

## مقایسه مدل‌های مختلف برآورد پارامترهای ژنتیکی صفات رشد با استفاده از آماره نسبت درست‌نمایی در گوسفندان نژاد کرمانی

حسین مرادی شهر بابک<sup>۱\*</sup>، امیر حسین خلت آبادی فراهانی<sup>۲</sup> و حسین محمدی<sup>۳</sup>

تاریخ دریافت: ۹۰/۱۱/۴ تاریخ پذیرش: ۹۱/۱۰/۲۴

<sup>۱</sup> استادیار گروه علوم دامی، دانشکده علوم و مهندسی کشاورزی، پردیس کشاورزی و منابع طبیعی کرج، دانشگاه تهران

<sup>۲</sup> استادیار گروه علوم دامی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه اراک

<sup>۳</sup> دانشجوی دکتری، گروه علوم دامی، دانشگاه تبریز

\*مسئول مکاتبه: Email: hmoradis@ut.ac.ir

### چکیده

این تحقیق با استفاده از اطلاعات ایستگاه اصلاح نژاد گوسفند کرمانی شهر بابک که از سال ۱۳۸۲ تا ۱۳۸۸ جمع‌آوری شده بود انجام گرفت. داده‌های مورد استفاده مربوط به صفات وزن تولد، وزن شیرگیری، وزن شش ماهگی، وزن نه ماهگی و وزن یکسالگی بود. برآورد مؤلفه‌های (کو) واریانس با استفاده از مدل حیوانی تک صفتی و چند صفتی و روش حداکثر درست‌نمایی محدود شده با استفاده از برنامه DFREML انجام شد. علاوه بر این مدل‌های مختلف برازش شده معنی داری آثار مدل‌ها با نسبت درست‌نمایی آزمون شدند. در این نژاد، برازش اثر ژنتیکی افزایشی مستقیم بدون منظور کردن سایر آثار تصادفی موجب شد وراثت پذیری مستقیم بیش از حد برآورد شود. کاهش در این برآوردها در نتیجه برازش آثار مادری به خصوص اثر ژنتیکی افزایشی مادری، با و بدون منظور کردن اثر کوواریانس ژنتیکی، نشان داد که بخش قابل ملاحظه‌ای از واریانس فنوتیپی مشاهده شده بر وزن بدن در سنین مختلف قبل از شیرگیری ناشی از اثر ژنتیکی افزایشی مادری است. در تجزیه تک صفتی، وراثت‌پذیری مستقیم برای صفات وزن تولد، وزن شیرگیری، وزن شش ماهگی، وزن نه ماهگی و وزن یکسالگی به ترتیب ۰/۰۰۳، ۰/۱، ۰/۰۸، ۰/۰۰۶ و ۰/۰۶ برآورد گردید. وراثت‌پذیری مستقیم صفات موردنظر در آنالیز پنج صفتی به ترتیب ۰/۴۲، ۰/۱۷، ۰/۰۹، ۰/۰۲ و ۰/۱۱ برآورد گردید. نتایج ژنتیکی حاصل از این تجزیه نشان داد که همبستگی ژنتیکی بین وزن تولد با وزن شیرگیری و وزن شش ماهگی به ترتیب ۰/۳۳ و ۰/۱۵ و با وزن یکسالگی ۰/۰۹ است. برآورد همبستگی‌های فنوتیپی وزن یکسالگی با وزن تولد و وزن شیرگیری به ترتیب ۰/۰۱ و ۰/۰۹ و برای بقیه صفات منفی بودند که بیانگر تغییرات شدید وزن هادر شرایط مرتع با توجه به شرایط محیطی است.

واژگان کلیدی: پارامترهای ژنتیکی و فنوتیپی، مقایسه مدل، نسبت درست‌نمایی، صفات رشد، گوسفند کرمانی

## مقدمه

برای ارزیابی دقیق‌تر ژنتیکی، تنوعی که ناشی از عوامل محیطی مختلف می‌باشد باید با استفاده از روشهای ضرایب تصحیح‌کننده مناسب حذف شود. معمولاً وراثت‌پذیری وزن تولد از کم تا متوسط می‌باشد و به طور کلی برآوردهای بدست آمده با روش REML پائین‌تر از روشهای مرسوم (خواهر و برادر ناتنی پدری، رگرسیون و ...) می‌باشد و این برآورد معمولاً به میزان ۰/۱ کمتر می‌باشد و نشان دهنده این است که اثرات ژنتیکی افزایشی مستقیم برای وزن تولد کم و اثرات دیگر مانند اثرات مادری مهم می‌باشد. بویژه از لحاظ تولید شیر و رقابت بین بره‌های حاصل از یک شکم می‌باشد میزان این برآوردها با سن افزایش می‌یابد. همچنین برآورد پائین وراثت‌پذیری سرعت رشد اولیه (یعنی تا ۷۰ روزگی) می‌تواند ناشی از عدم شرایط یکنواخت و کنترل شده محیطی و اختلافات زیاد در مصرف خوراک جامد به‌عنوان خوراک محدود شده ابتدایی قبل از شیرگیری باشد (اوزکان و همکاران ۲۰۰۵ و صفری و همکاران ۲۰۰۵).

وراثت‌پذیری صفات رشد بعد از شیرگیری بالاتر از صفات قبل از شیردهی می‌باشد که احتمالاً به این علت است که تغذیه یک عامل محدود‌کننده بعد از شیردهی نمی‌باشد. داشتن وراثت‌پذیری بالا مشخص می‌کند که انتخاب فردی برای رشد سریع می‌تواند مؤثر باشد (گیزوا و همکاران ۲۰۰۷).

