

بر آورد روند ژنتیکی، فنوتیپی و محیطی صفات رشد

در گوسفند زندی

حسین محمدی^۱، محمد مرادی شهربابک^۲، مصطفی صادقی^۳

۱، ۲ و ۳- به ترتیب دانشجوی کارشناسی ارشد، دانشیار و استادیار پردیس کشاورزی و

منابع طبیعی، دانشگاه تهران

* نویسنده مسئول مکاتبات، پست الکترونیکی: mohammadi37@ut.ac.ir

(تاریخ دریافت: ۸۹/۴/۲۶ - تاریخ پذیرش: ۹۰/۳/۱)

چکیده

در این تحقیق از تعداد ۸۳۶۶، ۶۳۶۰، ۴۳۵۰، ۲۸۹۰ و ۲۴۳۰ رکورد مربوط به صفات وزن تولد، شیرگیری، شش ماهگی، نه ماهگی و یک سالگی گوسفندان زندی ایستگاه پرورش و اصلاح نژاد گوسفند زندی (ایستگاه خجیر)، که در فاصله سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۶ جمع‌آوری شده بود، استفاده گردید. وراثت‌پذیری مستقیم و مادری صفات با تجزیه تک صفتی با استفاده از روش حداکثر درست‌نمایی محدود شده و برازش شش مدل حیوانی مختلف با افزودن و حذف آثار ژنتیکی افزایشی مادری و محیطی دائمی مادری، برآورد شدند. آزمون نسبت درست‌نمایی نشان داد که مدل دارای آثار ژنتیکی مستقیم و ژنتیکی افزایشی مادری، بدون در نظر گرفتن کوواریانس بین آنها برای وزن تولد، مدل دارای آثار ژنتیکی مستقیم و محیطی دائمی مادری برای وزن از شیرگیری و وزن شش ماهگی و مدل دارای آثار ژنتیکی مستقیم برای وزن نه ماهگی و وزن یک سالگی مناسب بودند. همبستگی‌های ژنتیکی، فنوتیپی و محیطی با تجزیه چند صفتی و با مدل مناسب برای هر صفت برآورد شدند. ارزش اصلاحی جهت محاسبه روند ژنتیکی هر صفت، با استفاده از بهترین مدل دام تک صفتی و چند صفتی برآورد گردید. روند فنوتیپی، ژنتیکی و محیطی به ترتیب از طریق تابعیت میانگین فنوتیپی بر سال، میانگین ارزش اصلاحی بر سال و تفاوت ارزش اصلاحی از ارزش فنوتیپی بر سال برآورد شدند. روند ژنتیکی مستقیم وزن تولد، شیرگیری، شش ماهگی، نه ماهگی و یک سالگی با استفاده از تجزیه تک صفتی و چندصفتی به ترتیب $2/1 \pm 0/7$ و $3/9 \pm 1/1$ ، $9/8 \pm 12/4$ و $10/6 \pm 38/2$ ، $8/6 \pm 21/2$ و $9/5 \pm 33/4$ و $26/4 \pm 10/6$ و $32/2 \pm 16/5$ ، $41/5 \pm 13/4$ و $49/8 \pm 18/2$ گرم در سال برآورد شدند.

واژه‌های کلیدی

پارامترهای ژنتیکی،
روند ژنتیکی،
صفات رشد،
گوسفند زندی

مقدمه

نژادهای گوسفند در ایران اکثراً دنبه‌دار و دارای پشم ضخیم بوده، غالباً به صورت عشایری نگهداری شده و از مراتع تغذیه می‌کنند. عمده‌ترین منبع تامین پروتئین گوشت در کشور ایران به دلیل ذائقه خاص مردم از گوشت گوسفند می‌باشد، بطوریکه ۴۲ درصد کل گوشت قرمز تولیدی که نزدیک به ۲۹۳ هزار تن در سال می‌باشد و از طریق گوسفند تامین می‌گردد. از آنجا که این مقدار گوشت تولید شده پاسخگوی نیاز رو به افزایش نمی‌باشد افزایش بازدهی در تولید آن از اهمیت خاصی برخوردار است (وطن خواه و همکاران، ۱۳۸۳). گوسفند زندی یکی از نژادهای بومی ایران بوده که سویه‌ای از گوسفند قره‌گل است. این نژاد در مناطق مرکزی ایران در استان‌های تهران، قم و مرکزی پرورش داده می‌شود. این نژاد به شرایط سخت تغذیه‌ای، مراتع ضعیف و کوهستانی سازگاری داشته و دارای جثه و دنبه کوچک بوده و برای سیستم پرورش عشایری مناسب می‌باشد (کلانتر نیستانی، ۱۳۸۳). این نژاد گوسفند از گروه گوسفندان پوستی محسوب شده ولی با توجه به کاهش تقاضا برای پوست و افزایش نیاز به گوشت هدف عمده پرورش این نژاد تولید گوشت می‌باشد.

وزن بدن در سنین مختلف، رشد دام را به طور مناسب نشان می‌دهد. صفات مربوط به وزن بدن از جمله صفات مهم در برنامه اصلاح نژادی گوسفند می‌باشند، پژوهش‌های متعدد نشان داده‌اند که اثرات مادری یک منبع تنوع برای صفات رشد به خصوص در سنین پایین محسوب می‌شود و لحاظ نکردن این فاکتور در مدل سبب برآوردهای اریب خواهد شد (سرگلزایی و ادریس، ۱۳۸۳، نادری و همکاران، ۱۳۸۶، Matika et al., 2003).

