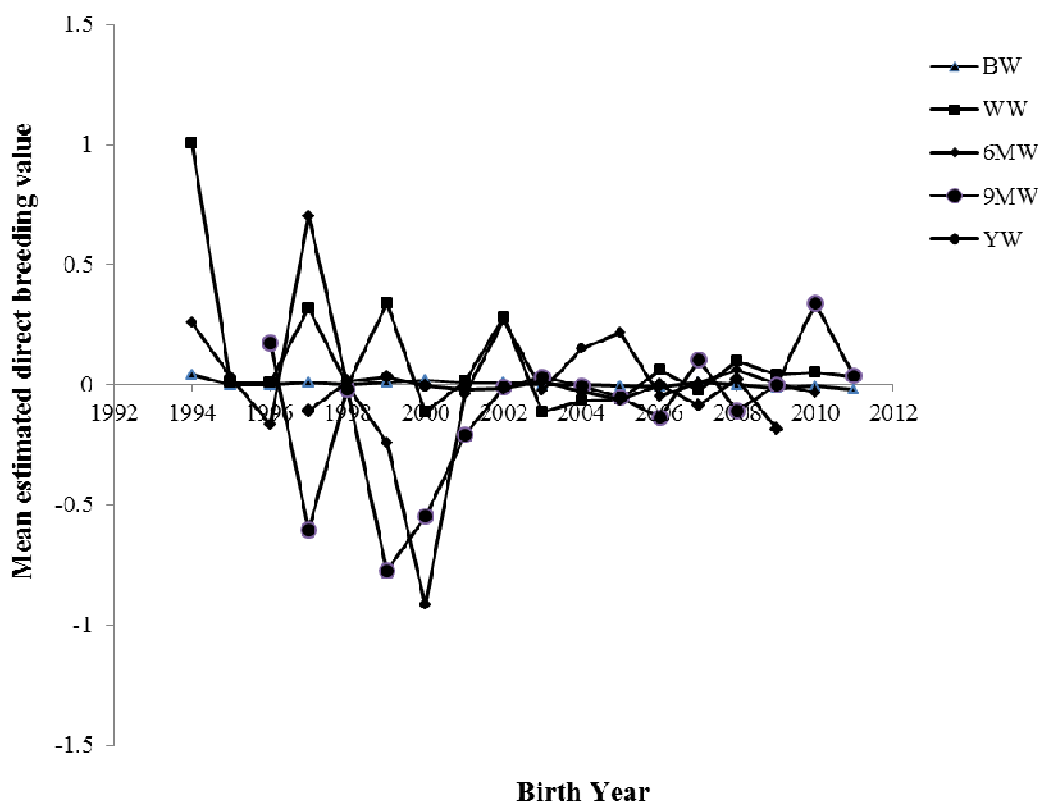


Fig. 1. Mean of breeding values for direct genetic trends of body weight of Mehraban sheep at year of birth
شکل ۱- میانگین پیش‌بینی ارزش‌های اصلاحی روند ژنتیکی مستقیم صفات وزن بدن گوسفند مهربان به ازای سال تولد

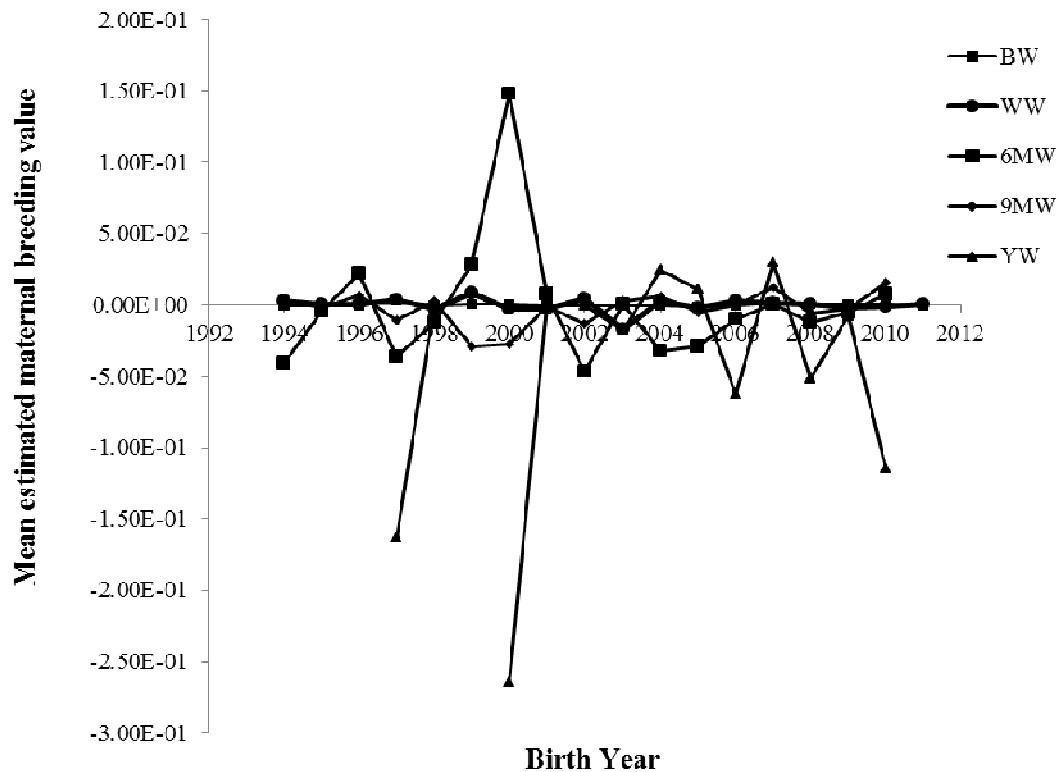


Fig. 2. Mean of breeding values for maternal genetic trends of body weight of Mehraban sheep at year of birth
 شکل ۲- میانگین پیش‌بینی ارزش‌های اصلاحی روند ژنتیکی مادری صفات وزن بدن گوسفند مهربان به ازای سال تولد

مطالعه حاضر را می‌توان تا حدودی به وسیله تفاوت در سال‌ها (تفاوت در محیط، منبع تغذیه و چرا)، سیستم غدد درون‌ریز جنس نر و ماده، فضای رحمی محدود و در دسترس نبودن مواد مغذی در دوران بارداری، رقابت برای شیر بین دوقلوها، اثرات مادری و نیز توانایی‌های مادری مادر در سنین مختلف توضیح داد (Rashidi *et al.*, 2008).

