

## برآورد پارامترهای ژنتیکی اوزان بدن در گوسفند بلوچی: مؤلفه های واریانس و پارامترهای تجزیه یک صفتی

مراد پاشا اسکندری نسب<sup>۱</sup>، محمد سلمانی ایزدی<sup>۱</sup> و رسول واعظ ترشیزی<sup>۲</sup>

<sup>۱</sup> دانشکده کشاورزی دانشگاه زنجان؛ <sup>۲</sup> دانشکده کشاورزی دانشگاه تربیت مدرس

تاریخ دریافت: ۸۰/۵/۱۶؛ تاریخ پذیرش: ۸۰/۱۲/۲۰

### چکیده

مؤلفه های واریانس و ضریب وارث پذیری مستقیم ( $h_a^2$ )، مادری ( $h_m^2$ ) و نسبت واریانس محیطی دائمی مادری به واریانس فنوتیپی ( $C^2$ ) برخی صفات گوسفند بلوچی با استفاده از ۱۲۳۰۰ رکورد ایستگاه پرورش گوسفند بلوچی عباس آباد مشهد که در طی ۲۵ سال جمع آوری شده بود، برآورد گردید. مؤلفه های واریانس برای محاسبه پارامترهای ژنتیکی با روش حداکثر درستنمایی محدود شده (REML) با استفاده از مدل های مختلف حیوانی برآورد شده و نتایج ۶ مدل از نظر تعداد اثرات موجود در مدل متفاوت بودند مورد مقایسه قرار گرفت. وارث پذیری مستقیم اوزان تولد، ۳، ۶، ۹ و ۱۲ ماهگی براساس مناسبترین مدل (مدل هشت) به ترتیب مساوی  $0.19 \pm 0.19$ ،  $0.31 \pm 0.13$ ،  $0.28 \pm 0.16$ ،  $0.42 \pm 0.12$  و  $0.44 \pm 0.26$  برآورد شد. وارث پذیری مادری و  $C^2$  نیز به ترتیب مساوی ( $0.17 \pm 0.08$  و  $0.12 \pm 0.12$ )، ( $0.21 \pm 0.04$  و  $0.07 \pm 0.08$ )، ( $0.19 \pm 0.03$  و  $0.17 \pm 0.02$ )، ( $0.25 \pm 0.03$  و  $0.24 \pm 0.03$ ) و ( $0.12 \pm 0.01$  و  $0.13 \pm 0.01$ ) برآورد شد.

**واژه های کلیدی:** گوسفند بلوچی، وارث پذیری، حداکثر درستنمایی محدود شده، مدل حیوانی و صفات رشد.

### مقدمه

با انفجار جمعیت در جهان و بهبود سطح تغذیه جوامع انسانی، افزایش تولید حیوانات تولید کننده مواد خوراکی مورد مصرف انسان ضرورت جدی یافته و از طرفی شرایط محلی و بومی در

اغلب موارد اثر نامطلوبی در زیست و تولید حیوانات اصلاح شده غیر بومی دارد. لذا شناسایی ظرفیت تولید نژادهای بومی و اصلاح ژنتیکی پایدار آنها در شرایط زیست بومی از اولویت های اساسی در هر برنامه ریزی اصلاح نژاد است (۱)



و (۱۲).

بنابراین در کشورهای مختلف در مراکز و ایستگاه های خاص اقدام به حفظ و اصلاح ذخایر ژنتیکی دامهای بومی می شود (۹). در این راستا ایستگاه های متعدد پرورش و اصلاح نژاد گوسفند در داخل کشور تاسیس شده است. ایستگاه پرورش و اصلاح نژاد گوسفند بلوچی از جمله ایستگاه های مورد نظر بوده که از ثبات برنامه ریزی و مدیریت طولانی برخوردار بوده و نتایج حاصل از تجزیه و تحلیل اطلاعات جمع آوری شده بدلیل دقت بالا و حجم زیاد داده ها قابل استناد و استفاده است. رکوردهای جمع آوری شده در این ایستگاه توسط محققین مختلف مورد بررسی قرار گرفته است (۳، ۴، ۵ و ۱۴).

گوسفند بلوچی پرجمعیت ترین گوسفند ایران بوده و در بخشهای وسیعی از کشور شامل نواحی مرکزی و جنوبی استان خراسان، سیستان و بلوچستان، یزد و کرمان پرورش داده می شود. لذا انجام بررسی های مختلف و برآورد پارامترهای مورد نیاز به منظور شناسایی ظرفیتهای تولید گوسفند بلوچی از ضرورت های اصلاح نژاد در این نژاد است.

برای برآورد مؤلفه های واریانس - کوواریانس و پارامترهای ژنتیکی از روش های مختلف استفاده می شود. یکی از روش های برآورد وارثت پذیری، استفاده از تابعیت فرزندان به والد (والدین) است که در شرایط وجود عوامل ثابت مؤثر بر رکوردها استفاده از آن مناسب نبوده و لازم است از روش های دیگر بهره گیری بعمل آید (۳، ۴ و ۸).