صفات تولیدی در موجودات اهلی در اکثر موارد با یکدیگر همبستگی دارند. از جمله موارد کاربرد همبستگی‌های ژنتیکی با مقادیر بالا، در پیش بینی پاسخ به انتخاب و برآوردهای ارزش‌های اصلاحی افراد در تجزیه چند صفتی می‌باشد. در جامعه‌ای که انتخاب انجام شده و جفتگیری بین حیوانات با توجه به خصوصیات ژنتیکی آنها برنامه‌ریزی می‌گردد لازم است تغییرات حاصل در میانگین ارزش اصلاحی و فنوتیپی جامعه در اثر انتخاب بررسی شود تا کارآمدی و یا ناکارآمدی آن برنامه اصلاح

نژادی مشخص گردد، از اینرو معمولاً روند ژنتیکی برای مرحله انتخاب برآورد می‌گردد (رشیدی و آخشی ۱۳۸۶). برآورد روند ژنتیکی و محیطی در یک جمعیت ارزیابی روش‌های انتخاب را امکان پذیر نموده و نقش عوامل محیطی از قبیل تغذیه، بهداشت و تولید مثل و غیره را آشکار می‌کند (۱۲). نگهداری جمعیت شاهد یکی از روش‌های برآورد روند ژنتیکی است ولی به علت هزینه زیاد آن و کوچک شدن جمعیت اصلی استفاده از این روش مناسب نیست (Jurado et al., 1994). مناسب‌ترین روش پیش-بینی ارزش اصلاحی و برآورد روند ژنتیکی با استفاده از روش بهترین پیش بینی ناریب خطی (BLUP) می‌باشد. چون ارزش-های اصلاحی حیوانات در طول زمان به صورت تجمعی است لذا میانگین ارزش اصلاحی حیوانات در هر سال بیانگر سطح ژنتیکی در آن سال است (سرگلزایی و ادریس، ۱۳۸۳، Kovac and Groenveld 1990). انتخاب برای صفات رشد گوسفند در جمعیت‌های مختلف نتایج متفاوتی داشته است. رشیدی و آخشی (۱۳۸۶) روند ژنتیکی وزن تولد، شیرگیری و شش ماهگی را در طی سال‌های ۱۳۷۱ تا ۱۳۷۸ در نژاد کردی به ترتیب 2.0 ± 9 ، 53 ± 106 و 64 ± 142 گرم در سال گزارش نمودند. سرگلزایی و ادریس ۱۳۸۳ روند ژنتیکی وزن تولد، شیرگیری و شش ماهگی را در طی ۸ سال در نژاد بختیاری به ترتیب $4/9 \pm 12/7$ ، $7/7 \pm 21/8$ و $4/4 \pm 15/6$ گزارش نمودند. Shatt et al. (2004) روند ژنتیکی وزن شیرگیری و شش ماهگی را در طی سال‌های ۱۹۷۰ تا ۱۹۹۹ در نژاد رحمانی به ترتیب 2 ± 92 و 3 ± 135 و در نژاد اوسیمی به ترتیب 4 ± 21 و 5 ± 21 گرم در سال گزارش نمودند و Yapi-Gnoare et al. (1997) روند ژنتیکی وزن شیرگیری و وزن شش ماهگی را در نژاد دیالونگ به ترتیب $7/18 \pm 28$ و $8/5 \pm 11$ گرم در سال گزارش کردند.

پژوهش‌های انجام شده در گوسفند زندی عمدتاً به برآورد پارامترهای ژنتیکی صفات تولیدی (وزن بدن در سنین مختلف) و تولیدمثلی مربوط بوده است. ولی تا کنون هیچ پژوهشی برای ارزیابی کارآمدی برنامه انتخاب بر بهبود عملکرد گوسفند زندی انجام نشده است. از اینرو این پژوهش با هدف ارزیابی برنامه مذکور و برآورد روند ژنتیکی، فنوتیپی و محیطی صفات رشد در

گوسفند زندی و همچنین تعیین میزان اهمیت اثرات مادری بر صفات رشد می‌باشد.

مواد و روش‌ها

اطلاعات مربوط به شجره و رکورد‌های وزن تولد، شیرگیری، شش ماهگی، نه ماهگی و یکسالگی که از سال ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۶ در ایستگاه پرورش و اصلاح نژاد گوسفند زندی استان تهران (ایستگاه خنجیر) جمع‌آوری شده بود، به منظور برآورد پارامترهای ژنتیکی مستقیم و مادری و برآورد میزان تغییرات ژنتیکی و روند ژنتیکی، فنوتیپی و محیطی مورد استفاده قرار گرفت. آمار توصیفی صفات مورد بررسی در جدول ۱ نشان داده شده است. این ایستگاه در فاصله بین تهران-آبعلی در ۳۵ درجه و ۴۵ دقیقه شرقی، ۵۱ درجه ۴۰ دقیقه شمالی در ارتفاع ۱۵۴۷ متری سطح دریا قرار دارد. گله گوسفندان ایستگاه در تمام سال چرا می‌کنند و فقط در مواقع بسیار سرد سال یا در مواقعی که کیفیت مراتع مناسب نباشد و نیز در فصل جفتگیری و اواخر دوره آبستنی تغذیه تکمیلی می‌شوند. بره‌های ماده در سن ۱۸ ماهگی در معرض قوچ‌ها قرار گرفته و تا زمان مردن و یا نابارور شدن در گله باقی می‌مانند. قوچ‌ها به جزء فصل جفتگیری در بقیه سال جدا از میش‌ها نگهداری می‌شوند و سن آنها در زمان جفتگیری ۳ یا ۴ ساله می‌باشد. بره‌ها به طور متوسط در سن سه ماهگی شیرگیری می‌شوند. انتخاب در این ایستگاه بر پایه وزن از شیرگیری و برخی از مشخصات ظاهری بدن آنان انجام می‌شود (Ghafouri-Kesbi and Eskandarinasab, 2008; et al., 2010; Mohammadi).

