Archive of SID

مجله علوم کشاورزی و منابع طبیعی
سال نهم – شماره دوم – تابستان ۱۳۸۱
www.magiran.com/jasnr

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

مراد پاشا اسکندری نسب[۱]، محمد سلمانی ایزدی[۱] و رسول واعظ ترشیزی[۲]
[۱] دانشکده کشاورزی دانشگاه زنجان؛ [۲]دانشکده کشاورزی دانشگاه تربیت مدرس
تاریخ دریافت:۸۰/۵/۱۶؛تاریخ پذیرش:۸۰/۱۲/۲۰

چکیده

مؤلفه های واریانس و ضریب وارثت‌پذیری 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 جمع‌آوری شده بود، برآورد گردید. مؤلفه های واریانس برای محاسبه پارامترهای ژنتیکی با روش حداکثر درستنمایی محدود شده (REML) با استفاده از مدلهای مختلف حیوانی برآورد شده و نتایج ٦ مدل از نظر تعداد اثرات موجود در مدل متفاوت بودند مورد مقایسه قرار گرفت. وارثت‌پذیری مستقیم اوزان تولد، ۳، ٦، ۹ و ۱۲ ماهگی براساس مناسبترین مدل (مدل هشت) به ترتیب مساوی ۰/۰۱۹ ±۰/۰۱۹، ۰/۰۳۱ ±۰/۱۳، ۰/۰۲۸ ±۰/۱٦، ۰/۰٤۲ ±۰/۱۲و ۰/۰٤٤ ±۰/۲٦برآورد شد. وارثت‌پذیری مادری و c^2 نیز به ترتیب مساوی (۰/۰۱۷ ± ۰/۰۸و ۰/۰۱۲±۰/۱۲)، (۰/۰۲۱ ±۰/۰٤ و ۰/۰۸۱±۰/۰۷)، (۰/۰۱۹ ±۰/۰۳ و ۰/۰۱۷ ±۰/۰۲)، (۰/۰۲۵ ±۰/۰۳ و ۰/۰۲٤ ±۰/۰۳) و ۰/۰۱۲ ±۰/۰۱ و ۰/۰۱۳ ±۰/۰۱) برآورد شد.

واژه‌های کلیدی: گوسفند بلوچی، وارثت‌پذیری، 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 اولویت‌های اساسی در هر برنامه ریزی اصلاح نژاد است (۱۱

www.SID.ir

Archive of SID

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 ایستگاه‌های 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، ٤، ٥ و ١٤).

گوسفند بلوچی پرجمعیت ترین گوسفند ایران بوده ودر 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 ضرورتهای اصلاح نژاد در این نژاد است.

برای برآورد مؤلفه های واریانس - کوواریانس و پارامترهای ژنتیکی از روشهای مختلف استفاده می شود. یکی از روشهای برآورد وارثت‌پذیری، 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 روشهای دیگر بهره گیری بعمل آید (۳، ٤ و ۸).

مهمترین روشهای برآورد مؤلفه های واریانس - کوواریانس شامل روشهای هندرسون، MIVQUE[1] و REML[2] است که خصوصیات و نحوه برآورد این روشها در منابع مختلف مورد بررسی قرار گرفته است (۱، ۲، ۳، ٤ و ۸).

انجام برآورد با استفاده از روشهای MIVQUE تکرار و تقریبی، ML[3] و REML به دلیل زمان و هزینه محاسبات بویژه در مواردی که تعداد معادلات زیاد بوده و ماتریس ضرایب بسیار بزرگ است، محدودیت دارد. در روشهای فوق باید برای برآورد مولفه های واریانس - کوواریانس، ماتریس ضرایب را معکوس نمود که در صورت بزرگ بودن ماتریس ضرایب و زیاد بودن تعداد معادلات که بدنبال زیاد بودن رکوردهای مورد بررسی و متنوع و زیاد بودن عوامل ثابت و تصادفی موجود در مدل حاصل می‌شود، معکوس نمودن ماتریس ضرایب بویژه در تجزیه‌های 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[4] از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. در الگوریتم DF[5] (با روش REML) برآورد مؤلفه‌های 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 نسبی وارثت‌پذیری ژنتیکی افزایشی مستقیم است که بدینوسیله سهم اثرات ژنتیکی افزایشی مستقیم از واریانس فنوتیپی کل تفکیک گردیده تا بتوان از آن