اهمیت اثرات مادری نیز بر روی رشد بره‌ها به خوبی شناخته شده است. چنین اثراتی ناشی از توانایی مادر برای تولید شیر موردنیاز برای رشد و دیگر رفتارهای مادری می‌باشد. تغییر پارامترهای ژنتیکی برای صفات تحت تأثیر اثرات مادری در مدل حیوانی به طور قاطع و حیاتی بستگی به مدلی دارد که برای داده‌ها برآزش می‌شوند (صفری و همکاران ۲۰۰۵). نتایج حاصل از بررسی‌های مختلف نشان می‌دهد که در نظر گرفتن اثر عوامل مادری باعث برآورد صحیح‌تری از اجزاء (کو)

واریانس و پارامترهای ژنتیکی صفات تولیدی و تولید مثلی گوسفند خواهد شد که در نتیجه باعث افزایش دقت انتخاب می‌شود (ماکسا و همکاران ۲۰۰۷، محمدی و همکاران ۲۰۱۲ و جعفر اوغلی و همکاران ۲۰۱۰). در این بررسی‌ها نشان داده شده است که حذف هر یک از آثار مادری مخصوصاً برای صفات قبل از شیرگیری در تجزیه و تحلیل آماری موجب برآورد بیشتر واریانس ژنتیکی افزایشی مستقیم و در نتیجه وراثت‌پذیری حاصل از آن خواهد شد. چنین اثراتی ناشی از توانایی مادر برای تولید شیر مورد نیاز برای رشد و رفتارهای مادری همچنین شرایط درون رحم مادری که ممکن است تحت تأثیر عوامل ژنتیک و محیطی باشد می‌تواند صفات قبل از شیرگیری را تحت تأثیر قرار دهد (ماکسا و همکاران ۲۰۰۷). همچنین در بسیاری از این مطالعات همبستگی اثر ژنتیکی افزایشی مستقیم و افزایشی مادری (fam) منفی برآورد شده است (ماتیکا و همکاران ۲۰۰۳ و ون وایک و همکاران ۲۰۰۲). دلایل گوناگونی نظیر سازگاری بهتر گونه‌ها در طبیعت و عدم توجه به آثار مادری در طی نسل‌های گذشته، عدم تعادل ناشی از پیوستگی و اثرات پلیوتروپی ژن‌ها برای این همبستگی منفی گزارش شده است (ماتیکا و همکاران ۲۰۰۳). برخی محققین مناسب نبودن مدل آماری را دلیلی بر برآورد منفی و بالای همبستگی اثر ژنتیکی افزایشی مستقیم و مادری بیان کرده‌اند (ون وایک و همکاران ۲۰۰۲).

برآورد همبستگی‌های ژنتیکی و فنوتیپی بین صفات وزن نشان می‌دهد که وزن تولد دارای همبستگی بسیار نزدیک با وزن از شیرگیری است و با سایر وزن‌ها دارای همبستگی پائین است. همبستگی ژنتیکی پائین بویژه بین وزن تولد و سایر صفات دارای اهمیت قابل توجهی است چون وزن تولد به صورت یک صفت همبسته نمی‌تواند هیچ مشکل جدی از افزایش مشکلات بره‌زایی را مطرح کند (محمدی و صادقی ۱۳۸۹).

فایل شجره گوسفندان شامل ۲۱۹۵ حیوان بود که از این جمعیت ۵۰۳ رأس حیوان پایه و ۱۶۹۲ رأس حیوان دارای رکورد بودند، که این میزان رکورد شامل ۸۹۳ رأس حیوان با پدر ناشناخته، ۱۳۳ رأس حیوان با مادر ناشناخته بودند و ۳۱ رأس دارای پدر با رکورد فرزند، ۶۳۳ رأس مادر با رکورد فرزند، ۲۹ رأس پدر بزرگ با رکورد فرزند و ۲۳۰ رأس مادر بزرگ دارای رکورد فرزند بودند. برآورد مؤلفه‌های واریانس - کوواریانس تک صفتی و چند صفتی با استفاده از مدل‌های حیوانی به روش حداکثر درست نمایی محدود شده (REML) و با استفاده از الگوریتم بدون مشتق‌گیری انجام شد. ابتدا برای تعیین عوامل تاثیر گذار بر کلیه صفات مربوط به وزن با استفاده از روش مدل‌های خطی برنامه نرم‌افزار آماری SAS و رویه GLM برای این صفات تجزیه واریانس صورت گرفت سپس با در نظر گرفتن اثرات ثابت معنی دار، برآورد مؤلفه‌های واریانس - کوواریانس انجام شد.

با توجه به بررسی مطالعات مختلف، هدف مطالعه حاضر، بررسی اثر منظور کردن آثار تصادفی مختلف در مدل تجزیه و تحلیل صفت وزن بدن در سنین مختلف گوسفند نژاد کرمانی و همچنین اثر متقابل بر مؤلفه‌های واریانس از جمله کوواریانس اثر ژنتیکی افزایشی مستقیم و مادری برخی از صفات رشد در گوسفندان نژاد کرمانی می‌باشد.

### مواد و روش‌ها

داده‌های مورد استفاده مربوط به ایستگاه اصلاح نژاد گوسفند کرمانی واقع در شهرستان شهربابک بود که شامل وزن تولد، وزن شیرگیری، وزن شش ماهگی، وزن نه ماهگی و وزن یکسالگی بوده و در طی سالهای ۱۳۸۲ تا ۱۳۸۸ جمع‌آوری گردیده شده بود. آماده کردن داده‌ها با استفاده از نرم‌افزارهای بانک اطلاعاتی Excel و Foxpro و تجزیه آماری داده‌ها با استفاده از نرم‌افزار آماری SAS و رویه GLM انجام شد.

مدل آماری مورد استفاده برای تجزیه واریانس بصورت زیر بود:

$$y_{ijklm} = \mu + T_i + SG_j + S_k + L_l + A_m + TS_{ik} + \beta_1(WB - \overline{WB}) + \beta_2(WW - \overline{WW}) + \beta_3(WS - \overline{WS}) + \beta_4(WN - \overline{WN}) + e_{ijklm}$$

ماهگی و دوازده ماهگی،  $\beta_4(WN - \overline{WN})$  = اثر متغیرهمبسته وزن نه ماهگی برای صفت وزن دوازده ماهگی و  $e_{ijklm}$  = میزان اثرات باقیمانده (خطا). بعد از تعیین اثرات ثابت معنی دار از آنها جهت برآورد مؤلفه‌های واریانس-کوواریانس پارامترهای ژنتیکی با استفاده از برنامه DFREML استفاده شد. مدل‌های مختلط مورد استفاده در این تحقیق به شرح زیر می‌باشد.