وراثت‌پذیری برآورد شده در هر جمعیت برای هر صفت اقتصادی مختص همان جامعه بوده و عوامل متعدد ممکن است بر آن تأثیر داشته باشد. ساختار و حجم اطلاعات موجود، مشخص بودن روابط خویشاوندی دام‌ها در شجره، اعمال انتخاب در گله‌ها، روش برآورد مؤلفه‌های واریانس و پارامترهای ژنتیکی، نوع نژاد، شرایط محیطی موجود در گله

بحث

آگاهی از برآوردهای وراثت‌پذیری و ارتباط ژنتیکی بین صفات برای برنامه‌ریزی یک سیستم پرورش کارآمد و توسعه ارزیابی ژنتیکی مؤثر موردنیاز است. برآوردهای فعلی پارامترهای ژنتیکی برای گوسفند مهربان می‌تواند برای طراحی برنامه‌های انتخاب آینده و ایجاد یک شاخص انتخاب برای این نژاد گوسفند استفاده شود. به طور کلی میانگین حداقل مربعات وزن بره در سنین مختلف نسبت به مقادیری که برای بره‌های نژادهای کرمانی (Rashidi *et al.*, 2008) و قزل (Baneh *et al.*, 2010) گزارش شده بود بیشتر است. اثرات غیرژنتیکی بر صفات وزن بدن بره‌های مهربان با گزارشات دیگر محققین مطابقت داشت (Mandal *et al.*, 2008; Rashidi *et al.*, 2008; Vatankhah and Talebi, 2008b). تأثیرات معنی‌دار عوامل مذکور بر وزن بدن در

کمتر می‌باشد. وراثت‌پذیری وزن شیرگیری در تحقیق حاضر ۰/۴۶ برآورد شده است که در محدوده برآورد سایر محققین می‌باشد. دامنه برآورد وراثت‌پذیری برای وزن از شیرگیری در تحقیقات مختلف از ۰/۰۶۱ در نژاد زندی (Senemari et al., 2011) تا ۰/۴۸ در نژاد منز (Gizaw et al., 2007) گزارش شده است.

وراثت‌پذیری وزن از شیرگیری در گوسفندان نژاد آرمان، عربی، مغانی، قزل، سنجابی، مهربان، افشاری، کرمانی، رامبویه و کرمانی به ترتیب به وسیله (Mokhtari et al., 2012)، (Shokrollahi and Baneh, 2012)، (Jafaroghli et al., 2010)، (Hossein-Zadeh and Ardalan, 2010)، (Mohammadi et al., 2010)، (Baneh et al., 2010)، (Aghaali Gamasae et al., 2010)، (Bahreini Behzadi et al., 2008)، (Eskandarinasab et al., 2007) و (Rashidi et al., 2008) به ترتیب ۰/۱۵، ۰/۳۸، ۰/۱۳، ۰/۱۶، ۰/۳۱، ۰/۱۵، ۰/۳۰، ۰/۲۹، ۰/۲۲ و ۰/۲۷ گزارش شده است.

در تحقیق حاضر برآورد وراثت‌پذیری از زمان تولد تا شیرگیری افزایش یافت و میزان وراثت‌پذیری و همبستگی ژنتیکی وزن شیرگیری با صفات دیگر بالا بود، بنابراین با توجه به اینکه متخصصین اصلاح نژاد صفات رشد اولیه را به عنوان مبنای انتخاب در نظر می‌گیرند، وزن شیرگیری در گله‌ها می‌تواند به عنوان مبنای انتخاب قرار گیرد.

وراثت‌پذیری مادری برای صفت وزن از شیرگیری ۰/۰۲ برآورد شد که نزدیک به برآورد وراثت‌پذیری مادری وزن شیرگیری در تحقیقات (Shokrollahi and Zandieh, 2012)، (Jafaroghli et al., 2010) به ترتیب در گوسفندان نژاد کردی (۰/۰۲۲) و مغانی (۰/۰۳) می‌باشد. (Ghavi, Hossein-Zadeh and Ardalan, 2010)، (Mohammadi et al., 2010)، (Aghaali Gamasae et al., 2010) و (Shokrollahi and Baneh, 2012) نیز وراثت‌پذیری مادری وزن شیرگیری را در نژادهای مغانی، سنجابی، مهربان و عربی به ترتیب ۰/۰۸، ۰/۲۴، ۰/۱۸ و ۰/۱۸ گزارش نمودند.

و بسیاری از عوامل دیگر باعث تفاوت بین برآوردهای مختلف می‌باشند (غلامی نیا و شجاع، ۱۳۸۴).

در مطالعه حاضر وراثت‌پذیری مستقیم وزن تولد (۰/۲۵) در دامنه تغییرات یافته‌های سایر محققین قرار دارد. دامنه برآورد وراثت‌پذیری برای وزن تولد در تحقیقات مختلف از ۰/۰۴ در نژاد کرمانی (Rashidi et al., 2008) تا ۰/۴۶ در نژاد منز (Gizaw et al., 2007) گزارش شده است. وطن‌خواه و همکاران (۱۳۸۴) در یک بررسی روی گوسفندان نژادهای مختلف ایرانی بیشترین و کمترین ضریب وراثت‌پذیری برای وزن تولد را به ترتیب ۰/۳۳ در نژاد سنگسری و ۰/۰۲ در نژاد قزل گزارش کردند. آنها همچنین میانگین وزنی وراثت-پذیری برای وزن تولد در نژادهای ایرانی را بطور کلی ۰/۱۶ گزارش کردند.

وراثت‌پذیری مستقیم صفت وزن تولد در گوسفندان نژاد کردی، زندی، مغانی، مهربان، بلوچی، سنجابی و عربی به وسیله (Baneh et al., 2013)، (Shokrollahi and Zandi, 2012)، (Mohammadi et al., 2011)، (Jafaroghli et al., 2010)، (Ghafouri-Kesbi et al., 2008a)، (Maxa et al., 2007) و (Mohammadi et al., 2010) به ترتیب ۰/۱۶، ۰/۱۶، ۰/۱۵، ۰/۰۶، ۰/۱۹، ۰/۱۹ و ۰/۱۹ گزارش شده است که کمتر از وراثت‌پذیری برآورد شده در پژوهش حاضر است. (Shokrollahi and Baneh, 2012) در گوسفندان نژاد عربی (۰/۴۲) و (Gamassa et al., 2010) در نژاد مهربان (۰/۳۰) برآوردی بیشتر و (Baneh et al., 2010) در نژاد قزل (۰/۲۴) و (Eskandarinasab et al., 2008) در نژاد افشاری (۰/۲۳) برآوردی نزدیک به برآورد مطالعه حاضر داشتند.