مهمترین روش های برآورد مؤلفه های واریانس - کوواریانس شامل روش های هندرسون، MIVQUE<sup>۱</sup> و REML<sup>۲</sup> است که خصوصیات و

نحوه برآورد این روشها در منابع مختلف مورد بررسی قرار گرفته است (۱، ۲، ۳، ۴ و ۸).

انجام برآورد با استفاده از روش های MIVQUE تکرار و تقریبی، ML<sup>۳</sup> و REML<sup>۴</sup> به دلیل زمان و هزینه محاسبات بویژه در مواردی که تعداد معادلات زیاد بوده و ماتریس ضرایب بسیار بزرگ است، محدودیت دارد. در روش های فوق باید برای برآورد مؤلفه های واریانس - کوواریانس، ماتریس ضرایب را معکوس نمود که در صورت بزرگ بودن ماتریس ضرایب و زیاد بودن تعداد معادلات که بدینال زیاد بودن رکوردهای مورد بررسی و متنوع و زیاد بودن عوامل ثابت و تصادفی موجود در مدل حاصل می شود، معکوس نمودن ماتریس ضرایب بویژه در تجزیه های دو و چند صفت مدل حیوانی بسیار طولانی، وقت گیر و پرهزینه است. لذا استفاده از الگوریتم مناسب که در آن معکوس نمودن ماتریس ضرایب معادلات مختلط ضروری نبوده و برآورد مؤلفه ها بدون نیاز به آن انجام شود بدلیل کاهش زمان مورد نیاز برای واحد پردازشگر مرکزی<sup>۵</sup> از اهمیت ویژه ای برخوردار است. در الگوریتم DF<sup>۵</sup> (با روش REML) برآورد مؤلفه های دارای چنین ویژگی ممتاز است. این برآوردکننده توسط گریزر و همکاران (۷) ارائه و توسط مایر (۱۰) بسط داده شده و خصوصیات آن در منابع مختلف ارائه شده است (۳).

هدف از تحقیق حاضر برآورد نسا اریب وارثت پذیری ژنتیکی افزایشی مستقیم است که بدینوسیله سهم اثرات ژنتیکی افزایشی مستقیم از واریانس فنوتیپی کل تفکیک گردیده تا بتوان از آن

۱۷۰

3- Maximum Likelihood

4- Central processor unit

5- Derivative Free

1- Minimum Variance quadratic unbiased estimation

2- Restricted Maximum likelihood

در طراحی برنامه های اصلاح نژادی گوسفند بلوچی استفاده نمود.

### مواد و روشها

**حیوانات و مواد آزمایش:** در این تحقیق از اطلاعات موجود در ایستگاه پرورش و اصلاح نژاد گوسفند بلوچی عباس آباد مشهد که در طی ۲۵ سال (۱۳۵۲-۷۶) جمع آوری شده بود استفاده گردید. در این تحقیق اطلاعات گله شماره ۲ مورد استفاده قرار گرفت. این گله در سال ۱۳۵۱ تشکیل شده و رکوردگیری در آن از سال ۱۳۵۲ شروع شده است. در طول سال و در شرایط مناسب جوی گله از مراتع و سپس از مزارع تغذیه نموده و از آخر پاییز تا آخر فروردین بصورت دستی تغذیه می شود. جفتگیری های تصادفی کنترل شده حیوانات نر و ماده انتخاب شده در طی هر فصل انجام شده و پس از تولد بره ها، رکوردگیری های لازم انجام می شود.

اطلاعات مربوط به هر حیوان شامل شماره حیوان، پدر و مادر، اوزان تولد، سه ماهگی (شیرگیری)، ۶، ۹، ۱۲ ماهگی، سن مادر، سال، جنس و نحوه تولد بود. تجزیه و تحلیل داده ها با استفاده از نرم افزار DF REML مایر (۱۹۹۸) صورت گرفت.

**روشهای آماری:** فایلهای ارقام برای هر صفت (اوزان تولد ۳، ۶، ۹ و ۱۲ ماهگی) به همراه اطلاعات مورد نیاز آماده شد. این فایلهای شامل اطلاعات شجره، عوامل ثابت، متغیر کمکی (در صورت وجود) و صفت اصلی بود. در تجزیه و تحلیل هر صفت تعداد رکورد با توجه به تعداد مشاهدات آن صفت تعیین شد. به عنوان مثال تعداد رکورد برای فایلهای ارقام مربوط به وزن تولد برابر ۱۳۱۸۰ بود. برای تجزیه و تحلیل اطلاعات از مدلهای یک، دو، سه، چهار، هفت و هشت نرم