$y$  = هر یک از مشاهدات،  $\mu$  = میانگین جامعه،  $T_i$  = اثر  $i$  امین سال تولد بره (۱۳۸۲، .....، ۱۳۸۸)،  $SG_j$  = اثر  $j$  امین گروه فصلی مربوط به ماه تولد بره (۹، .....، ۱۴) (در این تحقیق با توجه به اثر مهم زمان تولد هر ماه را به دو ۱۰ روز و هر ۱۵ روز را به عنوان یک گروه فصلی تعریف کردیم و دارای اثر معنی دار بالایی بود)،  $S_k$  = اثر  $k$  امین جنس بره (۱، ۲)،  $L_l$  = اثر  $l$  امین نوع زایش بره (۱، ۲)،  $A_m$  = اثر  $m$  امین سن میش (۱، .....، ۷)،  $TS_{ik}$  = اثر متقابل سال تولد و جنس بره،  $\beta_1(WB - \overline{WB})$  = اثر متغیرهمبسته وزن تولد برای صفات وزن به جز وزن تولد،  $\beta_2(WW - \overline{WW})$  = اثر متغیرهمبسته وزن شیرگیری برای صفات وزن شش ماهگی، نه ماهگی و دوازده ماهگی،  $\beta_3(WS - \overline{WS})$  = اثر متغیرهمبسته وزن شش ماهگی برای صفات وزن نه

$$y = Xb + Z_1a + e \quad (۱)$$

$$y = Xb + Z_1a + Z_3c + e \quad (۲)$$

$$y = Xb + Z_1a + Z_2m + e \quad \text{Cov}(a, m) = 0 \quad (۳)$$

$$y = Xb + Z_1a + Z_2m + e \quad \text{Cov}(a, m) = A\sigma_{am} \quad (۴)$$

$$y = Xb + Z_1a + Z_2m + Z_3c + e \quad \text{Cov}(a, m) = 0 \quad (۷)$$

$$y = Xb + Z_1a + Z_2m + Z_3c + e \quad \text{Cov}(a, m) = A\sigma_{am} \quad (۸)$$

بیشترین مقدار لگاریتم درستنمایی را دارد مناسب‌ترین مدل است ولی در صورتی بر سایر مدلها از نظر آماری برتری دارد که آزمون  $\chi^2$  آن معنی‌دار باشد. در صورتیکه تفاوت مدلها از نظر آماری با کای اسکوار معنی‌دار نباشد، ساده‌ترین مدل برای برآورد مؤلفه‌های واریانس استفاده می‌شود. وراثت‌پذیری کل از فرمول زیر محاسبه شد (آبگاز و همکاران ۲۰۰۲).

$$h_T^2 = (\delta_a^2 + 0.5\delta_m^2 + 1.5\delta_{am}) / \delta_p^2$$

و در صورتی که کوواریانس ژنتیک افزایشی مستقیم و ژنتیک افزایشی مادری صفر فرض شود فرمول به شکل زیر قرار می‌گیرد (آبگاز و همکاران ۲۰۰۲).

$$h_T^2 = (\delta_a^2 + 0.5\delta_m^2) / \delta_p^2$$

برای تجزیه و تحلیل و برآورد همبستگی‌های ژنتیکی و فنوتیپی بین صفات رشد ذکر شده از آنالیز پنج صفت با برنامه DXMUX نرم‌افزار DFREML استفاده شد.

### نتایج و بحث

آمار توصیفی صفات مورد بررسی در جدول ۱ آمده است. همانطور که نتایج نشان می‌دهد افزایش وزن بره‌ها از بدو تولد تا شیرگیری زیاد است و سپس تا یک سالگی سرعت رشد کاهش می‌یابد. دلیل این تغییرات را می‌توان چنین توصیف نمود که از بدو تولد تا شیرگیری به دلیل متکی بودن بره‌ها به شیر مادر، سبزی و نسبتاً غنی بودن مرتع، افزایش وزن نسبتاً بالا است ولی بعد از آن به دلیل قطع شیر و فقیر شدن مرتع روند

در مدل‌های فوق  $y$  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 باقی مانده هستند. در این مدل‌ها  $A$  ماتریس ضرایب خویشاوندی و  $\sigma_{am}$  نیز کوواریانس ژنتیکی افزایشی مستقیم و مادری است.

فرض بر این است:

$$\text{var}(\mathbf{a}) = \mathbf{A}\sigma_a^2, \text{var}(\mathbf{m}) = \mathbf{A}\sigma_m^2, \text{var}(\mathbf{c}) = \mathbf{I}\sigma_{pe}^2, \text{var}(\mathbf{e}) = \mathbf{I}\sigma_e^2, \text{and cov}(\mathbf{a}, \mathbf{m}) = \mathbf{A}\sigma_{am}$$

### آماره نسبت درستنمایی

برای شناخت مناسب‌ترین مدل در برآورد مؤلفه‌های واریانس-کوواریانس از آماره نسبت درستنمایی استفاده شد. در این آماره، لگاریتم درستنمایی مدلی که بیشترین مقدار را دارد بعنوان مینا انتخاب می‌شود. سپس با استفاده از تفاوت لگاریتم درستنمایی،  $\chi^2$ (کای اسکوار) به شکل ذیل برای بررسی وجود تفاوت معنی‌دار بین مدلها محاسبه می‌گردد.

(لگاریتم درستنمایی مدل کامل - لگاریتم درستنمایی مدل مورد نظر)  $\chi^2 = -2$

این مقدار با کای اسکور جدول با درجه آزادی حاصل از تفاضل تعداد اثر عوامل تصادفی مدل کامل از مدل مورد نظر مقایسه می‌شود. مدلی که در هر حالت

رشد کاهش و درمقطع نه تا دوازده ماهگی منفی می‌گردد.

