

شماره ۱۰۸، پاییز ۱۳۹۴

صفص: ۸۲-۷۳

## برآورد همبستگی‌های ژنتیکی و فنوتیپی بین صفات تولیدی و تولید مثل در گوسفندان نژاد شال

- شهرام حسین زاده<sup>۱</sup>، مهدی بهلوی<sup>۱</sup>، محمد شمس اللهی<sup>۱</sup>، علی قاضی خانی شاد<sup>۱</sup>، سید عباس رافت<sup>۱</sup>، حسین محمدی<sup>\*</sup><sup>۱</sup>، ابوذر نجفی<sup>۱</sup>، مصطفی مدد<sup>۱</sup>
- ۱- گروه علوم دامی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه تبریز.
- ۲- گروه علوم دامی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه آزاد ساوه.

تاریخ دریافت: آذر ۱۳۹۲      تاریخ پذیرش: اسفند ۱۳۹۳

شماره تماس نویسنده مسئول: ۰۹۱۲۷۵۸۴۵۷۲

Email: mohammadi37@tabrizu.ac.ir

### چکیده

هدف از مطالعه حاضر، برآورد همبستگی‌های ژنتیکی و فنوتیپی صفات تولیدی وزن بدن در هنگام تولد، شیرگیری، شش ماهگی و یکسالگی و صفات تولید مثلی شامل تعداد بره‌های متولد شده و از شیرگرفته شده و مجموع وزن بره‌های متولد شده و از شیرگرفته شده از هر میش تحت آمیزش گوسفند شال بود که طی سال‌های ۱۳۷۸ تا ۱۳۸۸ متولد شده بودند. اطلاعات، مربوط به ۶۲۲۱ رأس بره حاصل از ۱۸۰ رأس قوچ و ۴۰۶۰ رأس میش بودند. تجزیه و تحلیل‌های دو صفت برای برآورد کوواریانس‌های ژنتیکی انجام گرفت. همبستگی‌های ژنتیکی افزایشی مستقیم بین وزن بدن در سنین مختلف، مشبت و متوسط تا بالا (دامنه ای از ۰/۵۶ تا ۰/۸۸) و همبستگی‌های فنوتیپی بین این صفات نیز مشبت اما پایین‌تر از همبستگی‌های ژنتیکی برآورد گردیدند. همبستگی‌های ژنتیکی افزایشی مستقیم بین وزن بدن در سنین مختلف و صفت کل وزن بره‌های ژنتیکی برآورد شده از هر میش تحت آمیزش مشبت و بالا (دامنه ای از ۰/۷۶ تا ۰/۹۱) و همبستگی‌های فنوتیپی بین آن‌ها نیز مشبت اما کمتر از همبستگی‌های ژنتیکی بود. همبستگی‌های ژنتیکی افزایشی مستقیم بین وزن بدن در سنین مختلف با کل تعداد بره‌های متولد و از شیرگرفته شده از هر میش تحت آمیزش مشبت، متوسط تا بالا (دامنه ای از ۰/۴۴ تا ۰/۸۹) و همبستگی‌های فنوتیپی بین آن‌ها نیز مشبت اما پایین بود. نتایج این مطالعه نشان دادند که انتخاب مستقیم برای صفات وزن بدن در سنین اولیه زندگی حیوان، می‌تواند سبب بهبود صفت تولید مثل کل وزن بره‌های از شیرگرفته شده از هر میش تحت آمیزش گردد.

واژه‌های کلیدی: همبستگی‌های ژنتیکی، صفات تولیدی و تولید مثلی، مدل حیوانی، گوسفند شال.

Animal Science Journal (Pajouhesh &amp; Sazandegi) No 108 pp: 73-82

**Estimation of genetic and phenotypic correlations among production and reproduction traits in Shal sheep**SH. Hossein Zadeh<sup>1</sup>, M. Bohlouli<sup>1</sup>, M. Shamsollahi<sup>1</sup>, A. Ghazi Khani Shad<sup>2</sup>, S. A. Rafat<sup>1</sup>, H. Mohammadi\*<sup>1</sup>, A. Najafi<sup>1</sup>, M. Madad<sup>1</sup><sup>1</sup>Department of Animal Science, Faculty of Agriculture, University of Tabriz<sup>2</sup>Department of Animal Science, Faculty of Agriculture, Islamic Azad University Saveh

\*Corresponding Author: Hossein Mohammadi: Faculty of Agriculture, University of Tabriz.

**Received: December 2013****Accepted: March 2015**

The purpose of this study was to estimate genetic and phenotypic correlations between production, Body weight at birth (BWT), Weaning weight (WWT), 6 month weight (BWT6M) and yearling weight (BWT12M) and ewe reproduction traits including total number of lamb's born (NLB/EL) and weaned (NLW/EL) and total weight of lambs born (TLBW/EJ) and weaned per ewes joined (TLWW/EJ) of Shal sheep born from 1998 to 2009 at Agricultural Jahad Organization. Data were related to 6221 lambs descending from 180 rams and 4060 ewes. Bivariate analysis for estimate the genetic covariance was conducted. Direct additive genetic correlations between body weights at different ages, were positive and moderate to high (ranged from 0.56 to 0.88) and phenotypic correlation between these traits were estimated positive, but with lower than respected genetic correlations. Direct additive genetic correlations between body weight at different ages and TLWW/EJ were positive and high (ranged from 0.76 to 0.91) and phenotypic correlations between them were positive however they were less than genetic correlations. Direct additive genetic correlations between body weight at different ages with NLB/EL and NLW/EL were positive and moderate to high (ranged from 0.44 to 0.89) and phenotypic correlations between them were also positive but lower. The results of this study indicated that direct selection for body weight at early stage of life, can improve ewe composite reproduction traits.