افزار DF REML استفاده شد. مدل آماری [۱] متناسب با مدل یک نرم افزار DF REML بشرح ذیل است:

[۱]

$$Y_{ijklmn} = M + AG_i + YR_j + SX_k + BT_l + b(X_{ijklmn} - X) + a_m + e_{ijklmn}$$

$AG_i$  = اثر ثابت سن میش ۱، ۲، ۳، ۴، ۵، ۶، ۷، ۸ و

$YR_j$  = ۱، ۲، ... و ۲۵ =

$SX_k$  = ۱ و ۲ =

$BT_l$  = اثر ثابت نحوه تولد ۱ و ۲ =

$b(X_{ijklmn} - X)$  = اثر ثابت متغیر کمکی

$a_m$  = اثر تصادفی حیوان تعداد حیوان برای هر

صفت =  $m$

$e_{ijklmn}$  = اثر تصادفی باقیمانده  $ijklmn$

سطوح اثرات تصادفی حیوان و باقیمانده برای صفات، متفاوت بوده و از متغیر کمکی برای تجزیه و تحلیل وزن تولد استفاده نشد.

بطوریکه مشاهد می شود در مدل آماری [۱]

کسه متناسب با مدل یک نرم افزار DF REML آماده شد به غیر از اثر تصادفی باقیمانده فقط اثر تصادفی ژنتیکی افزایشی مستقیم منظور شده است. لذا برآورد ضریب وارثت پذیری بدون جدا کردن اثرات محیطی و ژنتیکی مادری انجام می شود. برای جدا کردن اثرات محیطی و ژنتیکی مادری و کوواریانس بین اثرات مختلف از مدلهای دو، سه، چهار، هفت و هشت نرم افزار DF REML استفاده شد. مدل دو حاوی اثر محیطی دائمی مادری بوده و علاوه بر وارثت پذیری مستقیم  $(h^2)$  نسبت واریانس محیطی دائمی مادری به واریانس فنوتیپی کل  $(C^2)$  را برآورد می کند. مدل سه نیز با منظور نمودن اثر ژنتیکی افزایشی مادری به عنوان یک اثر



1- Direct heritability

2- C-squared

تصادفی اضافه نسبت به مدل یک علاوه بر وارث پذیری مستقیم، وارث پذیری مادری ( $h_m^2$ ) را برآورد می کند. برای محاسبه کوواریانس بین اثر ژنتیکی افزایشی مستقیم و اثر ژنتیکی افزایشی مادری از مدل چهار استفاده شد. همچنین به منظور تفکیک هر دو اثر ژنتیکی افزایشی و محیطی مادری و برآورد  $c^2$  و  $h_m^2$  به همراه  $h_a^2$  از مدل هفت استفاده شد. برای برآورد  $c^2$  و  $h_m^2$  به همراه  $h_a^2$  و کوواریانس ژنتیکی بین اثر افزایشی مستقیم مادری از مدل هشت استفاده شد که تلفیقی از مدل های سه و چهار است.

در نتیجه مدل ماتریسی مدل های یک، دو، سه و هفت به ترتیب شرح ذیل حاصل شد:

$$y = Xb + Za + e \quad [2]$$

$$y = Xb + Z_a a + Z_c c + e \quad [3]$$

$$y = Xb + Z_a a + Z_m m + e \quad [4]$$

$$y = Xb + Z_a a + Z_m m + Z_c c + e \quad [5]$$

در معادلات فوق،  $X$  و  $Z$  به ترتیب ماتریس ضرایب معلوم ۰ و ۱ برای عوامل ثابت و تصادفی است.  $b, c, a, m$  و  $e$  نیز به ترتیب بردار پارامترهای مجهول مربوط به عوامل ثابت، تصادفی ژنتیکی افزایشی مستقیم، محیطی دائمی مادری، ژنتیکی افزایش مادری و باقی مانده است. مدل ماتریسی مدل های چهار و هشت مورد استفاده نیز به ترتیب مشابه معادلات [۴] و [۵] است با این تفاوت که اثرات متقابل مربوطه نیز در مدل منظور شده است.

استفاده از مدل های مختلف بدلیل تفاوت میزان لگاریتم درستنمایی آنهاست. بالاتر بودن

لگاریتم درستنمایی یک مدل نشانه مناسب بودن آن مدل برای تجزیه و تحلیل اطلاعات مربوطه است. در این تحقیق پارامتر لگاریتم درستنمایی مدل های مختلف با یکدیگر مقایسه شده و با توجه به میزان لگاریتم درستنمایی و تفاوت معنی دار آماری با سایر مدل ها به عنوان مناسبترین مدل جهت تجزیه و تحلیل یک و چند صفتی اطلاعات مورد بررسی مشخص می شود.