واریانس محیطی دائمی مادری می‌تواند به اثر محیطی رحم، تاثیر زایش‌های متعدد روی تولید شیر، سطح تغذیه قبل از بارداری و رفتار مادری میش نسبت داده شود (Maria et al., 1994). نسبت اثرات محیطی پایدار مادری به واریانس فنوتیپی برآورد شده برای وزن تولد (۰/۰۴) به‌طورکلی با گزارش سایر محققین (Abbasi et al., 2012; Miraei-Ashtiani et al., 2007) سازگار است و از واریانس محیطی دائمی برآورد شده به وسیله برخی محققین دیگر (Baneh et al., 2010) کمتر است.

شیرگیری به دلیل انتقال این آثار از دوره پیش از شیرگیری به سنین بالاتر است که از نظر بیولوژیکی معقول می‌باشد. به ویژه زمانی که رشد بره‌ها در دوره پیش از شیرگیری به دلیل شیر کم مادرشان، نرخ دوقلو زایی بالا (بدلیل تغذیه ناکافی هر بره) و یا محدودیت‌های فصلی خوراکدهی محدود می‌شود، احتمال انتقال این آثار به سنین بالاتر بیشتر است (Gafouri-Kesbi and Eskandarinasab, 2008).

کواریانس بین آثار ژنتیکی افزایشی و مادری در وزن شش ماهگی برابر با ۰/۴۱- برآورد شد. Shokrollahi and Baneh (2012) در نژاد عربی و Jafaroghli *et al.* (2010) در نژاد مغانی کواریانس بین آثار ژنتیکی افزایشی و مادری در وزن شش‌ماهگی را کمتر و هم‌چنین (Miraei-Ashtiani *et al.* 2007, Shokrollahi and Zandieh (2012) و صالحی و همکاران (۱۳۸۵) در گوسفندان سنگسری، کردی و بلوچی، این کوواریانس را بیشتر از برآورد تحقیق حاضر گزارش نمودند.

وراثت‌پذیری وزن نه ماهگی ۰/۵۷ برآورد شده است که به برآورد ۰/۵۹ به وسیله Snyman *et al.* (1995) نزدیک است و بیشتر از مقادیر برآورد شده به وسیله محققین دیگر می‌باشد (Shokrollahi and Zandieh, Mokhtari *et al.*, 2012; Aghaali Gamasae *et al.*, 2010; Ghavi 2012; Hossein-Zadeh and Ardalan, 2010; Miraei-Ashtiani *et al.*, 2007; Mokhtari *et al.*, 2008; بیگی نصیری و همکاران، ۱۳۸۳).

نسبت اثرات محیطی پایدار مادری به واریانس فنوتیپی برای وزن نه‌ماهگی ۰/۰۳ برآورد شد که بیشتر از مقادیر برآورد شده به وسیله (Ghavi Hossein-Zadeh and Ardalan 2010) و کمتر از مقادیر برآورد شده به وسیله (Shokrollahi 2010) and Zandieh (2012) و Miraei-Ashtiani *et al.* (2007) می‌باشد.

وراثت‌پذیری وزن یکسالگی ۰/۱۱ برآورد شد که در محدوده ۰/۱۰ (Miraei-Ashtiani *et al.*, 2007) تا ۰/۵۸ (Snyman 1995) گزارش شده به وسیله سایر محققان می‌باشد. (Mokhtari *et al.*, 2008, 2010) مقادیر وراثت‌پذیری وزن

که بیشتر از برآورد وراثت‌پذیری مادری در تحقیق حاضر است.

وراثت‌پذیری وزن شش ماهگی در تحقیق حاضر ۰/۵۹ برآورد شده است. وراثت‌پذیری وزن شش ماهگی در نژادهای مختلف گوسفند به وسیله (Mokhtari *et al.* 2012), Shokrollahi and Zandieh (2012), Senemari *et al.* (2011), Baneh *et al.* (2010), Aghaali Gamasae *et al.* (2010), Ghavi Hossein-Zadeh and Ardalan (2010), Mokhtari *et al.* (2008) و Eskandarinasab *et al.* (2008) به ترتیب ۰/۱۵، ۰/۲۶، ۰/۳۵، ۰/۳۷، ۰/۳۵، ۰/۱۴، ۰/۳۲ و ۰/۱۱ گزارش شده است که کمتر از وراثت‌پذیری برآورد شده در این مطالعه می‌باشد. بالا رفتن وراثت‌پذیری از وزن تولد تا وزن شش‌ماهگی نشان می‌دهد با زیاد شدن وزن، کارایی ژنتیکی انتخاب افزایش می‌یابد، زیرا ارزش اصلاحی حقیقی حیوان با صحت بیشتری به وسیله فنوتیپ وی بیان می‌شود. بنابراین وزن شش‌ماهگی می‌تواند با استراتژی انتخاب مستقیم منجر به بهبود وزن بره‌ها در بلوغ شده که به لحاظ اقتصادی با فروش بره‌های سنگین‌تر به نفع دامداران خواهد بود.

بر اساس نتایج بدست آمده، همراه با افزایش سن بره‌ها، وراثت‌پذیری مستقیم اوزان بدن نیز افزایش می‌یابد. یکی از دلایل این امر می‌تواند افزایش بیان ژن‌هایی باشد که دارای اثرات افزایشی بر وزن بدن می‌باشند (Yazdi *et al.*, 1997). دلیل دیگر کاهش واریانس ناشی از اثرات مادری نسبت به واریانس ژنتیکی مستقیم حیوان افزایش سن است (Fischer *et al.*, 2004).

وراثت‌پذیری مادری وزن شش‌ماهگی ۰/۰۵ برآورد شد که بیشتر از مقادیر برآورد شده وراثت‌پذیری مادری وزن شش‌ماهگی در تحقیقات (Shokrollahi and Zandieh 2012) و محمدی و صادقی (۱۳۸۹) و کمتر از مقادیر برآورد شده به وسیله (Ghavi Hossein-Zadeh and Ardalan 2010) و Miraei-Ashtiani *et al.* (2007) است.

وراثت‌پذیری مادری از شیرگیری تا شش‌ماهگی افزایش پیدا کرد. بالا بودن اثرات ژنتیکی مادری در صفات پس از

Jafaroghli *et al.* (2010), Mohammadi *et al.* (2010) Rashidi *et al.*, Aghaali Gamasae *et al.* (2010) Gizaw *et al.* و Bahreini Behzadi *et al.* (2007)، (2008) (2007) به ترتیب در گوسفندان نژاد آرمان، کردی، عربی، زندی، مغانی، سنجابی، مغانی، مهربان، کرمانی، کرمانی و منز بیشتر از مقدار برآورد شده در تحقیق حاضر می‌باشد. پایین بودن همبستگی ژنتیکی وزن تولد و وزن شیرگیری می‌تواند ناشی از تأثیر عوامل ژنتیکی مادری مرتبط با تولید شیر باشد.