**Key words:** Genetic correlation, Production and reproduction traits, Animal model, Shal sheep

**مقدمه**

تولید گله باشد (Olivier, ۲۰۰۱؛ Vanimisetti, ۲۰۰۷). صفات تولید مثل که تا به حال در تحقیقات مورد توجه قرار گرفته است، شامل میزان تخمک گذاری، باروری، میزان بقای بره، تعداد برههای متولد شده و از شیر گرفته شده از هر میش تحت آمیزش و مجموع وزن برههای متولد شده و از شیر گرفته شده از هر میش تحت آمیزش است.

اگر چه، مطالعات متعددی در مورد برآورد پارامترهای ژنتیکی صفات تولید مثل در نژادهای مختلف انجام شده است، ولی به صفات تولید مثل ترکیبی از جمله کل وزن برههای از شیر گرفته شده از هر میش تحت آمیزش، توجه کمتری شده است (Safari, ۲۰۰۵). انتخاب برای افزایش میزان بره زایی تحت شرایط سخت گرچه ممکن است منجر به افزایش تعداد برهها شود، اما احتمالاً

گوسفند اغلب در شرایط محیطی سخت نگهداری می‌شود. تحت این شرایط، انتخاب طبیعی و مصنوعی باعث شده است که برخی از نژادها نسبت به نژادهای دیگر برتری نسبی داشته باشند. مطالعات نشان داده است که در شرایط فوق، انتخاب بر اساس صفات مختلف رشد و تولید مثل تطابق بیشتر حیوان را با شرایط متفاوت محیطی به دنبال داشته و سودمندی گله را نیز افزایش می‌دهد (Olivier, ۲۰۰۱).

عملکرد تولید مثل، بیشترین اهمیت را در بازده (عملکرد) تولیدات گوسفند دارد. این خصوصیت در مورد نژادهای گوسفند گوشی و دو منظوره اهمیت بیشتری پیدا می‌کند. مطالعات گزارش شده نشان می‌دهند که در این نژادها، کل وزن بره های از شیر گرفته شده از هر میش در هر سال زایش، می‌تواند معیار مناسبی برای

از ۰/۲۲ تا ۰/۲۸ گزارش نمودند. کاربرد این ضرایب محدود به جمعیتی است که در آن برآوردهای گردیده‌اند و از آنجایی که مؤلفه‌های (کو) واریانس ژنتیکی و فنوتیپی و نسبت آن‌ها در یک نژاد ثابت نمی‌باشد و در اثر انتخاب، تغییر شرایط رکورد گیری، تغییرات محیطی و روش‌ها و مدل‌های مورد استفاده برای تعزیه داده‌ها تغییر می‌یابند، استفاده جداگانه از هر یک از برآوردهای ارائه شده برای هر نژاد منجر به ارزیابی‌های متفاوتی خواهد شد.

اگر چه صفت تولید مثل ترکیبی کل وزن برده‌های از شیر گرفته شده از هر میش تحت آمیزش، معیار مناسبی برای انتخاب است، ولی باید در برنامه‌های انتخاب به ارتباط آن با صفات رشد در سینین مختلف نیز توجه شود و از طرفی، اندازه گیری صفت تولید مثل ترکیبی کل وزن برده‌های از شیر گرفته شده از هر میش تحت آمیزش، زمان بر بوده لذا پاسخ انتخاب مستقیم برای این صفت به علت افزایش فاصله نسل، قابل توجه نخواهد بود.

بنابراین، امکان افزایش بازده چنین صفتی براساس انتخاب غیر مستقیم سایر صفات همبسته، موضوع مطالعه این تحقیق خواهد بود. به عبارت دیگر، مناسب‌ترین سن حیوان که در مراحل اولیه زندگی انتخاب شده و به طور غیر مستقیم، تأثیر مثبتی بر توان تولیدی آینده آن (یعنی کل وزن برده‌های از شیر گرفته شده از هر میش تحت آمیزش) دارد، تعیین می‌گردد.

برای دستیابی به این هدف لازم است همبستگی‌های ژنتیکی و فنوتیپی صفات رشد در سینین اولیه زندگی میش، با صفات تولید مثل ترکیبی آن برآورده شود. لذا هدف از مطالعه حاضر، برآورده همبستگی‌های ژنتیکی و فنوتیپی بین صفات رشد و تولید مثلی در گوسفندان شال است.

## مواد و روش‌ها

اطلاعات مربوط به شجره و رکوردهای وزن تولد، شیر گیری، شش ماهگی و یکسالگی شامل ۶۲۲۱ رکورد حاصل از ۱۸۰ راس قوچ و ۴۰۶۰ راس میش که از سال ۱۳۷۷ تا ۱۳۸۸ توسط بخش امور دام مرکز تحقیقات جهاد سازندگی استان قزوین جمع آوری شده بودند، مورد استفاده قرار گرفتند.