## نتایج و بحث

در این تحقیق میانگین و انحراف معیار اوزان تولد، ۳، ۶، ۹ و ۱۲ ماهگی گوسفند بلوچی به ترتیب  $0.7 \pm 0.3$ ،  $1.3 \pm 0.4$ ،  $2.2 \pm 0.3$  و  $3.7 \pm 0.4$  کیلوگرم برآورد شد که تقریباً مساوی مقادیر گزارش شده توسط واعظ ترشیزی (۵) و اسکندری نسب (۳) است.

مؤلفه های واریانس ژنتیکی افزایشی مستقیم، محیطی دائمی مادری، ژنتیکی افزایشی مادری، باقیمانده و فنوتیپی و کوواریانس بین اثر ژنتیکی افزایشی مستقیم - مادری در جدول ۱ ارائه شده است. همچنین مقادیر وارث پذیری مستقیم و مادری، نسبت واریانس محیطی مادری به واریانس فنوتیپی، همبستگی بین اثر ژنتیکی افزایشی مستقیم - مادری و لگاریتم درستنمایی که حاصل تفاوت لگاریتم درستنمایی هر مدل با مدل هشت (مدل دارای بالاترین لگاریتم درستنمایی) است، در جدول ۲ نشان داده شده است. همانطور که مشاهده می شود با منظور نمودن اثرات تصادفی بیشتر در مدل، میزان لگاریتم درستنمایی بیشتر می شود بطوریکه مدل هشت دارای بیشترین مقادیر لگاریتم درستنمایی برای اوزان تولد، ۳، ۶، ۹ و ۱۲ ماهگی بوده و مناسبترین مدل برای تجزیه و تحلیل اطلاعات این تحقیق است.

1-Maternal heritability

2- Log likelihood



جدول ۱- مؤلفه های واریانس و کوواریانس برآورد شده از مدل‌های مختلف حیوانی در تجزیه یک صفتی با استفاده از REML

مدل	$\sigma_a^2$	$\sigma_c^2$	$\sigma_m^2$	$\sigma_{am}$	$\sigma_e^2$	$\sigma_p^2$
<b>وزن تولد</b>						
مدل یک	۰/۱۲	-	-	-	۰/۱۹	۰/۳۱
مدل دو	۰/۱۷	۰/۰۵	-	-	۰/۱۸	۰/۳۰
مدل سه	۰/۰۸	-	۰/۰۵	-	۰/۱۸	۰/۳۱
مدل چهار	۰/۰۶	-	۰/۰۴	۰/۱۲	۰/۱۹	۰/۳۱
مدل هفت	۰/۰۴	۰/۰۳	۰/۰۴	-	۰/۱۹	۰/۳۰
مدل هشت	۰/۰۶	۰/۰۳	۰/۰۲	۰/۰۱	۰/۱۹	۰/۳۱
<b>وزن ۳ ماهگی</b>						
مدل یک	۳/۳	-	-	-	۸/۱	۱۱/۴
مدل دو	۳/۰	۲/۴	-	-	۶/۶	۱۲/۰
مدل سه	۱/۶	-	۱/۰	-	۸/۵	۱۱/۱
مدل چهار	۱/۵	-	۰/۹	۰/۳	۸/۴	۱۱/۲
مدل هفت	۱/۵	۰/۶	۰/۸	-	۸/۲	۱۱/۱
مدل هشت	۱/۴	۰/۸	۰/۴	۰/۳	۸/۲	۱۱/۱
<b>وزن ۶ ماهگی</b>						
مدل یک	۴/۰	-	-	-	۱۱/۹	۱۵/۹
مدل دو	۲/۴	۰/۸	-	-	۱۲/۳	۱۵/۴
مدل سه	۲/۳	-	۱/۴	-	۱۲/۰	۱۵/۷
مدل چهار	۱/۹	-	۱/۲	۰/۵	۱۲/۰	۱۵/۶
مدل هفت	۲/۲	۰/۷	۰/۷	-	۱۱/۹	۱۵/۵
مدل هشت	۲/۵	۰/۳	۰/۴	۰/۷	۱۱/۸	۱۵/۷
<b>وزن ۹ ماهگی</b>						
مدل یک	۳/۸	-	-	-	۱۱/۵	۱۵/۳
مدل دو	۲/۸	۰/۸	-	-	۱۱/۵	۱۵/۱
مدل سه	۲/۳	-	۰/۹	-	۱۱/۹	۱۵/۱
مدل چهار	۱/۹	-	۰/۵	۰/۰۶	۱۲/۰	۱۵/۲
مدل هفت	۲/۳	۰/۴	۰/۵	-	۱۲/۰	۱۵/۱
مدل هشت	۱/۸	۰/۴	۰/۴	۰/۰۶	۱۲/۰	۱۵/۱
<b>وزن ۱۲ ماهگی</b>						
مدل یک	۷/۵	-	-	-	۱۲/۹	۲۰/۴
مدل دو	۶/۱	۰/۹	-	-	۱۲/۹	۲۰/۰
مدل سه	۵/۱	-	۱/۱	-	۱۳/۶	۱۹/۹
مدل چهار	۴/۵	-	۰/۵	۰/۰۷	۱۳/۷	۲۰/۲
مدل هفت	۵/۳	۰/۶	۰/۶	-	۱۳/۳	۱۹/۸
مدل هشت	۵/۳	۰/۲	۰/۳	۱/۲	۱۳/۳	۲۰/۳