در این مطالعه همبستگی ژنتیکی مستقیم بین وزن تولد و وزن شش‌ماهگی نیز ۰/۰۲- برآورد شد. وزن شش‌ماهگی در بین اوزان بدن، کمترین همبستگی را با وزن تولد دارد. (Shokrollahi and Zandi (2012)، Mohammadi *et al.* (2011)، Ghavi Hossein-Zadeh and Ardalani (2010)، Mohammadi *et al.* (2010)، Aghaali Gamasae *et al.* (2010)، Mokhtari *et al.* (2010)، خلیلی و گل‌خندان (۱۳۸۷)، (Gizaw *et al.* (2008)، (2008) همبستگی ژنتیکی بین صفات وزن تولد و وزن شش-ماهگی را به ترتیب در نژادهای کردی، زندی، مغانی، مهربان، سنجابی، کرمانی و مهربان، منز و بلوچی بیشتر از برآورد تحقیق حاضر گزارش کردند.

همبستگی ژنتیکی مستقیم بین وزن تولد و وزن نه ماهگی ۰/۲۸ برآورد شده است. Ghavi Hossein-Zadeh and Ardalani (2010) این برآورد را ۰/۰۸ گزارش کردند که کمتر از برآورد مطالعه حاضر می‌باشد. (Mokhtari *et al.* (2008)، Mohammadi *et al.* (2010) و کارگر و همکاران (۱۳۸۴) همبستگی ژنتیکی مستقیم وزن تولد و وزن نه-ماهگی را در گوسفندان کرمانی، سنجابی و کرمانی به ترتیب ۰/۷۴، ۰/۷۰ و ۰/۹۵ برآورد کردند که بالاتر از برآورد تحقیق حاضر می‌باشد. همچنین Safari *et al.* (2005) میانگین وزنی همبستگی ژنتیکی بین وزن تولد و اوزان پس از شیرگیری را ۰/۲۹ گزارش کردند که نزدیک به برآورد حاضر می‌باشد.

همبستگی ژنتیکی مستقیم بین وزن تولد و وزن یکسالگی نیز ۰/۱۱ برآورد شد. Ghavi Hossein-Zadeh and Ardalani

یکسالگی را ۰/۱۵ و ۰/۱۶ گزارش کردند که نزدیک به برآورد تحقیق حاضر می‌باشد. (Aghaali Gamasae *et al.* (2010)، Ghavi Hossein-Zadeh and Ardalani (2010)، Shokrollahi and Zandieh (2012) به ترتیب مقادیر ۰/۴۳، ۰/۳۱ و ۰/۲۴ را برای وراثت‌پذیری وزن یکسالگی گزارش کردند که بیشتر از برآورد تحقیق حاضر می‌باشد.

در این تحقیق نسبت اثرات محیطی پایدار مادری به واریانس فنوتیپی برای وزن یکسالگی ۰/۱۴ برآورد شد که بیشتر از مقادیر برآورد شده به وسیله محققین دیگر می‌باشد (Ghavi Hossein- Miraei-Ashtiani *et al.*, 2007; Shokrollahi and Zandieh, Zadeh and Ardalani 2010; (2012).

وراثت‌پذیری کل برآورد شده در این مطالعه تقریباً نزدیک به گزارش (Aghaali Gamasae *et al.* (2010) می‌باشد و از گزارشات (Ghavi Hossein-Zadeh and Ardalani (2010)، Rashidi (2012)، Mohammadi *et al.* (2012) و (Ozcan *et al.* (2005) بزرگ‌تر می‌باشد که این وراثت‌پذیری کل زمانی که آثار مادری در بیان عملکرد حیوان مهم باشد اهمیت پیدا می‌کند (Rashidi, 2012). وراثت‌پذیری کل می‌تواند در محاسبه‌ی پاسخ مورد انتظار به انتخاب فنوتیپی برای صفات رشد استفاده شود (Mandal *et al.*, 2006).

پایین بودن همبستگی ژنتیکی بین صفت وزن تولد با دیگر صفات مورد مطالعه بیانگر متفاوت بودن این صفات است. احتمالاً وزن بدن در هنگام تولد تحت کنترل ژنتیکی متفاوتی می‌باشد. (Fischer *et al.* (2004) و Aziz *et al.* (2005) نیز با توجه به همبستگی ژنتیکی پایین بین وزن تولد با سنین بالاتر، بر متفاوت در نظر گرفتن وزن تولد نسبت به اوزان بدن در سنین بالاتر تأکید کردند.

همبستگی برآورد شده بین صفات وزن تولد و وزن شیرگیری ۰/۰۳ می‌باشد که در دامنه ۰/۱۷- تا ۰/۸۳ می-باشد (Safari *et al.*, 2005). برآورد همبستگی ژنتیکی بین صفات وزن تولد و وزن از شیرگیری در مطالعات (Mokhtari *et al.* (2012)، Shokrollahi and Zandi (2012)، Shokrollahi and Baneh (2012)، Mohammadi *et al.* (2011)، Ghavi Hossein-Zadeh and Ardalani (2010).

برآورد تحقیق حاضر نیز در این دامنه قرار دارد. (Gizaw *et al.* 2007). (2007). *al.* (2008). Mokhtari *et al.* و Mohammadi *et al.* (2010). *al.* این پارامتر را در گوسفندان منز، کرمانی و سنجایی به ترتیب ۰/۹۴، ۰/۹۷ و ۰/۹۸ برآورد کردند که به مراتب بالاتر از برآورد تحقیق حاضر می‌باشد. همچنین Ghavi Hossein-Zadeh and Jafaroghli *et al.* (2010). (2010). Ardalan این همبستگی را به ترتیب ۰/۴۸ و ۰/۶۵ برآورد کردند که پایین‌تر از برآورد حاضر می‌باشد.

همبستگی ژنتیکی مستقیم بین وزن شش‌ماهگی و وزن نه-ماهگی ۰/۹۴ برآورد شد. (Aghaali Gamasae *et al.* 2010). (2010). Ghavi Hossein-Zadeh and Ardalan (2010). Bahreini Behzadi *et al.* (2007). و همچنین Mokhtari (2008). *et al.* همبستگی ژنتیکی مستقیم بین این صفات را در نژاد مهربان، کرمانی و کرمانی به ترتیب ۰/۸۶، ۰/۲۷، ۰/۹۶ و ۰/۹۹ برآورد کردند.