#### بررسی تأثیرات عوامل ثابت بر صفات رشد:

تجزیه واریانس کلیه صفات مورد مطالعه با توجه به عوامل ثابت و متغیرهای کمکی انجام شد. نتایج نشان داد که تأثیر سال بر همه صفات مورد مطالعه معنی‌دار بود ( $P < 0/01$ ). شرایط بسیار مختلف سالها از لحاظ بارندگی، تأمین علوفه، وجود بیماریها باعث بروز تفاوت معنی‌دار بر روی سنین مختلف بره‌ها شده است و مطابق گزارشات اسلمی نژاد و همکاران (۲۰۰۰)، هانفورد و همکاران (۲۰۰۳)، جارا و همکاران (۲۰۰۰) و صفری و همکاران (۲۰۰۵) بود. گروههای فصلی زمان تولد بر روی وزن تولد و وزن شیرگیری و وزن شش ماهگی معنی‌دار ( $P < 0/01$ ) ولی برای سن نه ماهگی و یکسالگی معنی‌دار نبود ( $P > 0/05$ ). بدلیل اینکه در سنین بالاتر دام از اثرات مادری و محیطی زمان تولد فاصله گرفته و اثرات مستقیم خود را نشان می‌دهد. اثر جنس بره نیز روی وزنها، تولد، وزن شیرگیری، وزن نه ماهگی و وزن یکسالگی دارای اثر معنی‌دار بود ( $P < 0/05$ ) و رشد بره‌های ماده نسبت به بره‌های نر

کمتر بود که مطابق با گزارش‌های فگارتنی و همکاران (۱۹۹۵) و جعفرآوعلی و همکاران (۲۰۱۰) بود.

اثر تیپ تولد نیز هر چند که درصد دوقلوزایی در این ایستگاه کمتر از یک درصد بود اما برای وزن تولد اثر معنی‌داری داشت ( $P < 0/05$ ). اثر سن مادر نیز بر تغییرات وزن تولد ( $P < 0/01$ ) و وزن شیرگیری ( $P < 0/05$ ) معنی‌دار بود که مطابق با گزارشات آبگاز و همکاران (۲۰۰۲) و هانفورد و همکاران (۲۰۰۳) بود. تأثیر معنی‌دار این عامل بر وزن بره‌ها ناشی از میزان شیر و جثه بیشتر مادر در سنین بالاتر است.

در مدل آماری وزن تولد به عنوان متغیر همبسته (کواریت) برای وزن شیرگیری، وزن تولد و وزن شیرگیری را به عنوان متغیر همبسته (کواریت) برای وزن شش ماهگی و اثر عوامل وزن شیرگیری و وزن شش ماهگی برای وزن نه ماهگی به صورت متغیر همبسته (کواریت) معنی‌دار بودند ( $P < 0/01$ ). وزن نه ماهگی نیز به عنوان متغیر همبسته دارای اثر معنی‌داری بر وزن یکسالگی داشت ( $P < 0/01$ ). برای برآورد پارامترهای ژنتیکی صفات رشد عوامل ثابتی را که دارای اثر معنی‌داری بودند در بخش ثابت مدلها منظور شد.

جدول ۱- آمار توصیفی صفات مورد بررسی

صفات	تعداد	میانگین	انحراف معیار	حداقل	حداکثر	ضریب تنوع (%)
وزن تولد (kg)	۱۶۹۲	۳/۲۳	۰/۴۷	۱/۶	۴/۸	۱۴/۴۷
وزن شیرگیری (kg)	۱۲۶۸	۲۰/۳۲	۴/۴۹	۷	۳۶	۲۲/۰۹
وزن شش ماهگی (kg)	۱۰۲۹	۲۳/۷۰	۴/۷۴	۱۰	۴۲/۵	۲۰/۰۱
وزن نه ماهگی (kg)	۷۱۷	۲۴/۰۹	۵/۵۵	۱۰	۴۳	۲۳/۰۵
وزن یکسالگی (kg)	۵۴۳	۲۳/۱۲	۵/۸۳	۱۲/۵	۴۷/۵	۲۵/۲۳

#### برآورد مؤلفه‌های واریانس \_ کوواریانس و وراثت پذیری صفات مربوطه به رشد با آنالیز تک صفتی

با استفاده از مدل‌های دام و روش DFREML مؤلفه‌های واریانس صفات و توارث پذیری آنها از طریق تجزیه و تحلیل یک متغیره برآورد گردید.

آماره نسبت درستنمائی مدل ۸ می باشد. با این مدل میزان وراثت پذیری مستقیم این صفت ۰/۰۰۳، وراثت پذیری مادری ۰/۱۸ و میزان محیط دائمی مادری ۰/۰۵۴ برآورد گردید. محمدی و مرادی شهربابک (۱۳۹۱) وراثت پذیری مستقیم و مادری وزن تولد را در گوسفندان شال به ترتیب ۰/۱۳ و ۰/۱۲ برآورد نمودند.

همانطور که در جداول مشخص است برآورد وراثت‌پذیری صفات وزن با شش مدل مختلف برنامه DFREML انجام و سپس مناسبترین مدل را با در نظر گرفتن آماره نسبت درستنمائی که بر اساس آزمون کای اسکوار سنجیده می‌شود بدست آمد. همانطور که در جدول ۲ مشاهده می‌شود مناسبترین مدل برآورد پارامترهای ژنتیکی برای صفت وزن تولد بر اساس

جدول ۲- برآورد مؤلفه‌های (کو) واریانس و پارامترهای ژنتیکی و محیطی صفت وزن تولد

مدل	$\sigma_a^2$	$\sigma_m^2$	$\sigma_{pe}^2$	$\sigma_{am}^2$	$\sigma_e^2$	$\sigma_p^2$	$h^2_d$	$h^2_m$	$pe^2$	CVP	Log L
۱	۰/۰۷۴	-	-	-	۰/۰۹۹	۰/۱۷۳	۰/۴۳	-	-	۱۲/۸۴	-۶۳۵
۲	۰/۰۰۲	-	۰/۰۴۱	-	۰/۱۲	۰/۱۷۰	۰/۰۱۵	-	۰/۲۴	۱۲/۱۳	-۵۲۱
۳	۰	۰/۰۴۳	-	-	۰/۱۲۵	۰/۱۶۸	-	۰/۲۶	-	۱۲/۱۷	-۶۵۷
۴	۰/۰۰۳	۰/۰۳۲	-	۰/۰۱	۰/۱۲۰	۰/۱۶۹	۰/۰۲	۰/۱۹	-	۱۲/۷۰	-۴۷۸
۷	۰	۰/۰۳۴	۰/۰۱	-	۰/۱۲۰	۰/۱۶۸	-	۰/۲۰	۰/۰۶	۱۲/۷۰	-۴۰۴
۸	۰/۰۰۰۷	۰/۰۳	۰/۰۰۹	۰/۰۰۴	۰/۱۲۴	۰/۱۶۸	۰/۰۰۳	۰/۱۸	۰/۰۵۴	۱۲/۷۰	-۳۰۴