کیفیت این برده‌ها قابل قبول نبوده و ارزش اقتصادی بسیار کمی دارند. با توجه به محدود بودن منابع طبیعی، افزایش تعداد برده‌های هر میش تحت آمیزش ممکن است درآمد بالاتری را حاصل ننمایند. انتخاب برای تعداد بره در هر زایش بدون در نظر گرفتن وزن شیر گیری برده‌ها به صورت انفرادی، روش مناسبی نیست (Bromley, Olivier؛ ۲۰۰۱).

کل وزن برده‌های از شیر گرفته شده از هر میش تحت آمیزش، یک صفت تولید مثل ترکیبی است که علاوه بر در نظر گرفتن کلیه صفات تولید مثل، توانایی مادری، تولید شیر میش و پتانسیل رشد بره را نیز شامل می‌شود. ژن‌های مؤثر بر تمامی اجزای صفات تولید مثل، بر کل وزن برده‌های از شیر گرفته شده از هر میش تحت آمیزش نیز مؤثر است.

بنابراین بهتر است انتخاب برای صفات تولید مثل، بر اساس کل وزن برده‌های از شیر گرفته شده از هر میش تحت آمیزش باشد. از طرف دیگر، بهبود خصوصیات تولید مثل به صورت مطلوب، باید بر پایه معیارهایی باشد که به طور واضح به اهداف پرورش نزدیک باشند که کل وزن برده‌های از شیر گرفته شده از هر میش تحت آمیزش این خصوصیت را دارد (Bromley, Olivier؛ ۲۰۰۱).

برآورده همبستگی‌های ژنتیکی بین صفات رشد و صفات تولید مثلی گوسفند در جمعیت‌های مختلف نتایج متفاوتی داشته است. Olivier و همکاران (۲۰۰۱)، ضریب همبستگی ژنتیکی صفات تعداد بره به دنیا آمده در هر زایش، تعداد بره شیر گیری شده در هر زایش و کل وزن بره شیر گیری شده در هر زایمان را با وزن از شیر گیری در گله ایستگاه مرینو گروتفانتين<sup>۱</sup>، به ترتیب ۰/۳۲ و ۰/۳۴ و در گوسفندان گله ایستگاه مرینو کارنارون<sup>۲</sup> به ترتیب ۰/۴۵ و ۰/۴۷ و ۰/۷۸ و همبستگی فنوتیپی را هم به ترتیب ۰/۰۶ و ۰/۰۴ و ۰/۰۸ و در گوسفندان کارنارون ۰/۱۴ و ۰/۱۹ گزارش کردند.

Bromley و همکاران (۲۰۰۱)، ضریب همبستگی ژنتیکی وزن تولد با کل وزن برده‌های از شیر گرفته شده از هر میش تحت آمیزش را در چهار نژاد گوسفند کلمبیا، پلی پی، رامبویه و تارگی

<sup>۱</sup>. Grootfontein Merino stud

<sup>۲</sup>. Carnarvon Merino stud

نگرفت. عدم تصحیح، به خاطر جلوگیری از برآورد بیش از حد مجموع وزن بردهای از شیر گرفته شده دوقلو از هر میش است. وزن بدن بردهای دوقلو، سبک‌تر از بردهای تک قلو است. به عبارت دیگر، چون هدف به دست آوردن مقدار واقعی بردهای تولید شده از هر میش است، انجام تصحیح وزن شیرگیری برای نوع زایش منجر به خطأ خواهد شد.

تصحیح برای نوع زایش در حالتی که وزن شیرگیری به عنوان صفت برده محسوب می‌شود، انجام می‌گیرد.

اما در این حالت وزن شیرگیری به عنوان صفت میش، مورد بررسی قرار گرفته است (Snyman, ۱۹۹۶).

آمار توصیفی صفات مورد بررسی در جدول ۱ نشان داده شده است.

### آفالیز آماری

#### صفات رشد

به منظور تعیین اثر عوامل ثابت مؤثر بر صفات مورد بررسی و وارد کردن آنها در مدل، ابتدا داده‌ها به وسیله روش تجزیه واریانس ANOVA بررسی شدند.

مدل آماری مورد استفاده شامل اثرات ثابت جنس (نر و ماده)، سال تولد (۱۱ سال)، نوع زایش (تک قلو، دوقلو و سه قلو)، اثر گله (۷ کلاس) و سن مادر (۲۲ تا ۷۱ سالگی) بودند. هیچ یک از آثار متقابل عوامل ثابت معنی‌دار نبودند، لذا این آثار در مدل نهائی منظور نشدند. جهت آماده کردن و ویرایش اطلاعات از نرم افزار FOXPRO (نسخه ۲/۶) استفاده شد و آنالیز حداقل مربعات<sup>۳</sup> با استفاده از روش GLM (نرم افزار SAS) انجام شد.

مولفه‌های واریانس و کواریانس و پارامترهای ژنتیکی به وسیله برنامه ASReml (Gilmour, ۲۰۰۴) برآورد گردیدند. بعد از محاسبه مؤلفه‌های واریانس حاصل از اثر ژنتیکی افزایشی مستقیم، اثر ژنتیکی افزایشی مادری، اثر محیطی دائمی مادری و کوواریانس بین اثر عوامل ژنتیکی افزایشی مستقیم و مادری برای صفات تولیدی بر اساس مناسب‌ترین مدل انتخاب شده با توجه به مقدار LogL از بین شش مدل مختلف حیوانی برآذش شدند.