همبستگی ژنتیکی مستقیم بین وزن شش‌ماهگی و وزن یکسالگی ۰/۹۱ برآورد شد. برآورد (Bahreini Behzadi *et al.* 2007). *al.* نیز از این پارامتر در نژاد کرمانی ۰/۹۴ بود که نزدیک به برآورد حاضر می‌باشد. (Gizaw *et al.* 2007). (2008). Mokhtari *et al.* همبستگی ژنتیکی مستقیم بین این صفات را در گوسفندان منز و کرمانی به ترتیب ۰/۹۷ و ۰/۹۹ برآورد کردند که بالاتر از برآورد گزارش شده در این تحقیق می‌باشد. برخی دیگر از محققین این همبستگی را پایین‌تر از برآورد حاضر برآورد کردند (Mohammadi *et al.*, Aghaali Gamasae *et al.*, 2010). (2010). Ghavi Hossein-Zadeh and Ardalan, 2010).

همبستگی ژنتیکی مستقیم بین وزن نه‌ماهگی و وزن یکسالگی نیز ۰/۹۵ برآورد شد. (Bahreini Behzadi *et al.* 2007). (2008). Mokhtari *et al.* به صورت مشترک در نژاد کرمانی این همبستگی را ۰/۹۹ برآورد کردند که نزدیک به برآورد تحقیق حاضر می‌باشد. بنابراین همانند وراثت-پذیری، برآورد همبستگی در یک نژاد نیز با توجه به ساختار و حجم داده و مدل‌های مورد استفاده متفاوت خواهد بود.

(2010) این برآورد را ۰/۱۷ گزارش کردند که تقریباً نزدیک به برآورد مطالعه حاضر می‌باشد. (Mohammadi *et al.*, 2010). (2010). Jafaroghli *et al.* و Mokhtari *et al.* (2008) همبستگی ژنتیکی مستقیم بین وزن تولد با وزن یکسالگی را در نژادهای سنجایی، مغانی و کرمانی به ترتیب ۰/۹۵، ۰/۷۵ و ۰/۶۱ گزارش کردند که از برآورد مطالعه حاضر بیشتر می‌باشند.

همبستگی ژنتیکی بین وزن تولد و سایر صفات وزن بدن دارای اشتباه معیار بالایی است و لذا نمی‌توان در عمل به آنها اعتماد نمود. در صورت جمع‌آوری داده‌های بیشتر می‌توان انتظار داشت که در آینده برآوردهای بهتری از این پارامترها برای این نژاد بدست آید. همبستگی ژنتیکی مستقیم بین صفات وزن شیرگیری و وزن شش‌ماهگی ۰/۳۷ برآورد شد. (Safari *et al.* 2005). اشاره کردند که ۹۵ درصد این برآوردها در دامنه ۰/۳۲ تا ۰/۹۷ می‌باشد که برآورد تحقیق حاضر نیز در این دامنه قرار دارد. تعدادی از محققین همبستگی ژنتیکی مستقیم بین صفات وزن شیرگیری و وزن شش‌ماهگی را بیشتر از این مطالعه برآورد نمودند (Baneh *et al.*, 2013; Shokrollahi and Zandi, 2012; Shokrollahi and Baneh, 2012; Ghavi Hossein-Zadeh and Ardalan, 2010; Aghaali Gamasae *et al.*, 2010; Mohammadi *et al.*, 2010; غلامی‌نیا و شجاع، ۱۳۸۴).

همبستگی ژنتیکی مستقیم بین وزن شیرگیری و وزن نه-ماهگی ۰/۲۷ برآورد شد. (Mohammadi *et al.* 2010). (2010). Mokhtari *et al.* و Aghaali Gamasae *et al.* (2008) این مقدار را در نژادهای کرمانی و سنجایی به ترتیب ۰/۷۱، ۰/۸۷ و ۰/۹۹ برآورد کردند که بالاتر از برآورد تحقیق حاضر می‌باشد.

همبستگی ژنتیکی مستقیم بین وزن شیرگیری و وزن یکسالگی ۰/۸۱ برآورد شد. (Safari *et al.* 2005). میانگین وزنی همبستگی ژنتیکی بین وزن شیرگیری و وزن پس از شیرگیری را ۰/۸۵ گزارش کردند که تا حدودی مشابه برآورد حاضر می‌باشد. آنها همچنین اشاره کردند که ۹۵ درصد این برآوردها در دامنه ۰/۳۲ تا ۰/۹۷ می‌باشد که

Mokhtari and Rashidi (2010) در نژاد کرمانی (۳ گرم/سال) کمتر بود. برآورد روند فنوتیپی برای وزن تولد بالا بود و نسبت به گزارش Mohamadi *et al.* (2011) در نژاد زندی (۸/۵- گرم/سال) بیشتر بود.

برآورد روند ژنتیکی مستقیم برای صفات اوزان شیرگیری، شش ماهگی، نه ماهگی و یکسالگی به ترتیب ۰/۲۱، ۸/۵۲، ۷/۵۴ و ۲/۹۳- گرم/سال بدست آمد که نسبت به گزارشات محققین دیگر کمتر بود (Ghavi Hossein- Zadeh, 2012; Mokhtari and Rashidi, 2010; Mohamadi *et al.*, 2011). روند ژنتیکی منفی در این صفت نشان می‌دهد که انتخاب در این گله بر اساس برنامه‌ای مشخص و منظم نبوده و انتخاب دام‌های مولد بر اساس ارزش‌های اصلاحی آنها انجام نشده است و فقط انتخاب فنوتیپی انجام گرفته است.

روند فنوتیپی برای اوزان تولد، شیرگیری، شش ماهگی، نه ماهگی و یکسالگی به ترتیب ۲۷/۰۵، ۱۷۰/۳۴، ۲۳۷/۰۶، ۱۵۴/۸۶- و ۱۲۴۰/۵۴ گرم/سال برآورد شد که این مقادیر برآورد شده نشان می‌دهند که عوامل محیطی بجز در مورد صفت وزن نه ماهگی در بقیه صفات مساعد بوده است. نوسان‌های سالانه کلیه صفات در برهه‌ها ممکن است ناشی از تغییرات شرایط آب و هوایی، سطح تغذیه و بهداشت در گله باشد. از این رو باید تلاش شود در اجرای برنامه‌های اصلاح نژادی، شرایط محیطی بهینه برای بروز ظرفیت ژنتیکی گله-ها فراهم شود تا بدین طریق روند فنوتیپی با روند ژنتیکی گله همسو گردد (محمدی و همکاران، ۱۳۹۱).