$\sigma_a^2$  = واریانس ژنتیکی افزایشی مستقیم،  $\sigma_c^2$  = واریانس محیطی دائمی مادری،  $\sigma_m^2$  = واریانس ژنتیکی افزایشی مادری،  $\sigma_{am}$  = کوواریانس بین ژنتیکی افزایشی مستقیم - مادری،  $\sigma_e^2$  = واریانس باقی مانده،  $\sigma_p^2$  = واریانس فنوتیپی.



### الف صفات قبل از شیرگیری

وزن تولد: وارث پذیری مستقیم وزن تولد حاصل از مدل‌های حیوانی مختلف در تحقیق حاضر متفاوت بوده و دامنه‌ای از ۰/۱۴ تا ۰/۴ داشت. واعظ ترشیزی و همکاران (۱۳) برای نژاد مریوس استرالیایی دامنه ۰/۲۶ تا ۰/۵۵ را از مدل‌های مختلف گزارش نموده‌اند. همچنین اکوت و همکاران (۱۱) در نژادهای کلمبیا، پولی پی، رامبولت و تارگی نیز این پارامتر را ۰/۱۴ تا ۰/۴۹ گزارش نموده‌اند. بیشترین مقدار وارث پذیری مستقیم مربوط به مدل یک است (۰/۴) که در آن، برآورد بدون حذف اثرات محیطی دائمی و ژنتیکی مادری صورت گرفته و لذا اریب به طرف بالاست. این برآورد مشابه برآورد اسکندری نسب و امام جمعه (۴) در نژاد بلوچی است. در این تحقیق وارث پذیری وزن تولد برآورد شده توسط مناسبترین مدل (مدل هشت) مساوی ۰/۱۹ است که با منظور نمودن عوامل محیطی دائمی و ژنتیکی مادری در تجزیه و تحلیل حاصل شده است. مقادیر  $C^2$  و  $hm^2$  به ترتیب از مدل‌های دو و سه برآورد شده‌اند که مساوی ۰/۱۶ و ۰/۱۶ هستند نزدیک به مقادیر برآورد شده توسط اسکندری نسب (۳) است که به ترتیب مساوی ۰/۱۸ و ۰/۲۳ گزارش شده است. اندازه  $C^2$  و  $hm^2$  در وزن تولد در مقایسه با مقدار ۰/۱۹ مربوط به وارث پذیری مستقیم اهمیت استفاده از مدل حاوی اثرات تصادفی ژنتیکی و محیطی دائمی مادری و نقش بزرگ این اثرات در وزن تولد را نشان می‌دهد. بنابراین در تجزیه و تحلیل رکوردهای وزن تولد منظور نمودن اثرات ژنتیکی و محیطی دائمی مادری ضروری و مهم است (۳ و ۱۳).

**وزن ۳ ماهگی:** وارث پذیری برآورد شده برای وزن ۳ ماهگی از طریق مدل‌های مختلف متفاوت

بوده و از ۰/۱۳ تا ۰/۲۹ متغیر است. با منظور نمودن اثرات محیطی دائمی و ژنتیکی مادری در مدل، مؤلفه‌ها و لذا وارث پذیری مستقیم، نسبت وارثانس محیطی دائمی مادری به وارثانس فنوتیپی و وارث پذیری مادری هر کدام به تفکیک برآورد می‌شود. مقادیر سه پارامتر فوق در مدل هشت به ترتیب مساوی ۰/۱۳، ۰/۰۷ و ۰/۰۴ برآورد شد. ارقام مشابه توسط محققین نیز گزارش شده است. واعظ ترشیزی و همکاران (۱۳) مقادیر وارث پذیری مستقیم را با استفاده از مدل‌های مختلف ۰/۲۷ تا ۰/۵۵ برآورد نموده‌اند. در گزارش فوق در بهترین مدل  $C^2$  و  $hm^2$  به ترتیب مساوی ۰/۴۲ و ۰/۰۳ ارائه شده است. همچنین اکوت و همکاران (۱۱) در نژادهای کلمبیا، پولی پی، رامبولت و تارگی با استفاده از مدل‌های مختلف، وارث پذیری مستقیم از ۰/۰۴ تا ۰/۳۵ گزارش نموده‌اند که مشابه تحقیق حاضر است. اسکندری نسب (۳) وارث پذیری مستقیم از با استفاده از مدل‌های یک و دو در گوسفند بلوچی به ترتیب مساوی ۰/۲۹ و ۰/۱۳ گزارش نموده که مطابق نتایج حاضر است. برآورد یزدی (۱۴) از وارث پذیری مستقیم در گوسفند بلوچی برای وزن ۳ ماهگی مساوی ۰/۱۳ است که مطابق برآورد حاصل از مدل‌های هفت و هشت تحقیق حاضر می‌باشد.