گله گوسفندان در تمام سال چرا می‌کنند و فقط در موقعیت بسیار سرد سال یا در موقعی که کیفیت مراتع مناسب نباشد و نیز در فصل جفتگیری و اواخر دوره آبستنی تغذیه تکمیلی می‌شوند.

بردهای ماده در سن ۱۸ ماهگی در معرض قوچ‌ها قرار گرفته و تا زمان مردن و یا نابارور شدن در گله باقی می‌مانند. قوچ‌ها به جز فصل جفتگیری در بقیه سال جدا از میش‌ها نگهداری می‌شوند و سن آن‌ها در زمان جفتگیری ۳ یا ۴ ساله می‌باشد.

بردها به طور متوسط در سن سه ماهگی شیرگیری می‌شوند. انتخاب در این نژاد بر پایه وزن از شیرگیری و برخی از مشخصات ظاهری بدن آن‌ها انجام می‌شود. همچنین صفات تولید مثلی مورد مطالعه در این تحقیق به دو صورت اصلی و ترکیبی موردن تجزیه و تحلیل قرار گرفتند.

صفات اصلی شامل تعداد برده متولد شده در هر زایمان میش (۱ یا ۲)، تعداد برده شیرگیری شده در هر زایمان میش (۰، ۱ یا ۲) و صفات تولید مثل ترکیبی شامل مجموع وزن تولد به ازای هر میش در معرض آمیزش و مجموع وزن شیرگیری به ازای هر میش در معرض آمیزش بودند.

جهت محاسبه تعداد بردهای متولد و از شیر گرفته شده از هر میش تحت آمیزش در طی سه سال زایش متوالی، ابتدا تعداد بردهای متولد و از شیر گرفته شده از هر میش، در هر سال زایش محاسبه گردیدند. چنان‌چه در یک سال زایش بردهای از میش، متولد و یا از شیر گرفته نشده بود مقدار صفر برای آن میش در نظر گرفته شد (Snyman, ۱۹۹۸).

برای محاسبه مجموع وزن بردهای از شیر گرفته شده از هر میش تحت آمیزش در طی سه سال متوالی میش، ابتدا در هر سال زایش، وزن شیرگیری همه بردها برای سه شیرگیری تصحیح شد.

سپس در هر سال زایش، وزن شیرگیری فوق برای جنس بردها تصحیح گردید. ضرایب تصحیح جنس برای بردها در این مرحله با استفاده از روش حداقل مربعات به دست آمد. در این مرحله هیچ گونه تصحیحی برای نوع زایش و سایر عوامل محیطی صورت

گردیدند. معیار هم‌گرایی برای توقف تکرارها در تجزیه و تحلیل<sup>۱۰</sup> بود. به منظور برآورد مؤلفه‌های (کو) واریانس و پارامترهای ژنتیکی صفات تولید مثل از روش حداکثر درست‌نمایی محدود شده و به صورت تجزیه چند صفتی تحت مدل حیوانی زیر استفاده گردید:

$$y_i = X_i b_i + Z_i a_i + W_i p e_i + e_i$$

که  $y_i$  و  $e_i$  به ترتیب بردار مشاهدات، عوامل ثابت (اثر سن میش و سال جفت‌گیری برای همه صفات و برای محاسبه صفات ترکیبی اثر جنس بره پیش از محاسبه تصحیح گردید (Vanimisetti، ۲۰۰۷)، متغیر کمکی تعداد روزهای شیرخوارگی برای کل وزن شیرگیری)، عوامل تصادفی ژنتیکی افزایشی میش، عوامل تصادفی محیطی دائمی میش و اثر عوامل تصادفی باقی‌مانده می‌باشد.  $X_i$  و  $Z_i$  ماتریس‌هایی هستند که مشاهدات را به ترتیب به اثرات عوامل ثابت، اثر تصادفی ژنتیکی افزایشی مستقیم، اثر تصادفی محیطی دائمی میش ربط می‌دهند. تعداد میانگین، انحراف معیار و ضریب تغییرات صفات تولیدی و تولید مثلی گوسفندان شال در جدول ۱ نشان داده شده است.

برآورد همبستگی‌های ژنتیکی و فنوتیپی بین صفات در قالب تجزیه و تحلیل‌های دو صفتی و بر اساس مناسب‌ترین مدل تک صفتی برای هر صفت برآورد گردیدند (Rosati، ۲۰۰۲). واریانس‌های مورد نیاز برای تجزیه دو صفتی از نتایج تجزیه و تحلیل تک صفتی استخراج شده و کوواریانس‌های مورد نیاز با توجه به اجزاء واریانس برآورد شده در حالت تک صفتی و ضریب همبستگی تقریبی بین صفات تعیین شدند.