$\sigma_a^2$ : واریانس ژنتیکی افزایشی مستقیم؛  $\sigma_m^2$ : واریانس ژنتیکی افزایشی مادری؛  $\sigma_{pe}^2$ : واریانس محیطی دائمی مادری؛  $\sigma_{am}^2$ : کوواریانس اثر ژنتیکی افزایشی مستقیم و مادری؛  $\sigma_e^2$ : واریانس باقیمانده؛  $\sigma_p^2$ : واریانس فنوتیپی.  $h^2_d$ : وراثت‌پذیری مستقیم؛  $h^2_m$ : وراثت‌پذیری مادری؛  $pe^2$ : نسبت واریانس محیطی دائمی مادری به واریانس فنوتیپی؛  $\sigma_{am}^2$ : همبستگی بین اثر ژنتیکی مستقیم و مادری.

محمدی و همکاران (۲۰۱۲) وراثت‌پذیری مستقیم وزن از شیرگیری را در گوسفندان ماکویی ۰/۱۶ برآورد نمودند. ماکسا و همکاران (۲۰۰۷) وراثت‌پذیری مستقیم وزن از شیرگیری را در نژاد گوسفند تگسل را ۰/۱۴ گزارش نمودند.

در نژادهای گوشتی معمولاً بره‌ها در سن شش روزگی یا کمتر از شیر گرفته می‌شوند در صورتی که در نژادهای دومانظوره یا پشمی در سن ۴ ماه یا بسته به سیستم تولیدی از شیر گرفته می‌شوند. برآورد وراثت‌پذیری برای ۹ نژاد از ۰/۱۴۱-۰/۰۸ متغیر بوده است (فگارتنی ۱۹۹۵). برآورد پائین وراثت‌پذیری سرعت رشد اولیه می‌تواند ناشی از عدم شرایط یکنواخت و کنترل شده محیطی و اختلافات زیاد در مصرف خوراک جامد به عنوان خوراک محدود شده قبل از شیرگیری می‌باشد. وراثت‌پذیری مادری با افزایش سن کاهش یافت که بخشی از آن به علت کاهش وابستگی بره‌ها به

با محاسبه وراثت‌پذیری کل، وراثت‌پذیری کل وزن تولد ۰/۱۳ برآورد شد (جدول ۷). وزن تولد بره‌ها درماندگاری تأثیر دارد. رشد بره‌هایی که در بدو تولد سنگین‌تر هستند در دوره‌های بعد نیز بیشتر است. در حقیقت وزن تولد اولین صفتی است که از بره رکورددرداری می‌شود و از آن می‌توان برای انتخاب حیوان در سن کم استفاده نمود. لذا مطالعه این صفت و پارامترهای ژنتیکی مربوط به آن ضروری است.

همانطور که در جدول ۳ مشاهده می‌شود مناسبترین مدل برآورد پارامترهای ژنتیکی برای صفت وزن از شیرگیری بر اساس آماره نسبت درستنمائی مدل ۳ می‌باشد. با این مدل میزان وراثت‌پذیری مستقیم این صفت ۰/۱۰ و وراثت‌پذیری مادری ۰/۰۸ برآورد گردید و وراثت‌پذیری کل این صفت نیز ۰/۱۴ تعیین شد (جدول ۷) که باز اهمیت نقش مادری را در این صفت مشهود است البته سهم آن نسبت به وزن تولد کمتر شده است.

شیر مادر و بخشی حاصل از افزایش واریانس ژنتیکی افزایشی که علت آن احتمالاً افزایش بیان ژن‌های با سن است.

جدول ۳- برآورد مؤلفه‌های (کو) واریانس و پارامترهای ژنتیکی و محیطی صفت وزن شیرگیری

مدل	$\sigma_a^2$	$\sigma_m^2$	$\sigma_{pe}^2$	$\sigma_{am}$	$\sigma_e^2$	$\sigma_p^2$	$h^2_d$	$h^2_m$	$pe^2$	CVP	Log L
۱	۱/۴۸	-	-	-	۵/۷۳	۷/۲۲	۰/۲۱	-	-	۱۲/۸۴	۱۸۹۳
۲	۰/۷۱	-	-	-	۵/۶۸	۷/۱۹	۰/۰۱	-	۰/۱۱	۱۲/۶۳	۱۹۵۵
۳	۰/۷۲	۰/۶۰	-	-	۵/۸۷	۷/۲۰	۰/۱۰	۰/۰۸	-	۱۲/۶۷	۲۱۵۵/۴۰
۴	۱/۷۵	۱/۵۳	-	-	۵/۱۰	۷/۲۵	۰/۲۴	۰/۲۱	-	۱۲/۷۰	۲۱۵۴/۶۶
۷	۰/۸۵	۰/۷۳	-	-	۵/۶۹	۷/۱۸	۰/۱۲	-	۰/۰۸	۱۲/۷۰	۲۰۴۸/۲۱
۸	۱/۶۸	۰/۳۱	۰/۹۱	-	۵/۰۵	۷/۲۳	۰/۲۳	۰/۰۴	-	۱۲/۷۰	۲۰۴۷/۶۷

همانطور که در جدول ۴ مشاهده می‌شود مناسبترین مدل برآورد پارامترهای ژنتیکی برای صفت وزن شش ماهگی بر اساس آماره نسبت درست‌نمایی مدل ۷ می‌باشد. با این مدل میزان وراثت پذیری مستقیم این صفت ۰/۰۸، وراثت پذیری مادری ۰/۰۰۰۰۰۸ و میزان محیط

دائمی مادری ۰/۰۰۰۰۰۵ برآورد گردید و وراثت پذیری کل این صفت نیز ۰/۰۸ تعیین شد. محمدی و صادقی (۱۳۸۹) بر روی گوسفندان زل وراثت پذیری مستقیم وزن شش ماهگی را ۰/۲۸ برآورد نمودند و اثر ژنتیکی افزایشی مادری بر این صفات را ۰/۱۱ گزارش نمودند.