به منظور شناسایی اثر عوامل ثابت مؤثر بر صفات مورد بررسی و وارد کردن آنها در مدل، ابتدا داده‌ها بوسیله روش تجزیه واریانس ANOVA بررسی شدند که مدل آماری مورد استفاده شامل اثرات ثابت جنس (نر و ماده)، سال تولد (۱۷ سال)، نوع زایش (تک قلو، دوقلو، سه قلو و چهار قلو)، اثر گله (۷ کلاس) و سن مادر (۲ تا ۸ سالگی) بودند. هیچ یک از آثار متقابل عوامل ثابت معنی‌دار نبودند، لذا این آثار در مدل نهایی منظور نشدند. جهت آماده کردن و ویرایش اطلاعات از نرم افزار FOXPRO (version 2.6) استفاده شد و آنالیز حداقل مربعات با استفاده از رویه (GLM) نرم افزار SAS (SAS Institute, 2004) انجام شد. مولفه‌های واریانس

و کواریانس و پارامترهای ژنتیکی به وسیله برنامه ASReml (Gilmour et al., 1999) برآورد گردید.

به منظور بررسی اثرات مادری بر صفات مورد بررسی مؤلفه‌های واریانس با شش مدل حیوانی تک متغیره مختلف برآورد گردید که شکل ماتریسی مدل‌های مورد استفاده به صورت زیر بود:

$$(1) \text{ مدل } y = Xb + Z_1a + e$$

$$(2) \text{ مدل } y = Xb + Z_1a + Z_3c + e$$

$$(3) \text{ مدل } y = Xb + Z_1a + Z_2m + e \quad \text{Cov}(a, m) = 0$$

$$(4) \text{ مدل } y = Xb + Z_1a + Z_2m + e \quad \text{Cov}(a, m) = A\sigma_{am}$$

$$(5) \text{ مدل } y = Xb + Z_1a + Z_2m + Z_3c + e \quad \text{Cov}(a, m) = 0$$

$$(6) \text{ مدل } y = Xb + Z_1a + Z_2m + Z_3c + e \quad \text{Cov}(a, m) = A\sigma_{am}$$

در مدل‌های فوق γ بردار مشاهدات، X ، Z_1 ، Z_2 و Z_3 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 افزایشی مادر و باقیمانده هستند. برای تعیین بهترین مدل آنالیز جهت برآورد پارامترها و مولفه‌های واریانس-کواریانس از آزمون لگاریتم نسبت درستنمایی استفاده شد (Tosh and Kemp, 1994; Snyman et al., 1995; Miraei-Ashtiani et al, 2008). مدلی که دارای بیشترین مقدار لگاریتم درستنمایی بود به عنوان مناسب‌ترین مدل انتخاب شد و در صورت غیرمعنی‌دار شدن تفاوت بین مدل‌ها، از ساده‌ترین مدل برای برآورد مولفه‌های واریانس استفاده شد. معیار همگرایی برای توقف تکرارها در تجزیه و تحلیل 10^{-8} بود. در مرحله بعد، ارزیابی ژنتیکی و پیش بینی ارزش‌های اصلاحی حیوانات با استفاده از مدل حیوانی تک متغیره و چند متغیره انجام شد. پس از تجزیه و تحلیل داده‌ها و پیش بینی ارزش‌های اصلاحی حیوانات، روند ژنتیکی صفات رشد با استفاده از تابعیت میانگین ارزش‌های اصلاحی بر سال تولد برآورد شد. پیشرفت ژنتیکی کل صفات مختلف بر اساس تفاوت میانگین ارزش‌های اصلاحی دام‌ها در سال‌های ابتدا و انتها بدست آمد. همچنین برای برآورد روند فنوتیپی از تابعیت میانگین

مورد بررسی معنی داری بود ($P < 0.01$) که با نتایج مطالعات دیگر بر روی نژادهای مختلف، مطابقت دارد (Matika et al., 2003; Rashidi et al., 2008). اثر سال به صورت تغییرات آب و هوایی، مدیریت و چگونگی پرورش مادران و میزان تغذیه بره‌ها بر عملکرد حیوانات تاثیر گذار است. نوع زایش به شدت اوزان بعد از شیرگیری را تحت تاثیر قرار می‌دهد زیرا بره‌های تک قلو در رحم مادر و در هنگام تولد از وضعیت تغذیه بهتری نسبت به بره‌های چند قلوزا برخوردارند. اثر معنی دار جنس، بالاتر بودن وزن نرها (۴/۲۱ کیلوگرم) در مقابل وزن ماده‌ها (۳/۷۶ کیلوگرم) بر صفات رشد به علت تفاوت در فیزیولوژیک و هورمون در جنس نر و ماده می‌باشد. وزن تولد بره‌های متولد شده از میش‌های ۶، ۷ و ۸ ساله بیشترین مقدار بود.

بر اساس آزمون درستنمائی مدل ۵ مناسب‌ترین مدل برازش شده برای صفت وزن تولد، مدل ۲ مناسب‌ترین مدل برای صفات وزن سه و شش ماهگی و مدل ۱ به عنوان مناسب‌ترین مدل برای وزن نه ماهگی و یک سالگی تشخیص داده شد. برآورد پارامترهای ژنتیکی مستقیم و مادری بر اساس بهترین مدل در جدول ۳ ارائه شده است.

عملکرد صفات مختلف بر سال تولد استفاده شد. برای برآورد روند محیطی ابتدا تفاوت میانگین ارزش اصلاحی از میانگین فنوتیپی هر سال محاسبه شد و سپس از تابعیت مقدار حاصل بر سال تولد برای برآورد روند محیطی استفاده گردید. روندهای چند صفتی بر اساس تجزیه چند صفتی با مدل مناسب هر صفت برآورد شدند. از مدل‌های تجزیه و تحلیل تابعیت نرم افزار SAS برای آزمون معنی داری ضرائب تابعیت استفاده شد. همچنین برآورد همبستگی‌های ژنتیکی، فنوتیپی و محیطی بین صفات در قالب تجزیه و تحلیل‌های چند صفتی و بر اساس مناسب‌ترین مدل برای هر صفت برآورد شد (Kovac and Groenveld, 1990). واریانس‌های مورد نیاز برای تجزیه چندصفتی 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 شد (Neser et al., 2000).