شكل ماتریسی این مدل‌ها به شرح زیر است:

$$y = Xb + Z_1 a + e \quad (1)$$

$$y = Xb + Z_1 a + Z_3 c + e \quad (2)$$

$$y = Xb + Z_1 a + Z_2 m + e \quad \text{Cov}(a, m) = 0 \quad (3)$$

$$y = Xb + Z_1 a + Z_2 m + e \quad \text{Cov}(a, m) = A\sigma_{am} \quad (4)$$

$$y = Xb + Z_1 a + Z_2 m + Z_3 c + e \quad \text{Cov}(a, m) = 0 \quad (5)$$

$$y = Xb + Z_1 a + Z_2 m + Z_3 c + e \quad \text{Cov}(a, m) = A\sigma_{am} \quad (6)$$

در مدل‌های فوق  $u$  بردار مشاهدات،  $Z_3$  و  $Z_2$   $Z_1$ ،  $X$  ماتریس‌هایی هستند که مشاهدات را به ترتیب به اثرات عوامل ثابت، اثر تصادفی ژنتیکی افزایشی مستقیم، اثر تصادفی محیطی دائمی مادری و اثر تصادفی ژنتیکی افزایشی مادری ربط می‌دهند.

بردارهای  $a$ ،  $b$ ،  $c$ ،  $m$  و  $e$  به ترتیب در برگیرنده اثر ژنتیکی افزایشی مستقیم، اثر عوامل ثابت، اثر محیط دائمی مادری، اثر ژنتیکی افزایش مادر و باقیمانده هستند. در این مدل‌ها  $\sigma_{am}$  نیز کوواریانس اثر ژنتیکی افزایشی مستقیم و مادری است.

### صفات تولید مثلی

برای بررسی اثر عوامل ثابت مؤثر بر صفات، ابتدا داده‌ها به وسیله تجزیه واریانس بررسی شدند که مدل آماری مورد استفاده شامل اثرات ثابت سال جفت‌گیری و سن میش بودند. هیچ یک از آثار متقابل عوامل ثابت معنی‌دار نبودند، لذا این آثار در مدل نهائی منظور نشدند.

جهت آماده کردن و ویرایش اطلاعات از نرم افزار FOXPRO استفاده شد و تجزیه و تحلیل حداقل مربعات با استفاده از رویه GLM نرم افزار SAS انجام شد. مؤلفه‌های واریانس و کوواریانس و پارامترهای ژنتیکی به وسیله برنامه ASREML برآورد

## جدول ۱- آمار توصیفی صفات مورد بررسی

تعداد مادر	تعداد پدر	ضریب تنوع (%)	انحراف معیار (kg)	میانگین (kg)	تعداد	صفات
۴۰۶۰	۱۸۰	۱۹/۸۷	۰/۸۳	۳/۴۶	۶۲۲۱	وزن تولد
۳۴۹۷	۱۶۵	۱۵/۷۸	۳/۱۲	۲۲/۶۵	۴۲۶۱	وزن شیرگیری
۲۴۸۱	۱۵۷	۱۶/۸۰	۵/۲۹	۳۴/۱۴	۳۱۱۲	وزن شش ماهگی
۱۳۲۵	۱۱۲	۱۷/۵۴	۶/۹۷	۵۵/۴۶	۲۳۷۰	وزن یک سالگی
۱۵۵۶	۱۳۲	۲۹/۱۳	۰/۳۶	۱/۲۶	۲۶۴۳	تعداد بره متولد شده در هر زایمان (رأس)
۱۵۵۶	۱۳۲	۴۵/۷۱	۰/۴۸	۱/۰۵	۲۶۴۳	تعداد بره شیرگیری شده در هر زایمان (رأس)
۱۵۵۶	۱۳۲	۴۲/۷۳	۲/۰۹	۴/۸۹	۲۵۴۹	کل وزن تولد به ازای هر میش در معرض آمیزش
۱۵۵۶	۱۳۲	۶۰/۸۹	۱۲/۸۷	۲۱/۱۳	۲۴۸۱	(کیلوگرم)
کل وزن شیرگیری به ازای هر میش در معرض آمیزش (کیلوگرم)						

## نتایج و بحث

داشتند. این نتایج نشان می‌دهند که وزن‌های بعد از شیرگیری تا حدی تحت تأثیر ژن‌های مادری قرار دارند. همبستگی بین اثر ژنتیکی افزایشی مستقیم یک صفت وزن بدن با اثر ژنتیکی افزایشی مادری صفت دیگر وزن بدن (Raimj) مثبت و متوسط تا بالا بود و دامنه‌ای از ۰/۰۳ (بین اثر ژنتیکی افزایشی وزن تولد با اثر ژنتیکی افزایشی مادری وزن یکسالگی) تا ۰/۰۱۹ (بین اثر ژنتیکی افزایشی مادری وزن شش ماهگی) داشت.