**اوزان ۶، ۹ و ۱۲ ماهگی:** اهمیت اثر محیطی دائمی و ژنتیکی افزایشی مادری در صفات بعد از شیرگیری کم بوده و لذا مقادیر  $C^2$  و  $hm^2$  برآورد شده از مدل‌های مختلف برای وزن بدن در سنین ۶، ۹ و ۱۲ ماهگی در مقایسه با وزن تولد و وزن ۳ ماهگی کمتر است.

وارث پذیری مستقیم برای وزن ۶ ماهگی با استفاده از مدل‌های یک، دو، سه، چهار، هفت و هشت به ترتیب مساوی ۰/۲۵، ۰/۱۶، ۰/۱۵،



جدول ۲- پارامترهای ژنتیکی صفات وزن بدن برآورد شده از مدل‌های مختلف حیوانی در تجزیه یک صفتی با استفاده از REML.

مدل	$h^2 \pm S.E$	$C^2 \pm S.E$	$h^2 m \pm S.E$	$r_{am}$	Logl
وزن تولد					
مدل یک	$0.40 \pm 0.02$	-	-	-	-195
مدل دو	$0.25 \pm 0.04$	$0.16 \pm 0.01$	-	-	-231
مدل سه	$0.25 \pm 0.02$	-	$0.16 \pm 0.01$	-	-237
مدل چهار	$0.20 \pm 0.02$	-	$0.16 \pm 0.02$	$0.24$	-26
مدل هفت	$0.14 \pm 0.01$	$0.09 \pm 0.02$	$0.12 \pm 0.02$	-	-11
مدل هشت	$0.19 \pm 0.02$	$0.12 \pm 0.01$	$0.08 \pm 0.02$	$0.23$	-
وزن ۳ ماهگی					
مدل یک	$0.29 \pm 0.03$	-	-	-	76
مدل دو	$0.24 \pm 0.03$	$0.20 \pm 0.01$	-	-	-5
مدل سه	$0.15 \pm 0.02$	-	$0.09 \pm 0.01$	-	-28
مدل چهار	$0.14 \pm 0.02$	-	$0.08 \pm 0.02$	$0.29$	-23
مدل هفت	$0.13 \pm 0.02$	$0.05 \pm 0.01$	$0.07 \pm 0.02$	-	-3
مدل هشت	$0.13 \pm 0.03$	$0.07 \pm 0.01$	$0.04 \pm 0.02$	$0.37$	-
وزن ۶ ماهگی					
مدل یک	$0.25 \pm 0.03$	-	-	-	-31
مدل دو	$0.16 \pm 0.03$	$0.05 \pm 0.02$	-	-	-13
مدل سه	$0.15 \pm 0.03$	-	$0.09 \pm 0.02$	-	-9
مدل چهار	$0.13 \pm 0.02$	-	$0.08 \pm 0.01$	$0.33$	-1
مدل هفت	$0.14 \pm 0.02$	$0.04 \pm 0.02$	$0.04 \pm 0.02$	-	-6
مدل هشت	$0.16 \pm 0.03$	$0.12 \pm 0.02$	$0.03 \pm 0.02$	$0.68$	-
وزن ۹ ماهگی					
مدل یک	$0.25 \pm 0.05$	-	-	-	-11
مدل دو	$0.18 \pm 0.04$	$0.05 \pm 0.02$	-	-	-8
مدل سه	$0.15 \pm 0.04$	-	$0.16 \pm 0.02$	-	-7
مدل چهار	$0.12 \pm 0.04$	-	$0.13 \pm 0.02$	$1$	-6
مدل هفت	$0.15 \pm 0.04$	$0.03 \pm 0.02$	$0.13 \pm 0.02$	-	-7
مدل هشت	$0.12 \pm 0.04$	$0.03 \pm 0.02$	$0.13 \pm 0.02$	$1$	-
وزن ۱۲ ماهگی					
مدل یک	$0.37 \pm 0.04$	-	-	-	-15
مدل دو	$0.13 \pm 0.15$	$0.05 \pm 0.02$	-	-	-10
مدل سه	$0.26 \pm 0.05$	-	$0.16 \pm 0.01$	-	-10
مدل چهار	$0.22 \pm 0.04$	-	$0.13 \pm 0.01$	-	-9
مدل هفت	$0.27 \pm 0.04$	$0.03 \pm 0.01$	$0.13 \pm 0.02$	-	-9
مدل هشت	$0.27 \pm 0.04$	$0.11 \pm 0.01$	$0.11 \pm 0.01$	$1$	-

$h_a^2$  = وارث پذیری ژنتیکی افزایشی مستقیم،  $C^2$  = نسبت واریانس محیطی دائمی مادری به واریانس فنوتیپی،  $h_m^2$  = وارث پذیری مادری و  $r_{am}$  = همبستگی ژنتیکی افزایشی مستقیم - مادری.