نتایج و بحث

نتایج تجزیه واریانس عوامل محیطی بر روی صفات رشد گوسفند زندی در جدول ۲ ارائه شده است. نتایج نشان داد که اثر عوامل ثابت سال زایش، نوع زایش، جنس و سن مادر بر کلیه صفات

جدول ۱- آمار توصیفی صفات مورد بررسی

صفات	تعداد	میانگین و انحراف معیار (kg)	حداقل- حداکثر (kg)	ضریب تنوع (%)	تعداد پدر	تعداد مادر
وزن تولد	۸۳۶۶	۴/۰۱±۰/۷۷	۱/۲۰-۶/۲۸	۱۹/۲۱	۱۹۸	۷۵۱
وزن شیرگیری	۶۳۶۰	۲۲/۶۹±۵/۸۰	۹/۰۰-۳۰/۰۰	۲۶/۱۲	۱۷۶	۵۸۲
وزن شش ماهگی	۴۳۵۰	۳۸/۱۴±۹/۲۹	۱۳/۱۰-۵۹/۰۰	۲۶/۰۰	۱۴۲	۵۵۰
وزن نه ماهگی	۲۸۹۰	۴۵/۹۰±۹/۹۹	۲۴/۰۴-۶۲/۰۰	۲۱/۱۸	۱۱۷	۴۸۳
وزن یکسالگی	۲۴۳۰	۵۵/۴۶±۷/۹۷	۳۰/۱۳-۶۹/۲۵	۱۴/۵۴	۱۱۲	۴۲۵

جدول ۲- نتایج تجزیه واریانس عوامل محیطی بر روی صفات رشد گوسفند زندی

منبع تغییرات	وزن تولد	وزن شیرگیری	وزن شش ماهگی	وزن نه ماهگی	وزن یکسالگی
جنس بره	۱۳۵/۶۰**	۲۳۶/۵۰*	۶۳۵/۰۲*	۱۰۲/۳۷**	۴۷۸/۱۱**
نوع زایش	۴۰۳/۷۳**	۳۹۵/۳۱*	۲۱۳/۹۳*	۵۸۰/۱۷۵**	۸۵/۱۳**
سن میش	۴۵/۰۳**	۱۶۷/۴۹*	۱۱۲/۷۳*	۲۶۴/۱۴**	۲۶۹/۱۰**
سال زایش	۱۰/۱۹**	۶۹/۰۸*	۸۹۵/۴۱*	۲۱۴/۰۶**	۵۰۱/۳۰**
جنس بره × نوع تولد	۲/۳۰	۲۹/۸۰	۹۲/۲۲	۶۸/۱۴	۹۵/۸۹
جنس بره × سن میش	۰/۸۹	۴۱/۰۰	۸۲/۲۳	۲۴/۴۳	۷۵/۴۸
جنس بره × سال زایش	۰/۲۵	۳۴/۴۲	۱۴/۹۹	۶/۶۷	۱۴/۰۲
نوع تولد × سن میش	۲/۰۷	۷۲/۴۰	۶/۲۳	۲۴/۵۹	۱۶/۹۹
نوع تولد × سال زایش	۴/۱۹	۶۴/۴۴	۵/۲۹	۹/۲۹	۸/۳۷
خطا	۰/۳۷	۹/۰۸	۴/۳۴	۴/۳۹	۷/۳۲
ضریب تابعیت (R^2)	۰/۴۵	۰/۵۱	۰/۴۹	۰/۴۸	۰/۵۴

* و **: به ترتیب معنی دار در سطوح احتمال ۵ و یک درصد

جدول ۳- برآورد پارامترهای ژنتیکی مستقیم و مادری صفات رشد با آنالیز تک صفتی

صفت	مدل مناسب	$h^2_d \pm SE$	$h^2_m \pm SE$	$pe^2 \pm SE$	r_{am}
وزن تولد	۵	۰/۲۴ ± ۰/۰۳	۰/۱۳ ± ۰/۰۲	--	-۰/۴۷
وزن شیرگیری	۲	۰/۲۶ ± ۰/۰۲	۰/۱۱ ± ۰/۰۲	۰/۱۴ ± ۰/۰۵	-۰/۷۳
وزن شش ماهگی	۲	۰/۳۰ ± ۰/۰۱	۰/۰۳ ± ۰/۰۰	۰/۱۰ ± ۰/۰۲	-۰/۶۳
وزن نه ماهگی	۱	۰/۳۳ ± ۰/۰۴	۰/۰۲ ± ۰/۰۱	--	-۰/۸۳
وزن یکسالگی	۱	۰/۲۸ ± ۰/۰۹	۰/۰۴ ± ۰/۰۲	--	-۰/۷۲

h^2_d : وراثت پذیری مستقیم؛ h^2_m : وراثت پذیری مادری؛ pe^2 : نسبت واریانس محیطی دائمی مادری به واریانس فنوتیپی؛ r_{am} : همبستگی بین اثر ژنتیکی مستقیم و مادری.