در مطالعات انجام شده برای برآوردهای همبستگی‌های ژنتیکی افزایشی (مستقیم، مادری و تؤام آنها) بین صفات مختلف، گزارش‌های متفاوتی ارائه شده است. Bahreini Behzadi و همکاران (۲۰۰۷)، میزان همبستگی‌های ژنتیکی افزایشی مستقیم بین وزن بدن در سنین مختلف را در گوسفندان نژاد کرمانی، مثبت و متوسط به بالا و با دامنه‌ای از ۰/۶۶ (بین وزن تولد با وزن یکسالگی) تا ۰/۹۹ (بین وزن شیرگیری با وزن نه ماهگی) گزارش کردند. این محققین، همبستگی‌های ژنتیکی افزایشی مادری وزن بدن در سنین مختلف را مثبت و بسیار متغیر، با دامنه‌ای از ۰/۱۱ (بین وزن شیرگیری با وزن شش ماهگی) تا ۰/۹۹ (بین وزن

بر اساس آزمون درست‌نمایی، مدل ۴ مناسب‌ترین مدل برآذش شده برای صفت وزن تولد، مدل ۳ مناسب‌ترین مدل برای صفت وزن سه ماهگی، مدل ۲ برای صفت وزن شش ماهگی و مدل ۱ به عنوان مناسب‌ترین مدل برای وزن نه ماهگی و وزن یکسالگی تشخیص داده شدند.

برآورد همبستگی‌های ژنتیکی و فتوتیپی مستقیم و مادری بین صفات رشد در جدول ۲ نشان داده شده است. همبستگی‌های ژنتیکی افزایشی مستقیم بین وزن بدن در سنین مختلف، مثبت و متوسط به بالا بود و دامنه‌ای از ۰/۵۶ (بین وزن تولد با وزن یکسالگی) تا ۰/۸۸ (بین وزن شش ماهگی با وزن یکسالگی) داشت. این همبستگی‌ها بین صفات نزدیک به هم، بالاتر از صفاتی بود که به لحاظ سنی از یکدیگر فاصله داشتند. این نتایج نشان می‌دهند که ژن‌های مشابهی این دو صفت را تحت کنترل داشته‌اند و لذا می‌توان وزن شیرگیری را به عنوان معیار مناسبی برای بهبود وزن در سایر سنین در نظر گرفت.

رونده تقریباً مشابهی برای همبستگی‌های ژنتیکی افزایشی مادری بین صفات مشاهده شد. وزن تولد و شیرگیری، همبستگی‌های ژنتیکی افزایشی مادری بالا و مثبت، با وزن‌های بعد از شیرگیری

صفت همبسته وزن شش ماهگی تا  $0/44$  با صفت همبسته وزن یکسالگی داشت.

سایر برآوردهای مربوط به همبستگی‌های فنتیپی، بالا بوده و دامنه‌ای از  $0/51$  (بین وزن شیرگیری تا وزن یکسالگی) تا  $0/63$  (وزن شش ماهگی با وزن یکسالگی) داشتند.

به طور کلی، همبستگی‌های ژنتیکی و فنتیپی بین صفات وزن بدن در سینم مختلف، با برآوردهای سایر محققین در نژادهای مختلف Eskandarin asab Jafaroghli و همکاران ( $2010$ ) و توسط  $r_{gm12}$  و  $r_{p12}$  و همکاران ( $2010$ ) مطابقت داشت.

Shirgirی با نه ماهگی) گزارش کردند. Mohammadi و همکاران ( $2012$ ) نیز میزان همبستگی‌های ژنتیکی مستقیم در سینم مختلف گوسفندان ماکویی را در دامنه‌ای از  $0/38$  (وزن تولد با وزن دوازده ماهگی) تا  $0/66$  (بین صفت وزن تولد با صفت وزن شیرگیری) گزارش نمودند.

برآوردهای همبستگی‌های فنتیپی بین همه صفات تولیدی، مثبت و دامنه‌ای بسیار متغیر داشت. این برآوردها عموماً از همبستگی‌های ژنتیکی کمتر بودند. در بین صفات مربوط به وزن بدن، وزن تولد کمترین همبستگی فنتیپی را با صفات دیگر (دامنه‌ای از  $0/18$  با

**جدول ۲- برآورد همبستگی‌های ژنتیکی مستقیم و مادری، فنتیپی و ژنتیکی مادری بین صفات رشد در سینم مختلف**

$r_{a2m1}$	$r_{a1m2}$	$r_{gm12}$	$r_{p12}$	$r_{g12}^{**}$	صفت ۲	صفت ۱
$0/11 \pm 0/02$	$0/09 \pm 0/07$	$0/20 \pm 0/02$	$0/29 \pm 0/07$	$0/63 \pm 0/12$	WWT	BWT*
$0/19 \pm 0/02$	$0/08 \pm 0/06$	$0/13 \pm 0/02$	$0/18 \pm 0/06$	$0/72 \pm 0/14$	BWT6M	
$0/16 \pm 0/01$	$0/03 \pm 0/04$	$0/09 \pm 0/01$	$0/44 \pm 0/04$	$0/56 \pm 0/11$		BWT12M
$0/10 \pm 0/03$	$0/06 \pm 0/12$	$0/12 \pm 0/03$	$0/53 \pm 0/12$	$0/88 \pm 0/19$	BWT6M	WWT
$0/08 \pm 0/07$	$0/04 \pm 0/07$	$0/08 \pm 0/07$	$0/51 \pm 0/07$	$0/78 \pm 0/13$	BWT12M	
$0/11 \pm 0/07$	$0/07 \pm 0/14$	$0/09 \pm 0/07$	$0/63 \pm 0/14$	$0/84 \pm 0/17$	BWT12M	BWT6M

: وزن تولد، WWT: وزن شیرگیری، BWT6M: وزن شش ماهگی، BWT12M: وزن یکسالگی.