1- Minimum Variance quadratic unbiased stimation

2- Restricted Maximum likelihhod

3- Maximum Likelihood

4- Centeral prossesor unit

5- Derivative Free

www.SID.ir

Archive of SID

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) جمع‌آوری 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. جفتگیری‌های 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 ومادر، اوزان تولد، سه ماهگی (شیرگیری)، ٦، ۹ و 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، ٦، ۹ و ۱۲ ماهگی) بهمراه اطلاعات مورد نیاز آماده شد. این فایلها 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 فایل ارقام مربوط به وزن تولد برابر ۱۲۱۸۰ 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، ٤، ٥، ٦، ۷، و۸=i

YR_j= ۱، ۲، ...و ۲۵=j

SX_k= ۱و ۲=k

BT_l=اثر ثابت نحوه تولد ۱و ۲=I

$b(x_{ijklmn}-X)$= 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] که 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 وارثت‌پذیری بدون جدا کردن اثرات محیطی و ژنتیکی مادری انجام می‌شود. 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 وارثت‌پذیری مستقیم[1] (h_a^2) نسبت واریانس محیطی دائمی مادری به واریانس فنوتیپی کل[2] (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-sqyared

www.SID.ir

Archive of SID

تصادفی اضافه نسبت به مدل یک علاوه بر وارثت‌پذیری مستقیم، وارثت‌پذیری مادری [1] (h_m^2) را برآورد می‌کند. 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 مدلهای سه و چهار است.

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

[۲]

$$y= Xb +Za +e$$

[۳]

$$y= Xb+ Z_aa+Z_cC+e$$

[٤]

$$y=Xb+Z_aa+Z_mm+e$$

[٥]

$$y= Xb+Z_aa+Z_mm+Z_cC+e$$

در معادلات فوق، X و Z به ترتیب ماتریس ضرایب معلوم ۰ و ۱ برای عوامل ثابت و تصادفی است. b، a، c، 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 مدلهای چهار و هشت مورد استفاده نیز به ترتیب، مشابه معادلات [٤] و [٥] است با این تفاوت که اثرات متقابل مربوطه نیز در مدل منظور شده است.

استفاده از مدلهای مختلف بدلیل تفاوت میزان لگاریتم درستنمایی [2] 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 مدلهای مختلف با یکدیگر مقایسه شده و با توجه به میزان لگاریتم درستنمایی و تفاوت معنی‌دار آماری با سایر مدلها به عنوان مناسبترین مدل جهت تجزیه و تحلیل یک و چند صفتی اطلاعات مورد بررسی مشخص می‌شود.

نتایج و بحث

در این تحقیق میانگین و انحراف معیار اوزان تولد، ۳، ٦، ۹ و ۱۲ ماهگی گوسفند بلوچی به ترتیب (۰/۷ ±) ٤/۳۰، (٤/۲ ±) ۲۲/٤، (٥/۳ ±) ۳۰/۲، (٥/۳ ±) ۳۳/٤ و (٦/٤±) ۳۷/۰ کیلوگرم برآورد شد که تقریباً مساوی مقادیر گزارش شده توسط واعظ ترشیزی (٥) 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 وارثت‌پذیری 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 می‌شود با منظور نمودن اثرات تصادفی بیشتر در مدل، میزان لگاریتم درستنمایی بیشتر می‌شود بطوریکه مدل هشت دارای بیشترین مقادیر لگاریتم درستنمایی برای اوزان تولد، ۳، ٦، ۹ و ۱۲ ماهگی بوده و مناسبترین مدل برای تجزیه و تحلیل اطلاعات این تحقیق است.

1-Maternal heritability

2- Log likelihood

www.SID.ir

Archive of SID

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

مدل		σ_a^2	σ_c^2	σ_m^2	σ_{am}	σ_e^2	σ_p^2
وزن تولد							
مدل	یک	۰/۱۲	–	–	–	۰/۱۹	۰/۳۱
مدل	دو	۰/۰۷	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
وزن ۳ ماهگی							
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
وزن ۶ ماهگی							
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
وزن ۹ ماهگی							
مدل	یک	۳/۸	–	–	–	۱۱/۵	۱۵/۴
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
وزن ۱۲ ماهگی							
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

σ_a^2 = واریانس ژنتیکی افزایشی مستقیم، σ_c^2 = واریانس محیطی دائمی مادری، σ_m^2 = واریانس ژنتیکی افزایشی مادری، σ_{am} = کوواریانس بین ژنتیکی افزایشی مستقیم – مادری، σ_e^2 = واریانس باقی مانده و σ_p^2 = واریانس فنوتیپی.