۰/۲۶ برآورد شد که در دامنه برآوردهای برخی از پژوهشگران قرار دارد (Neser et al., 2000; Nasholm and Danell 1996). نسبت واریانس محیطی دائمی به واریانس فنوتیپی برای وزن از شیرگیری ۰/۱۴ برآورد گردید که با برآوردهای گزارش شده (Neser et al., 2000; Nasholm and Danell 1996) مطابقت دارد. مقدار وراثت پذیری مستقیم وزن شش ماهگی با مدل ۲، ۰/۳ برآورد گردید که با نتایج گزارش شده (Shaat et al. 2004) بر روی گوسفندان اوسیمی و رحمانی مطابقت دارد. نسبت

کمترین مقدار توارث پذیری مربوط به وزن تولد بود که می تواند به دلیل تنوع زیاد اثرات مادری بر جنین باشد که با نتایج گزارش شده (Duguma et al. 2002) در گوسفندان مرینو، Handford et al. (2003) در گوسفندان تارگی و Matika et al. (2003) در گوسفندان سابی مطابقت دارد. نتایج نشان می دهد با افزایش سن وراثت پذیری مستقیم روندی صعودی دارد و این بدلیل افزایش بروز تاثیر ژن های با منشاء ژنتیکی افزایشی مستقیم بر رشد دام و کاهش اثرات مادری می باشد. وراثت پذیری مستقیم وزن شیرگیری

مادری، فنوتیپی و محیطی بین صفات در جدول ۴ ارائه شده است. همبستگی ژنتیکی مستقیم بین صفات مثبت بود که با مطابق با نتایج بدست آمده در نژادهای مختلف توسط سایر پژوهشگران بود (Gizaw et al., 2007; Ozcan et al., 2005). بطور کلی همبستگی‌های بین صفات بعد از شیر گیری بالا بود و همبستگی‌های ژنتیکی بین صفات وزن بدن در گروه‌های سنی نزدیک به هم بیشتر بود. بیشترین همبستگی بین صفات وزن بدن در هنگام شیرگیری با وزن ۶ ماهگی و کمترین مقدار آن نیز بین وزن تولد با یک سالگی بدست آمد، این مسئله نشان دهنده این است که پیش بینی وزن بدن در سنین مختلف با افزایش فاصله سنی بین صفات دقت کمتری خواهد داشت. با توجه به همبستگی ژنتیکی بالا بین صفات می‌توان نتیجه گرفت که انتخاب بر اساس یکی از صفات فوق باعث پیشرفت در صفات دیگر نیز می‌شود. همبستگی‌های فنوتیپی مثبت بوده و دارای مقادیر کمتری نسبت به همبستگی ژنتیکی بود که این امر احتمالاً به دلیل تاثیر عوامل محیطی و همبستگی محیطی است.

واریانس محیطی دائمی مادری به واریانس فنوتیپی برای وزن شش ماهگی ۰/۱۰ برآورد گردید که با برآورد گزارش شده نادری و همکاران (۱۳۸۶) در نژاد مغانی ۰/۰۷ گزارش کردند، مطابقت دارد. وراثت‌پذیری مستقیم نه ماهگی ۰/۳۳ برآورد گردید که با برآورد نادری و همکاران (۱۳۸۶) مطابقت دارد. وراثت‌پذیری مستقیم وزن یک سالگی با استفاده از مدل ۱، ۰/۲۸ برآورد شد. وراثت‌پذیری مادری برای صفات مورد بررسی به ترتیب ۰/۱۲±۰/۰۲، ۰/۱۱±۰/۰۲، ۰/۰۳±۰/۰۰۱، ۰/۰۲±۰/۰۱، ۰/۰۴±۰/۰۲ برآورد گردید. با افزایش سن میزان وراثت‌پذیری مادری کاهش یافت که این امر احتمالاً ناشی از کاهش وابستگی بره به مادر باشد. با وارد شدن اثرات مادری به مدل، واریانس فنوتیپی به اجزای بیشتری تفکیک می‌شود در نتیجه از اریب بودن نتایج جلوگیری می‌نماید. وراثت‌پذیری مادری برآورد شده در این مطالعه با نتایج Ghafouri-Kesbi and Eskandarinasab (2008) بر روی گوسفند مهربان مطابقت دارد ولی کمتر از نتایج بدست آمده توسط Nasholm and Danell (1996) و Mousa et al. (1999) بود که احتمالاً به دلیل ضعیف بودن مراتع و تغذیه ناکافی میش‌ها و در نتیجه عدم توانایی بروز کامل پتانسیل ژنتیکی و تولید شیر ناکافی باشد. برآورد همبستگی‌های ژنتیکی مستقیم و

جدول ۴- برآورد همبستگی‌های ژنتیکی مستقیم و مادری، فنوتیپی و محیطی بین صفات مورد بررسی

صفت ۱	صفت ۲	r_{g12}^*	r_{p12}	r_{e12}	r_{gm12}
وزن تولد	وزن شیر گیری	۰/۲۹±۰/۰۹	۰/۲۷±۰/۱۸	۰/۱۷±۰/۰۹	۰/۴۱±۰/۰۵
	وزن شش ماهگی	۰/۳۱±۰/۰۹	۰/۲۷±۰/۰۴	۰/۱۵±۰/۰۱	۰/۳۵±۰/۱۱
	وزن نه ماهگی	۰/۲۵±۰/۰۳	۰/۱۵±۰/۰۱	۰/۱۳±۰/۰۶	۰/۱۸±۰/۱۳
	وزن یکسالگی	۰/۱۴±۰/۰۷	۰/۱۹±۰/۰۲	۰/۱۷±۰/۱۸	۰/۱۸±۰/۰۸
	وزن شش ماهگی	۰/۸۶±۰/۳۴	۰/۷۱±۰/۲۰	۰/۴۱±۰/۱۲	۰/۸۱±۰/۰۲
وزن شیر گیری	وزن نه ماهگی	۰/۷۱±۰/۰۵	۰/۵۵±۰/۰۱	۰/۳۵±۰/۱۶	۰/۷۵±۰/۱۳
	وزن یکسالگی	۰/۸۵±۰/۵۲	۰/۴۵±۰/۰۸	۰/۲۰±۰/۰۷	۰/۷۰±۰/۰۵
	وزن نه ماهگی	۰/۸۶±۰/۰۶	۰/۷۱±۰/۰۵	۰/۶۴±۰/۱۶	۰/۷۴±۰/۰۶
وزن شش ماهگی	وزن یکسالگی	۰/۵۹±۰/۰۹	۰/۴۱±۰/۰۲	۰/۳۴±۰/۱۳	۰/۸۴±۰/۰۳
وزن نه ماهگی	وزن یکسالگی	۰/۷۱±۰/۰۲	۰/۸۴±۰/۰۵	۰/۵۱±۰/۱۸	۰/۸۱±۰/۰۸

* r_{gm12} و r_{e12} ، فنوتیپی، محیطی و همبستگی ژنتیکی مادری.