\*: به ترتیب همبستگی‌های ژنتیکی، فنتیپی، همبستگی ژنتیکی مادری و همبستگی بین اثر ژنتیکی افزایشی مستقیم و مادری

افزایش کل وزن از شیرگیری نیز می‌شوند. همچنین، به نظر می‌رسد ژن‌های مسئول افزایش کل وزن تولد سبب افزایش شیر و توان مادری نیز بشوند زیرا صفت کل وزن شیرگیری علاوه بر ژنوتیپ بره به توان مادری نیز بستگی دارد. همبستگی‌های ژنتیکی و فنتیپی صفات تولیدی مثبت برآورد شده در این مطالعه مشابه با نتایج Mokhtari و همکاران ( $2010$ ) در گوسفندان لری بختیاری و Vatankhah Rashidi و همکاران ( $2011$ ) در گوسفندان مغانی بود. همبستگی‌های ژنتیکی افزایشی مستقیم بین وزن بدن در سینم مختلف با تعداد بره‌های متولد شده و از شیرگرفته شده از هر میش، مثبت و متوسط تا بالا بود و دامنه‌ای از  $0/44$  (بین تعداد بره

برآوردهای ژنتیکی و فنتیپی بین صفات تولید مثلی در جدول ۳ نشان داده شده است. همبستگی ژنتیکی مثبت و بالایی بین تعداد بره متولد شده با کل وزن تولد به ازای هر میش در معرض آمیزش بدست آمد که مطابق با نتایج Vatankhah و Mohammadi ( $2008$ ) در گوسفندان لری بختیاری و همکاران ( $2012$ ) در گوسفندان ماکویی بود. همبستگی‌های ژنتیکی و فنتیپی بین صفات کل وزن تولد با کل وزن از شیرگیری شده تحت آمیزش همانند مقادیر گزارش شده با سایر نژادها به ترتیب زیاد و متوسط می‌باشد ( $2005$ ). زیاد بودن همبستگی‌های ژنتیکی بین صفات مؤید این است که آن دسته از ژن‌هایی که مسئول افزایش کل وزن تولد می‌باشند، سبب

شیرگیری به ازای هر میش در معرض آمیزش شود. بر اساس این نتایج می‌توان انتخاب میش‌های آینده را بر مبنای یکی از صفات رشد پیشنهاد داد. اگر چه وزن شش ماهگی و یکسالگی همبستگی‌های ژنتیکی افزایشی مستقیم و فنتیپی بالاتری با کل وزن شیرگیری به ازای هر میش در معرض آمیزش نسبت به سایر وزن‌ها دارد، اما پیشنهاد می‌گردد که اولین مرحله انتخاب میش‌های آینده براساس وزن از شیرگیری، هم برای اثر ژنتیکی افزایشی مستقیم و هم اثر ژنتیکی افزایشی مادری صورت گیرد، تا علاوه بر بهبود پتانسیل تولید خود بر، قابلیت‌های مادری آینده آن نیز بهبود داده شود. این انتخاب غیر مستقیم براساس وزن شیرگیری، مؤثرتر از انتخاب مستقیم براساس کل وزن شیرگیری به ازای هر میش در معرض آمیزش است.

از سوی دیگر همبستگی‌های ژنتیکی افزایشی مستقیم و مادری بالای این صفت با صفات بعد از شیرگیری باعث بهبود نسبی صفات بعد از شیرگیری نیز خواهد شد.

متولد شده در هر زایمان با وزن یکسالگی) تا ۰/۸۹ (بین تعداد بره متولد شده در هر زایمان با وزن از شیرگیری) داشت. این برآوردها برای همبستگی فنتیپی نیز مثبت، اما پایین بوده و دامنه ای از ۰/۱۲ (بین تعداد بره شیرگیری شده در هر زایمان با وزن یکسالگی) تا ۰/۳۸ (بین تعداد بره‌های متولد شده در هر زایمان با وزن از شیرگیری) داشت و مطابق با نتایج Bromley و همکاران (۲۰۰۷) و Vanimisetti و همکاران (۲۰۰۱) بود. همبستگی‌های ژنتیکی افزایشی مستقیم بین وزن بدن در سنین مختلف و صفات تولید مثلی میش، مثبت و بالا برآورد شد. این برآوردها برای همبستگی‌های فنتیپی نیز مثبت، اما پایین تر از همبستگی‌های ژنتیکی بود.

همبستگی‌های ژنتیکی افزایشی مستقیم بالا بین سنین مختلف وزن بدن و کل وزن شیرگیری به ازای هر میش در معرض آمیزش در مطالعه حاضر نشان می‌دهد که انتخاب برای اساس صفات رشد، چه قبل و چه بعد از شیرگیری، می‌تواند باعث افزایش کل وزن