www.SID.ir

Archive of SID

الف -صفات قبل از شیرگیری

وزن تولد: وارثت‌پذیری مستقیم وزن تولد حاصل از مدلهای حیوانی مختلف در تحقیق حاضر متفاوت بوده و دامنه‌ای از ۰/۱٤ تا ۰/٤ داشت. واعظ ترشیزی و همکاران (۱۳) برای نژاد مرینوس استرالیایی دامنه ۰/۲٦ تا ۰/۵۵ را از مدلهای مختلف گزارش نموده‌اند. همچنین اکوت و همکاران (۱۱) در نژادهای کلمبیا، پولی پی، رامبویلت و تارگی نیز این پارامتر را ۰/۱٤ تا ۰/٤۹ گزارش نموده‌اند. بیشترین مقدار وارثت‌پذیری مستقیم مربوط به مدل یک است (۰/٤) 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 (٤) در نژاد بلوچی است. در این تحقیق وارثت‌پذیری 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 ۰/۱٦ و ۰/۱٦هستند نزدیک به مقادیر برآورد شده توسط اسکندری نسب (۳) است که به ترتیب مساوری ۰/۱۸ و ۰/۲۳ گزارش شده است . اندازه c^2 و h_m^2 در وزن تولد در مقایسه با مقدار ۰/۱۹ مربوط به وارثت پذیری مستقیم اهمیت استفاده از مدل حاوی اثرات تصادفی ژنتیکی و محیطی دائمی مادری و نقش بزرگ این اثرات در وزن تولد را نشان می دهد. 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: وارثت‌پذیری برآورد شده برای وزن ۳ ماهگی از طریق مدلهای مختلف متفاوت بوده واز ۰/۱۳ تا ۰/۲۹ متغیر است. با منظور نمودن اثرات محیطی دائمی و ژنتیکی مادری در مدل، مؤلفه ها و لذا وراثت‌پذیری مستقیم، نسبت واریانس محیطی دائمی مادری به واریانس فنوتیپی و وارثت‌پذیری مادری هر کدام به تفکیک برآورد می شود. مقادیر سه پارامتر فوق در مدل هشت به ترتیب مساوی ۰/۱۳ ، ۰/۰۷ و ۰/۰٤ برآورد شد. ارقام مشابه توسط محققین نیز گزارش شده است. واعظ ترشیزی و همکاران (۱۳) مقادیر وارثت‌پذیری مستقیم را با استفاده از مدلهای مختلف ۰/۲۷ تا ۰/۵۵ برآورد نموده اند. در گزارش فوق در بهترین مدل c^2 و h_m^2 به ترتیب مساوی ۰/٤۲ و ۰/۰۳ ارائه شده است. همچنین اکوت و همکاران (۱۱) در نژادهای کلمبیا، پولی پی، رامبویلت و تارگی با استفاده از مدلهای مختلف، وارثت‌پذیری مستقیم از ۰/۰٤ تا ۰/۳۵ گزارش نموده‌اند که مشابه تحقیق حاضراست. اسکندری نسب (۳) وارثت‌پذیری 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 حاضراست. برآورد یزدی (۱٤) از وارثت‌پذیری 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 ٦، 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 h_m^2 برآورد شده از مدلهای مختلف برای وزن بدن در سنین ٦، ۹ و ۱۲ ماهگی در مقایسه با وزن تولد و وزن ۳ ماهگی کمتر است.

وارثت‌پذیری مستقیم برای وزن ٦ ماهگی با استفاده از مدلهای یک ، دو، سه، چهار، هفت و هشت به ترتیب مساوی ۰/۲۵، ۰/۱٦، ۰/۱۵،