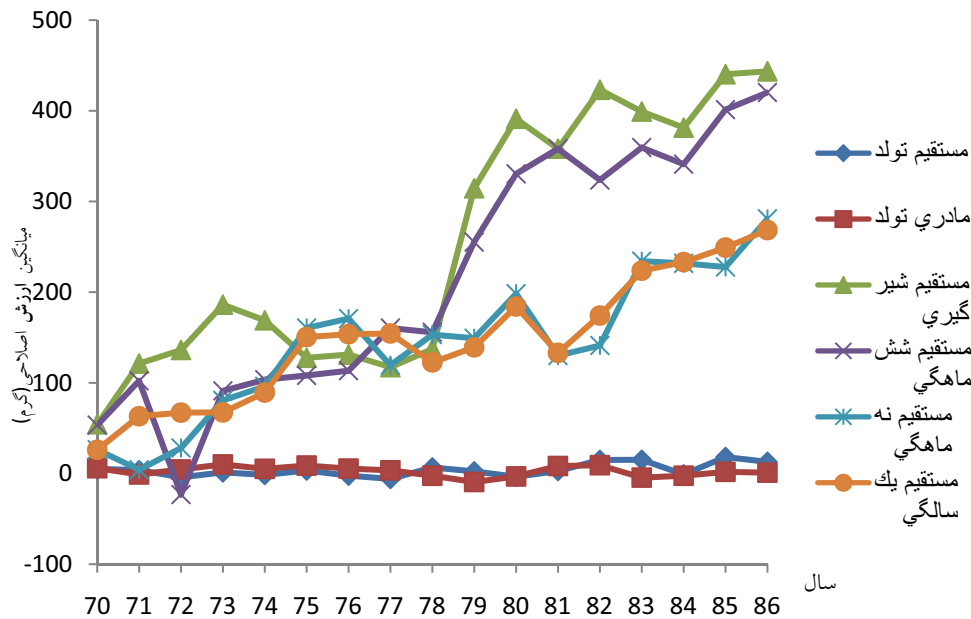
ارزش‌های اصلاحی آنها انجام نشده است و فقط انتخاب فنوتیپی انجام گرفته است که این امر می‌تواند در کم بودن میزان پیشرفت ژنتیکی موثر باشد (رشیدی و آخشی ۱۳۸۶، سرگلزایی و ادريس ۱۳۸۳، Jurado et al., 1994). از آن جایی که مهم‌ترین معیار انتخاب در بره‌ها، وزن شیرگیری بوده است بیشترین میزان پیشرفت ژنتیکی در این صفت بود. در تجزیه شجره‌ای که صورت گرفت در بعضی سال‌ها تفاوت زیادی بین قوچ‌ها از نظر تعداد نتاج دیده شد، یعنی بعضی از قوچ‌های برتر به علل تولید مثلی قدرت بارور کردن تعداد میش کمتری را داشته‌اند و این موضوع احتمالاً یکی از دلایل کم پیشرفت ژنتیکی می‌باشد. مقادیر برآورد شده روند فنوتیپی و محیطی صفات مورد بررسی نشان می‌دهد که عوامل محیطی نامساعد بوده است که همین امر سبب محدود شدن ژنوتیپ حیوان می‌گردد و پتانسیل ژنتیکی فرد بروز نمی‌یابد. از طرفی گله پس از شیرگیری در مرتع به سر می‌برد از این رو بیشتر تحت تاثیر عوامل محیطی قرار گرفته است (رشیدی و آخشی ۱۳۸۶، سرگلزایی و ادريس ۱۳۸۳). نوسان‌های سالانه کلیه صفات در بره‌ها 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 گله‌ها فراهم شود تا بدین طریق روند فنوتیپی با روند ژنتیکی گله همسو گردد (رشیدی و آخشی ۱۳۸۶، سرگلزایی و ادريس ۱۳۸۳).

مقادیر برآورد شده روندهای ژنتیکی، فنوتیپی و محیطی با استفاده از تجزیه تک صفتی و چند صفتی در جدول ۵ ارائه شده است. روندهای فنوتیپی و محیطی کلیه صفات در تجزیه تک صفتی و چند صفتی معنی‌دار نبودند ($P > 0.05$). اما در برآورد روند ژنتیکی بر اساس تجزیه چند صفتی افزایش روند ژنتیکی برآورد شده نسبت به تجزیه و تحلیل تک صفتی آنها بود که نشان دهنده اثر همبسته انتخاب صفات مختلف بر یکدیگر است و مطابق با نتایج برآورد روند ژنتیکی در گوسفند تارگی توسط Hanford et al. (2003) و گوسفند پولی‌پی توسط Hanford et al. (2006) بود. در تجزیه چند صفتی از اطلاعات بیش از یک صفت برای برآورد ارزش‌های اصلاحی دام‌ها استفاده می‌شود از اینرو ارزش اصلاحی حاصل به دلیل در نظر گرفتن اطلاعات حاصل از صفات دیگر صحت بیشتری دارد. شکل ۱ روندهای ژنتیکی، فنوتیپی و محیطی صفات مورد بررسی را که از تجزیه چند صفتی به دست آمده‌اند، نشان می‌دهد. همانگونه که در نمودار مشخص است ارزش‌های اصلاحی حیوانات در سال‌های مختلف نوسان داشته است. پیشرفت ژنتیکی مستقیم برای وزن تولد در جامعه مورد مطالعه قابل توجه نمی‌باشد که مطابق با نتایج Mokhtari and Rashidi (2010) بر روی گوسفند کرمانی و Bosso et al. (2007) بر روی گوسفندان دیالونوگ است. از اینرو می‌توان نتیجه گرفت با وجود روند ژنتیکی مثبت، انتخاب در این گله بر اساس برنامه‌ای مشخص و منظم نبوده و انتخاب دام‌های مولد بر اساس