**جدول ۳- برآورد همبستگی‌های فنتیپی (بالای قطر) و ژنتیکی (پایین قطر) بین صفات تولیدی و تولید مثلی**

TLWW/EJ	TLBW/EJ	NLW/EL	NLB/EL	BWT12M	BWT6M	WWT	BWT	BWT
۰/۳۹	۰/۳۱	۰/۱۶	۰/۲۴	۰/۴۴	۰/۱۸	۰/۲۹	-	BWT
۰/۴۱	۰/۱۸	۰/۲۵	۰/۳۸	۰/۵۱	۰/۵۳	-	۰/۶۳	WWT
۰/۲۲	۰/۲۴	۰/۱۹	۰/۱۷	۰/۶۳	-	۰/۸۸	۰/۷۲	BWT6M
۰/۱۸	۰/۲۰	۰/۱۲	۰/۱۴	-	۰/۸۴	۰/۷۸	۰/۵۶	BWT12M
۰/۲۳	۰/۲۶	۰/۲۱	-	۰/۴۴	۰/۵۴	۰/۸۹	۰/۶۳	NLB/EL
۰/۳۴	۰/۲۱	-	۰/۶۹	۰/۵۲	۰/۷۲	۰/۷۶	۰/۸۵	NLW/EL
۰/۲۹	-	۰/۴۲	۰/۷۸	۰/۷۱	۰/۸۳	۰/۵۷	۰/۶۲	TLBW/EJ
-	۰/۶۴	۰/۸۹	۰/۷۱	۰/۸۹	۰/۹۱	۰/۸۷	۰/۷۶	TLWW/EJ

: وزن تولد، WWT: وزن شیرگیری، BWT6M: وزن شش ماهگی، BWT12M: وزن یکسالگی، NLB/EL: تعداد بره متولد شده در هر زایمان، EL: NLW/EL: تعداد بره شیرگیری شده در هر زایمان، EJ: TLBW/EJ: کل وزن تولد به ازای هر میش در معرض آمیزش، TLWW/EJ: کل وزن تولد به ازای هر میش در معرض آمیزش.

منابع

- BahreiniBehzadi, M.R., EftekharShahroudiF., and VanVleck, L.D. (2007). Estimates ofgenetic parameters for growth traits in Kermani sheep. *Journal of Animal Breeding and Genetic.* 124: 296-301.
- Bromley, C.M., Van Vleck, L.D. and Snowder, G.D. (2001). Genetic correlations for litter weight weaned with growth, prolificacy, and wool traits in Columbia, Polypay, Rambouillet, and Targhee sheep. *Journal of Animal Science.* 79: 339-346.
- Eskandarinasab, M., Ghafouri-Kesbi, F. and Abbasi, M.A. (2010). Different modelsfor evaluation of growth traits and Kleiber ratio in an experimental flock of Iranian fat-tailed Afshari sheep. *Journal of Animal Breeding and Genetic.* 127:26-33.
- Gilmour, A. R., Bullis, B R., Welham, S.J. and Thompson, R. (2000). SREML Reference Manual.NSW Agriculture Biometric Bulletin.No. 3.Orange Agriculture.Institute, Orange, Australia.
- Jafaroghli, M., Rashidi, A., Mokhtari, M.S. and Shadparvar, A.A. (2010). (Co) Variance components and genetic parameter estimates for growth traits inMoghanisheep. *Small Ruminant Research.* 91: 170-177.
- Mokhtari, M. S., Rashidi, A. and Esmailizadeh, A.K. (2010). Estimates of phenotypic and genetic parameters for reproductive traits in Kermani sheep. *Small Ruminant Research.* 88: 27-31.
- Mohammadi, H., MoradiShahrbabak, M. and MoradiShahrbabak, H. (2012). Genetic analysis of ewe productivity traits in Makooei sheep. *Small Ruminant Research.* 107: 105-110.
- Mohammadi, H., MoradiShahrbabak, M., Vatankhah, M. and MoradiShahrbabak, H. (2012). Direct and maternal (co)variance components, genetic parameters, and annual trends for growth traits of Makooei sheep in Iran. *Tropical Animal Health and Production.* 45(1): 185-191.
- Microsoft visual FoxPro: version 2.6.
- Olivier, W. J., Olivier, M. A., Van Wyk, J. J., and Erasmus, G. J. (2001). Direct and correlated responses to selection for total weight of lamb weaned in Merino sheep. *South African Journal of Animal Science.* 31(2): 115-121.
- Rashidi, A., Mokhtari, M. S., Esmailizadeh A. K. and AsadiFozi, M.2011. Genetic analysis of ewe productivity traits in Moghani sheep. *Small Ruminant Research.* 96: 11-15.
- Rosati, A., Mousa, E., Van Vleck, L.D. and Young, L.D. (2002). Genetic parameters of reproductive traits in sheep. *Small Ruminant Research.* 43: 65-74.
- 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. *Livest. Prod. Sci.* 92: 271-289.
- SAS .2004. Version9.1. SAS Institute Inc. Cary, NC.
- Snyman, M. A., Cloete, S.W. P. and Olivier, J. J. (1998). Genetic and phenotypic correlation of total weight of lamb weaned with body weight, clean fleece weight and mean fiber diameter in three South African Merino flocks. *Livestock Production Science.* 55: 157-162.
- Vanimisetti, H. B., Notter D. R. and Kuehn, A. 2007.Genetic (co) variance components for ewe productivity traits in Katahdin sheep. *Journal of Animal Science.* 85: 60-68.

Vatankhah, M., Talebi, M. A. and Edriss, M.A.  
(2008). Estimation of genetic parameters for

reproductive traits in Lori-Bakhtiari sheep.  
*Small Ruminant Research.* 74: 216-220.