www.SID.ir

Archive of SID

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

مدل		$h^2 \pm S.E$	$C^2 \pm S.E$	$h^2m \pm S.E$	r_{am}	Log l
وزن تولد						
مدل	یک	۰/۴۰ ± ۰/۰۲	-	-	-	-۱۹۵
مدل	دو	۰/۲۵ ± ۰/۰۴	۰/۱۶ ± ۰/۰۱	-	-	-۳۱
مدل	سه	۰/۲۵ ± ۰/۰۲	-	۰/۱۶ ± ۰/۰۱	-	-۳۷
مدل	چهار	۰/۲۰ ± ۰/۰۲	-	۰/۱۶ ± ۰/۰۲	۰/۲۴	-۲۶
مدل	هفت	۰/۱۴ ± ۰/۰۱	۰/۰۹ ± ۰/۰۲	۰/۱۲ ± ۰/۱۲	-	-۱۱
مدل	هشت	۰/۱۹ ± ۰/۰۲	۰/۱۲ ± ۰/۰۱	۰/۰۸ ± ۰/۰۲	۰/۲۳	-
وزن ۳ ماهگی						
مدل	یک	۰/۲۹ ± ۰/۰۳	-	-	-	۷۶
مدل	دو	۰/۲۴ ± ۰/۰۳	۰/۲۰ ± ۰/۰۱	-	-	-۵
مدل	سه	۰/۱۵ ± ۰/۰۲	-	۰/۰۹ ± ۰/۰۱	-	-۲۸
مدل	چهار	۰/۱۴ ± ۰/۰۲	-	۰/۰۸ ± ۰/۰۲	۰/۲۹	-۲۳
مدل	هفت	۰/۱۳ ± ۰/۰۲	۰/۰۵ ± ۰/۰۱	۰/۰۷ ± ۰/۰۲	-	-۳
مدل	هشت	۰/۱۳ ± ۰/۰۳	۰/۰۷ ± ۰/۰۱	۰/۰۴ ± ۰/۰۲	۰/۳۷	-
وزن ۶ ماهگی						
مدل	یک	۰/۲۵ ± ۰/۰۳	-	-	-	-۳۱
مدل	دو	۰/۱۶ ± ۰/۰۳	۰/۰۵ ± ۰/۰۲	-	-	-۱۳
مدل	سه	۰/۱۵ ± ۰/۰۳	-	۰/۰۹ ± ۰/۰۲	-	-۹
مدل	چهار	۰/۱۳ ± ۰/۰۲	-	۰/۰۸ ± ۰/۰۱	۰/۳۳	-۱
مدل	هفت	۰/۱۴ ± ۰/۰۲	۰/۰۴ ± ۰/۰۲	۰/۰۴ ± ۰/۰۲	-	-۶
مدل	هشت	۰/۱۶ ± ۰/۰۳	۰/۰۲ ± ۰/۰۲	۰/۰۳ ± ۰/۰۲	۰/۶۸	-
وزن ۹ ماهگی						
مدل	یک	۰/۲۵ ± ۰/۰۵	-	-	-	-۱۱
مدل	دو	۰/۱۸ ± ۰/۰۴	۰/۰۵ ± ۰/۰۲	-	-	-۸
مدل	سه	۰/۱۵ ± ۰/۰۴	-	۰/۰۶ ± ۰/۰۲	-	-۷
مدل	چهار	۰/۱۲ ± ۰/۰۴	-	۰/۰۳ ± ۰/۰۲	۱	-۶
مدل	هفت	۰/۱۵ ± ۰/۰۴	۰/۰۳ ± ۰/۰۲	۰/۰۳ ± ۰/۰۲	-	-۷
مدل	هشت	۰/۱۲ ± ۰/۰۴	۰/۰۳ ± ۰/۰۲	۰/۰۳ ± ۰/۰۲	۱	-
وزن ۱۲ ماهگی						
مدل	یک	۰/۳۷ ± ۰/۰۴	-	-	-	-۱۵
مدل	دو	۰/۰۱۳ ± ۰/۰۱۵	۰/۰۵ ± ۰/۰۲	-	-	-۱۰
مدل	سه	۰/۲۶ ± ۰/۰۵	-	۰/۰۶ ± ۰/۰۱	-	-۱۰
مدل	چهار	۰/۲۲ ± ۰/۰۴	-	۰/۰۳ ± ۰/۰۱	-	-۹
مدل	هفت	۰/۰۲۷ ± ۰/۰۴	۰/۰۳ ± ۰/۰۱	۰/۰۳ ± ۰/۰۲	-	-۹
مدل	هشت	۰/۲۶ ± ۰/۰۴	۰/۰۱ ± ۰/۰۱	۰/۰۱ ± ۰/۰۱	۱	-

h_a^2 = وارثت پذیری ژنتیکی افزایشی مستقیم، c^2 = نسبت واریانس محیطی دائمی مادری به واریانس فنوتیپی، h_m^2 = وارثت پذیری مادری و r_{am} = همبستگی ژنتیکی افزایشی مستقیم – مادری.