جدول ۵- برآورد روندهای ژنتیکی، فنوتیپی و محیطی صفات رشد (گرم در سال) با استفاده از تجزیه تک صفتی و چند صفتی

صفت	تجزیه	روند ژنتیکی مستقیم	روند فنوتیپی	روند محیطی	روند ژنتیکی مادری
وزن تولد	تک صفتی	$2/1 \pm 0/07^*$	$-8/5 \pm 12/60^{ns}$	$-11/1 \pm 12^{ns}$	$0/4 \pm 1/21^{ns}$
وزن شیرگیری	چند صفتی	$3/9 \pm 1/1^*$	$-8/9 \pm 12/50^{ns}$	$-11/5 \pm 15^{ns}$	$4/92 \pm 2/49^{ns}$
	تک صفتی	$98/5 \pm 12/4^*$	$-422/2 \pm 151^{ns}$	-444 ± 16^{ns}	--
وزن شش ماهگی	چند صفتی	$106/4 \pm 38/2^*$	$-427/2 \pm 139^{ns}$	-447 ± 19^{ns}	--
	تک صفتی	$89/63 \pm 21/20^*$	$-90/60 \pm 58^{ns}$	-387 ± 30^{ns}	--
وزن نه ماهگی	چند صفتی	$95/47 \pm 33/40^*$	$-90/53 \pm 55^{ns}$	-395 ± 26^{ns}	--
	تک صفتی	$26/35 \pm 10/60^*$	$-357/1 \pm 352^{ns}$	-212 ± 25^{ns}	--
وزن یکسالگی	چند صفتی	$32/22 \pm 16/50^*$	$-359/2 \pm 351^{ns}$	-215 ± 11^{ns}	--
	تک صفتی	$41/53 \pm 13/40^*$	$-133/32 \pm 65^{ns}$	-296 ± 34^{ns}	--
	چند صفتی	$49/83 \pm 18/20^*$	$-134/31 \pm 0/65^{ns}$	-302 ± 36^{ns}	--

ns و * به ترتیب عدم اختلاف معنی‌دار و معنی‌دار در سطح پنج درصد



شکل ۱- روند ژنتیکی مادری وزن تولد و روند ژنتیکی مستقیم صفات مورد بررسی با تجزیه چند صفتی

سپاسگزاری

از مرکز اصلاح نژاد و بهبود تولیدات دامی کشور به ویژه آقای مهندس توحیدی جهت فراهم نمودن اطلاعات مورد نیاز این تحقیق صمیمانه تقدیر و تشکر می‌شود.

منابع

۱. رشیدی ا، آخشی ح (۱۳۸۶) برآورد روند ژنتیکی و محیطی صفات رشد در یک گله از گوسفندان نژاد کردی، مجله علوم کشاورزی ایران، ج ۳۸، ش ۲: ۳۳۵-۳۲۹.
۲. سر گلزایی م، ادريس م ع (۱۳۸۳) تخمین روندهای فنوتیپی، ژنتیکی و محیطی برخی از صفات مربوط به رشد در گوسفند بختیاری، مجله علوم کشاورزی و منابع طبیعی، سال ۸، ش ۱: ۱۳۳-۱۲۵.
۳. ستائی مختاری، م. رشیدی م. محمدآبادی، م ر، مرادی شهر بابک، ح (۱۳۸۸). برآورد روند ژنتیکی، فنوتیپی و محیطی صفات رشد در گوسفند کرمانی، مجله علوم دامی ایران، ج ۴۰، ش ۱، ۵۱-۵۷.
۴. نادری، ی. واعظ ترشیزی ر. حافظیان س ح، رحیمی ق (۱۳۸۶) اثر عوامل مادری بر صفات رشد در گوسفند نژاد مغانی، مجله علوم کشاورزی ایران، ج ۳۸، ش ۲، ۲۳۹-۲۳۳.

همانطور که مشاهده می‌شود روند فنوتیپی منفی می‌باشد که مطابق نتایج ستائی مختاری و همکاران (۱۳۸۸) بر روی گوسفندان کرمانی می‌باشد که روند ژنتیکی معنی‌دار بوده ولی روند فنوتیپی معنی‌دار نبود. که ناشی از روند منفی در عوامل محیطی است، بنابراین فنوتیپ میانگین حیوانات بیشتر تحت تاثیر عوامل محیطی است.

نتیجه‌گیری

نتایج این پژوهش نشان داد وراثت‌پذیری مستقیم صفات رشد در گوسفند زندی متوسط است. نقش موثر عوامل ژنتیک مادری و عوامل محیط دائمی مادری در سنین قبل از شیرگیری و اثر کم آنها در سنین بعد از شیرگیری مشاهده شد. بین صفات رشد قبل و بعد از شیرگیری همبستگی فنوتیپی و ژنتیکی مثبت وجود داشت. روند ژنتیکی مشاهده شده برای صفات مختلف اگر چه اندک بود اما همگی معنی‌دار بودند. عدم وجود اهداف انتخاب مشخص و نبود معیار انتخاب صحیح در گله، از عوامل اصلی پیشرفت ژنتیکی کم می‌باشد. توسعه و تکمیل شاخص انتخاب برای صفات مهم اقتصادی همراه با ضرایب اقتصادی مناسب می‌تواند گام مهمی در پیشرفت ژنتیکی و افزایش سود آوری در این نژاد باشد.