کاهش میانگین ارزش اصلاحی پیش‌بینی شده حیوانات در طی سال‌های خاص احتمالاً به دلیل انتخاب پدرهایی با ارزش اصلاحی پایین می‌باشد. این پاسخ انتخاب پایین می‌تواند نشان دهد که انتخاب پدر صرفاً بر اساس خصوصیات فنوتیپی بوده است (Mokhtari and Rashidi, 2010).

همبستگی فنوتیپی صفات پیش از شیرگیری با صفات پس از شیرگیری متوسط تا بالا می‌باشد، بنابراین چنانچه انتخاب فنوتیپی روی صفات وزن تولد و وزن شیرگیری انجام گیرد منجر به بهبود صفات پس از شیرگیری خواهد شد. همبستگی فنوتیپی بین صفات در اغلب موارد کمتر از همبستگی ژنتیکی بین صفات است. این امر احتمالاً به دلیل تأثیر عوامل محیطی و همبستگی محیطی است. بنابراین انتخاب بر اساس همبستگی ژنتیکی توصیه می‌شود (Snyman *et al.*, 1995).

همبستگی‌های محیطی بین وزن تولد و نه‌ماهگی منفی و بالا (۰/۸۴-) و بین اوزان تولد و یکسالگی و نه‌ماهگی و یکسالگی پایین برآورد شد. پایین بودن مقادیر همبستگی محیطی اشاره بر مکانیزم متفاوت عوامل محیطی بر بسیاری از صفات دارد (Rashidi *et al.*, 2008).

در این بررسی بجز برای وزن تولد و شش‌ماهگی، همبستگی‌های فنوتیپی برای تمام صفات هم‌جهت با همبستگی‌های ژنتیکی (هر دو مثبت) بوده و به ویژه برای اوزان پس از شیرگیری تقریباً برابر با میزان همبستگی‌های ژنتیکی می‌باشد و اگر با توجه به فنوتیپ حیوان انتخاب انجام شود پاسخ مناسبی ایجاد خواهد داشت.

مقایسه مقادیر همبستگی محیطی بین صفات رشد با همبستگی ژنتیکی مستقیم آن نشان می‌دهد که در اکثر موارد تفاوت این همبستگی‌ها زیاد است. از آنجا که میزان دقت ارزیابی پیش‌بینی ناریب خطی چندصفتی به قدرمطلق تفاوت همبستگی‌های ژنتیکی و محیطی بین صفات بستگی دارد، هر قدر این تفاوت بیشتر باشد، دقت ارزیابی نیز بیشتر خواهد بود (رفیعی و همکاران، ۱۳۸۶).

برآورد روند ژنتیکی مستقیم برای وزن تولد در مطالعه جاری (۰/۸۹- گرم/سال) پایین بود و به‌طور کلی نسبت به گزارشات Mohamadi *et al.* (2011) در نژاد زندی (۲/۱ گرم/سال)، Ghavi Hossein- Zadeh (2012) در نژاد مغانی (۱/۶۳ گرم/سال) و Mokhtari and Rashidi (2010) در نژاد دورپر (۶ گرم/سال) کمتر بود. برآورد روند ژنتیکی مادری برای وزن تولد پایین بود و نسبت به گزارشات Ghavi Hossein- Zadeh (2012) در نژاد مغانی (۲/۳۶ گرم/سال) و

نتیجه‌گیری کلی

صفت دارای وراثت‌پذیری مستقیم قابل قبول و همبستگی ژنتیکی نسبتاً بالا با دیگر صفات وزن است و همچنین روند صعودی وراثت‌پذیری از تولد تا شش ماهگی نشان دهنده مؤثر بودن انتخاب بر مبنای وزن شش‌ماهگی می‌باشد. چنانچه انتخاب بر مبنای صفات قبل از شیرگیری مدنظر باشد وزن شیرگیری با توجه به وراثت‌پذیری بالاتر در این دسته از صفات، برای انتخاب مستقیم مناسب‌تر می‌باشد. با توجه به نتایج حاصل از تجزیه‌های تک‌صفتی و چند صفتی مشخص شد که صفات رشد در سنین پس از شیرگیری بیشتر تحت تأثیر اثر ژنتیکی افزایش مستقیم و مادری می‌باشند.

سپاسگزاری

از سازمان جهاد کشاورزی استان همدان به جهت فراهم نمودن اطلاعات و داده‌های مورد استفاده در این تحقیق تشکر و قدردانی می‌شود.

برآوردهای فعلی پارامترهای ژنتیکی صفات وزن بدن در گوسفند نژاد مهربان برای برنامه‌ریزی یک سیستم پرورش کارآمد و توسعه ارزیابی ژنتیکی مؤثر برای این نژاد گوسفند مورد نیاز است. مطالعه حاضر اطلاعات مهمی در خصوص وجود تنوع ژنتیکی افزایشی در گله‌های گوسفند مهربان ارائه می‌دهد که می‌تواند در تعیین شایستگی پرورش و اصلاح نژاد قوچ‌ها و میش‌ها استفاده شود. این برآوردها همچنین می‌تواند برای پایه‌ریزی طرح‌های اصلاح نژادی و پرورشی در گوسفند مهربان استفاده شود. برآورد پارامترهای ژنتیکی بدست آمده برای صفات وزن بدن در پژوهش حاضر نشان داد برای تجزیه صفات وزن بدن، مدل تک‌صفتی مناسب‌تر بود. بالاترین میزان وراثت‌پذیری مربوط به وزن شش‌ماهگی بود، بنابراین این صفت می‌تواند معیار انتخاب مناسب در جهت بهبود عملکرد رشد گوسفند مهربان باشد چون این