www.SID.ir

Archive of SID

۰/۱۳، ۰/۱٤ و ۰/۱٦ برآورد شد. مقادیر برآورد شده از طریق مدلهای مختلف برای وزن ۹ ماهگی نیز مشابه مقادیر مربوط به وزن ٦ ماهگی است (جدول ۲). این مقادیر برای وراثت‌پذیری مستقیم وزن ۱۲ ماهگی از طریق مدلهای فوق به ترتیب مساوی ۰/۳۷، ۰/۳۱، ۰/۲٦، ۰/۲۲، ۰/۲۷ و ۰/۲٦ است که در دامنه بالاتری نسبت به وراثت‌پذیری اوزان ٦ و ۹ ماهگی قرار دارد. c^2 و h_m^2 برآورد شده با استفاده از مدلهای مختلف برای اوزان بدن در ٦، ۹ و ۱۲ ماهگی تقریباً مساوی است (جدول ۲).

واعظ ترشیزی و همکاران (۱۳) وارثت‌پذیری 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 مرینوس برای وزن بدن در سن ۱٦ماهگی از طریق مدلهای مختلف ۰/۲۹ تا ۰/٤۵ و c^2 و h_m^2 به ترتیب ۰/۰۲ و ۰/۰۲ گزارش نموده‌اند. مقادیر برآورد شده برای وارثت‌پذیری مستقیم، نسبت واریانس محیطی دائمی مادری به واریانس فنوتیپی و وارثت‌پذیری مادری در تحقیق حاضر برای صفات قبل و بعد از شیرگیری مشابه گزارش سایر محققین است (۳، ٤، ۱۱، ۱۳ و ۱٤). 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 دقیق تر پارامترهای ژنتیکی ضروری است. بطوریکه در جدولهای ۱ و ۲ مشاهده شد افزایش نسبت واریانس محیطی دائمی مادری به واریانس فنوتیپی کل و وارثت‌پذیری مادری، سبب کاهش وراثت‌پذیری مستقیم گردیده ولی تغییرات همبستگی ژنتیکی افزایشی – مادری روند تأثیر گذار مشخص بر روی وارثت‌پذیری 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

۱. اسکندری نسب، م. پ. و ن. امام جمعه کاشان. ۱۳۷٦. برآورد پارامترهای ژنتیکی برخی صفات گوسفند قره‌گل سیاه. مجله دانش کشاورزی. جلد۷ ، شماره های ۳ و ٤. صفحه ۹۱-۷۹.

www.SID.ir

Archive of SID

۲. اسکندری نسب، م. پ. و ن. امام جمعه کاشان. ۱۳۷٦. برآورد مؤلفه هـای واریـانس- کوواریـانس و پارامترهـای ژنتیکی به روش MIVQUE. مجله علوم کشاورزی و منابع طبیعی، سال چهارم، شماره سوم. صفحه ۱٦-۷.

۳. اسکندری نسب، م.پ. ۱۳۷۷. بررسی روند ژنتیکی در گوسفند بلوچی، پایـان نامـه دکـتری دامپـروری (ژنتیـک و اصلاح دام)، گروه علوم دامی دانشکده کشاورزی دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران.

٤. اسکندری نسب، م.پ. و ن. امام جمعه کاشان. ۱۳۷۸. برآورد پارامترهای ژنتیکی در جامعه انتخاب شده گوسـفند بلوچی به روش حداکثر درستنمائی محدود شده. مجله علمی کشاورزی، جلد بیست ودوم، شـماره۲، صفحـه ۸۷-۷۵.

۵. واعظ ترشیزی، ر. ۱۳٦۹. 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 (3rd 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. Snowder. 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 littelr size components. J. Anim Sci. 72: 2775-2786.

13. Vaez Torshizi, R., F.W. Nicholas, and H.W. Readsma. 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.

www.SID.ir

Archive of SID

J. Agric. Sci. Natur. Resour., Vol. 9(2), Summer 2002
www.magiran.com/jasnr

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

S.P. Escandary Nasab[1], M. Salmani Izadi [1]and R. Vaez Torshizi[2]
[1] Faculty of Agriculture, Zandjan University, Zandjan, Iran ; [2] 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 moths weights obtained by model eight were 0.19± 0.019 , 0.13±0.031, 0.16± 0.028, 0.12± 0.42 and 0.26± 0.044 respectively. The maternal heritability and c^2 were estimated to be (0.08± 0.017) and (0.12± 0.012), (0.04 ±0.021 and 0.07± 0.081), (0.03 ±0.019 and 0.02± 0.017), (0.03± 0.025 and 0.03 ±0.024) and (0.01± 0.012 and 0.01± 0.013), respectively.

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

www.SID.ir