جدول ۴- برآورد مؤلفه‌های (کو) واریانس و پارامترهای ژنتیکی و محیطی صفت وزن شش ماهگی

مدل	$\sigma_a^2$	$\sigma_m^2$	$\sigma_{pe}^2$	$\sigma_{am}$	$\sigma_e^2$	$\sigma_p^2$	$h^2_d$	$h^2_m$	$pe^2$	CVP	Log L
۱	۰/۴۴	-	-	-	۵/۱۲	۵/۵۶	۰/۰۸	-	-	۹/۹۵	۱۵۳۱/۲
۲	۰/۴۴	-	-	-	۵/۱۲	۵/۵۶	۰/۰۸	-	-	۹/۹۵	۱۵۱۸/۹۴
۳	۰/۴۴	-	-	-	۵/۱۲	۵/۵۶	۰/۰۸	-	-	۹/۹۵	۱۵۳۶/۵۱
۴	۱/۵۸	۰/۵۵	-	-	۴/۴۳	۵/۶۳	۰/۲۸	۰/۰۹۸	-	۱۰	۱۵۳۶/۳۷
۷	۰/۴۴	-	-	-	۵/۱۲	۵/۵۶	۰/۰۸	-	-	۹/۹۵	۱۵۴۸/۸۰
۸	۱/۲۹	۰/۵۵	-	-	۴/۵۷	۵/۶۱	۰/۲۳	۰/۰۹	-	۹/۹۹	۱۵۴۸/۸۳

همانطور که در جدول ۵ مشاهده می‌شود مناسبترین مدل برآورد پارامترهای ژنتیکی برای صفت وزن نه ماهگی بر اساس آماره نسبت درست‌نمایی مدل ۳ می‌باشد. با این مدل میزان وراثت پذیری مستقیم این صفت ۰/۰۰۰۰۰۰۸، وراثت‌پذیری مادری ۰/۰۰۰۰۰۰۷ برآورد گردید و وراثت پذیری کل این صفت نیز ۰/۰۰۰۰۰۳ تعیین شد.

همانطور که در توصیف آماری صفات نیز نشان داده شد با توجه به شرایط محیط منطقه در هنگام وزن نه ماهگی و از آنجا که تغییرات محیطی بسیار شدید می‌باشد لذا جهت تخمین پارامترهای ژنتیکی برای این صفت نمی‌توان تخمین دقیقی را برآورد کرد.

**جدول ۵- برآورد مؤلفه‌های (کو)واریانس و پارامترهای ژنتیکی و محیطی صفت وزن نه ماهگی**

مدل	$\sigma_a^2$	$\sigma_m^2$	$\sigma_{pe}^2$	$\sigma_{am}$	$\sigma_e^2$	$\sigma_p^2$	$h^2_d$	$h^2_m$	$pe^2$	CVP	Log L
۱	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
۲	-	-	-	-	۴/۰۱	۴/۰۱	-	-	-	۸۱۳	۹۴۱/۵۴
۳	۰	-	-	۰	۳/۹۹	۳/۹۹	-	۰	-	۸/۲۹	۹۴۹/۰۰۱
۴	۰/۰۰۴	-	۰/۰۰۲	۰/۰۰۳	۳/۹۹	۴	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰۵	۰/۰۰۰۸	۸/۲۹	۹۳۴/۹۹
۷	۰	۰	۰	-	۴/۰۰۷	۴/۰۰۷	۰	۰	۰	۸/۳۱	۹۳۴/۸۷
۸	۰/۴	۰/۴	۰	-۰/۴	۳/۶۳	۴/۰۳۴	۰/۱	۰/۰۹۹	۰	۸/۳۳	۹۳۴/۸۹

همانطور که در جدول ۶ مشاهده می شود مناسبترین مدل برآورد پارامترهای ژنتیکی برای صفت وزن یک سالگی بر اساس آماره نسبت درستنمایی مدل ۷ می باشد. با این مدل میزان وراثت پذیری مستقیم این صفت ۰/۰۶، وراثت پذیری مادری ۰/۰۰۰۰۰۸ و میزان محیط

دائمی مادری ۰/۰۹ برآورد گردید و وراثت پذیری کل این صفت نیز ۰/۰۶ تعیین شد. محمدی و همکاران (۱۳۹۰) بر روی گوسفندان زندی وراثت پذیری مستقیم وزن یکسالگی را ۰/۲۸ برآورد نمودند و اثر ژنتیکی افزایشی مادری بر این صفات را ۰/۰۴ گزارش نمودند.

**جدول ۶- برآورد مؤلفه‌های (کو)واریانس و پارامترهای ژنتیکی و محیطی صفت وزن یکسالگی**

مدل	$\sigma_a^2$	$\sigma_m^2$	$\sigma_{pe}^2$	$\sigma_{am}$	$\sigma_e^2$	$\sigma_p^2$	$h^2_d$	$h^2_m$	$pe^2$	CVP	Log L
۱	۰/۲۷	-	-	-	۲/۸۸	۲/۱۵	۰/۰۸۵	-	-	۷/۶۷	۶۶۵/۴۰
۲	۰/۱۵	-	۰/۳۶	-	۲/۶۹	۲/۲۱	۰/۰۴۸	-	-	۷/۷۴	۶۵۱/۴۸
۳	۰/۱۷	۰/۲۴	-	-	۲/۸۰	۲/۲۰	۰/۰۵۲	۰/۰۷۵	-	۷/۷۴	۶۲۶/۲۰
۴	۰/۴۲	۰/۹۲	-	-۰/۶۲	۲/۴۹	۲/۲۰	۰/۱۳۰	۰/۲۸	-	۷/۷۵	۶۲۵/۱۱
۷	۰/۱۹	۰	۰/۳۰	-	۲/۶۶	۲/۱۶	۰/۰۶۱	۰	۰/۰۹	۷/۶۸	۷۱۶/۲۸
۸	۰/۴۰	۰/۴۷	۰/۲۱	-۰/۴۳	۲/۵۱	۲/۱۶	۰/۱۲۵	۰/۱۴۹۹	۰/۰۶۸	۷/۶۸	۶۴۶/۱۷