فهرست منابع

- بیگی نصیری م. ت.، فروزان مهر م. ر. و احمدی ا. ۱۳۸۳. برآورد پارامترهای ژنتیکی صفات رشد در گوسفند کردی شمال خراسان. پژوهش کشاورزی، ۴(۱): ۶۲-۵۴.
- رفیعی ف.، امام جمعه ن. و ننه کرانی ش. ۱۳۸۶. کاربرد مدل‌های خطی در پیش‌بینی ارزش ارثی حیوانات (ترجمه)، چاپ اول، انتشارات حق شناس، رشت، ۴۴۴ ص.
- خلیلی د. و گل خندان س. ۱۳۸۷. برآورد همبستگی‌های ژنتیکی و محیطی صفات تولیدی و تولیدمثل ترکیبی در گوسفندان نژاد بلوچی. دانش کشاورزی ایران، ۵(۴): ۴۰۴-۳۹۳.
- صالحی ا. ر.، قروویی ش. د. و واعظ ترشیزی ر. ۱۳۸۵. توارث سیتوپلاسمی صفات تولیدی گوسفند نژاد بلوچی. پژوهش و سازندگی در امور دام و آبزیان، ۷۳: ۱۹۵-۱۸۸.
- غلامی نیا ع. ح. و شجاع ج. ۱۳۸۴. برآورد پارامترهای ژنتیکی و فنوتیپی در گوسفند شال، چهارمین همایش ملی بیوتکنولوژی جمهوری اسلامی ایران، کرمان.
- کارگر ن.، مرادی شهر بابک م.، مروج ح. و رکوعی م. ۱۳۸۴. تخمین پارامترهای ژنتیکی صفات رشد و پشم در گوسفند کرمانی. مجله پژوهش و سازندگی، ۷۳: ۹۵-۸۸.
- کامجو ب.، رحیمی ق.، انصاری ز.، قلی زاده م.، ملک شاهدهی ص. و همتی ل. ۱۳۸۹. برآورد پارامترهای ژنتیکی صفات رشد در گوسفند آرمان. چهارمین کنگره علوم دامی ایران. پردیس کشاورزی و منابع طبیعی دانشگاه تهران (کرج).
- کرمی ک.، مرادی شهر بابک ح.، قاضی خانی شاد ع. و میرزا محمدی ا. ۱۳۹۱. برآورد پارامترهای ژنتیکی صفات وزن قبل از شیرگیری در گوسفند زندی. پنجمین کنگره علوم دامی ایران، دانشگاه صنعتی اصفهان.

- محمدی ح. و صادقی م. ۱۳۸۹. برآورد پارامترهای ژنتیکی صفات رشد و تولیدمثل و روند ژنتیکی صفات رشد در گوسفند نژاد زل تحت سیستم روستائی. مجله علوم دامی ایران، ۴۱(۳): ۲۴۱-۲۳۱.
- محمدی ح.، مرادی شهر بابک م. و مرادی شهر بابک ح. ۱۳۹۱. برآورد پارامترهای ژنتیکی و فنوتیپی صفات تولیدمثلی میش در گوسفند شال. پژوهشهای تولیدات دامی، ۳(۶): ۴۵-۳۵.
- وطن خواه م.، مرادی شهر بابک م.، نجاتی جواری ا.، میرانی آشتیانی س. ر. و واعظ ترشیزی ر. ۱۳۸۴. بررسی پارامترهای صفات رشد برای برخی از نژادهای گوسفند ایرانی. مجله پژوهش و سازندگی، ۲۸-۱۹: ۶۹.
- Abbasi M. A., Abdollahi-Arpanahi R., Maghsudi A., Vaez Torshizi R. and Nejati-Javaremi A. 2012. Evaluation of models for estimation of genetic parameters and maternal effects for early growth traits of Iranian Baluchi sheep. *Small Ruminant Research*, 104: 62-69.
- Aghaali Gamasaei V., Hafezian S. H., Ahmadi A., Baneh H., Farhadi A. and Mohamadi A. 2010. Estimation of genetic parameters for body weight at different ages in Mehraban sheep. *African Journal of Biotechnology*, 9(32): 5218-5223.
- Aziz M. A., Nishida S., Suzuki K. and Nshida A. 2005. Estimation of direct and maternal genetic and permanent environmental effects for weights from birth to 365 days of age in herd of Japanese Black cattle using random regression. *Journal of Animal Science*, 83: 519-530.
- Bahreini Behzadi M. R., Shahroudi F. E. and Van Vleck L. D. 2007. Estimates of genetic parameters for growth traits in Kermani sheep. *Journal of Animal Breeding and Genetics*, 124: 296-301.
- Baneh H. 2009. Estimation of genetic parameter for body weight in Ghezel breed sheep. M.Sc. Thesis, University of Mazandaran, Sari, Iran, p. 74.
- Baneh H., Hafezian S. H., Rashidi A., Gholizadeh M. and Rahimi Gh. 2010. Estimation of Genetic Parameters of Body Weight Traits in Ghezel Sheep. *Asian-Australasian Journal of Animal Science*, 23: 149-153.
- Baneh H., Rokouei M., Ghafouri-Kesbi F., Veysi A. and Niknafs S. 2013. Multivariate genetic analysis on body weight traits in Ghezel sheep. *Journal of Science and Technology*, 35 (2): 131-135.
- Ceyhan A., Sezenler T. and Erdogan I. 2009. The estimation of variance components for prolificacy and growth traits of Sakiz sheep. *Livestock Science*, 122: 68-72.
- Eskandarinasab M., Ghafouri Kesbi F. and Abbasi M. A. 2008. Different models for evaluation of growth traits and Kleiber ration in experimental flock of Iranian fat-tailed Afshari sheep. *Journal of Animal Breeding and Genetics*, 127: 26-33.
- Fischer T. M., Vander Werf J. H. J., Banks R. G. and Ball A. J. 2004. Description of lamb growth using random regression on field data. *Livestock Production Science*, 89: 175-185.
- Ghafouri Kesbi F., Eskandarinasab M. and Hassanabadi A. 2008. Estimation of genetic parameters for lamb weight at various ages in Mehraban sheep. *Journal of Animal Science*, 7: 95-103.
- Ghavi Hossein-Zadeh 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. *The Journal of Agricultural Science*, 148: 363-370.
- Ghavi Hossein-Zadeh N. 2012. Bayesian estimates of genetic changes for body weight traits of Moghani sheep using Gibbs sampling. *Tropical Animal Health and Production*, 44: 531-536.
- Gizaw S., Lemma S., Komen H. and Johan A. M. 2007. Estimates of genetic parameters and genetic trends for live weight and fleece traits in Menz sheep. *Small Ruminant Research*, 70: 145-153.
- Jafaroghli M., Rashidi A., Mokhtari M. S. and Shadparvar A. A. 2010. (Co)Variance components and genetic parameter estimates for growth traits in Moghani sheep. *Small Ruminant Research*, 91: 170-177.
- Ligda C., Gabriilidis G., Papadopoulos T. and Georgoudis A. 2000. Investigation of direct and maternal genetic effects on birth and weaning weight of Chios lambs. *Livestock Production Science*, 67: 75-80.
- Mandal A., Roy R. and Rout P. K. 2008. Direct and maternal effects for body measurements at birth and weaning in Muzaffarnagari sheep of India. *Small Ruminant Research*, 75: 123-127.
- Maria G. A., Boldman K. G. and Van Vleck L. D. 1993. Estimates of variances due to direct and maternal effects for growth traits of Romanov sheep. *Journal of Animal Science*, 71: 845-849.
- Maxa J., Norberg E., Berg P. and Milerski M. 2007. Genetic parameters for body weight, longissimus muscle depth and fat depth for Suffolk sheep in the Czech Republic. *Small Ruminant Research*, 72: 87-91.
- Meyer K. 2006. WOMBAT – Digging deep for quantitative genetic analyses by restricted maximum likelihood. Proc. 8th World Congr. Genetics Application Livestock Production, Communication No. 27-14.