19. Mousa E, Van Vleck LD and Leymaster KA (1999) Genetic parameters for growth traits for a composite terminal sire breed of sheep. *Journal of Animal Sciences*, 77: 1659-1665.
20. Mokhtari MS 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.
21. Mohammadi K, Mamouei M, Bojarpour M, Mirzadeh Kh and Aghaei A (2010). Genetic Parameter Estimates for Lamb Weight at Post-Weaning in Zandi Sheep, Using Single-Trait Animal Models. *Journal of Animal and Veterinary Advances*. 9: 2220-2223.
22. Microsoft office. FoxPro: version 2.6
23. Miraei-Ashtiani SR, Seyedaliam SA R and Moradi Shahrabak M (2008). Variance components and heritabilities for body weight traits in Sangsari sheep, using univariate and multivariate animal models. *Small Ruminant Research*, 73, 109-114
24. Nasholm A and Danell O (1996) Genetic relationships of lamb weight maternal ability and mature ewe weight in Swedish Fine wool sheep. *Journal of Animal Science*, 74: 329-339.
25. Naser FWC, Erasmus GJ and Van Wyk JB (2000) Genetic studies on the South African Mutton Merino: growth traits. *South African Journal of Animal Science*, 30 (3), 172-177.
26. Notter DR (1998) Genetic parameters for growth trait in Suffolk and Polypay sheep. *Livestock Production Science*, 55: 205-213.
27. 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.
28. Rashidi A, Mokhtari MS, Safi Jahanshahi A and Mohammad Abadi MR (2008) Genetic parameter estimates of Pre-weaning growth traits in Kermani sheep. *Small Ruminant Research*, 74: 165-171.
29. SAS, 2004. Version9. SAS Institute Inc. Cary, NC
30. Snyman M A, 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. *Livestock Production Science*, 44, 229-235.
31. Shaat I, Galal S and Mansour H (2004) Genetic trends for lamb weights in flocks of Egyptian Rahmani and Ossimi sheep. *Small Ruminant Research*, 51: 23-28.
32. Tosh JJ and Kemp RA (1994) Estimation of variance components for lamb weights in three sheep population. *Journal of Animal Science*, 72: 1184-1190.
33. Yapi-Gnoare CV, Rege JE, Oya A and Alemayehu N (1997) Analysis of an open nucleus breeding programme for Djallonke sheep in the Ivory Coast. 2. Response to selection on body weights. *Journal of Animal Science*, 64: 301-307.
5. کلاتر نیستانی، م. (۱۳۸۳). بررسی برخی از عوامل محیطی مؤثر بر صفات رشد گوسفند نژاد زندی. مجله پژوهش کشاورزی، ج ۴، ش ۲، ۴۹-۵۸.
۶. وطن خواه م، مرادی شهر بابک م، نجاتی جوارمی ا، میرائی آشتیانی س ر، واعظ ترشیزی ر (۱۳۸۳) مروری بر اصلاح نژاد گوسفند در ایران، مجموعه مقالات اولین کنگره علوم دامی و آبزیان کشور، کرج. ص. ۵۹۶-۵۹۰.
7. Bosso N A, Cisse MF, van der Waaij EH, Fall A and van Arendonk JAM (2007) Genetic and phenotypic parameters of body weight in West African Dwarf goat and Djallonke sheep. *Small Ruminant Research*, 67: 271-278.
8. Duguma G, Schoeman SJ, Cloete SWP and Jordan GF (2002) Genetic parameter estimates of early growth traits in the Tygerhoek Merino flock. *South African Journal of Animal Science*, 32(2): 66-75.
9. Ghafouri-Kesbi F and Eskandarinasab M P (2008) an evaluation of maternal influences on growth traits: the Zandi sheep breed of Iran as an example. *Animal and Feed Sciences*, 17: 519- 529.
10. Gilmour AR, Cullis Welham S J and Thompson R (1999) ASReml Reference Manual. NSW, Agriculture. NSW, Australia.
11. Gizaw S, Sisay L, Hans K and Arendonk JAMV (2007) Estimates of genetic parameters and genetic trends for live weight and fleece traits in Menz sheep. *Small Ruminant Research*, 70: 145-153
12. Hanford KJ, Van Vleck, LD and Snowder GD (2006) Estimates of genetic parameter and genetic trend for reproduction, weight, and wool characteristics of Polypay sheep. *Livestock Science*, 102: 72-82.
13. Hanford K.J, Van Vleck, LD and Snowder GD (2003) Estimates of genetic parameters and genetic change for reproduction, weight, and wool characteristics of Targhee sheep. *Journal of Animal Science*, 81: 630- 640
14. Jurado JJ, Alonso A and Alenda R (1994) Selection response for growth in a Spanish Merino flock. *Journal of Animal Science*, 72: 1433- 1440
15. Kovac M and Groenveld E (1990) Genetic and environmental trends in German swine herd book population. *Journal of Animal Science*, 68: 3523-3535.
16. Legates JE and Myers R. M. (1988) Measuring genetic change in a dairy herd using a control population. *Journal of Dairy Science*, 71: 1025-1033.
17. Matika O, van Wyk JB, Erasmus, GJ and Baker RL (2003) Genetic parameter estimates in Sabi sheep. *Livestock Production Science*, 79: 17-28.
18. Mohammadi AR, Abbasi MA, Moghaddam AA and Zare shahneh A (2009) Estimation of Growth Traits in Iranian Afshari Breed Under Rural Production System. *Journal of Animal and Veterinary Advances*, 7(8): 1449-1454.