**جدول ۷- وراثت پذیری‌های کل برآورد شده با استفاده از بهترین مدل برای صفات رشد**

صفت مورد بررسی	بهترین مدل	$\sigma_a^2$	$\sigma_m^2$	$h^2_T$
وزن تولد	۳	۰/۰۰۳	۰/۱۸	۰/۱۳
وزن شیرگیری	۳	۰/۱	۰/۰۸	۰/۱۴
وزن شش ماهگی	۷	۰/۰۸	کمتر از ۰/۰۰۰۱	۰/۰۸
وزن نه ماهگی	۳	کمتر از ۰/۰۰۰۱	کمتر از ۰/۰۰۰۱	کمتر از ۰/۰۰۰۱
وزن یکسالگی	۷	۰/۰۶	۰/۰۰۰۰۰۸	۰/۰۶

برآورد مؤلفه های واریانس \_ کوواریانس و وراثت پذیری صفات مربوطه به رشد با آنالیز چند صفت وراثت پذیری بدست آمده با استفاده از آنالیز پنج صفت برای صفات وزن تولد، وزن شیرگیری، وزن شش

ماهگی، وزن نه ماهگی و وزن یکسالگی بترتیب ۰/۴۲، ۰/۱۷، ۰/۰۹، ۰/۰۲۱ و ۰/۱۱ برآورد شد. نتایج بدست آمده مطابق با سایر گزارشات بود (گیزوا و همکاران ۲۰۰۷ و ماکسا و همکاران ۲۰۰۷).



**همبستگی ژنتیکی و فنوتیپی بین صفات رشد**

همبستگی ژنتیکی وزن تولد با وزن شیرگیری و وزن شش ماهگی به ترتیب ۰/۳۳ و ۰/۱۵ بود، همچنین همبستگی ژنتیکی صفت وزن شیرگیری با وزن شش ماهگی ۰/۶۷ برآورد شد و همبستگی ژنتیکی صفت وزن نه ماهگی با وزن یکسالگی ۰/۰۹ بدست آمد. کلیه همبستگی‌های ژنتیکی و فنوتیپی و وراثت پذیری‌های حاصل از آنالیز پنج صفت در جدول ۸ آمده است. از آنجا که این دامها در شرایط مرتع نگهداری شده و با توجه به تغییرات شدید محیطی، روند رو به رشد بعضی صفات حتی منفی شده است و همانطور که در جدول

ملاحظه می‌کنید اکثر همبستگی‌های فنوتیپی بین صفات رشد منفی است. بین همبستگی‌های ژنتیکی بدست آمده نیز همبستگی ژنتیکی وزن تولد با وزن شیرگیری و وزن شش ماهگی مثبت بوده است که ناشی از تأثیر مستقیم ژنتیک مادری روی این سه صفت و محیط نسبتاً خوب در زمان بروز این صفات است. همبستگی ژنتیکی مستقیم بین صفات مختلف در این مطالعه که مطابق با نتایج اوزکان و همکاران (۲۰۰۵) بر روی گوسفند مریوس ترکیه و گیزوا و همکاران (۲۰۰۷) در گوسفند منز بود.

**جدول ۸- برآورد همبستگی‌های ژنتیکی و فنوتیپی بین صفات مورد بررسی**

صفت ۱	صفت ۲	$r_{g12}$	$r_{p12}$
وزن تولد	وزن شیرگیری	۰/۳۳	-۰/۱۵
	وزن شش ماهگی	۰/۱۵	-۰/۱۶
	وزن نه ماهگی	-۰/۵۷	-۰/۰۲
	وزن یکسالگی	-۰/۰۹	-۰/۰۰۰۹
وزن شیرگیری	وزن شش ماهگی	۰/۶۷	-۰/۰۴۳
	وزن نه ماهگی	-۰/۴۵	-۰/۱۱
	وزن یکسالگی	-۰/۱۶	۰/۰۸۹
وزن شش ماهگی	وزن نه ماهگی	-۰/۸۴	-۰/۱۷
	وزن یکسالگی	-۰/۰۳	۰/۰۰۸
وزن نه ماهگی	وزن یکسالگی	۰/۰۹	۰/۰۷۸

\* $r_{g12}$ ,  $r_{p12}$ ,  $r_{e12}$  به ترتیب همبستگی‌های ژنتیکی و فنوتیپی.

**نتیجه‌گیری**

به طور کلی، نتایج حاصل از مطالعه حاضر نشان داد که آثار مادری (محیطی و ژنتیکی افزایشی)، اثر عمده ای داشت. سهم آثار مادری، به خصوص اثر ژنتیکی افزایشی مادری، در ایجاد واریانس فنوتیپی بسیار بیشتر از اثر ژنتیکی افزایشی مستقیم به خصوص در صفات اولیه رشد بود. علاوه بر این، حذف این آثار از مدل تجزیه و تحلیل صفات مورد بررسی موجب بیش از حد برآورده شدن مؤلفه‌های واریانس ژنتیکی

افزایشی و در نتیجه وراثت پذیری مستقیم این صفات خواهد شد. متفاوت بودن تخمین پایین وراثت پذیری مستقیم و مادری برای صفات رشد قبل از شیرگیری در گوسفند کرمانی نشان می‌دهد که برای رسیدن به پیشرفت ژنتیکی مطلوب برای هر کدام از این صفات قبل از انتخاب بایستی عوامل محیطی را استاندارد نمود و به تنوع ژنتیکی در گله تحت مطالعه دامن زد.

**تشکر و قدر دانی**

مهندس مصطفی معصومی و تمامی کارکنان این  
ایستگاه که در تهیه و تنظیم داده‌ها با اینجانب همکاری  
نمودند تقدیر و تشکر نمایم.