- Miraei-Ashtiani S. R., Seyedaliam A. R. and Moradi Shahrababak M. 2007. Variance components and heritabilities for body weight traits in Sangsari sheep, using univariate and multivariate animal models. *Small Ruminant Research*, 73: 109–114.
- Mohammadi Y., Rashidi A., Mokhtari M.S. and Esmailizadeh A. K. 2010. Quantitative genetic analysis of growth traits and kleiber ratios in Sanjabi sheep. *Small Ruminant Research*, 93: 88-93.
- Mohammadi K., Rashidi A., Mokhtari M. S. and Beigi Nassiri M. T. 2011. The estimation of (co)variance components for growth traits and kleiber ratios in zandi sheep. *Small Ruminant Research*, 99: 116-121.
- Mokhtari M. S., Rashidi A. and Mohammadi Y. 2008. Estimation of genetic parameters for post-weaning traits of Kermani sheep. *Small Ruminant Research*, 80: 22-27.
- Mokhtari M. S. and Rashidi A. 2010. Genetic trends estimation for body weights of Kermani sheep at different ages using multivariate animal models. *Small Ruminant Research*, 88: 23–26.
- Mokhtari M. S., Moradi Shahrababak M., Moradi Shahrababk H. and Sadeghi M. 2012. Estimation of (co) variance components and genetic parameters for growth traits in Arman sheep. *Journal of Livestock Science and Technology*, 1 (1): 38-47.
- Ozcan M., Ekiz B., Yilmaz A. and Ceyhan A. 2005. Genetic parameter estimates for lamb growth traits and greasy fleece weight at first shearing in Turkish Merino sheep. *Small Ruminant Research*, 56: 215–222.
- Rashidi A., Mokhtari M. S., Safi Jahanshahi A. and Mohammad Abadi M. R. 2008. Genetic parameter estimates of pre-weaning growth traits in Kermani sheep. *Small Ruminant Research*, 74: 165–171.
- Safari E., Fogarty N. M. and Gilmour A. R. 2005. A review of genetic parameter estimates for wool, growth, meat and reproduction traits in sheep. *Livestock Production Science*, 92: 271–289.
- SAS. 2002. SAS User's guide v. 9.1: Statistics. SAS Institute, Inc, Cary, NC.
- Senemari M., Kalantar M., Khalajzadeh S. and Gholizadeh M. 2011. Genetic and phenotypic parameters of body weight in Zandi sheep. *African Journal of Biotechnology*, 10(68): 15444-15449.
- Snyman M. A., Erasmus G. J., Van Wyk J. B. and Oliver J. J. 1995. Direct and maternal covariance components and heritability estimates for body weight at different ages and fleece traits in Afrino Sheep. *Livestock Production Science*, 44: 229–235.
- Shokrollahi B. and Baneh H. 2012. (Co)variance components and genetic parameters for growth traits in Arabi sheep using different animal models. *Genetics and Molecular Research*, 11(1): 305-314.
- Shokrollahi B. and Zandieh M. 2012. Estimation of genetic parameters for body weight of Kurdish sheep in various ages using multivariate animal models. *African Journal of Biotechnology*, 11(8): 2119-2123.
- Vatankhah M., Moradi M., Nejati Javaremi A., Mireaei- Ashtiani S. R. and Vaez-Torshizi R. 2004. A review of sheep breeding in Iran. *Proceedings of the First Congress on Animal and Aquatic Sciences*, University of Tehran, Iran, pp. 591–597.
- Vatankhah M. and Talebi M. A. 2008a. Genetic parameters of body weight and fat-tail measurements in lambs. *Small Ruminant Research*, 75: 1–6.
- Vatankhah M. and Talebi M. A. 2008b. Heritability estimates and correlations between production and reproductive traits in Lori-Bakhtiari sheep in Iran. *South African Journal of Animal Science*, 38: 110–118.
- Yazdi M. H., Engstrom G., Nasholm A., Johansson K., Jorjani H. and Liljedahl L. E. 1997. Genetic parameters for lamb weight at different ages and wool production in Baluchi sheep. *Journal of Animal Science*, 65: 247–255.
- Zamani P. and Mohammadi H. 2008. Comparison of different models for estimation of genetic parameters of early growth traits in the Mehraban sheep. *Journal of Animal Breeding and Genetics*, 125: 29–34.



Genetic analysis of body weight traits from birth to yearling in Mehraban sheep

R. Yavarifard¹, N. Ghavi Hossein-Zadeh^{2*}, A. A. Shadparvar²

1. Former MSc Student, Department of Animal Science, Faculty of Agricultural Sciences, University of Guilan, Rasht, Iran

2. Associate Professor, Department of Animal Science, Faculty of Agricultural Sciences, University of Guilan, Rasht, Iran

(Received: 8-11-2013 – Accepted: 5-1-2014)

Abstract

The objective of the present study was to estimate genetic parameters and genetic and phenotypic trends of body weight traits from birth to yearling ages Mehraban sheep. Traits included were birth weight, weaning weight, 6-month weight, 9-month weight and yearling weight. The data included 10278 lambing records and pedigree information used in this research were collected at the Breeding Station of Mehraban sheep (Hamedan province, Iran) during 1994-2011. Genetic parameters were estimated using restricted maximum likelihood procedure of the Wombat program and the SAS program was used for editing and analysing data. Direct heritabilities for BW, WW, 6MW, 9MW and YW were estimated as 0.25 ± 0.04 , 0.46 ± 0.05 , 0.59 ± 0.08 , 0.57 ± 0.08 and 0.11 ± 0.08 , respectively. The heritability estimates of these traits suggested the most suitable trait for conducting direct selection were WW for pre-weaning and 6MW for post-weaning period. Direct genetic correlations between birth weight with other body weights ranged from -0.02 between BW and 9MW to 0.95 between 9MW and YW. Direct genetic trend was significant only for birth weight ($P < 0.01$). Phenotypic trends were significant for all traits ($P < 0.01$).

Keywords: Direct genetic effect, genetic trends, Mehraban sheep, Heritability, Genetic correlation

*Corresponding author: navid.hosseinzadeh@gmail.com