۰/۱۳، ۰/۱۴ و ۰/۱۶ برآورد شد. مقادیر برآورد شده از طریق مدل‌های مختلف برای وزن ۹ ماهگی نیز مشابه مقادیر مربوط به وزن ۶ ماهگی است (جدول ۲). این مقادیر برای وراثت‌پذیری مستقیم وزن ۱۲ ماهگی از طریق مدل‌های فوق به ترتیب مساوی ۰/۳۷، ۰/۳۱، ۰/۲۶، ۰/۲۲، ۰/۲۷ و ۰/۲۶ است که در دامنه بالاتری نسبت به وراثت‌پذیری اوزان ۶ و ۹ ماهگی قرار دارد.  $h_m^2$  و  $c^2$  برآورد شده با استفاده از مدل‌های مختلف برای اوزان بدن در ۶، ۹ و ۱۲ ماهگی تقریباً مساوی است (جدول ۲).

واعظ ترشیزی و همکاران (۱۳) وراثت‌پذیری وزن بدن در سن ۱۰ ماهگی را از طریق مدل‌های مختلف ۰/۲۳ تا ۰/۳۵ گزارش نموده‌اند که در حدود مقادیر تحقیق حاضر است. این محققین مقادیر  $c^2$  و  $h_m^2$  را برای وزن ۱۰ ماهگی به ترتیب ۰/۰۹ و ۰/۱۵ گزارش نموده‌اند که اندکی بالاتر از نتایج تحقیق حاضر است. واعظ ترشیزی و همکاران (۱۳) وراثت‌پذیری مستقیم را در نژاد مریوس برای وزن بدن در سن ۱۶ ماهگی از طریق مدل‌های مختلف ۰/۲۹ تا ۰/۴۵ و  $c^2$  و  $h_m^2$  به ترتیب ۰/۰۲ و ۰/۰۲ گزارش نموده‌اند. مقادیر برآورد شده برای وراثت‌پذیری مستقیم، نسبت واریانس محیطی دائمی مادری به واریانس فنوتیپی و وراثت‌پذیری مادری در تحقیق حاضر برای صفات قبل و بعد از شیرگیری مشابه گزارش سایر محققین است (۳، ۴، ۱۱، ۱۳ و ۱۴). نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که نقش اثرات محیطی و ژنتیکی مادری در اوزان بعد از شیرگیری با

افزایش سن حیوان کاهش یافته و لذا  $c^2$  و  $h_m^2$  نیز کاهش نشان می‌دهد.

**نتیجه‌گیری:** در تحقیق حاضر نقش عوامل ژنتیکی افزایشی مستقیم، محیطی دائمی و ژنتیکی افزایشی مادری از طریق مقایسه برآوردهای حاصل از مدل‌های مختلف مورد بررسی و تاکید قرار گرفته و مشخص شد که استفاده از مدل هشت و منظور نمودن اثرات تصادفی محیطی دائمی و ژنتیکی افزایشی مادری به‌مراه اثر ژنتیکی افزایشی مستقیم بویژه در صفات قبل از شیرگیری به منظور برآورد دقیق‌تر پارامترهای ژنتیکی ضروری است. بطوریکه در جدول‌های ۱ و ۲ مشاهده شد افزایش نسبت واریانس محیطی دائمی مادری به واریانس فنوتیپی کل و وراثت‌پذیری مادری، سبب کاهش وراثت‌پذیری مستقیم گردیده ولی تغییرات همبستگی ژنتیکی افزایشی - مادری روند تسائیر گذار مشخص بر روی وراثت‌پذیری مستقیم ندارد.

### سپاسگزاری

بدینوسیله از مسئولین و کارکنان محترم مرکز پرورش و اصلاح نژاد گوسفند بلوچی ایستگاه عباس آباد مشهد بویژه جناب آقای مهندس مجتبی حجازی که با فعالیت و پایداری مداوم و طولانی در فعالیتهای تحقیقی ایستگاه مزبور، امکان تحقیق حاضر را فراهم نموده‌اند، سپاسگزاری و تشکر می‌نمائیم. همچنین از مسئولین محترم دانشکده کشاورزی دانشگاه زنجان بدلیل حمایت از این تحقیق تشکر می‌نمائیم.

### منابع

- اسکندری نسب، م. پ. و ن. امام جمعه کاشان. ۱۳۷۶. برآورد پارامترهای ژنتیکی برخی صفات گوسفند قره‌گل سیاه. مجله دانش کشاورزی، جلد ۷، شماره های ۳ و ۴، صفحه ۹۱-۷۹.