جا دارد از کارشناسان مرکز اصلاح نژاد گوسفندکرمانی  
شهر بابک آقایان مهندس محمود رضا میمندی نیا،

**منابع مورد استفاده**

- محمدی ح و صادقی م. ۱۳۸۹. برآورد پارامترهای ژنتیکی صفات رشد و تولید مثل و روند ژنتیکی صفات رشد در گوسفند نژاد زل تحت سیستم روستایی. مجله علوم دامی ایران. شماره ۳، ۲۴۱-۲۳۱.
- محمدی ح، مرادی شهر بابک م و صادقی م. ۱۳۹۰. برآورد روند ژنتیکی، فنوتیپی و محیطی صفات رشد در گوسفند زندگی. مجله ژنتیک نوین. شماره ۲، ۵۷-۴۹.
- محمدی ح و مرادی شهر بابک ح. ۱۳۹۱. مقایسه مدل‌های مختلف برآورد پارامترهای ژنتیکی و فنوتیپی صفات رشد و نسبت کلیبر قبل از شیرگیری در گوسفندان شال. مجله علوم دامی (پژوهش و سازندگی). شماره ۹۴، ۴۴-۳۶.
- Abegaz SE, Negussle G, Duguma X and Rege, JEO, 2002. Genetic parameter estimates for growth traits in Horro sheep. *J Anim Breed Genet* 119: 35-45.
- Aslaminejad AA, Lewis RM and Roden JA, 2000. Estimation of Genetic parameters for 8-week weight in the lieyn sheep Group breeding scheme. In: Proceedings of the British Society of Animal Science (BSAS) annual meeting, March 2000, Scarborough, UK.
- Fogarty NM, 1995. Genetic parameters for live weight, fat and muscle measurements, Wool production and reproduction in sheep. A review. *Animal Breeding Abstracts* 63: 101-143.
- Gizaw S, Lemma S, Komen H, Van Arendonk JAM, 2007. Estimates of genetic parameters and genetic trends for live weight and fleece traits in Menz sheep. *Small Rumin Res* 70: 145-153.
- Hanford KJ, Van Vleck LD and Snowden GD, 2003. Estimates of genetic parameters and genetic change for reproduction weight and wool characteristics of Targhee sheep. *J Anim Sci* 81: 630-640.
- Jara A, Montaldo H and Barria N, 2000. Direct and maternal Genetic effects for birth, weaning and 14-month weights of corridale breed in magallanes. *South Afr J Anim. Sci* 15: 78-84.
- Jafaroghli M, Rashidi A, Mokhtari MS and Shadparvar AA, 2010. (CO) variance components and genetic parameter estimates for growth traits in Moghani sheep. *Small Rumin Res* 91: 170-171.
- Matika O, Van wyk J, Erasmus GJ and Baker RL, 2003. Genetic parameter estimates in Sabi sheep. *Livest Prod Sci* 79:17-28.
- Maxa J, Norberg E, Berg P and Pedersen J, 2007. Genetic parameters for growth traits and litter size in Danish Texel, Shropshire, Oxford Down and Suffolk. *Small Rumin Res* 67: 312-317.
- Mohammadi H, Moradi shahrehabak M, Vatankhah M and Moradi Shahrehabak H, 2012. Direct and maternal (co)variance components, genetic parameters, and annual trends for growth traits of Makooei sheep in Iran. *Trop Anim Health Prod*, DOI 10.1007/s11250-012-0190-5.
- 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 Rumin Res* 56: 215-222.
- Safari E, Fogarty NM and Gilmour AR, 2005. A review of genetic parameter estimates for wool, growth, meat and reproduction traits in sheep. *Livest Prod Sci* 92: 271-289.
- Snyman MA, Erasmus GL, Van Wyk JB and Olivier JJ, 1995. Direct and maternal (co)Variance component and heritability estimates for body weight at different age and fleece traits in Afrino sheep. *Livest. Prod Sci* 44: 229-235.
- Van Wyk JB, Tawah CL, Erasmus GJ and Matika O, 2002. Heritability estimates for fitness traits in sheep breeds of southern Africa. *South Afri J Anim Sci* 13: 56-64.

## Comparison different models for estimation genetics parameter of growth traits with the likelihood ratio test in Kermani sheep breed

H Moradi Shahrabak<sup>1</sup>, AH Khaltabadi Farahni<sup>2</sup> and H Mohammadi<sup>3</sup>

Received: January 24, 2012 Accepted: January 13, 2013

<sup>1</sup>Assistant Professor, Department of Animal Science, University College of Agriculture and Natural Resources, University of Tehran, Karaj, Iran

<sup>2</sup>Assistant Professor, Department of Animal Science, Faculty of Agriculture Natural Resources, University of Arak, Arak, Iran

<sup>3</sup>PhD Student, Department of Animal Science, University of Tabriz, Tabriz, Iran

\*Corresponding author: Email: hmoradis@ut.ac.ir

### Abstract

Data of Kermani sheep which collected during 2003-2009 were used in this study. The data included birth weight (BW), weaning weight (WW), six month weight (6MW), nine month weight (9MW) and yearling weight (YW) traits. Estimate of (CO) variance component with the DFREML program and animal model with unitrait and multitrait analysis. In this study, fitting six different animal models and significant effects on the models were tested by likelihood ratio. In this breed, direct additive genetic analysis without other random effects result in overestimated direct heritability. underestimate the maternal effect especially, maternal additive effects, with and without genetic covariance effect, showed that a significant portion of phenotypic variance of body weight at different ages, especially before weaning due to maternal genetic effect. Estimate direct Heritability of the traits by univariate analysis was 0.003, 0.1, 0.08, 0.0006 and 0.06, respectively. Direct heritability results by multitrait analysis was 0.42, 0.17, 0.09, 0.02 and 0.11, respectively. Genetic correlation between BW with WW and 6MW were 0.33 and 0.15 and the correlation for BW and YW was 0.09. phenotypic correlations between yearling weight, BW and WW were 0.01 and 0.09 respectively, and the other traits were negative correlation. This result indicate sever weight changes controlled by environmental conditions.

**Key words:** Genetic and phenotypic parameters, Model comparison, Likelihood ratio, Growth traits, Kermani sheep