۲. اسکندری نسب، م. پ. و ن. امام جمعه کاشان. ۱۳۷۶. برآورد مؤلفه های واریانس- کوواریانس و پارامترهای ژنتیکی به روش MIVQUE. مجله علوم کشاورزی و منابع طبیعی، سال چهارم، شماره سوم. صفحه ۱۶-۷.
۳. اسکندری نسب، م. پ. ۱۳۷۷. بررسی روند ژنتیکی در گوسفند بلوچی، پایان نامه دکتری دامپروری (ژنتیک و اصلاح دام)، گروه علوم دامی دانشکده کشاورزی دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران.
۴. اسکندری نسب، م. پ. و ن. امام جمعه کاشان. ۱۳۷۸. برآورد پارامترهای ژنتیکی در جامعه انتخاب شده گوسفند بلوچی به روش حداکثر درستنمایی محدود شده. مجله علمی کشاورزی، جلد بیست و دوم، شماره ۲، صفحه ۸۷-۷۵.
۵. واعظ نرشیزی، ر. ۱۳۶۹. بررسی استعداد تولیدی و ژنتیکی گوسفندان نژاد بلوچی. پایان نامه کارشناسی ارشد گروه علوم دامی دانشکده کشاورزی دانشگاه تربیت مدرس، تهران- ایران.
6. Falconer, D.S. 1989. Introduction to quantitative genetics (3<sup>rd</sup> ED), Longman, London, 438pp.
7. Graser, H.U., S.P. Smith, and B. Tier. 1987. A derivative- free approach for estimating variance components in animal models by restricted maximum likelihood. J. Anim. Sci. 64: 1362-1370
8. Henderson, C.R. 1984. Application of linear models in animal breeding. Unive of Guelph, Canada, 462pp.
9. Lush, J.L., W.F. Lamoreux, and L.N. Hazel. 1984. The heritability of resistance to death in the fowl. Poult. Sci. 27: 365-388.
10. Meyer, K. 1989. Restricted maximum likelihood to estimate variance components for animal models with several effects using a derivative – free algorithm. Cenet. Sel. Evol. 21: 317-340.
11. Okut, H., C.M. Bromely, L.D. Van Vleck, and G.D. Snowden. 1999. Genotypic expression with different age of dams: III- Weight traits of sheep. J. Anim. Sci. 77: 2327-2378.
12. Prez-Enciso, M., J.L. Foulley, L. Bodian, and J.P. Poivey. 1994. Genetic implication of a bivariate threshold model for litter size components. J. Anim Sci. 72: 2775-2786.
13. Vaez Torshizi, R., F.W. Nicholas, and H.W. Readsm. 1996. REML estimates of variance and covariance for production traits in Australian merino sheep, using an animal model. 1. Body weight from birth to 22 Month. Aust. J. Agric. Res. 47: 1235-1249.
14. Yazdi, M.H., and L.E. Liliedahi. 1997. Genetic parameters for lamb weight at different ages and wool production in Baluchi sheep. Anim. Sci. 65:247-255.



---

**Estimation of genetic parameter in Baluchi sheep for body weight:**  
**1. Variance components and parameters of univariate analysis.**

**S.P. Escandary Nasab<sup>1</sup>, M. Salmani Izadi<sup>1</sup> and R. Vaez Torshizi<sup>2</sup>**

<sup>1</sup> Faculty of Agriculture, Zandjan University, Zandjan, Iran ; <sup>2</sup> Faculty of Agriculture, Tarbiat  
Modarres University, Tehran, Iran.

---

**Abstract**

Variance components, direct and maternal heritability and  $c^2$  in Baluchi sheep were estimated by restricted maximum likelihood procedure using 25 years data collected in Abbas abad station (Korasan Province). Six different animal model were fitted. These models were different for the number of random effects. The results of six models were compared. Estimates of direct heritability for birth, 3,6,9 and 12 months weights obtained by model eight were  $0.19 \pm 0.019$ ,  $0.13 \pm 0.031$ ,  $0.16 \pm 0.028$ ,  $0.12 \pm 0.042$  and  $0.26 \pm 0.044$  respectively. The maternal heritability and  $c^2$  were estimated to be  $(0.08 \pm 0.017)$  and  $(0.12 \pm 0.012)$ ,  $(0.04 \pm 0.021)$  and  $(0.07 \pm 0.081)$ ,  $(0.03 \pm 0.019)$  and  $(0.02 \pm 0.017)$ ,  $(0.03 \pm 0.025)$  and  $(0.03 \pm 0.024)$  and  $(0.01 \pm 0.012)$  and  $(0.01 \pm 0.013)$ , respectively.

**Keywords:** Baluchi sheep; Heritability; Restricted maximum likelihood; Animal model; Growth traits.

